UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

**DECISÕES DE FINANCIAMENTO E DE INVESTIMENTO DAS EMPRESAS SOB A
ÓTICA DE GESTORES OTIMISTAS E EXCESSIVAMENTE CONFIANTES**

Lucas Ayres Barreira de Campos Barros

Orientador: Prof. Dr. Rubens Famá

SÃO PAULO

2005

Prof. Dr. Adolpho José Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Eduardo Pinheiro Gondim de Vasconcellos
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Isak Kruglianskas
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

LUCAS AYRES BARREIRA DE CAMPOS BARROS

**DECISÕES DE FINANCIAMENTO E DE INVESTIMENTO DAS EMPRESAS SOB A
ÓTICA DE GESTORES OTIMISTAS E EXCESSIVAMENTE CONFIANTES**

Tese apresentada ao Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Rubens Famá

SÃO PAULO

2005

Barros, Lucas Ayres Barreira de Campos
Decisões de financiamento e de investimento das empresas sob a ótica
de gestores otimistas e excessivamente confiantes / Lucas Ayres Barreira
de Campos Barros. -- São Paulo, 2005.
261 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2005
Bibliografia.

1. Finanças das empresas 2. Otimismo I. Universidade de São Paulo.
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 658.15

A Adélio de Sousa e Castro
(in memoriam)

Agradeço à CAPES, Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pelo suporte financeiro e ao Laboratório de Finanças da FEA-USP, coordenado pelo professor José Roberto Securato, pelo acesso às bases de dados e softwares utilizados neste trabalho. Agradeço aos professores Rubens Famá, José de Oliveira Siqueira, Ricardo Pereira Câmara Leal e Richard Saito pelos comentários, críticas e sugestões que influenciaram o desenvolvimento da pesquisa. Agradeço aos amigos Alexandre Di Miceli da Silveira e Héber Pessoa da Silveira pelo auxílio na coleta dos dados. Por fim, agradeço aos meus familiares e entes queridos, em particular aos meus pais, pelo apoio incondicional mesmo à distância e a Gabriela Régis Maranhão, pela paciência e compreensão.

RESUMO

Esta pesquisa investiga empiricamente as possíveis influências de gestores cognitivamente viesados sobre as decisões de financiamento e de investimento das empresas. Especificamente, dois vieses cognitivos amplamente documentados na literatura comportamental e psicológica são enfocados: o otimismo e o excesso de confiança. As hipóteses de pesquisa são derivadas de um crescente corpo de teorias dedicadas à exploração das implicações para a empresa da presença destes traços psicológicos nos seus gestores. Embora o otimismo e o excesso de confiança tendam a se manifestar conjuntamente, é possível tratá-los separadamente para fins analíticos. Genericamente, o otimismo costuma ser modelado como uma superestimação da probabilidade de ocorrência de eventos favoráveis, ao passo que o excesso de confiança reflete-se na subestimação da volatilidade ou do ruído de processos que envolvem incerteza. Argumenta-se que uma predição central emerge do conjunto dos modelos considerados, qual seja, empresas geridas por indivíduos otimistas e/ou excessivamente confiantes são mais propensas ao endividamento, *ceteris paribus*. Alguns modelos que enfocam apenas o viés do otimismo também sugerem que estas empresas são mais propensas a adotar uma hierarquização de preferências por fontes de financiamento conhecida como *pecking order*. Quanto ao impacto destes vieses sobre o valor de mercado e sobre as decisões de investimento das empresas os resultados teóricos são ambíguos.

O estudo oferece duas contribuições principais. A primeira é o teste pioneiro das predições referidas acima e a segunda é a proposição de uma estratégia inovadora de identificação destes vieses entre os gestores. Especificamente, sólidas evidências empíricas apoiadas por argumentos teóricos diversos sugerem que os indivíduos que gerenciam o seu próprio negócio (empreendedores) são particularmente propensos a exibir excesso de confiança e otimismo exacerbado em seus julgamentos. Alternativamente, estes vieses são identificados com base no padrão de posse de ações da própria empresa por parte dos seus gestores.

Utiliza-se uma amostra de 153 empresas brasileiras observadas entre os anos de 1998 e 2003. Diferentes métodos foram empregados para estimar os parâmetros dos modelos empíricos, com destaque para o procedimento baseado no Método dos Momentos Generalizado conhecido como GMM Sistêmico, sempre com o objetivo de controlar os problemas de endogeneidade relacionados, em particular, com variáveis omitidas, erros de mensuração e com a provável determinação simultânea de algumas variáveis.

Os dados não mostram evidências favoráveis à hipótese da hierarquização de fontes de financiamento. Tampouco é possível divisar qualquer impacto sistemático das variáveis substitutas do otimismo/excesso de confiança dos gestores sobre medidas do valor de mercado e do volume geral de investimentos das empresas. Um resultado bastante significativo emerge, não obstante, da análise empírica: empresas geridas por indivíduos classificados como otimistas/excessivamente confiantes revelam-se, depois de isolados diversos fatores intervenientes, substancialmente mais alavancadas financeiramente do que as demais. Esta evidência, compatível com a predição central do conjunto de teorias comportamentais consideradas, é robusta a variações do método de estimação, da especificação do modelo empírico e da definição operacional escolhida para os vieses de interesse. A significância econômica aliada à significância estatística da influência observada sugere que otimismo e o excesso de confiança dos gestores podem exercer impacto significativo sobre decisões corporativas e, em especial, podem ser importantes determinantes da estrutura de capital das empresas.

ABSTRACT

This research empirically investigates the possible impacts of cognitively biased managers on firms' financing and investment decisions. Specifically, two cognitive biases that are widely recorded in the behavioral and psychological literature are considered: optimism and overconfidence. The testable hypotheses are derived from a growing body of theories that focus on the implications of biased managers for firms. Although optimism and overconfidence tend to appear together, it's possible to treat them separately for analytical purposes. Generically, optimism is usually modeled as an overstatement of the probability of occurrence of favorable events and overconfidence is reflected in the understatement of the volatility or of the noise of processes that involve uncertainty. It is argued that one central prediction emerges from the set of models considered, namely, that companies managed by optimistic and/or overconfident individuals are more inclined towards debt financing, *ceteris paribus*. Some models that focus on the bias of optimism alone suggest, in addition, that these companies are more prone to establishing an ordering of preferences for alternative sources of financing known as pecking order. When it comes to the impact of these biases on firm's market value and on its investment decisions the theoretical results are more ambiguous.

The study offers two main contributions. Firstly, it pioneers in testing the above mentioned predictions. Secondly, it proposes a novel strategy for identifying these biases among managers. Specifically, solid empirical evidence supported by diverse theoretical arguments suggests that people who run their own business (entrepreneurs) are particularly prone to showing overconfidence and optimism in their judgments. Alternatively, these biases were identified based on the amount of firm's stock owned by its manager.

The available sample comprises 153 Brazilian firms observed from years 1998 to 2003. Different methods were applied for estimating the parameters of the empirical models, emphasizing a procedure based on the Generalized Method of Moments and known as System GMM, aiming at controlling endogeneity problems related to omitted variables, measurement errors and the likely simultaneous determination of some variables.

The empirical evidence obtained does not favor the pecking order hypothesis. It is also not possible to distinguish any systematic impact of the proxies for managerial optimism/overconfidence on indicators of firm's market value or of its general level of investments. A quite significant result emerges from the empirical analysis, nevertheless: firms managed by individuals that were classified as optimists/overconfident reveal themselves, after intervening factors have been isolated, to be substantially more financially leveraged. This evidence is compatible with the central prediction of the set of theories considered and is robust to variations of the estimation method, specification of the empirical model and to differing operational definitions for the cognitive biases of interest. The economic significance allied to the statistical significance of the observed impact suggests that managerial optimism and overconfidence can indeed play a role in corporate decision making and, specifically, they may be important determinants of firms' capital structure.

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E NOTAÇÕES	4
LISTA DE TABELAS	6
1 O PROBLEMA DE PESQUISA	8
1.1 Introdução e formulação da situação problema	8
1.2 Objetivos	10
1.3 Justificativa do trabalho	10
1.4 Delimitação	13
1.5 Hipóteses de pesquisa	14
1.5.1 Decisões de financiamento e a predição central da teoria	15
1.5.2 Investimento e valor da empresa	16
1.6 Contribuições da pesquisa	18
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	20
2.1 Finanças e Psicologia	20
2.2 Evidências e argumentos da literatura comportamental e psicológica	25
2.2.1 Efeito da dotação, viés do <i>status quo</i> e contabilização mental	26
2.2.2 Interpretação de fenômenos estatísticos	26
2.2.3 Efeitos da disponibilidade	27
2.2.4 Ancoragem	27
2.2.5 Viés da confirmação	28
2.2.6 Viés da previsão retrospectiva	28
2.2.7 Força de vontade limitada e egoísmo limitado	29
2.3 Finanças Comportamentais	30
2.3.1 Mercados eficientes	31
2.3.2 Limites à arbitragem e suas implicações para os mercados financeiros	32
2.3.3 Finanças Corporativas Comportamentais	35
2.3.3.1 Abordagem dos investidores irracionais	35
2.3.3.2 Abordagem dos gestores irracionais	39
2.4 Otimismo e excesso de confiança	41
2.4.1 Otimismo e excesso de confiança entre gestores e empreendedores	43
2.4.1.1 Otimismo e excesso de confiança gerenciais e decisões corporativas	45
3 MÉTODO DA PESQUISA EMPÍRICA	48
3.1 Modelos comportamentais e as predições investigadas na pesquisa	48
3.1.1 Hierarquia das fontes de financiamento	48
3.1.2 Benefícios e custos do endividamento	52
3.1.3 Investimento e valor da empresa	54
3.2 Definição operacional de otimismo e de excesso de confiança – discussão teórica ..	57
3.2.1 O otimismo/excesso de confiança do empreendedor	59
3.2.2 Excesso de ações da própria empresa	64
3.2.3 Outras possibilidades	66
3.2.4 Definições operacionais em trabalhos anteriores	67
3.3 Descrição dos dados	68
3.4 Definição operacional das variáveis disponíveis	71
3.4.1 Excesso de confiança/otimismo	71
3.4.2 Alavancagem	73
3.4.3 Valor de mercado e oportunidades de crescimento	73
3.4.4 Lucratividade	74
3.4.5 Tangibilidade e valor de garantia dos ativos	75
3.4.6 Tamanho	75

3.4.7	Singularidade	75
3.4.8	Volatilidade	76
3.4.9	Benefícios fiscais extra-dívida	76
3.4.10	Distribuição de dividendos	76
3.4.11	Governança e estrutura de propriedade	77
3.4.12	Setor de atividade	78
3.4.13	<i>Dummies</i> de ano	78
3.4.14	Emissão de debêntures de longo prazo	79
3.4.15	Liquidez das ações	79
3.4.16	Necessidade de financiamento externo e variação do endividamento	79
3.5	Estratégias de investigação empírica e discussão metodológica	80
3.5.1	Dados em painel e Modelo Linear Geral	80
3.5.2	A heterogeneidade não-observada	81
3.5.3	Problemas de endogeneidade e soluções propostas	82
3.5.3.1	Variáveis omitidas	83
3.5.3.2	A suposição de exogeneidade estrita	85
3.5.3.3	Simultaneidade	87
3.5.3.4	Erros de mensuração dos regressores	89
3.5.4	Abordagem robusta utilizando o Método dos Momentos Generalizado	92
3.5.5	Análises de robustez e métodos de estimação alternativos	99
3.5.5.1	Diferentes especificações e definições operacionais	99
3.5.5.2	Regressão com erros nas variáveis	99
3.5.5.3	Métodos robustos a <i>outliers</i>	102
3.5.5.4	Variáveis Latentes e Análise de Fatores Comuns Ortogonais	103
3.5.6	Diagnósticos dos modelos	105
3.5.7	Estimação correta dos erros-padrão	106
3.5.7.1	Método de Fama-MacBeth	106
3.5.7.2	Estimadores robustos dos erros-padrão	108
3.6	Limitações do método empírico	109
4	MODELAGEM EMPÍRICA E RESULTADOS DA PESQUISA	111
4.1	Algumas estatísticas descritivas	111
4.2	A importância do gestor para as políticas corporativas	112
4.2.1	Análises de robustez	120
4.3	Otimismo/excesso de confiança e estrutura de capital	121
4.3.1	Modelo Linear Geral	121
4.3.1.1	Determinantes da estrutura de capital	122
4.3.2	Alavancagem contábil e de mercado	128
4.3.3	Resultados das regressões com o Modelo Linear Geral	129
4.3.4	Incorporando a heterogeneidade não-observada	133
4.3.5	GMM Sistemico	136
4.3.5.1	Modelos dinâmicos	145
4.3.6	Análises de robustez dos resultados	152
4.3.6.1	Especificações alternativas e controles adicionais	152
4.3.6.2	Regressões com erros nas variáveis	158
4.3.6.3	Métodos robustos a <i>outliers</i>	160
4.3.6.4	Variáveis Latentes e Análise de Fatores Comuns Ortogonais	162
4.3.6.5	Seleção da amostra e valores faltantes	165
4.3.7	Resumo dos resultados e comentários	166
4.4	A hierarquização das fontes de financiamento	172
4.4.1	Características das empresas e a <i>pecking order</i>	173

4.4.2	Necessidade de financiamento e variação do endividamento	177
4.4.3	Estrutura de capital meta	183
4.4.4	Resumo dos resultados e comentários	188
4.5	Investimento e valor da empresa	190
4.5.1	Resumo dos resultados e comentários	200
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	202
	REFERÊNCIAS	209
	APÊNDICES	230
1	APÊNDICE 1: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E DEFINIÇÕES DAS VARIÁVEIS 231	
2	APÊNDICE 2: EFEITOS DA MUDANÇA DE GESTOR	234
3	APÊNDICE 3: DETERMINANTES DA ESTRUTURA DE CAPITAL	236
4	APÊNDICE 4: EXCESSO DE CONFIANÇA/OTIMISMO E <i>PECKING ORDER</i>	249
5	APÊNDICE 5: EXCESSO DE CONFIANÇA/OTIMISMO, INVESTIMENTO E VALOR DE MERCADO DA EMPRESA	251

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E NOTAÇÕES

Notações principais:

- x_{it} - variável aleatória ‘ x ’ associada à i -ésima empresa, com $i = 1, 2, \dots, N$ empresas, no t -ésimo ano, com $t = 1, 2, \dots, T$ anos.
- x_i - conjunto formado por $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}$.
- $\mathbf{x}_{it}$ - vetor aleatório ‘ $\mathbf{x}$ ’ contendo k variáveis aleatórias $x_{1it}, \dots, x_{kit}$ associadas à i -ésima empresa no t -ésimo ano mais, eventualmente, uma constante.
- $\mathbf{x}^T$ - vetor ‘ $\mathbf{x}$ ’ transposto.
- u_i ou c_i - heterogeneidade não-observada e invariante no tempo associada à i -ésima empresa.
- $\mathbb{E}[x_{it}]$ - esperança não-condicionada de x_{it} .
- $\mathbb{E}[x_{it} | y_{it}]$ - esperança de x_{it} condicionada em valores da variável aleatória y_{it} .
- $\mathbb{C}[x_{it}, y_{it}]$ - covariância entre x_{it} e y_{it} .
- $\mathbb{E}[x_{it}y_{it}] = \mathbb{C}[x_{it}, y_{it}]$ se $\mathbb{E}[x_{it}] = 0$ e/ou $\mathbb{E}[y_{it}] = 0$.
- Δx_{it} - transformação de x_{it} por Primeira Diferença, definida como $x_{it} - x_{it-1}$.
- $\hat{\beta}$ - dependendo do contexto, pode ser o estimador do vetor de parâmetros β ou o valor estimado do mesmo.

Abreviaturas e siglas:

- ΔCG : variação do capital de giro da empresa.
- ΔE : variação do endividamento da empresa.
- A : ativo total contábil da empresa.
- $ACUM$: Acúmulo ou não dos cargos de DP e PC da empresa pela mesma pessoa.
- ADR : empresa possui ou não *American Depositary Receipts*.
- $AFCO$: Análise de Fatores Comuns Ortogonais.
- $ALAV$: alavancagem (financeira) da empresa.
- $BETA$: medida do risco sistemático da empresa.
- $BFED$: medida dos benefícios fiscais da empresa não relacionados ao endividamento.
- BOV : adesão ou não da empresa aos níveis diferenciados de governança da Bovespa.
- Bovespa: Bolsa de Valores de São Paulo.
- CA : Conselho de Administração da empresa.
- CE : variável substituta para a confiança excessiva/otimismo do gestor.
- CON : concentração das ações com direito a voto nas mãos do(s) controlador(es).
- CR : taxa de crescimento da receita operacional líquida da empresa nos três anos anteriores.
- CVM : Comissão de Valores Mobiliários.
- dA : taxa de crescimento do ativo total da empresa de um ano para o seguinte.
- DEB : empresa possui ou não debêntures de longo prazo.
- DEF : déficit financeiro da empresa.
- DIV : variável binária - empresa distribui ou não dividendos.
- $DIVA$: dividendos pagos dividido pelo ativo da empresa.
- $DIVEXT$: Divulgação Externa (sistema da Comissão de Valores Mobiliários).
- $DIVID$: valor dos dividendos distribuídos pela empresa no exercício.

DIVYIELD: *dividend yield* das ações da empresa.
 DOAR: Demonstração de Origens e Aplicações de Recursos.
 DP: Diretor Presidente.
DPA: desvio padrão dos retornos das ações da empresa.
E: endividamento financeiro total da empresa.
 EA-MQG: Efeitos Aleatórios (Mínimos Quadrados Generalizado).
 EF-IG: Efeitos Fixos com transformação Intra-Grupo.
ELP: endividamento financeiro de longo prazo da empresa.
FC: fluxo de caixa gerado pela empresa.
 FM: Fama-MacBeth.
I: volume de investimentos.
 IAN: Informações Anuais.
IDENT: natureza do acionista controlador da empresa.
INDCA: grau de independência do Conselho de Administração da empresa.
IPVP: índice preço sobre valor patrimonial das ações da empresa.
LAJIRDA: Lucro antes de Juros, Imposto de Renda, Depreciação e Amortização dividido pelo ativo da empresa.
lnA: logaritmo natural do ativo total da empresa.
lnR: logaritmo natural da receita líquida da empresa.
LOA: Lucro Operacional dividido pelo ativo da empresa.
LOPA: Lucro Operacional Próprio dividido pelo ativo da empresa.
 MQO: Mínimos Quadrados Ordinário.
 MQRI: Mínimos Quadrados Reponderados Iterativamente.
PAYOUT: índice de *payout* da empresa.
 PC: Presidente do Conselho de Administração.
 PD: Primeira Diferença.
PL: patrimônio líquido da empresa.
SING: singularidade da empresa.
TAMCA: tamanho do Conselho de Administração da empresa.
TANG: tangibilidade dos ativos da empresa.
TOT: concentração das ações da empresa nas mãos do(s) controlador(es).
VA: valor de mercado total das ações da empresa.
VMAT: índice valor de mercado (das ações) sobre ativo da empresa.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Dados pessoais do diretor presidente da Coteminas em 1998.....	70
Tabela 2 – Dados pessoais do diretor presidente da Coteminas em 2003.....	70
Tabela 3 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando os métodos MQO e FM	131
Tabela 4 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico	139
Tabela 5 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com modelo dinâmico.....	148
Tabela 6 – Definições operacionais de <i>CE</i>	154
Tabela 7 – Coeficientes estimados para a variável <i>CE</i> com diferentes definições operacionais	155
Tabela 8 – Lucratividade e a <i>pecking order</i> : interação com <i>CE</i>	175
Tabela 9 – Variação do endividamento e déficit financeiro: interação com <i>CE</i>	183
Tabela 10 – Estrutura de capital meta: interação com <i>CE</i>	187
Tabela 11 – Investimento e confiança excessiva/otimismo	194
Tabela 12 – Valor de mercado e confiança excessiva/otimismo	199
Tabela A-1 – Definições resumidas de algumas variáveis.....	231
Tabela A-2 – Setores de atividade das empresas da amostra	232
Tabela A-3 – Natureza do controlador das empresas da amostra	232
Tabela A-4 – Estatísticas descritivas das variáveis.....	233
Tabela A-5 – Médias separadas por grupos	233
Tabela A-6 – Testes dos “efeitos fixos gerenciais”: modelos estáticos	234
Tabela A-7 – Testes dos “efeitos fixos gerenciais”: modelos dinâmicos	235
Tabela A-8 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando os métodos de Efeitos Aleatórios (EA-MQG) e Efeitos Fixos (EF-IG).....	236
Tabela A-9 – Testes de “exogeneidade estrita” dos regressores.....	237
Tabela A-10 – Teste de raiz unitária para painéis curtos	238
Tabela A-11 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico (especificação alternativa)	239
Tabela A-12 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com modelo dinâmico (especificação alternativa).....	240
Tabela A-13 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com modelo dinâmico e erros AR(1).....	241
Tabela A-14 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com indicadores alternativos	243
Tabela A-15 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico acrescentando a variável “capacidade de endividamento”	244
Tabela A-16 – Determinantes da estrutura de capital: regressões com erros nas variáveis... ..	245
Tabela A-17 – Determinantes da estrutura de capital: regressões com métodos robustos a outliers.....	246
Tabela A-18 – Análise de Fatores Comuns Ortogonais: indicadores de confiança excessiva/otimismo.....	247
Tabela A-19 – Análise de Fatores Comuns Ortogonais: indicadores diversos.....	247
Tabela A-20 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico e escores fatoriais.....	248
Tabela A-21 – Volatilidade e a <i>pecking order</i> : interação com <i>CE</i>	249

Tabela A-22 – Variação do endividamento e déficit financeiro com separação por grupos definidos por <i>CE</i>	250
Tabela A-23 – Investimento e confiança excessiva/otimismo (especificações alternativas). 251	
Tabela A-24 – Sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa: interação com <i>CE</i>	252
Tabela A-25 – Valor de mercado e confiança excessiva/otimismo utilizando escores fatoriais	253

1 O PROBLEMA DE PESQUISA

1.1 Introdução e formulação da situação problema

Inúmeras pesquisas sobre o comportamento humano revelam que as pessoas em geral, ainda que em graus variados, utilizam de forma sistemática em seus processos de julgamento e escolha um conjunto de regras simplificadoras, ou heurísticas, para avaliar e processar informações. As heurísticas de comportamento aparecem freqüentemente como uma resposta adaptativa às limitações cognitivas e de tempo a que estamos sujeitos.

Uma consequência marcante do uso continuado destas regras simplificadoras é a consolidação de diferentes vieses de comportamento, muitos dos quais amplamente investigados pela literatura psicológica. Alguns vieses refletem, ainda, aspectos profundos da natureza humana e das nossas motivações inconscientes.

Características comportamentais que contrariam o modelo de racionalidade ilimitada dos agentes econômicos foram por longo tempo amplamente ignoradas pelos pesquisadores de Finanças. Mesmo sabendo-se que as pessoas sujeitavam-se a imperfeições em seus processos cognitivos, assumia-se em geral, explícita ou implicitamente, que tais imperfeições não produziam desvios sistemáticos do comportamento racional ou que tais desvios não eram relevantes no contexto dos mercados financeiros.

Um crescente número de evidências empíricas revela, todavia, que os modelos produzidos pelo paradigma tradicional não são capazes de explicar diversos fenômenos regularmente observados nos mercados. Estas constatações sugerem que os pressupostos destes modelos não são suficientemente realistas ou que eles, independentemente dos seus pressupostos, não estão bem especificados. Em qualquer caso, as abundantes evidências psicológicas e econômicas justificam a adoção de novos referenciais teóricos para se abordar novas questões e para se revisitar alguns dos mais tradicionais problemas estudados em Finanças. As pesquisas catalogadas no campo das Finanças Comportamentais fazem parte deste esforço de reformulação do paradigma vigente.

Algumas das mais férteis linhas de pesquisa em Finanças Comportamentais dedicam-se à modelagem do comportamento financeiro com base em agentes que apresentam algum ou alguns dos vieses cognitivos catalogados pelos psicólogos e outros pesquisadores comportamentais. Dentre as características que distanciam o comportamento humano observado daquele previsto pelo paradigma da racionalidade perfeita, os vieses do otimismo e da confiança excessiva figuram como dois dos mais promissores para a correta descrição de muitos fenômenos relevantes para a área de Finanças.

A idéia de que pelo menos uma parte significativa dos agentes econômicos é sistematicamente otimista e/ou excessivamente confiante quanto a eventos futuros incertos não é nova para muitos economistas e pesquisadores de Finanças, mas só recentemente estes vieses vêm sendo tratados como influências potencialmente relevantes e duradouras sobre o comportamento dos participantes dos mercados financeiros. A maior parte das pesquisas nesta linha aborda os impactos dos referidos vieses cognitivos sobre o funcionamento dos mercados de capitais e produzem novas explicações para fenômenos diversos, tais como a formação de bolhas de preços no mercado de ações e os padrões de construção de carteiras de ativos por parte de investidores institucionais e individuais. Outros trabalhos utilizam a abordagem comportamental no tratamento de problemas de Finanças Corporativas, investigando, por exemplo, o impacto dos vieses cognitivos dos gestores das empresas sobre as suas principais decisões. É nesta última vertente que se insere esta pesquisa.

Especificamente, este trabalho parte da suposição de que os gestores das empresas (ou, pelo menos, uma parte significativa deles) são limitadamente racionais e apresentam vieses de cognição, com destaque para dois deles: o otimismo e a confiança excessiva. Supõe-se ainda que estes vieses são mais pronunciados em alguns gestores do que em outros. A motivação da pesquisa é investigar de que forma os vieses do otimismo e da confiança excessiva podem influenciar as decisões de investimento e, em especial, as decisões de financiamento das empresas.

O objetivo do trabalho é verificar a validade empírica das principais hipóteses sugeridas pelos modelos teóricos disponíveis. Especificamente, enfoca-se a observação dos eventuais impactos dos vieses da confiança excessiva e do otimismo sobre as efetivas decisões de investimento e de financiamento das empresas e, como consequência, sobre o valor de

mercado das mesmas. Para tanto, utiliza-se uma amostra de empresas brasileiras de capital aberto.

1.2 Objetivos

O objetivo geral da pesquisa é investigar empiricamente a possível influência do otimismo e da confiança excessiva dos gestores das empresas sobre as suas decisões de investimento e de financiamento.

Especificamente, espera-se:

- a) contribuir para o entendimento teórico do tema através da discussão dos argumentos e dos modelos propostos na recente literatura de Finanças Comportamentais
- b) produzir evidências empíricas que ofereçam sustentação aos argumentos propostos e/ou sugiram novos caminhos para esta linha de pesquisa.

1.3 Justificativa do trabalho

Rabin (1998), Thaler e Mullainathan (2000) e Thaler e Barberis (2003) discorrem detalhadamente sobre a importância da psicologia para as ciências sociais em geral e para a economia e os mercados financeiros em particular e justificam o acelerado crescimento dos enfoques com abordagem comportamental nos últimos anos.¹

O paradigma do agente perfeitamente racional e da eficiência dos mercados vigorou nas pesquisas em Finanças por longo tempo, até que as evidências empíricas acumuladas impuseram um desafio aos enfoques tradicionais que não mais podia ser ignorado. Naturalmente, a reforma das teorias “clássicas” com o objetivo de explicar melhor um rol de importantes fenômenos financeiros não necessariamente implica o abandono do pressuposto de racionalidade perfeita dos agentes. Algumas teorias alternativas que procuram explicar as decisões de investimento e de financiamento observadas das empresas supõem, por exemplo,

¹ Os argumentos destes e de outros estudiosos são discutidos com maior detalhe na Fundamentação Teórica.

que os eventuais conflitos de interesse entre diferentes tipos de investidores ou entre gestores e investidores de uma mesma empresa podem influenciar dramaticamente as decisões da mesma, ainda que todos os envolvidos ajam de forma perfeitamente racional.² Outras abordagens partem do princípio de que as informações distribuem-se de maneira assimétrica entre os participantes dos mercados, o que também pode gerar implicações importantes para as decisões corporativas.

Os enfoques propriamente comportamentais oferecem novas e ricas alternativas para a compreensão destes e de muitos outros fenômenos de interesse em Finanças e têm experimentado vigoroso crescimento, em especial após o acúmulo de veementes contestações à validade da Hipótese de Eficiência dos Mercados e o surgimento do conceito de ‘limites à arbitragem’ (THALER; BARBERIS, *op. cit.*; SHLEIFER, 2000). Argumenta-se que num mercado incompleto e ineficiente, no qual persistem fricções, como custos de transação não triviais, as oportunidades de arbitragem (conforme tradicionalmente entendida pelos pesquisadores de Finanças) serão relativamente escassas ou mesmo inexistentes. O resultado é que desequilíbrios ocasionados pela eventual presença de investidores irracionais no mercado podem persistir por longo tempo ou mesmo indefinidamente, ainda que estes desequilíbrios sejam corretamente identificados por outros investidores racionais, ao contrário do que defendiam muitos economistas.

Quando saímos dos mercados de capitais para enfocarmos as decisões corporativas percebemos que, no contexto empresarial, os mecanismos disponíveis para se eliminar as eventuais distorções provocadas por gestores irracionais são ainda mais limitados. Por exemplo, uma das formas mais importantes de “arbitragem” corporativa é a aquisição hostil seguida da substituição dos administradores. Todavia, a tomada do controle de empresas, quando factível, é uma operação sujeita a altos riscos e a custos de transação extremamente elevados (GERVAIS *et al.*, 2003). Portanto, pode-se esperar que gestores não perfeitamente racionais sobrevivam e exerçam influência duradoura sobre importantes decisões corporativas.³

² Esta abordagem, inspirada na Teoria da Agência, foi introduzida por Jensen e Meckling (1976).

³ De fato, como será argumentado posteriormente, é possível que gestores cognitivamente enviesados prosperem e até mesmo prevaleçam sobre seus pares racionais (ver, por exemplo, GOEL; THAKOR, 2002).

Admitir que desvios da racionalidade dos agentes podem impactar significativamente o mundo das finanças é o primeiro passo para o desenvolvimento das abordagens comportamentais. Em seguida, é preciso recorrer aos estudos sobre psicologia e comportamento humano com o objetivo de se descobrir quais destes desvios podem ser mais relevantes para explicar diversos comportamentos observados, motivando a construção de novas teorias. Um extenso rol de pesquisas sugere que o otimismo e a confiança excessiva são dois dos principais candidatos a vieses relevantes quando lidamos com fenômenos financeiros.

Um dos trabalhos pioneiros a detectar confiança excessiva, utilizando uma amostra de psicólogos clínicos, é atribuído a Oskamp (1965). Alpert e Raiffa (1969) e Fischhoff *et al.* (1977) mostram que os indivíduos em geral tendem a superestimar a precisão dos seus conhecimentos, resultado corroborado em diversos contextos. Por exemplo, Hazard e Peterson (1973) observam o fenômeno entre militares, Neale e Bazerman (1990) entre negociadores e Wagenaar e Keren (1986) entre advogados. Um viés intimamente relacionado à confiança excessiva é a tendência das pessoas a superestimar suas habilidades em comparação com diferentes padrões de referência, como observado por Svenson (1981) e Alicke *et al.* (1995), dentre outros. Weinstein (1980) e Kunda (1987), por sua vez, observam que as pessoas tendem a demonstrar um otimismo injustificado quanto a eventos futuros incertos que afetam as suas vidas.

Fischhoff *et al.* (*Op. cit.*) e Griffin e Tversky (1992), dentre outros pesquisadores, concluem que os indivíduos revelam maior excesso de confiança quando respondem a questões de dificuldade moderada ou alta. Diversos trabalhos também sugerem que o excesso de confiança é maior quanto menos previsível é o resultado de uma tarefa e quanto mais ambíguo e demorado é o *feedback* dos resultados da mesma.

Estas observações sugerem que pessoas que desempenham atividades financeiras e de gestão, as quais costumam envolver elevada complexidade e incerteza e cujo *feedback* é muitas vezes discutível e não imediato, são especialmente suscetíveis a este viés. De fato, Odean (1999) e Barber e Odean (2000; 2001) oferecem evidências de que o excesso de confiança influencia significativamente o comportamento dos investidores individuais do mercado de ações norte-americano. Já os trabalhos de Kidd (1970), Larwood e Whittaker (1977) e Khaneman e Lovallo (1993), dentre outros, revelam elevada confiança excessiva entre executivos de

empresas. Argumenta-se que a tendência ao otimismo e à confiança excessiva dos gestores é reforçada pela observação de que estes vieses são mais pronunciados quando os indivíduos demonstram elevado comprometimento e interesse pessoal nos resultados de uma atividade e quando eles acreditam que podem controlar estes resultados (WEINSTEIN, 1980; WEINSTEIN; KLEIN, 2002; MARCH; SHAPIRA, 1987).

Considerando as evidências de que as pessoas em geral e os gestores de empresas em particular revelam em circunstâncias diversas um comportamento otimista e excessivamente confiante, parecem justificados os esforços para se incorporar estas características em modelos de Finanças Corporativas. O quão diferentes seriam as decisões de investimento e de financiamento tomadas por gestores otimistas e/ou excessivamente confiantes em comparação com aquelas que seriam tomadas por gestores racionais? Tais argumentos comportamentais geram previsões compatíveis com os comportamentos observados das empresas e contribuem para a compreensão destes fenômenos corporativos? Questões como estas apenas começam a ser respondidas pelos pesquisadores e alimentam um dos programas de pesquisa mais promissores em Finanças.

1.4 Delimitação

Além dos mencionados até aqui, muitos desvios específicos do comportamento perfeitamente racional estão bem catalogados na literatura e alguns são descritos na Fundamentação Teórica. Eles incluem a relativa insensibilidade das pessoas ao tamanho das amostras quando elas são utilizadas para produzir inferências, o fenômeno da escalada irracional do comprometimento e os vieses da ancoragem e da disponibilidade (BAZERMAN, 2004; RABIN, *op. cit.*; THALER; BARBERIS, *op. cit.*). Embora algum ou alguns destes comportamentos possa(m) ser relevante(s) para a compreensão das questões de interesse desta pesquisa, eles serão, em sua maioria, ignorados.

Em primeiro lugar, esta decisão se justifica com base nos estudos anteriores, que apontam a suscetibilidade específica dos gestores aos vieses da confiança excessiva e do otimismo, o que sugere que estes vieses são provavelmente mais relevantes, particularmente para a compreensão das decisões observadas de investimento e de financiamento das empresas.

Ademais, esta delimitação possibilita um exame mais parcimonioso e analiticamente tratável dos problemas abordados na pesquisa.

Uma segunda delimitação diz respeito à parte empírica do trabalho. Em razão da disponibilidade das informações necessárias para os testes estatísticos, apenas empresas de capital aberto serão objeto do estudo empírico. A amostra é composta por empresas listadas na Bovespa, Bolsa de Valores de São Paulo, com dados suficientes disponíveis para a análise econométrica.

1.5 Hipóteses de pesquisa

As expressões ‘otimismo’ e ‘excesso de confiança’ têm sido utilizadas intercambiavelmente na maior parte da nascente literatura de Finanças Corporativas Comportamentais. É fato que estes dois vieses tendem a se manifestar em conjunto, como se discute no Capítulo 3, e podem ser indistinguíveis na prática. Todavia, é conveniente separar os dois fenômenos para fins analíticos, uma vez que suas implicações para as políticas corporativas enfocadas nesta pesquisa podem ser bastante diferentes. Genericamente, a literatura psicológica e comportamental, discutida no Capítulo 2, Seção 2.4, permite associar o viés do otimismo a uma percepção exageradamente positiva da probabilidade de ocorrência de eventos favoráveis e, simetricamente, à subestimação da probabilidade de ocorrência de eventos desfavoráveis. Por seu turno, a confiança excessiva associa-se à superestimação da qualidade e precisão das informações (sinais acerca de possibilidades futuras) disponíveis para o indivíduo ou, analogamente, à subestimação da volatilidade de processos que envolvem incerteza. No mesmo espírito, o excesso de confiança pode levar o indivíduo a pensar que é mais competente e habilidoso do que os demais ou, genericamente, que está “acima da média”.

As teorias comportamentais enfocadas na pesquisa, as quais serão discutidas em maior detalhe nos capítulos seguintes, podem ser divididas em dois grupos. No primeiro figuram as que modelam apenas o viés do otimismo gerencial, enquanto que no segundo, no qual se destaca o modelo analiticamente mais completo de Hackbarth (2004), os gestores podem ser não apenas otimistas, mas também excessivamente confiantes.

1.5.1 Decisões de financiamento e a predição central da teoria

No modelo de Heaton (2002), um dos pioneiros neste campo, gestores otimistas acreditam que os projetos disponíveis para suas empresas são melhores (em termos de retorno esperado) do que eles são na verdade e por isso julgam que os títulos por elas emitidos, sejam dívidas ou ações, são sistematicamente subavaliados pelo mercado. Por serem menos protegidas contratualmente, as ações serão os títulos mais sujeitos à desvalorização do ponto de vista gerencial. Como consequência, a empresa preferirá financiar seus projetos de investimento com recursos gerados internamente e em segundo lugar através da emissão de títulos de dívida, recorrendo apenas em último caso à emissão de novas ações.

Estes resultados são compatíveis com a teoria da *pecking order*, proposta por Myers (1984) e Myers e Majluf (1984) num contexto de assimetria informacional entre gestores e investidores externos à organização. Diferentemente de Myers (1984) e Myers e Majluf (*Op. cit.*), não obstante, a análise de Heaton (*Op. cit.*) prevê que a hierarquização dos tipos de financiamento será mais pronunciada quanto mais otimista for o gestor, *ceteris paribus*, predição ainda não verificada empiricamente. Uma predição similar é oferecida pelas análises de Malmendier e Tate (2002; 2003) e Fairchild (2005), ambos modelando o otimismo de forma análoga à proposta por Heaton (*Op. cit.*).

Quando o excesso de confiança, refletindo-se na percepção enviesada da volatilidade dos resultados futuros do empreendimento, é acrescido à análise, entretanto, a hierarquização de preferências por fontes de financiamento pode desaparecer, como mostra o modelo de Hackbarth (2004). De fato, a emissão de ações pode se tornar, em certas circunstâncias, a fonte preferencial de financiamento (ver Seção 3.1.1). Em outras palavras, as empresas geridas por indivíduos otimistas e simultaneamente confiantes em excesso não necessariamente seguirão uma *pecking order*, embora isso possa acontecer, dependendo da preponderância de um ou de outro viés. Logo, considerado o conjunto das teorias, a hierarquização das fontes de financiamento não está implicada pelo enviesamento cognitivo dos gestores.

Por outro lado, um resultado teórico relativo às decisões de financiamento das empresas é compatível com todos os modelos disponíveis na literatura e emerge como predição central deste corpo teórico, qual seja, gestores cognitivamente enviesados, no sentido do otimismo

e/ou do excesso de confiança, superestimarão a capacidade de endividamento da empresa. Intuitivamente, no modelo de Hackbarth (*Ibid.*) isto ocorre porque o gestor enviesado acredita que as perspectivas do negócio são melhores do que realmente são e também que o risco de falência da empresa é menor do que o risco verdadeiro. Neste caso, sua percepção do custo esperado de dificuldades financeiras será reduzida, levando-o a aumentar o endividamento com o intuito de aproveitar o benefício fiscal resultante (ou qualquer outro tipo de benefício das dívidas). Considerando apenas o viés do otimismo, Fairchild (*Op. cit.*) chega à mesma conclusão em modelos que também incluem assimetria informacional e conflitos de interesse.

A associação positiva entre o grau de otimismo e de excesso de confiança do gestor e o nível geral de endividamento da empresa é, de fato, a única predição não ambígua no conjunto das teorias enfocadas. Portanto, justifica-se uma atenção particular à sua verificação empírica, ainda inédita na literatura.

Do exposto acima, formula-se a seguir a hipótese central a ser verificada pela pesquisa, na forma de uma hipótese nula (H_0) contra alternativas específicas.

$H_{0,1}$: o excesso de confiança e o otimismo gerenciais não influenciam significativamente as decisões de financiamento das empresas.

$H_{1,1}$: as empresas geridas por indivíduos otimistas e excessivamente confiantes são mais (relativamente) endividadas do que as demais, *ceteris paribus*.

Uma hipótese complementar relaciona os referidos vieses cognitivos com a *pecking order*.

$H_{2,1}$: as empresas geridas por indivíduos otimistas e excessivamente confiantes são mais propensas do que as demais, *ceteris paribus*, a adotar uma hierarquização de preferência por fontes de financiamento (*pecking order*).

1.5.2 Investimento e valor da empresa

A análise de Heaton (*Op. cit.*) prevê que gestores otimistas tenderão a investir excessivamente quando dispuserem de recursos internos suficientes em suas empresas. Resultados similares são obtidos por Malmendier e Tate (2003). Não obstante, em ambos os modelos, conforme comentado acima, o gestor otimista percebe que os títulos arriscados da empresa são

subavaliados por investidores racionais e, por isso, relutam em captar recursos externos. Como consequência, se a empresa precisar emitir novos títulos com risco (supostamente subvalorizados) para financiar seus projetos, poderá ocorrer um problema de subinvestimento. Já no modelo de Malmendier e Tate (2002) os gestores otimistas, embora sigam uma *pecking order*, sempre investirão mais do que seus pares racionais. Nos modelos mais completos de Hackbarth (2004) e Fairchild (*Op. cit.*), a tendência do gestor enviesado ao investimento excessivo pode também ser contrabalançada por sua propensão ao maior endividamento.

Gervais *et al.* (*Op. cit.*) consideram especificamente a influência do otimismo e do excesso de confiança dos gestores sobre o valor de mercado das empresas. Em seu modelo, o otimismo é definido similarmente ao descrito acima e o excesso de confiança é tratado como uma superestimação da precisão e da confiabilidade das informações privadas disponíveis para o gestor. Níveis moderados de ambos os vieses tornam mais ágil o processo de tomada de decisões de investimento e podem com isto beneficiar os acionistas da empresa, especialmente em setores mais dinâmicos e competitivos, aumentando o valor de mercado da mesma. Por outro lado, gestores muito enviesados tendem a tomar decisões de investimento precipitadas e ruins, causando a redução do valor da empresa. Nas teorias de Fairchild (*Op. cit.*) e Hackbarth (2004) o maior endividamento das empresas geridas por indivíduos cognitivamente enviesados pode ser benéfico para os acionistas externos na medida em que, no primeiro caso, induz a um aumento do esforço do gestor ou, no segundo, mitiga conflitos de interesse com os acionistas, impedindo o investimento excessivo e ineficiente. Por outro lado, o maior custo esperado de dificuldades financeiras e a possibilidade de investimento subótimo induzido pelo excesso de dívidas agem na direção contrária e podem reduzir o valor de mercado da empresa. Finalmente, Keiber (2005), modelando especificamente a influência do excesso de confiança (definido similarmente a GERVAIS *et al.*, *op. cit.*) numa típica relação principal-agente conclui que este viés cognitivo geralmente aumenta os custos dos conflitos de interesse entre as partes e prejudica o principal.

Em suma, as teorias consideradas, em seu conjunto, não geram predições claras sobre o sentido da influência dos vieses do otimismo e do excesso de confiança gerenciais sobre o valor da empresa ou sobre seu nível geral de investimento. De fato, é possível que as forças que agem numa direção contrabalançam as que atuam no sentido oposto, resultando num impacto pouco relevante destes vieses na prática. Tendo em vista a ambigüidade dos argumentos teóricos, a investigação empírica reveste-se, neste caso, de um caráter

exploratório, procurando identificar se prevalece nos dados alguma influência positiva ou negativa dos vieses cognitivos de interesse sobre o valor e sobre o volume de investimentos das empresas. As hipóteses consideradas são formuladas abaixo.

H_{0,2}: o excesso de confiança e o otimismo gerenciais não influenciam significativamente o volume de investimentos das empresas.

H_{1,2}: as empresas geridas por indivíduos otimistas e excessivamente confiantes apresentam maior volume (relativo) de investimentos, *ceteris paribus*.

H_{2,2}: as empresas geridas por indivíduos otimistas e excessivamente confiantes apresentam menor volume (relativo) de investimentos, *ceteris paribus*.

H_{0,3}: o excesso de confiança e o otimismo gerenciais não influenciam significativamente o valor de mercado das empresas.

H_{1,3}: as empresas geridas por indivíduos otimistas e excessivamente confiantes apresentam maior valor de mercado (relativo), *ceteris paribus*.

H_{2,3}: as empresas geridas por indivíduos otimistas e excessivamente confiantes apresentam menor valor de mercado (relativo), *ceteris paribus*.

As hipóteses formuladas nesta seção e os modelos que as fundamentam serão discutidos com maior detalhe no Capítulo 3, Seção 3.1.

1.6 Contribuições da pesquisa

Primeiramente, até onde sabemos, esta pesquisa é a primeira a considerar conjuntamente as implicações de diferentes teorias recentes enfocando a influência dos vieses do otimismo e do excesso de confiança dos gestores sobre as decisões de investimento e, principalmente, de financiamento das empresas. Como inovação mais importante, o trabalho oferece as primeiras verificações empíricas de diferentes hipóteses sugeridas pelos referidos modelos, com destaque para o inédito teste da principal predição que emerge de todo este corpo teórico, segundo a qual as empresas geridas por indivíduos otimistas e/ou excessivamente confiantes serão mais financeiramente alavancadas do que as demais, *ceteris paribus*.

Propõe-se também uma estratégia inovadora para a identificação empírica dos gestores mais propensos a exibir os referidos vieses cognitivos baseada no seu perfil “empreendedor”, procedimento fundamentado em sólida literatura comportamental e psicológica de cunho teórico e empírico, incluindo estudos com dados observacionais e experimentais. Alternativamente, a presença destes vieses é equacionada com o maior investimento pessoal do gestor em ações da empresa que administram, divisando-se, neste caso, algumas definições operacionais também inéditas, embora menos inovadoras.

Utiliza-se para estimar os parâmetros dos modelos empíricos um método nunca antes empregado, até onde sabemos, em estudos sobre os determinantes da estrutura de capital das empresas e correlatos, conhecido como GMM Sistêmico (BLUNDELL; BOND, 1998), baseado no Método dos Momentos Generalizado. Argumenta-se que este procedimento é potencialmente mais adequado, considerando-se as características dos dados normalmente disponíveis em estudos do gênero, do que os previamente utilizados na literatura pertinente.

Subsidiariamente, é oferecida a primeira evidência com dados brasileiros dos chamados “efeitos fixos gerenciais” (estimativas da influência conjunta do “estilo gerencial” ou de características pessoais dos gestores sobre certos indicadores de políticas corporativas e de desempenho das empresas), reproduzindo em parte o estudo pioneiro de Bertrand e Schoar (2003). Como contribuição para esta literatura específica, propõe-se algumas variações do procedimento de estimação adotado pelas autoras com o intuito de minorar potenciais problemas de endogeneidade dos regressores.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Finanças e Psicologia

Quando falamos da oposição entre a abordagem analítica tradicional em Economia e Finanças, baseada no modelo do *Homo Economicus*, e os enfoques comportamentais que mais recentemente passaram a disputar espaço nestas disciplinas, corremos o risco de entender equivocadamente que os pesquisadores da linha tradicional desconsideravam em suas teorias quaisquer elementos da psique humana. Ao contrário, pelo menos desde o século XVIII certos traços de personalidade observados das pessoas vêm sendo incorporados à análise formal das decisões financeiras.

Apostas envolvendo dinheiro costumavam ser avaliadas por seu valor esperado quando Bernoulli (1738) observou que a maior parte das pessoas parecia se comportar como se fossem avessas ao risco e introduziu a idéia de ‘utilidade esperada’. Esta característica (a aversão ao risco) está, hoje, incorporada na maior parte dos modelos econômicos (ODEAN, 1998, p. 1887).

Outra peculiaridade humana há muito considerada pelos economistas é a impaciência, refletida na tendência das pessoas a valorizar mais o consumo presente do que o consumo futuro. Loewenstein (1992) observa, todavia, que nem sempre foi assim. Importantes economistas do século XIX, a exemplo de Jevons, acreditavam que o presente e o futuro deveriam ser tratados identicamente, pelo menos em termos ideais. O argumento da impaciência impôs-se pela observação de que muitos agentes revelavam preferência por uma unidade de consumo hoje em comparação com a mesma unidade de consumo amanhã.

Um terceiro pressuposto fundamental derivado da observação do comportamento humano é o da avareza ou ambição, com base no qual assumimos que os agentes sempre preferem mais riqueza ou consumo a menos, *ceteris paribus*. Segundo Rubinstein (2001, p. 22), o fato de este pressuposto ser tão universalmente aceito torna fácil o esquecimento de que ele representa uma afirmação não trivial sobre a psicologia humana.

Por fim, mais recentemente alguns economistas da escola tradicional procuraram incorporar a idéia de ‘formação de hábitos’ (*habit formation*) em seus modelos, a partir da observação de que a utilidade marginal associada ao consumo futuro pode ser caracterizada como uma função crescente do nível de consumo do passado (RUBINSTEIN, 2001; CONSTANTINIDES, 1990).

Da discussão acima, pode-se concluir que a utilização de argumentos comportamentais em Economia e Finanças não é uma idéia nova. De uma forma ou de outra, a aversão ao risco, a impaciência temporal, a ambição e a formação de hábitos foram agregadas ao conceito do *Homo Economicus*. Todas estas características psicológicas vão além do requerimento tradicional de que o decisor é racional, porém são compatíveis com este princípio (RUBINSTEIN, *op. cit.*, p. 22). Mais especificamente, é perfeitamente viável que o processo decisório de um agente que exhibe estes traços de personalidade respeite os axiomas descritos por Savage (1954).⁴ Neste caso, seu comportamento será “normativamente aceitável”, compatível com o conceito de Utilidade Esperada Subjetiva. Acrescentando-se a isso a suposição de que os indivíduos atualizam corretamente as suas crenças, no sentido postulado pela Regra de Bayes, obtém-se uma caracterização adequada, para fins analíticos, de um comportamento “racional” (THALER; BARBERIS, *op. cit.*, p. 1055).⁵ Denominaremos didaticamente o conjunto das teorias desenvolvidas dentro deste paradigma de “modelo (ou paradigma) tradicional”.

Os enfoques propriamente comportamentais questionam e estendem o modelo tradicional em Finanças de duas maneiras. No primeiro caso, postulam que os pressupostos sobre o comportamento humano adotados são incompletos ou incorretos, ainda que se mantenha a suposição de racionalidade dos agentes. No segundo caso, sustentam que o comportamento dos agentes econômicos (ou pelo menos de alguns deles) não é racional no sentido descrito acima.

⁴ Resumidamente, os axiomas estabelecem que as relações de preferência dos agentes devem possuir as propriedades básicas da completude e da transitividade, bem como as propriedades adicionais da independência e da continuidade.

⁵ Não há uma definição consensual de “racionalidade” na literatura econômica. Para uma discussão mais aprofundada e crítica sobre este conceito, ver Kahneman (2000) e as referências lá contidas.

Diversas evidências sugerem, por exemplo, que nem sempre as pessoas podem ser caracterizadas como avessas ao risco, dependendo da natureza da decisão e do ponto de referência adotado (KAHNEMAN; TVERSKY, 2000b). Markowitz (1952), um pesquisador mais ligado ao paradigma tradicional de Finanças, foi um dos primeiros a propor uma modificação do formato da função de utilidade com o objetivo de acomodar eventuais comportamentos incompatíveis com a suposição de aversão ao risco.

Evidências também sugerem que um comportamento marcante de ‘aversão à perda’, tão ou mais importante do que a aversão ao risco, pode ser observado em diversos contextos de decisão. A aversão à perda foi detectada pela observação de que perdas ou desvantagens exercem um impacto maior sobre as preferências dos indivíduos do que eventuais ganhos ou vantagens da mesma magnitude (TVERSKY; KAHNEMAN, 2000; KAHNEMAN; TVERSKY, 2000b).

Mesmo a suposição de impaciência temporal vem sendo questionada à luz de experimentos psicológicos e de procedimentos empíricos observacionais. Loewenstein e Prelec (1991) mostram que, dependendo do tipo de decisão e da forma como ela é apresentada, a preferência temporal dos indivíduos pode se inverter. Os autores ilustram o argumento com o seguinte exemplo (*Ibid.*, p. 351):

A mesma pessoa que prefere um bom jantar mais cedo em lugar de mais tarde, se confrontada com uma escolha entre duas seqüências explicitamente formuladas, uma consistindo de um bom jantar *seguido* de um outro indiferente, a outra consistindo do jantar indiferente *seguido* do bom jantar, pode muito bem preferir a segunda alternativa. Seqüências de resultados cujos valores declinam causam grande desagrado, indicando uma taxa negativa de preferência temporal.⁶

Um levantamento quase exaustivo da literatura sobre preferência temporal em suas diversas correntes é oferecido por Frederick *et al.* (2002).

Note-se que os padrões de preferência temporal, aversão ou não-aversão ao risco e a idéia de aversão à perda não são incompatíveis *per se* com a suposição de racionalidade dos tomadores de decisão e podem, em tese, ser modelados dentro do paradigma tradicional. Não obstante,

⁶ *The same person who prefers a good dinner sooner rather than later, if given a choice between two explicitly formulated sequences, one consisting of a good dinner followed by an indifferent one, the other of the indifferent dinner followed by the good one, may well prefer the latter alternative. Sequences of outcomes that decline in value are greatly disliked, indicating a negative rate of time preference.*

muitas das pesquisas que criticam os pressupostos comportamentais normalmente adotados também questionam a validade de alguns dos pilares do modelo de decisor racional.

Um dos trabalhos seminais do campo comportamental foi oferecido por Kahneman e Tversky (2000b).⁷ Nele, os autores lançam as bases da Teoria Perspectiva (*Prospect Theory*).⁸ Além de mostrarem através de experimentos que as pessoas tendem a se comportar como se fossem avessas ao risco no domínio dos ganhos, mas inclinadas ao risco no domínio das perdas e também que elas revelam uma marcada aversão à perda, Kahneman e Tversky (*Ibid.*) põem em cheque alguns dos principais axiomas que sustentam a suposição de racionalidade do decisor.

Uma das predições centrais da Teoria Perspectiva, derivada de evidências experimentais, é que a forma através da qual os problemas e escolhas são apresentados para as pessoas influencia significativamente suas decisões finais em situações incertas. Um mesmo problema envolvendo uma escolha sujeita a incerteza pode ser apresentado de forma positiva ou negativa. Indivíduos racionais no sentido normalmente empregado pelos economistas não se deixariam influenciar pela mera diferença de apresentação e escolheriam a mesma alternativa em qualquer caso. Todavia, Kahneman e Tversky (*Ibid.*) observam uma significativa influência da estruturação das escolhas (*framing*) sobre as decisões dos participantes dos seus experimentos, um indicativo de preferências inconsistentes.

Além do efeito da estruturação das decisões, diversos trabalhos identificam outros padrões de comportamento ou características de personalidade incompatíveis com o paradigma do decisor racional. Por exemplo, Taylor e Brown (1988) sustentam, com base em uma miríade de estudos anteriores na área de psicologia social, que boa parte dos seres humanos sujeita-se a diversos vieses de percepção sobre si próprios denominados em seu conjunto de ‘ilusões positivas’. Evidências sugerem, por exemplo, que as pessoas tendem a avaliar sua própria inteligência, saúde, capacidade de direção e de tomada de decisões em geral de maneira mais positiva do que se poderia realisticamente esperar. Também há indícios de que os indivíduos tendem a acreditar, em muitas circunstâncias, que podem exercer controle sobre resultados futuros que de fato são incontroláveis (ou tendem a superestimar o grau de controle que

⁷ Trabalho publicado originalmente em 1979.

⁸ A tradução de *Prospect Theory* acima segue a adotada em Bazerman (*Op. cit.*, p. 61).

podem exercer sobre eventos moderadamente controláveis). Este viés é conhecido como a ‘ilusão do controle’. Outro viés comumente observado é o otimismo exagerado que leva as pessoas a avaliarem as suas perspectivas para o futuro como superiores às dos seus pares. É também documentada a existência de um viés de percepção que se reflete na tendência das pessoas a associar a si mesmas uma parcela demasiadamente grande dos créditos por eventuais sucessos e demasiadamente pequena da responsabilidade por eventuais fracassos.

Pode-se argumentar que imperfeições cognitivas como as relacionadas acima são incompatíveis com a noção de atualização correta (não enviesada e *bayesiana*) das crenças do decisor. Assim, indivíduos que incorrem sistematicamente em ilusões positivas não podem se enquadrar no modelo do *Homo Economicus*.

Uma outra linha de questionamentos ao modelo tradicional em Economia e Finanças é oferecida pelas pesquisas sobre racionalidade limitada (*bounded rationality*) inspiradas, em especial, pelo trabalho de Herbert Simon (1955), no qual o autor postula que os agentes econômicos procuram de forma limitada soluções para os problemas que enfrentam e aceitam decisões que são meramente satisfatórias e não necessariamente ótimas. Esta formulação contrasta marcadamente com os princípios de otimização utilizados na teoria econômica e na teoria de Finanças, segundo os quais os agentes agem como se mapeassem todos os possíveis cursos de ação para então escolherem o melhor deles.

A motivação para os modelos de racionalidade limitada provém do reconhecimento de que as deliberações necessárias para se tomar uma decisão são custosas em termos de capacidade de processamento de informações e de tempo, por exemplo. Mais genericamente, Conlisk (1996, p. 692) justifica esta abordagem no contexto da ciência econômica afirmando que “Os modelos de racionalidade limitada aderem a um princípio fundamental da ciência econômica, o respeito pela *escassez*. A cognição humana, sendo um recurso escasso, deveria ser tratada como tal [...]”⁹

As pesquisas sobre racionalidade limitada não partiram de estudos psicológicos específicos sobre a cognição e os processos de decisão humanos, mas vinculam-se naturalmente a esta

⁹ “*Models of bounded rationality adhere to a fundamental tenet of economics, respect for scarcity. Human cognition, as a scarce resource, should be treated as such [...]*”

literatura. Os psicólogos identificaram em muitos estudos distintos que as pessoas utilizam procedimentos simplificados de avaliação em seus processos decisórios. Tais regras de bolso são comumente denominadas em seu conjunto de heurísticas de decisão. Por sua vez, o uso continuado destas heurísticas costuma conduzir a erros sistemáticos de avaliação, denominados de vieses cognitivos. Para Conlisk (*Ibid.*, p. 676), as heurísticas são racionais na medida em que são intuitivamente atraentes e evitam custos de deliberação, mas são limitadamente racionais na medida em que o seu uso freqüentemente conduz a escolhas enviesadas. Logo, pode-se afirmar que as pesquisas de cunho psicológico complementam a idéia de racionalidade limitada revelando quais são os processos específicos de cognição utilizados por indivíduos limitadamente racionais. De fato, o trabalho pioneiro de Herbert Simon (*Op. cit.*) encorajou muitas pesquisas psicológicas subseqüentes. Kahneman (2003, p. 1449) afirma que “Nossa pesquisa tentou obter um mapa da racionalidade limitada através da exploração dos vieses sistemáticos que separam as crenças que as pessoas têm e as escolhas que elas fazem das crenças e escolhas ótimas assumidas nos modelos de agente racional.”¹⁰ Para uma revisão da literatura sobre racionalidade limitada em Economia e Finanças, ver Conlisk (*Op. cit.*).

2.2 Evidências e argumentos da literatura comportamental e psicológica

Uma grande quantidade de resultados e evidências experimentais ou observacionais oferecidas por psicólogos e outros estudiosos do comportamento humano fornecem a maior parte da matéria-prima utilizada pelos pesquisadores de Finanças Comportamentais na forma de hipóteses diretamente testáveis e de pressupostos com base nos quais são desenvolvidas argumentações teóricas. As pesquisas sobre comportamento acumuladas até o presente relacionam um grande número de limitações de cognição, vieses de julgamento e peculiaridades do comportamento humano que destoam em maior ou menor grau do modelo do *Homo Economicus*.

¹⁰ “Our research attempted to obtain a map of bounded rationality, by exploring the systematic biases that separate the beliefs that people have and the choices they make from the optimal beliefs and choices assumed in rational-agent models.”

2.2.1 Efeito da dotação, viés do *status quo* e contabilização mental

Alguns dos padrões recorrentes de comportamento já foram mencionados acima, por exemplo, a tendência dos indivíduos a exibirem forte aversão à perda ou o efeito marcante da estruturação dos problemas sobre a escolha (KAHNEMAN; TVERSKY, 2000b). Não obstante, estes dois fenômenos estão na raiz de diversos outros comportamentos registrados na literatura. A aversão à perda está associada ao chamado efeito da dotação (THALER, 1980) e ao viés do *status quo* (KNETSCH; SINDEN, 1984). O efeito da dotação foi identificado pela observação de que as pessoas tendem a associar diferentes valores a um mesmo objeto em função de seus direitos de propriedade sobre o mesmo, conferindo ao objeto maior valor quando o possuem. O viés do *status quo* é observado em contextos de escolha entre múltiplos objetos e prediz que os indivíduos preferirão permanecer na situação inicial (*status quo*) em relação a mudanças que envolvam a perda de alguns objetos que já possuem, mesmo que estas perdas sejam compensadas pelo ganho de outros objetos. Por sua vez, a influência da apresentação dos problemas sobre a escolha do decisor motiva, por exemplo, as pesquisas sobre a chamada contabilização mental (THALER, 2000). Uma das possíveis implicações da contabilização mental é o tratamento de diferentes escolhas que envolvem incerteza de forma isolada quando elas deveriam ser consideradas em seu conjunto, comportamento este que conduz a decisões subótimas do ponto de vista de um agente racional (uma aplicação interessante deste fenômeno é oferecida por CAMERER *et al.*, 1997).

2.2.2 Interpretação de fenômenos estatísticos

Uma outra série de padrões recorrentes de comportamento relaciona-se à interpretação deficiente de fenômenos estatísticos. Kahneman e Tversky (1972) observam que muitas pessoas são relativamente insensíveis a índices básicos (*base rates*) no momento em que tomam decisões envolvendo incerteza. Em outras palavras, os indivíduos tendem a dar relativamente pouca importância a probabilidades históricas (derivadas de frequências relativas) de ocorrência de eventos tais como o sucesso de uma nova empresa ou de um casamento quando analisam casos específicos (BAZERMAN, *op. cit.*, p. 25). Evidências experimentais também revelam uma clara insensibilidade ao tamanho da amostra quando indivíduos avaliam a probabilidade de ocorrência de eventos incertos. Muitas pessoas parecem ignorar, por exemplo, o fato de que desvios significativos, porém casuais, em relação à média são mais comuns e prováveis em amostras pequenas do que em amostras grandes

(TVERSKY; KAHNEMAN, 1974). As pessoas também tendem a ignorar em diversos contextos a tendência de regressão à média observada estatisticamente para muitos fenômenos, o que as leva a confiar inadvertidamente na continuidade de seqüências recentes de sucessos ou de fracassos (COX; SUMMERS, 1987). Outros dois padrões de comportamento relacionados (a ‘falácia da conjunção’ e a ‘interpretação errada da chance’) são descritos por Bazerman (*Op. cit.*).

2.2.3 Efeitos da disponibilidade

Tversky e Kahneman (1973) argumentam que o grau de disponibilidade na memória de um indivíduo de exemplos ou de ocorrências passadas referentes a um determinado evento incerto influencia significativamente a avaliação intuitiva que este indivíduo fará da probabilidade de ocorrência do referido evento e também de suas causas prováveis. Este fenômeno decorre da chamada heurística da disponibilidade. O uso desta heurística pode conduzir a percepções bastante enviesadas da probabilidade de ocorrência de eventos de diversos tipos em função da proximidade temporal de ocorrências similares do passado e da vividez das mesmas. Por exemplo, eventos passados que evocam emoções na pessoa e são facilmente recuperáveis pela memória estarão mais disponíveis e serão vistos como mais prováveis do que outros menos disponíveis, *ceteris paribus*. Uma revisão da literatura sobre este tema consta de Fiske e Taylor (1991).

2.2.4 Ancoragem

Slovic e Lichtenstein (1971) evidenciam convincentemente que as pessoas tendem a ficar muito presas a valores iniciais quando computam mentalmente estimativas numéricas para quantidades incertas, mesmo quando os referidos valores são arbitrários e, portanto, irrelevantes para o problema em questão. Os valores iniciais funcionam como uma âncora e podem ser sugeridos por antecedentes históricos ou mesmo aleatoriamente. As estimativas tendem a ser feitas através de ajustamentos em relação a esta âncora e tipicamente estes ajustamentos se mostram insuficientes, caracterizando assim o viés cognitivo. Em outras palavras, as decisões podem variar significativamente mais do que seria logicamente justificável em função do valor da âncora (TVERSKY; KAHNEMAN, 1974).

2.2.5 Viés da confirmação

Um número substancial de pesquisas revela que as pessoas freqüentemente conferem menos atenção do que deveriam a informações que contradizem hipóteses previamente aceitas por elas (RABIN, *op. cit.*, p. 26). Uma vez que a opinião de um indivíduo sobre um determinado assunto está formada, é comum que evidências adicionais que possam refutar suas crenças sejam inconscientemente ignoradas ou mesmo que estas informações sejam interpretadas de maneira enviesada como uma fonte adicional de sustentação da hipótese inicial. Evidências experimentais deste ‘viés da confirmação’ são oferecidas por Bruner e Potter (1964), Lord *et al.* (1979) e Darley e Gross (1983). Em particular, no experimento de Lord *et al.* (*Op. cit.*) os autores separaram estudantes de graduação em dois grupos, o primeiro composto por indivíduos contrários à pena de morte e o segundo por indivíduos a ela favoráveis. Em seguida, forneceram para ambos os grupos um mesmo conjunto de informações ambíguas sobre este tema, incluindo pesquisas acadêmicas selecionadas aleatoriamente na literatura. Como resultado do experimento, verificou-se que as pessoas inicialmente favoráveis à pena de morte mostraram-se em média significativamente ainda mais favoráveis após a leitura dos textos¹¹. Por outro lado, os que eram inicialmente contrários à pena de morte revelaram-se significativamente mais contrários após a exposição ao mesmo material.

2.2.6 Viés da previsão retrospectiva

Também foi documentada a existência de um viés cognitivo conhecido como *hindsight bias*, traduzido em Bazerman (*Op. cit.*, p. 46) como viés da previsão retrospectiva. Segundo Rabin (*Op. cit.*, p. 29), este padrão de comportamento está entre os mais estudados na literatura sobre processos decisórios e cognitivos e pode ser descrito como a tendência das pessoas a superestimar o grau com que suas crenças anteriores ao conhecimento dos resultados de uma decisão ou evento incerto seriam similares a suas crenças atuais. Em outras palavras, após a revelação dos resultados de decisões ou eventos incertos, as pessoas tendem a pensar que teriam previsto corretamente o que iria acontecer (RABIN, *op. cit.*, p. 30). Uma revisão da literatura sobre este viés é oferecida por Hawkins e Hastie (1990).

¹¹ Os autores mensuram o grau de rejeição ou aprovação da pena de morte utilizando uma escala de 16 pontos com intervalo entre -8 e +8.

2.2.7 Força de vontade limitada e egoísmo limitado

Alguns dos padrões de comportamento listados nesta seção, como é caso da interpretação deficiente de fenômenos estatísticos, do uso da heurística da disponibilidade e do viés da ancoragem podem ser diretamente associados a limitações da racionalidade. Não obstante, para pesquisadores como Thaler e Mullainathan (*Op. cit.*), as pessoas em geral não estão sujeitas apenas a limites em sua racionalidade (*bounded rationality*), mas também em sua força de vontade (*bounded willpower*) e em seu egoísmo (*bounded selfishness*). Estas duas últimas limitações podem influenciar o comportamento de forma marcante nos mais diversos contextos e se chocam frontalmente com a descrição tradicional do *Homo Economicus*.

Segundo Thaler e Mullainathan (*Ibid.*), os economistas usualmente assumem que os agentes são capazes de encontrar estratégias ótimas de conduta e em seguida procuram aplicá-las. As pessoas em geral, no entanto, mesmo quando sabem o que é melhor para si, em muitos casos deixam de agir como racionalmente gostariam por falhas de autocontrole, um fenômeno que remete aos limites da força de vontade humana. Loewenstein (1996) descreve os mecanismos através dos quais os chamados ‘fatores viscerais’ como o desejo sexual, a fome e a sede, bem como emoções e humores geram inconsistências entre as decisões e ações humanas. Alguns autores procuram tratar analiticamente a questão do autocontrole como um problema de equilíbrio entre múltiplas personalidades que habitam o mesmo indivíduo (ver THALER; SHEFRIN, 1981).

A idéia de limites ao egoísmo também traz problemas para o paradigma dominante ao questionar a premissa fundamental do comportamento auto-interessado dos agentes econômicos. Ainda que as pessoas certamente ajam de forma auto-interessada em muitas circunstâncias, Rabin (*Op. cit.*, p. 16) destaca que o puro auto-interesse está longe de descrever de forma completa a motivação humana e sugere que os economistas abandonem a premissa de que as pessoas se comportam sempre de forma auto-interessada. Dawes e Thaler (1988) mostram exemplos de comportamentos econômicos observados que não podem ser explicados por modelos baseados em agentes puramente auto-interessados. Kahneman *et al.* (1986) discorrem sobre a influência das noções de equidade e justiça no ambiente econômico, explicando, por exemplo, a relativa insensibilidade dos salários e dos preços de certos

produtos a mudanças dos níveis de oferta e demanda. Krebs (1970) revisa a literatura até então disponível sobre o fenômeno do altruísmo em diferentes contextos sociais.

2.3 Finanças Comportamentais

A listagem de argumentos e evidências comportamentais apresentada acima não pretende ser exaustiva, mas já oferece um vislumbre da diversidade de padrões observados de comportamento que destoam da caracterização psicológica normalmente associada aos agentes econômicos, em particular nos modelos financeiros (alguns outros fenômenos comportamentais são discutidos em KAHNEMAN; TVERSKY, 2000a; CONLISK, *op. cit.*; BAZERMAN, *op. cit.*; KAHNEMAN, 2003; RABIN, *op. cit.*; THALER; BARBERIS, *op. cit.*; THALER; MULLAINATHAN, *op. cit.*; HIRSHLEIFER, 2001).

É provável, todavia, que nem todos os vieses e peculiaridades comportamentais dos seres humanos sejam relevantes para a compreensão satisfatória dos fenômenos de interesse para os pesquisadores de Finanças. Uma teorização analiticamente “tratável” e “parcimoniosa”, para mencionar dois princípios metodológicos norteadores das disciplinas econômicas, demanda a escolha cautelosa daquelas premissas sobre o comportamento dos agentes que têm maiores chances de se mostrarem importantes ou mesmo imprescindíveis para a descrição adequada do fenômeno abordado.

Além disso, como argumenta Rubinstein (*Op. cit.*, p. 16), é possível que os mercados se comportem de forma racional mesmo admitindo-se que muitos investidores são limitadamente racionais ou sujeitam-se a vieses cognitivos. Em outras palavras, os preços podem ser formados “como se” todos os investidores fossem perfeitamente racionais, ainda que muitos deles não o sejam. Argumentos do tipo “como se” foram vigorosamente defendidos no trabalho clássico de Friedman (1953). Ademais, Alchian (1950) e Friedman (*Op. cit.*) estão entre os primeiros a sustentar que agentes irracionais não poderiam sobreviver em ambientes econômicos altamente competitivos e dinâmicos como costumam ser, por excelência, os mercados financeiros (ver também WINTER, 1964; FAMA, 1965).

Em vista destes argumentos, Rubinstein (*Op. cit.*, p. 16) sustenta que os vieses sistemáticos de julgamento incorridos por muitas pessoas individualmente provavelmente não se agregarão a

ponto de afetarem os preços do mercado. O autor vai além e defende como diretriz metodológica número um para os pesquisadores de Finanças que se procure sempre explicar os preços dos ativos através de modelos de agente racional. Apenas quando todas as tentativas forem esgotadas pode-se recorrer a suposições de comportamento irracional. Logo, eventuais “anomalias” observadas nos mercados deveriam ser incorporadas por meio de alterações dos modelos dentro do paradigma da racionalidade. Entretanto, Hirshleifer (*Op. cit.*) observa que este paradigma nem sempre foi dominante entre os economistas de maior destaque. John Maynard Keynes (1936) notava a importância dos ‘espíritos animais’ nos mercados de ações de seu tempo, Irving Fisher (1930) fornece argumentos comportamentais não racionais para explicar a dinâmica da poupança dos indivíduos e mesmo Adam Smith (1776) tratou da influência do excesso de confiança das pessoas sobre a determinação de remunerações pelo trabalho em novos empreendimentos.

2.3.1 Mercados eficientes

A idéia segundo a qual as pessoas se comportam como se fossem aproximadamente racionais nos mercados financeiros está estreitamente vinculada à crença na ‘hipótese de eficiência dos mercados’ (HEM). Assim como o termo ‘racionalidade’, a expressão ‘eficiência de mercado’ pode ser entendida de maneiras diferentes em diferentes contextos (ver RUBINSTEIN, *op. cit.*; STATMAN, 1999). Uma das definições mais adotadas foi oferecida por Fama (1970).

Fama (1970) definiu um mercado financeiro eficiente de forma genérica como aquele no qual os preços dos ativos sempre refletem toda a informação disponível, impossibilitando a obtenção sistemática de retornos ‘anormais’ (retornos acima do necessário para remunerar o investidor pelo risco ao qual ele se expõe). Mais especificamente, o tipo de informação refletida pelos preços ensejou uma subdivisão do conceito de eficiência em três formas.

Na forma ‘fraca’ de eficiência dos mercados os preços atuais incorporam a informação dos preços e retornos do passado, de tal forma que é impossível obter-se lucros anormais com base no conhecimento destes preços e retornos. Na forma ‘semiforte’ todas as informações públicas disponíveis são imediatamente incorporadas aos preços dos ativos, incluindo-se neste conjunto, naturalmente, os preços ou retornos passados. Por fim, a forma ‘forte’ de eficiência exige que retornos anormais consistentes sejam inalcançáveis mesmo quando o investidor tem

acesso a informações privadas, uma vez que este conhecimento vazaria rapidamente para o mercado, incorporando-se aos preços (FAMA, 1970; SHLEIFER, *op. cit.*).

Shleifer (*Ibid.*, p. 2-5) discute a HEM sob o prisma da racionalidade do investidor. Para o autor, em sua versão mais restrita, a HEM conta com a suposição de que todos os participantes do mercado comportam-se racionalmente. Todavia, ainda é possível que o mercado seja eficiente mesmo quando uma parte dos investidores não é racional. Num primeiro caso, se houver um número elevado de investidores irracionais e se suas estratégias de negociação não forem correlacionadas entre si, é provável que suas negociações acabem por se cancelar umas às outras, não afetando a formação dos preços dos ativos. Num segundo cenário, mais realista, mesmo que o padrão de irracionalidade seja sistemático, isto é, mesmo que exista correlação entre as estratégias dos investidores irracionais, os erros de apreçamento não perdurarão em razão do mecanismo da arbitragem.

Citando Sharpe e Alexander (1990), Shleifer (*Op. cit.*, p. 3) define a arbitragem nos mercados financeiros como a operação de compra e venda simultâneas de um mesmo ativo em mercados distintos ou de ativos essencialmente similares por valores vantajosamente diferentes. Por exemplo, se o arbitrador percebe que uma determinada ação está sendo negociada por um preço irracionalmente elevado, pode vendê-la (a descoberto) ao mesmo tempo em que compra a mesma ação em outro mercado (ou adquire uma outra ação que substitui perfeitamente a primeira) por um valor menor. Desta forma, este investidor racional assegurará para si um ganho sem risco e sem desembolso de recursos próprios. Se todos os arbitradores aproveitarem a oportunidade proporcionada pela incorreção dos preços, a variação da oferta e da procura pelo título fará com que o desalinhamento do preço em relação ao valor correto ou fundamental do ativo desapareça em algum momento.

2.3.2 Limites à arbitragem e suas implicações para os mercados financeiros

Se pelo menos alguns investidores forem racionais e se o mecanismo da arbitragem funcionar adequadamente, o argumento de Friedman (*Op. cit.*), segundo o qual num mercado competitivo os agentes não racionais serão eliminados ou, pelo menos, não poderão influenciar os preços, prevalecerá. Entretanto, uma quantidade significativa de pesquisas recentes revela que a arbitragem é, no mundo real, uma atividade quase sempre sujeita a

riscos e a custos não desprezíveis e, portanto, não é sempre atraente para os investidores racionais (THALER; BARBERIS, *op. cit.*).

O primeiro limite prático à arbitragem está associado à dificuldade de se encontrar ativos que funcionem como substitutos perfeitos para os outros ativos objetos da operação. Por exemplo, se o arbitrador acredita que uma determinada ação está sobrevalorizada, procurará vendê-la a descoberto ao mesmo tempo em que compra outra ação essencialmente idêntica à primeira, mas negociada por um valor menor, eliminando qualquer risco decorrente de choques que afetem aquela empresa. A suposição, neste caso, é de que o preço relativo das duas ações convergirá para um valor correto em algum momento posterior, configurando o *hedge* da operação. Todavia, os ativos substitutos normalmente disponíveis no mercado estão longe de serem substitutos perfeitos. Isto significa que a convergência dos preços relativos não é garantida e que o arbitrador ficará exposto ao risco idiossincrático da ação objeto da arbitragem. Se a ação sobrevalorizada é de uma empresa de tecnologia, por exemplo, o ativo substituto seria a ação de alguma outra empresa do mesmo setor e com características similares, porém não-sobrevalorizada. Esta operação poderia proteger o arbitrador contra o risco de que notícias positivas sobre o setor de tecnologia impedissem a queda do valor da ação cujo preço encontra-se acima do valor racional. Porém, ele ainda estaria sujeito ao risco específico da empresa que motivou a arbitragem. Em casos como este, a atração desta estratégia de negócio pode se reduzir substancialmente (ver CAMPBELL; KYLE, 1993).

Investidores não-rationais em geral são conhecidos em parte da literatura de Finanças como ‘operadores de ruído’ (*noise traders*). Um risco evidente para arbitradores relaciona-se com a possibilidade de que estes investidores consigam sustentar o desalinhamento dos preços em relação aos valores fundamentais dos ativos por longo tempo ou mesmo que este desalinhamento se amplifique no curto prazo (DE LONG *et al.*, 1990; SHLEIFER; VISHNY, 1997a). Se, por exemplo, uma ação está sobrevalorizada hoje, por qualquer razão, é perfeitamente possível que no futuro próximo a sobrevalorização aumente ainda mais, gerando perdas temporárias para os arbitradores. Em muitos casos, os arbitradores são investidores institucionais avaliados por seus resultados de curto prazo e não podem manter por longo tempo posições deficitárias. Logo, o chamado ‘risco dos operadores de ruído’ torna bastante incerto o sucesso do mecanismo de arbitragem mesmo que ativos substitutos perfeitos estejam disponíveis.

Por fim, o arbitrador terá, em muitos casos, que arcar com custos de implementação não triviais, diminuindo seu interesse pela operação de arbitragem (THALER; BARBERIS, *op. cit.*, p. 1059). Boa parte das operações de arbitragem envolve algum tipo de empréstimo em ações, cujas taxas são geralmente, mas nem sempre, baixas (D'AVOLIO, 2002). Todavia, a oferta de ações para empréstimo é muitas vezes limitada a ponto de não ser possível obter os títulos necessários para a operação. Ademais, muitos investidores institucionais não podem, por restrição legal, vender a descoberto, o que limita substancialmente sua capacidade de aproveitar oportunidades de ganho. Summers (1986) observa, ainda, que a identificação de erros de apreçamento é por si mesma uma tarefa complicada, o que sugere que os custos de procura e identificação correta de ativos sobre ou subvalorizados podem ser significativos. Abreu e Brunnermeier (2002) destacam, por sua vez, que os erros de apreçamento podem demorar tanto para se corrigirem que os lucros da operação podem ser tragados pelo acúmulo de custos de transação.

Como corolário da discussão acima, pode-se argumentar que os investidores limitadamente racionais e que cometem erros sistemáticos de julgamento podem sobreviver por tempo indeterminado mesmo nos mercados financeiros mais desenvolvidos e menos sujeitos a fricções. As operações de arbitragem apresentam riscos e possíveis custos que contrariam a sua definição clássica e por isso não podem, por si só, garantir que as decisões observadas nos mercados financeiros são tomadas como se todos os investidores fossem ilimitadamente racionais (estudos adicionais sobre os limites à arbitragem foram publicados numa edição especial do *Journal of Financial Economics* e são referenciados por SCHWERT, 2003, p. 960).

Admitir que padrões sistemáticos de comportamento que desviam do modelo racional podem afetar substancialmente as decisões financeiras mesmo em mercados altamente competitivos é o primeiro passo para a aceitação das evidências e argumentações comportamentais que vêm se acumulando nos últimos anos. Este programa de pesquisas, apelidado de Finanças Comportamentais, procura identificar quais são os mecanismos psicológicos mais importantes para a compreensão de uma série de fenômenos financeiros documentados empiricamente. Dentre as supostas anomalias registram-se fortes movimentos de sub-reação e sobre-reação dos preços das ações e o aparentemente excessivo volume de transações nos mercados financeiros. Schwert (*Ibid.*) oferece uma ampla revisão desta literatura. No Brasil, trabalhos relacionados incluem Costa Jr. (1994) e Kimura (2002). Por sua vez, teorias que procuram

explicar tais regularidades explorando desvios da racionalidade perfeita são oferecidas, por exemplo, por Barberis *et al.* (1998) e Daniel *et al.* (2001).

De interesse mais direto para esta pesquisa, porém, são os estudos que estendem a abordagem comportamental para o contexto das decisões de investimento e de financiamento das empresas, considerados a seguir.

2.3.3 Finanças Corporativas Comportamentais

A mais recente subdivisão das pesquisas em Finanças Comportamentais enfoca a influência de variados aspectos do comportamento humano sobre as principais decisões corporativas. Em grande medida, estas decisões dependem das motivações, crenças e preferências dos gestores e também da interação entre os gestores e os investidores externos que compõem os mercados financeiros. Logo, o foco das atenções dos pesquisadores recai sobre estes dois grupos de agentes (gestores e investidores) e sobre as interações entre eles.

Os trabalhos nesta área podem ser classificados em duas vertentes. A primeira considera a influência sobre as decisões corporativas de investidores não-perfeitamente racionais atuando em mercados financeiros nos quais os preços dos ativos podem divergir dos seus valores fundamentais. A segunda analisa os impactos sobre as decisões corporativas do comportamento de gestores não-perfeitamente racionais (BAKER *et al.*, 2004, p. 2).

2.3.3.1 Abordagem dos investidores irracionais

Os trabalhos desta linha consideram que existem limites relevantes à arbitragem nos mercados financeiros e que pelo menos uma parcela dos investidores não é perfeitamente racional, possibilitando o surgimento de erros de apreçamento duradouros. Em outras palavras, os preços dos ativos podem ser exageradamente altos ou exageradamente baixos. Assume-se também que os gestores das empresas são racionais e capazes de identificar os referidos erros.

A suposição de que os preços observados podem se desviar dos seus valores “corretos” ou racionais por períodos significativos de tempo encontra justificativa na literatura sobre eficiência dos mercados financeiros e limites à arbitragem e na literatura sobre

comportamento e cognição humana, discutidas anteriormente. Todavia, a suposição adicional de que os gestores das empresas são racionais e capazes de identificar corretamente as sub e sobrevalorizações dos preços demanda atenção específica.

Baker *et al.* (2004, p. 5) relacionam alguns argumentos e evidências consistentes com a suposição de que os gestores podem tirar proveito de fricções e ineficiências dos mercados. Primeiramente, os gestores geralmente possuem informações superiores às do mercado sobre a condição atual e as perspectivas de sua própria empresa. Nesta linha, Muelbroek (1992), Seyhun (1992) e Jenter (2005) mostram que os gestores obtêm retornos anormalmente elevados em transações com suas carteiras de investimentos pessoais, fazendo uso de informações privilegiadas para antecipar movimentos dos preços de mercado. Ademais, alguns modelos explicam os limites à arbitragem em termos dos horizontes de avaliação de performance dos investidores profissionais que atuam no mercado (DE LONG *et al.*, 1990). Investidores profissionais racionais cujo desempenho é avaliado em períodos curtos ficam impedidos de aproveitar oportunidades de ganho proporcionadas por desalinhamentos de preços a menos que estes ganhos possam ser realizados no curto prazo. Os administradores de empresas, por outro lado, são, em muitos casos, avaliados em horizontes de tempo mais longos, uma vantagem que lhes permite explorar mais oportunidades oferecidas por desequilíbrios temporários de preços.

Se os gestores racionais avaliam que o preço de mercado das ações da sua empresa encontra-se abaixo do valor correto, relutarão em emitir novas ações e preferirão financiar novos investimentos com recursos gerados internamente ou através da emissão de dívidas, menos sujeitas à subvalorização. Por outro lado, ao perceberem que as ações de sua empresa estão sobrevalorizadas, os gestores tenderão a emitir novas ações, desta forma criando valor para os acionistas atuais da firma (e prejudicando os novos acionistas). Esta linha de raciocínio ilustra os argumentos introduzidos nos trabalhos que abordam o *market timing*, ou timing do mercado. Genericamente, a idéia central do *market timing* é que os gestores, racionalmente trabalhando em prol dos acionistas atuais de longo prazo da empresa, identificam e tiram proveito de erros de apreçamento temporários induzidos pelo comportamento irracional de parte dos investidores.

O argumento de *market timing* tem encontrado muitas aplicações em anos recentes. Shleifer e Vishny (2003), por exemplo, assumem em seu modelo que as empresas buscam adquirir

outras empresas quando estão sobrevalorizadas e que o motivo para a aquisição é a preservação desta sobrevalorização temporária, beneficiando seus acionistas de longo prazo. Mais especificamente, a estratégia dos gestores é utilizar as ações sobrevalorizadas de sua empresa para adquirir novos ativos menos sobrevalorizados (e, portanto, relativamente mais baratos), deixando os acionistas atuais com mais ativos físicos por ação (BAKER *et al.*, 2004, p. 16). Os trabalhos de Dong *et al.* (2003), Bouwman *et al.* (2003) e Ang e Cheng (2003) oferecem evidências empíricas compatíveis com este raciocínio.

Baker e Wurgler (2002) tratam do *market timing* nas decisões de financiamento das empresas. O seu argumento se baseia no fato de que a estrutura de capital de qualquer empresa reflete o acúmulo histórico de suas decisões de financiamento incrementais. Na medida em que as estratégias de *market timing* respondem por estas (ou alguma destas) decisões, elas podem ajudar a explicar as diferenças de estrutura de financiamento entre as firmas. Para os autores, empresas relativamente pouco endividadas provavelmente preferiram emitir ações para financiar seus investimentos no passado aproveitando o preço de mercado favorável destes títulos. Baker e Wurgler (*Ibid.*) testam de forma indireta as previsões que derivam de sua análise e encontram evidências que lhes dão suporte. Todavia, Hovakimian (2004) critica os procedimentos empíricos adotados neste teste e questiona o poder explanatório dos modelos de *market timing* aplicados às decisões de financiamento. As possibilidades de *market timing* no mercado brasileiro são estudadas por, dentre outros, Mescolin *et al.* (2000) e Basso *et al.* (2004).

A estratégia do *market timing* consiste em tirar proveito de erros de apreçamento identificados pelos gestores. Não obstante, um gestor racional poderia ir além, procurando induzir os investidores externos a novos erros de apreçamento com o intuito, por exemplo, de maximizar o valor atual, de curto prazo, das ações da empresa. Este comportamento é conhecido na literatura pertinente como a estratégia do ‘suprimento’ (*catering*). A idéia é que o gestor pode suprir demandas de curto prazo dos investidores por ele identificadas através, por exemplo, da adoção de políticas de investimento ou de financiamento que pareçam atraentes para o mercado, mesmo que estas políticas não maximizem o valor da empresa do ponto de vista puramente racional (BAKER *et al.*, 2004, p. 6). O incentivo para a adoção deste tipo de estratégia depende, em boa medida, do horizonte temporal com o qual trabalha o gestor. Aqueles mais preocupados com a performance de curto prazo deverão utilizar estratégias de suprimento mais intensamente. Mesmo os gestores preocupados com o valor de longo prazo

da empresa, porém, podem utilizar o *catering* para aproveitar melhor os benefícios do *market timing*, amplificando erros de apreçamento favoráveis à sua empresa.

Argumentos baseados na idéia do suprimento de demandas dos investidores podem ser aplicados em variados contextos. Baker e Wurgler (2004a; 2004b) mostram que as empresas costumam passar a pagar dividendos quando as ações de outras empresas pagadoras estão relativamente mais valorizadas do que as ações das não-pagadoras, respondendo, desta forma, a uma suposta ‘preferência por dividendos’ por parte do mercado. Simetricamente, os autores observam que muitas empresas deixam de pagar dividendos quando as ações de outras empresas que costumam distribuir dividendos estão relativamente desvalorizadas. Baker e Wurgler (2004b) explicam desta maneira os ciclos históricos de aumento generalizado e de redução generalizada da distribuição de dividendos no mercado de capitais norte-americano.

Outro fenômeno investigado à luz da idéia do suprimento de demandas é o impacto da simples alteração do nome das empresas. Michael Cooper *et al.* (2001) revelam um movimento de mudança de denominações de empresas durante o período de maior valorização das ações de companhias do setor de Internet. Os autores mostram que, mesmo sem mudanças operacionais significativas, as empresas que adotaram nomes do tipo ‘ponto com’ experimentaram substanciais elevações de preço no curto prazo. Posteriormente, Michael Cooper *et al.* (2004) destacam um movimento no sentido oposto. Após o fim da bolha de preços das ações de Internet, as empresas que retiraram nomes ‘ponto com’ registraram valorizações bastante significativas no mercado acionário. Evidências deste fenômeno entre fundos de investimento são oferecidas por Michael Cooper *et al.* (2005).

Teoh *et al.* (1998a; 1998b) encontram evidências de que as ações das empresas que mais manipulam os seus resultados (prática conhecida como *earnings management*) antes da oferta de novas ações apresentam as piores performances de preço após a oferta. Este resultado sugere que a manipulação de resultados não é sempre percebida a tempo pelo mercado e induz à sobrevalorização temporária da ação, da qual tiram proveito os gestores das empresas.

Outros trabalhos envolvendo a exploração da irracionalidade dos investidores por gestores racionais foram apresentados por Stein (1996), Baker *et al.* (2003), Ljungqvist *et al.* (2006), Gilchrist *et al.* (2004), Panageas (2003) e Chirinko e Schaller (2001; 2004), dentre outros.

2.3.3.2 Abordagem dos gestores irracionais

A segunda vertente das pesquisas em Finanças Corporativas Comportamentais é relativamente pouco desenvolvida (apesar do rápido crescimento) em comparação com a abordada acima (BAKER *et al.*, 2004, p. 2). Ela enfoca os desvios da racionalidade dos próprios gestores das empresas em lugar dos investidores e a maior parte dos trabalhos assume adicionalmente que os mercados financeiros são eficientes.

Explícita ou implicitamente, as pesquisas deste campo assumem que o comportamento dos gestores impacta significativamente as decisões e políticas adotadas pelas empresas. Todavia, quaisquer reflexos práticos da irracionalidade gerencial poderiam, em tese, ser anulados por mecanismos de governança corporativa que assegurassem o alinhamento completo entre as decisões dos gestores e os interesses dos acionistas da empresa, supondo a racionalidade destes últimos. Logo, de forma análoga à suposição de que existem limites à arbitragem nos mercados financeiros, é preciso assumir, neste caso, que existem limites à governança corporativa, permitindo que idiosincrasias cognitivas dos gestores sejam potencialmente relevantes para a compreensão das decisões corporativas.

A suposição adicional de limites à governança pode ser sustentada sem maiores dificuldades (BAKER *et al.*, 2004, p. 34). Em primeiro lugar, um conselho de administração influente não é garantia de que decisões mais racionais seriam tomadas. Os membros ou o presidente do conselho poderiam estar sujeitos aos seus próprios limites e vieses cognitivos, sem contar a possibilidade de que o conselho pode não representar os acionistas adequadamente, associando-se aos interesses dos administradores ou sendo por eles dominado. Além disso, ainda que os investidores nos mercados financeiros pudessem identificar padrões comportamentais dos gestores que conduzem à ineficiência da empresa, as possibilidades de “arbitragem” corporativa não seriam particularmente grandes. A aquisição hostil, talvez o principal mecanismo desta espécie de “arbitragem”, é, quando possível, uma atividade geralmente sujeita a riscos elevados e a importantes custos de transação em razão de obstáculos legais e regulatórios (GERVAIS *et al.*, *op. cit.*, p. 5; SHLEIFER; VISHNY, 1997b; PONTIFF, 1996). O alinhamento de interesses promovido por mecanismos de incentivo como a política de remuneração também não será eficaz na medida em que o gestor irracional pode acreditar que está trabalhando para maximizar a riqueza dos acionistas, ainda que suas

políticas destruam valor. Adams *et al.* (2005) e Bertrand e Schoar (*Op. cit.*) atestam empiricamente a importância específica do Diretor Presidente (CEO) e de outros administradores para a performance e decisões corporativas de empresas norte-americanas.

Uma aplicação da suposição de não-racionalidade dos gestores aparece no contexto das decisões de encerramento ou continuidade de projetos de investimento. Statman e Caldwell (1987) analisam o excessivo comprometimento dos gestores com a continuidade de projetos ruins por eles iniciados. Os projetos de investimento são discutidos pelos autores sob a ótica da contabilização mental (THALER, 2000. Ver Seção 2.2.1). Neste contexto, ao longo do empreendimento os custos já incorridos (*sunk costs*) e as perdas passadas são incluídos indevidamente na avaliação, pelo gestor, das alternativas futuras de ação. Statman e Caldwell (*Op. cit.*) prevêem que, quando a decisão de encerrar um projeto em andamento resulta em perdas com relação aos custos já incorridos, os gestores tendem a continuá-lo, ainda que uma avaliação racional recomende o contrário. Este comportamento, estreitamente relacionado com o fenômeno da escalada irracional do comprometimento (STAW, 1976; BAZERMAN, *op. cit.*), foi verificado empiricamente por Statman e Sepe (1989), os quais mostram que o encerramento de projetos historicamente não rentáveis é geralmente acompanhado por uma reação positiva do valor de mercado das ações da empresa. Para os autores, esta reação sugere que os investidores reconhecem a tendência dos gestores à insistência injustificada com projetos ruins.

O tema do comprometimento irracional foi também abordado por May (1988). O autor cita Edward Conlon, para quem a escalada do comprometimento é mais acentuada quando o gestor se sente responsável pelo eventual fracasso e quando este é mais visível publicamente. Guedj e Scharfstein (2004) registram este comportamento na indústria farmacêutica, mostrando que as empresas mais recentes e que dependem de um único produto relutam bastante em abandonar seu projeto principal de desenvolvimento de medicamento mesmo quando os testes clínicos são desencorajadores. Outras evidências (na gestão de esportes profissionais) são oferecidas por Staw e Hoang (1995) e Camerer e Weber (1999).

Outras aplicações disponíveis até o momento exploram as possíveis consequências para as decisões corporativas de dois vieses cognitivos aparentemente bastante difundidos: o otimismo e a confiança excessiva dos gestores. Em razão de sua associação direta com esta

pesquisa, tais aplicações e as justificativas para o uso destes vieses em particular são abordadas em seções próprias, a seguir.

2.4 Otimismo e excesso de confiança

Para De Bondt e Thaler (1995, p. 389): “Talvez a descoberta mais robusta da psicologia do julgamento seja que as pessoas são excessivamente confiantes.”¹² Mesmo Mark Rubinstein (*Op. cit.*, p. 17), um eminente pesquisador defensor do paradigma da racionalidade em Finanças, afirma: “[...] eu tenho por muito tempo acreditado que os investidores são excessivamente confiantes. Com certeza, o investidor médio acredita que é mais esperto do que o investidor médio.”¹³ Computam-se hoje centenas de trabalhos de psicólogos e outros pesquisadores do comportamento humano sobre este fenômeno cognitivo e sobre outro estreitamente relacionado, o otimismo em excesso (TAYLOR, 1989, relaciona boa parte dos estudos sobre otimismo).

O excesso de confiança foi identificado em diferentes contextos comportamentais. Um dos estudos experimentais pioneiros foi apresentado por Alpert e Raiffa (*Op. cit.*) utilizando 100 participantes. Os autores pediram a cada indivíduo que estimasse subjetivamente intervalos de confiança para 10 diferentes quantidades, produzindo, assim, 1.000 observações no total. Embora os intervalos solicitados devessem representar uma confiança de 90% do participante com relação à captura dos valores verdadeiros das quantidades, cerca de 43% (ou 430) destes valores ficaram de fora das faixas reportadas, algo que se esperava que acontecesse em apenas 10% dos casos. Alpert e Raiffa (*Ibid.*) inferiram deste experimento que as pessoas tendem (pelo menos no contexto específico por eles investigado) a confiar exageradamente na precisão de suas estimativas subjetivas sobre quantidades incertas. Posteriormente, Fischhoff *et al.* (*Op. cit.*) reportaram que os participantes do seu experimento obtiveram um índice de acerto de apenas 81% a 88% após estimarem que a probabilidade de ocorrência de determinados eventos era de 99,9%. Estudos como estes fomentaram outras pesquisas que mostraram a tendência à confiança excessiva na forma de erros de calibração de probabilidades (ver LICHTENSTEIN; FISCHHOFF, 1980; LICHTENSTEIN *et al.*, 1982;

¹² “Perhaps the most robust finding in the psychology of judgment is that people are overconfident.”

¹³ “[...] I have for a long time believed investors are overconfident. Surely, the average investor believes he is smarter than the average investor.”

BRENNER *et al.*, 1996). Trabalhos análogos enfocando diferentes categorias profissionais como militares, psicólogos clínicos, médicos, advogados e engenheiros são oferecidos, respectivamente, por Hazard e Peterson (*Op. cit.*), Oskamp (*Op. cit.*), Christensen-Szalanski e Bushyhead (1981), Wagenaar e Keren (*Op. cit.*) e Kidd (*Op. cit.*).

O excesso de confiança também pode ser associado mais genericamente à tendência das pessoas a superestimar suas próprias habilidades e conhecimentos e/ou a qualidade e precisão das informações que são capazes de obter. Os estudos sobre ilusões positivas mostram que as pessoas tendem a se considerar melhores do que as outras ou acima da média em diversos atributos, sejam sociais, morais (elas se julgam mais justas do que as demais) ou de habilidade propriamente dita, como é o caso da crença da maior parte dos motoristas na superioridade de sua habilidade ao volante (SVENSON, *op. cit.*; GREENWALD, 1980; TAYLOR; BROWN, *op. cit.*; ALICKE *et al.*, *op. cit.*; BABCOCK; LOEWENSTEIN, 1997).

Uma outra linha de pesquisas focalizou o viés do otimismo, estreitamente relacionado ao excesso de confiança. Alguns dos trabalhos pioneiros são atribuídos a Weinstein (1980; 1982). Os participantes dos seus experimentos consistentemente julgaram que as suas probabilidades de passar por experiências positivas durante a vida são superiores à média, ou seja, são maiores do que as probabilidades de sucesso que eles associam a seus pares. Simetricamente, os participantes consideraram inferiores à média as suas chances de passar por experiências negativas em geral e, em particular, eles tenderam a subestimar a sua suscetibilidade a problemas de saúde. Kunda (*Op. cit.*) oferece novas evidências de otimismo na população em geral e McKenna (1993) mostra que o grau de otimismo tende a ser maior quando as pessoas acreditam estar no controle de situações que envolvem incerteza.

O excesso de confiança no contexto de decisões sobre a alocação de recursos entre opções de investimento foi identificado experimentalmente por Dittrich *et al.* (2001). Tornngren e Montgomery (2004) utilizam em outro experimento um grupo de profissionais do mercado de ações e um grupo de investidores leigos. Os autores reportam significativo excesso de confiança em ambos os grupos tanto no sentido da superestimação da precisão e qualidade das informações disponíveis quanto da habilidade em selecionar ações que serão bem sucedidas. Outros estudos, de caráter observacional, oferecem evidências indiretas de que os participantes dos mercados financeiros exibem excesso de confiança. Por exemplo, Odean (1998; 1999) argumenta que investidores excessivamente confiantes comprarão e venderão

ações em volume maior do que o necessário e que a performance de suas carteiras será penalizada por este excesso de transações. Os resultados de seus estudos empíricos são consistentes com esta argumentação, mostrando que os investidores que mais transacionam são os que obtêm os piores retornos com suas carteiras.

2.4.1 Otimismo e excesso de confiança entre gestores e empreendedores

Há boas razões para se supor que os administradores de empresas e empreendedores são particularmente suscetíveis aos vieses da confiança excessiva e do otimismo. Primeiramente, uma vez que os indivíduos em geral tendem a superestimar as suas próprias habilidades (SVENSON, *op. cit.*; TAYLOR; BROWN, *op. cit.*; ALICKE *et al.*, *op. cit.*) eles tenderão a mostrar maior excesso de confiança e otimismo com relação a resultados incertos que pensam poder controlar (WEINSTEIN, 1980; MCKENNA, *op. cit.*). A impressão de que eventos sujeitos à incerteza são mais controláveis do que realmente são foi denominada ‘ilusão do controle’ (LANGER; ROTH, 1975; LANGER, 1975). March e Shapira (*Op. cit.*), por sua vez, argumentam que os gestores das empresas, após selecionarem os projetos de investimento que serão por eles empreendidos, tornam-se vítimas freqüentes da ilusão do controle, minimizando inapropriadamente as probabilidades de fracasso da empreitada.

Estudos sugerem que o excesso de confiança tende a ser maior quando o grau de comprometimento pessoal com os resultados de uma tarefa é elevado (JEROME FRANK, 1935; WEINSTEIN, 1980). É natural que os gestores mostrem-se pessoalmente comprometidos com a performance dos projetos de investimento sob sua responsabilidade, na medida em que dela dependam a sua riqueza pessoal e reputação profissional (MALMENDIER; TATE, 2002, p. 5). Para gestores que são também empreendedores a relação entre os resultados das decisões corporativas e a riqueza pessoal tende a ser ainda mais acentuada.

Fischhoff *et al.* (*Op. cit.*) e Lichtenstein *et al.* (*Op. cit.*), dentre outros, reportam que o excesso de confiança revelado nos experimentos é geralmente maior quando os participantes respondem a questões de dificuldade moderada ou elevada. De fato, o fenômeno do excesso de confiança tende a desaparecer ou mesmo a ser invertido (confiança excessivamente reduzida) quando as questões apresentadas são muito fáceis e as tarefas envolvidas são

bastante previsíveis, repetitivas e sobre os seus resultados há *feedback* rápido e preciso (MURPHY; WINKLER, 1984; KEREN, 1987). As principais decisões corporativas, a exemplo da seleção de projetos de investimento, certamente se enquadram na categoria das tarefas de alta complexidade e *feedback* lento e freqüentemente ambíguo (GERVAIS *et al.*, *op. cit.*, p. 4).

Pessoas excessivamente confiantes em suas habilidades e na precisão dos seus julgamentos minimizam os riscos inerentes às tarefas que empreendem e por isso tendem a mostrar um desempenho acentuadamente positivo ou acentuadamente negativo. Aqueles que obtêm sucesso destacado dentro das organizações ou em seus empreendimentos próprios acabam por se consolidar como membros da alta gestão. Utilizando este raciocínio, Goel e Thakor (*Op. cit.*) modelam o processo de escolha de líderes dentro de organizações. Uma conclusão de sua análise é que a competição pela liderança induz os candidatos a tomarem decisões mais arriscadas. Neste contexto, candidatos excessivamente confiantes levam vantagem sobre seus pares racionais e têm maior probabilidade de alcançar o posto mais importante da empresa. Logo, gestores excessivamente confiantes não só podem sobreviver no ambiente corporativo como podem prosperar e tomar espaço dos gestores racionais menos ousados.

Além disso, um outro viés bem documentado na literatura psicológica, conhecido como viés da auto-atribuição (MILLER; ROSS, 1975; NISBETT; ROSS, 1980), induz as pessoas a atribuírem a si mesmas uma parcela excessivamente grande dos créditos por eventuais sucessos em seus empreendimentos e excessivamente pequena da responsabilidade por eventuais fracassos. Este viés de aprendizado foi utilizado como pressuposto no modelo de Gervais e Odean (2001), o qual sugere que investidores dos mercados financeiros que experimentaram seqüências recentes de sucessos tendem a ficar ainda mais excessivamente confiantes nas suas próprias habilidades e conhecimentos. Este raciocínio pode ser aplicado no caso corporativo para sustentar a hipótese de que administradores que conseguiram galgar posições até chegarem à alta gestão da empresa possivelmente tornaram-se excessivamente confiantes no processo por atribuírem de forma exagerada seus sucessos à sua própria competência (GERVAIS *et al.*, *op. cit.*, p. 4-5).

Gervais *et al.* (*Ibid.*, p. 5) argumentam, ainda, que os gestores podem ser mais excessivamente confiantes do que a população em geral em razão de um viés de seleção. Para os autores, as pessoas mais confiantes e otimistas sobre suas perspectivas profissionais têm mais chances de

se candidatarem aos concorridos postos de alta gestão. Por sua vez, as empresas também podem selecionar pessoas com estas características se associarem a aparência de confiança e otimismo à maior habilidade do candidato ou mesmo se racionalmente preferirem candidatos com estes vieses, como sugere o modelo desenvolvido pelos mesmos autores. Por fim, o experimento de Klaczynski e Fauth (1996) sugere que indivíduos mais inteligentes, como se pode imaginar que sejam, em média, os presidentes e diretores de empresas, têm maior tendência a apresentar estes vieses.

Evidências mais diretas de comportamento otimista e/ou excessivamente confiante entre gestores são oferecidas por Kidd (*Op. cit.*), Larwood e Whittaker (*Op. cit.*), March e Shapira (*Op. cit.*) e Arnold Cooper *et al.* (1988).

2.4.1.1 Otimismo e excesso de confiança gerenciais e decisões corporativas

A idéia de que a confiança e o otimismo em excesso das pessoas poderiam impactar significativamente a economia não é nova. No século XVIII, Adam Smith (1776, livro I, cap. X, b, p. 26) registrou:

A exagerada estima que a maior parte dos homens tem sobre suas habilidades é um mal antigo, comentado por filósofos e moralistas de todas as eras. A sua presunção absurda sobre sua própria boa sorte tem sido menos notada [mas é], se isto é possível, ainda mais universal... A chance de ganho é por todo homem mais ou menos superestimada e a chance de perda é pela maior parte dos homens subestimada [...]¹⁴

Adam Smith aplicou esta hipótese para explicar por que a remuneração de trabalhos ligados a atividades mais empreendedoras era, em seu tempo, inferior ao que se supunha razoável. O fenômeno se justificaria pela tendência dos jovens trabalhadores a confiar excessivamente em suas próprias habilidades e possibilidades de sucesso futuro.

Apesar deste registro precoce, a aplicação do conceito de otimismo e confiança excessiva dos gestores no contexto das decisões corporativas precisou esperar pelo trabalho de Roll (1986). O autor esboçou uma explicação baseada na ‘hipótese da arrogância’ (*hubris hypothesis*) para

¹⁴ *The overweening conceit which the greater part of men have of their abilities is an ancient evil remarked by the philosophers and moralists of all ages. Their absurd presumption in their own good fortune has been less taken notice of [but is], if possible, still more universal... The chance of gain is by every man more or less overvalued, and the chance of loss is by most men undervalued [...].*

o fato de muitas empresas adquirirem outras por um preço aparentemente mais elevado do que deveriam ter racionalmente oferecido. Roll (*Ibid.*) sugere que os adquirentes podem ser excessivamente confiantes e otimistas nas suas avaliações acerca das sinergias do negócio, deixando de considerar apropriadamente os possíveis obstáculos ao sucesso do empreendimento. Na mesma linha, o modelo de Malmendier e Tate (2003) prediz que Diretores Presidentes (CEOs) otimistas adotarão, em geral, uma política de aquisições mais ativa e que, em média, a reação do mercado a anúncios de fusões e aquisições conduzidas por estes gestores será menos favorável ou mais desfavorável do que seria se a operação fosse conduzida por gestores racionais. Os autores encontram resultados empíricos consistentes com estas hipóteses. As evidências oferecidas por Hietala *et al.* (2003) também sugerem que o excesso de confiança gerencial pode estar por trás de operações de aquisição de empresas que aparentemente destroem valor.

Landier e Thesmar (2004) abordam a escolha entre dívidas de curto ou longo prazo sob a ótica da interação entre empreendedores otimistas e financiadores racionais. Os autores propõem que os empreendedores otimistas deverão preferir o endividamento de mais curto prazo e que seus pares realistas (racionais) optarão por dívidas menos arriscadas de mais longo prazo. Uma primeira razão para este comportamento é a relativa “teimosia” do empreendedor otimista, o qual tende a insistir em demasia com a sua estratégia inicial de negócio mesmo quando novas informações sugerem a mudança de rumos. Para garantir que este viés não cause grandes prejuízos, os credores racionais adotarão como instrumento ótimo de financiamento um contrato que lhes permita exercer controle sobre o empreendimento caso os seus resultados não estejam satisfatórios. No modelo de Landier e Thesmar (*Ibid.*) os financiadores implementam esta estratégia favorecendo empréstimos de curto prazo para os empreendedores, pois, em caso de não pagamento, eles podem exercer seu direito de intervenção sem que precisem esperar muito tempo. A segunda justificativa parte do empreendedor otimista. Uma vez que ele acredita que a probabilidade de ocorrência de estados da natureza que forcem a transferência de controle do negócio para os credores é mais baixa do que ela realmente é, perceberá como relativamente baixo o custo do endividamento de curto prazo em comparação com o custo do endividamento de longo prazo. Os autores obtêm evidências empíricas compatíveis com as predições de seu modelo utilizando dados sobre empreendedores franceses.

Também De Meza e Southey (1996) estudam as decisões de empreendedores otimistas e de financiadores racionais que com eles interagem, procurando explicar diversas regularidades empíricas pertinentes à estrutura de financiamentos de novos negócios. Seu modelo sugere, por exemplo, que os empreendedores otimistas primeiramente esgotarão todos os recursos próprios disponíveis antes de procurarem o financiamento externo, neste caso sempre por meio da contratação de dívidas. A análise prevê, ainda, que estas empresas estarão expostas, em certos casos, a um racionamento de crédito, uma vez que o financiador racional, na ausência de garantias reais, pode não se dispor a emprestar recursos independentemente da taxa de juros. Isto implica, por sua vez, que indivíduos com recursos próprios insuficientes tenderão a não entrar na atividade empreendedora.

Diversos outros modelos comportamentais que enfocam os vieses do otimismo e do excesso de confiança dos gestores são de interesse mais direto para esta pesquisa e serão discutidos na Seção 3.1 do próximo capítulo.

3 MÉTODO DA PESQUISA EMPÍRICA

Esta pesquisa tem natureza descritiva e quantitativa e utilizará, dentro dos seus objetivos, procedimentos estatísticos para a produção de inferências com base em dados amostrais. Genericamente, a abordagem utilizada pode ser caracterizada como hipotético-dedutiva, partindo da construção de conjecturas, as quais deverão ser testadas empiricamente (POPPER, 1975).

A seguir discute-se mais detalhadamente os argumentos teóricos que fundamentam as hipóteses da pesquisa empírica formuladas na Seção 1.5 do primeiro capítulo.

3.1 Modelos comportamentais e as predições investigadas na pesquisa

3.1.1 Hierarquia das fontes de financiamento

Se os gestores da empresa são sistematicamente otimistas quanto às perspectivas futuras do negócio, superestimando a probabilidade de sucesso dos projetos que escolhem e subestimando a probabilidade de fracasso dos mesmos, eles tenderão a acreditar que os títulos emitidos pela empresa e negociados por investidores racionais nos mercados financeiros são menos valorizados do que deveriam ser. Em outras palavras, do ponto de vista do gestor enviesado, o pessimismo dos investidores externos faz com que os papéis da empresa sejam, em geral, negociados no mercado por preços abaixo dos seus valores corretos. Por esta razão, os gestores otimistas relutarão em buscar recursos externos para financiar novos projetos de investimento, preferindo geralmente as fontes de financiamento internas, geradas pela própria atividade da empresa. Cria-se, assim, uma hierarquia de preferência por fontes alternativas de financiamento, conhecida na literatura como *pecking order*.

A *pecking order* implica que a empresa preferirá financiar seus empreendimentos utilizando parte dos fluxos de caixa provenientes de sua própria atividade, uma vez que estes recursos são imunes à subvalorização. Se os fluxos internos não forem suficientes, a segunda opção

será a emissão de novas dívidas e apenas em último caso serão lançadas novas ações no mercado de capitais. A justificativa para esta hierarquia é que as ações são os títulos mais suscetíveis à subvalorização por serem menos protegidas contratualmente. Os direitos dos acionistas sobre os proventos do negócio são residuais e, portanto, os fluxos de caixa disponíveis para estes investidores são mais sensíveis à performance dos empreendimentos escolhidos pela empresa. Logo, o relativo pessimismo dos investidores externos deverá influenciar mais o preço de mercado das ações do que o dos títulos de dívida.

A *pecking order* é implicada pelos modelos comportamentais de três períodos (ou três datas e dois períodos) de Heaton (*Op. cit.*) e Malmendier e Tate (2002). O mesmo resultado é obtido por Malmendier e Tate (2003), numa análise enfocando as decisões relativas a fusões e aquisições tomadas por gestores enviesados. Heaton (*Op. cit.*) define o otimismo gerencial como uma superestimação da probabilidade de sucesso de novos empreendimentos e uma conseqüente subestimação de sua probabilidade de fracasso. Malmendier e Tate (2002) modelam este viés como uma superestimação dos retornos de investimentos futuros e Malmendier e Tate (2003) associam o otimismo diretamente à percepção de que o valor da empresa e também dos projetos de investimento (de fusões e aquisições) para ela disponíveis são maiores do que aqueles atribuídos pelos investidores externos. Nos três casos, assume-se que os mercados são eficientes e que os investidores externos são racionais.

A mesma predição de que muitas empresas tenderão a mostrar preferência por determinadas fontes de financiamento, derivada dos modelos comportamentais descritos acima, pode ser justificada com base em um argumento completamente diverso. De fato, a teoria da *pecking order* foi introduzida na literatura de Finanças pelos trabalhos de Myers (1984) e Myers e Majluf (*Op. cit.*)¹⁵ a partir da idéia de que os gestores possuem informações às quais os investidores externos à empresa não têm acesso. Mais genericamente, a importância econômica de assimetrias informacionais como esta foi apontada pioneiramente por Akerlof (1970). Para Myers (1984) e Myers e Majluf (*Op. cit.*), num contexto de assimetria informacional a emissão de ações embute um sinal negativo quanto às perspectivas da empresa, do ponto de vista dos investidores externos, o que se reflete num desconto maior do preço destes títulos. A mesma desvalorização não afeta tão intensamente as dívidas e,

¹⁵ Embora a expressão *pecking order* seja originalmente atribuída a Donaldson (1961).

principalmente, não atinge os recursos gerados pelo próprio empreendimento, justificando a hierarquização.

Fairchild (*Op. cit.*) oferece duas versões de uma teoria que investiga a influência do otimismo gerencial sobre as decisões de financiamento das empresas. Em sua primeira formulação, o otimismo do gestor, definido de forma idêntica a Heaton (*Op. cit.*), é combinado à premissa de que existe uma assimetria de informações entre os gestores enviesados e os investidores externos racionais. A combinação destas duas abordagens resulta, como se poderia esperar, numa percepção ainda mais acentuada, do ponto de vista do gestor, de subvalorização dos títulos emitidos pela empresa.

As teorias comportamentais descritas até aqui enfocam apenas o viés do otimismo. Uma análise mais completa, oferecida por Hackbarth (2004), contempla igualmente o viés do excesso de confiança. O autor modela o otimismo do gestor na forma de uma superestimação da taxa de crescimento dos lucros da empresa, enquanto o excesso de confiança reflete-se na subestimação de sua volatilidade. Mais especificamente, Hackbarth (*Ibid.*) assume que as atividades da empresa geram um fluxo aleatório de lucros (antes de juros e impostos, ou LAJIR) representado por $(X(t))_{t=0}^{\infty}$ e governado pelo processo de difusão log-normal mostrado abaixo (*Ibid.*, p. 4):

$$dX(t) = \mu X(t)dt + \sigma X(t)dZ(t) \quad (3.1)$$

O tempo é representado por t , μ é a taxa esperada de crescimento dos lucros sob a medida de probabilidade neutralizadora do preço da incerteza (ver SIQUEIRA, 1999), σ é o parâmetro de volatilidade do processo e $dZ(t)$ o incremento de um processo de Wiener. A caracterização acima do processo estocástico que determina o resultado operacional da empresa e também o seu valor tem sido utilizada em contextos não comportamentais (ver, por exemplo, ROSS, 2005) e é justificada detalhadamente, com vantagens sobre abordagens anteriores, por Goldstein *et al.* (2001). Os parâmetros μ e σ representam as crenças racionais compartilhadas pelos agentes dos mercados financeiros (assume-se que os mercados são perfeitos) sobre as perspectivas de crescimento e volatilidade dos lucros da empresa. Os gestores cognitivamente enviesados, por outro lado, acreditam que os parâmetros que descrevem adequadamente o processo em (3.1) são μ' e σ' (DE LONG *et al.*, 1991, utilizam,

em outro contexto, uma representação similar das crenças enviesadas). Especificamente, seu otimismo implica que $\mu' > \mu$ e o seu excesso de confiança é capturado estabelecendo-se que $\sigma' < \sigma$.

A análise conduzida por Hackbarth (2004) leva o autor a concluir que, assim como nos modelos anteriores, gestores otimistas perceberão as ações de sua empresa como subvalorizadas pelos investidores externos e tenderão a seguir a *pecking order* ao escolher fontes de financiamento. Por outro lado, quanto maior for o excesso de confiança, conforme este viés é definido no modelo, maior será a percepção, por parte do gestor, de que as ações da empresa estão sobrevalorizadas.

Este importante resultado pode ser compreendido intuitivamente quando interpretamos as ações de uma empresa financeiramente alavancada (e com risco de insolvência) como uma opção de compra sobre seu valor de mercado futuro com preço de exercício igual ao valor das dívidas, caracterização amplamente utilizada na teoria moderna de Finanças (ver, por exemplo, COPELAND; WESTON, 1992, p. 248-9). Neste contexto, um aumento da volatilidade do processo subjacente (representado, no caso, por (3.1)) eleva o valor das ações em razão da assimetria de ganhos e perdas para credores e acionistas. Por sua vez, o gestor excessivamente confiante subestima a volatilidade de (3.1) e, por isso, acredita que o mercado sobreavalia as ações da empresa.

Na prática, os dois vieses devem ocorrer concomitantemente e sua interação resultará numa *pecking order* tradicional ou mesmo na reversão das preferências por fontes alternativas, com prioridade para a emissão de ações. Em simulações com diferentes conjuntos de parâmetros, o autor mostra, não obstante, que é bastante plausível supor que nenhum padrão relevante de hierarquização das alternativas de financiamento será observado, contrariamente ao que predizem os modelos que lidam apenas com o viés do otimismo gerencial.

Diversos trabalhos empíricos testam indiretamente a teoria da *pecking order*, dentre eles Shyam-Sunder e Myers (1999), Fama e French (2002) e Murray Frank e Goyal (2003), utilizando métodos e obtendo resultados distintos. Fama e French (2002), por exemplo, enfocam algumas predições “qualitativas” consistentes com a teoria, dentre elas a hipótese de que as empresas mais lucrativas serão menos endividadas. Esta hipótese se justifica se as

empresas recorrerem à emissão de novas dívidas ou, em último caso, de novas ações, apenas quando os recursos gerados internamente forem insuficientes para o financiamento de sua atividade. Empresas mais lucrativas, *ceteris paribus*, disporão de mais recursos internos e por isso recorrerão menos a fontes externas de financiamento e serão, especificamente, menos endividadas. Já Shyam-Sunder e Myers (*Op. cit.*) e Murray Frank e Goyal (2003) enfocam uma predição mais exata da teoria, a de que variações do endividamento da empresa deveriam ocorrer unicamente em resposta ao seu déficit ou superávit de recursos, mensurado por meio da diferença entre os fluxos de caixa gerados internamente e a soma dos fluxos distribuídos para os investidores e aplicados em novos investimentos. Neste contexto, a teoria prediz que todo e qualquer aumento do endividamento da empresa decorre da insuficiência dos recursos internos para cobrir suas necessidades financeiras, o que pode ser verificado por meio de regressões lineares.

Os trabalhos empíricos cujos resultados não rejeitam a teoria da *pecking order* oferecem suporte aos modelos que justificam a preferência por fontes de financiamento com base na assimetria de informações entre investidores externos e gestores das empresas. Estes resultados são também compatíveis, todavia, com argumentos comportamentais motivados pelo otimismo gerencial. Com o intuito de verificar de forma mais específica a validade destas abordagens comportamentais, esta pesquisa propõe a realização de testes da hipótese da *pecking order* na linha dos mencionados acima, porém separando as empresas componentes da amostra em dois grupos: o das empresas geridas por indivíduos mais otimistas e/ou excessivamente confiantes e o daquelas administradas por indivíduos “racionais” (ou menos sujeitos a estes vieses cognitivos). Adota-se como hipótese de trabalho, neste caso, que o comportamento de hierarquia de preferências por fontes de financiamento será mais pronunciado no primeiro grupo de empresas. Pesquisas desta natureza ainda não estão disponíveis na literatura.¹⁶

3.1.2 Benefícios e custos do endividamento

Em contraste com indivíduos racionais, gestores otimistas e/ou excessivamente confiantes (os quais denominaremos simplesmente ‘enviesados’) perceberão a atividade de sua empresa

¹⁶ Apenas uma hipótese relacionada foi testada por Malmendier e Tate (2002). Os autores atestam que as empresas geridas por “otimistas” apresentaram, em sua amostra, maior sensibilidade do nível de investimentos corporativos a variações do fluxo de caixa gerado internamente.

como mais lucrativa e/ou menos arriscada do que ela realmente é. Conseqüentemente, eles subestimarão a probabilidade da empresa experimentar dificuldades financeiras ou vir a ser liquidada no futuro. Logo, os gestores enviesados tenderão a subestimar também os custos esperados de falência do seu negócio.

Uma importante consequência emerge do raciocínio descrito acima. Num mundo no qual o endividamento oferece um benefício fiscal decorrente da dedutibilidade das despesas financeiras para fins de pagamento do imposto de renda corporativo, os gestores racionais procurarão usufruir deste benefício financiando com capital de terceiros as atividades de sua empresa até o ponto em que os custos esperados de falência anulem o ganho fiscal. Não obstante, este conhecido *trade-off* entre o benefício fiscal e os custos de falência associados ao endividamento é percebido de forma diferente por gestores enviesados, na medida em que eles subestimam os referidos custos e, conseqüentemente, superestimam a capacidade de endividamento de sua empresa. Utilizando esta linha de argumentação, Hackbarth (2004) propõe em seu modelo que os gestores enviesados tenderão, *ceteris paribus*, a utilizar um volume maior de dívidas do que seus pares racionais, acreditando que o limite razoável de endividamento de sua empresa ainda não foi atingido.

O autor mostra que a procura por mais endividamento aumenta monotonicamente tanto com o grau de otimismo quanto de excesso de confiança (as definições destes vieses adotadas no modelo são apresentadas na seção anterior). De fato, esta é a predição central de sua teoria, uma vez que, conforme discutido acima, uma política de financiamentos compatível com a *pecking order* só é prevista em sua análise em casos especiais.¹⁷

A teoria de Fairchild (*Op. cit.*) considera dois outros benefícios do endividamento. Em seu primeiro modelo, a assimetria de informações entre gestores e investidores externos torna atraente a emissão de dívidas, as quais embutem uma sinalização positiva sobre a qualidade da empresa e do próprio gestor. Esta vantagem deve ser contrastada, entretanto, com a elevação do custo esperado de dificuldades financeiras associada ao maior endividamento. Neste contexto, gestores otimistas (ver definição na seção anterior), subestimando os referidos custos, escolherão sempre maiores níveis de endividamento em comparação com seus pares

¹⁷ A análise inicialmente conduzida por Hackbarth (2004) é estática, no sentido de que apenas uma escolha de nível de endividamento pode ser feita pelo gestor. Num segundo momento, o autor estende o modelo para um contexto dinâmico, permitindo o reajustamento da estrutura de capital. As conclusões principais se mantêm neste caso, em particular quanto à maior propensão dos gestores enviesados à emissão de dívidas.

racionais. Numa segunda formulação, a alavancagem financeira traz como benefício um aumento do esforço gerencial motivado pela pressão decorrente da maior probabilidade de falência. Este efeito motivacional é benéfico para o investidor externo e também para o próprio gestor, na medida em que aumenta as chances de sucesso do empreendimento. Tal benefício deve, por sua vez, ser comparado com os custos esperados de dificuldades financeiras. Novamente, o gestor otimista subestima estes custos e persegue um grau de alavancagem mais elevado do que seria racionalmente recomendado. Em suma, na análise de Fairchild (*Ibid.*) a propensão ao endividamento também aumenta monotonicamente com o grau de enviesamento cognitivo e esta é a predição central da teoria.

É possível argumentar que a proposição acima, a qual ainda aguarda verificação empírica, é a única compatível com todos os modelos considerados nesta pesquisa, embora alguns deles não tratem da questão diretamente.¹⁸

3.1.3 Investimento e valor da empresa

Os possíveis danos para a empresa causados pelos vieses do otimismo e do excesso de confiança dos gestores são facilmente identificáveis. Por um lado, se os gestores enviesados acreditam que fontes externas de financiamento são demasiado caras em razão de sua suposta subvalorização nos mercados financeiros, eles podem deixar de investir em bons projetos se não dispuserem de recursos internos suficientes. Este seria um problema de subinvestimento, previsto pelo modelo de Heaton (*Op. cit.*) e relacionado ao fenômeno da *pecking order*. Por outro lado, os gestores enviesados poderão, se dispuserem de recursos abundantes, escolher projetos ruins que lhes pareçam rentáveis, desta forma destruindo valor e prejudicando o acionista. Neste caso, o problema será o investimento excessivo, também abordado por Heaton (*Ibid.*), bem como por Malmendier e Tate (2003). Especificamente, estes últimos autores propõem que gestores otimistas com recursos disponíveis tenderão a realizar mais fusões e aquisições do que seus pares racionais, algumas das quais diminuirão a riqueza dos acionistas. O problema do subinvestimento também poderia ser motivado pela propensão dos

¹⁸ Os modelos de Landier e Thesmar (*Op. cit.*) e De Meza e Southey (*Op. cit.*) também possuem implicações específicas para a política de financiamentos de gestores otimistas nos moldes de Hackbarth (2004) e Fairchild (*Op. cit.*), mas suas análises se aplicam, em princípio, a empresas de menor porte e tempo de vida (novos negócios geridos por seus fundadores), diferentes daquelas incluídas na amostra disponível. Por esta razão, eles não foram considerados na formulação das hipóteses de pesquisa.

gestores excessivamente confiantes e/ou otimistas ao maior endividamento, o qual pode, adicionalmente, ser prejudicial para os acionistas por aumentar o custo esperado de dificuldades financeiras do negócio, como argumentam Hackbarth (2004) e Fairchild (*Op. cit.*).

Tais argumentos parecem sugerir uma associação negativa entre o grau de enviesamento do gestor e o valor de mercado da empresa atribuído por investidores racionais. Não obstante, outros argumentos apontam na direção oposta, ressaltando eventuais benefícios para os acionistas e para a empresa da presença de gestores cognitivamente enviesados.

Gervais *et al.* (*Op. cit.*) argumentam que gestores racionais tenderão a ser mais conservadores do que gostariam os acionistas externos diversificados da empresa. A motivação para este comportamento advém do fato de que, ao contrário dos acionistas bem diversificados, os gestores assumem uma parcela significativa do risco idiossincrático do negócio, afinal sua carreira, remuneração e reputação profissional dependem em boa medida do desempenho e da continuidade do empreendimento pelo qual são responsáveis (tais argumentos baseiam-se em trabalhos anteriores, a exemplo, de TREYNOR; BLACK, 1976). Neste contexto, uma dose de otimismo e de excesso de confiança poderia contribuir para realinhar os interesses dos gestores com os dos acionistas externos, introduzindo uma saudável ousadia na condução das políticas de investimento e, desta forma, criando valor para os investidores. Goel e Thakor (*Op. cit.*) oferecem uma análise em linhas similares.

No modelo de Gervais *et al.* (*Op. cit.*) o gestor deve decidir se investe um determinado montante em um projeto arriscado ou o deixa numa aplicação livre de risco. Ao longo de dois estágios decisórios, ele sempre tem a opção de aceitar o projeto, rejeitá-lo ou de buscar maiores informações sobre a qualidade do mesmo, adiando a decisão final. Os autores mostram que gestores racionais avessos ao risco tenderão a adiar a decisão de investimento por mais tempo do que gostariam os acionistas diversificados, desta forma reduzindo o valor da empresa, na medida em que a demora para decidir pode resultar na perda do projeto para a concorrência. Nesta formulação, o viés do excesso de confiança é definido como a percepção de que as informações adquiridas sobre a qualidade do projeto são mais precisas e confiáveis do que realmente são. Já o otimismo é definido, similarmente a Heaton (*Op. cit.*), como a crença inicial de que o retorno esperado do projeto é superior ao seu valor verdadeiro. Ambos os vieses contribuem para compensar o comportamento excessivamente conservador (do

ponto de vista dos acionistas) dos gestores racionais. Logo, gestores enviesados tenderão a decidir mais rapidamente sobre o investimento em novos projetos. Se o grau de enviesamento for “moderado”, este comportamento criará uma vantagem competitiva, beneficiará os acionistas e aumentará o valor da empresa. Todavia, um gestor demasiadamente otimista e/ou excessivamente confiante tenderá a tomar decisões precipitadamente, investindo por vezes em projetos ruins e novamente reduzindo o valor da empresa. Um modelo diferente, desenvolvido por Hackbarth (2003), oferece resultados análogos. Também Goel e Thakor (*Op. cit.*), modelando o excesso de confiança da mesma forma que Gervais *et al.* (*Op. cit.*), argumentam que este viés reduz a tendência dos gestores racionais ao subinvestimento, mas, em níveis acentuados, cria uma propensão ao superinvestimento prejudicial para os acionistas. Em ambos os modelos, o relacionamento entre o valor da empresa e o grau de enviesamento cognitivo será, em consequência, não monotônico.

A tendência dos gestores otimistas/excessivamente confiantes a escolherem níveis de endividamento mais elevados para a sua empresa, discutida acima, também pode ser benéfica para os acionistas. Jensen e Meckling (1976) e Jensen (1986) argumentam que, quando a propriedade e o controle do empreendimento são separados, gestores racionais auto-interessados relutarão em distribuir para os investidores os fluxos de caixa gerados pelo negócio, preferindo gastá-los, mesmo que de forma ineficiente. Eles tenderão, por exemplo, a consumir recursos com mordomias e vantagens para si mesmos e também a investir excessivamente, um comportamento conhecido como a preferência pela “construção de impérios”. Neste contexto, Jensen (*Ibid.*) sustenta que um maior endividamento beneficiará os acionistas, na medida em que representa um comprometimento da parte dos gestores com a distribuição regular dos fluxos de caixa gerados pelas atividades da empresa, reduzindo os riscos de utilização ineficiente de recursos. Naturalmente, se os gestores cognitivamente enviesados superestimam a capacidade de endividamento da empresa e optam por utilizar mais capital de terceiros em sua estrutura de financiamento, estabelece-se voluntariamente um compromisso com a distribuição de caixa apreciado pelos acionistas, resultando na valorização das ações no mercado (HACKBARTH, 2004; FAIRCHILD, *op. cit.*).¹⁹ O modelo de tempo contínuo de Keiber (*Op. cit.*) também enfoca conflitos de interesse, mas num contexto mais abstrato de um típico relacionamento entre agente e principal, ambos sujeitos

¹⁹ Ver também Hackbarth (2003). Em sua análise, o autor mostra como o otimismo e o excesso de confiança dos gestores pode amenizar o problema do subinvestimento resultante do conflito de interesses entre acionistas e credores da empresa.

ao viés do excesso de confiança, definido como em Gervais *et al.* (*Op. cit.*). O autor mostra, diferentemente do discutido acima, que a presença deste viés geralmente agrava os problemas de agenciamento e destrói valor do ponto de vista do principal.

Por fim, gestores otimistas ou excessivamente confiantes podem custar menos para empresa, no que tange à remuneração por eles demandada. Adam Smith (*Op. cit.*) já observara que o otimismo exagerado quanto ao futuro poderia explicar a remuneração relativamente baixa associada a atividades empreendedoras. Mais formalmente, Gervais *et al.* (*Op. cit.*) concluem em sua análise que a política ótima de remuneração de um gestor enviesado propicia uma economia de recursos para os acionistas em comparação com o que seria gasto para remunerar adequadamente gestores racionais.

Os argumentos discutidos nesta seção sugerem que, ao contrário do que se poderia imaginar à primeira vista, empresas geridas por indivíduos otimistas/excessivamente confiantes podem valer mais, *ceteris paribus*. Por outro lado, é bastante plausível que estes vieses prejudiquem os investidores externos, dependendo de sua intensidade e interação com as condições ambientais e características do empreendimento. Similarmente, do ponto de vista teórico é possível que gestores enviesados exibam maior ou menor propensão ao investimento em comparação com seus pares racionais. Tais ambigüidades motivam a adoção de uma postura mais exploratória na investigação empírica destes fenômenos, ainda inédita na literatura, como se discute na Seção 4.5.

3.2 Definição operacional de otimismo e de excesso de confiança – discussão teórica

A definição operacional dos construtos ‘otimismo’ e ‘confiança excessiva’ é uma questão central para esta pesquisa. Uma parte substancial dos procedimentos empíricos do trabalho depende da caracterização dos gestores como mais ou menos otimistas ou excessivamente confiantes. Uma vez que estes vieses não são diretamente observáveis, diferentes variáveis substitutas (*proxies*) supostamente correlacionadas com eles serão utilizadas.

Alguns trabalhos teóricos discutidos acima tratam separadamente do otimismo e do excesso de confiança. Em certos casos, as predições comportamentais associadas ao primeiro viés

diferem das decorrentes do segundo. Todavia, as variáveis substitutas utilizadas nesta pesquisa não permitem a identificação empírica dos dois conceitos separadamente. Pode-se argumentar, entretanto, que esta limitação do método não é particularmente restritiva.

Um dos trabalhos que separam, para fins analíticos, os conceitos de otimismo e de excesso de confiança foi oferecido por Gervais *et al.* (*Op. cit.*). Não obstante, os autores admitem, tomando como base as pesquisas sobre o comportamento humano, que (*Ibid.*, p. 14): “Na prática, será raro encontrar um Diretor Presidente que exiba um destes traços de personalidade, mas não o outro.”²⁰ Na mesma linha, Hackbarth (2003, p. 20) comenta sobre a sua análise, referindo-se aos vieses do otimismo e do excesso de confiança:

O modelo nos permite distinguir entre os efeitos de ambos os vieses comportamentais sobre as decisões de investimento e de financiamento. Entretanto, evidências empíricas e experimentais da psicologia social indicam que estes traços de personalidade caminham de mãos dadas. Por isso, todas as predições empíricas serão desenvolvidas de forma mais geral e, logo, mais realista.²¹

As pesquisas psicológicas discutidas por Taylor e Brown (*Op. cit.*) sugerem que ilusões positivas, tais como conceitos irrealisticamente positivos sobre si mesmo, a percepção exagerada de controle sobre eventos e o otimismo não realista costumam aparecer em conjunto. De certa forma, a presença de um dos vieses contribui para o desenvolvimento do outro. Por exemplo, pode-se argumentar que um indivíduo que confia demais nas suas próprias habilidades e na qualidade das suas fontes de informação tende a se tornar otimista quanto aos resultados das suas decisões.

Uma outra questão se refere à opção pelo uso de medidas indiretas dos vieses de interesse. Uma alternativa a esta abordagem seria a montagem de situações experimentais ou a aplicação de questionários a serem respondidos pelos gestores das empresas que compõem a amostra selecionada. Estes enfoques apresentam importantes dificuldades, porém. Em primeiro lugar, impõe-se a dificuldade operacional de se conseguir entrevistas individuais com ou respostas de questionários de um número significativo de executivos chefes, mais especificamente Diretores Presidentes e Presidentes do Conselho de Administração das empresas. Ademais, queremos identificar a confiança excessiva ou o otimismo dos gestores

²⁰ “In practice, it will be rare to find a CEO who exhibits one trait without the other.”

²¹ “The model enables us to distinguish between the effects of both behavioral biases on financial and investment decisions. Yet, empirical and experimental evidence in social psychology indicates that these personality traits go hand in hand with each other. Therefore, all empirical predictions will be developed more broadly and hence realistically.”

em situações reais de tomada de decisões corporativas e não simplesmente como um traço genérico de personalidade. Neste caso, o uso de questionários, os quais descrevem situações inevitavelmente artificiais, pode não ser uma estratégia adequada aos propósitos da pesquisa.

No lugar de questionários, pode ser mais apropriado identificar a presença dos vieses cognitivos através de medidas indiretas que possam ser a eles associadas. É o caso, por exemplo, de certas decisões observadas dos indivíduos que reflitam algum grau de otimismo ou de confiança excessiva dos mesmos. Algumas alternativas neste sentido são discutidas a seguir.

3.2.1 O otimismo/excesso de confiança do empreendedor

Embora diversas pesquisas documentem a presença dos vieses do otimismo e do excesso de confiança na população em geral e no conjunto dos gestores em particular, há fortes razões para se supor que estes vieses são especialmente prevalentes e acentuados entre os indivíduos envolvidos em atividades empreendedoras ou que apresentam o perfil típico de um empreendedor.

Em primeiro lugar, há indícios de que pessoas que dirigem o seu próprio negócio são mais propensas a exibir o viés da ilusão do controle (ver Seção 3.4.1). Em particular, Evans e Leighton (1989) documentam, numa amostra em painel com quase 4.000 homens norte-americanos, que empreendedores acreditam com maior intensidade, em comparação com os demais componentes da amostra, que sua performance depende largamente dos seus próprios atos. Simetricamente, os autores registram que indivíduos que exibem esta crença apresentam maior probabilidade de ingresso em atividades empreendedoras. Por sua vez, o estudo experimental de McKenna (*Op. cit.*), entre outros, sugere que o otimismo exagerado associa-se fortemente com a ilusão do controle.

Um trabalho seminal comparando diretamente características psicológicas de empreendedores com as de gestores não-empreendedores de grandes empresas norte-americanas foi apresentado por Busenitz e Barney (1997). Em sua cuidadosa investigação empírica, os autores contaram com uma amostra de 124 empreendedores, isto é, indivíduos que abriram e administravam o seu próprio negócio, e 95 gestores profissionais de grandes empresas,

ocupando diversas posições de responsabilidade média ou elevada. Dois vieses cognitivos, dentre eles o da confiança excessiva, foram mensurados por meio da aplicação de questionários respondidos pelos componentes da amostra. O questionário relativo ao viés do excesso de confiança é similar ao proposto por Fischhoff *et al.* (*Op. cit.*) e captura erros sistemáticos de calibração de probabilidades, conforme discutido na Seção 2.4. Mesmo isolando características psicológicas, como o grau de propensão ao risco; e pessoal-demográficas, a exemplo da idade e formação do indivíduo, dentre outras, Busenitz e Barney (*Op. cit.*) verificam estatisticamente que os gestores empreendedores revelam-se substancialmente mais excessivamente confiantes do que os gestores profissionais. Na mesma linha, Baron (2000a) encontra evidências compatíveis com a suposição de que os empreendedores (ou indivíduos que desejam se tornar empreendedores) são especialmente otimistas e excessivamente confiantes, estudando uma amostra dividida entre empreendedores estabelecidos, empreendedores em potencial e não-empreendedores. Outras evidências são oferecidas por Baron (1998) e alguns trabalhos relacionados são comentados pelo mesmo autor em Baron (2000b).

Arabsheibani *et al.* (2000) utilizam respostas de questionários de uma grande amostra incluindo empreendedores e não-empreendedores ingleses obtida do *British Household Panel Study*, abrangendo os anos de 1990 a 1996. Os dados permitem a captura ao longo deste período dos erros de previsão dos indivíduos quanto às suas perspectivas de renda (ou condição financeira) para o ano subsequente. Os autores encontram evidências de otimismo excessivo em todas as subamostras, mas este viés é claramente e substancialmente mais pronunciado entre os empreendedores (*self-employed*), mesmo controlando possíveis fontes de heterogeneidade entre estes grupos, a exemplo de gênero, estado civil e nível educacional.

Busenitz e Barney (*Op. cit.*) e Busenitz (1999) utilizam resultados como os descritos acima para explicar um aparente paradoxo registrado pela literatura acadêmica. Por um lado, está claro, como argumenta Bird (1989), que empreendedores aceitam mais riscos em suas carreiras e estratégias de negócio do que, por exemplo, gestores profissionais. No entanto, estudos como os de Brockhaus (1980) e Low e MacMillan (1988) atestam que a preferência por risco dos empreendedores não é sistematicamente diferente da revelada por gestores profissionais. Uma explicação para esta incongruência passaria pelo reconhecimento de que os empreendedores tendem a utilizar mais heurísticas de decisão e estão mais sujeitos a vieses cognitivos como o excesso de confiança, os quais os levam a subestimar os riscos inerentes a

sua atividade. Em outras palavras, a diferença essencial não reside na preferência pelo risco, mas em como o risco é percebido pelos diferentes indivíduos. Um estudo utilizando 191 estudantes de MBA nos EUA, conduzido por Mark Simon *et al.* (2000), corrobora esta argumentação e confirma a tendência ao excesso de confiança e ao otimismo dos indivíduos propensos a abrir o seu próprio negócio.

Em outro estudo empírico, Palich e Bagby (1995) mostram que os empreendedores geralmente percebem um maior potencial de ganho em situações que envolvem elevada incerteza do que os não-empreendedores. Eles revelam também um maior enviesamento na percepção dos riscos envolvidos, novamente oferecendo suporte para os argumentos discutidos acima. Pinfold (2001), por sua vez, encontra evidências de que os empreendedores neozelandeses normalmente superestimam as chances de sucesso dos seus projetos. Utilizando uma amostra de quase 3.000 empreendedores norte-americanos, Arnold Cooper *et al.* (*Op. cit.*) oferecem evidências similares. Zacharakis e Shepherd (2001) enfocam financiadores profissionais de novos empreendimentos (*venture capitalists*) e argumentam que seu processo decisório se assemelha ao dos empreendedores, baseando-se fortemente em heurísticas de decisão. Os autores reportam que 96% dos 51 componentes da sua amostra de *venture capitalists* exibem excesso de confiança em seus julgamentos quanto ao potencial de sucesso ou fracasso de novos negócios por eles avaliados.

A idéia segundo a qual os indivíduos que escolhem atividades empreendedoras possuem características que os distinguem do restante da população já foi explorada por Adam Smith (*Op. cit.*), conforme comentado em seção anterior; Keynes (*Op. cit.*), para quem ‘espíritos animais’ motivam de forma particular estes indivíduos (ver também MARCHIONATTI, 1999); e Schumpeter (1934), o qual acreditava terem os empreendedores aptidões especiais. A aposta nesta singularidade motivou, mais recentemente, a proposição de um arcabouço conceitual mais específico para orientar as pesquisas sobre empreendedorismo (ver SHANE; VENKATARAMAN, 2000).

Diversos argumentos podem ser arrolados para justificar a singularidade dos empreendedores e a sua propensão particular ao excesso de confiança e ao otimismo. Como observam Landier e Thesmar (*Op. cit.*, p. 5), projetos de novos empreendimentos tipicamente sujeitam-se a elevada incerteza. Em razão de sua novidade, há relativamente poucas informações confiáveis sobre as quais basear expectativas quanto ao futuro. Nestas circunstâncias, pesquisas

psicológicas sugerem que as pessoas tendem a lançar mão de regras de decisão simplificadas e intuitivas e que o uso continuado destas heurísticas contribui para o surgimento e a consolidação de vieses cognitivos. Em particular, o uso amplamente documentado da heurística da representatividade está por trás de um conhecido fenômeno: a relativa insensibilidade das pessoas aos chamados índices básicos (ver Seção 2.2.2). No caso da avaliação de oportunidades de negócio, este viés significa que as pessoas tendem a negligenciar, por exemplo, estatísticas genéricas sobre a elevada taxa de mortalidade de novos empreendimentos quando estimam a sua própria probabilidade de sucesso.²² Por sua vez, este viés induz ao otimismo e ao excesso de confiança.

Um modelo simples e informal, baseado em Landier e Thesmar (*Ibid.*, p. 6), ilustra o argumento acima. Considere uma população de empreendedores em potencial. Cada um deles tem uma idéia de negócio, a qual pode se revelar, futuramente, um sucesso (S) ou um fracasso (F). Se a idéia for bem sucedida, seu valor (presente) monetário associado é V_S e se ela for mal sucedida, seu valor é V_F , com $V_S > V_F$. Por outro lado, a opção do indivíduo seguir carreira como empregado (por exemplo, como um gestor profissional) tem um valor não estocástico V_E ($V_S > V_E > V_F$). Suponha que a probabilidade a priori de sucesso de um novo empreendimento ($P(S)$) seja dada por α , sendo baseada nos dados históricos relevantes sobre a proporção de idéias bem sucedidas em relação ao total de idéias implementadas. Num segundo momento, o indivíduo tem acesso a um conjunto privado de informações I sobre o potencial de sucesso do projeto, resultante de sua própria avaliação da conjuntura e da ponderação dos prós e contras de sua idéia. Estas informações podem representar uma sinalização positiva (I_P) ou negativa (I_N) sobre a qualidade da idéia. Neste contexto, um agente racional calcularia a probabilidade de sucesso (e de fracasso) de sua idéia, dadas as informações disponíveis (ou seja, dado que $I = I_P$ ou $I = I_N$), utilizando a regra de Bayes, como exemplificado abaixo:

²² Scarpetta *et al.* (2002) mostram que, entre as décadas de 1980 e 1990, nos países que compõem a OCDE, Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico, entre 30% e 40% das novas empresas não sobreviveram após os primeiros dois anos de atividade. Já Dunne *et al.* (1988), considerando o período entre 1963 e 1982, estimaram que 61,5% das empresas abertas nos EUA saíram do mercado antes de completarem cinco anos de vida e 79,6% o fizeram antes de chegarem ao décimo ano de funcionamento, a maior parte das quais por insucesso no negócio.

$$P(S|I) = \frac{\alpha P(I|S)}{\alpha P(I|S) + (1 - \alpha)P(I|F)}$$

Em seguida, ele calcularia o valor esperado de sua idéia, $P(S|I)V_S + P(F|I)V_F$, e escolheria a atividade empreendedora se este valor fosse superior a V_E . Entretanto, se o indivíduo negligenciar os índices básicos (α , neste caso) sua estimativa de probabilidade será enviesada (podemos chamá-la de P^{env}):

$$P^{env}(S|I) = \frac{P(I|S)}{P(I|S) + P(I|F)}$$

Neste modelo, a condição para que $P^{env}(S|I) > P(S|I)$ é a relativa raridade de idéias bem sucedidas ($\alpha < 1/2$):

$$\begin{aligned} \frac{P(I|S)}{P(I|S) + P(I|F)} &> \frac{\alpha P(I|S)}{\alpha P(I|S) + (1 - \alpha)P(I|F)} \Rightarrow \\ \Rightarrow P(I|S)^2 \alpha + P(I|S)P(I|F)(1 - \alpha) &> P(I|S)^2 \alpha + P(I|S)P(I|F)\alpha \Rightarrow \\ \Rightarrow 1 - \alpha > \alpha &\Rightarrow 2\alpha < 1 \Rightarrow \alpha < 1/2 \end{aligned}$$

Supondo que $\alpha < 1/2$, a insensibilidade aos índices básicos implicará um otimismo irracional quanto ao valor esperado do empreendimento. Naturalmente, em média, os mais otimistas tenderão a entrar para a atividade empreendedora enquanto que os mais pessimistas preferirão seguir como empregados. Esta análise não implica que todos aqueles que se tornaram empreendedores são otimistas em excesso, mas que pessoas otimistas (neste caso, pessoas cognitivamente enviesadas que atuam num ambiente no qual idéias bem sucedidas são relativamente raras) serão mais atraídas para este tipo de atividade em comparação com indivíduos racionais, *ceteris paribus*.

Analogamente ao exposto acima, no modelo mais sofisticado de De Meza e Southey (*Op. cit.*) os autores concluem que o valor esperado da entrada em atividades empreendedoras deve ser negativo no equilíbrio da economia, quando avaliado sob probabilidades de sucesso corretas (*Ibid.*, p. 383-4). Como consequência, neste estágio todos os novos empreendedores serão necessariamente pessoas que superestimam a probabilidade de sucesso de novos negócios

(otimistas), embora alguns indivíduos enviesados não escolham este tipo de ocupação em razão, por exemplo, da insuficiência de recursos próprios. Na mesma linha, o estudo experimental de Camerer e Lovallo (1999) sugere que o excesso de confiança em suas próprias habilidades pode ser responsável pela decisão de muitas pessoas, freqüentemente precipitada, de entrada em atividades empreendedoras. Bernardo e Welch (2001), por sua vez, oferecem um modelo evolutivo no qual justificam a sobrevivência de agentes com estes tipos de enviesamento cognitivo (os quais os autores definem como “empreendedores”) no ambiente econômico.

Os argumentos e evidências arrolados nesta seção sugerem que os gestores que também são empreendedores (isto é, fundaram ou gerenciam os seus próprios negócios) apresentam os vieses do otimismo e do excesso de confiança mais freqüentemente ou de forma mais pronunciada do que os demais. Assumindo-se que este é o caso, justifica-se o uso da separação das empresas entre aquelas geridas por “empreendedores” e as geridas por “não-empreendedores” (ou “profissionais”) como estratégia principal de identificação empírica da presença dos referidos vieses, procedimento, até onde sabemos, inédito na literatura.

3.2.2 Excesso de ações da própria empresa

Uma outra definição operacional possível para os conceitos de excesso de confiança e otimismo até o momento não explorada na literatura relaciona-se com o excesso de exposição do gestor ao risco idiossincrático da empresa por meio da posse de suas ações.

Do ponto de vista da teoria tradicional de Finanças, num mercado eficiente os benefícios da correta diversificação dos investimentos individuais não deveriam ser desprezados por um agente racional. Em contraste, observa-se que muitos investidores detêm carteiras flagrantemente subdiversificadas (FRENCH; POTERBA, 1991; HUBERMAN, 2001). Em particular, muitos tendem a aplicar em excesso em ações das empresas nas quais trabalham (BENARTZI, 2001).

Considerando-se que os gestores das empresas já são naturalmente expostos aos riscos próprios do negócio em razão do vínculo entre suas carreiras e os destinos do empreendimento (TREYNOR; BLACK, *op. cit.*; GERVAIS *et al.*, *op. cit.*), parece ainda mais

anômalo que estes indivíduos mantenham uma carteira subdiversificada por aplicarem excessivamente em ações de sua própria empresa. Conquanto explicações alternativas possam dar conta deste comportamento, é plausível que ele seja motivado, pelo menos em parte, por vieses cognitivos.

Especificamente, muitos gestores experimentam a ilusão do controle (MARCH; SHAPIRA, *op. cit.*), superestimando sua capacidade de influenciar a performance do negócio e, ao mesmo tempo, confiam excessivamente em suas próprias habilidades gerenciais, o que os torna injustificadamente otimistas quanto às perspectivas do empreendimento. Pessoas com este perfil tendem a minimizar os riscos e a superestimar o potencial de retorno das ações da sua empresa. Tal enviesamento, por sua vez, poderia explicar o elevado e aparentemente subótimo investimento pessoal de muitos gestores em ações da própria empresa.

Alternativamente, esta subdiversificação dos gestores poderia, por vezes, ser motivada por informações privilegiadas em seu poder acerca de perspectivas do negócio ainda não incorporadas ao preço da ação. Neste caso, porém, seria de se esperar que o gestor se desfizesse do seu excesso de investimento na medida em que suas informações se tornam públicas e são incorporadas ao valor de mercado do título. Em contraste, observa-se, em muitos casos, que os gestores mantêm um investimento constantemente elevado em ações da própria empresa ao longo de vários anos. Ademais, a aposta em ganhos decorrentes de informações privilegiadas pode ser bastante arriscada. Não se pode garantir, por exemplo, que o mercado reagirá favoravelmente ao anúncio oficial de uma fusão ou aquisição que pareça vantajosa do ponto de vista do gestor. Logo, apostar todas as fichas (ou muitas fichas) nestas informações pode, novamente, ser um indicativo de excesso de confiança e otimismo, especialmente se os retornos obtidos com a ação não se revelarem compensadores *ex post*.

A posse de muitas ações da própria empresa poderia também ser justificada pelos benefícios privados do controle, nos casos em que o gestor é o controlador ou pertence ao grupo de controle da companhia. Esta questão é extensamente explorada na literatura sobre governança corporativa e sobre conflitos de interesse entre administradores e investidores externos. Não obstante, as principais pesquisas nestas áreas não explicam por que muitos gestores controladores detêm um número de ações da própria empresa bastante superior ao necessário para garantir-lhes o direito de controle do negócio.

Por fim, é possível argumentar que o gestor poderia racionalmente adquirir ações da própria empresa com o intuito de transmitir sinais ao mercado acerca das (supostamente) boas perspectivas daquele empreendimento (MALMENDIER; TATE, 2002; 2003). Todavia, assim como no caso das informações privilegiadas, seria de se esperar que a iniciativa de sinalização fosse episódica e não se refletisse em níveis constantemente elevados de posse destas ações. Ademais, é provável que a recompra de ações pela empresa seja uma forma menos custosa de atingir os objetivos da sinalização do que a compra pela pessoa física do gestor.

Em suma, é plausível interpretar a subdiversificação dos gestores causada pelo excesso de ações da própria empresa em sua carteira pessoal como um reflexo de seu otimismo e excesso de confiança, pelo menos em certos casos. Especificamente, poder-se-ia definir operacionalmente como enviesados os gestores que, dentro da amostra, mantêm sistematicamente por vários anos as maiores proporções de ações da própria empresa em sua carteira pessoal ou os maiores valores monetários (quantidade de ações multiplicada pela cotação das mesmas). Alternativamente, uma medida de confiança excessiva/otimismo pode ser obtida pela diferença entre a quantidade total de ações em posse do controlador/gestor da empresa e o número de ações necessário para assegurar-lhe o controle do negócio. Neste caso, quanto maior for esta discrepância, mais enviesado é o indivíduo.

3.2.3 Outras possibilidades

Embora sem justificativas teóricas fortes, certas características pessoais têm sido equacionadas com o otimismo e o excesso de confiança das pessoas. Especificamente, evidências sugerem que homens são mais excessivamente confiantes e otimistas do que mulheres (BARBER; ODEAN, 2001; LUNDEBERG *et al.*, 1994). Ademais, indivíduos jovens, *ceteris paribus*, parecem apresentar estes mesmos vieses de forma mais pronunciada do que pessoas mais velhas (BARBER; ODEAN, 2001; BERTRAND; SCHOAR, *op. cit.*). As características das amostras disponíveis nem sempre permitem, todavia, uma identificação adequada. Por exemplo, relativamente poucas mulheres no Brasil ocupam, até o presente momento, os cargos de mais alta responsabilidade em empresas de médio e grande porte.

3.2.4 Definições operacionais em trabalhos anteriores

Malmendier e Tate (2002; 2003) propõem uma medida de otimismo gerencial baseada nos padrões de exercício das opções de compra sobre ações oferecidas pelas empresas como parte da remuneração dos seus gestores. Em países como os EUA, uma parcela significativa da remuneração dos executivos, em especial nas grandes corporações, é composta por opções de compra de ações da própria empresa (*stock options*), dotadas de características que as diferenciam de outros tipos de derivativos.

Os autores argumentam, apoiados por diferentes teorias que investigaram as peculiaridades destes títulos, que indivíduos racionais deveriam sempre exercer estas opções antes do vencimento, desde que elas estejam suficientemente ‘no dinheiro’, ou seja, desde que o preço de mercado da ação esteja suficientemente acima do valor de exercício da opção (CARPENTER, 1998; HALL; MURPHY, 2002). Utilizando-se as referidas teorias, é possível estimar pontos ótimos para o exercício destas opções. Observa-se, todavia, que alguns executivos esperam muito além do recomendado para exercer suas *stock options* ou o fazem apenas na data de vencimento dos títulos. Para Malmendier e Tate (2002; 2003), este comportamento configura um desvio da racionalidade e, mais especificamente, reflete o otimismo que leva o gestor a crer que obterá maiores retornos “segurando” suas opções por mais tempo, crença esta não corroborada pela observação dos retornos subseqüentes. Logo, a relutância em exercer as opções de compra de ações da própria empresa mesmo quando o exercício parece ser a estratégia ótima racional caracteriza o otimismo dos gestores e permite a separação dos mesmos em dois grupos: o dos ‘racionais’ e o dos ‘otimistas’.

Alternativamente, os autores utilizam como medida de otimismo a compra habitual pelo gestor de ações de sua própria empresa. Especificamente, eles definem um ‘comprador habitual’, classificado no grupo dos otimistas, como aquele que mais comprou do que vendeu ações da empresa em pelo menos três dos primeiros cinco anos em que é observado na amostra.

Uma outra estratégia de identificação do otimismo foi sugerida por Landier e Thesmar (*Op. cit.*). Utilizando uma amostra composta exclusivamente por empreendedores, os autores constroem uma medida deste viés baseada em erros de previsão quanto ao crescimento do negócio. Boa parte dos dados proveio de um extenso levantamento baseado na aplicação de

questionários realizado pelo instituto nacional de estatísticas da França. Duas questões respondidas pelos empreendedores diziam respeito a suas expectativas para os anos seguintes quanto ao desenvolvimento do negócio e quanto à contratação de novos empregados. Landier e Thesmar (*Ibid.*) comparam estas previsões com o crescimento observado das vendas nos dois anos subseqüentes e com a variação no número de empregados neste período, respectivamente. A diferença entre o realizado e o previsto resultou, então, em duas medidas de otimismo (uma para cada questão).

As definições operacionais comentadas nesta seção, mais particularmente vinculadas ao viés do otimismo, são as únicas utilizadas em trabalhos empíricos na área de Finanças até o presente momento e, assim como qualquer alternativa, possuem prós e contras, alguns dos quais discutidos pelos próprios autores. Embora fosse interessante compará-las diretamente com as medidas propostas para esta pesquisa, as informações disponíveis no Brasil são, infelizmente, insuficientes para a sua construção.

3.3 Descrição dos dados

A base de dados do trabalho é composta por uma amostra de 153 empresas não-financeiras com ações negociadas na Bovespa, Bolsa de Valores de São Paulo. Os dados coletados são, sempre que possível, baseados em informações consolidadas das empresas e compreendem o período de 1998 a 2003, embora nem todas tenham dados disponíveis em todos os anos para todas as variáveis, caracterizando a amostra como um painel não balanceado. Todos os indicadores sujeitos aos efeitos da variação agregada dos preços foram coletados em sua forma deflacionada, utilizando-se como data-base 31/12/2003 e como fator de ajuste o IPCA, Índice de Preços ao Consumidor Amplo acumulado.

Uma vez que são utilizadas cotações de preço das ações para o cálculo do valor de mercado das empresas, impôs-se um critério de liquidez para a seleção da amostra. Utilizando o índice de liquidez das ações disponibilizado pelo sistema de informações Económica (ver Seção 3.4.15 abaixo), foram selecionadas apenas as (153) empresas com dados suficientes que apresentaram índice superior a 0,001% do índice da empresa mais líquida em pelo menos 50% dos anos abrangidos pela pesquisa.

As informações pessoais sobre os gestores foram coletadas através do sistema DIVEXT, Divulgação Externa ITR/DFP/IAN da CVM, Comissão de Valores Mobiliários. Mais especificamente, estes dados, disponíveis a partir de 1998, foram coletados nos formulários IAN, Informações Anuais, preenchidos obrigatoriamente pelas empresas de capital aberto autorizadas a negociar suas ações publicamente. Do IAN constam diversos tipos de informação sobre a empresa e sobre os seus diretores e conselheiros. Boa parte dos dados pessoais foi extraída, em particular, de um quadro do IAN denominado Experiência Profissional e Formação Acadêmica de Cada Conselheiro e Diretor. Este documento contém, de fato, uma pequena biografia dos gestores, a partir da qual se pode inferir, por exemplo, se ele é um profissional de carreira ou também um “empreendedor”, fundador da empresa ou herdeiro do negócio. Uma dificuldade que se impôs na coleta dos dados, todavia, é a falta de padronização desta seção do IAN. Enquanto algumas empresas reportam um perfil razoavelmente detalhado dos seus administradores e conselheiros, outras oferecem poucas pistas sobre certas características pessoais de interesse para a pesquisa. Por isto, nos casos em que as informações do IAN são insuficientes, recorreu-se a uma pesquisa complementar na Internet, em particular nos sites das próprias empresas e na imprensa em geral.

Foram coletados dados pessoais do Diretor Presidente e do Presidente do Conselho de Administração de cada empresa em cada um dos seis anos pesquisados. Estas informações se referem a: nome do gestor, ano de nascimento, ano em que passou a ocupar o cargo (de Diretor Presidente ou Presidente do Conselho de Administração), gênero (homem ou mulher), formação (enquadrada como financeira, geral ou técnica), status (se é ou não fundador da empresa, herdeiro ou controlador) e quantidade de ações preferenciais e ordinárias da empresa de sua propriedade. As informações sobre o número de ações em posse do gestor nem sempre estão disponíveis ou são precisas e por isso precisaram, em alguns casos, ser inferidas de forma aproximada.

Como ilustração, a Tabela 1 e a Tabela 2 abaixo apresentam os dados pessoais dos gestores da empresa Coteminas S/A nos anos de 1998 e 2003, respectivamente.

No caso da Coteminas, em todos os anos o Diretor Presidente acumulou a função de Presidente do Conselho de Administração. Os mesmos tipos de informação foram coletados para os ocupantes destes dois cargos.

Tabela 1 – Dados pessoais do diretor presidente da Coteminas em 1998

Nome	José Alencar Gomes da Silva
Ano de nascimento	1933
Desde quando ocupa o cargo	1967
Gênero	Homem
Formação	Geral (no caso, sem curso superior)
Status	Fundador e Controlador
Ações Preferenciais (%)	0
Ações Ordinárias (%)	50,59
Ações Total (%)	33,1

Tabela 2 – Dados pessoais do diretor presidente da Coteminas em 2003

Nome	Josué Christiano Gomes da Silva
Ano de nascimento	1966
Desde quando ocupa o cargo	2002
Gênero	Homem
Formação	Finanças (no caso, cursou MBA)
Status	Herdeiro e Controlador
Ações Preferenciais (%)	2,07
Ações Ordinárias (%)	51,36
Ações Total (%)	19,73

Diversos outros dados secundários foram coletados para todas as empresas em cada um dos anos entre 1998 e 2003 utilizando, na maior parte dos casos, os sistemas DIVEXT, da CVM, e Economática. Por exemplo, entre as variáveis relacionadas com a governança da empresa figuram o número total de membros do conselho de administração e o número de conselheiros externos (não executivos); a concentração de ações ordinárias e preferenciais nas mãos do indivíduo ou grupo identificado na CVM como controlador da empresa; o tipo do acionista controlador, isto é, se a empresa é privada nacional, estatal, estrangeira, etc.; e duas variáveis binárias indicando se a empresa emitiu ADRs, *American Depositary Receipts*, ou aderiu aos níveis diferenciados de governança da Bovespa. Também uma miríade de dados contábeis está disponível, incluindo o faturamento; ativo total e imobilizado; lucro operacional, líquido e antes de juros e impostos; medidas de fluxo de caixa e investimento; e dívidas financeiras de curto e longo prazo. Coletou-se, ainda, o valor médio de cotação das ações da empresa dentro de cada ano, seu índice de *payout* e o valor efetivamente distribuído como dividendo ao final de cada ano. Por fim, as empresas da amostra foram classificadas por setor de atuação de acordo com as categorias (17 ao todo) definidas pela Economática. As variáveis construídas com base nestas informações são descritas na Seção 3.4 abaixo.

3.4 Definição operacional das variáveis disponíveis

As definições operacionais das variáveis utilizadas na pesquisa são descritas abaixo. Um resumo destas definições para a maior parte dos indicadores consta do Apêndice 1, Tabela A-1. Um resumo das diferentes definições operacionais para a confiança excessiva/otimismo do gestor consta da Seção 4.3.6.1, Tabela 6.

3.4.1 Excesso de confiança/otimismo

A discussão teórica constante da Seção 3.2 acima e as evidências empíricas disponíveis sugerem como principal definição operacional para os construtos ‘confiança excessiva’ e ‘otimismo’ a classificação do gestor como empreendedor (no sentido específico de um indivíduo que gerencia o seu próprio negócio) ou não-empresendedor. Neste caso, a variável, a qual denominaremos CE_{it} (como abreviação para ‘confiança excessiva/otimismo’), assume a forma binária, com $CE_{it} = 1$ se o gestor da i – ésima empresa no t – ésimo ano foi caracterizado como empreendedor (excessivamente confiante/otimista) e $CE_{it} = 0$ se o mesmo foi classificado como não-empresendedor (“racional” ou menos excessivamente confiante/otimista).

Em princípio, poder-se-ia definir como o “gestor relevante” da empresa apenas o seu Diretor Presidente. Todavia, esta provavelmente não é a estratégia mais adequada para a construção de CE_{it} em razão da ambigüidade verificada em muitas empresas brasileiras sobre quem é o verdadeiro decisor de última instância no que concerne às principais decisões corporativas. Embora o Diretor Presidente certamente seja o responsável pelas decisões mais imediatas, é provável que em certas empresas, especialmente de controle familiar, a organização se amolde mais ao perfil do seu Presidente do Conselho de Administração, frequentemente o fundador e/ou controlador do negócio. A sua não consideração como um possível decisor relevante, neste caso, poderia conduzir a uma classificação incorreta do gestor. Naturalmente, nos casos em que ambos os cargos são ocupados pela mesma pessoa não há ambigüidade possível (isto ocorre em aproximadamente 40% das observações). De fato, quando se define o gestor relevante como o Diretor Presidente ou o Presidente do Conselho de Administração, em contraste com a definição mais restritiva que considera apenas o primeiro, as

discrepâncias de classificação se restringem a uma parcela relativamente pequena da amostra (inferior a 10% do total de observações). Esta questão será retomada mais detalhadamente no próximo capítulo.

Com base no exposto acima, define-se $CE_{it} = 1$ se o Diretor Presidente (DP) ou o Presidente do Conselho de Administração (PC) da empresa i no ano t é o fundador ou herdeiro do negócio (neste último caso se ficar caracterizada a atividade empreendedora do indivíduo) e $CE_{it} = 0$ caso nenhum dos gestores se enquadre nestas categorias (caracterizando-os, portanto, como ‘gestores profissionais’).

Embora sejam menos justificáveis, definições operacionais idênticas à descrita no parágrafo anterior, porém considerando como gestor apenas o DP ou apenas o PC das empresas serão utilizadas nas análises de robustez dos resultados constantes do próximo capítulo.²³

A classificação como empreendedor apenas do fundador da empresa não seria a mais adequada para a amostra em questão por duas razões. Em primeiro lugar, a divisão dos grupos seria muito desigual, prejudicando a análise estatística (menos de 20% das observações seriam enquadradas na categoria $CE_{it} = 1$ contra mais de 40% quando se utiliza o critério descrito nos parágrafos acima). Em segundo lugar, mais importante, este critério induziria a erros de classificação, uma vez que virtualmente todos os herdeiros das empresas pesquisadas possuem clara atuação empreendedora, influenciando decisivamente os rumos dos seus negócios e por vezes fundando novos empreendimentos.²⁴ Uma definição operacional capaz de mitigar estes problemas consideraria como empreendedores apenas os gestores fundadores das empresas, porém excluindo da amostra todos os herdeiros. Esta alternativa é explorada nas análises de robustez dos resultados constantes do capítulo seguinte.

Um outro conjunto de definições operacionais para os vieses cognitivos de interesse explora sua provável conexão com a posse de ações da empresa por parte dos seus gestores. Uma das

²³ O termo ‘robustez’ será utilizado nesta pesquisa em contextos diversos e com diferentes significados. A ‘análise de robustez dos resultados’ refere-se aos procedimentos que procuram verificar a estabilidade dos resultados encontrados. Por outro lado, métodos “robustos” remetem a procedimentos de estimação cuja validade independe de certas premissas necessárias para outros métodos “não robustos”. Uma outra acepção deste termo será utilizada para caracterizar métodos de estimação menos sensíveis (ou mais resistentes) à presença de observações extremas, ou *outliers*.

²⁴ Como ilustração pode-se citar o herdeiro Abílio Diniz, DP até o ano 2000 e posteriormente PC do Grupo Pão de Açúcar.

definições propostas, neste caso, considera que $CE_{it} = 1$ se o DP ou o PC da empresa i no ano t possui uma quantidade (percentual) de ações ordinárias da mesma superior a 50% (o necessário para assegurar o controle do negócio) e $CE_{it} = 0$ caso contrário. Outras variantes possíveis, por exemplo considerando no lugar do percentual de ações o logaritmo da ‘riqueza investida’ dos gestores, obtida através da multiplicação do número de ações de sua propriedade por seu correspondente valor de mercado, são definidas no capítulo seguinte.

3.4.2 Alavancagem

Quatro definições alternativas são utilizadas, considerando o endividamento total ou de longo prazo e o ativo contábil ou sua versão “a valor de mercado”. Especificamente, figuram no numerador o endividamento financeiro total da empresa (E_{it}), incluindo empréstimos e financiamentos e debêntures de curto e longo prazo ou, alternativamente, seu endividamento financeiro de longo prazo (ELP_{it}). Já no denominador aparecem o ativo total contábil (A_{it}) ou sua versão “a valor de mercado”, definida como $A_{it} - PL_{it} + VA_{it}$, sendo PL_{it} o patrimônio líquido da empresa e VA_{it} o valor de mercado total de suas ações. Novamente, os subscritos i e t referem-se, respectivamente, a empresa e ano.

3.4.3 Valor de mercado e oportunidades de crescimento

Duas definições principais são utilizadas para capturar o valor de mercado das empresas, como se descreve abaixo.

- a) Índice preço sobre valor patrimonial ($IPVP_{it}$): razão entre o valor de mercado das ações da empresa e seu respectivo valor patrimonial (contábil).

O valor de mercado das ações da empresa é calculado com base nas cotações e quantidades médias de suas ações ordinárias e preferenciais ao longo de cada ano t . Especificamente, para o cálculo dos valores médios de mercado são utilizados os preços de fechamento ao final de cada um dos quatro trimestres do ano fiscal. Similarmente, utiliza-se o valor patrimonial por ação nos mesmos períodos para o cálculo do valor patrimonial médio. O índice é, então, computado como a razão entre estas duas quantidades.

- b) Q de Tobin: calculado segundo a fórmula aproximada proposta por Chung e Pruitt (1994), baseada no valor de mercado das ações ordinárias e preferenciais da empresa (VA_{it}), computado de forma idêntica à descrita no item anterior; no valor contábil de sua dívida ($DIVT_{it}$), definido como passivo circulante mais exigível a longo prazo mais estoques menos o ativo circulante; e no seu ativo total (A_{it}):

$$Q_{it} \cong \frac{VA_{it} + DIVT_{it}}{A_{it}}$$

Além das descritas acima, duas definições alternativas de valor de mercado são consideradas:

- c) Índice valor de mercado sobre patrimônio líquido ($VAPL_{it}$): razão entre o valor de mercado das ações da empresa, calculado como se descreve nos itens anteriores, e seu patrimônio líquido contábil médio em cada ano.

- d) Índice valor de mercado sobre ativo ($VMA T_{it}$), calculado segundo a fórmula:

$$VMA T_{it} \equiv \frac{A_{it} - PL_{it} + VA_{it}}{A_{it}}$$

sendo VA_{it} o valor de mercado das ações da empresa, PL_{it} seu patrimônio líquido e A_{it} o seu ativo total.

Embora as variáveis descritas acima capturem parcialmente as oportunidades de crescimento disponíveis para as empresas, definições operacionais mais específicas para este construto, relacionadas a seguir, também serão utilizadas.

- e) Crescimento da receita (CR_{it}): taxa de variação percentual acumulada da receita operacional líquida da empresa i nos três anos anteriores ao ano t .
- f) Taxa de variação do ativo (dA_{it}): calculada como $(A_{it} - A_{it-1}) / A_{it}$.

3.4.4 Lucratividade

A principal variável substituta para a lucratividade das empresas é definida abaixo.

- a) LAJIRDA sobre ativo ($LAJIRDA_{it}$): calculada como $LAJIRDA_{it} / A_{it}$ sendo $LAJIRDA_{it}$ o lucro da empresa antes de juros, impostos, depreciação e amortização.

Alternativamente, são consideradas as duas definições a seguir.

- b) Lucro Operacional Próprio sobre ativo ($LOPA_{it}$): calculada como LOP_{it} / A_{it} sendo LOP_{it} o Lucro Operacional Próprio da empresa i no ano t .
- c) Lucro Operacional sobre ativo (LOA_{it}): calculada como LO_{it} / A_{it} sendo LO_{it} o Lucro Operacional da empresa i no ano t .

3.4.5 Tangibilidade e valor de garantia dos ativos

Alguns trabalhos anteriores (ver, por exemplo, KAYO, 2002) aproximaram o conceito de intangibilidade dos ativos da empresa através da razão entre o valor de mercado das suas ações e seu patrimônio líquido contábil, exatamente como definida na Seção 3.4.3 (item c).

Uma definição mais específica para a tangibilidade dos ativos, também utilizada nesta pesquisa, considera a razão entre a soma dos estoques (EST_{it}) com os ativos imobilizados antes da depreciação (IM_{it}) e o ativo total da empresa:

$$TANG_{it} \equiv \frac{EST_{it} + IM_{it}}{A_{it}}$$

3.4.6 Tamanho

Definido como:

- a) O logaritmo natural da receita líquida da empresa ($\ln R_{it}$).
- ou
- b) O logaritmo natural do ativo total da empresa ($\ln A_{it}$).

3.4.7 Singularidade

Supondo que empresas com produtos relativamente singulares provavelmente precisarão gastar mais com publicidade e com atividades de promoção e vendas em geral, define-se o grau de singularidade como a razão entre as despesas de vendas da empresa (DV_{it}) e sua receita líquida:

$$SING_{it} \equiv \frac{DV_{it}}{R_{it}}$$

Esta definição segue a utilizada por, dentre outros, Titman e Wessels (1988), Balakrishnan e Fox (1993) e Perobelli e Famá (2002).

3.4.8 Volatilidade

Duas definições específicas para este construto são consideradas:

- a) O ‘risco sistemático’ das ações das empresas ($BETA_{it}$), calculado pela Económica utilizando como data-base o último dia de cada ano t e abrangendo as 60 semanas anteriores.
- b) A volatilidade das ações da empresa (DPA_{it}), calculada pela Económica como o desvio padrão dos retornos diários das referidas ações ao longo de cada ano t .

As definições acima foram utilizadas no Brasil por Gomes e Leal (2000). Alternativamente, utiliza-se como *proxy* para a volatilidade o logaritmo natural do ativo da empresa, conforme descrito na Seção 3.4.6 (item b). Esta alternativa assume, como sugerem Fama e French (2002), que empresas de maior porte são, em média, menos instáveis.

3.4.9 Benefícios fiscais extra-dívida

Definida como a razão entre os gastos com depreciação e amortização (DA_{it}) e o ativo total da empresa:

$$BFED_{it} \equiv \frac{DA_{it}}{A_{it}}$$

Esta definição operacional é similar às utilizadas por Titman e Wessels (*Op. cit.*), Kayo (*Op. cit.*) e Perobelli e Famá (*Op. cit.*).

3.4.10 Distribuição de dividendos

Quatro definições alternativas são consideradas para tentar capturar a política de distribuição de dividendos das empresas:

- a) Índice de *payout* ($PAYOUT_{it}$): calculado como a razão entre o valor dos dividendos propostos na DOAR, Demonstração de Origens e Aplicações de Recursos, e o lucro líquido da empresa i no ano t .
- b) *Dividend yield* ($DIVYIELD_{it}$): calculado como a razão entre a soma dos dividendos por ação pagos em cada ano t e o preço de mercado da ação.
- c) Dividendos sobre ativo ($DIVA_{it}$): razão entre o valor dos dividendos pagos no ano t e o ativo total da empresa.
- d) A empresa distribui ou não dividendos (DIV_{it}): variável binária construída de tal forma que $DIV_{it} = 1$ se a empresa i distribuiu dividendos no ano t e $DIV_{it} = 0$ caso contrário. Esta definição foi utilizada no estudo recente de Murray Frank e Goyal (2004) sobre os determinantes da estrutura de capital nos EUA.

3.4.11 Governança e estrutura de propriedade

Diversas medidas, relacionadas abaixo, são utilizadas na tentativa de capturar as diferenças nos padrões de governança e estrutura de propriedade das empresas.

- a) Percentual de ações com direito a voto (CON_{it} , como abreviação de ‘controle’) e percentual total de ações (TOT_{it}) nas mãos do controlador ou do grupo que controla a empresa.
- b) Tipo do acionista controlador: seis variáveis binárias informando se o controlador é privado nacional, estatal, estrangeiro, família fundadora, banco ou fundo de pensão, referidas como $IDENT(j)_{it}$, $j = 1, \dots, 6$.
- c) Acúmulo ou não dos cargos de Diretor Presidente e Presidente do Conselho de Administração pela mesma pessoa: $ACUM_{it} = 1$, se há acúmulo de cargos e $ACUM_{it} = 0$ caso contrário.

- d) Tamanho do Conselho de Administração ($TAMCA_{it}$), dado por seu número total de membros.
- e) Grau de independência do Conselho de Administração ($INDCA_{it}$): razão entre o número de conselheiros que não são executivos da empresa e o número total de membros do Conselho de Administração.
- f) A emissão ou não pela empresa de *American Depositary Receipts* ($ADR_{it} = 1$ se a empresa emitiu ADRs e $ADR_{it} = 0$ caso contrário).
- g) A adesão ou não da empresa aos níveis diferenciados de governança da Bovespa ($BOV_{it} = 1$ se a empresa aderiu aos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa ou ao Novo Mercado e $BOV_{it} = 0$ caso contrário).

Estas medidas sinalizam de diferentes formas a qualidade e os padrões de governança das empresas e podem, em princípio, ser utilizadas conjuntamente.

3.4.12 Setor de atividade

Conjunto de variáveis binárias representando os diferentes setores de atividade das empresas. As variáveis atribuem valor 1 para as empresas pertencentes a um setor específico e 0 para as pertencentes aos demais setores. Foi adotado o critério de classificação da Economática, composto por 20 categorias, 17 das quais representadas na amostra por pelo menos uma empresa.

3.4.13 Dummies de ano

Variáveis binárias ($dAno_t$) definidas como $dAno_t = 1$ no t –ésimo ano e $dAno_t = 0$ caso contrário, com $t = 1998, \dots, 2003$. Estas variáveis capturam os choques macroeconômicos e efeitos agregados em geral que afetaram o conjunto das empresas dentro da janela temporal analisada.

3.4.14 Emissão de debêntures de longo prazo

Variável binária (DEB_{it}) que assume o valor 1 se a empresa i no ano t possuía debêntures de longo prazo registradas em seu passivo e 0 caso contrário.

3.4.15 Liquidez das ações

O índice de liquidez (LIQ_{it}) das ações de cada empresa foi calculado como:

$$LIQ_{it} \equiv \frac{p_{it}}{P_t} \sqrt{\left(\frac{n_{it}}{N_t}\right) \left(\frac{v_{it}}{V_t}\right)}$$

sendo p_{it} o número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação (preferencial ou ordinária) da empresa i ao longo do ano t ; P_t o número total de dias do referido ano; n_{it} o número de negócios com a ação no mesmo período; N_t o número de negócios com todas as ações ao longo do ano t ; v_{it} o volume em dinheiro dos negócios com a ação ao longo do ano; e V_t o volume em dinheiro dos negócios com todas as ações no mesmo período. Quando a empresa emite mais de um tipo de ação o índice selecionado é o da ação mais líquida.

3.4.16 Necessidade de financiamento externo e variação do endividamento

Estas variáveis serão utilizadas na Seção 4.4 e Seção 4.5 do capítulo seguinte e suas definições operacionais são baseadas no estudo (com dados brasileiros) de Daher (2004). Todas as informações são extraídas da DOAR, Demonstração de Origens e Aplicações de Recursos.

- a) Variação do endividamento (ΔE_{it}), definida como: Aumento do Passivo de Longo Prazo + Financiamentos e Debêntures + Outras Origens – Diminuição do Passivo de Longo Prazo.
- b) Dividendos ($DIVID_{it}$): dividendos distribuídos no exercício.
- c) Investimentos (I_{it}): Aumento do Investimento Permanente + Compra de Ativos Fixos + Aumento do Diferido + Aumento do Realizável a Longo Prazo + Controladas +

Incorporações + Participações Minoritárias + Outros Recursos Aplicados – Venda de Ativo Fixo – Venda de Bens do Permanente – Redução do Realizável a Longo Prazo.

- d) Variação do Capital de Giro (ΔCG_{it}): Aumento do Capital de Giro.
- e) Fluxo de Caixa (FC_{it}): Recursos Obtidos das Operações – Venda de Ativo Fixo + Dividendos Recebidos + Incentivos Fiscais + Capital Circulante Incorporado de Controladas.
- f) Necessidade de financiamento ou déficit financeiro (DEF_{it}):

$$DEF_{it} \equiv DIVID_{it} + I_{it} + \Delta CG_{it} - FC_{it}.$$

3.5 Estratégias de investigação empírica e discussão metodológica

3.5.1 Dados em painel e Modelo Linear Geral

A amostra utilizada possui uma dimensão transversal, representada por $i = 1, 2, \dots, N$ empresas, com $N = 153$, e uma dimensão longitudinal, representada por $t = 1, 2, \dots, T$ anos, com $T = 6$ (ou $t = 1998, 1999, \dots, 2003$). Isto caracteriza a amostra como um típico painel de dados, com um número elevado de empresas observadas num período de tempo relativamente curto (ver, por exemplo, WOOLDRIDGE, 2002; ARELLANO, 2003). Esta configuração permite o uso de diversas estratégias de investigação empírica apropriadas para painéis curtos. Todos os resultados assintóticos, neste caso, baseiam-se na suposição de que T é fixo e $N \rightarrow \infty$ (ou, menos formalmente, T é fixo e N é “grande”).

A unidade básica de estudo (equivalente conceitual à expressão ‘unidade experimental’, utilizada nas pesquisas experimentais) é a empresa i , observada em diferentes momentos do tempo, e é sobre o seu comportamento que se pretende produzir inferências. Por exemplo, pretende-se inferir sobre a variação esperada do seu nível de endividamento relativo como função de certas características psicológicas dos seus principais gestores. O relacionamento

estatístico entre as variáveis de interesse da pesquisa pode ser representado, inicialmente, por meio de um Modelo Linear Geral do tipo mostrado abaixo.

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 CE_{it} + \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{x}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (3.2)$$

Na equação acima, o ano é representado por t e a empresa por i . O componente de erro do modelo é dado por ε_{it} , assumindo-se, essencialmente, que ε_{it} não se correlaciona contemporaneamente com nenhum dos regressores (para uma discussão mais completa, ver WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 170-6). A variável de resposta, y_{it} , pode ser, por exemplo, a alavancagem financeira total da empresa, sua alavancagem de longo prazo ou sua taxa de investimentos. CE_{it} corresponde à medida de confiança excessiva/otimismo e $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor ($k \times 1$) contendo k variáveis de controle ($\boldsymbol{\delta}^T$ corresponde ao vetor de parâmetros $\boldsymbol{\delta}$, de dimensão $k \times 1$, transposto). Naturalmente, esta formulação pode conter, além dos regressores originais, conhecidos como ‘efeitos principais’, interações entre variáveis ou termos quadráticos capazes de capturar eventuais não linearidades no comportamento da variável de resposta. Ademais, apesar dos subscritos i e t aparecerem em todos os regressores, eles não necessariamente precisam variar entre as empresas e intertemporalmente. Podem estar contidas em $\mathbf{x}_{it}$, por exemplo, as variáveis binárias indicativas de setor de atividade (ver Seção 3.4.12 acima), as quais não apresentaram qualquer variação temporal entre os anos de 1998 e 2003 (ou seja, nenhuma empresa trocou de setor de atividade no referido período). Um caso oposto seria o das *dummies* de ano (Seção 3.4.13), cuja variação é, por definição, exclusivamente intertemporal.

3.5.2 A heterogeneidade não-observada

Parte das diferenças sistemáticas (que podemos chamar de ‘heterogeneidade’) entre as empresas componentes da amostra é capturada pelos regressores incluídos no vetor $\mathbf{x}_{it}$. Entretanto, é possível que uma parcela importante desta heterogeneidade não seja observável, incluindo-se no termo de erro ε_{it} . Este componente não-observável pode incluir uma miríade de idiosincrasias da empresa, a exemplo de sua capacidade de inovação e cultura organizacional, capazes de influenciar o comportamento da variável de resposta y_{it} .

A estrutura em painel dos dados permite estender a formulação mostrada na expressão (3.2) para acomodar toda a heterogeneidade não-observada invariante ao longo do período considerado na análise associada a cada empresa i . Este novo componente, representado por u_i , com $i = 1, \dots, N$ (também conhecido como efeito específico da empresa i) pode ser interpretado como uma parcela de ε_{it} , ou seja, $\varepsilon_{it} = u_i + \eta_{it}$, sendo η_{it} o componente não sistemático, ou termo de erro, do modelo estendido (3.3).

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 CE_{it} + \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{x}_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (3.3)$$

com $\mathbb{E}[u_i] = \mathbb{E}[\eta_{it}] = 0$, sendo $\mathbb{E}[\cdot]$ o operador de esperança. A formulação acima é uma alternativa ao modelo linear geral e será tanto mais adequada quanto mais importantes forem os efeitos específicos não observados. Alguns autores acrescentam ainda a (3.3) um termo, digamos λ_t , para representar os efeitos específicos associados à passagem do tempo. λ_t capturaria, por exemplo, o impacto comum a todas as empresas de todo e qualquer choque macroeconômico ocorrido no ano t com influência sobre a variável de resposta. Inclui-se aí a parcela comum a todas as empresas da amostra dos efeitos da inflação, de alterações da taxa básica de juros ou da política cambial. Esta segunda extensão será implementada, todavia, por meio da inclusão em $\mathbf{x}_{it}$ de um conjunto de variáveis indicadoras de tempo (*dummies* de ano), dispensando, portanto, a consideração explícita de λ_t .

3.5.3 Problemas de endogeneidade e soluções propostas

O principal objetivo da análise empírica aqui conduzida é a estimação correta dos parâmetros do modelo estatístico postulado para que dela resultem inferências adequadas sobre eventuais relações causais (ou sua ausência) entre as variáveis de interesse. Para tanto, considerando a natureza observacional da pesquisa e as características da amostra disponível, é necessário analisar criteriosamente os principais problemas capazes de impedir a correta identificação dos relacionamentos enfocados. Em termos práticos, a suposição fundamental para os modelos de regressão utilizados é a de que os regressores são não-correlacionados com o termo de erro (WOOLDRIDGE, *op. cit.*) e as covariadas para as quais esta suposição não é válida são comumente chamadas de ‘endógenas’ (esta será a terminologia utilizada ao longo do estudo). A presença de regressores endógenos, por sua vez, torna inconsistentes os

estimadores dos parâmetros do modelo. A seguir são discutidas de forma genérica as principais causas de endogeneidade aplicáveis a esta pesquisa, bem como algumas soluções propostas. Estas mesmas questões serão retomadas em contextos mais específicos no capítulo seguinte.

3.5.3.1 Variáveis omitidas

Talvez a causa mais comum (ou mais evidente) de endogeneidade em modelos de regressão seja a omissão de variáveis simultaneamente correlacionadas com os regressores incluídos e com a variável de resposta. Para mitigar problemas desta natureza serão utilizados diferentes conjuntos de variáveis de controle, em boa parte sugeridas por pesquisas teóricas e empíricas anteriores. Entretanto, não obstante a disponibilidade de um número significativo de candidatos a regressores, alguns controles potencialmente importantes claramente não são observáveis, como se ilustra abaixo.

A identificação correta do relacionamento postulado pela teoria entre duas variáveis, por exemplo, entre o grau de alavancagem financeira das empresas e o nível de excesso de confiança dos seus gestores, demanda que se assegure da forma mais aproximada possível a validade da condição de *ceteris paribus* utilizada na análise teórica, isolando influências espúrias que poderiam conduzir a inferências inadequadas. No exemplo, o grau de alavancagem (a variável de resposta) pode ser influenciado por variáveis diversas, como a lucratividade da empresa e as oportunidades de investimento para ela disponíveis. Estas medidas, por sua vez, são potencialmente correlacionadas com as *proxies* utilizadas para capturar o excesso de confiança/otimismo dos gestores e, portanto, devem ser utilizadas como controles. É igualmente possível, e mesmo provável, todavia, que certas características não observáveis das empresas, incluindo elementos de sua cultura organizacional e eventuais vantagens competitivas não capturadas pelas variáveis observadas, influenciem ao mesmo tempo a alavancagem e a lucratividade, bem como os demais regressores (esta discussão, tratada aqui de forma ilustrativa, será retomada com maior detalhe no capítulo seguinte). Neste caso, ignorá-las introduziria inconsistência na estimação dos parâmetros.

A discussão acima sugere que, na presença de significativa heterogeneidade não-observada, formulações como a mostrada em (3.3) são mais adequadas do que as do tipo mostrado em

(3.2). Felizmente, estão disponíveis alguns procedimentos para o teste formal da importância dos termos u_i , descritos no capítulo seguinte e na Seção 3.5.6 abaixo.

A estimação dos parâmetros de modelos que incluem a heterogeneidade não-observada pode ser conduzida de formas diversas e a adequação de cada uma delas depende dos objetivos da pesquisa e das suposições do modelo. Os diferentes procedimentos são geralmente agrupados em duas categorias: Efeitos Aleatórios ou Efeitos Fixos.²⁵ Para que fique mais clara a distinção entre os métodos, considere uma versão mais genérica e resumida da equação (3.3):

$$y_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (3.4)$$

Todos os possíveis regressores considerados em (3.3) estão agora contidos no vetor $\mathbf{w}_{it}$, de dimensão $m \times 1$, sendo m o número de regressores mais, eventualmente, uma constante geral obtida se um dos elementos de $\mathbf{w}_{it}$ for igual a 1. β é um vetor $(m \times 1)$ de parâmetros. Ademais, defina-se:

$$\mathbf{w}_{i\cdot} \equiv (\mathbf{w}_{i1}, \mathbf{w}_{i2}, \dots, \mathbf{w}_{iT}) \quad (3.5)$$

Os estimadores tradicionais tanto de Efeitos Aleatórios quanto de Efeitos Fixos compartilham a suposição essencial de não-correlação entre η_{it} e $\mathbf{w}_{i\cdot}$ (ou seja, os regressores contidos em $\mathbf{w}_i$ observados em qualquer instante t , com $t = 1, \dots, T$). Este pressuposto será discutido detalhadamente na Seção 3.5.3.2 abaixo. A abordagem de Efeitos Aleatórios, todavia, impõe a suposição adicional de não-correlação entre $\mathbf{w}_{i\cdot}$ e os efeitos específicos u_i . Em termos da identificação dos parâmetros contidos em β esta pode ser considerada a diferença fundamental entre as duas abordagens.²⁶ Se a última suposição acima for considerada muito restritiva, os procedimentos de Efeitos Fixos serão, em princípio, mais adequados.²⁷ A

²⁵ É importante observar que o jargão utilizado por diferentes autores para descrever estes métodos de análise pode variar sensivelmente. A terminologia aqui utilizada segue a adotada por Arellano (*Op. cit.*) e, em parte, Wooldridge (*Op. cit.*).

²⁶ Uma outra diferença, menos importante para esta pesquisa, é que os métodos tradicionais de efeitos fixos não permitem a inclusão entre os regressores de variáveis que não apresentam qualquer variação temporal.

²⁷ Observa-se, não obstante, que a inconsistência introduzida nos estimadores de Efeitos Aleatórios pela eventual correlação entre os efeitos específicos e os regressores pode ser mitigada ou mesmo eliminada através, por exemplo, do acréscimo como covariadas em (3.4) das médias temporais dos regressores contidos em $\mathbf{w}_{it}$. Este procedimento é descrito em Skrdal e Rabe-Hesketh (2004, p. 50-3) e denominado pelos autores “correção de Mundlak” em referência a Mundlak (1978).

suposição de não-correlação entre $\mathbf{w}_{i\cdot}$ e u_i também pode ser testada indiretamente, permitindo a escolha dos métodos de estimação mais adequados (ver Seção 3.5.6).

3.5.3.2 A suposição de exogeneidade estrita

O pressuposto fundamental para a correta estimação dos parâmetros de modelos com heterogeneidade não-observada utilizando os procedimentos tradicionais de Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios, mencionado acima, pode ser mais restritivo do que parece e merece um exame específico.

Por facilidade de exposição, afirmações acerca da correlação entre erros e regressores serão substituídas por afirmações acerca da esperança condicional dos erros. Assim, o pressuposto fundamental para a estimação dos parâmetros do modelo (3.4) através dos procedimentos de Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios pode ser formalizado como:

$$\mathbb{E}[\eta_{it} | \mathbf{w}_{i1}, \mathbf{w}_{i2}, \dots, \mathbf{w}_{iT}, u_i] = 0 \quad (3.6)$$

A expressão acima é conhecida como a suposição de ‘exogeneidade estrita’ dos regressores contidos no vetor $\mathbf{w}$ e é uma condição suficiente para a não-correlação entre η_{it} e $\mathbf{w}_{i\cdot}$, sendo $\mathbf{w}_{i\cdot}$ definido pela expressão (3.5). O pressuposto de exogeneidade estrita dos regressores descarta qualquer possibilidade de correlação entre os erros contemporâneos (isto é, observados no ano t) e valores passados, contemporâneos ou futuros das covariadas. Embora esta seja uma suposição aceitável em diversos contextos de pesquisa, em outros ela será muito pouco realista.

Considere, como ilustração, um típico modelo de finanças corporativas com o grau de alavancagem da empresa sendo explicado por sua lucratividade e por seu valor de mercado. O termo de erro desta regressão capturará todos os choques que podem afetar contemporaneamente a alavancagem, por exemplo, uma mudança na condução estratégica do negócio que implique, dentre outras coisas, a reorganização imediata de sua estrutura de financiamentos. Ainda que esta mudança estratégica não influencie contemporaneamente os regressores, isto é, a lucratividade e o valor de mercado, é bastante provável que ela se correlacione com os valores futuros dos mesmos. Este fenômeno é conhecido como a

retroalimentação da variável de resposta para os regressores no sentido de que, voltando ao exemplo, uma parcela da alavancagem (aquela relacionada com a mudança da estratégia gerencial da empresa) pode influenciar a lucratividade e o valor de mercado futuros da organização. Se houver retroalimentação, a suposição de exogeneidade estrita não será atendida, tornando inconsistentes os estimadores tradicionais de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios.

O problema descrito acima pode ser resolvido utilizando-se quaisquer estimadores de Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios adaptados para acomodar variáveis instrumentais, desde que bons instrumentos estritamente exógenos estejam disponíveis. Alternativamente, alguns procedimentos, tratados na Seção 3.5.4, permitem a estimação consistente de modelos com heterogeneidade não-observada utilizando instrumentos baseados em defasagens dos regressores originais e suposições bem menos restritivas do que a formalizada em (3.6). A validade do pressuposto de exogeneidade estrita pode ser testada e os procedimentos utilizados para este fim são descritos no capítulo seguinte.

É importante observar que formulações que ignoram a heterogeneidade não-observada, como a mostrada em (3.2) e (3.7) abaixo, cujos parâmetros são tipicamente estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinário (MQO) aplicado a dados em painel, utilizam como pressuposto mais importante aquele formalizado pela expressão (3.8).

$$y_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

$$\mathbb{E}[\varepsilon_{it} | \mathbf{w}_{it}] = 0 \quad (3.8)$$

Em termos práticos, a expressão (3.8) implica a não-correlação contemporânea entre os erros e os regressores, uma suposição bem menos restritiva do que a idéia de exogeneidade estrita. Por outro lado, é claro, o pressuposto em (3.8) será violado se dentro de ε_{it} houver um efeito específico u_i correlacionado com os regressores.

3.5.3.3 Simultaneidade

Uma fonte comum de problemas de endogeneidade em pesquisas na área de Finanças Corporativas é a provável determinação simultânea de diversas variáveis. Um exemplo típico é o relacionamento entre a alavancagem e o valor de mercado das empresas. Diferentes argumentos teóricos levam a crer que o valor de mercado, como *proxy* para as oportunidades futuras de investimento disponíveis, pode influenciar contemporaneamente a política de financiamento das empresas. Ao mesmo tempo, outras linhas de argumentação sugerem que a alavancagem pode exercer influência sobre a performance da organização, por exemplo, por meio da redução do seu caixa disponível, o qual poderia ser utilizado ineficientemente por gestores auto-interessados, contribuindo, em parte, para a determinação do valor de mercado da mesma. Raciocínios análogos podem ser aplicados a outras variáveis, tornando ambíguo, em muitos casos, o sentido das relações de causalidade esperadas.

O problema de endogeneidade induzido pela questão da simultaneidade pode ser abordado de duas formas. A primeira considera apenas a equação de interesse da pesquisa e utiliza regressores defasados ou variáveis instrumentais como forma de mitigar ou solucionar o problema. A segunda também utiliza variáveis instrumentais, porém tentando especificar todo o sistema de equações simultâneas, modelando todas as possíveis relações de causalidade.

A opção pelo uso de regressores defasados é adotada em muitas pesquisas da área, a exemplo de Fama e French (2002). Os autores especificam modelos do tipo mostrado em (3.9) abaixo.

$$y_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.9)$$

O vetor $\mathbf{w}_{it-1}$ contém os regressores defasados em um período (um ano, especificamente). A suposição, neste caso, é a de que $\mathbf{w}_{it-1}$ e ε_{it} são não-correlacionados, ainda que exista correlação entre $\mathbf{w}_{it}$ e ε_{it} induzida, por exemplo, pela simultaneidade do relacionamento entre a variável de resposta e alguns dos regressores.

O uso de variáveis instrumentais é uma maneira mais formal de contornar o problema. Considere o mesmo modelo representado pela equação (3.7) contendo m regressores, alguns dos quais (ou todos) potencialmente correlacionados com o erro ε_{it} . Se for possível encontrar um conjunto de instrumentos apropriados (variáveis correlacionadas com $\mathbf{w}_{it}$, mas não

correlacionadas com ε_{it}), eles podem ser utilizados para estimar consistentemente os parâmetros contidos no vetor β . Naturalmente, as próprias defasagens dos regressores originais, $\mathbf{w}_{it-1}, \mathbf{w}_{it-2}, \dots, \mathbf{w}_{i1}$, podem ser utilizadas como instrumentos se for razoável admitir que elas não são correlacionadas com o erro (ver Seção 3.5.4 abaixo). É importante ressaltar, todavia, que o uso de defasagens dos regressores como instrumentos não é apropriado em modelos que incluem a heterogeneidade não-observada quando seus parâmetros são estimados por métodos que pressupõem a exogeneidade estrita das covariadas (ver Seção 3.5.3.2 acima e WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 302). A extensão adequada dos procedimentos discutidos nos últimos parágrafos para modelos com heterogeneidade não-observada será abordada na Seção 3.5.4.

Uma alternativa às soluções discutidas até aqui é a especificação de um sistema de equações simultâneas. Um exemplo hipotético é mostrado abaixo.

$$\begin{cases} y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1it} + \alpha_2 x_{2it} + \alpha_3 x_{3it} + v_{1it} \\ x_{1it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 x_{4it} + v_{2it} \\ x_{3it} = \gamma_0 + \gamma_1 x_{2it} + \gamma_2 x_{4it} + v_{3it} \end{cases} \quad (3.10)$$

v_{1it} , v_{2it} e v_{3it} são os termos de erro das três equações. As variáveis “endógenas”, por aparecerem ora como variáveis de resposta ora como regressores, são y_{it} , x_{1it} e x_{3it} . Por oposição, x_{2it} e x_{4it} seriam classificadas como variáveis “exógenas” (embora, na prática, possam ser correlacionadas com os erros por outros motivos). A estimação consistente dos parâmetros do sistema (ou da equação de interesse) depende da disponibilidade de instrumentos adequados, exatamente como no caso da estimação por variáveis instrumentais comentada acima. Assim como no caso anterior, estes instrumentos podem ser defasagens dos regressores endógenos ou variáveis de fora do sistema. Também as variáveis “exógenas” que aparecem em uma equação e não em outra (no exemplo, x_{2it} e x_{4it}) podem ser utilizadas como instrumentos (são as chamadas ‘restrições de exclusão’).

Como comentado acima, os mesmos instrumentos podem ser utilizados para estimar os parâmetros da equação de interesse em sistemas de equações simultâneas ou em equações isoladas. Logo, não há vantagem no uso de estimadores para equações simultâneas do ponto de vista da consistência da estimação. Se todo o sistema estiver corretamente especificado,

não obstante, os referidos estimadores serão assintoticamente mais eficientes por considerarem o inter-relacionamento entre as diferentes equações. Entretanto, a ausência de teorias sistêmicas e a prevalência de argumentações teóricas informais no campo das finanças corporativas tornam pouco provável a especificação correta, com alguma segurança, de um conjunto com três, quatro ou mais equações. Em casos como este o uso de equações simultâneas não é recomendado, considerando-se que a especificação errada em qualquer das equações pode trazer problemas de inconsistência para todas as demais (ver WOOLDRIDGE, *ibid.*, p. 222).

3.5.3.4 Erros de mensuração dos regressores

Algumas variáveis utilizadas nesta pesquisa são certamente mensuradas de forma imprecisa, a começar pelas *proxies* para o grau de otimismo/excesso de confiança dos gestores. Genericamente, o erro de mensuração de uma variável aleatória x_{it} costuma ser representado na forma abaixo.

$$x_{it} = x_{it}^* + e_{it} \quad (3.11)$$

sendo x_{it} a variável efetivamente observada, x_{it}^* seu valor “verdadeiro” e e_{it} o erro de mensuração, ou ruído. O termo e_{it} pode capturar, por um lado, simples erros de digitação ou a imprecisão causada por arredondamentos da variável observada. Em outros casos, e_{it} pode representar, mais genericamente, a diferença entre um construto que se desejaria observar e a variável substituta para o mesmo, ou sua *proxy*, efetivamente disponível. Nesta circunstância, x_{it}^* seria adequadamente caracterizada como uma variável latente (ver Seção 3.5.5.4 abaixo).

Normalmente, os argumentos teóricos que orientam a formulação dos modelos empíricos postulam determinados relacionamentos entre construtos, os quais freqüentemente não correspondem de forma exata aos indicadores observados pelo pesquisador. Em outras palavras, suponha que o modelo que se gostaria de estimar seja

$$y_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 x_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (3.12)$$

mas que apenas as medidas y_{it} e x_{it} , possivelmente mensuradas com erro, estejam disponíveis. Esta é uma dificuldade certamente comum a muitos estudos empíricos no campo das finanças corporativas e seus efeitos sobre as estimativas resultantes dependem de suposições sobre o comportamento dos erros de mensuração.

Na prática, as preocupações se voltam para os erros de mensuração dos regressores, uma vez que variáveis de resposta (y_{it} , no exemplo) mensuradas com erro normalmente não introduzem qualquer inconsistência na estimação dos parâmetros (β_0 e β_1 , no exemplo), apenas contribuindo para um aumento da variância do estimador (WOOLDRIDGE, *ibid.*, p. 70-6). Regressores com erro, por outro lado, podem causar sérios problemas, como se discute a seguir.

Considere, sem perda de generalidade, uma regressão simples entre as variáveis observadas y_{it} e x_{it} e suponha que problemas de variáveis omitidas, simultaneidade, etc. não estão presentes, de forma que a única dificuldade é a mensuração com erro do regressor:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + v_{it} \quad (3.13)$$

com $x_{it} = x_{it}^* + e_{it}$. Dadas as suposições acima, se não houver correlação entre e_{it} e x_{it} a estimação dos parâmetros pelos métodos tradicionais (como o método MQO) será consistente. Na maioria dos casos, entretanto, esta não é uma suposição razoável e é mais realista assumir que e_{it} é não-correlacionado com x_{it}^* (o que torna necessariamente correlacionados o erro de mensuração e a variável observada). Como ilustração, x_{it} pode ser o valor de mercado observado da empresa, x_{it}^* a parcela de x_{it} determinada pelos ‘fundamentos’ do negócio avaliados pelos investidores e e_{it} a parcela do preço devida a diversas formas de ruído, incluindo movimentos especulativos. Os ‘erros de apreçamento’ agregados em e_{it} podem ser independentes dos fundamentos da empresa, mas provavelmente correlacionam-se positivamente (para valores positivos de e_{it}) com o valor de mercado observado pelo pesquisador.

Quando e_{it} e x_{it} são correlacionados, os estimadores tradicionais para os parâmetros da equação (3.13) tornam-se inconsistentes. Mais especificamente, é provável, como se discutirá

mais adiante, que o valor estimado para o coeficiente β_1 seja inferior, em módulo, ao seu valor verdadeiro (aquele que seria obtido se x_{it} fosse mensurado sem erro), fenômeno conhecido como ‘viés de atenuação’. Numa regressão múltipla com apenas um dos regressores mensurados com erro o coeficiente estimado associado ao referido regressor deve sofrer atenuação enquanto que os associados a todos os demais serão estimados de forma inconsistente, mas num sentido desconhecido a priori. Se vários regressores contiverem erros de mensuração correlacionados com seus valores observados a direção da inconsistência resultante costuma ser indeterminada (GREENE, 2000, p. 378). Em modelos que incluem a heterogeneidade não-observada os problemas ocasionados por erros de mensuração são de natureza similar e, em certos casos, podem ser ainda mais pronunciados (ARELLANO, *op. cit.*, p. 49-50).

Há várias possibilidades para o tratamento do problema. Dentre elas, destacam-se o uso de indicadores diferentes de um mesmo construto, variáveis instrumentais ou a especificação da magnitude dos erros de mensuração. As três estratégias serão consideradas nesta pesquisa, sendo que a primeira e a última são tratadas mais pormenorizadamente na Seção 3.5.5.4 e Seção 3.5.5.2, respectivamente, enquanto que a utilização de instrumentos é discutida a seguir.

Considerando o modelo em (3.13), suponha que existe uma segunda variável observada z_{it} , tal que

$$z_{it} = x_{it}^* + s_{it} \quad (3.14)$$

sendo s_{it} o erro de mensuração da variável. Logo, z_{it} é uma outra medida imperfeita para a mesma variável não-observável x_{it}^* . Assumimos que e_{it} e x_{it} são correlacionados, da mesma forma que s_{it} e z_{it} . Isto significa que se z_{it} fosse utilizada no lugar de x_{it} , ou vice-versa, os parâmetros de (3.13) seriam estimados de forma incorreta. Porém, se os erros de mensuração e_{it} e s_{it} forem não-correlacionados entre si z_{it} pode ser utilizada como um instrumento para x_{it} e o estimador de variáveis instrumentais aplicado ao modelo será consistente (desde que, naturalmente, outros tipos de problema de endogeneidade não afetem a estimação). Um

exemplo concreto seria a utilização de uma *proxy* para a ‘lucratividade da empresa’ como instrumento para uma outra *proxy*, ou definição operacional, relacionada ao mesmo construto.

Uma limitação deste método, além da eventual indisponibilidade de duas ou mais medidas para um mesmo construto, é a suposição fundamental e por vezes irrealista de não-correlação entre os erros de mensuração das *proxies*. Em muitos casos, as definições operacionais alternativas para uma mesma variável latente compartilham em parte os mesmos *inputs* (basta pensarmos nas diferentes definições para a lucratividade das empresas) e os seus erros de mensuração podem ser correlacionados. É verdade que se a referida correlação não for perfeita o problema da inconsistência do estimador poderá ser amenizado, porém não eliminado.

A estrutura de painel dos dados disponíveis permite que defasagens (variáveis observadas em $t - 1, t - 2 \dots$) e valores futuros (variáveis observadas em $t + 1, t + 2 \dots$) dos regressores sejam candidatos a instrumentos, dadas certas suposições acerca da dependência temporal dos seus erros de mensuração. Voltando ao exemplo da variável $x_{it} = x_{it}^* + e_{it}$, suas defasagens, a exemplo de $x_{it-1} = x_{it-1}^* + e_{it-1}$, bem como seus valores futuros ($x_{it+1}, x_{it+2} \dots$) podem ser instrumentos adequados se não houver correlação serial nos erros de mensuração e se houver persistência temporal na série de x_{it}^* . A segunda suposição é provavelmente válida para a maior parte das variáveis utilizadas nesta pesquisa, mas a primeira é questionável. Não obstante, ainda que os erros de mensuração sejam autocorrelacionados, dependendo do seu padrão de persistência temporal subconjuntos de defasagens e/ou valores futuros podem ser instrumentos adequados. Por exemplo, se e_{it} puder ser caracterizado como um processo do tipo média móvel de ordem 1 (o que significa que haverá autocorrelação de primeira ordem na série), os valores $x_{i1}, \dots, x_{it-2}, x_{it+1}, \dots, x_{iT}$ poderão ser utilizados para eliminar o problema de inconsistência da estimação ou pelo menos amenizá-lo, se as suposições adotadas forem aproximadamente válidas (ver ARELLANO, *ibid.*, p. 51-2).

3.5.4 Abordagem robusta utilizando o Método dos Momentos Generalizado

As questões discutidas na Seção 3.5 acima sugerem que os modelos empíricos que consideram explicitamente a heterogeneidade não-observada das empresas são provavelmente

mais adequados para descrever o relacionamento estatístico entre as variáveis de interesse para esta pesquisa. Entretanto, os métodos mais comumente empregados para estimar modelos deste tipo, normalmente classificados como estimadores de Efeitos Aleatórios ou de Efeitos Fixos, exigem que os regressores sejam ‘estritamente exógenos’, como discutido na Seção 3.5.3.2. Esta premissa é, possivelmente, muito restritiva em estudos sobre finanças de empresas e será desrespeitada se houver retroalimentação da variável de resposta para os regressores. Naturalmente, outras fontes potenciais de problemas de endogeneidade, comentadas nas seções 3.5.3.1, 3.5.3.3 e 3.5.3.4, também podem contribuir para a quebra do referido pressuposto.

Uma solução natural para o problema comentado no parágrafo anterior é o uso de variáveis instrumentais. É teoricamente possível, por exemplo, encontrar instrumentos estritamente exógenos para cada um dos regressores suspeitos de endogeneidade. Na prática, todavia, variáveis com estas características e que ainda apresentem forte correlação com os regressores normalmente não estão disponíveis em estudos de finanças corporativas, pelo menos em número suficiente. Os métodos descritos nesta seção, por outro lado, permitem o uso de instrumentos apenas ‘seqüencialmente exógenos’, baseados, por exemplo (mas não necessariamente), em defasagens adequadas dos próprios regressores originais, como se descreve a seguir.

Considere novamente a formulação mostrada em (3.4) e reproduzida abaixo.

$$y_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (3.15)$$

Suponha que regressores contidos no vetor $\mathbf{w}_{it}$ sejam correlacionados (por efeito de retroalimentação) com os valores passados dos termos de erro $(\eta_{it-1}, \eta_{it-2}, \dots, \eta_{i1})$, mas que eles não se correlacionem com seus valores contemporâneos ou futuros. Uma condição suficiente para esta última suposição pode ser expressa na forma

$$\mathbb{E}[\eta_{it} | \mathbf{w}_{i1}, \mathbf{w}_{i2}, \dots, \mathbf{w}_{it}, u_i] = 0 \quad (3.16)$$

Diz-se, neste caso, que os regressores são seqüencialmente exógenos, por oposição ao pressuposto mais restritivo de exogeneidade estrita formalizado pela expressão (3.6)

(WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 299).²⁸ A idéia de exogeneidade seqüencial pode ser naturalmente estendida para acomodar quaisquer defasagens ou valores futuros dos regressores supostamente não-correlacionados com os erros. A determinação simultânea dos regressores e da variável de resposta, por exemplo, pode induzir alguma correlação entre $\mathbf{w}_{it}$ e η_{it} . Neste caso, o pressuposto (3.16) não será válido, mas a suposição

$$\mathbb{E}[\eta_{it} | \mathbf{w}_{i1}, \mathbf{w}_{i2}, \dots, \mathbf{w}_{it-1}, u_i] = 0 \quad (3.17)$$

será adequada se não houver correlação entre os regressores e os valores futuros do termo de erro do modelo. Problemas similares de endogeneidade podem ser causados pela presença de erros de mensuração nos componentes de $\mathbf{w}_{it}$ e sua solução também pode passar por suposições de exogeneidade seqüencial dos regressores.²⁹

Diversos métodos de estimação apropriados para painéis curtos e que utilizam variáveis seqüencialmente exógenas como instrumentos estão disponíveis e são por vezes classificados em dois grupos: estimadores de Variáveis Instrumentais e estimadores baseados no Método dos Momentos Generalizado. Estes métodos foram desenvolvidos, grosso modo, seguindo uma linha evolutiva ao longo das últimas três décadas e tendo como foco a estimação de modelos dinâmicos. Entenda-se por especificações “dinâmicas”, neste contexto, modelos empíricos que incluem entre os regressores uma ou mais defasagens da variável de resposta, tipicamente apenas a primeira defasagem. Em outras palavras, numa formulação como a mostrada em (3.15) o vetor $\mathbf{w}_{it}$ incluiria y_{it-1} e, por definição, y_{it-1} não é uma variável estritamente exógena. Especificações deste tipo serão exploradas no próximo capítulo, mas os métodos aqui discutidos são igualmente válidos para modelos “estáticos”, ou seja, formulações que não incluem defasagens de y_{it} entre os regressores. Uma boa introdução a esta literatura é oferecida por Bond (2002).

Dentre os métodos discutidos em Bond (*Ibid.*) ou em Arellano (*Op. cit.*), aquele mais apropriado para as características dos dados disponíveis e que, por esta razão, servirá de base

²⁸ Alguns autores referem-se a regressores que atendem ao pressuposto (3.16) como “variáveis predeterminadas” (ver, por exemplo, ARELLANO, *op. cit.*, p. 143-144).

²⁹ A validade de certas suposições de exogeneidade seqüencial dependerá do padrão de autocorrelação (ou da não-autocorrelação) dos erros η_{it} . Casos específicos serão discutidos no próximo capítulo.

para as inferências desta pesquisa, foi apelidado na literatura de Método dos Momentos Generalizado (GMM) Sistemico.³⁰ O estimador GMM Sistemico foi desenvolvido por Blundell e Bond (1998) como uma extensão e aperfeiçoamento do estimador mais conhecido proposto por Arellano e Bond (1991).

Os estimadores baseados no GMM (geralmente mais eficientes do que os estimadores de Variáveis Instrumentais tradicionais) exploram a suposição de não-correlação entre os instrumentos e o termo de erro da regressão para produzir as estimativas dos parâmetros de interesse.³¹ Ilustrativamente, considere uma regressão simples

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + v_{it} \quad (3.18)$$

sendo x_{it} uma variável endógena (correlacionada com v_{it} , o termo de erro do modelo). Suponha que existe uma variável instrumental z_{it} correlacionada com x_{it} , mas não correlacionada com o erro v_{it} . Assumindo, sem perda de generalidade, que $\mathbb{E}[v_{it}] = 0$, esta última suposição pode ser expressa como

$$\mathbb{E}[z_{it}v_{it}] = 0 \quad (3.19)$$

O GMM utilizará a suposição de não-correlação expressa em (3.19) e interpretada como uma ‘condição de momento’ para estimar o parâmetro β_1 . Se, além de z_{it} , outros instrumentos para x_{it} com propriedades similares estiverem disponíveis, condições de momento adicionais poderão ser exploradas e o modelo estará ‘sobre-identificado’, o que geralmente aumenta a eficiência da estimação e permite testar a validade dos instrumentos utilizados.

Para estimar os parâmetros do modelo mais geral mostrado em (3.15) é desejável transformar previamente as variáveis com o intuito de isolar os efeitos da heterogeneidade não-observada u_i . A transformação normalmente aplicada consiste em calcular as diferenças das variáveis com relação aos seus valores defasados e estimar o modelo

³⁰ Utilizaremos a sigla GMM, de *Generalized Method of Moments*, por ser esta a denominação quase que universalmente encontrada na literatura, mesmo em língua portuguesa.

³¹ Diversos livros didáticos oferecem tratamentos introdutórios ou mais completos do processo de estimação em diferentes contextos baseado no Método dos Momentos e em sua versão generalizada. Ver, por exemplo, as referências citadas anteriormente, Greene (*Op. cit.*), Arellano (*Op. cit.*) e Wooldridge (*Op. cit.*).

$$\Delta y_{it} = \beta^T \Delta \mathbf{w}_{it} + \Delta \eta_{it} \quad (3.20)$$

com $\Delta y_{it} \equiv y_{it} - y_{it-1}$, $\Delta \mathbf{w}_{it} \equiv \mathbf{w}_{it} - \mathbf{w}_{it-1}$ e $\Delta \eta_{it} \equiv \eta_{it} - \eta_{it-1}$. Tal procedimento elimina a heterogeneidade não-observada, uma vez que $\Delta u_i = 0$. Esta transformação, conhecida como Primeira Diferença, classifica-se como um procedimento de ‘Efeitos Fixos’ e, portanto, dispensa qualquer suposição acerca da correlação entre u_i e $\mathbf{w}_{it}$ (ver Seção 3.5.3.1). Outras transformações capazes de eliminar o componente não-observável u_i também são possíveis neste contexto, a exemplo da transformação por Desvios Ortogonais, descrita por Arellano (*Op. cit.*, p. 17).

Considerando a formulação em (3.20), as condições de momento deverão ser expressas em termos dos erros transformados $\Delta \eta_{it}$. Especificamente, se forem corretas as suposições de exogeneidade seqüencial em (3.17), por exemplo, as condições de momento abaixo poderão ser exploradas para a estimação dos parâmetros contidos no vetor β :

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{it-s} \Delta \eta_{it}] = \mathbf{0} \quad (3.21)$$

para $s \geq 2$. Em outros termos, $\mathbf{w}_{it-2}, \mathbf{w}_{it-3}, \dots, \mathbf{w}_{i1}$ são utilizados, neste caso, como instrumentos para os regressores contidos em $\Delta \mathbf{w}_{it}$.

O procedimento acima é base para o método de estimação proposto por Arellano e Bond (*Op. cit.*), o qual tem sido apelidado GMM em Diferenças na literatura econométrica. Mais recentemente, Blundell e Bond (1998) ofereceram a versão final de uma importante extensão do GMM em Diferenças, conhecido como GMM Sistemico. Este último método aproveita as mesmas condições de momento descritas acima e acrescenta outras. Continuando o exemplo anterior, se a suposição (3.17) for válida, as seguintes condições de momento adicionais poderão ser exploradas pelo estimador sistemico:

$$\mathbb{E}[\Delta \mathbf{w}_{it-1} (u_i + \eta_{it})] = \mathbf{0} \quad (3.22)$$

Ao contrário do que se observa em (3.21), a transformação de Primeira Diferença é aplicada aos regressores, os quais multiplicam os erros não transformados. Observa-se que este método impõe a suposição adicional de não-correlação entre $\Delta \mathbf{w}_{it-1}$ (ou, mais genericamente, $\Delta \mathbf{w}_{it}$) e u_i . Este último pressuposto não é particularmente restritivo porque permite a correlação entre os regressores e a heterogeneidade não-observada. Exige-se apenas que a forma desta correlação não mude entre um determinado ano e o ano seguinte, o que é geralmente aceitável, dada a natureza dos efeitos específicos u_i :

$$\mathbb{E}[\Delta \mathbf{w}_{it} u_i] = \mathbf{0} \Rightarrow \mathbb{E}[\mathbf{w}_{it} u_i] = \mathbb{E}[\mathbf{w}_{it-1} u_i] \quad (3.23)$$

Blundell e Bond (1998) mostram que a não-correlação entre $\Delta \mathbf{w}_{it}$ e u_i será assegurada se o processo estocástico que gera $\mathbf{w}_{it}$ for estacionário. Esta é uma condição suficiente e que pode ser testada, mas não é de forma alguma necessária. Condições suficientes mais fracas, relativas ao comportamento dos valores iniciais das séries de tempo ($\mathbf{w}_{i1}$) são discutidas por Blundell e Bond (1998; 2000) e Bond (*Op. cit.*). Ademais, a validade dos instrumentos adicionais e, portanto, da suposição em (3.23), pode ser verificada por meio de um teste baseado na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan dos estimadores GMM em Diferenças e GMM Sistemático (este teste será discutido no próximo capítulo).

Diversos trabalhos metodológicos, incluindo-se entre eles os artigos citados no parágrafo anterior, mostram que o estimador GMM em Diferenças, mesmo quando adequado assintoticamente, produz estimativas bastante insatisfatórias em amostras finitas quando os processos estocásticos que geram os regressores se aproximam de passeios aleatórios, ainda que eles sejam, de fato, estacionários. Em outras palavras, se as séries de tempo das variáveis contidas em $\mathbf{w}_{it}$ forem muito persistentes (aproximando-se de um processo de raiz unitária), o GMM em Diferenças pode ser gravemente enviesado (ainda que consistente) em amostras de tamanho moderado, como é caso da utilizada nesta pesquisa, e mesmo em amostras grandes, o que não ocorre com o GMM Sistemático. Isto se dá porque as defasagens dos regressores serão instrumentos assintoticamente válidos, porém muito pouco correlacionados

com as primeiras diferenças das mesmas variáveis, resultando num viés em amostras finitas e na perda de eficiência do estimador.³²

Blundell e Bond (1998) e Bond (*Op. cit.*) oferecem resultados de simulações que mostram o forte enviesamento do estimador GMM em Diferenças como função do grau de persistência temporal da variável explicativa num modelo auto-regressivo do tipo $y_{it} = \alpha y_{it-1} + u_i + \eta_{it}$.³³ Os autores simulam amostras com $N = 100$ e $N = 500$ unidades (nesta pesquisa, $N = 153$ empresas) e seus resultados revelam um enviesamento substancial mesmo na maior amostra. Por outro lado, o GMM Sistemico produz, em todos os casos, estimativas muito próximas do valor verdadeiro do parâmetro (independentemente do grau de persistência temporal da série) e estas estimativas são, ainda, bem mais precisas (seu erro-padrão é menor). Blundell *et al.* (2000) estendem esta simulação, aplicando-a a um modelo bem mais próximo daqueles que serão estimados nesta pesquisa, como mostrado abaixo:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (3.24)$$

$$x_{it} = \rho x_{it-1} + \tau u_i + \theta \eta_{it} + e_{it} \quad (3.25)$$

Na equação (3.25) o parâmetro ρ determina o quão persistente é a série de tempo do regressor x_{it} , $\tau \neq 0$ estabelece uma correlação entre x_{it} e a heterogeneidade não-observada u_i e $\theta \neq 0$ implica a correlação entre x_{it} e η_{it} , o termo de erro do modelo empírico em (3.24), ocasionada, hipoteticamente, por erros de mensuração em x_{it} e/ou por sua determinação simultânea com y_{it} .

Blundell *et al.* (*Ibid.*) utilizam a especificação acima para simular amostras com $N = 500$ unidades, fixando o coeficiente ρ em valores bastante compatíveis com o comportamento observado, por exemplo, em muitos indicadores contábeis de empresas utilizados em estudos de finanças corporativas. Seus resultados mostram, em quase todos os casos, um substancial enviesamento dos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinário e Efeitos Fixos (com a

³² Os mesmos problemas podem afetar este método de estimação quando a variância da heterogeneidade não-observada for muito elevada em comparação com a variância do termo de erro do modelo (ver, por exemplo, BLUNDELL *et al.*, 2000).

³³ Os autores fixam o valor verdadeiro do parâmetro α em 0,5, 0,8 ou 0,9, desta forma aumentando progressivamente o grau de persistência temporal da série.

transformação Intra-Grupo, discutida no capítulo seguinte) e, quando α e/ou ρ assumem valores elevados, também o estimador GMM em Diferenças pode ser gravemente enviesado. Em contraste, o método GMM Sistemático produziu sempre estimativas adequadas e com boa precisão.

3.5.5 Análises de robustez e métodos de estimação alternativos

3.5.5.1 Diferentes especificações e definições operacionais

Independentemente do método de estimação utilizado, diferentes especificações dos modelos empíricos serão exploradas com o objetivo de verificar a estabilidade dos resultados. As variações atenderão a duas preocupações. A primeira é a eventual sensibilidade dos resultados à forma funcional dos modelos postulados. Neste caso, termos quadráticos ou interações entre algumas variáveis poderão ser testados, atentando-se, naturalmente, para possíveis problemas de multicolinearidade que venham a ser introduzidos. A segunda preocupação é a possível sensibilidade das estimativas a diferentes definições operacionais adotadas para os regressores, o que sugere a utilização de *proxies* diferentes para um mesmo construto em diferentes especificações.

3.5.5.2 Regressão com erros nas variáveis

Os eventuais problemas ocasionados por erros de mensuração nas covariadas serão tratados por meio de estratégias distintas (ver Seção 3.5.3.4), incluindo o uso de variáveis instrumentais (utilizando-se, em especial, o estimador GMM Sistemático) e a Análise de Fatores Comuns Ortogonais, tratada na Seção 3.5.5.4 abaixo.

A estratégia considerada nesta seção lida com o problema da forma mais direta possível, uma vez que utiliza a informação sobre o grau de imprecisão das variáveis observadas para corrigir as estimativas dos seus coeficientes. O método é mais bem ilustrado por meio de uma regressão simples como a mostrada abaixo (esta exposição é similar à oferecida por ARELLANO, *op. cit.*, p. 47-8).

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it}^* + v_{it} \quad (3.26)$$

sendo x_{it}^* o valor verdadeiro do regressor (variável aleatória não-observável) e v_{it} o termo de erro do modelo. Suponha que apenas uma medida imprecisa $x_{it} = x_{it}^* + e_{it}$ está disponível, sendo e_{it} o erro de mensuração a ela associado. Assume-se que x_{it}^* , v_{it} e e_{it} são variáveis aleatórias mutuamente independentes com variâncias σ_*^2 , σ_v^2 e σ_e^2 . Neste caso, o valor correto de β_1 seria dado por

$$\beta_1 = \frac{\mathbb{C}[y_{it}, x_{it}^*]}{\sigma_*^2} \quad (3.27)$$

$\mathbb{C}[y_{it}, x_{it}^*]$ representa a covariância entre y_{it} e x_{it}^* . Entretanto, apenas a medida imprecisa x_{it} é observável e sua variância é dada por $\sigma_x^2 = \sigma_*^2 + \sigma_e^2$. Logo, a regressão de y_{it} em x_{it} produziria

$$\frac{\mathbb{C}[y_{it}, x_{it}]}{\sigma_x^2} = \frac{\mathbb{C}[y_{it}, x_{it}^* + e_{it}]}{\sigma_*^2 + \sigma_e^2} = \frac{\mathbb{C}[y_{it}, x_{it}^*]}{\sigma_*^2 + \sigma_e^2} = r\beta_1 \quad (3.28)$$

sendo $r \equiv 1 - (\sigma_e^2 / \sigma_x^2)$. De forma geral, a menos que a variância do erro de mensuração (σ_e^2) seja igual a zero o valor de r será menor do que 1, o que implica um enviesamento do coeficiente angular de x_{it} na direção de zero. Este viés de atenuação é uma implicação do chamado ‘modelo clássico de erros nas variáveis’, o qual adota as premissas relacionadas acima (numa análise assintótica, as suposições de independência podem ser substituídas por suposições correspondentes de não-correlação. Ver WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 73-6). Em algumas aplicações, o coeficiente r , cujos valores estão limitados entre 0 e 1, é interpretado como o grau de “confiabilidade” da variável. Logo, se o regressor tiver confiabilidade máxima ($r = 1$) a sua estimativa será não enviesada e se $r = 0$ o viés será o maior possível.

No contexto acima, corrigir o problema de erro de mensuração seria fácil se r fosse observável (ou, mais especificamente, se a variância do erro de mensuração fosse observável), bastando multiplicar

$$\frac{1}{r} \frac{\mathbb{C}[y_{it}, x_{it}]}{\sigma_x^2} = \beta_1 \quad (3.29)$$

Infelizmente, a “confiabilidade” dos regressores não é observada, mas um procedimento de estimação análogo ao mostrado em (3.29) pode ser útil como análise de sensibilidade dos resultados. Especificamente, diferentes valores de r , considerados intuitivamente aceitáveis, podem ser atribuídos às covariadas para que se verifique se as conclusões do estudo seriam muito afetadas pela eventual imprecisão das mesmas. A principal justificativa para este procedimento é o fato de que, numa regressão múltipla com, possivelmente, mais de um regressor mensurado com erro, a direção do enviesamento dos coeficientes torna-se difícil de determinar em razão da interação entre as diversas variáveis.

O estimador que será efetivamente utilizado nas regressões com erros nas variáveis não é particularmente difundido na literatura e, por esta razão, será descrito a seguir. Considerando um modelo com m regressores (incluindo a constante)

$$y_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.30)$$

sendo $\mathbf{w}_{it}$ um vetor de covariadas de dimensão $m \times 1$, β um vetor ($m \times 1$) de parâmetros e ε_{it} o termo de erro da regressão, o estimador de β será dado por

$$\hat{\beta}^{EV} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \mathbf{w}_{it} \mathbf{w}_{it}^T - \mathbf{S} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \mathbf{w}_{it} y_{it} \right) \quad (3.31)$$

Na equação acima, o vetor ($m \times 1$) $\hat{\beta}^{EV}$ é o estimador dos coeficientes da ‘regressão com erros nas variáveis’, N é o número total de empresas e T_i é o número de anos com dados disponíveis para a empresa i (não confundir com o símbolo de transposição em $\mathbf{w}_{it}^T$). Na amostra utilizada, $T_i \leq 6$ anos (se T_i fosse igual a 6 para todas as 153 empresas o painel seria balanceado). $\mathbf{S}$ é uma matriz diagonal ($m \times m$) com elementos $(\sum_{i=1}^N T_i)(1 - r_j)\hat{\sigma}_j^2$.

$\sum_{i=1}^N T_i$ representa o número total de observações utilizadas, r_j é a medida atribuída de

“confiabilidade” do regressor j , com $j = 1, \dots, m$ (conforme mencionado anteriormente, um dos “regressores” será, na verdade, uma constante) e $\hat{\sigma}_j^2$ é a variância estimada do mesmo regressor. Observe que, se não houver erros de mensuração, teremos $r_j = 1$ para todo $j = 1, \dots, m$ e $\mathbf{S}$ se transformará numa matriz nula. Neste caso, $\hat{\beta}^{EV}$ será idêntico ao estimador tradicional de Mínimos Quadrados Ordinário (MQO) adaptado para dados em painel.

Naturalmente, o método de estimação acima adota um procedimento estatisticamente frágil e não pode servir como base para as inferências da pesquisa, mesmo porque não lida com outras fontes de endogeneidade dos regressores. Sua aplicação servirá, não obstante, para avaliar a sensibilidade dos resultados à presença de erros de mensuração nos modelos empíricos. Tratamentos similares ao descrito nesta seção são oferecidos por Fuller (1987).

3.5.5.3 Métodos robustos a *outliers*

Três estratégias serão empregadas para assegurar que as inferências não sejam adversamente afetadas pela presença de observações extremas na amostra. A primeira consiste na identificação e exclusão dos *outliers* como forma de verificar a estabilidade dos resultados. A segunda utiliza variáveis ‘Winsorizadas’ nas regressões e a terceira emprega métodos de estimação “robustos” à presença de observações extremas.

Para a identificação dos *outliers*, dois métodos alternativos são adotados. O primeiro considera os resíduos ‘Studentizados’ (*studentized*) das regressões e classifica como *outliers* as observações para as quais este resíduo é maior, em módulo, do que 2,5 ou do que 3. Os mesmos modelos são, em seguida, novamente computados sem as referidas observações. O segundo método adota o procedimento de identificação de *outliers* mais justificável estatisticamente proposto por Hadi (1992; 1994), o qual evita classificações equivocadas decorrentes da interação entre múltiplos possíveis *outliers* presentes na amostra. Este método pode ser aplicado aos resíduos Studentizados ou diretamente ao conjunto das variáveis de interesse e as regressões são novamente computadas descartando-se as observações classificadas como muito discrepantes.

Os modelos são também estimados com variáveis Winsorizadas.³⁴ A “Winsorização” de uma variável consiste em substituir seus valores “extremos” por valores “não-extremos” a eles adjacentes após o seu ordenamento em ordem crescente. Por exemplo, os cinco últimos valores da variável podem ser substituídos pelo sexto valor contando de baixo para cima. O mesmo raciocínio se aplicaria aos cinco primeiros valores, substituídos pelo sexto valor contando de cima para baixo. Desta forma, nenhuma observação é excluída da amostra (ver BARNETT; LEWIS, 1994).

Por fim, regressões serão computadas utilizando um estimador da classe dos estimadores de Mínimos Quadrados Reponderados Iterativamente. O algoritmo utilizado é descrito em detalhe por Hamilton (1991). Basicamente, computa-se uma regressão por MQO, a partir da qual são atribuídos pesos menores para as observações com maiores resíduos em valor absoluto. Novas regressões que utilizam a ponderação gerada no estágio anterior são então computadas iterativamente até que a máxima diferença entre os pesos calculados em uma etapa em comparação com a antecessora seja suficientemente pequena. Este estimador resistente a *outliers* apresentou bons resultados em simulações (*Ibid.*).

3.5.5.4 Variáveis Latentes e Análise de Fatores Comuns Ortogonais

Na Seção 3.5.3.4, comentou-se que os erros de mensuração de uma variável podem ser interpretados como a diferença entre um construto que se gostaria de observar e a medida efetivamente observada pelo pesquisador. Considerando, por exemplo, a definição operacional para o excesso de confiança/otimismo do gestor da empresa i (CE_{it}), podemos representar esta idéia na forma

$$CE_{it} = CE_{it}^* + \omega_{it} \quad (3.32)$$

A representação acima, essencialmente idêntica à formulada na expressão (3.11), mostra o “verdadeiro” grau de excesso de confiança/otimismo do gestor, CE_{it}^* , e o “erro de mensuração” ω_{it} , representando todas as diferenças entre o construto teórico e a *proxy* observada. CE_{it}^* , neste contexto, pode ser adequadamente tratada como uma variável latente.

³⁴ Este procedimento deve seu nome ao estatístico Charles P. Winsor (BARNETT; LEWIS, 1994).

A utilidade potencial desta caracterização para a pesquisa advém do fato de que diferentes *proxies* para o mesmo construto estão disponíveis, o que sugere a sua combinação por meio de uma Análise de Fatores Comuns Ortogonais (AFCO, também conhecida como Análise Fatorial).

No contexto da AFCO, as variáveis observáveis (*proxies*) podem ser interpretadas como indicadores que refletem um ou mais construtos teóricos subjacentes (BOLLEN, 1989). Em outras palavras, a variável latente influencia, ou ‘causa’, o indicador observado. No caso da confiança excessiva/otimismo esta interpretação é clara. Recorrendo à primeira definição operacional descrita na Seção 3.4.1, a suposição implícita é a de que os referidos vieses cognitivos influenciaram a decisão do indivíduo de se tornar empreendedor, gerindo seu próprio negócio (como sugere a literatura psicológica e comportamental citada na Seção 3.2.1) e por isso estão correlacionados com a variável binária construída. É certo, não obstante, que esta decisão é também influenciada por diversos outros fatores, em geral desconhecidos ou específicos a cada caso, capturados pelo termo ω_{it} . O excesso de confiança/otimismo do gestor possivelmente também contribui para que ele detenha relativamente mais ações da empresa que administra em comparação com indivíduos menos enviesados, ignorando os benefícios da diversificação dos seus investimentos pessoais. Por esta razão, como comentado na Seção 3.4.1, a posse de muitas ações da própria empresa pode ser utilizada como uma *proxy* alternativa para o mesmo construto. A AFCO permite que estas diferentes definições operacionais sejam combinadas por meio da estimação de ‘fatores comuns’ a elas subjacentes.

Um modelo genérico de Análise de Fatores Comuns Ortogonais é formulado abaixo considerando p variáveis observadas relacionadas a q variáveis latentes (fatores), omitindo-se, por simplicidade, os subscritos i e t (uma abordagem similar é oferecida por JOHNSON; WICHERN, 2002, p. 478).

$$\begin{aligned}
 x_1 &= \mu_1 + \xi_{11}F_1 + \xi_{12}F_2 + \dots + \xi_{1q}F_q + \omega_1 \\
 x_2 &= \mu_2 + \xi_{21}F_1 + \xi_{22}F_2 + \dots + \xi_{2q}F_q + \omega_2 \\
 &\vdots \\
 x_p &= \mu_p + \xi_{p1}F_1 + \xi_{p2}F_2 + \dots + \xi_{pq}F_q + \omega_p
 \end{aligned}
 \tag{3.33}$$

As variáveis observadas são representadas por x , os fatores comuns por F e os erros de mensuração, também chamados de ‘fatores específicos’, por ω . As esperanças de x são dadas por μ , enquanto que cada ξ representa uma ‘carga fatorial’ a ser estimada. Dependendo dos dados disponíveis e dos objetivos da pesquisa, pode-se impor um número arbitrado de fatores ou deixar que o algoritmo da análise sugira o número de fatores relevantes. A formulação em (3.33) deve conter no mínimo um fator e geralmente q é substancialmente menor do que p . Os algoritmos utilizados, descritos por Johnson e Wichern (*Ibid.*), assumem que $\mathbb{E}[F_j] = 0$, $\mathbb{E}[\omega_h] = 0$ e $\mathbb{E}[F_j\omega_h] = 0$ com $j = 1, \dots, q$ e $h = 1, \dots, p$. Ademais, supõe-se que os q diferentes fatores comuns são ortogonais entres si, assim como os p fatores específicos.

Modelos do tipo mostrado acima serão aplicados utilizando boa parte das variáveis disponíveis (as exceções são as variáveis que não possuem definições operacionais alternativas) com o objetivo de produzir estimativas dos fatores identificados ($\hat{F}$), conhecidas como ‘escores fatoriais’. Os escores fatoriais são, na prática, variáveis derivadas que podem ser utilizadas, por exemplo, como regressores em quaisquer dos modelos empíricos considerados nas seções anteriores. Estratégias similares a esta têm sido justificadas na literatura de Finanças como uma forma de mitigar problemas de multicolinearidade dos regressores, seleção *ad hoc* de variáveis explicativas e erros de mensuração (TITMAN; WESSELS, *op. cit.*). Com relação a esta última questão, entretanto, os métodos de análise fatorial utilizados possuem uma importante limitação, pois assumem, como mencionado acima, que os diversos erros de mensuração são não-correlacionados entre si. Esta não é uma premissa realista, em muitos casos, e, por isto, os resultados devem ser avaliados com cautela. No capítulo seguinte são descritas as aplicações específicas da AFCO.

3.5.6 Diagnósticos dos modelos

As análises de diagnóstico usuais serão realizadas para averiguar a adequação dos modelos aos pressupostos adotados pelos diferentes métodos de estimação e orientar os procedimentos de correção necessários. Em particular, diversos testes de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros serão aplicados, com destaque para os procedimentos robustos apropriados para painéis curtos sugeridos por Wooldridge (*Op. cit.*, p. 176-8; 274-5). O grau

de multicolinearidade dos regressores será avaliado por meio da estatística FIV (Fator de Inflação da Variância) (GREENE, *op. cit.*, p. 257-8). Outros testes, mais específicos para determinados métodos ou para a comparação entre diferentes estimadores serão abordados no contexto das aplicações específicas descritas no próximo capítulo. Incluem-se entre eles os testes de Hausman, Sargan/Hansen, Breusch-Pagan (teste para a presença de “efeitos aleatórios”) e Ramsey.

3.5.7 Estimação correta dos erros-padrão

A estimação adequada de erros-padrão dos estimadores em pesquisas na área de Finanças Corporativas com dados em painel não é uma questão trivial. Os componentes idiossincráticos (termos de erro) de modelos empíricos formulados neste contexto sujeitam-se à possível heterocedasticidade temporal e/ou entre empresas e também à eventual dependência temporal e/ou entre empresas. Na presença de qualquer destes fenômenos, os estimadores dos erros-padrão serão geralmente enviesados e inconsistentes, prejudicando as inferências.

3.5.7.1 Método de Fama-MacBeth

Fama e MacBeth (1973) propuseram um método de estimação que lida com um problema freqüentemente negligenciado em pesquisas financeiras, qual seja, a correlação dos erros de modelos de regressão entre as empresas da amostra. Numa formulação padrão do tipo

$$y_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.34)$$

com $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$, esta forma de dependência, que pode ser chamada de ‘correlação seccional’ (BRITO; LIMA, 2005, p. 180) ou ‘correlação contemporânea’, implica que, pelo menos para algumas empresas, representadas por $s = 1, \dots, N$, a covariância entre ε_{it} e ε_{st} é diferente de zero para $s \neq i$. A correlação de ε entre empresas num mesmo instante de tempo é causada especialmente por choques macroeconômicos e efeitos de ciclos de negócios que afetam a variável de resposta e fazem com que as empresas se afastem conjuntamente de seus valores de longo prazo ou de equilíbrio. Por exemplo, supondo que y_{it}

representa a alavancagem, se as empresas da amostra forem afetadas por um choque inflacionário ou de taxa de juros responsável por uma elevação generalizada do seu endividamento, os resíduos de regressão a elas associados tenderão a caminhar na mesma direção. Este tipo de correlação, por sua vez, introduzirá um viés nos erros-padrão dos estimadores de β , em muitos casos subestimando-os dramaticamente (COCHRANE, 2001, p. 247).

O procedimento de Fama-MacBeth (FM) baseia-se na computação por MQO de T regressões do tipo seção transversal (*cross-section*), sendo T o número de anos da amostra. Em outras palavras, computa-se uma regressão separada para cada ano $t = 1, \dots, T$. Em seguida, calcula-se a média aritmética e o desvio padrão dos diferentes coeficientes estimados previamente. A referida média é a estimativa reportada para os coeficientes, $\hat{\beta}$, enquanto que o referido desvio padrão é utilizado como o erro-padrão de $\hat{\beta}$ (uma discussão detalhada do método é oferecida, por exemplo, por COCHRANE, *ibid.*, p. 244-50). Os erros-padrão calculados desta forma são robustos a qualquer tipo de correlação seccional e ainda a formas arbitrárias de heterocedasticidade dos erros entre empresas. O estimador FM não é robusto, entretanto, à heterocedasticidade ou autocorrelação dos erros na dimensão tempo. Observa-se também que esta estratégia de estimação não permite a modelagem da heterogeneidade não-observada das empresas (Seção 3.5.2).

Algumas pesquisas em Finanças Corporativas utilizam o método de Fama-MacBeth como base para inferências, a exemplo de Fama e French (2002) e, no Brasil, Brito e Lima (*Op. cit.*). Adicionalmente, em ambos os casos os autores sugerem ajustamentos dos erros-padrão produzidos pelo estimador FM com o objetivo de contornar o eventual problema de enviesamento introduzido pela autocorrelação (dependência temporal) dos erros do modelo, fenômeno comum quando se utiliza dados de empresas. Tal correção é justificada informalmente, entretanto, uma vez que o número relativamente pequeno de períodos de tempo disponível não permitiria estimações confiáveis de coeficientes de autocorrelação.³⁵

³⁵ No contexto de regressões que procuram explicar o comportamento da alavancagem das empresas, Fama e French (2002), seguidos por Brito e Lima (*Op. cit.*), propõem que os valores críticos da estatística “ t ” (razão entre as estimativas dos coeficientes e seus respectivos erros-padrão) sejam multiplicados por 2. Este fator de ajustamento tem por base a suposição apriorística de que os termos de erro do modelo seguem um processo autorregressivo de primeira ordem com coeficiente de autocorrelação igual a 0,6.

3.5.7.2 Estimadores robustos dos erros-padrão

Diferentemente do procedimento de Fama-MacBeth, os demais métodos robustos a heterocedasticidade e autocorrelação considerados nesta pesquisa não afetam a estimação dos coeficientes da regressão, modificando tão somente seus erros-padrão. Logo, eles podem, em princípio, ser implementados em conjunto com boa parte das diferentes estratégias de estimação de coeficientes mencionadas nas seções anteriores.

Um destes métodos é conhecido como estimador de ‘erros-padrão com dados agrupados’ (*clustered standard errors*) ou estimador de ‘erros-padrão de Rogers’ (PETERSEN, 2005). No caso dos dados analisados nesta pesquisa, o agrupamento das observações pode ser de dois tipos: por empresa ou por ano. No primeiro caso, (agrupamento dos dados por empresa) os erros-padrão resultantes do procedimento de Rogers serão assintoticamente robustos a qualquer forma de autocorrelação dos erros no tempo e também a qualquer forma de heterocedasticidade (entre empresas ou temporal. Ver WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 152-3; ARELLANO, *op. cit.*, p. 18). De fato, este é o estimador natural dos erros-padrão em certos procedimentos para dados em painel baseados no Método dos Momentos Generalizado. A segunda possibilidade é o agrupamento dos dados por ano, caso em que o estimador seria robusto à correlação contemporânea dos erros bem como à heterocedasticidade arbitrária. Entretanto, o método de Rogers, o qual representa uma extensão do conhecido estimador robusto à heterocedasticidade de White, só é válido assintoticamente, quando o número de grupos (empresas ou anos) tende ao infinito. Portanto, nesta pesquisa, na qual se assume que T é fixo e $N \rightarrow \infty$, apenas o agrupamento dos dados por empresa é recomendável.

A principal limitação do estimador de erros-padrão com dados agrupados por empresa é sua não robustez à correlação seccional dos erros da regressão, mas este (possível) problema pode ser solucionado ou pelo menos bastante mitigado por meio da inclusão entre os regressores de um conjunto de *dummies* de ano (ver Seção 3.4.13) (PETERSEN, *op. cit.*). Estas variáveis capturarão todos os chamados ‘efeitos fixos do tempo’, incluindo os choques macroeconômicos que afetam a variável de resposta e costumam induzir à dependência dos erros entre empresas.

O recente estudo de Petersen (*Ibid.*) discute em detalhe e compara diversos métodos utilizados para estimar erros-padrão em regressões com dados em painel, incluindo os mencionados nas duas últimas seções. O autor mostra, através de simulações com painéis curtos, que o estimador de erros-padrão com dados agrupados por empresa ('Rogers') apresenta o melhor desempenho quando os erros do modelo são autocorrelacionados, mesmo em comparação com o método também robusto de Newey-West adaptado para dados em painel (*Ibid.*, p. 15). Já o estimador de Fama-MacBeth (FM) produziu erros-padrão substancialmente enviesados, mesmo quando se tentou ajustá-los para a presença de autocorrelação (*Ibid.*, p. 26-9). Ademais, o referido viés é tanto maior quanto mais importante é o efeito específico das empresas (heterogeneidade não-observada). Por outro lado, o estimador FM produziu as estimativas de erro-padrão mais corretas na presença de correlação contemporânea dos erros do modelo.

De forma geral, os resultados oferecidos por Petersen (*Ibid.*) sugerem fortemente que a especificação de modelos com *dummies* de ano utilizando adicionalmente o estimador de erros-padrão com dados agrupados por empresa tenderá a produzir as estimativas mais corretas dos erros-padrão por ser a única estratégia que lida simultaneamente com os problemas da heterocedasticidade e da possível dependência dos erros entre empresas e no tempo. Portanto, este será o procedimento adotado na maior parte das regressões nesta pesquisa. Entretanto, é possível que nem toda a dependência dos erros entre as empresas seja capturada pelas variáveis indicadoras de ano. Isto pode acontecer se, mesmo depois de isoladas as influências setoriais (através de *dummies* de setor que também podem ser acrescentadas aos modelos), o impacto de choques macroeconômicos sobre a variável de resposta for maior para algumas empresas do que para outras.³⁶ Por esta razão, algumas estimações utilizando o método FM serão reportadas como forma de avaliar a estabilidade dos resultados.

3.6 Limitações do método empírico

Um dos objetivos deste capítulo foi a discussão das estratégias que permitirão descrever adequadamente os relacionamentos estatísticos entre as variáveis de interesse para a pesquisa. Especificamente, procura-se estimar consistentemente os parâmetros (e erros-padrão) dos

³⁶ Petersen (*Ibid.*, p. 31) chama este fenômeno de "efeitos temporários do tempo", por oposição aos "efeitos fixos do tempo" capturados pelas *dummies* de ano e relacionados com a parcela dos eventos macroeconômicos que afetam por igual todas as empresas.

modelos lineares postulados, de sorte que deles resultem inferências válidas. Isto se traduz, em boa medida, na busca por estimadores capazes de lidar com os diferentes problemas de endogeneidade (ver Seção 3.5.3) que podem prejudicar a identificação dos relacionamentos estruturais que se pretende verificar empiricamente. Todavia, mesmo os métodos mais “robustos” aqui mencionados podem não ser capazes de eliminar de todo os possíveis problemas de endogeneidade, deixando espaço para algum grau de inconsistência na estimação. Esta é uma limitação do método dificilmente contornável em estudos com dados observacionais. Não obstante, ela será tratada de duas formas nesta pesquisa. A primeira consiste na verificação, por meio de diferentes procedimentos de teste, da plausibilidade estatística das premissas subjacentes aos métodos utilizados. Tais procedimentos não são perfeitos, mas podem aumentar (ou diminuir, dependendo do seu resultado) a confiança nas inferências sugeridas pelo processo de estimação. A segunda passa pelas diversas análises de sensibilidade/estabilidade dos resultados. Com estes procedimentos, espera-se, novamente, reforçar as conclusões do estudo.

Uma outra limitação diz respeito à representatividade da amostra (ver Seção 3.3). Como em muitos estudos sobre finanças corporativas, priorizou-se a disponibilidade e a qualidade das informações em detrimento de uma amostragem puramente aleatória. Certamente, as empresas selecionadas não representam apropriadamente a população das empresas brasileiras e nem mesmo a subpopulação das empresas de capital aberto. Esta limitação não comprometerá a análise, entretanto, se assumirmos que a ‘população subjacente de interesse’ é a das empresas com características similares às daquelas selecionadas. Portanto, em princípio, não é apropriado generalizar os resultados para, por exemplo, empresas com ações ilíquidas, de pequeno porte ou de capital fechado. Uma questão estreitamente relacionada remete a possíveis influências espúrias introduzidas pelos valores faltantes na amostra, uma vez que o painel disponível não é balanceado. Esta possibilidade será testada formalmente no próximo capítulo, entretanto. Para uma discussão detalhada sobre as implicações da amostragem não aleatória para a consistência da estimação de parâmetros em modelos econométricos, ver Wooldridge (*Op. cit.*, p. 551-98).

4 MODELAGEM EMPÍRICA E RESULTADOS DA PESQUISA

4.1 Algumas estatísticas descritivas

Algumas estatísticas descritivas para boa parte das variáveis utilizadas na pesquisa são apresentadas no Apêndice 1. Na Tabela A-2 observa-se que a distribuição das empresas entre os diversos setores é relativamente homogênea, com maior representação dos setores de Energia Elétrica (13,73% do total) e de Telecomunicações (11,11%). A Tabela A-3 revela que as empresas de controle familiar estão mais representadas na amostra em comparação com outros tipos de acionista controlador, perfazendo, em média, cerca de 47% do total de empresas. Nota-se, ainda, que nenhuma das empresas da amostra é controlada por bancos e que as proporções por tipo de acionista controlador mantiveram-se aproximadamente constantes entre os anos de 1998 e 2003.

As estatísticas de média, desvio padrão, mediana, primeiro e terceiro quartis da maior parte das variáveis utilizadas na pesquisa são mostradas na Tabela A-4. Observa-se, por exemplo, que o endividamento das empresas como proporção do seu ativo é relativamente baixo, em média, e que seu padrão não difere muito independentemente do uso de versões contábeis ou a valor de mercado do ativo. Embora esta informação não esteja na tabela, os dados revelam também a ausência de qualquer tendência clara de crescimento ou decréscimo dos índices de alavancagem médios no tempo. Comparando apenas os anos de 1998 e 2003, as medidas contábeis de alavancagem mostram variação positiva de cerca de 12% ao passo que as medidas de mercado apresentaram variação negativa da ordem de 7%. Quanto à estrutura de propriedade, verifica-se na Tabela A-4 uma acentuada concentração dos direitos de voto nas mãos dos acionistas controladores (74,2%, em média) associada a uma substancialmente menor concentração da propriedade total (50,8%, em média). Ademais, o número médio de membros do Conselho de Administração das empresas é aproximadamente igual a 7 e elas obtiveram um índice médio de lucratividade (LAJIRDA sobre ativo) igual a 0,149 ao longo do período analisado.

Além das informações contidas no Apêndice 1, destaca-se que aproximadamente 17% das empresas participam de programas de ADR e, em 2003, aproximadamente 21% delas havia

aderido a algum dos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa ou ao Novo Mercado da Bovespa. Em média (ao longo do período da amostra), em cerca de 38% das empresas o Diretor Presidente acumulou o cargo de Presidente do Conselho de Administração. Ademais, aproximadamente 26% das empresas exibiram entre suas fontes de financiamento, ao longo do período considerado, debêntures de longo prazo. Quanto à caracterização dos gestores como ‘empreendedores’ ou ‘não-empreendedores’, observa-se que, em média, aproximadamente 43% das empresas foram classificadas como sendo geridas por indivíduos do primeiro grupo (empreendedores) de acordo com o critério descrito na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo. Se apenas o Diretor Presidente for considerado como o gestor relevante, esta proporção cai para cerca de 37%. Considerando-se apenas o Presidente do Conselho, a proporção é da ordem de 42%, em média.

Como uma análise preliminar das diferenças entre as empresas enquadradas no ‘Grupo 1’ (empresas geridas por empreendedores) ou no ‘Grupo 2’ (empresas geridas por não-empreendedores), as estatísticas descritivas das variáveis apresentadas na Seção 3.4 foram computadas separadamente para cada subamostra, utilizando o critério de classificação descrito na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo. As médias (por grupo) de algumas destas variáveis são mostradas na Tabela A-5 do Apêndice 1. Estas comparações preliminares revelam uma relativa homogeneidade de características entre os dois grupos (embora algumas diferenças de médias sejam significantes estatisticamente). Observa-se, por exemplo, que as empresas do Grupo 1 são apenas discretamente mais alavancadas e menos lucrativas do que as demais e também que a concentração de ações ordinárias nas mãos do grupo controlador é virtualmente idêntica nos dois casos. Uma diferença mais pronunciada refere-se aos indicadores do tamanho da empresa, revelando que as enquadradas no Grupo 1 são menores, em média, do que as do Grupo 2. Registra-se também que as componentes do Grupo 1 emitem menos ADRs e são menos propensas a distribuir dividendos. Testes convencionais de igualdade de médias mostram diferenças estatisticamente significantes nos níveis usuais para, em particular, os indicadores de alavancagem, lucratividade, tamanho e tangibilidade dos ativos. A exclusão da amostra das empresas controladas pelo Estado não altera materialmente estes resultados.

4.2 A importância do gestor para as políticas corporativas

Uma suposição implícita de fundamental importância para esta pesquisa é a de que o perfil psicológico dos gestores ou, mais genericamente, o seu “estilo gerencial” pode exercer influência significativa sobre certas decisões corporativas e sobre a performance da organização. Na comunidade de negócios é comum considerar-se o estilo pessoal do gestor como um fator chave para os rumos da empresa. Segundo o ex-Diretor Presidente do Citicorp John Reed: “Nos velhos tempos eu diria que era o capital, a história, o nome do banco. Bobagem – é sobre o cara lá no topo. Eu sou uma pessoa de processos, um construtor. Sandy [Weil] é um comprador. Simplesmente totalmente diferente.”³⁷ (BERTRAND; SCHOAR, *op. cit.*, p. 1169-70). Por outro lado, na maior parte das pesquisas em Economia e Finanças as atenções se voltam para as características dos mercados ou do negócio, ignorando a possível influência da heterogeneidade de visões e estilos de gestão.

Em defesa da abordagem prevalente em Finanças é possível argumentar que a capacidade de um Diretor Presidente ou outro membro da alta gestão de influenciar marcadamente certas políticas corporativas e a performance da organização é bastante limitada por fatores ambientais externos e internos à empresa. Entre estes fatores incluem-se a cultura da empresa, a estrutura do seu setor de atividade e diversas forças inerciais que reduzem a importância efetiva do estilo pessoal do gestor (WASSERMAN *et al.*, 2001). A discricionariedade do administrador é também mediada, especificamente, pela estrutura de governança da empresa.

No contexto desta pesquisa, se o Diretor Presidente e o Presidente do Conselho de Administração das empresas não exercerem qualquer impacto significativo sobre certas decisões corporativas de interesse, em especial sobre as decisões de financiamento, hipóteses acerca da influência do seu perfil psicológico sobre estas decisões ou sobre a performance da empresa não poderão ter qualquer importância prática.

Bertrand e Schoar (*Op. cit.*) propõem um pioneiro teste direto da hipótese de irrelevância dos principais administradores da empresa para as políticas corporativas e para o desempenho do negócio.³⁸ O procedimento procura capturar nos dados financeiros o que as autoras chamaram de “efeito fixo gerencial”, mantidas constantes características observáveis e não observáveis

³⁷ “In the old days I would have said it was capital, history, the name of the bank. Garbage – it’s about the guy at the top. I am very much a process person, a builder. Sandy [Weil] is an acquirer. Just totally different.”

das empresas. Os resultados do estudo sugerem que os principais gestores são bastante importantes para a determinação de diversas políticas corporativas e que seu “estilo gerencial” influencia a performance das empresas no mercado norte-americano. Em contraste, uma pesquisa na mesma linha aplicada ao mercado japonês e oferecida por Ahn *et al.* (2004) chega a conclusões opostas. Os autores não são capazes de identificar qualquer influência dos presidentes de empresas daquele país sobre variações do comportamento de suas organizações ao longo da década de 1990, resultado por eles atribuído, como hipótese, à estrutura de governança das empresas japonesas e à cultura coletivista do país. Dada a importância para esta pesquisa de eventuais “efeitos gerenciais”, um procedimento de teste similar ao sugerido por Bertrand e Schoar (*Op. cit.*) será implementado, como se discute a seguir.

O modelo básico a ser estimado pode ser representado pela equação abaixo:

$$y_{it} = \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{x}_{it} + u_i + \lambda_t + \lambda_G + \eta_{it} \quad (4.1)$$

com i representando a empresa e t o ano e $\mathbb{E}[u_i] = \mathbb{E}[\eta_{it}] = 0$. Na equação (4.1) y_{it} é uma variável de política corporativa ou performance, a exemplo da estrutura de financiamento da empresa, u_i captura a heterogeneidade não-observada e invariante no tempo de cada empresa i , λ_t captura os ‘efeitos fixos temporais’ e η_{it} é o termo de erro do modelo. O vetor $\mathbf{x}_{it}$ contém um conjunto de características observadas das empresas que servirão como variáveis de controle e λ_G representa o efeito fixo gerencial. Os gestores de interesse para esta pesquisa são o Diretor Presidente (DP) e o Presidente do Conselho de Administração (PC). Logo, o termo λ_G pode ser subdividido em λ_{DP} e λ_{PC} , como mostra a equação (4.2).

$$y_{it} = \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{x}_{it} + u_i + \lambda_t + \lambda_{DP} + \lambda_{PC} + \eta_{it} \quad (4.2)$$

Naturalmente, o modelo pode ser estimado com λ_{DP} e λ_{PC} ou com apenas um destes termos. Os efeitos gerenciais podem ser correlacionados com diversas características observadas e não-observadas das empresas, daí a importância crucial das variáveis de controle e, em especial, do termo u_i , capazes de isolar grande parte das diferenças sistemáticas entre as

³⁸ Naturalmente, esta hipótese não sugere que os gestores são irrelevantes para a empresa, mas que a troca de um gestor com um determinado estilo por outro com um estilo diferente não impacta certas políticas corporativas ou sua performance, *ceteris paribus*.

organizações. Na prática, o efeito fixo temporal, λ_t , será implementado por meio de um conjunto de *dummies* de ano incluídas como regressores no vetor $\mathbf{x}$ (ver Seções 3.4.13 e 3.5.2). Similarmente, λ_{DP} é capturado por variáveis binárias que assumem o valor 1 quando o Diretor Presidente de nome ‘ h ’ é observado e zero caso contrário, com $h = 1, \dots, H$, sendo H o número total de diferentes DP’s na amostra. Um procedimento análogo é adotado para produzir *dummies* para os diferentes ocupantes do cargo de Presidente do Conselho de Administração das empresas. Estes dois conjuntos de variáveis binárias também podem ser acrescidos ao vetor $\mathbf{x}$. Por fim, o teste da hipótese de irrelevância gerencial consiste no teste de significância conjunta dos coeficientes estimados para as *dummies* referentes aos DP’s e/ou aos PC’s.

Na amostra disponível foram observados 225 diferentes indivíduos que ocuparam, em uma ou mais empresas e durante um ou mais anos, o cargo de DP (ou seja, $H = 225$). Portanto, 225 variáveis binárias de DP foram construídas. Analogamente, 231 indivíduos foram observados ocupando o cargo de PC em uma ou mais das empresas pesquisadas em pelo menos um dos seis anos analisados.

Para permitir a livre correlação entre a heterogeneidade não-observada u_i e os efeitos gerenciais (variáveis *dummy* DP ou PC), bem como entre u_i e os demais regressores, foram adotados procedimentos do tipo Efeitos Fixos para estimar os coeficientes das regressões (ver Seção 3.5.3.1). Um destes procedimentos, utilizado por Bertrand e Schoar (*Ibid.*) e conhecido simplesmente como estimador de Efeitos Fixos ou estimador Intra-Grupo (EF-IG), é equivalente a incluir entre os regressores do modelo uma variável *dummy* para cada empresa da amostra. Neste caso, fica claro que se um determinado indivíduo ocupou o cargo de DP (ou PC) na mesma empresa ao longo dos seis anos analisados (ou durante todo o período no qual a empresa é observada na amostra), será impossível separar sua influência pessoal do efeito específico (heterogeneidade não-observada) associado à referida empresa, uma vez que as *dummies* referentes à empresa e ao gestor seriam perfeitamente colineares. Logo, apenas as *dummies* gerenciais com alguma variação temporal terão seus coeficientes estimados. Em outras palavras, os coeficientes das variáveis binárias gerenciais capturarão, em seu conjunto, o impacto sobre y_{it} das mudanças de gestor dentro do período de tempo considerado.

O interesse maior desta análise é verificar o impacto dos gestores sobre as decisões de financiamento das empresas. Para este fim, y_{it} será substituído por medidas de endividamento relativo contábeis e de mercado, conforme definidas na Seção 3.4.2. Adicionalmente, a influência dos gestores sobre a performance e sobre a política de dividendos da organização será verificada. No primeiro caso, são utilizadas como variáveis dependentes a medida aproximada para o q de Tobin da empresa, seu ‘índice preço sobre valor patrimonial’ e duas medidas de lucratividade (as variáveis *LAJIRDA* e *LOPA*, definidas na Seção 3.4.4). Para a política de distribuição de dividendos são utilizadas as variáveis ‘índice de *payout*’ e ‘razão entre os dividendos pagos e o ativo total’ da empresa.

As variáveis de controle utilizadas nas regressões que enfocam as decisões de financiamento da empresa provêm, em sua maior parte, da literatura prévia sobre estrutura de capital e são discutidas em detalhe na Seção 4.3.1.1 abaixo. Elas incluem oportunidades de crescimento (*IPVP* e *CR*), lucratividade (*LAJIRDA*), benefícios fiscais extra-dívida (*BFED*), volatilidade (*BETA*), tangibilidade (*TANG*), tamanho ($\ln R$), “singularidade” (*SING*), distribuição de dividendos (*DIV*), concentração do direito de voto (*CON*), o acúmulo ou não dos cargos de DP e PC pela mesma pessoa (*ACUM*) e duas *dummies* que indicam a participação da empresa em programas de ADR (*ADR*) ou sua adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa (*BOV*). As definições operacionais constam da Seção 3.4. É importante salientar que os métodos de Efeitos Fixos utilizados não permitem o uso de regressores que não apresentaram variação temporal, como foi o caso das variáveis binárias setoriais.

Os controles para os indicadores de valor de mercado (q de Tobin e índice preço sobre valor patrimonial) são as oportunidades de crescimento (*CR*), o endividamento relativo ($E/(VMA + A - PL)$), a liquidez das ações (*LIQ*), a lucratividade (*LAJIRDA*), o tamanho ($\ln R$) e as variáveis de governança destacadas no parágrafo anterior (*CON*, *ACUM*, *ADR* e *BOV*). Já nas regressões nas quais a variável dependente é uma das medidas de lucratividade utilizou-se como controles os mesmos indicadores para oportunidades de crescimento, endividamento relativo (alavancagem) e tamanho da empresa descritos acima. Estes regressores são similares aos utilizados em outros trabalhos, a exemplo de Bertrand e Schoar (*Ibid.*) e McConnell e Servaes (*Op. cit.*). Por fim, quando a variável dependente se referir à política de dividendos, os regressores utilizados serão os mesmos

descritos no parágrafo anterior representando as oportunidades de crescimento, a lucratividade, os benefícios fiscais extra-dívida, a volatilidade, a tangibilidade e o tamanho da empresa. Também serão utilizados os mesmos indicadores de governança (*CON*, *ACUM*, *ADR* e *BOV*) e a alavancagem de mercado ($E/(VMA + A - PL)$). Este conjunto de controles é similar ao utilizado no estudo de Fama e French (2002).

O método de estimação utilizado por Bertrand e Schoar (*Op. cit.*) ignora alguns problemas comumente encontrados em modelos de finanças corporativas, os quais podem prejudicar seriamente a identificação dos relacionamentos de interesse entre as variáveis. Talvez o mais importante deles seja a provável determinação simultânea de alguns dos indicadores mencionados nos dois últimos parágrafos. Por exemplo, as decisões de financiamento e de distribuição de dividendos podem ser determinadas conjuntamente num mesmo momento do tempo. Ademais, o referido método de estimação pressupõe que todos os regressores são estritamente exógenos (ver Seção 3.5.3.2), descartando a possível influência sobre os seus valores futuros dos choques que afetaram contemporaneamente a variável de resposta (ausência de efeitos de retroalimentação).

Os procedimentos de estimação baseados no Método dos Momentos Generalizado (GMM) discutidos na Seção 3.5.4 oferecem uma alternativa mais robusta aos métodos de Efeitos Fixos tradicionais. Em particular, estes métodos dispensam a suposição de exogeneidade estrita e lidam adequadamente com o problema de simultaneidade comentado acima, fazendo uso de defasagens dos regressores como instrumentos para os mesmos. Neste último caso, a validade do procedimento dependerá da suposição, testável, de não-autocorrelação (ou de restrições sobre o grau de autocorrelação) dos termos de erro do modelo. Eventuais problemas decorrentes de erros de mensuração dos regressores também serão mitigados por estes procedimentos se os referidos erros não forem perfeitamente autocorrelacionados.

Modelos do tipo mostrado em (4.2) foram estimados utilizando-se os métodos conhecidos como GMM em Diferenças (GMM-Dif) e GMM Sistêmico (GMM-Sis), apresentados na Seção 3.5.4. Embora o segundo método seja geralmente preferível ao primeiro, o procedimento GMM-Dif, desenvolvido por Arellano e Bond (*Op. cit.*), é mais conservador, na medida em que descarta todos os regressores sem variação temporal, aproximando-se mais do procedimento de Efeitos Fixos utilizado por Bertrand e Schoar (*Op. cit.*). No Apêndice 2, Tabela A-6, são reportados os testes de significância conjunta das *dummies* de Diretor

Presidente e/ou Presidente do Conselho de Administração incluídas nas diversas regressões. Todos os parâmetros foram estimados pelo método GMM-Dif.³⁹ Logo, os coeficientes estimados para as *dummies* de DP ou PC capturam diretamente os impactos das mudanças de gestor sobre a variável de resposta, controlando-se pelos efeitos específicos das empresas (u_i), por diversas características observáveis das mesmas e pelos efeitos específicos do tempo (λ_t).

O uso dos métodos GMM-Dif e GMM-Sis também permite a especificação de modelos empíricos dinâmicos do tipo mostrado abaixo.

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \delta^T \mathbf{x}_{it} + u_i + \lambda_t + \lambda_{DP} + \lambda_{PC} + \eta_{it} \quad (4.3)$$

A variável dependente defasada em (4.3) pode ser útil para capturar a acentuada persistência temporal que caracteriza grande parte das variáveis utilizadas em estudos sobre finanças corporativas. Ignorar o componente inercial do comportamento da variável de resposta pode resultar em modelos incorretamente especificados e com propriedades estatísticas inadequadas (uma discussão mais detalhada dos argumentos que justificam a preferência por modelos dinâmicos é apresentada na Seção 4.3.5.1). Na Tabela A-7 (Apêndice 2) reportam-se os testes de significância conjunta das *dummies* de Diretor Presidente e/ou Presidente do Conselho de Administração incluídas em formulações dinâmicas como a mostrada em (4.3), com parâmetros estimados pelo método GMM-Dif.

Os resultados reportados na Tabela A-6 e na Tabela A-7 mostram inequivocamente a significância dos efeitos fixos gerenciais para a política de financiamento das empresas analisadas. Na maior parte das especificações, o efeito médio da mudança de gestor sobre medidas de alavancagem contábeis e de mercado é significativo no nível de 1%. Em particular, a influência conjunta dos ocupantes do cargo de Presidente do Conselho (PC) é significativa, tanto nas especificações estáticas quanto dinâmicas, no mínimo no nível de 5%, enquanto que o impacto combinado dos ocupantes do cargo de Diretor Presidente (DP) mostra-se

³⁹ Todas as estimativas resultantes do emprego dos métodos GMM-Dif ou GMM-Sis reportadas nesta pesquisa foram obtidas com o uso do programa Stata 8.0, módulo ‘xtabond2’. O Stata 8.0 também foi utilizado na maior parte dos demais procedimentos de análise. O leitor interessado pode solicitar do autor os comandos específicos utilizados e também os códigos escritos na linguagem do referido *software* especialmente para a pesquisa e empregados em procedimentos auxiliares (ver Considerações Finais, Capítulo 5).

significante no nível de 10%, no mínimo. As variações da medida de desempenho e valor de mercado conhecida como q de Tobin também são explicadas, substancialmente, pelos efeitos gerenciais. Especificamente, o impacto do DP mostra-se significativo em todas as especificações no nível de 1%, embora a influência do PC revele-se insignificante depois de controlados os efeitos do DP. Quanto aos dois indicadores de lucratividade, os resultados são ambíguos. Na especificação estática mostrada na Tabela A-6 os efeitos gerenciais são significantes no nível de 5% (para o DP) em um caso e 10% (para o PC) em outro. Já na formulação dinâmica constante da Tabela A-7 ambos os efeitos são claramente não-significantes. O índice preço-valor patrimonial das ações das empresas analisadas não parece ser significativamente influenciado pelas *dummies* de PC ou DP e a mesma conclusão se aplica à razão entre os dividendos pagos e o ativo total da empresa. O índice de *payout* parece ser influenciado pelas *dummies* de PC na especificação estática, mas nenhum efeito gerencial significativo aparece quando se utiliza a variável dependente defasada entre os regressores.

Como se discute na Seção 3.5.4, o método GMM-Dif revela-se relativamente ineficiente, em muitos casos, em comparação com o procedimento GMM-Sis, e pode, ainda, apresentar substancial viés em amostras finitas quando a persistência temporal das variáveis é elevada. Simulações mostram, em particular, que os coeficientes estimados tendem a ser menores do que seus valores populacionais em modelos auto-regressivos. Neste contexto, a reportagem dos resultados obtidos com o procedimento GMM-Dif justifica-se por sua maior proximidade com o método mais tradicional de Efeitos Fixos utilizado no estudo pioneiro de Bertrand e Schoar (*Ibid.*), embora o método aqui adotado seja provavelmente mais adequado do que o escolhido pelas autoras para investigar as questões empíricas de interesse. Em ambos os casos, os estimadores descartam todos os regressores sem variação temporal, fornecendo os resultados mais conservadores possíveis.

As mesmas regressões mostradas na Tabela A-6 e Tabela A-7 foram re-estimadas utilizando-se o método GMM-Sis e os resultados, não reportados, apontam para as mesmas conclusões quanto ao forte impacto dos efeitos gerenciais sobre as variações da alavancagem das empresas. De fato, o contraste essencial entre estes resultados e os reportados nas tabelas é a maior significância dos coeficientes das *dummies* de PC e DP quando são estimados pelo método GMM-Sis. Tanto nas formulações dinâmicas quanto nas estáticas, os referidos coeficientes são sempre significantes, em seu conjunto, no nível de 1%. Uma outra diferença observável é a melhor qualidade estatística dos modelos estimados pelo método GMM-Sis,

atestada pelos testes de autocorrelação dos erros e pelo teste de validade dos instrumentos baseado na estatística de Sargan/Hansen. Quando são utilizados os indicadores de performance e de política de dividendos como variáveis dependentes os resultados obtidos por GMM-Sis com especificações dinâmicas são compatíveis, na maior parte dos casos, com os reportados na Tabela A-7. Uma exceção é a variável q de Tobin, cujos efeitos gerenciais associados tanto ao DP quanto ao PC mostram-se significantes no nível de 1%. Nas formulações estáticas, os efeitos gerenciais mostram-se, em geral, mais significativos em magnitude e estatisticamente. Em particular, as *dummies* de PC e DP revelam-se significantes no nível de 1%, em seu conjunto, quando a variável dependente é o índice preço-valor patrimonial das ações e o mesmo ocorre quando a variável dependente é o q de Tobin. No caso da política de dividendos, as *dummies* de PC mostram-se conjuntamente significantes no nível de 1% quando a variável de resposta é a razão entre os dividendos pagos e o ativo total da empresa.

4.2.1 Análises de robustez

Para verificar a estabilidade dos resultados, os parâmetros de modelos com a forma geral mostrada em (4.2) foram estimados pelo método tradicional de Efeitos Fixos com a transformação Intra-Grupo (EF-IG) (ver, por exemplo, WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 267-9) utilizado por Bertrand e Schoar (*Op. cit.*). As especificações testadas são similares às mencionadas na Tabela A-6. Os resultados, não reportados, são, de forma geral, congruentes com os constantes da referida tabela.

Uma segunda análise de robustez considerou conjuntos diferentes de variáveis de controle, por exemplo, trocando o logaritmo da receita pelo logaritmo do ativo total como *proxy* para o tamanho da empresa. Os resultados revelam-se, em todas as especificações, pouco sensíveis à escolha de diferentes conjuntos de regressores e apontam para precisamente as mesmas conclusões. Também o uso de diferentes conjuntos de instrumentos nas regressões estimadas pelos métodos GMM-Dif e GMM-Sis, por exemplo, o uso de defasagens a partir de $t - 3$ em lugar de $t - 2$ (ver nota na Tabela A-6), não alterou materialmente as conclusões, embora em alguns casos tais alternativas mostrem-se mais plausíveis estatisticamente. Em particular, alguns modelos cujos resíduos mostravam sinais de autocorrelação apresentaram resultados melhores nas análises de diagnóstico após a re-especificação.

Algumas regressões foram estimadas com todas as variáveis (com exceção das variáveis binárias) Winsorizadas. Também foram utilizados os métodos descritos na Seção 3.5.5.3 para identificar observações extremas e excluí-las da análise. Em qualquer caso, os resultados mantiveram-se praticamente inalterados.

Em resumo, os resultados, em seu conjunto, apontam para a significativa importância do “estilo gerencial” ou de características pessoais dos ocupantes dos cargos de DP e PC das empresas para a determinação de certas políticas corporativas, embora o escopo desta investigação tenha se limitado a um número reduzido de indicadores. Em particular, destaca-se a expressiva influência dos “efeitos gerenciais” sobre a política de financiamento das empresas, capturada tanto por sua alavancagem total contábil quanto de mercado. Os impactos dos efeitos gerenciais sobre a performance da organização refletiram-se especialmente na sua influência sobre o q de Tobin das empresas. Por outro lado, as mudanças de gestor não parecem explicar significativamente as variações do lucro operacional ou da política de dividendos dentro do período analisado.

4.3 Otimismo/excesso de confiança e estrutura de capital

Os resultados reportados na seção anterior sugerem que características pessoais tanto dos Diretores Presidentes quanto dos Presidentes do Conselho de Administração podem ser relevantes para a determinação das políticas corporativas das empresas objeto da análise. Verificou-se, em particular, que mudanças do gestor impactam substancialmente o grau de endividamento relativo das organizações, mesmo isolando-se uma miríade de características observadas e não-observadas que explicam as diferenças de endividamento entre as empresas e sua dinâmica. Nesta seção, enfoca-se mais especificamente a eventual influência dos vieses cognitivos do excesso de confiança e do otimismo sobre o grau de endividamento relativo das empresas.

4.3.1 Modelo Linear Geral

Os modelos inicialmente construídos podem ser expressos na forma mostrada abaixo.

$$ALAV_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 CE_{it} + \boldsymbol{\delta}^T \mathbf{x}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

Na expressão (4.4), o ano é representado por t e a empresa por i . A variável de resposta, $ALAV_{it}$, é uma medida de alavancagem financeira da empresa, representada por seu endividamento total ou de longo prazo dividido por seu ativo contábil ou “a valor de mercado”, conforme definido na Seção 3.4.2. CE_{it} é uma variável substituta para o grau de confiança excessiva/otimismo do gestor da i – ésima empresa no t – ésimo ano, $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor ($k \times 1$) contendo k variáveis de controle e ε_{it} corresponde ao componente de erro do modelo (ver Seção 3.5.1).

4.3.1.1 Determinantes da estrutura de capital

A maior parte das variáveis de controle utilizadas na análise provém da extensa literatura empírica dedicada à investigação dos “determinantes”⁴⁰ da estrutura de capital das empresas, a qual se inspira, por sua vez, numa miríade de trabalhos teóricos que enfocam as decisões de financiamento das organizações. Harris e Raviv (1991) e, mais recentemente, Myers (2003), oferecem amplos panoramas deste campo de estudo e de suas diversas subdivisões.⁴¹ Uma revisão de trabalhos empíricos com dados brasileiros é oferecida por Leal e Saito (2003). Relacionam-se a seguir os candidatos a determinantes da alavancagem utilizados nesta pesquisa. As definições operacionais para cada construto são descritas na Seção 3.4.

4.3.1.1.1 Oportunidades de investimentos futuros

⁴⁰ Entendendo-se por ‘determinantes’ o conjunto de variáveis que influenciam sistematicamente as decisões de financiamento das empresas.

⁴¹ Em anos recentes, diferentes argumentos teóricos têm sido agrupados, esquematicamente, em dois campos concorrentes. O primeiro reúne as teorias que enfocam os diversos custos e benefícios associados ao endividamento, a exemplo dos custos esperados de falência, custos de agência das dívidas (relacionados aos conflitos de interesse entre credores e acionistas da empresa), benefícios fiscais decorrentes da dedutibilidade das despesas financeiras e o efeito disciplinador que o endividamento exerce sobre os gestores. A este conjunto de argumentos denominou-se abordagem do *trade-off*, a qual prevê que as empresas procurarão uma estrutura de financiamentos ótima, ponderando as vantagens e desvantagens do endividamento. A principal alternativa a esta abordagem é a teoria da *pecking order*, a qual sustenta que as empresas tenderão a seguir uma hierarquia de preferência por diferentes fontes de financiamento em razão da assimetria informacional que existe entre os seus gestores e os investidores externos. Sob a *pecking order*, não existirá qualquer estrutura de capital ideal a ser perseguida pela empresa.

Argumenta-se que as oportunidades futuras de investimento rentável podem influenciar as decisões corporativas de financiamento de diferentes maneiras, desta forma correlacionando-se com o grau de alavancagem das empresas. No contexto da *pecking order*, empresas com muitas oportunidades de investimento disponíveis e que acreditam que suas ações (e dívidas arriscadas) são subvalorizadas pelo mercado podem preferir manter uma estrutura de capital com menos dívidas para que tenham, *ceteris paribus*, recursos suficientes para aplicar quando as oportunidades se concretizarem. Se, ao contrário, elas mantivessem um elevado grau de endividamento, seriam obrigadas a distribuir fluxos de caixa preciosos gerados por sua atividade, o que as obrigaria a emitir novos títulos subvalorizados. Esta necessidade, por sua vez, induziria ao subinvestimento. Por outro lado, uma versão mais estática do modelo da *pecking order* prediria que empresas com mais oportunidades futuras seriam, *ceteris paribus*, mais alavancadas, uma vez que elas precisariam de mais fontes externas de financiamento e, dentre elas, as dívidas são preferíveis em comparação com a emissão de novas ações (FAMA; FRENCH, 2002, p. 4-5). Também argumentos baseados nos conflitos de interesse entre gestores e acionistas justificariam a menor alavancagem das empresas com muitas oportunidades rentáveis esperadas. Para Jensen (*Op. cit.*), um efeito benéfico do endividamento seria a imposição de um compromisso da parte dos gestores com a distribuição regular de fluxos de caixa, desta forma mitigando o problema do investimento excessivo motivado, por exemplo, pelo desejo gerencial de “construção de impérios”. Todavia, para empresas com muitas boas oportunidades este benefício seria menor ou poderia até mesmo induzir, novamente, ao subinvestimento. Logo, para estas empresas a estrutura de capital ideal teria, relativamente, menos dívidas (STULZ, 1990). Ver ainda Fama e French (2002, p. 7) sobre o problema de agenciamento entre credores e acionistas.

Ao mesmo tempo, é possível que a quantidade de oportunidades de investimento disponíveis seja também correlacionada com a medida de excesso de confiança/otimismo. Pode ser, por suposição, que empresas com melhores oportunidades de investimento prefiram selecionar gestores mais cognitivamente enviesados, tirando proveito de sua maior ousadia e rapidez na tomada de decisões de investimento. Neste caso, a não inclusão entre as variáveis de controle de alguma medida que capture as diferenças de oportunidades das empresas tornaria inconsistente e enviesado o estimador do coeficiente α_2 em (4.4). Argumentos análogos se aplicam às demais variáveis de controle, relacionadas abaixo.

4.3.1.1.2 Lucratividade

Empresas mais lucrativas disporão, *ceteris paribus*, de mais recursos para investimento gerados internamente. Se os seus gestores seguem uma *pecking order*, eles recorrerão menos a fontes externas de financiamento. Logo, estas empresas serão, em média, menos endividadas (FAMA; FRENCH, 2002, p. 4). Por outro lado, nos modelos de *trade-off* entre custos e benefícios do endividamento o relacionamento entre lucratividade e alavancagem se inverte. Empresas mais lucrativas são menos sujeitas ao risco de falência, *ceteris paribus*. Logo, seus custos esperados de falência são reduzidos e elas podem aproveitar mais os benefícios fiscais proporcionados pelas dívidas, escolhendo, portanto, uma posição de maior alavancagem. Ademais, como argumentam De Angelo e Masulis (1980), uma empresa mais rentável terá um maior ganho esperado proveniente da dedução de suas despesas financeiras, o que, novamente, a conduziria a escolher maiores níveis de endividamento. Por fim, de acordo com o argumento de Jensen (*Op. cit.*), discutido acima, gestores de empresas mais lucrativas disporão de mais recursos e tenderão a investir excessivamente. Para estas empresas o compromisso de distribuição do excedente de caixa imposto pelo endividamento será bastante benéfico e um aumento da alavancagem será premiado com um maior valor de mercado das suas ações (FAMA; FRENCH, 2002, p. 6-7).

4.3.1.1.3 Volatilidade

Se uma empresa possui fluxos de caixa voláteis, é mais provável, *ceteris paribus*, que ela precise recorrer à emissão de novas ações ou de novas dívidas para financiar seus investimentos quando estes fluxos estiverem em níveis baixos. Os modelos de *pecking order* predizem que, para minimizar esta probabilidade, os gestores de empresas com resultados mais voláteis deverão valorizar a flexibilidade proporcionada pelo baixo endividamento relativo. Portanto, por este argumento, o grau de volatilidade dos lucros será inversamente relacionado com a alavancagem da empresa. A mesma conclusão é sugerida pelos modelos de *trade-off*. Em primeiro lugar, os custos esperados de falência são maiores quando os lucros são mais incertos (uma vez que a probabilidade de falência é maior). Ademais, o benefício fiscal esperado proporcionado pelo endividamento é menor quanto mais voláteis forem os lucros operacionais. Por estas razões, empresas com fluxos de caixa sujeitos a elevada incerteza deverão escolher menores graus de alavancagem, *ceteris paribus* (FAMA; FRENCH, 2002, p. 5-6).

4.3.1.1.4 Benefícios fiscais extra-dívida

A dedutibilidade das despesas financeiras no cálculo do imposto de renda corporativo é uma das principais vantagens normalmente associadas ao endividamento. Não obstante, mantendo constantes outros fatores, esta vantagem será comparativamente menor para as empresas que possuem fontes substitutas de benefícios fiscais. Por exemplo, empresas que possuem poucos bens depreciables deverão se beneficiar mais da dedutibilidade proporcionada pelas dívidas, *ceteris paribus*.

4.3.1.1.5 Tangibilidade e valor colateral dos ativos

Ativos tangíveis, a exemplo dos estoques e de máquinas e equipamentos, podem ser utilizados como garantia em empréstimos, tornando estas operações mais seguras do ponto de vista dos credores. De acordo com os modelos de assimetria informacional, os gestores preferem emitir títulos menos arriscados quando buscam fontes externas de financiamento. Logo, empresas com relativamente mais ativos tangíveis que possam ser oferecidos como garantia (colateral) deveriam buscar níveis mais elevados de alavancagem.

Por outro lado, modelos baseados em conflitos de interesse entre gestores e acionistas sugerem uma relação oposta entre estas variáveis. Titman e Wessels (*Op. cit.*), citando Grossman e Hart (1982), argumentam que o monitoramento de ativos intangíveis por parte de investidores externos é mais difícil, o que aumenta a possibilidade de expropriação conduzida pelos gestores. Uma das formas de mitigar este problema de agenciamento é a emissão de novas dívidas, uma vez que elas impõem um compromisso de distribuição de fluxos de caixa excedentes que, de outra forma, poderiam ser utilizados ineficientemente. Assim, empresas com relativamente muitos ativos intangíveis poderiam escolher níveis de endividamento mais elevados como forma de reduzir a probabilidade de expropriação gerencial.

4.3.1.1.6 Fatores macroeconômicos

Os choques macroeconômicos que afetaram o conjunto das empresas dentro da janela temporal escolhida podem ser capturados e isolados por meio das variáveis indicadoras de ano descritas na Seção 3.4.13. Em particular, um relacionamento significativo entre o grau de

endividamento das empresas norte-americanas e a inflação esperada foi reportado por Murray Frank e Goyal (2004). Para os autores, este fenômeno pode refletir um comportamento de *market timing* por parte dos gestores, os quais aproveitam para contrair dívidas quando esperam para o futuro uma elevação da inflação e, portanto, das taxas de juros. No Brasil, Klotzle e Biagini (2004) encontram uma associação significativa entre endividamento e variação da taxa de câmbio Real/Dólar, supostamente em razão da contração de dívidas em dólar por muitas empresas brasileiras, nem sempre cobertas por instrumentos de proteção (*hedge*).

4.3.1.1.7 Singularidade

Argumentos oferecidos por alguns autores, a exemplo de Titman (1984), sugerem que empresas cujos produtos são únicos ou de difícil substituição impõem um elevado custo de falência a suas partes interessadas (*stakeholders*). Em caso de falência, os fornecedores de tais empresas, por exemplo, podem ser obrigados a sair da atividade, os seus clientes podem encontrar dificuldade para substituir os serviços dos quais usufruíam e os seus empregados mais especializados possivelmente encontrarão dificuldade para se recolocarem no mercado de trabalho. Ademais, os ativos de empresas singulares são, em muitos casos, dificilmente empregáveis em atividades alternativas em razão do seu grau de especialização ou de intangibilidade. Logo, eles poderão perder muito do seu valor após a falência da empresa (BALAKRISHNAN; FOX, *op. cit.*, p. 7). Por estas razões, uma maior singularidade da empresa sugere uma condução mais cautelosa de sua política de financiamento, e, conseqüentemente, a adoção de níveis menores de alavancagem.

4.3.1.1.8 Distribuição de dividendos

Fama e French (2002, p. 7) argumentam que o pagamento de dividendos pode substituir o endividamento como mecanismo de controle do comportamento gerencial. Em outras palavras, tal como o endividamento, o pagamento regular de dividendos representa um comprometimento dos gestores com a distribuição de fluxos de caixa excedentes, diminuindo o risco de utilização improdutiva destes recursos. Assim sendo, para as empresas sujeitas a conflitos de interesse entre gestores e acionistas, poder-se-ia esperar um relacionamento negativo entre a taxa de pagamento de dividendos e o grau de alavancagem, *ceteris paribus*.

Já Murray Frank e Goyal (2004) observam que os modelos de *pecking order* geralmente consideram a decisão de distribuição de dividendos como exógena. Neste caso, quanto maior for o volume distribuído, mantendo constantes outros fatores, maior será a necessidade de buscar financiamentos externos. Uma vez que a fonte preferencial de financiamento externo é a dívida, estes modelos predizem que uma maior taxa de pagamento de dividendos estará associada a um maior grau de alavancagem.

4.3.1.1.9 Tamanho

Estudos sugerem que empresas maiores possuem menor probabilidade de falência e, por isso, sua capacidade de endividamento é superior à das empresas de menor porte, mantendo-se constantes outros fatores. Por outro lado, os custos fixos de transação podem tornar pouco atraente para as pequenas corporações a colocação de novas ações no mercado de capitais, estimulando a sua opção pelo endividamento (TITMAN; WESSELS, *op. cit.*, p. 5-6).

4.3.1.1.10 Variáveis de governança e estrutura de propriedade

Algumas características relacionadas com os padrões de governança das empresas podem influenciar suas decisões de financiamento. Argumenta-se, por exemplo, que gestores apegados ao controle da empresa aumentarão sua alavancagem quando ameaçados pela possibilidade de aquisição hostil (STULZ, 1988). Ademais, é possível que, *ceteris paribus*, empresas com melhor governança desfrutem de condições mais vantajosas para captar recursos externos independentemente do ambiente institucional no qual estão inseridas. No Brasil, Procianoy e Schnorrenberger (2004) sugerem que o acúmulo de direitos de voto nas mãos dos maiores acionistas da empresa é inversamente proporcional ao seu grau de endividamento em razão da maior aversão ao risco financeiro induzida por elevadas concentrações de propriedade. Já Brito e Lima (*Op. cit.*) argumentam que, num ambiente com baixa proteção aos investidores contra a expropriação pelo controlador, como é o caso do Brasil, a participação significativa de estrangeiros no capital da empresa sinaliza um melhor padrão de governança. Se uma melhor governança reduz os custos de captação externa de recursos, esperar-se-ia que empresas com elevada participação de estrangeiros em seu capital tivessem menor incentivo para seguir uma *pecking order* em suas decisões de financiamento. As medidas de governança utilizadas nesta pesquisa são descritas na Seção 3.4.11.

4.3.1.11 Setor de atividade e outros controles

Além dos candidatos a determinantes sugeridos pela literatura prévia, outros controles podem ser relevantes e serão, por isto, considerados nesta pesquisa. As características setoriais são parcialmente capturadas pelas demais variáveis de controle. Não obstante, uma forma mais direta de isolar as peculiaridades dos diferentes ramos de atividade, potencialmente correlacionadas tanto com CE_{it} e outros regressores quanto com a alavancagem, dá-se pelo uso de variáveis binárias setoriais, conforme definidas na Seção 3.4.12. Ademais, o maior acesso ao mercado de capitais, refletido em condições mais favoráveis para a captação de recursos externos, pode influenciar significativamente o grau de alavancagem das empresas. A variável ‘tamanho’ e os indicadores de governança capturam, em parte, este construto, na medida em que empresas maiores e com melhor governança possuem maior acesso aos mercados de financiamento. Complementarmente, a emissão ou não pela empresa de debêntures de longo prazo (ver Seção 3.4.14) poderá ser utilizada para isolar esta diferença entre os componentes da amostra.

4.3.2 Alavancagem contábil e de mercado

As teorias de estrutura de capital não oferecem orientação imediata sobre as medidas precisas de alavancagem que deveriam ser utilizadas em estudos empíricos. Em particular, pode ser mais apropriado utilizar medidas “contábeis” de alavancagem em alguns casos e “de mercado” em outros, embora esta escolha seja, por vezes, pouco clara.

Considere a seguinte possibilidade discutida por Titman e Wessels (*Op. cit.*, p. 7-8). Se as decisões de financiamento forem irrelevantes para as empresas os gestores poderiam, por exemplo, definir aleatoriamente um grau de alavancagem meta. Se esta meta for estabelecida em termos contábeis (por exemplo, pela razão entre o endividamento total e o ativo contábil da empresa) nenhum regressor seria significativo para explicar o comportamento (aleatório, por definição) da alavancagem contábil. Todavia, alguns regressores, correlacionados com o valor de mercado das empresas, poderiam influenciar significativamente sua razão endividamento/valor de mercado do ativo, induzindo uma correlação espúria entre as variáveis. Similarmente, outras correlações espúrias poderiam surgir se a meta aleatória fosse

estabelecida pelos gestores considerando a alavancagem de mercado ao invés da contábil. Felizmente, como argumentam os autores, medidas de alavancagem contábeis e de mercado induzem, neste contexto, correlações espúrias em direções opostas. Logo, o uso alternado de ambas as definições operacionais ajuda a evitar que as conclusões sejam influenciadas por eventuais efeitos indesejáveis. Por outro lado, Fama e French (2002, p. 8-9) argumentam que algumas predições teóricas implicam um claro relacionamento entre certos indicadores e a alavancagem contábil, mas não necessariamente entre os mesmos indicadores e a alavancagem de mercado (ou vice-versa), embora outras predições sugiram exatamente o mesmo relacionamento independentemente da medida de endividamento relativo. Novamente, esta argumentação sugere o uso tanto de medidas contábeis quanto de mercado da alavancagem como forma de avaliar a consistência dos resultados.

4.3.3 Resultados das regressões com o Modelo Linear Geral

Os parâmetros da equação em (4.4) podem ser estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinário (MQO). Formulações como esta sujeitam-se a problemas de endogeneidade potencialmente relevantes, como se discute no capítulo anterior, Seção 3.5.3, relacionados a variáveis omitidas, simultaneidade e erros de mensuração dos regressores. Não obstante, os resultados obtidos com regressões deste tipo (ligeiramente modificadas, como se discute a seguir) serão reportados abaixo para que sirvam como base para comparação com as análises posteriores. Ademais, este tipo de estratégia empírica segue a tradição da maior parte da literatura previa sobre os determinantes da estrutura de capital.

Os resultados efetivamente reportados na Tabela 3 provêm de modelos com regressores defasados em um período, estratégia utilizada por Fama e French (2002), dentre outros, como forma de mitigar problemas de endogeneidade decorrentes da determinação simultânea das variáveis. Agrupando todos os regressores em (4.4) mais a constante num vetor $\mathbf{w}$, o modelo estimado tem a forma mostrada em (4.5) abaixo.

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

Na regressões mostradas na Tabela 3 a *proxy* para o excesso de confiança/otimismo gerencial é definida como uma variável binária, de forma que $CE_{it} = 1$ se o DP ou o PC da empresa i

no ano t classifica-se como empreendedor (fundador ou herdeiro do negócio) e $CE_{it} = 0$ caso contrário (ver Seção 3.4.1, terceiro parágrafo, para uma descrição mais detalhada). Definições operacionais alternativas são consideradas nas análises de robustez dos resultados. Duas medidas de alavancagem são utilizadas, considerando no numerador o endividamento financeiro total das empresas e no denominador o seu ativo contábil ou a valor de mercado (Seção 3.4.2). Além de CE , figuram como candidatos a determinantes da estrutura de capital indicadores que procuram capturar as oportunidades futuras de investimento (crescimento) disponíveis, o grau de lucratividade das empresas, os benefícios fiscais extra-dívida para elas disponíveis, o nível de volatilidade dos seus resultados, o grau de tangibilidade, o tamanho e o grau de singularidade do negócio, as políticas de distribuição de dividendos e os padrões de governança e de estrutura de propriedade das empresas. Fatores macroeconômicos são isolados através de um conjunto de *dummies* de ano. Os erros-padrão dos coeficientes reportados foram calculados com base nos resíduos agrupados por empresa e são robustos a formas arbitrárias de heterocedasticidade e à autocorrelação dos termos de erro do modelo. Adicionalmente, as *dummies* de ano mencionadas acima capturam a eventual dependência dos erros entre empresas (ver Seção 3.5.7.2).

Alternativamente, utilizou-se o método de Fama-MacBeth (FM) para estimar os coeficientes de modelos especificados como em (4.5). Este procedimento possui a vantagem de produzir erros-padrão dos coeficientes completamente robustos à heterocedasticidade e correlação seccional (entre empresas) dos erros, embora este estimador não seja robusto à eventual autocorrelação ou heterocedasticidade dos termos de erro na dimensão tempo (ver Seção 3.5.7.1). O método FM não permite a inclusão entre os regressores de variáveis que não apresentam qualquer variação entre empresas, como é o caso das *dummies* de ano.

Tabela 3 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando os métodos MQO e FM

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	MQO	Fama-MacBeth	MQO	Fama-MacBeth
<i>CE</i>	0,1565*** (0,050)	0,1493*** (0,030)	0,1209*** (0,035)	0,1135*** (0,025)
Preço/valor patrim.	-0,0052 (0,006)	-0,0006 (0,005)	-0,0250*** (0,006)	-0,0297*** (0,008)
Op. de crescimento	-0,0001 (0,009)	-0,0090 (0,015)	0,0002 (0,008)	-0,0092 (0,007)
Lucratividade	-0,0632 (0,197)	-0,5515*** (0,079)	-0,3881** (0,175)	-0,7310*** (0,077)
Volatilidade	0,0422 (0,037)	0,0121 (0,064)	0,0724*** (0,025)	0,0294 (0,060)
Ben. fisc. extra-div.	-0,1858 (0,982)	0,6459 (0,935)	-1,1499* (0,657)	-0,6918* (0,389)
Tangibilidade	0,0515 (0,056)	0,0908** (0,044)	0,0379 (0,032)	0,0556** (0,024)
Tamanho	0,0978*** (0,035)	0,1509*** (0,042)	0,0921*** (0,031)	0,1350*** (0,026)
Singularidade	-0,2256 (0,286)	0,0057 (0,302)	-0,2751 (0,267)	-0,1191 (0,315)
Dividendos	-0,0783*** (0,028)	-0,0458 (0,032)	-0,0992*** (0,027)	-0,0871*** (0,021)
<i>CON</i>	-0,1651 (0,108)	-0,1019 (0,064)	0,0445 (0,083)	0,0849*** (0,031)
<i>ACUM</i>	-0,1474*** (0,041)	-0,1432*** (0,040)	-0,0965*** (0,031)	-0,0988*** (0,016)
<i>ADR</i>	-0,0609 (0,042)	-0,0706*** (0,026)	-0,0628 (0,041)	-0,0531*** (0,015)
<i>BOV</i>	0,0945** (0,041)	0,0945*** (0,018)	0,0438 (0,036)	0,0425*** (0,008)
<i>Dummies IDENT</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
<i>Dummies Setor</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
<i>Dummies Ano</i>	SIM	NÃO	SIM	NÃO
Número de obs.	428	428	429	429
R ² ajust.	0,340	0,252	0,390	0,315

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (*E*) e seu ativo total contábil (*A*). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo *VMA* o valor de mercado das ações e *PL* o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-dívida), *TANG* (tangibilidade), *lnR* (tamanho), *SING* (singularidade), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e os conjuntos de *dummies IDENT* (tipo do acionista controlador), ‘Setor de Atividade’ e ‘Ano’. Com exceção dos conjuntos de variáveis binárias, todos os regressores são defasados em um período. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados, para o método dos Mínimos Quadrados Ordinário (MQO), utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo. O estimador dos erros-padrão referente ao método de Fama-MacBeth (FM) é robusto à heterocedasticidade dos erros entre empresas e à correlação seccional dos termos de erro (ver Seção 3.5.7).

As estimativas mostradas na Tabela 3 apontam para a lucratividade, para o tamanho e para a política de pagamento de dividendos das empresas como variáveis relevantes para explicar suas decisões de financiamento. Também alguns indicadores de governança corporativa e estrutura de propriedade revelam-se importantes neste sentido, com destaque para a variável *ACUM* (acúmulo ou não pelo mesmo indivíduo dos cargos de DP e PC da empresa). Embora não reportados, testes de significância conjunta mostram que as *dummies* que denotam a natureza do acionista controlador e também as *dummies* de ano (mas não as *dummies* setoriais) contribuem para explicar a variação temporal e entre empresas da alavancagem. De interesse mais direto para esta pesquisa, não obstante, é o resultado reportado na primeira linha da tabela. Depois de isoladas outras características observáveis

das empresas, o coeficiente da variável CE revela-se positivo e estatisticamente significativo no nível de 1% em todas as especificações. Com magnitudes variando entre, aproximadamente, 0,11 e 0,15, a influência de CE sobre o valor esperado da alavancagem parece relevante também do ponto de vista econômico, sugerindo que empresas geridas por indivíduos “empreendedores” tendem a ser substancialmente mais alavancadas do que as geridas por “profissionais”.

Dentre as análises usuais de diagnóstico, pode-se destacar os testes de autocorrelação dos erros descritos por Wooldridge (*Op. cit.*, p. 176-7). Estes procedimentos são apropriados para painéis curtos, a exemplo do utilizado nesta pesquisa, e são robustos a qualquer forma de heterocedasticidade. Os resultados dos testes sugerem, em todos os casos, que os erros dos modelos são significativamente autocorrelacionados (a hipótese nula, de não-autocorrelação, foi rejeitada, nos diversos testes, no nível de 1% de significância). Os testes de heterocedasticidade de Breusch-Pagan e os procedimentos de teste robustos a autocorrelação descritos por Wooldridge (*Op. cit.*, p. 177-8) também oferecem indícios, embora de forma mais ambígua, de heterocedasticidade dos termos de erro dos modelos, justificando o uso de estimadores alternativos para o cálculo dos erros-padrão dos coeficientes. A presença de autocorrelação dos erros pode também ser um indício de especificação incorreta dos modelos. Esta possibilidade é reforçada pelos resultados do teste *RESET* de Ramsey (em versão robusta a autocorrelação e heterocedasticidade), os quais sugerem que variáveis relevantes podem ter sido omitidas das regressões.

Uma outra implicação da autocorrelação dos erros é a não validade do uso da primeira defasagem dos regressores para corrigir eventuais problemas de determinação simultânea e erros de mensuração de algumas variáveis. Para ilustrar o argumento, considere que os erros e os regressores são contemporaneamente correlacionados, de forma que $\mathbb{E}[\mathbf{w}_{it}\varepsilon_{it}] \neq \mathbf{0}$, e que os erros seguem um processo auto-regressivo de primeira ordem (AR(1)), representado por $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{it-1} + v_{it}$, com $\mathbb{E}[\mathbf{w}_{is}v_{it}] = \mathbf{0}$ para qualquer $t = 1, \dots, T$ e $s = 1, \dots, T$. Neste caso,

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{it-1}\varepsilon_{it}] = \mathbb{E}[\mathbf{w}_{it-1}(\rho\varepsilon_{it-1} + v_{it})] = \rho\mathbb{E}[\mathbf{w}_{it-1}\varepsilon_{it-1}] + \mathbb{E}[\mathbf{w}_{it-1}v_{it}] \quad (4.6)$$

A expressão acima será diferente de zero sempre que $\rho \neq 0$. Um problema similar de endogeneidade aparecerá se ε_{it} seguir um processo de média móvel de ordem 1 ou superior.

Naturalmente, quanto menor for o parâmetro de autocorrelação (ρ , no exemplo) menor será enviesamento dos coeficientes estimados.

4.3.4 Incorporando a heterogeneidade não-observada

Especificações como a mostrada na equação (4.7) abaixo podem capturar, pelo menos em parte, a autocorrelação observada nos resíduos das regressões tradicionais e, dependendo do estimador utilizado, podem amenizar ou eliminar problemas de endogeneidade decorrentes de variáveis omitidas.

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (4.7)$$

Um dos métodos mais populares utilizados para estimar os parâmetros de modelos deste tipo é o procedimento de Efeitos Fixos com a transformação Intra-Grupo (EF-IG), equivalente a incluir entre os regressores uma variável *dummy* para cada empresa da amostra (ver Seção 4.2.1). Regressões estimadas pelo método EF-IG são reportadas na Tabela A-8 do Apêndice 3, utilizando a mesma especificação adotada na Seção 4.3.3 acima (para tornar mais comparáveis os resultados das duas seções, utilizou-se, nas regressões reportadas na Tabela A-8, regressores defasados em um período). Uma característica do método EF-IG é a impossibilidade de inclusão no modelo de regressores que não apresentaram qualquer variação temporal no período da amostra, como é o caso das variáveis binárias referentes ao setor de atividade das empresas ou que apresentaram variação temporal demasiadamente pequena, caso das *dummies* de tipo de acionista controlador.⁴²

Um procedimento alternativo e igualmente popular de estimação neste contexto baseia-se no método dos Mínimos Quadrados Generalizado (MQG) e é conhecido simplesmente como estimador de Efeitos Aleatórios (EA ou, mais precisamente, EA-MQG) (ver, por exemplo, WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 257-63). Resultados obtidos com o emprego deste método utilizando especificações idênticas às constantes da Tabela 3 são também reportados na Tabela A-8.

⁴² Apenas a empresa Aços Villares mudou seu status (de Familiar para Privada Estrangeira) durante o período da amostra.

Ambos os procedimentos de estimação, EF-IG e EA-MQG, permitem que se teste formalmente a relevância da heterogeneidade não-observada (invariante no período da amostra) das empresas, representada pelo termo u_i . Para o estimador de Efeitos Fixos aplicou-se um teste do tipo F , descrito por Greene (*Op. cit.*, p. 562), de significância conjunta de todos os efeitos específicos u_i , $i = 1, \dots, N$. Para o estimador de Efeitos Aleatórios o procedimento, conhecido como teste de Breusch-Pagan (BP), é do tipo Multiplicador de Lagrange (ML) (ver GREENE, *ibid.*, p. 572-3). Os resultados de ambos os testes são reportados na Tabela A-8. Em todas as especificações estimadas, reportadas ou não, estes procedimentos rejeitam, nos níveis de significância de 1% ou de 5%, a hipótese de irrelevância estatística dos efeitos específicos das empresas, sugerindo que modelos que incorporam u_i explicitamente são mais adequados do que os formulados nas seções 4.3.1 e 4.3.3.

A diferença fundamental entre os procedimentos de Efeitos Aleatórios e de Efeitos Fixos é a necessidade de suposição, no primeiro caso, mas não no segundo, de não-correlação entre u_i e os regressores (ver Seção 3.5.3.1). Em princípio, portanto, o estimador EF-IG é mais robusto. Por outro lado, o procedimento de EA-MQG tende a ser mais eficiente. A comparação entre as estimativas obtidas com ambos os métodos fornece um teste indireto da referida hipótese de não-correlação. A hipótese nula do teste, conhecido como teste de Hausman, é a de que as diferenças entre os coeficientes estimados pelos dois métodos não são significantes estatisticamente. A versão utilizada do teste de Hausman é descrita por Wooldridge (*Op. cit.*, p. 290-1) e foi construída de forma a tornar o procedimento robusto a erros heterocedásticos e/ou autocorrelacionados. Os resultados reportados na Tabela A-8 apontam para a clara rejeição da hipótese nula e fornecem indícios de que os efeitos específicos das empresas (u_i) são correlacionados com pelo menos um dos regressores contidos no vetor $\mathbf{w}$.

A consistência dos estimadores EF-IG e EA-MQG depende de uma suposição, por vezes muito restritiva, conhecida como pressuposto da exogeneidade estrita dos regressores (esta questão foi discutida no capítulo anterior, Seção 3.5.3.2). No contexto do modelo considerado nesta seção, o referido pressuposto descarta a possibilidade de que choques que afetaram a alavancagem da empresa, capturados por η_{it} (por exemplo, uma mudança inesperada do seu direcionamento estratégico), influenciem os valores subsequentes de quaisquer regressores,

como, por exemplo, o valor de mercado da empresa, sua volatilidade ou sua rentabilidade. Um teste simples da plausibilidade desta suposição é descrito por Wooldridge (*Ibid.*, p. 285) e baseia-se na regressão aumentada mostrada abaixo e estimada pelo método EF-IG.

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \gamma^T \mathbf{g}_{it+1} + u_i + \eta_{it}, \quad t = 1, \dots, T - 1 \quad (4.8)$$

sendo $\mathbf{g}_{it+1}$ um vetor contendo um subconjunto dos regressores (observados em $t + 1$) incluídos em $\mathbf{w}_{it+1}$ (tipicamente, todos os regressores com exceção das *dummies* de ano). A hipótese nula do teste é $H_0 : \gamma = \mathbf{0}$ e sua eventual rejeição sugere que o pressuposto de exogeneidade estrita não é plausível. Regressões como a mostrada acima são reportadas na Tabela A-9 (Apêndice 3) e a H_0 é rejeitada no nível de significância de 1% em todos os casos. Esta evidência sugere que os regressores contidos em $\mathbf{w}$ (ou pelo menos um subconjunto deles) não são estritamente exógenos. Um teste análogo, não reportado, baseado no estimador de Primeira Diferença (*Ibid.*, p. 285) conduz precisamente às mesmas conclusões. Ambos os procedimentos são robustos na presença de erros heterocedásticos e/ou autocorrelacionados. É importante destacar, ademais, que os modelos estimados por EF-IG e EA-MQG não lidam especificamente com os eventuais problemas decorrentes da determinação simultânea das variáveis e de erros de mensuração dos regressores. Por sua vez, a possível (e provável) inconsistência destes estimadores recomenda cautela na interpretação dos testes de Hausman referidos acima, pois, a rigor, a validade deste procedimento depende da hipótese de que o estimador EF-IG é consistente.

As estimativas obtidas pelo método EA-MQG reportadas na Tabela A-8 mostram as variáveis *ACUM* (acúmulo ou não pelo mesmo indivíduo dos cargos de DP e PC da empresa) e *CE* (*proxy* para a confiança excessiva/otimismo dos gestores) como as mais significantes do ponto de vista estatístico. Em particular, os coeficientes de *CE* são apenas ligeiramente inferiores, em magnitude, aos reportados na Tabela 3 acima. Observa-se que os indicadores de pagamento de dividendos, tamanho e de lucratividade das empresas revelam-se, agora, não-significantes nos níveis convencionais. Testes não reportados mostram que as *dummies* *IDENT* e de setor de atividade são conjuntamente significantes, pelo menos no nível de 10%, enquanto que as *dummies* de ano só são significantes (no nível de 1%) quando a variável de resposta é a alavancagem de mercado. Quando os parâmetros são estimados pelo método EF-IG e a variável de resposta é a alavancagem contábil nenhum dos coeficientes revela-se

significante nos níveis convencionais. Quando a variável de resposta é a alavancagem de mercado, as *dummies* de ano mostram-se significantes no nível de 1% e os coeficientes de *CE* e da *proxy* para os benefícios fiscais extra-dívida são significantes nos níveis de 5% e 10%, respectivamente. As estimativas reportadas na Tabela A-9 (com os regressores observados na data t ao invés de $t - 1$) sugerem que a estimação dos coeficientes utilizando ambos os métodos considerados nesta seção pode ter sido adversamente afetada pela não validade do pressuposto de exogeneidade estrita dos regressores. Observa-se, em particular, que a variável *CE* revela-se significativa (no nível de 10% em um caso e de 5% em outro) quando o modelo, estimado por Efeitos Fixos (EF-IG), inclui como controles as variáveis contidas em $\mathbf{g}_{it+1}$.

4.3.5 GMM Sistêmico

O conjunto dos testes descritos na seção anterior fornece indícios de que:

- a) a heterogeneidade não-observada das empresas é relevante e deve ser considerada nos modelos empíricos;
- b) a heterogeneidade não-observada (u_i) correlaciona-se, provavelmente, com alguns dos regressores constantes destes modelos;
- c) o pressuposto de exogeneidade estrita não é válido para alguns dos candidatos a determinantes da estrutura de capital das empresas.

É importante destacar que os referidos procedimentos de teste foram aplicados a modelos com especificações alternativas às reportadas na seção anterior e os resultados mostraram-se bastante estáveis. Ademais, todos os testes foram construídos de forma a serem válidos, assintoticamente, na presença de erros heterocedásticos e/ou autocorrelacionados.

As evidências empíricas sugerem que formulações como a mostrada em (4.7) são mais adequadas do que as que ignoram a heterogeneidade não-observada das empresas. Não obstante, a consistência dos métodos tradicionais de estimação por Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios depende do pressuposto de exogeneidade estrita, aparentemente (como sugerem os dados) muito restritivo. Ademais, estes estimadores não lidam com importantes fontes específicas de endogeneidade, com destaque para a provável determinação simultânea de algumas variáveis utilizadas no estudo.

Conforme discutido na Seção 3.5.4, o estimador conhecido como GMM Sistêmico (BLUNDELL; BOND, 1998) é capaz de lidar simultaneamente com os principais problemas de endogeneidade comumente encontrados em pesquisas com dados observacionais, ainda que não estejam disponíveis instrumentos estritamente exógenos para todos os regressores. Os parâmetros de modelos com formulação idêntica à mostrada em (4.7) foram estimados pelo método GMM Sistêmico (GMM-Sis). Para descrever a estratégia de identificação adotada, considere a divisão do vetor de regressores, representado por $\mathbf{w}_{it}$ em (4.7), em dois subvetores, $\mathbf{w}_{1it}$ e $\mathbf{w}_{2it}$, de forma que o modelo pode ser representado genericamente pela equação abaixo.

$$ALAV_{it} = \beta_1^T \mathbf{w}_{1it} + \beta_2^T \mathbf{w}_{2it} + u_i + \eta_{it} \quad (4.9)$$

com $\mathbb{E}[\eta_{it}] = \mathbb{E}[u_i] = 0$. Os regressores considerados “endógenos” (isto é, correlacionados de alguma forma com os erros do modelo) são incluídos em $\mathbf{w}_{1it}$. Especificamente, as principais hipóteses para a identificação dos parâmetros contidos em β_1 podem ser representadas por

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-s} \Delta \eta_{it}] = \mathbf{0}, \text{ para } s \geq 2 \quad (4.10)$$

$$\mathbb{E}[\Delta \mathbf{w}_{1it-1} (u_i + \eta_{it})] = \mathbf{0} \quad (4.11)$$

com $\Delta \eta_{it} \equiv \eta_{it} - \eta_{it-1}$ e $\Delta \mathbf{w}_{1it-1} \equiv \mathbf{w}_{1it-1} - \mathbf{w}_{1it-2}$. As transformações, do tipo Primeira Diferença, removem a heterogeneidade não-observada u_i (ver Seção 3.5.4). A condição (4.10) implica a não-correlação entre certas defasagens de $\mathbf{w}_1$ (a partir de $\mathbf{w}_{1it-2}$) e os erros transformados do modelo. Em compensação, não há qualquer restrição sobre a correlação entre η_{it} e valores futuros dos regressores contidos em $\mathbf{w}_1$. Em outras palavras, os choques capturados por η_{it} podem influenciar livremente os valores subseqüentes dos referidos regressores (logo, eles não são considerados estritamente exógenos). Ademais, ambas as condições acima permitem a livre correlação contemporânea entre $\mathbf{w}_1$ e os erros, ou $\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it} \eta_{it}] \neq \mathbf{0}$, causada, por exemplo, pela determinação simultânea das variáveis explicativas e da variável de resposta. Hipóteses como as descritas por (4.10), interpretadas como ‘condições de momento’ (ou condições de ortogonalidade), seriam exploradas pelo procedimento GMM em Diferenças (GMM-Dif) para estimar β_1 . O estimador GMM-Sis, por

sua vez, acrescenta condições de momento complementares e análogas baseadas em hipóteses como a mostrada em (4.11), relativas à correlação entre os erros (e também u_i) e os regressores transformados.⁴³

Para estimar β_2 assume-se que

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{2is}\varepsilon_{it}] = \mathbf{0}, \text{ para } s, t = 1, \dots, T \quad (4.12)$$

com $\varepsilon_{it} = u_i + \eta_{it}$. Logo, no vetor $\mathbf{w}_{2it}$ são incluídos os regressores supostamente estritamente exógenos e ainda supostamente não-correlacionados com a heterogeneidade não-observada u_i .

Os resultados da aplicação do método GMM-Sis utilizando a estrutura acima são reportados na Tabela 4. A escolha dos regressores para compor $\mathbf{w}_{1it}$ e $\mathbf{w}_{2it}$ foi orientada pelas análises de diagnóstico comentadas na Seção 4.3.4 e por argumentos encontrados na literatura teórica e empírica de Finanças Corporativas. Por exemplo, os indicadores de performance das empresas são possivelmente influenciados pelos choques passados que afetaram as decisões de financiamento das mesmas. Neste caso, variáveis como o valor de mercado ou a lucratividade da empresa não podem ser tratadas como estritamente exógenas. Ademais, há fortes suspeitas de uma relação de causalidade de mão-dupla entre performance e alavancagem, induzindo alguma correlação contemporânea entre os regressores e o erro do modelo. Por outro lado, variáveis como ADR_{it} , indicadora da participação ou não da empresa em programas de ADR, são mais plausivelmente exógenas. Para os componentes de $\mathbf{w}_{1it}$, indicados na nota da Tabela 4, utilizou-se um conjunto de instrumentos derivado das suposições (4.10) e (4.11).

Os resultados revelam uma influência significativa sobre o grau de alavancagem das empresas do indicador de tamanho e das variáveis $ACUM$ e ADR . Dependendo da definição operacional de alavancagem adotada, também os indicadores de lucratividade, distribuição de dividendos, singularidade, valor de mercado e oportunidades de crescimento mostram alguma

⁴³ Observe que o uso de outras defasagens de $\Delta \mathbf{w}_1$ em (4.11) seria redundante na presença das condições de ortogonalidade expressas por (4.10) (ver ARELLANO, *op. cit.*, p. 160).

significância. De particular relevância para esta pesquisa, não obstante, é a significância, no nível de 1%, do coeficiente positivo de CE_{it} (tratada como uma variável exógena nas especificações reportadas), cujos valores são um pouco inferiores, mas compatíveis com os reportados na Tabela 3.

Tabela 4 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis		GMM-Sis	
<i>CE</i>	0,1327***	(0,041)	0,0932***	(0,029)
Preço/valor patrim.	0,0087	(0,010)	-0,0130**	(0,006)
Op. de crescimento	0,0143*	(0,008)	0,0051	(0,005)
Lucratividade	-0,1042	(0,249)	-0,4131**	(0,173)
Volatilidade	0,0484	(0,041)	0,0308	(0,036)
Ben. Fisc. extra-dív.	0,5369	(0,773)	0,2365	(0,655)
Tangibilidade	0,0493	(0,052)	0,0431	(0,031)
Tamanho	0,1089***	(0,031)	0,0684**	(0,028)
Singularidade	-0,3564*	(0,215)	-0,3194	(0,205)
Dividendos	-0,1118**	(0,056)	-0,0655	(0,050)
<i>CON</i>	-0,2597	(0,157)	-0,1668	(0,145)
<i>ACUM</i>	-0,1396***	(0,032)	-0,1201***	(0,026)
<i>ADR</i>	-0,1166**	(0,048)	-0,0899**	(0,044)
<i>BOV</i>	0,0575	(0,042)	0,0577	(0,040)
<i>Dummies Ano</i>	SIM		SIM	
Número de obs.	524		526	
J de Hansen	81,97 (78; 0,357)		80,31 (78; 0,406)	
m1	-2,32 (0,020)		-1,89 (0,058)	
m2	-1,99 (0,047)		-1,45 (0,148)	
DIF-Hansen	27,804 (24; 0,268)		23,749 (24; 0,475)	

A variável dependente utilizada na regressão reportada na coluna 2 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). A regressão reportada na coluna 3 utiliza como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A - PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: CE (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), $IPVP$ (Preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ dos regressores $IPVP$, $LAJIRDA$, $BFED$, $BETA$, DIV e CON . Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (p -value), respectivamente. Para os testes $m1$ e $m2$ reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o p -value correspondente.

As análises de diagnóstico reportadas na Tabela 4 são fundamentais para verificar a plausibilidade estatística das hipóteses de identificação do modelo descritas em (4.10), (4.11) e (4.12). O primeiro procedimento reportado é o teste de restrições de sobre-identificação de Hansen/Sargan, cuja estatística distribui-se assintoticamente como uma qui-quadrado (com número de graus de liberdade igual à quantidade de instrumentos em excesso ao número de regressores) sob a hipótese nula de especificação linear correta e ortogonalidade (não-correlação) entre o conjunto de instrumentos utilizado e os erros do modelo (ver, por exemplo, ARELLANO, *op. cit.*, p. 192-7). Como se observa na tabela, não é possível rejeitar nos níveis de significância usuais a hipótese nula, resultado que sugere que as condições de momento descritas acima são aceitáveis. O estudo de simulação de Bowsher (2002) mostra, todavia, que o poder destes testes (probabilidade de rejeitar uma hipótese nula falsa) tende a ser baixo quando o número de instrumentos é elevado e o tamanho da amostra é moderado, como é o caso nesta pesquisa. Para contornar tal deficiência, o autor sugere o cálculo dos mesmos testes utilizando subconjuntos apropriados no lugar do conjunto completo de instrumentos. Um procedimento similar ao utilizado por Bowsher (*Ibid.*) foi adotado, reduzindo o número de graus de liberdade dos testes de 78 para 24. Os resultados foram qualitativamente semelhantes nestes casos, novamente sugerindo a não-rejeição da hipótese nula.

A segunda ferramenta de diagnóstico são os testes de autocorrelação de primeira ($m1$) e segunda ordem ($m2$) sugeridos por Arellano e Bond (*Op. cit.*). Estes testes são importantes porque a validade das suposições (4.10) e (4.11) depende da premissa de não-autocorrelação dos erros. Suponha, por exemplo, que o erro η_{it} segue um processo de média móvel de ordem 1 (MA(1)), na forma $\eta_{it} = v_{it} + \rho v_{it-1}$, sendo $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ para todo t ($\{v_{it}\}$ é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com esperança zero e variância σ_v^2). Ademais, assume-se que alguns regressores, contidos em $\mathbf{w}_1$, são determinados simultaneamente com a variável de resposta, de tal forma que $\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it}\eta_{it}] \neq \mathbf{0}$ e $\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it}v_{it}] \neq \mathbf{0}$, mas que $\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-s}v_{it}] = \mathbf{0}$ para $s \geq 1$. A condição de momento (4.10) implica $\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-2}\Delta\eta_{it}] = \mathbf{0}$. Todavia, se $\rho \neq 0$,

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-2}\Delta\eta_{it}] &= \mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-2}(\eta_{it} - \eta_{it-1})] = \\
&= \mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-2}(v_{it} + \rho v_{it-1})] - \mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-2}(v_{it-1} + \rho v_{it-2})] = \\
&= \rho \mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-2}v_{it-2}] \neq 0
\end{aligned} \tag{4.13}$$

Logo, a hipótese de não-correlação entre os erros transformados e os regressores contidos em $\mathbf{w}_{1it-2}$ não será válida caso η_{it} siga um processo do tipo MA(1) ou superior. O mesmo acontecerá se η_{it} seguir um processo auto-regressivo de ordem 1 ou superior. Ambos os processos induzirão alguma autocorrelação de primeira ordem nos erros originais do modelo. Os testes propostos por Arellano e Bond (*Ibid.*) baseiam-se, entretanto, nos erros transformados por Primeira Diferença, de forma que, se η_{it} for não-autocorrelacionado, $\Delta\eta_{it}$ exibirá autocorrelação negativa de primeira ordem, mas não de segunda ordem, e espera-se para $m1$ uma estatística negativa e significativa ao passo que $m2$ deve ser não-significante. Ambas as estatísticas distribuem-se assintoticamente, sob a hipótese nula de não-autocorrelação (de primeira e de segunda ordem, respectivamente) de $\Delta\eta_{it}$, como uma normal padrão ($N(0,1)$). Os resultados na Tabela 4 mostram um comportamento compatível com a hipótese de não-autocorrelação de η_{it} quando a variável de resposta é a alavancagem de mercado. Para as regressões que utilizam medidas contábeis de alavancagem, todavia, a significância de $m2$ no nível de 5% ou 10% coloca sob suspeita a adequação de alguns instrumentos, supondo-se a endogeneidade dos regressores em $\mathbf{w}_{1it}$, apesar dos resultados positivos dos testes de Hansen/Sargan.

Um processo de média móvel de ordem 1 (MA(1)) induz autocorrelação de primeira ordem, mas não de ordens superiores, em η_{it} . Neste caso, sob a hipótese de endogeneidade de $\mathbf{w}_{1it}$ no sentido descrito acima, as defasagens $\mathbf{w}_{1it-s}$, com $s \geq 3$, poderiam ser utilizadas como instrumentos válidos para os regressores transformados. Na Tabela A-11 do Apêndice 3 são reportados os resultados da estimação de modelos com especificação similar à constante da Tabela 4, porém reformulando as condições de momento (4.10) e (4.11) na forma

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-s}\Delta\eta_{it}] = \mathbf{0}, \text{ para } s \geq 3 \tag{4.14}$$

$$\mathbb{E}[\Delta\mathbf{w}_{1it-2}(u_i + \eta_{it})] = \mathbf{0} \tag{4.15}$$

Por outro lado, se os erros seguirem um processo auto-regressivo (AR(1), por exemplo) haverá autocorrelação de ordens superiores e nenhuma defasagem dos regressores originais será válida como variável instrumental. Infelizmente, os testes $m1$ e $m2$ não são capazes de apontar as possíveis causas da autocorrelação observada nem sua extensão.

Na última linha da Tabela 4 figuram os testes DIF-Hansen. Este procedimento baseia-se na diferença entre as estatísticas do teste de Hansen/Sargan (J) calculadas para um mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis (J_1 , com g_1 graus de liberdade) e GMM-Dif (J_2 , com g_2 graus de liberdade). O método GMM-Sis utiliza todas as condições de momento descritas em (4.10), (4.11) e (4.12), ao passo que o método GMM-Dif dispensa a condição (4.11), a qual pressupõe a não-correlação entre os regressores transformados contidos em $\Delta \mathbf{w}_{1it-1}$ e a heterogeneidade não-observada u_i (bem como entre $\Delta \mathbf{w}_{1it-1}$ e η_{it}) e também a suposição de não-correlação entre os regressores estritamente exógenos em $\mathbf{w}_{2it}$ e u_i . Se a hipótese nula do teste de Hansen/Sargan aplicado ao modelo estimado por GMM-Dif não for rejeitada, a diferença $J_1 - J_2$ constitui-se num teste da validade das condições adicionais utilizadas pelo procedimento GMM-Sis (ver, por exemplo, BOND, *op. cit.*). A estatística $J_1 - J_2$ distribui-se assintoticamente como uma qui-quadrado com $g_1 - g_2$ graus de liberdade sob a hipótese nula de validade dos instrumentos adicionais. Os resultados reportados na tabela mostram que a hipótese nula do teste não pode ser rejeitada nos níveis de significância usuais, oferecendo suporte às suposições do modelo. Resultados bastante similares foram encontrados quando se utilizou conjuntos menores de instrumentos para computar J_1 e J_2 .

Conforme discutido no capítulo anterior, Seção 3.5.4, uma condição suficiente, mas não necessária, para a validade da premissa de não-correlação entre $\Delta \mathbf{w}_{1it-1}$ e u_i é a estacionariedade das séries temporais dos regressores componentes de $\mathbf{w}_1$. Suponha que w_{it} represente uma variável qualquer incluída no vetor $\mathbf{w}_{1it}$. Para as finalidades desta pesquisa, a série w_{it} pode ser caracterizada como estacionária se $|\alpha| < 1$ num modelo auto-regressivo do tipo (ver BOND *et al.*, 2005)

$$w_{it} = \alpha w_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.16)$$

com $\mathbb{E}[\varepsilon_{it}] = 0$ e $\mathbb{E}[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0$, para $i = 1, \dots, N$, $t, s = 1, \dots, T$ e $t \neq s$. Um teste simples neste contexto foi proposto por Bond *et al.* (2005), estimando o coeficiente α por MQO e utilizando a estatística t tradicional, cuja distribuição assintótica (com $N \rightarrow \infty$) é normal padrão ($N(0,1)$), para testar a hipótese $H_0 : |\alpha| = 1$ (presença de uma raiz unitária) contra a alternativa $H_1 : |\alpha| < 1$. Os mesmos autores e também Hall e Mairesse (2005) mostram, em estudos de simulação com painéis curtos, que este procedimento produz melhores resultados do que métodos alternativos mais sofisticados computacionalmente. A estimação de modelos similares a (4.16) é também útil para verificar o grau de persistência temporal das variáveis utilizadas no estudo.

O referido teste de raiz unitária foi aplicado a boa parte dos indicadores disponíveis, excluindo as variáveis binárias. Os resultados, reportados na Tabela A-10 do Apêndice 3, mostram que a H_0 é rejeitada nos níveis de significância convencionais na grande maioria dos casos. Em particular, para as variáveis utilizadas nas regressões reportadas até aqui apenas o indicador de tamanho, definido como o logaritmo do faturamento das empresas, parece ser não-estacionário. Um comportamento similar foi identificado para as medidas contábeis de alavancagem, mas não para as medidas de mercado. Outras variáveis com comportamento possivelmente não-estacionário são $VMAT$ (valor de mercado sobre ativo), $\ln A$ (logaritmo do ativo) e LIQ (liquidez das ações). Nenhuma das variáveis tratadas como endógenas no modelo reportado na Tabela 4 mostrou indícios de não-estacionariedade. Uma outra informação relevante provém dos coeficientes autoregressivos mostrados na Tabela A-10, os quais sugerem que a maior parte das variáveis, embora seja estacionária, apresenta elevada persistência temporal, a começar pelas medidas de alavancagem.⁴⁴ Conforme se argumenta na Seção 3.5.4, o método GMM-Sis costuma ser mais adequado do que o mais tradicional GMM-Dif para estimar modelos utilizando dados com estas características.

Algumas variantes da especificação reportada na Tabela 4 foram estimadas. Poder-se-ia suspeitar, por exemplo, que alguns regressores incluídos em $\mathbf{w}_{2it}$ não são estritamente exógenos ou que eles se correlacionam com a heterogeneidade não-observada u_i . É também

⁴⁴ É sabido, porém, que, sob a hipótese alternativa de estacionariedade, as estimativas de α produzidas por MQO serão viesadas para cima se houver efeitos específicos (u_i) relevantes em (4.16). Bond *et al.* (2005) também mostram que o poder (probabilidade de rejeitar uma H_0 falsa) do seu teste de raiz unitária é inversamente proporcional à variância de u_i .

possível que erros de mensuração correlacionados com boa parte dos regressores tornem inconsistente o estimador utilizado. Para responder a estas questões, incluiu-se no vetor $\mathbf{w}_{1it}$ todos os regressores anteriormente tratados como estritamente exógenos, com exceção das *dummies* de ano,⁴⁵ assumindo-se, ademais, que η_{it} segue um processo do tipo MA(1) (em razão, por exemplo, de erros de mensuração autocorrelacionados) e, portanto, apresenta autocorrelação de primeira ordem, mas não de ordem superior. Esta suposição é compatível com os resultados dos testes *m1* e *m2* reportados na Tabela 4 acima, em especial quando a variável dependente é a alavancagem contábil. As condições de momento exploradas para estimar os coeficientes das variáveis contidas em $\mathbf{w}_{1it}$ são as mesmas descritas em (4.14) e (4.15) e os resultados da estimação constam da Tabela A-11 do Apêndice 3.

Como se observa na Tabela A-11, a maior parte dos coeficientes estimados com a especificação descrita acima é maior, em valor absoluto, do que o reportado na Tabela 4, em especial quando a variável de resposta é a alavancagem contábil. O sentido geral das inferências baseadas nas duas tabelas não difere muito, entretanto. A maior discrepância observada é a mudança de sinal do coeficiente (não-significante estatisticamente) associado ao indicador de “singularidade” das empresas. Em particular, os coeficientes de CE_{it} permanecem significantes no nível de 5%, mostrando-se maiores em magnitude do que os reportados nas tabelas anteriores. Este resultado é compatível com a hipótese do ‘viés de atenuação’ dos coeficientes, potencialmente causado por erros de mensuração correlacionados com um ou mais regressores (ver Seção 3.5.3.4 e Seção 4.3.6.2). De fato, quando se assume que os erros η_{it} seguem um processo de média móvel de ordem superior (MA(2) ou MA(3)), os coeficientes estimados para esta variável (não reportados) crescem em magnitude. Os testes de Hansen/Sargan e DIF-Hansen reportados na Tabela A-11 apresentam bons resultados, oferecendo suporte às hipóteses adotadas.

⁴⁵ As variáveis que não apresentaram (praticamente) qualquer variação temporal (*dummies* setoriais e *dummies IDENT*) não podem, por definição, ser incluídas em $\mathbf{w}_1$. Elas também não foram incluídas em $\mathbf{w}_2$, ficando de fora das regressões, em razão da implausibilidade da suposição de sua não-correlação com u_i , confirmada pelos testes de Hansen/Sargan. O seu acréscimo, não obstante, não alterou materialmente os resultados obtidos.

4.3.5.1 Modelos dinâmicos

Os modelos formulados nas seções anteriores desconsideram a possível influência direta de valores passados da alavancagem das empresas sobre seus níveis subseqüentes de endividamento relativo. Os indícios de autocorrelação dos erros das referidas formulações estáticas estimadas até aqui, bem como o forte componente inercial do comportamento da variável de resposta sugerem que estes modelos podem não estar adequadamente especificados. De fato, a maior parte das teorias sobre estrutura de capital sugere que as empresas estabelecem um nível de alavancagem “meta” ou “ótimo” como função de um ou mais determinantes de suas decisões de financiamento. Supondo que os candidatos a determinantes da estrutura de capital disponíveis nesta pesquisa sejam agrupados no vetor $\mathbf{w}$, o modelo empírico poderia ser formulado como

$$ALAV_{it}^{\dagger} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \eta_{lit} \quad (4.17)$$

Este modelo é idêntico ao apresentado em (4.7) com exceção da variável de resposta $ALAV_{it}^{\dagger}$, agora representando a alavancagem meta da empresa e não mais sua alavancagem observada, $ALAV_{it}$. O termo u_i pode capturar as características não-observadas e invariantes no tempo das empresas que influenciam $ALAV_{it}^{\dagger}$ enquanto o erro η_{lit} agrupa eventuais variáveis omitidas do modelo e/ou erros de mensuração dos regressores. Se não existissem custos de transação e ajustamento as empresas responderiam imediatamente a qualquer variação de sua meta de endividamento migrando para um nível maior ou menor de alavancagem. Neste caso, teríamos sempre $ALAV_{it} = ALAV_{it}^{\dagger}$ (a menos de algum choque aleatório que deslocasse contemporaneamente $ALAV_{it}$). Entretanto, custos de transação significativos e outras fricções podem impedir que a alavancagem ótima seja plenamente alcançada. Este processo pode ser representado por um modelo de ajustamento parcial do tipo

$$ALAV_{it} - ALAV_{it-1} = \lambda(ALAV_{it}^{\dagger} - ALAV_{it-1}) + \eta_{2it} \quad (4.18)$$

sendo η_{2it} um choque aleatório com esperança zero que pode influenciar a variação da alavancagem de um ano para outro e λ o coeficiente de ajustamento parcial, com $0 < \lambda < 1$. Se λ fosse igual a 1 esperaríamos sempre que a alavancagem observada da empresa

correspondesse à sua meta. O parâmetro λ pode ser visto também como um coeficiente de velocidade de ajustamento, de forma que valores mais próximos de 1 sugerem um ritmo mais rápido de ajustamento em direção à meta. Substituindo (4.17) em (4.18) e rearranjando os termos obtemos

$$ALAV_{it} = (1 - \lambda)ALAV_{it-1} + \lambda\beta^T \mathbf{w}_{it} + \lambda u_i + \lambda\eta_{1it} + \eta_{2it} \quad (4.19)$$

A expressão acima pode ser simplificada na forma do modelo dinâmico abaixo

$$ALAV_{it} = \alpha ALAV_{it-1} + \theta^T \mathbf{w}_{it} + c_i + \eta_{it} \quad (4.20)$$

sendo $\alpha \equiv (1 - \lambda)$, $\eta_{it} \equiv \lambda\eta_{1it} + \eta_{2it}$, $c_i \equiv \lambda u_i$ e $\theta \equiv \lambda\beta$. A heterogeneidade não-observada e invariante no tempo é representada por c_i e η_{it} representa o componente de erro do modelo, com $\mathbb{E}[\eta_{it}] = \mathbb{E}[c_i] = 0$. O vetor θ pode conter uma constante geral e $\mathbf{w}$ pode incluir variáveis indicadoras de ano. Logo, se um processo de ajustamento parcial em direção a uma estrutura de capital meta descrever adequadamente o comportamento das empresas, é preciso acrescentar ao conjunto de regressores dos modelos formulados nas seções anteriores uma defasagem da variável de resposta. A omissão de $ALAV_{it-1}$ tornará inconsistente a estimação de θ , neste caso, na medida em que exista correlação entre esta variável e um ou mais componentes de $\mathbf{w}_{it}$. Diferentes versões do argumento acima foram utilizadas (com diferentes propósitos) em trabalhos recentes sobre estrutura de financiamentos, a exemplo de Fama e French (2002), Murray Frank e Goyal (2003), Sogorb-Mira e López-Gracia (2003) e Gaud *et al.* (2005).

Outros argumentos também poderiam justificar formulações como a mostrada em (4.20). Independentemente da existência de uma estrutura de capital meta perseguida pelas empresas é comum observar-se algum comportamento de regressão à média em variáveis corporativas, induzindo uma correlação negativa entre os valores atuais destas variáveis e variações subseqüentes das mesmas. Um modelo dinâmico como o formulado acima poderia capturar adequadamente um comportamento desta natureza. Argumenta-se, ainda, que defasagens da variável dependente podem isolar diversas influências causadas por variáveis potencialmente omitidas do modelo original. Ver, por exemplo, Finkel (1995, p. 7-11).

Modelos dinâmicos que consideram explicitamente a heterogeneidade não-observada, como é o caso do formulado em (4.20), não podem ser estimados por métodos de Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios que exigem regressores estritamente exógenos, uma vez que esta suposição não é atendida, por definição, pela variável de resposta defasada.⁴⁶ Ademais, se o efeito específico c_i for relevante na prática, regressões tradicionais estimadas por MQO, por exemplo, produzirão coeficientes enviesados e inconsistentes, uma vez que $\mathbb{E}[ALAV_{it-1}c_i] \neq 0$ necessariamente. Neste contexto, estimadores para dados em painel baseados no Método dos Momentos Generalizado oferecem uma alternativa natural para a estimação consistente dos parâmetros de (4.20). Similarmente ao descrito pela expressão (4.9) da seção anterior, os regressores contidos no vetor $\mathbf{w}_{it}$ podem ser divididos em dois subgrupos, de forma que o modelo (4.20) pode ser reescrito como

$$ALAV_{it} = \alpha ALAV_{it-1} + \boldsymbol{\theta}_1^T \mathbf{w}_{1it} + \boldsymbol{\theta}_2^T \mathbf{w}_{2it} + c_i + \eta_{it} \quad (4.21)$$

Novamente, inclui-se em $\mathbf{w}_{1it}$ os regressores considerados endógenos e em $\mathbf{w}_{2it}$ os modelados como estritamente exógenos. Sob a premissa fundamental de não-autocorrelação do erro η_{it} as condições de momento relacionadas abaixo podem ser exploradas para a estimação de α e $\boldsymbol{\theta}_1$ (ver seção anterior para uma discussão mais detalhada):

$$\mathbb{E}[ALAV_{it-s}\Delta\eta_{it}] = 0, \text{ para } s \geq 2 \quad (4.22)$$

$$\mathbb{E}[\Delta ALAV_{it-1}(c_i + \eta_{it})] = 0 \quad (4.23)$$

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-s}\Delta\eta_{it}] = \mathbf{0}, \text{ para } s \geq 2 \quad (4.24)$$

$$\mathbb{E}[\Delta\mathbf{w}_{1it-1}(c_i + \eta_{it})] = \mathbf{0} \quad (4.25)$$

com $\Delta ALAV_{it-1} \equiv ALAV_{it-1} - ALAV_{it-2}$. Para estimar $\boldsymbol{\theta}_2$ assume-se, analogamente ao definido na seção anterior, que

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{2is}(c_i + \eta_{it})] = \mathbf{0}, \text{ para } s, t = 1, \dots, T \quad (4.26)$$

⁴⁶ A suposição de exogeneidade estrita exige que os erros do modelo não se correlacionem com valores futuros dos regressores. No caso da variável dependente defasada $ALAV_{it-1}$ isto implicaria, por exemplo, $\mathbb{E}[\eta_{it}ALAV_{it}] = 0$, o que, por definição, não deve ser verdade.

Na Tabela 5 abaixo são reportados os resultados de uma regressão baseada no modelo (4.21) estimada pelo método GMM-Sis com a mesma especificação constante da Tabela 4.

Tabela 5 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com modelo dinâmico

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis	Coef. transf.	GMM-Sis	Coef. transf.
$ALAV_{t-1}$	0,6614*** (0,076)		0,8041*** (0,044)	
CE	0,0521*** (0,018)	0,1538	0,0250** (0,011)	0,1278
Preço/valor patrim.	-0,0016 (0,005)	-0,0048	-0,0031 (0,003)	-0,0156
Op. de crescimento	0,0085 (0,010)	0,0250	0,0032 (0,007)	0,0164
Lucratividade	-0,1961* (0,115)	-0,5792	-0,2133** (0,085)	-1,0885
Volatilidade	0,0237 (0,023)	0,0699	0,0448*** (0,017)	0,2288
Ben. Fisc. extra-div.	-0,6282 (0,500)	-1,8551	-0,3361 (0,339)	-1,7154
Tangibilidade	0,0812** (0,032)	0,2398	0,0513*** (0,019)	0,2617
Tamanho	0,0320* (0,018)	0,0944	0,0052 (0,013)	0,0267
Singularidade	0,0026 (0,128)	0,0076	0,0302 (0,090)	0,1542
Dividendos	-0,0465 (0,043)	-0,1372	-0,0107 (0,027)	-0,0544
CON	-0,1216* (0,069)	-0,3590	-0,0563 (0,045)	-0,2872
$ACUM$	-0,0718*** (0,016)	-0,2121	-0,0354*** (0,012)	-0,1807
ADR	-0,0111 (0,030)	-0,0327	-0,0074 (0,017)	-0,0379
BOV	0,0271 (0,019)	0,0802	0,0092 (0,011)	0,0471
<i>Dummies Ano</i>	SIM	-	SIM	-
Número de obs.	452		456	
J de Hansen	95,03 (91; 0,366)		101,96 (91; 0,203)	
m1	-3,19 (0,001)		-3,94 (0,000)	
m2	0,00 (0,998)		-0,39 (0,697)	
DIF-Hansen	27,206 (28; 0,507)		32,413 (28; 0,258)	

A variável dependente utilizada na regressão reportada na coluna 2 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). A regressão reportada na coluna 4 utiliza como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$), CE (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), $IPVP$ (Preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAIJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t-2$ de $ALAV$ e dos regressores $IPVP$, $LAIJIRDA$, $BFED$, $BETA$, DIV e CON . Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7). Nas colunas 3 e 5 da tabela figuram os coeficientes transformados, obtidos pela divisão de cada coeficiente por $1 - \hat{\alpha}$, sendo $\hat{\alpha}$ o coeficiente estimado para $ALAV_{t-1}$.

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (p -value), respectivamente. Para os testes $m1$ e $m2$ reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o p -value correspondente.

A Tabela 5 mostra coeficientes expressivos e bastante significantes para a variável de resposta defasada, confirmando a forte persistência temporal da alavancagem das empresas. Para os demais regressores os coeficientes estimados são, de forma geral, substancialmente inferiores em magnitude aos reportados anteriormente e, no que concerne à sua significância estatística, alguns resultados são diferentes daqueles reproduzidos na Tabela 4. O indicador de tangibilidade da empresa, por exemplo, antes não-significante, mostra-se agora significativo nos níveis de 1% ou 5% e o mesmo ocorre com a *proxy* para volatilidade quando a variável de resposta é a alavancagem de mercado. O indicador de tamanho, por sua vez, reduz-se em magnitude e significância estatística. Por outro lado, a variável *ACUM* permanece como a mais significativa em termos estatísticos, confirmando os resultados de regressões anteriores. O coeficiente da *proxy* para confiança excessiva/otimismo também permanece significativo nos níveis convencionais, sugerindo uma associação positiva entre estes vieses cognitivos e o grau de endividamento relativo das empresas.

Supondo a validade do modelo de ajustamento parcial da alavancagem, definido pela expressão (4.18), é possível recuperar os coeficientes do modelo original (4.17), contidos no vetor β , uma vez que $\theta = \lambda\beta$ e, portanto, $\beta = \lambda^{-1}\theta$. Conforme comentado acima, λ pode ser visto como um parâmetro que regula a velocidade do processo de ajustamento da alavancagem em direção a seu valor meta e, como definido anteriormente, $\lambda = 1 - \alpha$, sendo α o coeficiente da variável dependente defasada. Considerando as estimativas da Tabela 5, o valor de $\hat{\lambda}$ é aproximadamente igual a 0,34 quando a variável de resposta é a alavancagem contábil e 0,2 quando variável de resposta é a alavancagem de mercado. As colunas 3 e 5 da tabela mostram os valores de $\hat{\beta}$ obtidos pela divisão por $\hat{\lambda}$ dos coeficientes estimados. Estes coeficientes transformados são, naturalmente, maiores e aproximam-se dos obtidos nas regressões baseadas em modelos estáticos (deve-se observar, não obstante, que alguns deles não são estatisticamente diferentes de zero, ainda que possuam valores absolutos elevados). Eles podem ser interpretados como medidas do efeito de longo prazo da variável sobre a alavancagem meta ou de “equilíbrio”, ao passo que as estimativas não transformadas capturariam impactos de curto prazo (para uma discussão genérica sobre esta interpretação, ver FINKEL, *op. cit.*, p. 11).

A validade das condições de momento definidas acima depende fundamentalmente da suposição de não-autocorrelação de η_{it} . Neste caso, $\Delta\eta_{it}$ exibirá autocorrelação negativa de primeira ordem, mas não de segunda ordem. Os testes $m1$ e $m2$ reportados na Tabela 5 apontam claramente para a validade desta suposição. Os testes de Hansen/Sargan, por sua vez, sugerem que os instrumentos utilizados são plausivelmente exógenos, em seu conjunto.

A elevada persistência temporal de alguns regressores e, em particular, das próprias medidas de alavancagem (ver Tabela A-10 do Apêndice 3), sugere que o método GMM-Sis é mais apropriado do que o GMM-Dif para estimar modelos dinâmicos como o formulado acima. É até possível, de acordo com os testes de raiz unitária comentados na seção anterior, que os processos estocásticos associados às medidas contábeis de alavancagem sejam não-estacionários. Em princípio, esta possibilidade coloca sob suspeita a suposição de não-correlação entre c_i e $\Delta ALAV_{it-1}$, implicada pela condição (4.23), uma vez que a estacionariedade das séries $ALAV_{it}$ seria uma condição suficiente, embora não necessária, para sua validade. Não obstante, os resultados do teste DIF-Hansen sugerem que esta hipótese é plausível estatisticamente, assim como as demais condições de momento adicionais utilizadas pelo método GMM-Sis em comparação com o método GMM-Dif.

Analogamente ao comentado na seção anterior, estimou-se algumas variantes da especificação reportada na Tabela 5, por exemplo incluindo-se no vetor $\mathbf{w}_{1it}$ todos os regressores anteriormente tratados como estritamente exógenos, com exceção das *dummies* de ano, assumindo-se, ademais, que os erros de mensuração dos componentes de $\mathbf{w}_{1it}$ exibem autocorrelação de primeira ordem. As condições de momento (4.24) e (4.25) transformam-se, neste caso, em (as demais hipóteses do modelo mantêm-se inalteradas)

$$\mathbb{E}[\mathbf{w}_{1it-s}\Delta\eta_{it}] = \mathbf{0}, \text{ para } s \geq 3 \quad (4.27)$$

$$\mathbb{E}[\Delta\mathbf{w}_{1it-2}(c_i + \eta_{it})] = \mathbf{0} \quad (4.28)$$

Os resultados da estimação constam da Tabela A-12 do Apêndice 3. Observa-se na tabela que o coeficiente de CE_{it} permanece significativo no nível de 5% e seu valor transformado é superior ao reportado anteriormente, seja a variável de resposta a alavancagem contábil ou de mercado. Deve-se ressaltar, não obstante, que os resultados obtidos com modelos dinâmicos mostraram-se mais sensíveis à escolha do conjunto de regressores e de instrumentos em

comparação com os modelos estáticos, em alguns casos apresentando estimativas não-significantes para CE_{it} e para os demais regressores.

Argumentou-se anteriormente (Seção 4.3.5) que nenhuma defasagem das variáveis endógenas contidas em $\mathbf{w}_{1it}$ poderia ser utilizada como instrumento se o termo de erro η_{it} seguir um processo auto-regressivo, pois, neste caso, os erros exibirão autocorrelação de ordem $1, 2, \dots, T$ e além, ainda que (normalmente) decrescente. Esta possibilidade pode ser modelada explicitamente numa formulação dinâmica alternativa àquela considerada até o momento:

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (4.29)$$

$$\eta_{it} = \rho \eta_{it-1} + v_{it}, \quad |\rho| < 1 \quad (4.30)$$

com $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ para todo t . A expressão (4.29) é a mesma formulada nas seções anteriores, mas agora assume-se que η_{it} segue um processo auto-regressivo (estacionário) de primeira ordem (AR(1)). Substituindo (4.30) em (4.29) obtemos

$$\begin{aligned} ALAV_{it} &= \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \rho \eta_{it-1} + v_{it} = \\ &= \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \rho(ALAV_{it-1} - \beta^T \mathbf{w}_{it-1} - u_i) + v_{it} = \\ &= \rho ALAV_{it-1} + \beta^T \mathbf{w}_{it} - \rho \beta^T \mathbf{w}_{it-1} + u_i - \rho u_i + v_{it} \end{aligned} \quad (4.31)$$

A expressão acima pode ser representada genericamente como um modelo dinâmico do tipo

$$ALAV_{it} = \alpha ALAV_{it-1} + \pi_1^T \mathbf{w}_{it} + \pi_2^T \mathbf{w}_{it-1} + c_i + v_{it} \quad (4.32)$$

sendo $c_i \equiv u_i - \rho u_i$ a heterogeneidade não-observada e $\mathbb{E}[v_{it}] = \mathbb{E}[c_i] = 0$. Além de α , os coeficientes a serem estimados estão contidos nos vetores π_1 e π_2 . Observe que, se as suposições que conduziram à representação (4.32) forem válidas, $\pi_2 = -\alpha \pi_1$. A diferença essencial desta formulação em comparação com a mostrada em (4.20) é a presença de $\mathbf{w}_{it-1}$ entre os regressores. O modelo acima foi estimado com uma especificação similar à reportada na Tabela 5, utilizando, em particular, as mesmas condições de momento lá descritas para a aplicação do método GMM-Sis. Os resultados reportados na Tabela A-13 do Apêndice 3 baseiam-se nos testes de significância conjunta de cada regressor e sua primeira defasagem.

Os testes conjuntos são mais adequados para verificar a influência dos regressores sobre a variável de resposta em razão da forte multicolinearidade diagnosticada nos modelos causada pela presença simultânea de $\mathbf{w}_{it}$ e $\mathbf{w}_{it-1}$. Observa-se na tabela, por exemplo, que os coeficientes (positivos) de CE_{it} e CE_{it-1} são conjuntamente significantes no nível de 1%.

A validade da restrição $\pi_2 = -\alpha\pi_1$, conhecida na literatura econométrica como ‘restrição de fatores comuns’ (ver, por exemplo, BLUNDELL; BOND, 2000), foi verificada por meio de testes conjuntos do tipo Wald. A estatística do teste distribui-se assintoticamente como uma qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de restrições testadas (número de parâmetros em π_1). Quando o modelo utilizou como variável de resposta a alavancagem contábil obteve-se uma estatística igual a 38,44 e quando a variável de resposta foi a alavancagem de mercado o valor obtido foi 30,28. Em ambos os casos, com 14 graus de liberdade, a hipótese nula de validade do conjunto de restrições foi rejeitada no nível de 1%. Estes resultados sugerem que a formulação baseada na combinação de (4.29) e (4.30) provavelmente não é adequada para descrever o comportamento dos dados.

4.3.6 Análises de robustez dos resultados

Nas seções seguintes algumas especificações e métodos alternativos de estimação são adotados com o intuito de verificar a estabilidade dos resultados e a confiabilidade das inferências.

4.3.6.1 Especificações alternativas e controles adicionais

Diferentes regressões foram estimadas após a substituição de algumas das *proxies* utilizadas nos modelos reportados nas seções anteriores por outras definições operacionais para os mesmos construtos de interesse. Por exemplo, utilizou-se medidas de alavancagem de longo prazo no lugar das medidas de alavancagem total consideradas nas regressões reportadas até aqui. Talvez mais importante, verificou-se a estabilidade dos resultados estimando modelos com *proxies* alternativas para o grau de excesso de confiança/otimismo dos gestores, algumas das quais definidas na Seção 3.4.1 do capítulo anterior. Por fim, diferentes indicadores para os demais candidatos a determinantes da estrutura de capital das empresas foram considerados, quando disponíveis. Como se poderia esperar, os resultados destes exercícios são bastante

heterogêneos, mas apontam, em sua maioria, para conclusões similares, confirmando, em particular, o impacto positivo da variável CE sobre o grau de alavancagem das empresas. Por limitação de espaço, apenas alguns exemplos destas especificações alternativas serão reportados.

Na Tabela 7 são reportados os coeficientes estimados associados a seis diferentes *proxies* para a confiança excessiva/otimismo gerencial, denominadas $CE_1, CE_2, \dots, CE_6$, cada uma delas utilizada em quatro modelos distintos (dois dinâmicos e dois estáticos e tendo como variável de resposta a alavancagem contábil ou de mercado). CE_1 é a mesma *proxy* utilizada anteriormente e figura na tabela para efeito de comparação. Sua definição consta da Seção 3.4.1, terceiro parágrafo: CE_{1it} assume o valor 1 se o Diretor Presidente (DP) ou o Presidente do Conselho de Administração (PC) da empresa i no ano t é o fundador ou herdeiro do negócio e $CE_{1it} = 0$ caso nenhum dos gestores se enquadre nestas categorias.

A definição de CE_2 desconsidera os herdeiros, de tal forma que $CE_{2it} = 1$ se o DP ou o PC da empresa i no ano t é o fundador do negócio. Neste caso, para evitar erros de classificação (eventuais herdeiros com perfil empreendedor classificados como não-empresendedores) as empresas geridas por herdeiros são excluídas da amostra. Na prática, isto significa que $CE_{2it} = 0$ quando o gestor é um “executivo profissional”, não se enquadrando como fundador e nem como herdeiro.

A *proxy* denominada CE_3 define como o gestor relevante apenas o Diretor Presidente (DP) da empresa. Sua construção é análoga a de CE_1 , tal que $CE_{3it} = 1$ se o DP da empresa i no ano t é o fundador ou herdeiro do negócio e $CE_{3it} = 0$ caso nem o DP e nem o PC se enquadre nestas categorias (os herdeiros ou fundadores que ocupam o cargo de PC são excluídos com o intuito de evitar erros de classificação). CE_4 é definida de forma similar, porém substituindo o DP pelo Presidente do Conselho de Administração como o gestor relevante.

As duas últimas definições operacionais exploram, com base nos argumentos da Seção 3.2.2, a provável conexão entre a subdiversificação da carteira pessoal dos gestores refletida, em particular, na posse de muitas ações da própria empresa, e seu grau de excesso de

confiança/otimismo. Especificamente, a definição de CE_5 enfoca o excesso de ações com direito a voto nas mãos do principal gestor da empresa. Entende-se como “excesso”, neste caso, a posse pelo gestor de mais do que 50% das ações ordinárias (logo, um número de ações maior do que o necessário para assegurar o controle do empreendimento). Em outros termos, $CE_{5it} = 1$ se o DP ou o PC da empresa i no ano t possui mais do que 50% de suas ações ordinárias e $CE_{5it} = 0$ caso contrário. Por fim, CE_6 considera o valor monetário investido pelo gestor em ações com ou sem direito a voto da própria empresa. Esta “riqueza investida” foi calculada por meio da multiplicação do percentual total de ações (ordinárias e preferenciais) em posse do gestor pelo valor de mercado das ações da empresa em cada ano t . Neste caso, $CE_{6it} = 1$ se o DP ou o PC da empresa i no ano t possui uma ‘riqueza investida’ superior à mediana desta variável na amostra e $CE_{6it} = 0$ se nenhum deles possui uma ‘riqueza investida’ superior à referida mediana. Um resumo esquemático das diversas definições operacionais aparece na Tabela 6 abaixo.

Tabela 6 – Definições operacionais de CE

Variável	$CE = 1$	$CE = 0$
CE_1	Se o DP ou o PC é fundador ou herdeiro do negócio	Caso contrário
CE_2	Se o DP ou o PC é o fundador do negócio	Se nem o DP nem o PC é fundador ou herdeiro do negócio
CE_3	Se o DP é fundador ou herdeiro do negócio	Se nem o DP nem o PC é fundador ou herdeiro do negócio
CE_4	Se o PC é fundador ou herdeiro do negócio	Se nem o DP nem o PC é fundador ou herdeiro do negócio
CE_5	Se o DP ou o PC possui mais do que 50% das ações ordinárias da empresa	Caso contrário
CE_6	Se o DP ou o PC possui uma “riqueza investida” superior à mediana amostral	Caso contrário

As estimativas reportadas na Tabela 7 foram obtidas com a aplicação do método GMM Sistêmico a modelos especificados de forma idêntica (com exceção da própria variável CE) aos reportados na Tabela 4 (para os modelos estáticos) ou na Tabela 5 (para as especificações dinâmicas). Desta forma, os resultados mostrados abaixo são diretamente comparáveis com os comentados nas seções anteriores.

Pode-se observar na tabela que a magnitude dos coeficientes varia consideravelmente com as diferentes definições operacionais empregadas. Não obstante, em todos os casos seu sinal é positivo e na grande maioria das vezes a estimativa é significativa estatisticamente nos níveis

convencionais, apontando para as mesmas conclusões. De fato, em apenas um caso o coeficiente estimado é não-significante no nível de 10%.

Tabela 7 – Coeficientes estimados para a variável CE com diferentes definições operacionais

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)
CE_1	0,1327*** (0,041)	0,0521*** (0,018)	0,0932*** (0,029)	0,0250** (0,011)
CE_2	0,1345** (0,056)	0,0649*** (0,023)	0,1062*** (0,037)	0,0391** (0,016)
CE_3	0,1032** (0,046)	0,0473** (0,021)	0,1084*** (0,038)	0,0302** (0,015)
CE_4	0,1345*** (0,040)	0,0547*** (0,018)	0,0939*** (0,029)	0,0283** (0,011)
CE_5	0,0623* (0,036)	0,0363** (0,015)	0,0506 (0,034)	0,0203** (0,010)
CE_6	0,1259*** (0,039)	0,0561*** (0,019)	0,0799*** (0,029)	0,0322*** (0,013)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Cada linha da tabela mostra os coeficientes estimados para CE e seus erros-padrão em regressões diferentes utilizando o mesmo conjunto de variáveis de controle. As definições operacionais de $CE_1, CE_2, \dots, CE_6$ constam da Tabela 6.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Nas colunas 2 e 4 as especificações são estáticas e idênticas às reportadas na Tabela 4. Nas colunas 3 e 5 as regressões baseiam-se em modelos dinâmicos com as mesmas especificações reportadas na Tabela 5.

Para os modelos estáticos, as variáveis de controle são: $IPVP$ (Preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Nas especificações dinâmicas inclui-se entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$).

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

De forma geral, a *proxy* CE_2 , a qual define como ‘cognitivamente enviesado’ apenas o fundador da empresa, apresenta os resultados mais fortes no que concerne à magnitude das estimativas. Em termos de significância dos coeficientes, CE_6 , relacionada com o montante investido pelo gestor em ações da própria empresa, revela os resultados mais pronunciados. Em ambos os casos, os resultados gerais são bastante similares aos obtidos com a *proxy* CE_1 , utilizada nas regressões anteriores. No outro extremo, CE_5 , vinculada à posse de ações ordinárias pelo gestor, apresentou, em todos os modelos, o coeficiente com menor magnitude e significância estatística. Ainda outras variantes destas definições operacionais foram construídas e testadas e os resultados obtidos são, de forma geral, coerentes com os reportados acima.

O sinal positivo e a significância estatística das *proxies* para o excesso de confiança/otimismo gerencial também se mantêm, na maior parte dos casos, quando indicadores alternativos para o nível de lucratividade, oportunidades futuras de investimento rentável, política de dividendos ou outros potenciais influenciadores da estrutura de capital são utilizados. Como exemplo, reporta-se na Tabela A-14 do Apêndice 3 regressões alternativas com modelos estáticos e dinâmicos estimadas pelo método GMM-Sis. Os modelos são especificados de maneira similar à descrita na Tabela 4 (para os modelos estáticos) e na Tabela 5 (para os modelos dinâmicos). Na Tabela A-14, porém, substitui-se os indicadores de oportunidades de crescimento (CR_{it} por dA_{it}), lucratividade ($LAJIRDA_{it}$ por $LOPA_{it}$), tamanho ($\ln R_{it}$ por $\ln A_{it}$) e política de dividendos (DIV_{it} por $PAYOUT_{it}$). As definições operacionais detalhadas constam da Seção 3.4. Os referidos resultados também mostraram-se em geral robustos a variações da forma funcional dos modelos (implementadas, por exemplo, através do acréscimo de termos quadráticos de alguns regressores).

Finalmente, um indicador mais específico do grau de acesso da empresa ao mercado de capitais ou de sua “capacidade de endividamento” foi incluído em alguns modelos como uma variável de controle adicional. Embora este construto reflita-se, pelo menos parcialmente, em outros regressores previamente utilizados, em especial no tamanho da empresa, é plausível que o uso de uma *proxy* mais específica contribua para isolar possíveis influências espúrias causadas por diferenças sistemáticas de acesso a condições favoráveis de captação externa entre as empresas geridas por indivíduos cognitivamente enviesados e as geridas por indivíduos supostamente não enviesados. Analogamente a Lemmon e Zender (2004), assume-se que o acesso a condições mais favoráveis de captação reflete-se na presença de debêntures de longo prazo na estrutura de financiamentos da empresa.⁴⁷ Este indicador (DEB_{it}) é definido na Seção 3.4.14 (cerca de 26% das empresas da amostra possuíam debêntures de longo prazo, em média, dentro do período considerado). Os autores referidos argumentam que as empresas que não utilizam fontes de financiamento deste tipo provavelmente sujeitam-se a maiores restrições financeiras, dependendo mais de empréstimos bancários e similares e, por isso, possuem menor capacidade de endividamento, *ceteris paribus*.

⁴⁷ Lemmon e Zender (*Ibid.*) utilizam a presença ou não de *rated debt* (títulos de dívida emitidos no mercado de capitais) entre as fontes de financiamento da empresa como uma *proxy* para sua capacidade de endividamento.

A variável binária DEB_{it} pode ser utilizada diretamente como controle. Todavia, é possível que algumas empresas com poucas restrições financeiras (ou elevada capacidade de endividamento) escolham por qualquer razão não emitir debêntures de longo prazo. Para contornar esta limitação, Lemmon e Zender (*Ibid.*) sugerem que se utilize como a *proxy* efetiva para a capacidade de endividamento a probabilidade estimada de que a empresa emitirá *rated debt* (ou, nesta pesquisa, debêntures de longo prazo). Modelos do tipo *logit*, nos quais a variável dependente é DEB_{it} e os regressores são características observadas das empresas, foram empregados para estimar as referidas probabilidades. Especificamente, seguindo Lemmon e Zender (*Ibid.*), indicadores de tamanho, lucratividade, tangibilidade dos ativos, valor de mercado, alavancagem financeira e volatilidade figuram como os regressores principais. A variável $PROBDEB_{it}$ é construída, então, com base nos valores preditos da regressão. Como se poderia esperar, o porte da empresa (aproximado pelo logaritmo do seu faturamento) revela-se um importante preditor de DEB , com sinal positivo em todas as especificações estimadas (não reportadas). Também o grau de alavancagem das empresas associa-se positivamente de forma significativa à probabilidade de que $DEB_{it} = 1$. Por outro lado, na maior parte dos casos, quanto maior é o valor de mercado das ações (medido pelo índice preço/valor patrimonial) menor é a referida probabilidade. Diferentes versões de $PROBDEB_{it}$ foram utilizadas como um controle adicional em diferentes modelos, similares aos descritos nas seções anteriores. Os resultados para alguns destes modelos são reportados na Tabela A-15 do Apêndice 3. São reportadas duas especificações estáticas e duas dinâmicas estimadas pelo método GMM-Sis. Em ambos os casos, assume-se que todos os regressores (com exceção das *dummies* de ano), incluindo $PROBDEB_{it}$ e CE_{it} , são possivelmente endógenos e que seus erros de mensuração apresentam autocorrelação de primeira ordem, mas não de ordem superior, similarmente ao descrito na Tabela A-11.

Os resultados revelam que, na maior parte dos casos, em modelos que incluem $PROBDEB$ como uma variável de controle o coeficiente estimado para CE é maior em magnitude em comparação com as especificações anteriores, permanecendo, ainda, significativo nos níveis usuais. Os coeficientes estimados para $PROBDEB$ também mostram-se significantes em diversas regressões e sugerem que as empresas menos sujeitas a restrições de financiamento tendem a ser substancialmente mais alavancadas.

4.3.6.2 Regressões com erros nas variáveis

Os procedimentos de estimação baseados no Método dos Momentos Generalizado utilizados nas seções anteriores permitem lidar ao mesmo tempo com diferentes fontes de endogeneidade, incluindo a presença de erros de mensuração correlacionados com um ou mais regressores. A estratégia utilizada até aqui para mitigar este problema potencial consiste no uso de defasagens apropriadas das próprias variáveis suspeitas de endogeneidade, sob a premissa de que os erros de mensuração são não-autocorrelacionados ou, alternativamente, de que sua autocorrelação é limitada a uma ordem q determinada, sendo q menor do que o número de períodos de tempo disponível. Por exemplo, $q = 1$ se os referidos erros seguirem um processo de média móvel de ordem 1 (MA(1)), exibindo autocorrelação de primeira ordem, mas não de ordem superior (a premissa de erros de mensuração MA(1) foi utilizada, por exemplo, nas especificações descritas na Tabela A-11 e Tabela A-15). A plausibilidade estatística de suposições deste tipo pode ser indiretamente verificada por meio dos testes de autocorrelação aplicados aos resíduos das regressões e dos testes de restrições de sobre-identificação, os quais, entretanto, podem não acusar violações relativamente sutis de tais hipóteses de identificação.

A abordagem utilizada nesta seção enfoca especificamente e de forma direta a questão dos erros de mensuração correlacionados com regressores, ignorando outras fontes de endogeneidade. Esta estratégia se apresenta como um complemento dos procedimentos de estimação anteriores e seu objetivo é investigar o impacto potencial deste fenômeno sobre as inferências da pesquisa. Em outras palavras, o exercício descrito a seguir deve ser encarado como uma análise de sensibilidade dos resultados, pois não oferece fundamento para a produção de inferências sobre o relacionamento entre as variáveis.

O método de estimação, descrito na Seção 3.5.5.2, fundamenta-se no chamado ‘modelo clássico de erros nas variáveis’. Neste contexto, se apenas um regressor for mensurado com erro espera-se que o seu coeficiente estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinário (MQO) seja afetado por um viés de atenuação, tendendo a zero na medida em que aumenta, *ceteris paribus*, a variância do erro de mensuração. Se diversos regressores forem mensurados com erro, entretanto, a direção do enviesamento dos coeficientes torna-se difícil de determinar. Quando a variância do erro de mensuração de cada covariada é conhecida ou pode ser estimada é possível corrigir o estimador MQO utilizando a expressão (3.31) (Seção

3.5.5.2). Na prática, o procedimento foi implementado atribuindo-se a cada regressor j diferentes níveis de “confiabilidade”, representados por r_j ($0 < r_j \leq 1$), dentro de uma faixa de valores plausíveis. Assumir que $r_j = 1$ equivale a supor que a variável é mensurada sem erro.

Considerando um modelo com m regressores, incluindo a constante, do tipo

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.33)$$

assumiu-se, num primeiro momento, que apenas a variável CE é mensurada com erro. Se CE ocupa a primeira posição no vetor de covariadas, isto significa que $r_1 < 1$ e $r_2 = \dots = r_m = 1$. O modelo foi especificado similarmente ao descrito na Tabela 3, tendo como variável de resposta a alavancagem total contábil e como regressores CE , $IPVP$, CR , $LAJIRDA$, $BETA$, $BFED$, $TANG$, $\ln R$, $SING$, DIV , CON , $ACUM$, ADR , BOV e os conjuntos de *dummies* $IDENT$, ‘Setor de Atividade’ e ‘Ano’ (ao contrário da Tabela 3, entretanto, os regressores não são defasados em um período). Variando r_1 entre 0,8 e 0,95 em incrementos de 0,05 obteve-se estimativas para o coeficiente de CE situadas entre 0,1789 (para $r_1 = 0,95$) e 0,5822 (para $r_1 = 0,8$), em todos os casos significantes estatisticamente. Como base para comparação, o valor estimado por MQO é igual a 0,1453. Estes resultados mostram que o enviesamento do estimador MQO eventualmente causado por erros de mensuração pode ser substancial (a variação de 0,1453 para 0,5822 é da ordem de 300%) e sua direção, como esperado, é para baixo. Quando a variável de resposta é a alavancagem total de mercado os valores estimados variam entre 0,1387 (para $r_1 = 0,95$) e 0,4544 (para $r_1 = 0,8$) sendo a estimativa obtida por MQO igual a 0,1126. Observa-se que a escolha de valores muito baixos para r_j pode tornar inviável a estimação dos coeficientes (no caso em questão, isto ocorre para valores de r_1 abaixo de 0,75).

Uma especificação mais realista deve admitir a possibilidade de que outros regressores são também mensurados com erro. Especificamente, assumiu-se, neste caso, que a “confiabilidade” associada a $IPVP$, CR , $LAJIRDA$, $BETA$, $TANG$, $SING$ e CON varia, em diferentes versões do modelo, entre 0,85 e 0,95 em incrementos de 0,05 (valores menores de r_j impossibilitaram a estimação dos parâmetros). Na Tabela A-16 do Apêndice 3

reportam-se os resultados de quatro regressões nas quais o valor de r_j para cada um dos regressores acima foi fixado em 0,85 e para CE fixou-se o valor de r_1 em 0,85 ou em 0,95. A interação entre as diferentes variáveis mensuradas com erro poderia resultar num ajustamento para baixo ou para cima das estimativas. Os resultados da tabela mostram, não obstante, que em todos os casos o coeficiente de CE é corrigido para cima. Diversas outras combinações foram estimadas (e não são reportadas por limitação de espaço). De forma geral, as estimativas obtidas sugerem claramente que a presença de erros de mensuração correlacionados com os regressores provavelmente conduz a um enviesamento do coeficiente estimado para CE na direção de zero. Em outras palavras, esta fonte de endogeneidade tende a tornar mais conservadoras as referidas estimativas obtidas por meio de métodos de estimação que ignoram o problema.

4.3.6.3 Métodos robustos a *outliers*

Os diferentes procedimentos descritos na Seção 3.5.5.3 do capítulo anterior foram empregados para verificar se a eventual presença de observações muito discrepantes na amostra afeta significativamente as inferências, em particular as baseadas nos coeficientes estimados para a variável CE . A preocupação com a influência de *outliers* sobre os resultados é geralmente pertinente em estudos que utilizam dados secundários de empresas, em particular no mercado brasileiro.

Conforme descrito na Seção 3.5.5.3, candidatos a *outliers* foram identificados com base nos resíduos Studentizados de regressões como as reportadas neste capítulo ou, alternativamente, por meio do algoritmo mais sofisticado proposto por Hadi (1992; 1994). Os resultados com a aplicação de ambos os procedimentos, não obstante, foram similares. Como ilustração, numa regressão estimada por MQO com especificação similar à descrita na Tabela 3, utilizando como variável de resposta a alavancagem contábil, as empresas Gerdau Metalúrgica, Ipiranga Refinaria e Monteiro Aranha apresentaram resíduos Studentizados superiores a 3 em valor absoluto e por isso foram selecionadas como possíveis *outliers* em alguns dos anos analisados. Aplicando o método de Hadi (1992; 1994) à mesma série de resíduos, com um nível de significância de 5% (probabilidade de classificar incorretamente a observação como *outlier*), apenas as empresas Gerdau Metalúrgica e Ipiranga Refinaria foram selecionadas. Quando, no mesmo modelo, a variável de resposta utilizada foi a alavancagem de mercado

nenhum *outlier* foi identificado por qualquer dos algoritmos (três diferentes empresas, entretanto, apresentaram resíduos Studentizados maiores do que 2,5 e menores do que 3 em módulo). As observações identificadas como possíveis *outliers* foram temporariamente excluídas da amostra, após o que os modelos foram re-estimados. A segunda e terceira colunas da Tabela A-17 (Apêndice 3) mostram exemplos deste procedimento utilizando como ferramentas para a detecção de observações muito discrepantes o critério do resíduo Studentizado superior a 3 em módulo e o método de Hadi, respectivamente.

Na coluna identificada como MQO(3) da Tabela A-17 o estimador MQO é aplicado às variáveis Winsorizadas (ver Seção 3.5.5.3). Especificamente, para todas as variáveis, com exceção das binárias, seus maiores e menores valores (1% do número total de observações de cada variável, depois de ordenada em ordem crescente, em cada extremidade) foram substituídos por observações adjacentes.

Os mesmos modelos também foram estimados utilizando um procedimento que associa pesos menores às observações mais discrepantes, pertencente à família de estimadores de Mínimos Quadrados Reponderados Iterativamente (MQRI) (HAMILTON, *op. cit.*). Um exemplo de sua aplicação é reportado na última coluna da Tabela A-17.

A inspeção da Tabela A-17 mostra que as inferências não são afetadas de forma significativa por observações extremas na amostra. Nas colunas MQO(1), MQO(2) e MQO(3) o coeficiente estimado para *CE* mostra-se ligeiramente inferior em magnitude ao estimado originalmente por Mínimos Quadrados Ordinário com a mesma especificação. Apenas na coluna MQRI a estimativa é consideravelmente inferior em magnitude, preservando, entretanto, a significância estatística e o sinal positivo. Na mesma coluna, o coeficiente associado ao indicador de volatilidade, previamente não-significante, torna-se significativo no nível de 1% e maior em valor absoluto. Similarmente, o coeficiente do indicador de singularidade revela-se maior em valor absoluto e significativo no nível de 10%, ao contrário do obtido originalmente. Os demais resultados são compatíveis com os anteriormente reportados. Quando os procedimentos de identificação e exclusão de observações *outliers* foram aplicados aos modelos estimados pelo método GMM-Sis os resultados foram bastante similares àqueles reportados nas tabelas anteriores, em particular no tocante ao coeficiente da *proxy* para a confiança excessiva/otimismo gerencial.

4.3.6.4 Variáveis Latentes e Análise de Fatores Comuns Ortogonais

Uma importante extensão da pesquisa fundamenta-se na modelagem explícita dos construtos de interesse como variáveis latentes que influenciam os indicadores observados (*proxies*). Por exemplo, o faturamento da empresa e seu ativo total podem ser interpretados como variáveis que refletem o construto teórico ‘tamanho’ ou ‘porte’ da empresa. A variável latente ‘estrutura do Conselho de Administração’ pode estar refletida, por sua vez, em diferentes indicadores, tais como o número total de membros do conselho, a proporção de conselheiros independentes e o acúmulo dos cargos de Diretor Presidente (DP) e Presidente do Conselho de Administração (PC) pelo mesmo indivíduo. De particular interesse é a representação do construto ‘confiança excessiva/otimismo do gestor’ como uma variável latente refletida, supõe-se, em diferentes indicadores observáveis.

A Análise de Fatores Comuns Ortogonais (AFCO) permite a identificação de dimensões subjacentes nos dados e a construção de variáveis derivadas que correspondem a estimativas dos ‘fatores comuns’ não observados (latentes) com base nos indicadores disponíveis.

O modelo básico da análise é descrito na Seção 3.5.5.4. Considerando, inicialmente, apenas os indicadores que supostamente refletem o grau de confiança excessiva/otimismo do gestor pode-se representar o modelo (ignorando os subscritos i e t) na forma

$$\begin{aligned} I_1 &= \mathbb{E}[I_1] + \xi_{11}F_1 + \xi_{12}F_2 + \dots + \xi_{1q}F_q + \omega_1 \\ \vdots & \qquad \qquad \qquad \vdots \qquad \qquad \qquad \vdots \\ I_p &= \mathbb{E}[I_p] + \xi_{p1}F_1 + \xi_{p2}F_2 + \dots + \xi_{pq}F_q + \omega_p \end{aligned} \tag{4.34}$$

$I_1, \dots, I_p$ representam p diferentes indicadores presumidamente correlacionados com os vieses cognitivos de interesse. F_j , $j = 1, \dots, q$ é um ‘fator comum’ subjacente de um total de q fatores possíveis. Os erros de mensuração ou ‘fatores específicos’ associados a cada variável são representados pelos termos ω enquanto que os termos ξ são ‘cargas fatoriais’ que vinculam cada indicador aos fatores comuns.

Em princípio, as seis variáveis binárias $CE_1, \dots, CE_6$ descritas na Tabela 6 acima poderiam ser utilizadas como indicadores. Os procedimentos de análise empregados, todavia, não são os mais apropriados quando todos os indicadores são *dummies*, embora variáveis deste tipo possam ser utilizadas (HAIR JR. *et al.*, 1998, p. 98). Por isso, as duas variáveis contínuas que registram o percentual de ações ordinárias em posse do DP e do PC da empresa serão utilizadas como indicadores, assim como as medidas originalmente construídas do logaritmo da ‘riqueza investida’ tanto do DP quanto do PC (ver Seção 4.3.6.1). Estes quatro indicadores substituem no modelo acima as *dummies* CE_5 e CE_6 definidas na Tabela 6. Ademais, para a Análise de Fatores Comuns, as *proxies* CE_2 , CE_3 e CE_4 foram redefinidas de forma ligeiramente diferente, sem, agora, excluir nenhuma observação da amostra, desta maneira evitando a redução substancial do total de observações disponível. Por fim, I_1 é igual a CE_1 , a *proxy* utilizada na maior parte das análises anteriores.

Os oito indicadores mencionados no parágrafo acima foram utilizados numa AFÇO utilizando o método de solução Fatores Principais, descrito por Johnson e Wichern (*Op. cit.*, p. 490-1). Os resultados, reportados na Tabela A-18 (Apêndice 3), sugerem que um único fator comum é relevante para explicar a matriz de covariâncias dos diversos indicadores (na notação do modelo, teríamos $q = 1$). Escores fatoriais, correspondendo a estimativas do fator encontrado para cada observação da amostra, foram computados pelo Método da Regressão (JOHNSON; WICHERN, *op. cit.*, p. 513-4). Esta nova variável é interpretada como uma estimativa do construto ‘confiança excessiva/otimismo do gestor’ combinando diferentes *proxies* para o mesmo.

Um segundo modelo, idêntico em estrutura a (4.34), foi estimado utilizando como indicadores a maior parte das demais variáveis disponíveis com o intuito de identificar e produzir estimativas de fatores comuns a elas subjacentes. Especificamente, no lugar de I_j , $j = 1, \dots, p$, figuraram as variáveis $IPVP$, Q (q de Tobin), $VAPL$, $VMAT$, $LAJIRDA$, $LOPA$, LOA , $\ln R$, $\ln A$, CON , TOT , $ACUM$, $TAMCA$ e $INDCA$. Suas definições precisas constam da Seção 3.4. Ainda outros indicadores foram incluídos em diferentes análises exploratórias, mas foram posteriormente deixados de lado por conterem muitos valores faltantes e/ou porque não se associaram significativamente a nenhum fator comum estatisticamente ou conceitualmente relevante. Os resultados constam da Tabela A-19 do Apêndice 3. Cinco fatores comuns foram identificados como relevantes e, com base nas

cargas fatoriais a eles associadas, foram denominados ‘Valor’ (de mercado), ‘Lucratividade’, ‘Tamanho’, ‘Concentração’ (acionária) e ‘CA’ (Estrutura do Conselho de Administração). Após a rotação oblíqua dos fatores (ver Tabela A-19), computou-se os escores fatoriais de forma análoga à descrita no parágrafo anterior, originando cinco variáveis derivadas, interpretadas como estimativas dos construtos mencionados.

Utilizando as estimativas das variáveis latentes (escores fatoriais), os modelos de regressão discutidos até aqui foram re-estimados, produzindo novos conjuntos de resultados. De forma geral, os coeficientes estimados para os escores fatoriais são menores em valor absoluto. Em compensação, as estimativas são mais precisas, apresentando, em muitos casos, erros-padrão substancialmente inferiores aos obtidos previamente. No cômputo geral, as conclusões quanto ao sentido dos relacionamentos entre as principais variáveis são mantidas. Observou-se, ademais, uma melhor qualidade estatística de várias especificações deste tipo, atestada pelas análises de diagnóstico. Alguns exemplos de regressões utilizando os escores fatoriais, estimadas pelo método GMM-Sis, são reportados na Tabela A-20 (Apêndice 3).

Diversas variantes dos modelos descritos na Tabela A-20 foram estimadas para verificar a estabilidade dos resultados. Por exemplo, uma AFCO foi aplicada contendo, simultaneamente, os indicadores referentes ao excesso de confiança/otimismo gerencial e os relativos aos demais construtos de interesse. Também outros modelos de regressão foram especificados com os mesmos regressores utilizados nas seções anteriores com exceção do fator estimado para os mencionados vieses cognitivos. Por fim, variações do algoritmo de extração de fatores comuns utilizado na AFCO foram consideradas. Verificou-se que o sentido geral das inferências não é afetado pela maior parte dos procedimentos alternativos.

O uso de estimativas das variáveis latentes em lugar de indicadores individuais nas regressões pode ser útil para mitigar problemas com erros de mensuração e tem sido justificado, ainda, como uma forma de evitar, por um lado, a seleção *ad hoc* das *proxies* utilizadas como regressores e, por outro, eventuais problemas de multicolinearidade severa. Deve-se ressaltar, entretanto, que a validade do procedimento depende de premissas nem sempre realistas, como a suposição de ortogonalidade dos fatores comuns entre si e de não-correlação dos erros de mensuração (ou fatores específicos) associados aos diferentes indicadores, além, é claro, da premissa básica de que indicadores distintos refletem um mesmo construto subjacente identificável. Estas limitações potenciais sugerem cautela na interpretação dos resultados.

4.3.6.5 Seleção da amostra e valores faltantes

As implicações do processo de amostragem utilizado nesta pesquisa para as inferências que dela podem ser extraídas foram discutidas na Seção 3.6. Em essência, os problemas decorrentes da não representatividade das empresas selecionadas podem ser contornados se interpretarmos os dados disponíveis como pertencentes a uma amostra aleatória proveniente de uma subpopulação subjacente de interesse constituída pelas empresas com características compatíveis com aquelas aqui analisadas.⁴⁸ Uma outra característica dos dados, não obstante, pode introduzir um viés de seleção nas estimativas. Especificamente, diversas variáveis contêm um número significativo de valores faltantes, tornando o painel de dados não balanceado. A inclusão de tais variáveis nas regressões efetivamente exclui da amostra algumas empresas em cada um dos anos considerados. Este processo de “seleção”, por sua vez, introduzirá viés na estimação se for correlacionado com o componente de erro dos modelos (WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 577-81).

Baseando-se em Nijman e Verbeek (1992), Wooldridge (*op. cit.*, p. 581) propõe um teste formal para verificar a existência do problema de seleção por valores faltantes, descrito a seguir. Considere novamente o modelo

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (4.35)$$

e defina uma variável s_{it} , tal que $s_{it} = 1$ se a empresa i no ano t não apresenta valores faltantes para nenhuma das variáveis ($ALAV_{it}$ e $\mathbf{w}_{it}$) e $s_{it} = 0$ caso contrário. Na prática, $s_{it} = 0$ implica a exclusão da empresa i no ano t quando o modelo é estimado. O teste consiste simplesmente em acrescentar a defasagem s_{it-1} entre os regressores e estimar

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \phi s_{it-1} + u_i + \eta_{it} \quad (4.36)$$

utilizando algum procedimento de Efeitos Fixos. Sob a hipótese nula, η_{it} é não-correlacionado com s_{it} para todo $r, t = 1, \dots, T$ e, portanto, a estimativa de ϕ deve ser não-

⁴⁸ Formas alternativas de lidar com esta questão são discutidas por Wooldridge (*Op. cit.*, p. 551-98).

significante estatisticamente, o que pode ser verificado por meio de um teste de significância convencional (observe que s_{it} não pode ser utilizado como regressor por ser perfeitamente colinear com a constante do modelo).

Foram utilizados para o teste o estimador de Efeitos Fixos com a transformação Intra-Grupo (EF-IG) e o estimador GMM-Sis, sempre computando erros-padrão assintoticamente robustos a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade de η_{it} . Com uma especificação similar à constante da Tabela A-8, no primeiro caso, e da Tabela 4 no segundo, os resultados mostram claramente a não significância nos níveis convencionais dos coeficientes estimados para s_{it-1} . Utilizando a alavancagem de mercado como variável de resposta e o estimador EF-IG, obteve-se $\hat{\phi} \cong 0,023$, com $p\text{-value } p(\hat{\phi}) \cong 0,213$. Com o estimador GMM-Sis, encontrou-se $\hat{\phi} \cong 0,016$ e $p(\hat{\phi}) \cong 0,419$. Resultados similares foram obtidos com diversas especificações alternativas e diferentes suposições quanto à correlação entre η_{it} e os regressores. Nas especificações dinâmicas, em particular, os valores de $\hat{\phi}$ mostraram-se bem mais próximos de zero. Estas evidências sugerem, em seu conjunto, que a exclusão das empresas com valores faltantes não introduz um viés significativo nos procedimentos de estimação dos modelos considerados.

4.3.7 **Resumo dos resultados e comentários**

Nas seções anteriores foram empregadas diferentes estratégias de investigação empírica com o objetivo de examinar a hipótese de que os vieses cognitivos do excesso de confiança e do otimismo influenciam significativamente as decisões de financiamento das empresas. Especificamente, modelos comportamentais postulam que empresas geridas por indivíduos cognitivamente enviesados no sentido aqui descrito exibirão maior propensão ao endividamento, *ceteris paribus*, uma vez que os referidos gestores perceberão maiores benefícios e menores custos esperados associados à alavancagem financeira. Com base em pesquisas anteriores, de cunho teórico e empírico, argumentou-se que os vieses do otimismo e do excesso de confiança devem ser mais pronunciados no grupo dos gestores que são também “empreendedores” (isto é, gerem o próprio negócio) em comparação com o grupo dos executivos de carreira ou “não-empreendedores”. Secundariamente, é também provável que estes vieses influenciem em alguma medida a propensão do gestor a manter ações da empresa

que administra em sua carteira de investimentos pessoal. Tais argumentos fundamentam as definições operacionais para o construto comportamental utilizadas no trabalho, o qual (até onde sabemos) oferece os primeiros testes da hipótese mencionada acima.

O estudo preocupou-se centralmente com o atendimento e a verificação das condições que permitem a produção de inferências adequadas sobre os relacionamentos de interesse entre as variáveis. Em particular, os problemas potenciais de endogeneidade dos regressores aplicáveis à pesquisa foram extensivamente investigados. As análises de diagnóstico sugerem, por exemplo, que é importante modelar explicitamente a heterogeneidade não-observada (e invariante no tempo) das empresas e que a premissa de exogeneidade estrita dos regressores, adotada por métodos de estimação comumente utilizados, provavelmente não é aceitável (ver Seção 4.3.4). Neste contexto, as características dos dados e os resultados dos diagnósticos apontam para a superioridade dos procedimentos de estimação apropriados para painéis curtos baseados no Método dos Momentos Generalizado (GMM), em especial o estimador GMM Sistêmico (BLUNDELL; BOND, 1998), capaz de lidar simultaneamente com diferentes problemas de endogeneidade potencialmente relevantes (ver Seção 3.5.4). Por esta razão, os resultados obtidos com aplicações do referido estimador formam a base das inferências desta pesquisa. Não obstante, diversas estratégias alternativas de estimação foram aplicadas como forma de verificar a estabilidade dos resultados e sua sensibilidade a problemas específicos, tais como a presença de *outliers* na amostra.

O conjunto dos modelos estimados revela, de forma consideravelmente robusta, que as *proxies* para o excesso de confiança/otimismo do gestor influenciam positivamente o nível de alavancagem das empresas (pelo menos das componentes da amostra. Ver Seção 3.6 para uma breve discussão sobre as limitações quanto às possibilidades de generalização dos resultados obtidos) e que, ademais, a magnitude do seu impacto é provavelmente substancial, mantidos constantes outros fatores intervenientes. Estas conclusões mostram-se relativamente insensíveis a variações dos métodos de estimação e de especificações dos modelos.

Tanto nas formulações estáticas quanto dinâmicas (ver Seção 4.3.5.1) o coeficiente estimado para *CE* é positivo e geralmente significativo nos níveis convencionais. Além disso, se a dinâmica da alavancagem for adequadamente representada por um modelo de ajustamento parcial em direção a um valor meta, como o mostrado em (4.18), o impacto de “longo prazo” de *CE* sobre o nível de endividamento será similar em magnitude ao estimado nas

formulações puramente estáticas (ver, por exemplo, a Tabela 5). Tais resultados não parecem se dever à presença de observações extremas na amostra (ver Seção 4.3.6.3) e nem a peculiaridades da especificação do modelo ou das definições operacionais das variáveis. A Tabela 7, em particular, mostra que as conclusões são robustas a variações da definição operacional de *CE*. De fato, quando apenas os fundadores das empresas são classificados como empreendedores, excluindo-se da amostra os herdeiros, os coeficientes estimados para *CE* são maiores em magnitude e mais significantes do que os obtidos previamente, o que confere suporte adicional à estratégia de identificação dos vieses cognitivos aqui enfocados.

Quanto ao problema específico dos erros de mensuração, a análise de sensibilidade desenvolvida na Seção 4.3.6.2, sob as hipóteses do chamado ‘modelo clássico de erros nas variáveis’, mostra que o coeficiente de *CE* é provavelmente subestimado na presença de regressores (incluindo a própria variável *CE*) mensurados com erro. Mesmo quando se supõe que *CE* é mensurada sem erro e os demais regressores são mensurados com erro os coeficientes estimados para a referida variável são apenas ligeiramente inferiores aos obtidos por Mínimos Quadrados Ordinário (MQO). Estes exercícios levam a crer que, se houver algum enviesamento (motivado por erros de mensuração) dos coeficientes associados às *proxies* para o excesso de confiança/otimismo do gestor, este enviesamento (mais uma vez, sob as hipóteses do ‘modelo clássico’) deve ser na direção de zero. Em outras palavras, as estimativas do impacto de *CE* sobre a alavancagem obtidas com métodos que não lidam adequadamente com esta (eventual) fonte de endogeneidade, são, possivelmente, conservadoras.

Uma extensão importante da análise considera alguns dos construtos teóricos de interesse como variáveis latentes refletidas em diferentes indicadores observáveis (ver Seção 4.3.6.4). Por meio de uma Análise de Fatores Comuns Ortogonais (AFCO) é possível obter estimativas destes construtos, interpretados como ‘fatores comuns’, as quais combinam em uma ou mais variáveis derivadas (escores fatoriais) os diversos indicadores disponíveis. Regressões que utilizaram escores fatoriais (incluindo um fator ‘*CE*’ que combinou definições operacionais alternativas para este construto) mostraram resultados compatíveis com os obtidos previamente, embora com coeficientes geralmente inferiores em magnitude (mas não em nível de significância). Este resultado reforça o argumento de que as conclusões da pesquisa não são determinadas pela escolha *ad hoc* das *proxies* utilizadas nos modelos. Uma nota de cautela é recomendada, não obstante, na medida em que certas premissas da AFCO são

possivelmente pouco realistas, sem mencionar a inevitável subjetividade exercitada no processo de interpretação dos fatores comuns.

A confiança na validade das estratégias empíricas adotadas é também reforçada pela análise preliminar desenvolvida na Seção 4.2, mostrando que as mudanças de gestor (DP ou PC) provavelmente impactam substancialmente as políticas corporativas, em particular as decisões de financiamento das empresas. Se o principal gestor da empresa não interferisse na política de financiamento da mesma, qualquer relacionamento entre *CE* e o grau de alavancagem seria provavelmente espúrio, motivado por fatores alheios às características pessoais do gestor.

É importante destacar, por fim, que os gestores classificados como excessivamente confiantes/otimistas são, em média, mais expostos ao risco idiossincrático do negócio que administram do que os demais, por possuírem (em média) uma maior riqueza investida em ações da própria empresa. De fato, a posse de muitas ações da própria empresa pode servir como uma *proxy* para os vieses cognitivos enfocados (ver Seção 4.3.6.1). Esta exposição, pode-se argumentar, tenderia, *ceteris paribus*, a tornar os referidos gestores mais cautelosos ou conservadores, levando-os, por exemplo, a escolher uma estrutura de financiamentos menos alavancada. Todavia, os resultados obtidos apontam precisamente no sentido contrário, uma vez que as empresas geridas por esses indivíduos tendem a ser mais alavancadas financeiramente. Tais evidências são compatíveis com a hipótese de que a suposta menor propensão a correr riscos destes gestores é mais do que compensada por sua percepção enviesada dos mesmos riscos motivada por seu otimismo e excesso de confiança. Na verdade, estes vieses cognitivos estimulam o indivíduo a se expor (em muitos casos exageradamente, do ponto vista racional) aos riscos idiossincráticos da empresa a priori.

Este estudo introduz considerações sobre “irracionalidade gerencial” (no sentido de comportamentos dos gestores influenciados por vieses cognitivos) na vasta literatura empírica sobre os determinantes da estrutura de capital das empresas. Embora o enfoque do trabalho tenha claramente recaído sobre os indicadores dos vieses cognitivos de interesse, atribuindo-se aos demais candidatos a determinantes o papel secundário de variáveis de controle, os resultados aqui obtidos podem ser contrastados com os reportados em alguns dos representantes recentes da referida literatura, enfocando as evidências com dados brasileiros

(não se pretende, entretanto, oferecer uma revisão exaustiva ou mesmo parcialmente completa deste campo de estudo).

O regressor que apresentou os resultados mais estáveis e significantes, seguido das *proxies* para a confiança excessiva/otimismo gerencial, foi *ACUM*, representando o acúmulo ou não dos cargos de DP e PC da empresa pelo mesmo indivíduo. De forma geral, revelou-se um claro relacionamento negativo entre esta variável binária e as medidas contábeis ou de mercado da alavancagem (total ou de longo prazo), de forma que, isolando-se outras influências, as empresas nas quais os referidos cargos são ocupados pelo mesmo indivíduo tendem a ser substancialmente menos alavancadas. Este resultado reflete, possivelmente, a influência de padrões de governança, capturados em parte por *ACUM*, sobre as condições de acesso das empresas aos mercados financeiros (lembrando que, naturalmente, tais resultados são obtidos após o isolamento das principais características que respondem pelas diferenças sistemáticas entre as empresas dos dois grupos, incluindo as peculiaridades setoriais e, em diversos modelos, a heterogeneidade não-observada e invariante no tempo). É interessante observar que muito poucos estudos do gênero utilizam este indicador entre as variáveis explicativas.⁴⁹ As mesmas conclusões se mantêm, embora os coeficientes sejam menores, quando *ACUM* é combinada com os indicadores de tamanho do Conselho de Administração (*TAMCA*) e grau de independência do Conselho de Administração (*INDCA*) para formar uma variável latente estimada interpretada como a ‘Estrutura do Conselho de Administração’ das empresas.

Embora sem a mesma intensidade e estabilidade, as *dummies* *ADR* e *BOV*, as quais também refletem diferentes padrões de governança, mostram-se relevantes em algumas especificações. Similarmente, alguns coeficientes estimados para o percentual de ações com direito a voto nas mãos do controlador (*CON*) são significantes nos níveis usuais, mas os resultados para esta variável são bastante instáveis, sendo o sinal do coeficiente ora positivo ora negativo (CARVALHAL DA SILVA, 2002, encontra um relacionamento positivo entre uma medida similar de estrutura de propriedade e a alavancagem em uma amostra de empresas brasileiras). Por fim, em grande parte dos modelos os coeficientes estimados para as variáveis binárias que identificam a natureza do acionista controlador (*IDENT*) revelam-se

⁴⁹ Entre eles figura o trabalho de Grava (2004), utilizando dados brasileiros. Em outra pesquisa no Brasil, Perobelli *et al.* (2005) empregam este indicador de forma indireta, como parte de um índice mais amplo que objetiva capturar a “qualidade da governança” geral das empresas.

conjuntamente significantes nos níveis de 1% ou 5%. Em seu conjunto, tais evidências sugerem que indicadores que refletem diferenças sistemáticas nos padrões de governança e de estrutura de propriedade das empresas podem ser bastante importantes para explicar as variações observadas da estrutura de capital e deveriam ser utilizados mais amiúde nas pesquisas empíricas da área. No Brasil, registram-se, além do trabalho supracitado, os estudos de Grava (2004), utilizando diferentes indicadores relacionados com a estrutura de propriedade e do Conselho de Administração, Procianoy e Schnorrenberger (*Op. cit.*), os quais empregam medidas de concentração da propriedade nas mãos dos maiores acionistas da empresa, e de Brito e Lima (*Op. cit.*), enfocando os efeitos sobre a alavancagem das empresas da participação de acionistas estrangeiros no seu capital, cuja presença sinalizaria melhores padrões de governança. Perobelli *et al.* (2005), por sua vez, utilizam um ‘índice de governança’ abrangente como *proxy* para este construto e encontram evidências de que as empresas brasileiras com “melhor governança” tendem a ser mais alavancadas.

Entre os indicadores que mais freqüentemente são utilizados nas pesquisas sobre os determinantes da estrutura de capital das empresas figuram as *proxies* para o seu ‘tamanho’ ou ‘porte’. Os coeficientes estimados para o logaritmo do faturamento ou do ativo total da empresa mostraram-se, em boa parte dos modelos, estatisticamente significantes nos níveis convencionais e seu sinal é, em quase todos os casos, positivo,⁵⁰ sugerindo que empresas maiores tendem a ser mais alavancadas. Este resultado, coerente com as principais teorias de estrutura de capital, é similar ao reportado por Rajan e Zingales (1995), Fama e French (2002), Sogorb-Mira e López-Gracia (*Op. cit.*), Gaud *et al.* (*Op. cit.*), Murray Frank e Goyal (2004) e, no Brasil, por Silva e Do Valle (2005) e Moraes e Rhoden (2005). Em contraste, resultados opostos são obtidos por, dentre outros, Titman e Wessels (*Op. cit.*), Perobelli e Famá (*Op. cit.*) e Gomes e Leal (*Op. cit.*).

Uma das regularidades empíricas mais freqüentemente reportadas neste campo de estudo é o relacionamento negativo entre a lucratividade das empresas e sua alavancagem financeira. Esta evidência, obtida por quase todos os trabalhos supracitados, é compatível com a teoria da

⁵⁰ Como mostra a Tabela A-15, o sinal dos coeficientes associados aos indicadores de tamanho inverteu-se quando foi incluída entre os regressores uma *proxy* para a “capacidade de endividamento” da empresa, construída como a probabilidade estimada de emissão de debêntures de longo prazo. Este resultado não surpreende, entretanto, considerando-se que o tamanho da empresa é o mais importante preditor da referida probabilidade, levando a crer que a medida construída de “capacidade de endividamento”, positivamente relacionada com a alavancagem, captura em boa parte a influência do porte das empresas.

pecking order (ver Seção 4.3.1.1.2). Nesta pesquisa, os resultados apontam na mesma direção, embora sem a intensidade e estabilidade encontradas por outros autores. Os sinais dos coeficientes estimados para as *proxies* de lucratividade são em geral negativos, mas apenas quando a variável de resposta é a alavancagem de mercado as estimativas são consistentemente significantes estatisticamente. Ademais, quando foram utilizados como regressores os escores fatoriais resultantes da combinação de diferentes *proxies* para este construto a magnitude e significância dos coeficientes estimados reduziu-se dramaticamente (ver Tabela A-20, Apêndice 3). Utilizando dados brasileiros, Terra e Mateus (2005) e Martin *et al.* (2005) também encontram evidências do referido relacionamento negativo, assim como Booth *et al.* (2001), com base em amostras de dez países em desenvolvimento.

Assim como Fama e French (2002) e Murray Frank e Goyal (2004), encontrou-se alguma evidência de que as empresas que pagam dividendos são menos alavancadas (ver Seção 4.3.1.1.8 para uma interpretação possível deste resultado). Por sua vez, o ‘beta’ e o desvio padrão das ações das empresas, como *proxies* para sua volatilidade, não se mostraram relevantes para explicar o comportamento da variável de resposta, sendo o coeficiente estimado para o beta significativo em poucas especificações. O sinal destes coeficientes é positivo, ademais, contrariando as previsões da teoria, resultado similar ao encontrando por Gomes e Leal (*Op. cit.*). Por fim, embora na maioria dos casos não-significantes, os coeficientes estimados para os indicadores de tangibilidade dos ativos sugerem uma associação positiva entre este construto e o nível de endividamento relativo das empresas, resultado compatível com o encontrado por Rajan e Zingales (*Op. cit.*), Gaud *et al.* (*Op. cit.*) e Murray Frank e Goyal (2004). Os demais candidatos a determinantes da estrutura de capital não se mostraram consistentemente relevantes.

4.4 A hierarquização das fontes de financiamento

Alguns dos modelos pioneiros no campo das Finanças Comportamentais Corporativas sugerem que gestores otimistas são mais propensos a adotar uma hierarquia de preferências por fontes de financiamento conhecida na literatura de Finanças como *pecking order*. No modelo de Heaton (*Op. cit.*), o otimismo gerencial é definido como uma percepção exageradamente positiva dos retornos dos projetos de investimento disponíveis para a

empresa. Definições similares são oferecidas nas formulações de Malmendier e Tate (2002; 2003). Uma predição clara emerge desta abordagem: gestores otimistas perceberão que os títulos arriscados emitidos por suas empresas são sistematicamente subvalorizados por investidores não enviesados e preferirão fontes de financiamento menos sujeitas a este problema. Em primeiro lugar, as empresas geridas por indivíduos otimistas recorrerão aos recursos gerados internamente para financiar novos projetos. Se algum financiamento externo for necessário, a preferência recairá sobre o endividamento e apenas em último caso novas ações serão emitidas.

Por outro lado, na teoria mais sofisticada desenvolvida por Hackbarth (2004), a qual modela o otimismo e o excesso de confiança, respectivamente, como uma percepção enviesada para cima da taxa de crescimento e para baixo da volatilidade dos resultados futuros da empresa, a referida hierarquização não necessariamente ocorrerá. Segundo o modelo, o viés do excesso de confiança pode contrabalançar (e eliminar) a percepção de subvalorização das ações da empresa decorrente do otimismo do gestor.

A eventual relação entre os vieses do otimismo e do excesso de confiança gerenciais e a hierarquização de preferências por fontes de financiamento, ou *pecking order*, pode ser investigada de diferentes maneiras. Nesta pesquisa, três estratégias serão adotadas. A primeira utiliza uma abordagem de teste indireto baseada no relacionamento entre certas características das empresas e sua alavancagem financeira. A segunda aborda mais diretamente a questão, verificando como varia o endividamento das empresas em função de sua necessidade de financiamento externo. Por fim, a terceira estratégia enfoca o eventual comportamento de regressão à média da alavancagem.

4.4.1 Características das empresas e a *pecking order*

Uma possibilidade de teste indireto da *pecking order* surge do seguinte argumento: se os gestores de uma determinada empresa preferem financiar suas atividades com recursos gerados internamente, eles recorrerão menos a fontes externas, como a emissão de dívidas, quanto maior for o fluxo de caixa disponível proveniente dos seus lucros, *ceteris paribus*. Isto sugere um relacionamento significativamente negativo entre o grau de alavancagem e a lucratividade da empresa depois de controlados outros fatores, em particular as oportunidades

de investimento disponíveis (FAMA; FRENCH, 2002). Por outro lado, de acordo com os modelos comportamentais de Heaton (*Op. cit.*) e Malmendier e Tate (2002; 2003), podemos esperar que o relacionamento entre lucratividade e alavancagem seja diferente para o grupo dos gestores “racionais” em comparação com o dos cognitivamente enviesados. Especificamente, este relacionamento inversamente proporcional deveria ser mais forte quando a empresa é gerida por um indivíduo otimista. A especificação abaixo captura esta idéia.

$$ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \phi(LAJIRDA_{it} \times CE_{it}) + u_i + \eta_{it} \quad (4.37)$$

O modelo (4.37) é idêntico ao formulado em (4.7) (Seção 4.3.4), com exceção do termo de interação entre um indicador de lucratividade ($LAJIRDA$) e a *proxy* para os vieses do excesso de confiança/otimismo (CE), representado por $LAJIRDA_{it} \times CE_{it}$. $ALAV_{it}$ é a alavancagem da empresa i no ano t e no vetor $\mathbf{w}$ figuram, como antes, os supostos determinantes da estrutura de capital das empresas, incluindo as variáveis $LAJIRDA$ (definida na Seção 3.4.4) e CE . É importante que $\mathbf{w}$ contenha, em particular, indicadores que capturem, ao menos parcialmente, as oportunidades esperadas de investimento. O coeficiente de maior interesse nesta equação é ϕ e, se seu valor estimado for negativo e estatisticamente significativo, haverá evidência de que o relacionamento inversamente proporcional entre a lucratividade das empresas e o seu endividamento relativo é mais pronunciado para aquelas geridas por indivíduos otimistas/excessivamente confiantes. Este resultado, por sua vez, seria compatível com a suposição de que gestores cognitivamente enviesados são mais propensos a seguir uma *pecking order*.

As questões sobre endogeneidade dos regressores, métodos de estimação e análises de robustez dos resultados são exatamente as mesmas discutidas ao longo da Seção 4.3 acima e não serão comentadas de forma específica. Em essência, os mesmos procedimentos anteriores foram aplicados e alguns dos resultados mais importantes são reportados na Tabela 8.

Tabela 8 – Lucratividade e a *pecking order*: interação com *CE*

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)
$ALAV_{t-1}$	-	0,6641*** (0,075)	-	0,7772*** (0,044)
$CE \times LAJIRDA$	-0,1303 (0,423)	-0,1055 (0,240)	-0,6200* (0,330)	-0,2787** (0,134)
CE	0,1580** (0,069)	0,0694* (0,041)	0,2028*** (0,068)	0,0769*** (0,027)
Preço/valor patrim.	0,0069 (0,010)	-0,0021 (0,005)	-0,0142** (0,006)	-0,0032 (0,003)
Op. de crescimento	0,0158* (0,009)	0,0089 (0,009)	0,0069 (0,005)	0,0035 (0,006)
Lucratividade	-0,2962 (0,245)	-0,2230* (0,120)	-0,3927** (0,163)	-0,1859*** (0,071)
Volatilidade	0,0534 (0,043)	0,0247 (0,025)	0,0398 (0,038)	0,0529*** (0,018)
Ben. fisc. extra-div.	0,4874 (0,803)	-0,6907 (0,485)	0,3386 (0,639)	-0,2792 (0,322)
Tangibilidade	0,0861 (0,053)	0,0936*** (0,031)	0,0762** (0,034)	0,0625*** (0,019)
Tamanho	0,1066*** (0,031)	0,0332* (0,018)	0,0804*** (0,028)	0,0137 (0,012)
Singularidade	-0,3162 (0,226)	0,0131 (0,125)	-0,3408 (0,213)	0,0007 (0,091)
Dividendos	-0,0682 (0,067)	-0,0389 (0,045)	-0,0391 (0,048)	-0,0102 (0,027)
CON	-0,2606 (0,161)	-0,1210* (0,068)	-0,1739 (0,148)	-0,0588 (0,046)
$ACUM$	-0,1522*** (0,035)	-0,0742*** (0,016)	-0,1320*** (0,027)	-0,0411*** (0,013)
ADR	-0,1135** (0,050)	-0,0098 (0,028)	-0,1010** (0,044)	-0,0173 (0,017)
BOV	0,0554 (0,043)	0,0270 (0,019)	0,0585 (0,039)	0,0113 (0,012)
<i>Dummies</i> Ano	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	524	452	526	456
J de Hansen	94,36 (91; 0,384)	107,81 (104; 0,379)	89,82 (91; 0,515)	108,13 (104; 0,371)
m1	-1,88 (0,060)	-3,01 (0,003)	-2,51 (0,012)	-4,09 (0,000)
m2	-1,94 (0,052)	0,02 (0,981)	-1,72 (0,085)	-0,46 (0,646)
DIF-Hansen	31,979 (28; 0,275)	35,178 (32; 0,320)	26,966 (28; 0,520)	25,706 (32; 0,776)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Nas colunas 2 e 4 as especificações são estáticas e idênticas às reportadas na Tabela 4. Nas colunas 3 e 5 as regressões baseiam-se em modelos dinâmicos com as mesmas especificações reportadas na Tabela 5. Adicionalmente, em todos os modelos utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t-2$ do termo de interação ($CE \times LAJIRDA$).

Para os modelos estáticos, os regressores são: ($CE \times LAJIRDA$), CE (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), $IPVP$ (preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Nas especificações dinâmicas inclui-se entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$).

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (p -value), respectivamente. Para os testes $m1$ e $m2$ reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o p -value correspondente.

Os coeficientes reportados na Tabela 8 foram estimados pelo método GMM Sistemico, cujas vantagens sobre outros procedimentos são discutidas em seções anteriores, utilizando medidas contábeis e de mercado da alavancagem. Duas das especificações constantes na tabela são estáticas e similares às reportadas na Tabela 4 e duas são dinâmicas, isto é, incluem entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{it-1}$), similares às descritas na Tabela 5. Verifica-se que o coeficiente do indicador de lucratividade é negativo em todos os casos, resultado compatível com a hipótese de *pecking order*. Ademais, os coeficientes associados ao termo de interação ($LAJIRDA \times CE$) também são negativos, sugerindo que o relacionamento inversamente proporcional entre lucratividade e alavancagem é mais pronunciado quando $CE_{it} = 1$. Todavia, nestas e em especificações alternativas não reportadas os coeficientes estimados para os termos de interação são não-significantes nos níveis convencionais quando a variável de resposta é a alavancagem contábil. Na maior parte dos casos, as referidas estimativas são significantes pelo menos no nível de 10% quando a variável de resposta é a alavancagem de mercado. Esta discrepância sugere, com base nesta primeira abordagem, que as evidências em favor da predição acima referida são tênues.

No lugar de *LAJIRDA* utilizou-se, em modelos não reportados, os indicadores *LOPA* e *LOA* (ver Seção 3.4.4) e também o fator ‘lucratividade’ originado da Análise de Fatores Comuns Ortogonais descrita na Seção 4.3.6.4. Em todos os casos os resultados são bastante similares, com sinais negativos para o efeito de interação, porém significantes apenas quando a variável de resposta é a alavancagem de mercado.

Analogamente ao exposto no primeiro parágrafo da seção, empresas cujos fluxos de caixa são muito voláteis correm mais risco de precisarem financiar futuros projetos através da indesejável (no contexto da *pecking order*) emissão de ações quando estes fluxos estiverem em níveis baixos. Para minimizar esta possibilidade, tais empresas podem preferir manter uma capacidade de endividamento elevada, induzindo um relacionamento negativo entre volatilidade e alavancagem. Poder-se-ia testar, neste caso, a hipótese de que tal relacionamento é mais forte para as empresas geridas por indivíduos otimistas/excessivamente confiantes substituindo-se em (4.37) o indicador de lucratividade por alguma das *proxies* para a volatilidade associada aos fluxos de caixa do empreendimento. Especificamente, utilizou-se, alternativamente, os indicadores *BETA* e *DPA* (Seção 3.4.8), bem como o logaritmo do ativo total da empresa (sob a premissa de que empresas maiores são menos voláteis). Alguns

destes resultados, com especificações dos modelos similares às descritas na tabela acima, são reportados na Tabela A-21 do Apêndice 4. Observa-se que o coeficiente estimado para o termo de interação ($BETA \times CE$) é negativo nos quatro modelos, porém pequeno em magnitude e claramente não-significante estatisticamente. Resultados na mesma linha foram obtidos com o uso das *proxies* alternativas.

Uma versão simples de um modelo de *pecking order* também implicaria que uma empresa com maiores investimentos correntes e maiores expectativas de investimentos futuros precisaria de mais recursos externos e, portanto, tenderia a se endividar mais, *ceteris paribus*. Neste caso, a variável de controle fundamental seria a lucratividade do negócio. Por outro lado, o relacionamento entre oportunidades de investimento e grau de alavancagem comentado acima pode se inverter se uma versão mais complexa do raciocínio de *pecking order* for adotada. Especificamente, se os gestores se preocupam ao mesmo tempo com os custos de financiamento atuais e futuros decorrentes da eventual necessidade da emissão de títulos que eles consideram subvalorizados, pode parecer-lhes interessante preservar uma capacidade de endividamento elevada se a empresa dispuser de boas oportunidades de crescimento. Se uma empresa com abundantes oportunidades futuras encontra-se muito alavancada, poderá ser obrigada em algum momento a escolher entre a emissão de ações para financiar seus projetos ou o abandono dos mesmos. Para evitar este dilema, gestores que seguem uma *pecking order* procurarão manter a empresa com baixo endividamento relativo (FAMA; FRENCH, 2002, p. 4-5). Apesar da ambigüidade da direção esperada do relacionamento entre oportunidades de investimento e alavancagem, investigou-se a possível diferença do referido comportamento entre as empresas geridas por indivíduos classificados como ‘enviesados’ e as demais. Utilizando os indicadores *IPVP*, *CR* ou *dA* (Seção 3.4.3), as estimativas resultantes, não reportadas, apontam para a inexistência de quaisquer diferenças sistemáticas de comportamento entre as empresas geridas por indivíduos classificados em um ou outro grupo.

4.4.2 Necessidade de financiamento e variação do endividamento

As predições relacionadas na seção anterior são um tanto indiretas, sendo referidas por alguns autores como “qualitativas” (MURRAY FRANK; GOYAL, 2003). Testes mais diretos (ou menos indiretos) de modelos de *pecking order* também podem ser divisados, não obstante.

Predições mais específicas ou “quantitativas” acerca da hierarquização de fontes de financiamento foram testadas por Shyam-Sunder e Myers (*Op. cit.*), Murray Frank e Goyal (2003) e Lemmon e Zender (*Op. cit.*), dentre outros. No Brasil, Rodrigues Jr. e Melo (1999), Lucinda e Saito (2002), Daher (*Op. cit.*) e Medeiros e Daher (2004) oferecem pesquisas empíricas na mesma linha.

Embora as estratégias específicas variem substancialmente entre os diversos trabalhos propostos nesta literatura, todos enfocam dois conjuntos de predições. Em primeiro lugar, para as empresas que seguem uma *pecking order*, as variações do endividamento deveriam responder de forma exata ou bastante aproximada à evolução das suas necessidades de financiamento externo. Em outras palavras, qualquer aumento do montante de dívidas deve ser consequência de um ‘déficit’ financeiro que precisa ser coberto. Se não houver déficit de recursos, não há razão para a emissão de novas dívidas. Assume-se, neste cenário, que novas ações nunca ou quase nunca serão emitidas para suprir as necessidades de financiamento externo. Ademais, se as empresas seguem uma hierarquia de fontes de financiamento e se considerações sobre *trade-offs* entre custos e benefícios da alavancagem possuem importância secundária, não se deverá observar qualquer movimento relevante de regressão à média dos índices de alavancagem. Esta é a segunda grande predição testada pelos trabalhos mencionados acima e implica a não existência de uma estrutura ótima de capital perseguida pelos gestores.

O relacionamento entre a variação do grau de endividamento e uma medida da necessidade de financiamento externo, ou ‘déficit financeiro’, pode ser modelado, inicialmente, por meio da equação abaixo.

$$\Delta E_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DEF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.38)$$

sendo ΔE_{it} a variação do endividamento total (ou de longo prazo) de um ano para outro ($\Delta E_{it} \equiv E_{it} - E_{it-1}$), DEF_{it} a medida da necessidade de financiamento externo ou déficit da empresa i no ano t e ε_{it} o termo de erro do modelo (a correta identificação dos coeficientes da equação acima depende das mesmas premissas aplicáveis a qualquer modelo linear geral, algumas das quais foram comentadas na Seção 3.5 e Seção 3.5.1 em particular). A variável DEF_{it} pode ser definida como

$$DEF_{it} \equiv DIVID_{it} + I_{it} + \Delta CG_{it} - FC_{it} \quad (4.39)$$

sendo $DIVID_{it}$ os dividendos distribuídos pela empresa i no ano t , I_{it} seus investimentos de capital no período, ΔCG_{it} o aumento líquido do seu capital de giro e FC_{it} o fluxo de caixa gerado por suas operações. As definições operacionais destas variáveis efetivamente implementadas na pesquisa são detalhadas na Seção 3.4.16 e baseiam-se no estudo de Daher (*Op. cit.*), aplicado ao Brasil. A soma destes itens captura, de forma aproximada, a diferença entre os recursos gerados pelas operações da empresa e os recursos por ela dispendidos. Shyam-Sunder e Myers (*Op. cit.*) acrescentam a (4.39) a parcela das dívidas de longo prazo amortizadas ao longo do ano t . Murray Frank e Goyal (2003) argumentam, porém, que este item não parece adequado para descrever o déficit financeiro das empresas, apresentando, em seus testes empíricos, sinal oposto ao esperado. Por esta razão, estes autores, assim como Lemmon e Zender (*Op. cit.*) e, no Brasil, Medeiros e Daher (*Op. cit.*), constroem a variável DEF_{it} como mostrado acima.

Valores positivos de DEF_{it} deverão ser financiados com recursos externos. Uma vez que, no contexto da *pecking order*, o endividamento será sempre preferível à emissão de novas ações, uma versão mais simples desta teoria, a qual exclui a segunda alternativa de financiamento, prevê que todo o eventual déficit de recursos será coberto por novas dívidas. Neste caso, esperar-se-ia, em (4.38), que $\alpha_1 = 0$ e $\alpha_2 = 1$. Versões mais flexíveis da *pecking order*, não obstante, admitem a emissão de ações por empresas atualmente muito endividadas ou que pretendem economizar capacidade de endividamento para uso futuro. Neste caso, valores de α_2 menores do que 1 seriam admissíveis.

Para verificar se a *pecking order* é adotada com maior intensidade por gestores otimistas/excessivamente confiantes, pode-se acrescentar a (4.38) um termo de interação entre DEF_{it} e CE_{it} , como mostrado abaixo:

$$\Delta E_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DEF_{it} + \alpha_3 CE_{it} + \alpha_4 (DEF_{it} \times CE_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4.40)$$

Nesta especificação, uma estimativa para α_4 positiva e estatisticamente significativa seria compatível com a hipótese de que gestores cognitivamente enviesados são mais propensos a

adotar uma hierarquia de fontes de financiamento. Várias críticas metodológicas foram feitas ao teste da *pecking order* baseado em (4.38), motivando a proposição na literatura de diversas variações do mesmo (ver CHIRINKO; SINGHA, 2000; MURRAY FRANK; GOYAL, 2003; LEMMON; ZENDER, *op. cit.*). Murray Frank e Goyal (2003), por exemplo, argumentam que a adequação da definição operacional de DEF_{it} precisa ser verificada empiricamente. Para os autores, não é óbvio que a agregação dos elementos que compõem (4.39) é justificada. Murray Frank e Goyal (*Ibid.*) estimam, por esta razão, uma regressão desagregada, na forma abaixo (omitindo-se a parcela das dívidas de longo prazo amortizadas ao longo do ano t , item posteriormente descartado pelos autores para a descrição do déficit financeiro):

$$\Delta E_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 DIV_{it} + \gamma_3 I_{it} + \gamma_4 \Delta CG_{it} - \gamma_5 FC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.41)$$

e testam a hipótese de que $\gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = 1$. A regressão acima pode ser diretamente adaptada para acomodar os termos de interação com a variável CE_{it} , cujos coeficientes podem ser interpretados de forma análoga à descrita no parágrafo anterior.

Lemmon e Zender (*Op. cit.*), por sua vez, propõem o controle, nestas regressões, das diferenças de capacidade de endividamento das empresas. Segundo os autores, empresas que operam nas proximidades do seu limite de endividamento experimentarão maior dificuldade para contrair novas dívidas em resposta a déficits financeiros. É mais provável que elas emitam novas ações quando precisarem de recursos externos adicionais, comportamento que aparentemente contraria a *pecking order* e pode afetar os coeficientes estimados, reduzindo substancialmente sua magnitude. Os autores especulam ainda que, para as empresas com menor capacidade de endividamento, as dívidas deverão aumentar como resposta a déficits relativamente pequenos, enquanto déficits maiores precisarão ser financiados em boa parte através de novas ações. Esta hipótese pode ser verificada acrescentando-se a (4.38) ou (4.40) um termo quadrático da variável DEF_{it} . Lemmon e Zender (*Op. cit.*) definem operacionalmente as empresas com maior capacidade de endividamento, para as quais as previsões dos modelos de *pecking order* devem funcionar melhor, como aquelas que emitem títulos de dívida no mercado de capitais (*rated debt*). Por oposição, as empresas com baixa capacidade seriam aquelas que precisam recorrer essencialmente a empréstimos bancários quando procuram o financiamento por capital de terceiros. Analogamente, define-se nesta pesquisa uma empresa com maior capacidade de endividamento como aquela que emite

debêntures de longo prazo para financiar parte de suas atividades. Alternativamente, utiliza-se como controle para a capacidade de endividamento a probabilidade de que a empresa emitirá debêntures de longo prazo, estimada por meio de um modelo *logit* (ver Seção 4.3.6.1 para maiores detalhes sobre este ponto).

Diagnósticos de regressões preliminares baseadas em (4.38), (4.40) ou (4.41) (com todas as variáveis normalizadas por meio de sua divisão pelo ativo total da empresa) sugerem que os regressores não são estritamente exógenos e que a heterogeneidade não-observada deve ser modelada explicitamente. Em vista disso, formulações do tipo

$$\Delta E_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DEF_{it} + \alpha_3 CE_{it} + \alpha_4 (DEF_{it} \times CE_{it}) + u_i + \lambda_t + \eta_{it} \quad (4.42)$$

foram estimadas (com as variáveis acima divididas pelo ativo da empresa) utilizando os procedimentos baseados no GMM. Como em outras ocasiões, os ‘efeitos fixos do tempo’, representados por λ_t , foram incorporados por meio de um conjunto de variáveis indicadoras de ano (u_i representa a heterogeneidade não-observada da empresa i e η_{it} é o termo de erro do modelo). Em especificações alternativas, acrescentou-se a (4.42) a variável DEF_{it}^2 e a medida de “capacidade de endividamento” definida na Seção 4.3.6.1. Como uma análise inicial, entretanto, modelos mais simples, como (4.43) abaixo, foram estimados separadamente para as empresas geridas por ‘empreendedores’ e para as geridas por ‘não-empreendedores’.

$$\Delta E_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DEF_{it} + u_i + \lambda_t + \eta_{it} \quad (4.43)$$

Os resultados são reportados na Tabela A-22 do Apêndice 4. Para ambos os grupos, isto é, para $CE_{it} = 0$ e $CE_{it} = 1$, a estimativa de α_2 apresenta elevada magnitude e é significativa no nível de 1%. Este resultado, compatível com as previsões de modelos de *pecking order*, revela que a variação do endividamento das empresas acompanha de perto sua necessidade de financiamento externo.⁵¹ O valor estimado de α_2 no grupo das empresas geridas por empreendedores ($CE_{it} = 1$) é ligeiramente superior ao obtido no outro grupo (0,83 contra

⁵¹ Chirinko e Singha (*Op. cit.*) demonstram, todavia, que um comportamento deste tipo pode ser explicado por argumentos alheios à *pecking order* e, portanto, não pode ser interpretado como uma evidência cabal em favor desta teoria.

0,79, aproximadamente). Esta evidência, por sua vez, é coerente com a hipótese de que as empresas administradas por gestores cognitivamente enviesados são mais propensas a adotar uma hierarquização das fontes de financiamento. Um teste mais formal desta predição é obtido com a estimação do modelo (4.42) e suas extensões, reportados na Tabela 9, as quais incluem como regressores DEF_{it}^2 e uma *proxy* para a “capacidade de endividamento” da empresa.

A Tabela 9 mostra que, embora o sinal do coeficiente estimado para o termo de interação ($DEF_{it} \times CE_{it}$) seja positivo, todas as estimativas para o mesmo são não-significantes nos níveis convencionais. Resultados análogos são obtidos quando cada item componente de DEF é tratado como um regressor separado e, ainda, quando métodos de estimação diferentes são empregados ou *proxies* alternativas para os vieses de interesse são utilizadas. Estas evidências sugerem que a sensibilidade da variação do endividamento das empresas a sua necessidade de financiamento externo, capturada pela medida de déficit financeiro, não difere significativamente quando $CE_{it} = 0$ ou $CE_{it} = 1$.

Ainda outras variantes dos modelos descritos acima, contendo variáveis de controle adicionais, foram estimadas. O objetivo desta estratégia foi o maior isolamento, na medida do possível, das eventuais diferenças entre as empresas quanto ao seu grau de exposição ao problema de assimetria de informações entre elementos internos e externos à organização. Este fenômeno, motivador original da teoria da *pecking order*, poderia, afinal, influenciar as inferências de forma indesejada. Como em trabalhos anteriores, supôs-se, aqui, que empresas maiores e/ou que adotam padrões de governança e *disclosure* mais exigentes são menos expostas ao referido problema. Este também é o caso, possivelmente, das empresas que emitem debêntures de longo prazo (ou daquelas que têm maior probabilidade de emitir debêntures de longo prazo). Especificamente, utilizou-se como controles os indicadores $\ln R$ (logaritmo do faturamento) ou $\ln A$ (logaritmo do ativo), ADR , BOV (ver Seção 3.4.11) e $PROBDEB$ (ver Seção 4.3.6.1). Nestas regressões, não reportadas, os coeficientes estimados da interação ($DEF \times CE$) são, de forma geral, maiores em magnitude e mantêm o sinal positivo, mas permanecem não-significantes, sugerindo que as conclusões não são materialmente afetadas por diferenças no grau de assimetria informacional ao qual se sujeitam as empresas.

Tabela 9 – Variação do endividamento e déficit financeiro: interação com CE

Regressores	Variação do endividamento		
	GMM-Sis (1)	GMM-Sis (2)	GMM-Sis (3)
<i>DEF</i>	0,7662*** (0,070)	0,7768*** (0,087)	0,7846*** (0,082)
<i>CE</i>	0,0069 (0,015)	0,0083 (0,013)	0,0054 (0,011)
<i>DEF x CE</i>	0,0156 (0,131)	0,1080 (0,106)	0,0948 (0,112)
<i>DEF x DEF</i>	-	0,0690 (0,097)	0,0633 (0,099)
<i>DEB</i>	-	-	0,0081 (0,009)
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	687	687	687
J de Hansen	40,66 (43; 0,573)	54,84 (56; 0,519)	76,26 (69; 0,257)
m1	-2,81 (0,005)	-2,75 (0,006)	-2,76 (0,006)
m2	-0,50 (0,617)	-0,16 (0,873)	-0,14 (0,891)
DIF-Hansen	5,564 (11; 0,901)	10,959 (15; 0,755)	25,75 (19; 0,137)

A variável dependente é a ‘variação do endividamento’ da empresa entre t e $t - 1$, definida na Seção 3.4.16.

Os regressores são: *DEF* (déficit financeiro, definido na Seção 3.4.16), *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), a interação (*DEF x CE*), *DEF* ao quadrado, *DEB* (a empresa possui ou não debêntures de longo prazo) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. Todas as variáveis são normalizadas por meio de sua divisão pelo ativo total da empresa.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ de todos os regressores, com exceção das variáveis indicadoras de ano, tratadas como estritamente exógenas.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

4.4.3 Estrutura de capital meta

A segunda linha de testes “diretos” enfoca a tendência de regressão à média do grau de alavancagem das empresas. A observação sistemática deste fenômeno costuma ser interpretada como evidência de que as empresas possuem uma estrutura de capital meta e perseguem-na ao longo do tempo. Tal comportamento, por sua vez, seria incompatível com a hipótese de *pecking order*. Nesta linha, Shyam-Sunder e Myers (*Op. cit.*) testam a seguinte especificação:

$$\Delta ALA V_{it} = \lambda_1 + \lambda_2(ALA V_{it}^+ - ALA V_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (4.44)$$

$ALAV_{it}$ representa o índice de alavancagem observado da empresa i no ano t e $ALAV_{it}^{\dagger}$ é a alavancagem meta da mesma empresa, não observável diretamente. Um movimento de ajuste da estrutura de capital em direção à meta ficará caracterizado se $\lambda_2 > 0$. Espera-se, ainda, que $\lambda_2 < 1$, refletindo a existência de custos de ajustamento. Por fim, ε_{it} representa os choques aleatórios que podem influenciar a variação da alavancagem. Observe-se que a expressão (4.44) é essencialmente idêntica ao modelo de ajustamento parcial formulado na Seção 4.3.5.1 para justificar as especificações dinâmicas lá estimadas.

Uma *proxy* comumente utilizada para $ALAV_{it}^{\dagger}$ é a alavancagem média de longo prazo da empresa. Logo, se a amostra abrange T períodos, a meta seria estimada como $ALAV_{it}^{\dagger} = \sum_{i=1}^T ALAV_{it} / T$. Esta definição supõe, entretanto, que a alavancagem meta é invariante em relação a mudanças do ambiente de negócios e das características das empresas. Ademais, o modelo (4.44) supõe o mesmo comportamento invariante da taxa de ajustamento λ_2 e também que ela é igual para todas as empresas. Para lidar com estas limitações pouco justificáveis em termos teóricos, Murray Frank e Goyal (2003) propõem um modelo de ajustamento condicionado nos fatores determinantes da alavancagem meta.

Os autores assumem que $ALAV_{it}^{\dagger}$ pode ser representada por uma combinação linear de fatores que determinam a alavancagem meta, tal que

$$ALAV_{it}^{\dagger} = \alpha + \phi^T \mathbf{f}_{it} \quad (4.45)$$

sendo ϕ um vetor contendo k parâmetros e $\mathbf{f}_{it}$ um vetor com k fatores. Na prática, estes fatores podem ser os candidatos a determinantes da alavancagem considerados anteriormente. Substituindo (4.45) em (4.44) e rearranjando os termos, obtemos

$$\begin{aligned} \Delta ALAV_{it} &= \lambda_1 + \lambda_2(\alpha + \phi^T \mathbf{f}_{it} - ALAV_{it-1}) + \varepsilon_{it} = \\ &= \varphi + \psi^T \mathbf{f}_{it} + \delta ALAV_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4.46)$$

com $\varphi \equiv \lambda_1 + \lambda_2 \alpha$, $\psi \equiv \lambda_2 \phi$ e $\delta \equiv -\lambda_2$. Se $\delta > 0$, desvios em relação à meta tenderão a ser potencializados e se $\delta = 0$ a alavancagem passada nada informa sobre suas variações

subseqüentes. Por outro lado, um coeficiente $\delta < 0$ caracteriza uma tendência ao ajustamento dos níveis de alavancagem em direção a um valor de equilíbrio estável. Em outras palavras, quaisquer choques em $ALAV_{it}$ serão subseqüentemente amenizados, se $\delta < 0$, ou magnificados, se $\delta > 0$. Logo, este será o coeficiente de interesse para o teste da dinâmica de ajustamento do grau de alavancagem das empresas.

Nesta seção, verifica-se se o modelo acima comporta-se diferentemente quando as empresas são geridas por indivíduos excessivamente confiantes e/ou otimistas. Se os gestores enviesados são mais propensos a adotar uma hierarquização das fontes de financiamento, poder-se-ia esperar que eles se preocupassem menos com metas para a estrutura de capital de suas empresas. Tal hipótese pode ser testada por meio da regressão abaixo:

$$\Delta ALAV_{it} = \varphi + \boldsymbol{\psi}^T \mathbf{f}_{it} + \delta ALAV_{it-1} + \xi(CE_{it} \times ALAV_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (4.47)$$

A especificação da equação (4.47) assume que a variável CE_{it} é um dos fatores componentes do vetor $\mathbf{f}_{it}$. Quando $CE_{it} = 1$, o coeficiente de ajustamento da alavancagem será dado por $\delta + \xi$. Assim, supondo que $\delta < 0$, a hipótese de que o ajustamento da alavancagem em direção a um valor de equilíbrio é menos importante para gestores excessivamente confiantes/otimistas será corroborada se $\xi > 0$.

O modelo (4.47) pode ser naturalmente estendido para acomodar a heterogeneidade não-observada das empresas (u_i):

$$\Delta ALAV_{it} = \varphi + \boldsymbol{\psi}^T \mathbf{f}_{it} + \delta ALAV_{it-1} + \xi(CE_{it} \times ALAV_{it-1}) + u_i + \eta_{it} \quad (4.48)$$

Ademais, $\mathbf{f}_{it}$ pode incluir *dummies* de ano.

Algumas variações destes modelos foram propostas. Murray Frank e Goyal (2003) estimam regressões nos moldes descritos acima, porém assumindo que tanto a alavancagem meta quanto a taxa de convergência podem ser expressas como combinações lineares dos fatores contidos em $\mathbf{f}_{it}$, ou seja:

$$ALAV_{it}^{\dagger} = \alpha_1 + \phi_1^T \mathbf{f}_{it} \text{ e } \lambda_2 = \alpha_2 + \phi_2^T \mathbf{f}_{it} \quad (4.49)$$

Todavia, em sua forma reduzida, esta especificação contém um número elevado de termos de interação e, portanto, de parâmetros para serem estimados, o que consumiria uma quantidade excessiva de graus de liberdade. Logo, considerando o tamanho da amostra e o número de fatores envolvidos, a sua implementação não é adequada.

Uma outra variação contempla a inclusão em $\mathbf{f}_{it}$ dos itens que compõem a medida do déficit financeiro DEF_{it} em sua forma agregada ou desagregada, normalizando-os pelo ativo total da empresa. Com isto, os dois procedimentos gerais de teste da *pecking order*, descritos nesta e na seção anterior, podem ser unificados numa mesma especificação empírica.

Os modelos estimados nesta seção são praticamente idênticos às formulações dinâmicas consideradas na Seção 4.3.5.1, apenas acrescentando entre os regressores a interação $(CE_{it} \times ALAV_{it-1})$ e, eventualmente, a medida do déficit financeiro da empresa. A utilização de $\Delta ALAV_{it}$ como variável de resposta no lugar de $ALAV_{it}$ é meramente uma questão de conveniência interpretativa e só afeta o coeficiente de $ALAV_{it-1}$. Logo, as mesmas hipóteses estatísticas utilizadas para estimar os coeficientes daqueles modelos se aplicam neste caso.

Na Tabela 10 são reportadas quatro regressões com hipóteses de identificação similares às descritas na Tabela 5, incluindo-se no vetor $\mathbf{f}_{it}$ os mesmos candidatos a determinantes da estrutura de capital considerados anteriormente. Apenas o efeito de interação $(CE_{it} \times ALAV_{it-1})$ é acrescido nas especificações reportadas nas colunas 2 e 4 da tabela. Nas colunas 3 e 5 incluem-se, ademais, as variáveis DEF_{it} , DEF_{it}^2 e $(CE_{it} \times DEF_{it})$. Os resultados apontam unanimemente para um significativo comportamento de regressão à média da alavancagem, seja ela contábil ou de mercado. Por outro lado, revela-se claramente a não significância estatística dos coeficientes associados a $(CE_{it} \times ALAV_{it-1})$, sugerindo que o processo de ajustamento da alavancagem em direção a um valor meta (ou valor histórico médio) não difere significativamente como função do indicador de otimismo/excesso de confiança gerencial. Em algumas especificações o sinal do coeficiente estimado para

$(CE_{it} \times ALAV_{it-1})$ é positivo e em outras é negativo, mas o resultado geral de não significância é muito pouco sensível a variações da formulação do modelo.

Tabela 10 – Estrutura de capital meta: interação com CE

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis (1)	GMM-Sis (2)	GMM-Sis (3)	GMM-Sis (4)
$ALAV_{t-1}$	-0,3361*** (0,092)	-0,2441*** (0,073)	-0,1571*** (0,054)	-0,1815*** (0,055)
$CE \times ALAV_{t-1}$	-0,0214 (0,108)	-0,0050 (0,124)	-0,1060 (0,110)	-0,0141 (0,093)
CE	0,0595 (0,040)	0,0332 (0,047)	0,0594 (0,038)	0,0291 (0,032)
Preço/valor patrim.	-0,0013 (0,005)	-0,0101* (0,005)	-0,0032 (0,003)	-0,0064** (0,003)
Op. de crescimento	0,0084 (0,009)	0,0058 (0,010)	0,0039 (0,007)	0,0045 (0,007)
Lucratividade	-0,1954* (0,109)	-0,1982** (0,094)	-0,2188*** (0,082)	-0,1808** (0,082)
Volatilidade	0,0246 (0,024)	0,0320 (0,025)	0,0461*** (0,017)	0,0637*** (0,018)
Ben. fisc. extra-dív.	-0,6089 (0,498)	-0,8325** (0,385)	-0,3561 (0,308)	-0,7226*** (0,257)
Tangibilidade	0,0817** (0,033)	0,0865*** (0,032)	0,0556*** (0,020)	0,0507*** (0,019)
Tamanho	0,0314* (0,018)	0,0152 (0,016)	0,0027 (0,013)	0,0058 (0,011)
Singularidade	-0,0043 (0,123)	0,0012 (0,103)	0,0227 (0,088)	0,0262 (0,074)
Dividendos	-0,0427 (0,039)	-0,0226 (0,027)	-0,0102 (0,026)	-0,0195 (0,024)
CON	-0,1229* (0,071)	-0,1024 (0,062)	-0,0544 (0,044)	-0,0082 (0,039)
ACUM	-0,0734*** (0,016)	-0,0520*** (0,014)	-0,0366*** (0,012)	-0,0304** (0,012)
ADR	-0,0129 (0,029)	0,0217 (0,027)	-0,0058 (0,017)	0,0135 (0,016)
BOV	0,0287 (0,019)	0,0193 (0,017)	0,0122 (0,012)	0,0039 (0,011)
DEF	-	0,0085 (0,134)	-	-0,0900 (0,085)
DEF x DEF	-	0,3336 (0,253)	-	0,2073 (0,218)
CE x DEF	-	0,2836 (0,199)	-	0,0865 (0,133)
Dummies Ano	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	452	413	456	417
J de Hansen	101,13 (99; 0,422)	95,05 (138; 0,998)	105,00 (99; 0,321)	91,77 (138; 0,999)
m1	-3,22 (0,001)	-2,80 (0,005)	-3,88 (0,000)	-3,71 (0,000)
m2	0,01 (0,994)	0,39 (0,695)	-0,36 (0,721)	-0,40 (0,691)
DIF-Hansen	29,78 (31; 0,529)	23,127 (43; 0,994)	32,546 (31; 0,391)	17,685 (43; 1,000)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$), ($CE \times ALAV_{t-1}$), CE (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), $IPVP$ (preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa), DEF , DEF ao quadrado, ($CE \times DEF$) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Nas especificações das colunas 2 e 4 utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t-2$ de $ALAV$ e dos regressores $IPVP$, $LAJIRDA$, $BFED$, $BETA$, DIV , CON e ($CE \times ALAV_{t-1}$). Nas especificações das colunas 3 e 5 também foram similarmente instrumentadas as variáveis DEF , DEF ao quadrado e ($CE \times DEF$). Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos

transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

4.4.4 Resumo dos resultados e comentários

Diferentes modelos comportamentais que enfocam o viés do otimismo gerencial, geralmente definindo-o como uma percepção irracionalmente positiva da probabilidade de bons resultados de um empreendimento ou projeto, oferecem a seguinte predição: gestores otimistas perceberão (incorretamente) que os títulos arriscados emitidos por sua empresa são subavaliados pelos investidores externos e, por esta razão, preferirão financiar as atividades do empreendimento primordialmente com recursos gerados internamente, imunes ao problema de subvalorização. Em segundo lugar, optarão pela emissão de dívidas e apenas em último caso recorrerão à emissão de novas ações. Este comportamento é conhecido na literatura de Finanças como *pecking order*, cuja teoria foi originalmente desenvolvida no contexto de mercados financeiros sujeitos a assimetria de informações entre diferentes agentes.

Três estratégias foram adotadas para investigar se as empresas geridas por indivíduos excessivamente confiantes/otimistas tendem a seguir uma *pecking order* mais pronunciadamente do que as demais. A primeira enfocou predições “indiretas” do modelo, a exemplo do esperado relacionamento negativo entre lucratividade e alavancagem, o qual poderia ser particularmente forte nos casos em que $CE_{it} = 1$. A segunda abordagem representa um teste mais direto do comportamento de hierarquização de fontes de financiamento, prevendo que as variações do endividamento no tempo devem corresponder de forma exata ou bastante aproximada ao “déficit” financeiro da empresa, ou sua necessidade de financiamento externo. A terceira estratégia, por fim, testa a suposição de que o nível de alavancagem das empresas que adotam uma *pecking order* não exibirá um comportamento consistente de regressão à média.

Utilizando a maior parte dos procedimentos de estimação e análise comentados ao longo da Seção 4.3, os resultados sugerem, de forma geral, que as empresas administradas por gestores classificados como mais otimistas e excessivamente confiantes não são mais propensas do que

as demais a adotar uma hierarquização de preferências por fontes de financiamento. Embora boa parte dos coeficientes estimados nos diferentes testes exiba o sinal esperado, eles são, em sua maioria, claramente não-significantes estatisticamente. Estas conclusões são pouco sensíveis a variações da especificação dos modelos e do método de estimação utilizado. Em particular, as mesmas inferências são sugeridas quando, ao invés de se utilizar efeitos de interação nos modelos, regressões diferentes são estimadas para subamostras definidas, por exemplo, com base na classificação dos gestores como enviesados ou não enviesados. Os resultados também não parecem se dever a diferenças significativas entre as empresas quanto ao grau de severidade de problemas de assimetria informacional. De fato, as empresas para as quais $CE_{it} = 1$ são provavelmente, em média, mais sujeitas a este fenômeno do que as demais por serem menores e por adotarem padrões de governança menos exigentes, o que tenderia a reforçar sua propensão a seguir uma *pecking order*.

Os resultados encontrados são bastante compatíveis com o modelo mais completo de Hackbarth (*Op. cit.*). Nesta formulação, o otimismo relaciona-se com a superestimação dos retornos esperados do empreendimento, ao passo que o excesso de confiança implica a subestimação da volatilidade associada aos retornos. Demonstra-se que a interação destes dois vieses, os quais tendem a se manifestar simultaneamente, pode eliminar qualquer propensão do gestor a adotar uma hierarquia de preferências nos moldes da *pecking order*.

Analisando os resultados para o conjunto das empresas (embora este não seja o foco da pesquisa), as evidências quanto a um comportamento de hierarquização das fontes de financiamento são ambíguas. A associação negativa entre lucratividade e alavancagem oferece algum suporte a esta hipótese. É também notório que a medida de déficit financeiro construída (DEF) associa-se de forma substancial e positiva com as variações do endividamento das empresas (ΔE). Os coeficientes estimados para DEF são, entretanto, bem inferiores a 1 e, como mostram Chirinko e Singha (*Op. cit.*), a simples associação entre DEF e ΔE não é uma evidência suficiente para rejeitar explicações concorrentes. Ademais, o aparente comportamento de regressão à média das medidas de alavancagem é mais compatível com a hipótese de que as empresas trabalham com algum tipo de meta para a sua estrutura de capital. Na literatura internacional, assim como no Brasil, as evidências neste campo são bastante inconclusivas. Por exemplo, enquanto Shyam-Sunder e Myers (*Op. cit.*) e Lemmon e Zender (*Op. cit.*) encontram resultados favoráveis à *pecking order*, Murray Frank e

Goyal (2003) e, no Brasil, Lucinda e Saito (*Op. cit.*), encontram evidências incompatíveis com esta teoria.⁵²

4.5 Investimento e valor da empresa

As teorias comportamentais consideradas nesta pesquisa sugerem que o otimismo e o excesso de confiança dos gestores podem impactar substancialmente as decisões de investimento e o valor de mercado das empresas. Todavia, no caso geral, o sentido e a magnitude desta influência não são claros a priori, dependendo de combinações entre as condições e características do ambiente econômico e da empresa e o próprio grau de enviesamento do gestor. O modelo de Heaton (*Op. cit.*), por exemplo, prevê um problema de investimento excessivo motivado pelo otimismo gerencial quando a empresa dispõe de muitos recursos gerados por sua atividade e um problema de investimento subótimo quando os recursos internos são relativamente escassos vis-à-vis as oportunidades de investimento rentável disponíveis. Gervais *et al.* (*Op. cit.*), por sua vez, argumentam que níveis “moderados” de excesso de confiança e de otimismo do gestor podem aumentar o valor do negócio, na medida em que tornam mais ágil o processo de tomada de decisões de investimento, beneficiando, em especial, empresas em setores dinâmicos e competitivos. Por outro lado, um grau de enviesamento “elevado” será prejudicial para o empreendimento em razão da propensão do gestor a tomar decisões de investimento precipitadas, resultando deste *trade-off* um nível ótimo de enviesamento cognitivo. Analogamente, no modelo oferecido por Fairchild (*Op. cit.*) a maior propensão dos gestores otimistas ao endividamento pode ser benéfica para os acionistas externos da empresa na medida em que o maior endividamento induz o gestor a se esforçar mais, mas será maléfica, por outro lado, em razão do custo esperado de dificuldades financeiras adicional imposto pela alavancagem excessiva. Por fim, no modelo de Hackbarth (2004) a maior propensão ao endividamento dos gestores enviesados ameniza possíveis problemas de superinvestimento, mas, novamente, pode criar dificuldades para a empresa em razão do excesso de alavancagem, inclusive motivando um eventual subinvestimento.

⁵² Uma possível resolução desta controvérsia é oferecida por Fama e French (2005). Os autores observam o padrão de emissão de ações e de dívidas de uma grande amostra de empresas norte-americanas entre os anos de 1973 e 2002. Seus dados permitem testar da forma mais direta possível as previsões da *pecking order*. Fama e French (*Ibid.*) concluem que as empresas emitiram neste período muito mais ações, por diversos caminhos alternativos, do que se imaginava. Seus resultados contrariam frontalmente todas as previsões da *pecking order*.

Tais ambigüidades quanto à influência esperada dos vieses do otimismo e do excesso de confiança gerenciais sobre o nível de investimento e sobre o valor da empresa não encorajam a formulação de hipóteses específicas, em contraste com a clara predição, investigada anteriormente, de que gestores com estes vieses cognitivos procurarão endividar mais suas empresas, *ceteris paribus*. De fato, é perfeitamente plausível que nenhum padrão de comportamento sistemático emerja da análise empírica em razão das múltiplas combinações possíveis dos argumentos comportamentais parcialmente arrolados acima. A análise conduzida nesta seção reveste-se, portanto, de um caráter mais exploratório e investiga se é possível divisar algum impacto sistemático e geral dos vieses cognitivos de interesse sobre o nível de investimento de capital das empresas e sobre o seu valor de mercado.

Os modelos empíricos são aqui formulados de maneira análoga à apresentada nas seções anteriores, valendo, de forma geral, as mesmas considerações estatísticas sobre as condições que garantem a estimação adequada dos seus parâmetros.

A relação entre o volume de investimentos e a *proxy* para os vieses do otimismo/excesso de confiança dos gestores pode ser modelada na forma abaixo.

$$I_{it} = \gamma^T \mathbf{h}_{it} + c_i + \zeta_{it} \quad (4.50)$$

Em (4.50), I_{it} representa o volume de investimentos da empresa i no ano t , $\mathbf{h}$ é um vetor contendo os regressores (e, possivelmente, uma constante geral), incluindo-se entre eles o indicador CE_{it} , utilizando alguma das definições operacionais descritas anteriormente ou os escores fatoriais provenientes da Análise de Fatores Comuns Ortogonais desenvolvida na Seção 4.3.6.4. O vetor γ contém os parâmetros a serem estimados, c_i captura a heterogeneidade não-observada e invariante no tempo associada à empresa i e ζ_{it} é o componente de erro do modelo, com $\mathbb{E}[\zeta_{it}] = \mathbb{E}[c_i] = 0$. Na prática, as regressões são estimadas com I_{it} dividido pelo ativo total ou pelo ativo imobilizado da empresa.

Se a evolução do nível de investimento no tempo for adequadamente descrita por um processo de ajustamento parcial em direção a um valor de equilíbrio, similarmente ao apresentado na

Seção 4.3.5.1, ou se houver, de forma geral, uma tendência de regressão à média dos valores desta variável, justifica-se também a formulação de um modelo dinâmico do tipo

$$I_{it} = \delta I_{it-1} + \gamma^T \mathbf{h}_{it} + c_i + \zeta_{it} \quad (4.51)$$

A definição operacional para I_{it} utilizada inicialmente é a mesma apresentada na Seção 3.4.16 (item c). Ela descreve a variação líquida, ao longo do ano t , dos investimentos em ativos fixos, participações em outras empresas e outros tipos de aplicação de recursos, utilizando informações da DOAR, Demonstração de Origens e Aplicações de Recursos. Algumas variantes desta definição serão consideradas posteriormente.

A escolha das variáveis de controle incluídas em $\mathbf{h}_{it}$ fundamenta-se, em parte, na literatura empírica dedicada à investigação dos direcionadores das decisões de investimento das empresas. Uma expressiva quantidade de trabalhos neste campo é revisada por Hubbard (1998) e, mais recentemente, por Stein (2003). De acordo com Stein (*Ibid.*), duas evidências principais emergem desta literatura: empresas com maior quantidade de caixa disponível investem mais, assim como empresas menos endividadas. Logo, na medida em que podem ser correlacionados com CE , indicadores da alavancagem financeira e da quantidade de recursos internos disponíveis para a empresa devem ser utilizados como regressores. Este último construto reflete-se, em parte, nas medidas de lucratividade definidas na Seção 3.4.4, mas, além delas, utiliza-se um indicador mais específico de fluxo de caixa (FC_{it}), descrito na Seção 3.4.16 (item e), também dividido pelo ativo total ou pelo ativo imobilizado da empresa nas regressões. Outros controles sugeridos por trabalhos prévios incluem indicadores da política de dividendos da empresa, das oportunidades de investimento para ela disponíveis, de seu tamanho e de sua volatilidade. Adicionalmente, procura-se controlar eventuais influências do setor de atividade e dos padrões de governança corporativa sobre a variável de resposta.

Os mesmos procedimentos de estimação e análise de robustez dos resultados descritos na Seção 4.3 foram aqui implementados, mas são reportados a seguir apenas os resultados mais importantes. A Tabela 11 mostra as estimativas obtidas com quatro especificações diferentes dos modelos (4.50) e (4.51). A variável que mais contribui para explicar o investimento (dividido pelo ativo total) é o índice preço/valor patrimonial das ações, o qual pode ser interpretado como uma das *proxies* para o volume de oportunidades de investimento rentável

disponível para a empresa. O coeficiente estimado mostra, como esperado, um relacionamento positivo entre este indicador e a variável de resposta, embora sua magnitude seja reduzida. Também apresenta o sinal esperado o coeficiente estimado para o indicador de fluxo de caixa (dividido pelo ativo), embora as estimativas não sejam, em muitos casos, significantes nos níveis convencionais. Por outro lado, diferentemente do reportado em estudos anteriores, a alavancagem parece associar-se positivamente ao volume de investimentos, ainda que os coeficientes estimados não sejam significantes em diversas especificações alternativas.

A Tabela 11 revela também que os coeficientes estimados para CE são pequenos em magnitude e, de forma geral, não-significantes nos níveis convencionais. O sinal reportado nas quatro regressões é negativo, mas em outras especificações, a exemplo das mostradas na Tabela A-23 do Apêndice 5, ele se inverte. Quando hipóteses de identificação alternativas são utilizadas, por exemplo tratando todos os regressores (com exceção das *dummies* de ano) como variáveis endógenas com erros de mensuração que podem exibir autocorrelação de primeira ordem ou de primeira e segunda ordens, a conclusão quanto à irrelevância de CE para explicar a variável de resposta permanece inalterada.

Algumas variações da definição operacional para I_{it} descrita acima foram consideradas. Por exemplo, reconstruiu-se esta variável desconsiderando-se os itens Venda de Ativo Fixo, Venda de Bens do Permanente e Redução do Realizável a Longo Prazo (ver Seção 3.4.16, item c) para capturar a variação “bruta” do investimento. Outra definição alternativa considera apenas os investimentos em ativos fixos da empresa. Os resultados obtidos com estas variações são similares. Também definições operacionais alternativas dos regressores foram empregadas. Em particular, o índice preço/valor patrimonial foi substituído pela medida aproximada do q de Tobin, freqüentemente utilizado nas pesquisas da área. Em quase todas as regressões o coeficiente estimado para o q de Tobin revelou-se não-significante estatisticamente e as mesmas conclusões quanto ao impacto de CE sobre o nível de investimento são sugeridas (de fato, as estimativas do coeficiente de CE são mais próximas de zero nestas especificações).

Tabela 11 – Investimento e confiança excessiva/otimismo

Regressores	Investimento Líquido							
	GMM-Sis (1)		GMM-Sis (2)		GMM-Sis (3)		GMM-Sis (4)	
$(I/A)_{t-1}$	-	-	-	-	0,0232 (0,088)	-0,0208 (0,091)		
<i>CE</i>	-0,0205 (0,013)	-0,0494* (0,026)	-0,0185 (0,013)	-0,0355 (0,025)				
<i>FC</i>	0,1456 (0,099)	0,0940 (0,115)	0,1233 (0,098)	0,0489 (0,124)				
Alavancagem	0,0767** (0,032)	0,0815** (0,035)	0,0652** (0,028)	0,0513* (0,027)				
Dividendos	0,0140 (0,192)	-0,0049 (0,201)	-0,0524 (0,202)	-0,0259 (0,196)				
Preço/valor patrim.	0,0186*** (0,003)	0,0134*** (0,004)	0,0154*** (0,003)	0,0137*** (0,004)				
Op. de crescimento	0,0103** (0,005)	0,0180* (0,011)	0,0070 (0,005)	0,0209* (0,011)				
Lucratividade	0,0117 (0,047)	-0,0494 (0,052)	-0,0008 (0,048)	-0,0227 (0,059)				
Volatilidade	-0,0099 (0,019)	-0,0230 (0,023)	-0,0061 (0,016)	-0,0046 (0,019)				
Tamanho	0,0074 (0,009)	-0,0194 (0,018)	0,0053 (0,010)	0,0026 (0,016)				
<i>CON</i>	0,0364 (0,045)	-0,0177 (0,035)	-0,0215 (0,046)	-0,0256 (0,033)				
<i>ACUM</i>	0,0163* (0,010)	0,0163 (0,017)	0,0086 (0,009)	0,0083 (0,016)				
<i>ADR</i>	0,0065 (0,016)	0,0852** (0,035)	0,0125 (0,015)	0,0392 (0,028)				
<i>BOV</i>	0,0020 (0,011)	-0,0002 (0,020)	0,0036 (0,010)	-0,0015 (0,018)				
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM	SIM	SIM				
Número de obs.	571	571	475	475				
J de Hansen	92,13 (91; 0,447)	109,09 (148; 0,993)	97,60 (104; 0,658)	102,55 (161; 1,000)				
m1	-3,34 (0,001)	-3,44 (0,001)	-4,17 (0,000)	-3,84 (0,000)				
m2	0,48 (0,631)	0,58 (0,559)	0,74 (0,461)	1,00 (0,318)				
DIF-Hansen	28,901 (28; 0,418)	10,501 (43; 1,000)	20,495 (32; 0,942)	7,367 (47; 1,000)				

A variável dependente é o investimento líquido, definido na Seção 3.4.16 (item c), dividido pelo ativo total da empresa (I/A).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *FC* (caixa gerado pela empresa dividido por seu ativo total), $E/(VMA+A - PL)$ (alavancagem de mercado), *DIVA* (dividendos pagos), *IPVP* (preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), $\ln R$ (tamanho), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Nas colunas GMM-Sis(3) e GMM-Sis(4) inclui-se entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Na coluna GMM-Sis(1) os regressores *FC*, ‘alavancagem de mercado’, *IPVP*, *LAJIRDA*, *BETA*, *DIVA* e *CON* são tratados como endógenos, utilizando-se como instrumentos suas defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ e suas transformações de PD defasadas em um período. Na coluna GMM-Sis(3) o procedimento é idêntico, apenas acrescentando-se a variável dependente defasada, tratada da mesma forma. Em ambos os casos, assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. Nas colunas GMM-Sis(2) e GMM-Sis(4) todos os regressores, com exceção das *dummies* de ano, são tratados como endógenos e instrumentados da maneira descrita acima.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Em diversos modelos, no lugar de alguns indicadores individuais foram utilizados os escores fatoriais derivados da Análise de Fatores Comuns Ortogonais desenvolvida na Seção 4.3.6.4, interpretados como estimativas de certas variáveis latentes. Na Tabela A-23 do Apêndice 5

são mostrados os resultados de mais quatro regressões especificadas similarmente ao descrito na Tabela 11, porém utilizando os referidos escores fatoriais no lugar de alguns indicadores e o investimento bruto (dividido pelo ativo total da empresa) como variável de resposta.

A diferença mais marcante entre os resultados das duas tabelas é a significância estatística e a muito maior magnitude, na Tabela A-23, do coeficiente estimado associado a I_{it-1} (de fato, I_{it-1} / A_{it-1} , sendo A o ativo total da empresa), neste caso revelando um efeito dinâmico relevante do comportamento do investimento. Os resultados para os demais regressores são coerentes, com exceção do relacionamento negativo e significativo (em duas especificações na Tabela A-23) entre o volume de investimento e o fator estimado ‘estrutura do Conselho de Administração’. Os coeficientes estimados para o ‘fator CE ’, por sua vez, permanecem não-significantes, mas, na Tabela A-23, seus valores são positivos e próximos de zero.

Uma segunda abordagem, seguindo uma literatura iniciada por Fazzari *et al.* (1988), considerou mais explicitamente a possível influência sobre o volume de investimentos das restrições financeiras às quais se submetem as empresas. Como medidas mais específicas para este construto, já parcialmente capturado, em especial pelo indicador do porte da organização, utilizou-se a probabilidade estimada da empresa emitir debêntures de longo prazo (*PROBDEB*. Ver Seção 4.3.6.1) ou a própria variável binária *DEB* (Seção 3.4.14). As especificações comentadas acima foram estimadas separadamente para o grupo das empresas classificadas como “menos sujeitas a restrições financeiras” e para as classificadas como “mais sujeitas a restrições financeiras” de acordo com os valores de *PROBDEB* ou de *DEB* (no caso, associou-se a maior probabilidade de emissão de debêntures de longo prazo a um menor grau de restrição financeira). Os resultados, não reportados, mostram que a influência do volume de caixa gerado internamente sobre o investimento é maior para as empresas do primeiro grupo (“mais sujeitas a restrições financeiras”), similarmente ao encontrado em trabalhos anteriores, e também que, para estas empresas, a *proxy* para o volume de oportunidades de crescimento é menos correlacionada com o investimento. Todavia, as estimativas do coeficiente de CE nos dois grupos são muito próximas entre si e similares às obtidas anteriormente. O mesmo se verifica quando *PROBDEB* ou *DEB* são utilizados como regressores.

Se gestores otimistas/excessivamente confiantes perceberem as fontes externas de financiamento como subavaliadas, é provável que as empresas por eles geridas exibam maior sensibilidade do volume de investimentos à quantidade de recursos internos disponíveis. Malmendier e Tate (2002) testaram esta hipótese específica utilizando uma definição operacional diferente para os vieses cognitivos de interesse (ver Seção 3.2.4). Similarmente aos referidos autores, podemos verificar esta possibilidade formulando um modelo do tipo

$$I_{it} = \gamma^T \mathbf{h}_{it} + \alpha^T (\mathbf{g}_{it} \times FC_{it}) + c_i + \zeta_{it} \quad (4.52)$$

sendo $\mathbf{h}_{it}$ um vetor com os mesmos regressores considerados anteriormente e $\mathbf{g}_{it}$ um vetor contendo um subconjunto dos indicadores contidos em $\mathbf{h}_{it}$ ($\mathbf{g}_{it}$ pode ser, de fato, igual a $\mathbf{h}_{it}$). Uma variante de (4.52) acrescentaria I_{it-1} entre os regressores. FC_{it} é o indicador de fluxo de caixa descrito na Seção 3.4.16 (item e). O vetor $\mathbf{g}$ deve conter, no mínimo, a *proxy* para o excesso de confiança/otimismo do gestor. Sob a hipótese de que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa é maior para as empresas geridas por indivíduos enviesados, espera-se que o coeficiente estimado para este efeito de interação ($CE_{it} \times FC_{it}$) seja positivo e estatisticamente significativo. Os resultados da estimação de duas especificações estáticas similares a (4.52) são reportados na Tabela A-24 (Apêndice 5). Na primeira, acrescenta-se apenas a interação $CE_{it} \times FC_{it}$ e na segunda $\mathbf{g}_{it}$ contém todos os regressores incluídos em $\mathbf{h}_{it}$. As estimativas mostram que não há indícios nos dados de uma maior (ou menor) sensibilidade dos investimentos ao volume de caixa gerado pela empresa (ambos divididos pelo ativo total), contrariamente ao que encontraram Malmendier e Tate (*Ibid.*). Tais evidências, contrárias à hipótese de que as empresas geridas por indivíduos enviesados exibem maior propensão a seguir uma *pecking order*, são compatíveis com as comentadas na Seção 4.4 acima. As estimativas obtidas com especificações dinâmicas ou incluindo *proxies* para o grau de restrição financeira da empresa apontam para as mesmas conclusões.

Algumas análises de sensibilidade dos resultados envolveram ‘regressões com erros nas variáveis’ (Seção 3.5.5.2) e o emprego de métodos de estimação robustos a *outliers* (Seção 3.5.5.3). Por fim, todos os modelos foram re-estimados após a exclusão da amostra das empresas estatais, cujo processo de tomada de decisões de investimento pode ser fundamentalmente diferente do adotado pelas demais (embora estas possíveis diferenças já sejam capturadas, pelo menos em parte, pelos controles incluídos nos modelos, em especial

pelo termo c_i , representando a heterogeneidade não-observada das empresas). Os resultados destes exercícios são bastante coerentes com os comentados acima e apontam para as mesmas conclusões, em particular quanto à (falta de) influência de CE sobre I .

A investigação do eventual impacto das *proxies* para os vieses cognitivos de interesse sobre o valor de mercado relativo das empresas seguiu um processo bastante similar ao descrito acima. Novamente, modelos estáticos e dinâmicos foram formulados e estimados utilizando diferentes estratégias e hipóteses de identificação. Os modelos genéricos considerados podem ser expressos na forma das equações (4.53) e (4.54) abaixo.

$$V_{it} = \varphi^T \mathbf{m}_{it} + u_i + \omega_{it} \quad (4.53)$$

$$V_{it} = \alpha V_{it-1} + \varphi^T \mathbf{m}_{it} + u_i + \omega_{it} \quad (4.54)$$

Nas expressões acima, V_{it} representa o valor de mercado relativo da empresa i no ano t e $\mathbf{m}$ é um vetor contendo os regressores (e, possivelmente, uma constante geral), incluindo-se entre eles o indicador CE_{it} . O vetor φ contém os parâmetros a serem estimados, u_i captura a heterogeneidade não-observada e invariante no tempo associada à empresa i e ω_{it} é o componente de erro do modelo, com $\mathbb{E}[\omega_{it}] = \mathbb{E}[u_i] = 0$. Diversas definições operacionais possíveis para V_{it} , descritas na Seção 3.4.3, foram utilizadas.

Assim como no caso anterior, a escolha das variáveis de controle acrescidas a $\mathbf{m}_{it}$ segue, em parte, a literatura empírica prévia, a exemplo de McConnell e Servaes (1995) e Lins (2003). Especificamente, utilizam-se indicadores de liquidez das ações da empresa, de sua alavancagem financeira, lucratividade, volatilidade, tamanho, política de dividendos, padrões de governança corporativa e de oportunidades de investimento disponíveis, além das variáveis indicadoras de ano e, em algumas especificações, também de setor de atividade e natureza do acionista controlador.

A Tabela 12 mostra os resultados de quatro regressões. Nas duas primeiras o valor de mercado da empresa é representado por seu q de Tobin, definido operacionalmente na Seção 3.4.3, e nas duas seguintes a *proxy* utilizada é o índice preço/valor patrimonial das suas ações. Os quatro modelos são estimados pelo método GMM-Sis sob a suposição de que todos os

regressores (com exceção das variáveis indicadoras de ano) são possivelmente correlacionados com valores passados e contemporâneos dos erros ω_{it} , mas que ω_{it} não é autocorrelacionado. Variações destas hipóteses (assumindo, por exemplo, que ω_{it} apresenta autocorrelação de primeira ordem) não comprometem as conclusões da análise. As informações contidas na tabela revelam que a maior parte dos regressores não parece relevante para explicar a variável de resposta. De particular interesse, os coeficientes estimados para *CE* apresentam sinal positivo, mas não são significantes nos níveis usuais (ademais, o referido sinal se inverte em algumas especificações alternativas).

A Tabela A-25 do Apêndice 5 traz os resultados da estimação de outros quatro modelos, porém agora utilizando como variável de resposta as estimativas do fator comum denominado ‘Valor’ e como regressores os demais escores fatoriais derivados da análise descrita na Seção 4.3.6.4. Os resultados avaliados em seu conjunto, incluindo as especificações reportadas e as não reportadas, apontam indubitavelmente para os indicadores da lucratividade da empresa (incluindo o fator estimado ‘Lucratividade’) como os regressores mais importantes, apresentando coeficientes na maior parte dos casos estatisticamente significantes pelo menos no nível de 10% com sinal quase sempre positivo e magnitude expressiva. Em diversas especificações, as medidas de tamanho também apresentaram relação positiva e estatisticamente significativa com os indicadores do valor de mercado das empresas, assim como as variáveis binárias *ADR* e, marginalmente, *BOV*. Por outro lado, as variáveis binárias *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC pelo mesmo indivíduo) e *DIV* (distribuição de dividendos), bem como as medidas de volatilidade das ações da empresa revelaram em alguns modelos uma influência negativa sobre a variável de resposta. As medidas de alavancagem, por sua vez, apresentam resultados díspares. Quando a alavancagem de mercado é incluída entre os regressores os resultados são estimativas geralmente não-significantes e em muitos casos negativas, ao passo que a alavancagem total (ou de longo prazo) contábil parece associar-se positivamente (com coeficientes estimados muitas vezes significantes) com os indicadores de valor de mercado. Nas formulações dinâmicas os coeficientes associados a V_{it-1} são expressivos em magnitude e estatisticamente significantes no nível de 1%, sugerindo um comportamento compatível com um processo de ajustamento em direção a um valor de equilíbrio ou de regressão à média da variável de resposta. Finalmente, a exemplo daqueles reportados nas duas tabelas apresentadas, os coeficientes

estimados para *CE* mostram-se em geral não-significantes e sem um sinal consistentemente positivo ou negativo.

Tabela 12 – Valor de mercado e confiança excessiva/otimismo

Regressores	<i>q</i> de Tobin		Índice preço/valor patrimonial	
	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)
V_{t-1}	-	0,6402*** (0,086)	-	0,7454*** (0,031)
<i>CE</i>	0,0104 (0,158)	0,0461 (0,091)	0,5019 (0,573)	0,0648 (0,137)
Liquidez	0,0191 (0,024)	0,0186 (0,011)	-0,0019 (0,077)	0,0149 (0,044)
Op. de crescimento	-0,0336 (0,032)	-0,0008 (0,024)	0,0112 (0,149)	0,1826* (0,106)
Alavancagem	0,0575 (0,185)	0,1409 (0,089)	-1,0308 (0,662)	-0,0765 (0,232)
Lucratividade	1,4441*** (0,468)	0,6921** (0,326)	0,4128 (1,321)	0,6225* (0,367)
Volatilidade	0,0445 (0,069)	-0,0756 (0,047)	-0,3462 (0,259)	-0,4202** (0,165)
Tamanho	-0,0702 (0,126)	0,0045 (0,053)	0,4066 (0,360)	-0,0352 (0,130)
Dividendos	-0,1607* (0,093)	-0,1075 (0,073)	-0,2665 (0,284)	-0,3334 (0,252)
<i>CON</i>	0,1660 (0,179)	0,2117** (0,100)	-0,6367 (0,627)	0,0655 (0,261)
<i>ACUM</i>	-0,1039 (0,100)	-0,0723 (0,055)	0,0628 (0,242)	-0,0801 (0,114)
<i>ADR</i>	0,4786*** (0,167)	-0,0027 (0,109)	1,2769 (0,912)	0,0906 (0,279)
<i>BOV</i>	0,0869 (0,150)	0,1710** (0,076)	-0,0022 (0,536)	0,4203* (0,234)
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	657	567	630	541
J de Hansen	121,39 (135; 0,793)	114,79 (148; 0,980)	125,08 (135; 0,718)	111,51 (148; 0,989)
m1	-1,27 (0,205)	-2,61 (0,009)	0,75 (0,452)	-2,19 (0,028)
m2	-1,83 (0,067)	-1,66 (0,098)	-1,12 (0,264)	-0,99 (0,322)
DIF-Hansen	21,198 (39; 0,991)	14,996 (43; 1,000)	28,246 (39; 0,899)	2,888 (11; 0,992)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é o *q* de Tobin, enquanto que naquelas reportadas nas colunas 4 e 5 é o índice preço/valor patrimonial das ações da empresa. Ambas as variáveis são definidas na Seção 3.4.3.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ de todos os regressores, com exceção das variáveis indicadoras de ano, tratadas como estritamente exógenas.

Para os modelos estáticos, os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *LIQ* (liquidez das ações), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), $E/(VMA+A-PL)$ (alavancagem de mercado), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *lnR* (tamanho), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Nas especificações dinâmicas inclui-se entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta (V_{t-1}).

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Algumas análises teóricas, como as oferecidas por Hackbarth (2004) e Gervais *et al.* (*Op. cit.*), sugerem que níveis “moderados” de otimismo e de excesso de confiança do gestor

podem ser benéficos para a empresa, do ponto de vista de acionistas externos racionais, embora um enviesamento muito pronunciado tenda a destruir valor. É possível, neste caso, que o relacionamento entre o grau de enviesamento cognitivo do gestor e o valor de mercado da empresa seja não linear. Tal conjectura poderia ser examinada empiricamente se alguma medida contínua de otimismo/excesso de confiança estivesse disponível. As definições operacionais propostas nesta pesquisa não permitem, entretanto, a identificação de um contínuo de “graus de enviesamento” com alguma precisão e justificativa. Sem ignorar estas limitações, não obstante, a título de exercício, acrescentou-se aos modelos formulados anteriormente um termo quadrático do ‘fator *CE*’ derivado da Análise de Fatores Comuns Ortogonais da Seção 4.3.6.4, interpretando-se estes escores fatoriais como estimativas contínuas do grau de enviesamento dos gestores das empresas pesquisadas. Os resultados, não reportados, revelam estimativas em geral não-significantes e com sinais ambíguos, não apontando com clareza para qualquer padrão não linear de comportamento.

4.5.1 Resumo dos resultados e comentários

Os diferentes modelos considerados neste estudo sugerem que o otimismo e o excesso de confiança dos gestores podem influenciar as decisões de investimento e o valor de mercado das empresas em diferentes sentidos. Em alguns casos, gestores enviesados exibirão maior e em outros casos menor propensão ao investimento em comparação com seus pares racionais. Similarmente, estes vieses podem ser, do ponto de vista de investidores externos racionais, benéficos para a empresa por um lado e maléficos por outro. Tendo em vista estas diferentes linhas de argumentação, adotou-se aqui uma postura exploratória com o intuito de identificar nos dados que tipo de influência prevalece, de forma geral, entre as empresas pesquisadas.

Os resultados da análise empírica sugerem que nem o volume de investimentos nem o valor de mercado das empresas são consistentemente influenciados pelas *proxies* para o excesso de confiança/otimismo gerenciais. Os coeficientes obtidos para estas variáveis são em geral não-significantes estatisticamente e seus sinais são instáveis. Tais conclusões se mantêm mesmo quando variações significativas dos modelos inicialmente formulados são implementadas. Também não há indícios nos dados de uma maior sensibilidade do volume de investimentos ao nível de fluxo de caixa gerado pelas empresas quando elas são administradas por indivíduos mais propensos ao otimismo e ao excesso de confiança, contrariamente ao

reportado por Malmendier e Tate (2002). Esta evidência é coerente, por sua vez, com as conclusões da análise desenvolvida na Seção 4.4.

Depreende-se do exposto no primeiro parágrafo que tais resultados não são de maneira alguma incompatíveis com o conjunto das teorias enfocadas. Em praticamente todos os modelos considerados na pesquisa as predições quanto ao impacto do otimismo e do excesso de confiança sobre o valor de mercado e sobre a propensão da empresa ao investimento são ambíguas, dependendo de combinações específicas entre características das empresas, condições ambientais e o grau de enviesamento do gestor.⁵³

Por fim, uma dose adicional de cautela na interpretação dos resultados é recomendada, em razão das dificuldades de mensuração do valor de mercado e das oportunidades de investimento rentável disponíveis para as empresas, discutidas, por exemplo, por Erickson e Whited (2000) e Bond *et al.* (2004).

⁵³ Apenas no modelo de Malmendier e Tate (2002), analiticamente bastante simplificado, gestores exclusivamente otimistas sempre investirão excessivamente. Os próprios autores reconhecem, não obstante, que uma pequena alteração na formulação do problema gera predições de investimento excessivo em alguns casos e de subinvestimento em outros. Já na primeira versão do modelo de Fairchild (*Op. cit.*), combinando assimetria de informações e otimismo gerencial, a maior propensão dos gestores enviesados ao endividamento é prejudicial para a sociedade como um todo, mas pode ser benéfica para a empresa individualmente.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A tradicional caracterização do agente nas teorias financeiras como um *Homo Economicus* parece pouco realista à luz da evidência produzida por outras ciências sociais, observação, aliás, que não deve surpreender a maior parte dos pesquisadores. Este não seria, provavelmente, um problema relevante se os modelos fundamentados neste agente otimizador e ilimitadamente racional fossem compatíveis com a realidade observada e a explicassem satisfatoriamente. Afinal, parafraseando o conhecido argumento de Milton Friedman (1953), as teorias deveriam ser julgadas não pelos seus pressupostos, mas pela validade de suas predições e toda teorização envolve inevitáveis simplificações. Rabin (*Op. cit.*, p. 13) reforça este ponto de vista, afirmando que “Em razão do elevado prêmio que a ciência econômica atribui à lógica e precisão dos argumentos e à quantificação da evidência, dar conta de todas as facetas da natureza humana não é viável e nem desejável.”⁵⁴

Não poucas evidências empíricas sugerem, todavia, que diversos fenômenos de interesse para Finanças, no nível dos mercados ou das decisões de empresas individuais, não são bem explicados pelos argumentos teóricos provenientes deste arcabouço ou que poderiam ser mais bem explicados por argumentos alternativos. É claro que novas teorias podem ser formuladas sem que seja necessário abandonar a caracterização do agente mencionada acima, mas como comenta o mesmo Rabin (*Ibid.*, p. 13):

O reconhecimento de que muitos detalhes do comportamento humano precisam ser ignorados, entretanto, não deveria autorizar a complacência institucionalizada acerca da validade comportamental dos nossos pressupostos; “tratabilidade” e “parcimônia” deveriam ser princípios direcionadores em nossos esforços para tornar a nossa pesquisa mais realista, não pretextos para evitar esta tarefa. No ponto em que se encontram as coisas, algumas descobertas psicológicas importantes parecem tratáveis e parcimoniosas o suficiente para que comecemos a integrá-las à ciência econômica.⁵⁵

⁵⁴ “Because of the high premium economics places on the logic and precision of arguments and the quantification of evidence, attending to all facets of human nature is neither feasible nor desirable.”

⁵⁵ The realization that many details of human behavior must be ignored, however, should not license institutionalized complacency about the behavioral validity of our assumptions; “tractability” and “parsimony” should be guiding principles in our efforts to make our research more realistic, not pretexts for avoiding this task. As it now stands, some important psychological findings seem tractable and parsimonious enough that we should begin the process of integrating them into economics.

De fato, a preocupação com os fundamentos comportamentais e psicológicos da investigação econômica não é nova, como atesta o comentário mais veemente de Clark (1918) *apud* De Bondt e Thaler (*Op. cit.*):

O economista pode tentar ignorar a Psicologia, mas é simplesmente impossível para ele ignorar a natureza humana... Se o economista toma emprestado sua concepção de homem do psicólogo, seu trabalho de construção pode ter alguma chance de permanecer puramente econômico no caráter. Porém, se ele não o fizer, ele não evitará desta forma a Psicologia. Ao contrário, ele se forçará a fazer a sua própria, e ela será Psicologia ruim.⁵⁶

Também não encontra respaldo em boa parte da literatura financeira recente o argumento segundo o qual os mercados funcionam “como se” os agentes fossem perfeitamente racionais. Ao contrário, é possível, ao que parece, que desvios da racionalidade influenciem marcadamente fenômenos financeiros relevantes e que agentes cognitivamente enviesados sobrevivam e prosperem.⁵⁷

Esta pesquisa focaliza dois vieses cognitivos estreitamente relacionados, o otimismo e o excesso de confiança, amplamente documentados na literatura comportamental e psicológica. Nas palavras de Taylor e Brown (*Op. cit.*, p. 193): “[...] considerável evidência de pesquisa sugere que auto-avaliações excessivamente positivas, percepções exageradas de controle ou perícia e otimismo não-realista são características do pensamento humano normal.”⁵⁸

Mais especificamente, o interesse concentra-se em gestores otimistas/excessivamente confiantes e nas eventuais conseqüências do seu enviesamento cognitivo para as decisões de financiamento e de investimento das empresas por eles administradas. As hipóteses de pesquisa são derivadas de um corpo de teorias recentemente desenvolvidas, inscritas no campo (em rápida expansão) de Finanças Corporativas Comportamentais. Embora os dois traços psicológicos estejam intimamente associados um ao outro e costumem se manifestar

⁵⁶ *The economist may attempt to ignore psychology, but it is sheer impossibility for him to ignore human nature...If the economist borrows his conceptions of man from the psychologist, his constructive work may have some chance of remaining purely economic in character. But if he does not, he will not thereby avoid psychology. Rather, he will force himself to make his own, and it will be bad psychology.*

⁵⁷ Como discutido anteriormente, o modelo de Goel e Thakor (*Op. cit.*) mostra como indivíduos excessivamente confiantes podem suplantar seus pares racionais na disputa por cargos de liderança dentro das organizações. Bernardo e Welch (*Op. cit.*) mostram como indivíduos com estas características podem ser úteis num ambiente econômico mais geral. Para uma discussão sobre a permanência deste viés num contexto evolutivo ver também Manove (2000), Heifetz e Spiegel (2000) e Arabsheibani *et al.* (2000).

⁵⁸ “[...] considerable research evidence suggests that overly positive self-evaluations, exaggerated perceptions of control or mastery, and unrealistic optimism are characteristic of normal human thought.”

em conjunto, é conveniente tratá-los separadamente para fins analíticos, uma vez que suas implicações podem diferir. O otimismo (embora por alguns autores chamado de excesso de confiança) costuma ser modelado, com pequenas variações, como uma superestimação da probabilidade associada ao sucesso da empresa e de seus projetos e o excesso de confiança como uma subestimação da volatilidade associada ao processo que determina os resultados da mesma (ou, analogamente, como uma superestimação da precisão e confiabilidade das informações privadas disponíveis. Ver Seção 3.1).

Do conjunto dos modelos considerados emerge uma predição central: empresas geridas por indivíduos otimistas e/ou excessivamente confiantes serão mais alavancadas financeiramente, *ceteris paribus*. A relação entre o nível de endividamento e estes vieses cognitivos é tratado de forma específica no modelo analiticamente mais completo, oferecido por Hackbarth (2004). O autor mostra que a propensão ao endividamento cresce monotonicamente tanto com o grau de otimismo quanto de excesso de confiança, seja num contexto estático, no qual apenas uma escolha de estrutura de capital pode ser feita, seja num contexto mais realista, no qual é permitido o seu reajustamento ao longo do tempo. A mesma predição é oferecida por Fairchild (*Op. cit.*), em análises que consideram apenas o otimismo gerencial e sua interação com problemas de assimetria informacional e conflitos de interesse entre gestores e acionistas externos. Outros modelos não enfocam diretamente a questão, mas são compatíveis com este resultado. Nas teorias em que apenas o viés do otimismo é focado, também emerge como predição que as empresas geridas por indivíduos enviesados serão mais propensas a adotar uma hierarquização de preferências por fontes de financiamento conhecida na literatura como *pecking order*. Especificamente, elas preferirão financiar suas atividades com recursos próprios e em segundo lugar por meio do endividamento, recorrendo apenas em último caso à emissão de novas ações. Por fim, diversos argumentos são oferecidos para justificar alguma influência dos mesmos vieses sobre o volume de investimentos e sobre o valor de mercado da empresa. A direção desta influência, entretanto, pode variar de empresa para empresa, geralmente dependendo da interação entre suas características, condições do ambiente econômico e grau de enviesamento dos gestores (ver discussão na Seção 3.1).

A maior clareza das predições teóricas concernentes às decisões de financiamento das empresas justifica a atenção especial conferida à sua verificação empírica. Por sua vez, para investigar a eventual influência dos vieses de interesse sobre o investimento e o valor de

mercado das empresas adotou-se uma postura mais exploratória em lugar do teste de hipóteses específicas.

A verificação empírica das predições mencionadas acima é inédita na literatura, até onde sabemos, constituindo-se numa das contribuições principais do trabalho. Uma segunda contribuição inovadora diz respeito à estratégia de identificação do otimismo e do excesso de confiança entre os gestores. Uma sólida literatura prévia, contando com estudos empíricos em contextos experimentais e observacionais apoiados por diferentes modelos teóricos sugere de forma eloqüente que os indivíduos que gerem o seu próprio negócio (empreendedores) são substancialmente mais propensos do que os demais a exibirem confiança excessiva e otimismo injustificado em seus julgamentos (ver Seção 3.2.1). Esta proposição não é nova, de fato, a julgar pelas palavras de Adam Smith (1776) *apud* De Meza e Southey (*Op. cit.*, p. 375), para quem aqueles que procuram tornar-se empreendedores devem estar imbuídos do que o economista escocês chamou de “[...] o menosprezo do risco e a esperança presunçosa do sucesso.”⁵⁹ Também Keynes (1936) *apud* Brocas e Carillo (1999, p. 18) apostava na importância vital do otimismo (não-realista) como combustível do espírito empreendedor ao afirmar que

Uma grande proporção das nossas atividades positivas depende do otimismo espontâneo e não de uma esperança matemática, sejam elas morais, hedonísticas ou econômicas. [...] Logo, se os espíritos animais forem ofuscados e o otimismo espontâneo vacilar, deixando-nos na dependência de nada além de uma esperança matemática, o empreendimento se debilitará e perecerá.⁶⁰

Entre os praticantes do mercado a mesma percepção intuitiva pode ser facilmente encontrada, como ilustra esta observação de Kathryn Gould, uma bem sucedida *venture capitalist* norte americana, citada por Bernardo e Welch (*Op. cit.*, p. 1): “Iniciar qualquer empresa é realmente muito difícil, logo você não pode ser tão esperto a ponto de lhe ocorrer que não pode ser feito.”⁶¹ Os fundamentos científicos desta intuição são discutidos na Seção 3.2.1 e, mais detalhadamente, nas referências lá contidas.

⁵⁹ “[...] *the contempt of risk and the presumptuous hope of success.*”

⁶⁰ *A large proportion of our positive activities depend on spontaneous optimism rather than on a mathematical expectation, whether moral or hedonistic or economic. [...] Thus if the animal spirits are dimmed and the spontaneous optimism falters, leaving us to depend on nothing but a mathematical expectation, enterprise will fade and die.*

⁶¹ *Starting any company is really hard to do, so you can't be so smart that it occurs to you that it can't be done.*

A principal estratégia de identificação dos vieses cognitivos enfocados baseou-se, portanto, na separação entre as empresas geridas por empreendedores e as demais, utilizando critérios alternativos. Em alguns casos, por exemplo, foram classificados como empreendedores apenas os fundadores das empresas e, em outros, os fundadores e também os herdeiros. Também foi considerado como “gestor relevante” apenas o DP da empresa, em alguns casos, ou, em outros, o DP e o PC. Uma estratégia alternativa para identificar os referidos vieses considerou o padrão de posse continuada de ações da própria empresa por parte dos seus principais gestores, olhando tanto para o percentual de ações quanto para seu valor monetário (número de ações multiplicado pelo respectivo preço de mercado). Argumenta-se que uma das razões para a aparente subdiversificação de alguns gestores associa-se com o seu excesso de confiança e com o seu otimismo quanto ao futuro do empreendimento (ver 3.2.2).

A relevância prática dos argumentos teóricos acima mencionados depende de uma suposição implícita essencial, qual seja, a de que características pessoais dos gestores, refletidas no seu “estilo gerencial”, influenciam significativamente certas decisões corporativas e a performance da organização. Por outro lado, a maior parte das teorias econômicas trata o gestor como um *input* secundário no processo de produção, enfatizando a preponderância das características da empresa, do setor de atividade ou do mercado como um todo para a determinação das políticas corporativas (BERTRAND; SCHOAR, *op. cit.*). Em particular, é plausível que diferenças de opinião e de estilo de gestão não exerçam influência perceptível sobre as decisões de financiamento das empresas se elas forem determinadas essencialmente em função das características do negócio. Seguindo o trabalho original de Bertrand e Schoar (*Ibid.*), testou-se nesta pesquisa, como um procedimento auxiliar, o impacto sobre diferentes indicadores corporativos (entre eles o nível de endividamento relativo) das mudanças de gestor (DP ou PC) ocorridas dentro do período analisado (entre 1998 e 2003. Ver Seção 4.2).

Diferentes estratégias foram também empregadas para estimar os parâmetros dos modelos empíricos formulados. O objetivo destes procedimentos foi o isolamento de influências espúrias, em particular controlando problemas de endogeneidade decorrentes de variáveis omitidas, erros de mensuração dos regressores e da possível determinação simultânea de parte das variáveis utilizadas. As características dos dados e as análises de diagnóstico sugerem como mais apropriado o estimador GMM Sistêmico (BLUNDELL; BOND, 1998), baseado no Método dos Momentos Generalizado, cuja consistência depende de hipóteses geralmente menos restritivas do que as necessárias para garantir a consistência de métodos comumente

empregados em estudos similares. Até onde sabemos, o GMM Sistêmico não foi utilizado, por exemplo, em pesquisas sobre os determinantes da estrutura de capital das empresas. Seu acréscimo ao repertório de estratégias de investigação empírica desta área pode representar, parece-nos, um avanço considerável.

As evidências obtidas não oferecem suporte claro à hipótese da *pecking order* (hipótese $H_{2,1}$ na Seção 1.5.1). Alguns resultados são compatíveis com este comportamento considerando-se o conjunto das empresas, mas não sugerem, de forma geral, que aquelas geridas por indivíduos classificados como otimistas/excessivamente confiantes são mais propensas a adotar uma hierarquização de preferências por fontes de financiamento. Tampouco foi possível distinguir nos dados um relacionamento significativo estatisticamente entre as *proxies* para o otimismo/excesso de confiança e o volume de investimentos ou o valor de mercado das empresas.

Os resultados da investigação empírica são claramente compatíveis, por outro lado, com a principal predição teórica derivada do conjunto de modelos considerado. Verifica-se, depois de isolados diversos fatores intervenientes, um relacionamento positivo e significativo, tanto estatística quanto economicamente, entre as *proxies* para o otimismo/excesso de confiança do gestor e o nível de endividamento relativo geral ou de longo prazo das empresas componentes da amostra. Este inédito resultado é bastante estável em face de variações do método de estimação e da definição operacional dos construtos psicológicos, inclusive quando eles são modelados explicitamente como uma variável latente, estimada por meio de uma Análise de Fatores Comuns Ortogonais.

As evidências produzidas nesta pesquisa são especialmente compatíveis com o modelo de Hackbarth (2004), o qual considera os efeitos da interação entre os dois vieses cognitivos enfocados e mostra que uma *pecking order* não é necessariamente implicada pela presença dos mesmos.

Subsidiariamente, são oferecidas as primeiras evidências com dados brasileiros, até onde sabemos, dos chamados “efeitos fixos gerenciais” (BERTRAND; SCHOAR, *op. cit.*; AHN *et al.*, *op. cit.*). Especificamente, observa-se que as mudanças de gestor dentro do período da amostra associam-se significativamente a variações da alavancagem das empresas e de outros indicadores corporativos.

Os resultados deste estudo empírico sugerem, de forma geral, que diferenças de opinião, estilo e de percepção da realidade motivadas por características pessoais dos gestores podem exercer impacto relevante sobre as decisões corporativas observadas. Ademais, algumas destas influências podem, ao que parece, ser previstas teoricamente. Há indícios, em particular, de que o otimismo/excesso de confiança dos gestores pode figurar como um importante determinante da estrutura de capital das empresas.

Não é difícil pensar em possibilidades de pesquisas futuras num campo em franco desenvolvimento como o abordado neste trabalho. Do ponto de vista teórico, a tendência aparente é a integração crescente dos argumentos comportamentais com aqueles utilizados nos modelos neoclássicos ou não-comportamentais. Hackbarth (2003; 2004) e Fairchild (*Op. cit.*) fazem isto em suas análises, incorporando o benefício fiscal do endividamento, custos de dificuldades financeiras, assimetria informacional e conflitos de interesse. Hackbarth (2003; 2004), em particular, apenas acrescenta os vieses cognitivos gerenciais a um conhecido arcabouço neoclássico utilizado para modelar as decisões de financiamento das empresas. Também espera-se uma integração entre diferentes argumentos comportamentais, incorporando-se, por exemplo, o viés da confirmação (Seção 2.2.5) ou o efeito da ancoragem (Seção 2.2.4), potencialmente relevantes para a tomada de decisões corporativas. Naturalmente, é possível, ainda, estender as análises para um contexto no qual não apenas os gestores, mas também os investidores externos são cognitivamente enviesados. Futuros estudos empíricos podem investigar hipóteses mais específicas sobre o relacionamento entre investimento, valor da empresa e os vieses do otimismo e do excesso de confiança dos gestores. É possível, por exemplo, que estes vieses sejam benéficos em certos setores de atividade, mas não em outros. Seria interessante também contrastar os resultados obtidos com amostras distintas e com diferentes definições operacionais para estes construtos.

Por fim, o leitor interessado em reproduzir os resultados aqui reportados ou em desenvolver estudos similares pode solicitar do autor, via email⁶², os códigos utilizados e os programas escritos para Stata 8.0, empregados em análises de diagnóstico e outros procedimentos.

⁶² lucasayres2002@gmail.com

REFERÊNCIAS

- ABREU, Dilip; BRUNNERMEIER, Markus K. *Synchronization risk and delayed arbitrage*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 66, n. 2-3, p. 341-60, nov./dec. 2002.
- ACKERLOF, George A. *The market for lemons: quality uncertainty and the market mechanism*. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 84, n. 3, p. 488-500, aug. 1970.
- ADAMS, Renee *et al.* *Powerful CEOs and their impact on corporate performance*, **Review of Financial Studies**. Oxford: Oxford, v. 18, n. 4, p. 1403-32, aug. 2005.
- AHN, Sanghoon *et al.* *Do Japanese CEOs matter?* **Working Paper**. jun. 2004. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=559002>>. Acesso em: 22/04/2005.
- ALCHIAN, Armen A. *Uncertainty, evolution, and economic theory*. **Journal of Political Economy**. Chicago, v. 58, n. 3, p. 211-21, jun. 1950.
- ALICKE, Mark D. *et al.* *Personal contact, individuation, and the better-than-average effect*. **Journal of Personality and Social Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 68, n. 5, p. 804-25, may 1995.
- ALPERT, Marc; RAIFFA, Howard. *A progress report on the training of probability assessors (1969)*. In: KAHNEMAN, Daniel *et al.* (Org.). **Judgment under uncertainty: heuristics and biases**. Cambridge, England, 1982.
- ANG, James S.; CHENG, Yingmei. *Direct evidence on the market-driven acquisitions theory*. **Working Paper**. mar. 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=391569>>. Acesso em: 25/10/2004.
- ARABSHEIBANI, Gholamreza *et al.* *And a vision appeared unto them of a great profit: evidence of self-deception among the self-employed*. **Economic Letters**. Amsterdam: Elsevier, v. 67, n. 1, p. 35-41, apr. 2000.
- ARELLANO, Manuel. **Panel data econometrics**. Oxford: Oxford, 2003.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen R. *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. **Review of Economic Studies**. Oxford, v. 58, n. 194, p. 277-97, apr. 1991.
- BABCOCK, Linda; LOEWENSTEIN, George. *Explaining bargaining impasse: the role of self-serving biases*. **Journal of Economic Perspectives**. Nashville: American Economic Association, v. 11, n. 1, p. 109-26, Winter 1997.
- BAKER, Malcolm; WURGLER, Jeffrey. *Market timing and capital structure*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 57, n. 1, p. 1-32, feb. 2002.

BAKER, Malcolm; WURGLER, Jeffrey. *A catering theory of dividends*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 59, n. 3, p. 1125-65, jun. 2004a.

_____. *Appearing and disappearing dividends: the link to catering incentives*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2004b. Forthcoming.

BAKER, Malcom *et al.* *The maturity of debt issues and predictable variation in bond returns*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 70, n. 2, p. 261-91, nov. 2003.

BAKER, Malcom *et al.* *Behavioral corporate finance: a survey*. **NBER Working Paper** n. 10863. oct. 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10863>>. Acesso em: 22/10/2004.

BALAKRISHNAN, Srinivasan; FOX, Isaac. *Asset specificity, firm heterogeneity and capital structure*. **Strategic Management Journal**. Chichester: Wiley, v. 14, n. 1, p. 3-16, jan. 1993.

BARBER, Brad M.; ODEAN, Terrance. *Trading is hazardous to your wealth: the common stock investment performance of individual investors*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 55, n. 2, p. 773-806, apr. 2000.

_____. *Boys will be boys: gender, overconfidence, and common stock investment*. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 116, n. 1, p. 261-92, feb. 2001.

BARBERIS, Nicholas *et al.* *A model of investor sentiment*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 49, n. 3, p. 307-45, sep. 1998.

BARNETT, Vic; LEWIS, Toby. **Outliers in statistical data**. 3. ed. Chichester: Wiley, 1994.

BARON, Robert A. *Cognitive mechanisms in entrepreneurship: why and when entrepreneurs think differently than other people*. **Journal of Business Venturing**. Amsterdam: Elsevier, v. 13, n. 4, p. 275-94, jul. 1998.

_____. *Counterfactual thinking and venture formation: the potential effects of thinking about "what might have been"*. **Journal of Business Venturing**. Amsterdam: Elsevier, v. 15, n. 1, p. 79-91, jan. 2000a.

_____. *Psychological perspectives on entrepreneurship: cognitive and social factors in entrepreneurs' success*. **Current Directions in Psychological Science**. [S.l.], American Psychological Society, v. 9, n. 1, p. 15-18, feb. 2000b.

BASSO, Leonardo Fernando Cruz *et al.* *Teste da teoria da janela de oportunidades para o mercado acionário brasileiro*. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 28., 2004, Curitiba. **Anais...** Curitiba: ANPAD, 2004.

BAZERMAN, Max H. **Processo decisório**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

BENARTZI, Shlomo. *Excessive extrapolation and the allocation of 401(k) accounts to company stock*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 56, n. 5, p. 1747-64, oct. 2001.

BERNARDO, Antonio E.; WELCH, Ivo. *On the evolution of overconfidence and entrepreneurs*. **Journal of Economics and Management Strategy**. [S.l.], [s.n.], v. 10, n. 3, p. 301-30, Fall 2001.

BERNOULLI, Daniel. *Specimen theoriae novae de mensura sortis*. Comentariorum Academiae Scientiarum Imperialis Petropolitanae. São Petersburgo, [s.n.], v. 5, p. 175-192, 1738, translated by L. Sommer in **Econometrica**. Evanston: The Econometric Society, v. 22, n. 1, p. 23-36, jan. 1954.

BERTRAND, Marianne; SCHOAR, Antoinette. *Managing with style: the effect of managers on firm policies*. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 118, n. 4, p. 1169-208, nov. 2003.

BIRD, Barbara J. **Entrepreneurial behavior**. Glenview: Scott, Foresman and Company, 1989.

BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen R. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*. **Journal of Econometrics**. Amsterdam: Elsevier, v. 87, n. 1, p. 115-43, nov. 1998.

_____. *GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions*. **Econometric Reviews**. New York: Marcel Dekker, v. 19, n. 3, p. 321-40, 2000.

BLUNDELL, Richard *et al.* *Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator*. In: BALTAGI, Badi H. (Org.). **Advances in econometrics: nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels**. New York: Elsevier Science, 2000.

BOLLEN, Kenneth A. **Structural equations with latent variables**. New York: Wiley, 1989.

BOND, Stephen R. *Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice*. **Portuguese Economic Journal**. Heidelberg: Springer, v. 1, n. 2, p. 141-62, aug. 2002.

BOND, Stephen R. *et al.* *The roles of expected profitability, Tobin's q and cash flow in econometric models of company investment*. **IFS Working Paper n. W04/12**. jun. 2004. Disponível em: <<http://www.ifs.org.uk/wps/wp0412.pdf>> Acesso em: 22/07/2005.

BOND, Stephen R. *et al.* *Unit roots: identification and testing in micro panels*. **CEMMAP Working Paper n. CWP07/05**. jul. 2005. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=757316>> Acesso em: 12/07/2005.

BOOTH, Laurence *et al.* *Capital structure in developing countries*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 56, n. 1, p. 87-130, feb. 2001.

BOUWMAN, Christa *et al.* *The performance of stock-price driven acquisitions*. **Working Paper**. may 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=404760>>. Acesso em: 03/12/2004.

BOWSHER, Clive G. *On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models*. **Economic Letters**. Amsterdam: Elsevier, v. 77, n. 2, p. 211-20, oct. 2002.

BRENNER, Lyle A. *et al. Overconfidence in probability and frequency judgments: a critical examination*. **Organizational Behavior and Human Decision Processes**. New York: Elsevier, v. 65, n. 3, p. 212-19, mar. 1996.

BRITO, Ricardo D.; LIMA, Mônica R. A escolha da estrutura de capital sob fraca garantia legal: o caso do Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, v. 59, n. 2, p. 177-208, abr./jun. 2005.

BROCKHAUS, Robert H. *Risk taking propensity of entrepreneurs*. **Academy of Management Journal**. Briarcliff Manor, New York: Academy of Management, v. 23, n. 3, p. 509-20, sep. 1980.

BROCAS, Isabelle; CARRILLO, Juan D. *Entry mistakes, entrepreneurial boldness and optimism*. **C.E.P.R. Discussion Papers** n. 2213. aug. 1999. Disponível em: <<http://cepr.org/meets/wkcn/3/3503/papers/Brocas%20and%20Carrillo.pdf>>. Acesso em: 25/03/2005.

BRUNER, Jerome S.; POTTER, Mary C. *Interference in visual recognition*. **Science**. [S.l.], American Association for the Advancement of Science, v. 144, n. 3617, p. 424-25, apr. 1964.

BUSENITZ, Lowell W. *Entrepreneurial risk and strategic decision making: it's a matter of perspective*. **Journal of Applied Behavioral Science**. Arlington: NTL Institute for Applied Behavioral Science, v. 35, n. 3, p. 325-40, sep. 1999.

BUSENITZ, Lowell W.; BARNEY, Jay B. *Differences between entrepreneurs and managers in large organizations: biases and heuristics in strategic decision-making*. **Journal of Business Venturing**. Amsterdam: Elsevier, v. 12, n. 1, p. 9-30, jan. 1997.

CAMERER, Colin F.; LOVALLO, Dan. *Overconfidence and excess entry: an experimental approach*. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 89, n. 1, p. 306-18, mar. 1999.

CAMERER, Colin F.; WEBER, Roberto A. *The econometrics and behavioral economics of escalation to commitment: a reexamination of Staw and Hoang's NBA data*. **Journal of Economic Behavior and Organization**. Amsterdam: Elsevier, v. 39, n. 1, p. 59-82, may 1999.

CAMERER, Colin F. *et al. Labor supply of New York City cabdrivers*. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 112, n. 2, p. 407-41, may 1997.

CAMPBELL, John Y.; KYLE, Albert S. *Smart money, noise trading and stock price behaviour*. **Review of Economic Studies**. Oxford, v. 60, n. 202, p. 1-34, jan. 1993.

CARPENTER, Jennifer. *The exercise and valuation of executive stock options*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 48, n. 2, p. 127-58, may 1998.

CARVALHAL DA SILVA, André. **A influência da estrutura de controle e propriedade no valor, estrutura de capital e política de dividendos das empresas brasileiras**. Rio de Janeiro, 2002. Tese (Doutorado em Administração) – Instituto COPPEAD de Administração, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

CHIRINKO, Robert S.; SCHALLER, Huntley. *Business fixed investment and 'bubbles': the Japanese case*. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 91, n. 3, p. 663-80, jun. 2001.

_____. *Glamour vs. value: the real story*. **Emory University Working Paper**. apr. 2004. Disponível em: <<http://www.cass.city.ac.uk/facfin/events/ResearchSeminars/Chirinko.pdf>>. Acesso em: 03/12/2004.

CHIRINKO, Robert S.; SINGHA, Anuja R., *Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 58, n. 3, p. 417-25, dec. 2000.

CHRISTENSEN-SZALANSKI, Jay J.; BUSHYHEAD, James B. *Physicians' use of probabilistic information in a real clinical setting*. **Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance**. Washington: American Psychological Association, v. 7, n. 4, p. 928-35, aug. 1981.

CHUNG, Kee, PRUITT, Stephen. *A simple approximation of Tobin's q*. **Financial Management**. Tampa: Financial Management Association, v. 23, n. 3, p. 70-74, Autumn 1994.

COCHRANE, John H. **Asset pricing**. Princeton: Princeton , 2001.

CONLISK, John. *Why bounded rationality?* **Journal of Economic Literature**. Nashville: American Economic Association, v. 34, n. 2, p. 669-700, jun. 1996.

CONSTANTINIDES, George M. *Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle*. **Journal of Political Economy**. Chicago, v. 98, n. 3, p. 519-44, jun. 1990.

COOPER, Arnold C. *et al. Entrepreneurs' perceived chances for success*. **Journal of Business Venturing**. Amsterdam: Elsevier, v. 3, n. 2, p. 97-108, Spring 1988.

COOPER, Michael J. *et al. Managerial actions in response to a market downturn: valuation effects of name changes in the dot.com decline*. **Journal of Corporate Finance**. Amsterdam: Elsevier, 2004. Forthcoming.

COOPER, Michael J. *et al. Changing names with style: mutual fund name changes and their effects on fund flows*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, 2005. Forthcoming.

COOPER, Michael J. *et al. A rose.com by any other name*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 56, n. 6, p. 2371-88, dec. 2001.

COPELAND, Thomas E.; WESTON, J. Fred. **Financial theory and corporate policy**. 3. ed. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 1992.

COSTA JR., Newton C. A. da. *Overreaction in the Brazilian stock market*. **Journal of Banking and Finance**. [S.l.], Elsevier, v. 18, n. 3, p. 633-42, sep. 1994.

COX, Anthony D.; SUMMERS, John O. *Heuristics and biases in the intuitive projection of retail sales*. **Journal of Marketing Research**. Chicago: American Marketing Association, v. 24, n. 3, p. 290-8, aug. 1987.

DAHER, Cecílio Elias. **Testes empíricos de teorias alternativas sobre a determinação da estrutura de capital das empresas brasileiras**. Brasília, 2004. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) - Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB, UFPB, UFPE e UFRN.

DANIEL, Kent D. *et al.* *Overconfidence, arbitrage and equilibrium asset pricing*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 56, n. 3, p. 921-65, jun. 2001.

DARLEY, John M.; GROSS, Paget H. *A hypothesis-confirming bias in labeling effects*. **Journal of Personality and Social Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 44, n. 1, p. 20-33, jan. 1983.

D'AVOLIO, Gene. *The market for borrowing stock*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 66, n. 2-3, p. 271-306, nov./dec. 2002.

DAWES, Robyn M.; THALER, Richard. *Anomalies: cooperation*. **Journal of Economic Perspectives**. Nashville: American Economic Association. v. 2, n. 3, p. 187-98, Summer 1988.

DE ANGELO, Harry; MASULIS, Ronald W. *Optimal capital structure under corporate and personal taxation*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 8, n. 1, p. 3-29, mar. 1980.

DE BONDT, Werner F. M.; THALER, Richard H. *Financial decision-making in markets and firms: a behavioral perspective*. In: JARROW, Robert *et al.* (Org.). **Handbooks in operations research and management science: Finance**. Amsterdam: Elsevier, 1995.

DE LONG, J. Bradford *et al.* *Noise trader risk in financial markets*. **Journal of Political Economy**. Chicago, v. 98, n. 4, p. 703-38, aug. 1990.

DE LONG, J. Bradford *et al.* *The survival of noise traders in financial markets*. **Journal of Business**. Chicago: University of Chicago Press, v. 64, n. 1, p. 1-19, jan. 1991.

DE MEZA, David; SOUTHEY, Clive. *The borrower's curse: optimism, finance and entrepreneurship*. **Economic Journal**. Oxford: Royal Economic Society, v. 106, n. 435, p. 375-86, mar. 1996.

DITTRICH, Denis *et al.* *Overconfidence in investment decisions: an experimental approach*. **Working Paper**. aug. 2001 Disponível em: <http://gew.wiwi.uni-halle.de/artikel/artikel_pfad/grr_4.pdf>. Acesso em: 03/12/2004.

DONALDSON, Gordon. *Corporate debt capacity: a study of corporate debt policy and the determination of corporate debt capacity*. Cambridge, Massachusetts: Harvard Business School, 1961.

DONG, Ming *et al.* *Does investor misvaluation drive the takeover market?* **Dice Center Working Paper** n. 2003-7. sep. 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=393021>>. Acesso em: 28/11/2004.

DUNNE, Timothy *et al.* *Patterns of firm entry and exit in U. S. manufacturing industries*. **Rand Journal of Economics**. Mount Morris: Rand Corporation, v. 19, n. 4, p. 495-515, Winter 1988.

ERICKSON, Timothy; WHITED, Toni M. *Measurement error and the relationship between investment and q*. **Journal of Political Economy**. Chicago, v. 108, n. 5, p. 1027-57, oct. 2000.

EVANS, David S.; LEIGHTON, Linda S. *Some empirical aspects of entrepreneurship*. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 79, n. 3, p. 519-35, jun. 1989.

FAIRCHILD, Richard J. *The effect of managerial overconfidence, asymmetric information, and moral hazard on capital structure decisions*. **Working Paper**. apr. 2005. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=71184>>. Acesso em: 25/06/2005.

FAMA, Eugene F. *The behavior of stock-market prices*. **Journal of Business**. Chicago, v. 38, n. 1, p. 34-105, jan. 1965.

_____. *Efficient capital markets: a review of theory and empirical work*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 25, n. 2, p. 383-417, may 1970.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. *Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt*. **Review of Financial Studies**. Oxford: Oxford, v. 15, n. 1, p. 1-33, Spring 2002.

_____. *Financing decisions: who issues stock?* **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 76, n. 3, p. 549-82, jun. 2005.

FAMA, Eugene F.; MACBETH, James D. *Risk, return, and equilibrium: empirical tests*. **Journal of Political Economy**. Chicago, v. 81, n. 3, p. 607-36, may-jun. 1973.

FAZZARI, Steven M. *Financing constraints and corporate investment*. In: BRAINARD, William C.; PERRY, George L. (Org.). **Brookings Papers on Economic Activity n. 1**. Washington, DC: Brookings, 1988.

FINKEL, Steven E. *Causal analysis with panel data* (Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-105). Thousand Oaks: Sage, 1995.

FISCHHOFF, Baruch *et al.* *Knowing with certainty: the appropriateness of extreme confidence.* **Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance.** Washington: American Psychological Association, v. 3, n. 4, p. 552-64, nov. 1977.

FISHER, Irving. *The theory of interest.* New York: Macmillan, 1930.

FISKE, Susan T.; TAYLOR, Shelley E. *Social cognition.* New York: McGraw-Hill, 1991.

FRANK, Jerome D. *Some psychological determinants of the level of aspiration.* **American Journal of Psychology.** Urbana: University of Illinois, v. 47, n. 2, p. 285-93, apr. 1935.

FRANK, Murray Z.; GOYAL, Vidhan K. *Testing the pecking order theory of capital structure.* **Journal of Financial Economics.** Amsterdam: Elsevier, v. 67, n. 2, p. 217-48, feb. 2003.

_____. *Capital structure decisions: which factors are reliably important?* **Working Paper.** feb. 2004. Disponível em: <<http://pacific.commerce.ubc.ca/frank/CapitalStructure.pdf>>. Acesso em: 12/01/2005.

FREDERICK, Shane *et al.* *Time discounting and time preference: a critical review.* **Journal of Economic Literature.** Nashville: American Economic Association, v. 40, n. 2, p. 351-402, jun. 2002.

FRENCH, Kenneth R.; POTERBA, James M. *Investor diversification and international equity markets.* **American Economic Review.** Nashville: American Economic Association, v. 81, n. 2, p. 222-6, may 1991.

FRIEDMAN, Milton. *Essays in positive economics.* Chicago: Chicago, 1953.

FULLER, Wayne A. *Measurement error models.* New York: Wiley, 1987.

GAUD, Philippe *et al.* *The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data.* **European Financial Management.** Oxford: Blackwell, v. 11, n. 1, p. 51-69, jan. 2005.

GERVAIS, Simon; ODEAN, Terrance. *Learning to be overconfident.* **Review of Financial Studies.** Oxford: Oxford, v. 14, n. 1, p. 1-27, Spring 2001.

GERVAIS, Simon *et al.* *Overconfidence, investment policy, and executive stock options.* **Rodney L. White Center for Financial Research Working Paper** n. 15-02. jul. 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=361200>>. Acesso em: 15/07/2004.

GILCHRIST, Simon *et al.* *Do stock price bubbles influence corporate investment?* **NBER Working Paper** n. W10537. jun. 2004. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=556524>>. Acesso em: 18/08/2004.

GOEL, Anand M.; THAKOR, Anjan V. *Do overconfident managers make better leaders?* **Working Paper.** aug. 2002. Disponível em: <<http://pages.stern.nyu.edu/~agoel/papers/leader.pdf>>. Acesso em: 16/11/2004.

GOLDSTEIN, Robert *et al.* *An EBIT-based model of dynamic capital structure*. **Journal of Business**. Chicago, v. 74, n. 4, p. 483-512, oct. 2001.

GOMES, Gabriel Lourenço; LEAL, Ricardo P. C. Determinantes da estrutura de capitais das empresas brasileiras com ações negociadas em bolsas de valores. *In*: LEAL, Ricardo P. C. *et al.* (Org.) **Finanças corporativas**. São Paulo: Atlas, 2000.

GRAVA, João William. **A anatomia da governança corporativa no Brasil e o desempenho econômico da firma: uma análise estatística exploratória das empresas de capital aberto no período de 1997 a 2000**. São Paulo, 2004. Tese (Doutorado em Economia) - Programa de Doutorado em Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

GREENE, William H. **Econometric Analysis**. 4. ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, 2000.

GREENWALD, Anthony G. *The totalitarian ego: fabrication and revision of personal history*. **American Psychologist**. Washington: American Psychological Association, v. 35, n. 7, p. 603-18, jul. 1980.

GRIFFIN, Dale; TVERSKY, Amos. *The weighing of evidence and the determinants of confidence*. **Cognitive Psychology**. Amsterdam: Elsevier, v. 24, n. 3, p. 411-35, jul. 1992.

GROSSMAN, Sanford J.; HART, Oliver D. *Corporate financial structure and managerial incentives*. *In*: MCCALL, John (Org.). **The economics of information and uncertainty**. Chicago: Chicago, 1982.

GUEDJ, Ilan; SCHARFSTEIN, David. *Organizational scope and investment: evidence from the drug development strategies of biopharmaceutical firms*. **Working Paper**. apr. 2004. Disponível em: <<http://nber.nber.org/~confer/2004/si2004/cf/scharfstein.pdf>>. Acesso em: 10/10/2004.

HACKBARTH, Dirk. *Determinants of corporate borrowing: a behavioral perspective*. **Working Paper**. aug. 2003. Disponível em: <<http://www.bus.indiana.edu/dhackbar/Behavioral-Perspective-0803.pdf>>. Acesso em: 16/09/2004.

_____. *Managerial traits and capital structure decisions*. **Working Paper**. sep. 2004. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=362740>>. Acesso em: 15/09/2004.

HADI, Ali S. *Identifying multiple outliers in multivariate data*. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 54, n. 3, p. 761-71, 1992.

_____. *A modification of a method for the detection of outliers in multivariate samples*. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 56, n. 2, p. 393-96, 1994.

HAIR JR., Joseph F. *et al.* **Multivariate data analysis**. 5. ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, 1998.

HALL, Bronwyn H.; MAIRESSE, Jacques. *Testing for unit roots in panel data: an exploration using real and simulated data*. In: ANDREWS, Donald W. K.; STOCK, James H. (Org.). **Identification and inference for econometric models: essays in honor of Thomas Rothenberg**. Cambridge: Cambridge, 2005.

HALL, Brian J.; MURPHY, Kevin J. *Stock options for undiversified executives*. **Journal of Accounting and Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 33, n. 1, p. 3-42, feb. 2002.

HAMILTON, Lawrence. *How robust is robust regression?* **Stata Technical Bulletin**, v. 2, p. 21-26, 1991.

HARRIS, Milton; RAVIV, Artur. *The theory of capital structure*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 46, n. 1, p. 297-355, mar. 1991.

HAWKINS, Scott A.; HASTIE, Reid. *Hindsight: biased judgments of past events after the outcomes are known*. **Psychological Bulletin**. Washington: American Psychological Association, v. 107, n. 3, p. 311-27, may 1990.

HAZARD, T. H.; PETERSON, C. R. *Odds versus probabilities for categorical events (Technical report 73-2)*. McLean, Vancouver: Decisions and Designs, 1973.

HEATON III, James Breckinridge. *Managerial optimism and corporate finance*. **Financial Management**. Tampa: Financial Management Association, v. 31, n. 2, p. 33-45, Summer 2002.

HEIFETZ, Aviad; SPIEGEL, Yossi. *On the evolutionary emergence of optimism*. **Working Paper**. oct. 2000. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=247355>>. Acesso em: 25/05/2005.

HIETALA, Pekka *et al.* *What is the price of hubris? Using takeover battles to infer overpayments and synergies*. **Financial Management**. Tampa: Financial Management Association, v. 32, n. 3, p. 5-31, Autumn 2003.

HIRSHLEIFER, David. *Investor psychology and asset pricing*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 56, n. 4, p. 1533-97, aug. 2001.

HOVAKIMIAN, Armen G. *Are observed capital structures determined by equity market timing?* **CUNY Baruch Working Paper**. dec. 2004. Disponível em: <http://groups.haas.berkeley.edu/afa/UPDF/P662_Corporate_Finance.pdf>. Acesso em: 06/01/2005.

HUBBARD, R. Glenn. *Capital-market imperfections and investment*. **Journal of Economic Literature**. Nashville: American Economic Association, v. 36, n. 1, p. 193-225, mar. 1998.

HUBERMAN, Gur. *Familiarity breeds investment*. **Review of Financial Studies**. Oxford: Oxford, v. 14, n. 3, p. 659-80, Fall 2001.

JENSEN, Michael C. *Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeover*. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 76, n. 2, p. 323-39, may 1986.

JENSEN, Michael C., MECKLING, William H. *Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 3, n. 4, p. 305-60, oct. 1976.

JENTER, Dirk. *Market timing and managerial portfolio decisions*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, 2005. Forthcoming.

JOHNSON, Richard A.; WICHERN, Dean W. *Applied multivariate statistical analysis*. 5. ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, 2002.

KAHNEMAN, Daniel. *New challenges to the rationality assumption*. In: KAHNEMAN, Daniel; TVERSKY, Amos (Org.). **Choices, values, and frames**. Cambridge: Cambridge, 2000.

_____. *Maps of bounded rationality: psychology for behavioral economics*. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 93, n. 5, p. 1449-75, dec. 2003.

KAHNEMAN, Daniel; LOVALLO, Dan. *Timid choices and bold forecasts: a cognitive perspective on risk taking*. **Management Science**. Linthicum: Institute for Operations Research and the Management Sciences, v. 39, n. 1, p. 17-31, jan. 1993.

KAHNEMAN, Daniel; TVERSKY, Amos. *Subjective probability: a judgment of representativeness*. **Cognitive Psychology**. Amsterdam: Elsevier, v. 3, n. 3, p. 430-54, jul. 1972.

_____. (Org.). **Choices, values, and frames**. Cambridge: Cambridge, 2000a.

KAHNEMAN, Daniel; TVERSKY, Amos. *Prospect theory: an analysis of decision under risk*. In: _____. **Choices, values, and frames**. Cambridge: Cambridge, 2000b.

KAHNEMAN, Daniel *et al.* *Fairness as a constraint on profit seeking: entitlements in the market*. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 76, n. 4, p. 728-41, sep. 1986.

KAYO, Eduardo Kazuo. **A estrutura de capital e o risco das empresas tangível e intangível-intensivas: uma contribuição ao estudo da valoração de empresas**. São Paulo, 2002. Tese (Doutorado em Administração) - Programa de Pós-Graduação em Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

KEIBER, Karl Ludwig. *Overconfidence in the continuous-time principal-agent problem*. **Working Paper**. jan. 2005. Disponível em: <http://www.efmaefm.org/efma2005/papers/137-keiber_paper.pdf> Acesso em: 12/08/2005.

KEREN, Gideon B. *Facing uncertainty in the game of bridge: a calibration study*. **Organizational Behavior and Human Decision Processes**. New York: Elsevier, v. 39, n. 1, p. 98-114, feb. 1987.

KEYNES, John Maynard. *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan, 1936.

KIDD, John B. *The utilization of subjective probabilities in production planning*. **Acta Psychologica**. Amsterdam: Elsevier, v. 34, n. 2-3, p. 338-47, dec. 1970.

KIMURA, Herbert. **Finanças comportamentais e o estudo de reações do mercado de capitais brasileiro**. São Paulo, 2002. Tese (Doutorado em Administração) - Programa de Pós-Graduação em Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

KLACZYNSKI, Paul A.; FAUTH, James M. *Intellectual ability, rationality, and intuitiveness as predictors of warranted and unwarranted optimism for future life events*. **Journal of Youth and Adolescence**. New York: Springer, v. 25, n. 6, p. 755-73, dec. 1996.

KLOTZLE, Marcelo Cabus; BIAGINI, Fábio Luiz. Fatores determinantes da estrutura de capital de empresas brasileiras. **Revista de Economia e Administração**. São Paulo: IBMEC, v. 3, n. 3, p. 253-71, jul/set 2004.

KNETSCH, Jack L.; SINDEN, J. A. *Willingness to pay and compensation demanded: experimental evidence of an unexpected disparity in measures of value*. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 99, n. 3, p. 507-21, aug. 1984.

KREBS, Dennis L. *Altruism – an examination of the concept and a review of the literature*. **Psychological Bulletin**. Washington: American Psychological Association, v. 73, n. 4, p. 258-302, 1970.

KUNDA, Ziva. *Motivated inference: self-serving generation and evaluation of causal theories*. **Journal of Personality and Social Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 53, n. 4, p. 636-47, oct. 1987.

LANDIER, Augustin; THESMAR, David. *Financial contracting with optimistic entrepreneurs*. **Working Paper**. may 2004. Disponível em: <https://wpweb2k.gsa.cmu.edu/wfa/wfasecure/upload/631588_optimism2.pdf> Acesso em: 07/08/2004.

LANGER, Ellen J. *The illusion of control*. **Journal of Personality and Social Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 32, n. 2, p. 311-28, aug. 1975.

LANGER, Ellen J.; ROTH, J. *Heads I win, tails it's chance: the illusion of control as a function of the sequence of outcomes in a purely chance task*. **Journal of Personality and Social Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 32, n. 6, p. 951-55, dec. 1975.

LARWOOD, Laurie; WHITTAKER, William. *Managerial myopia: self-serving biases in organizational planning*. **Journal of Applied Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 62, n. 2, p. 94-198, apr. 1977.

LEAL, Ricardo P. C.; SAITO, Richard. *Finanças corporativas no Brasil*. **RAE-eletrônica**. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, v. 2, n. 2, p. 1-15, jul./dez. 2003.

LEMMON, Michael L.; ZENDER, Jaime F. *Debt capacity and tests of capital structure theories*. **Working Paper**. feb. 2004. Disponível em: <http://leeds-faculty.colorado.edu/Zender/papers/LZ2_Feb_25_2004.pdf>. Acesso em: 26/10/2004.

LICHTENSTEIN, Sarah; FISCHHOFF, Baruch. *Training for calibration*. **Organizational Behavior and Human Performance**. Amsterdam: Elsevier, v. 26, n. 2, p. 149-71, oct. 1980.

LICHTENSTEIN, Sarah *et al.* *Calibration of probabilities: state of the art to 1980*. In: KAHNEMAN, Daniel *et al.* (Org.). **Judgment under uncertainty: heuristics and biases**. Cambridge: Cambridge, 1982.

LINS, Karl V. *Equity ownership and firm value in emerging markets*. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**. Seattle: University of Washington School of Business Administration, v. 38, n. 1, p. 159-84, mar. 2003.

LJUNGQVIST, Alexander P. *et al.* *Hot markets, investor sentiment, and IPO pricing*. **Journal of Business**. Chicago, v. 79, n. 4, jul. 2006. Forthcoming.

LOEWENSTEIN, George. *The fall and rise of psychological explanations in the economics of intertemporal choice*. In: LOEWENSTEIN, George; ELSTER, John (Org.). **Choice over time**. New York: Russell Sage Foundation, 1992.

_____. *Out of control: visceral influences on behavior*. **Organizational Behavior and Human Decision Processes**. New York: Elsevier, v. 65, n. 3, p. 272-92, mar. 1996.

LOEWENSTEIN, George; PRELEC, Drazen. *Negative time preference*. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 81, n. 2, p. 347-52, may 1991.

LORD, Charles G. *et al.* *Biased assimilation and attitude polarization: the effects of prior theories on subsequently considered evidence*. **Journal of Personality and Social Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 37, n. 11, p. 2098-109, nov. 1979.

LOW, Murray B.; MACMILLAN, Ian C. *Entrepreneurship: past research and future challenges*. **Journal of Management**. Bloomington: Southern Management Association, v. 14, n. 2, p. 139-61, jun. 1988.

LUCINDA, Cláudio Ribeiro de; SAITO, Richard. Determinantes do endividamento das empresas brasileiras: volume e composição. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA - EBE, 24., 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo: EBE, 2002.

LUNDEBERG, Mary A. *et al.* *Highly confident but wrong: gender differences and similarities in confidence judgments*. **Journal of Educational Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 86, n. 1, p. 114-21, mar. 1994.

MALMENDIER, Ulrike; TATE, Geoffrey A. *CEO overconfidence and corporate investment*. **Working Paper**, oct. 2002. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=354387>>. Acesso em: 19/07/2004.

MALMENDIER, Ulrike; TATE, Geoffrey A. *Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction*. **Working Paper**, mar. 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=470788>>. Acesso em: 19/07/2004.

MANOVE, Michael. *Entrepreneurs, optimism, and the competitive edge*. **Working Paper**. nov. 2000. Disponível em: <<http://www.cemfi.es/~manove/opt.pdf>>. Acesso em: 20/04/2005.

MARCH, James G.; SHAPIRA, Zur. *Managerial perspectives on risk and risk taking*. **Management Science**. Linthicum: Institute for Operations Research and the Management Sciences, v. 33, n. 11, p. 1404-18, nov. 1987.

MARCHIONATTI, Roberto. *On Keynes' animal spirits*. **Kyklos**. Oxford: Blackwell, v. 52, n. 3, p. 415-39, 1999.

MARKOWITZ, Harry. *The utility of wealth*. **Journal of Political Economy**. Chicago, v. 60, n. 2, p. 151-58, apr. 1952.

MARTIN, Diógenes Manuel Leiva *et al.* Determinantes da estrutura de capital no mercado brasileiro: análise de regressão com painel de dados no período 1999-2003. In: 5º. ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2005, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2005.

MAY, L. *Sunk costs are not so fully drowned after all*. **Australian Financial Review**. [S.l.], [s.n.], v. 8, jul. 1988.

MCCONNELL, John J.; SERVAES, Henri. *Equity ownership and the two faces of debt*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 39, n. 1, p. 131-58, sep. 1995.

MCKENNA, Frank P. *It won't happen to me: unrealistic optimism or illusion of control?* **British Journal of Psychology**. Leicester: British Psychological Society, v. 84, n. 1, p. 39-50, feb. 1993.

MEDEIROS, Otávio Ribeiro de; DAHER, Cecílio Elias. Testes empíricos da *pecking order theory* na estrutura de capital das empresas brasileiras. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO - ENANPAD, 28., 2004, Curitiba. **Anais...** Curitiba: ANPAD, 2004.

MESCOLIN, Alexandre *et al.* *Market timing* no Brasil: análise dos resultados antes e depois do Plano Real. In: COSTA JR., Newton C. A. da *et al.* (Org.). **Mercado de capitais: análise empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2000.

MILLER, Dale T.; ROSS, Michael. *Self-serving biases in attribution of causality: fact or fiction?* **Psychological Bulletin**. Washington: American Psychological Association, v. 82, n. 2, p. 213-25, mar. 1975.

MORAES, Eduardo Glasenapp; RHODEN, Maria Ignez dos Santos. Determinantes da estrutura de capital das empresas listadas na Bovespa. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO - ENANPAD, 29., 2005, Brasília. **Anais...** Brasília: ANPAD, 2005.

MUELBROEK, Lisa A. *An empirical analysis of illegal insider trading*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 47, n. 5, p. 1661-99, dec. 1992.

MUNDLAK, Yair. *On the pooling of time series and cross section data*. **Econometrica**. Evanston: The Econometric Society, v. 46, n. 1, p. 69-81, jan. 1978.

MURPHY, Allan H.; WINKLER, Robert L. *Probability forecasting in meteorology*. **Journal of the American Statistical Association**. Alexandria, Virginia: American Statistical Association, v. 79, n. 387, p. 489-500, sep. 1984.

MYERS, Stewart C. *The capital structure puzzle*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 39, n. 3, p. 575-92, jul. 1984.

_____. *Financing of corporations*. In: CONSTANTINIDES, George *et al.* (Org.). **Handbook of the economics of finance**. New York: North-Holland, 2003.

MYERS, Stewart C.; MAJLUF, Nicholas S. *Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 13, n. 2, p. 187-221, jun. 1984.

NEALE, Margaret A.; BAZERMAN, Max H. *Cognition and rationality in negotiation*. New York: The Free Press, 1990.

NIJMAN, Theo; VERBEEK, Marno. *Nonresponse in panel data: the impact on estimates of a life cycle consumption function*. **Journal of Applied Econometrics**. Wiley: Hoboken, New Jersey, v. 7, n. 3, p. 243-57, jul./sep. 1992.

NISBETT, Richard E.; ROSS, Lee. *Human inference: strategies and shortcomings of social judgment*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1980.

ODEAN, Terrance. *Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 53, n. 6, p. 1887-934, dec. 1998.

_____. *Do investors trade too much?* **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 89, n. 5, p. 1279-98, dec. 1999.

OSKAMP, Stuart. *Overconfidence in case-study judgments*. **Journal of Consulting Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 29, n. 3, p. 261-65, 1965.

PALICH, Leslie E.; BAGBY, D. Ray. *Using cognitive theory to explain entrepreneurial risk-taking: challenging conventional wisdom*. **Journal of Business Venturing**. Amsterdam: Elsevier, v. 10, n. 6, p. 425-38, nov. 1995.

PANAGEAS, Stavros. *Speculation, overpricing, and investment: theory and empirical evidence*. **Working Paper**. nov. 2003. Disponível em: <<http://icf.som.yale.edu/pdf/seminar03-04/stavros.pdf>>. Acesso em: 14/09/2004.

PEROBELLI, Fernanda Finotti Cordeiro; FAMÁ, Rubens. Determinantes da estrutura de capital: aplicação a empresas de capital aberto brasileiras. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo**. São Paulo: Universidade de São Paulo, v. 37, n. 3, p. 33, jul./set. 2002.

PEROBELLI, Fernanda Finotti Cordeiro *et al.* Fatores determinantes da estrutura de capital: novas evidências no Brasil. In: 5º. ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2005, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2005.

PETERSEN, Mitchell A. *Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches*. **Kellogg Finance Department Working Paper** n. 329. jan. 2005. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=661481>>. Acesso em: 19/03/2005.

PINFOLD, John F. *The expectations of new business founders: the New Zealand case*. **Journal of Small Business Management**. Milwaukee: International Council for Small Business, v. 39, n. 3, p. 279-85, jul. 2001.

PONTIFF, Jeffrey. *Costly arbitrage: evidence from closed-end funds*. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 111, n. 4, p. 1135-51, nov. 1996.

POPPER, Karl R. **A lógica da pesquisa científica**. 2. ed. São Paulo: Cultrix, 1975.

PROCIANOY, Jairo Laser; SCHNORRENBARGER, Adalberto. A influência da estrutura de controle nas decisões de estrutura de capital das companhias brasileiras. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, v. 58, n. 1, p. 122-46, jan./mar. 2004.

RABIN, Matthew. *Psychology and economics*. **Journal of Economic Literature**. Nashville: American Economic Association, v. 36, n. 1, p. 11-46, mar. 1998.

RAJAN, Raghuran G.; ZINGALES, Luigi. *What do we know about capital structure? Some evidence from international data*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 50, n. 5, p. 1421-41, dec. 1995.

RODRIGUES JR., Waldery; MELO, Giovani Monteiro. Padrão de financiamento das empresas privadas no Brasil. **Texto para Discussão do IPEA n. 653**. jun. 1999. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td99/td653.pdf>>. Acesso em: 10/12/2004.

ROLL, Richard W. *The hubris hypothesis of corporate takeovers*. **Journal of Business**. Chicago, v. 59, n. 2, p. 197-216, apr. 1986.

ROSS, Stephen A. *Capital structure and the cost of capital*. **Journal of Applied Finance**. Tampa: Financial Management Association, v. 15, n. 1, p. 5-23, Spring/Summer 2005.

RUBINSTEIN, Mark. *Rational markets: yes or no? The affirmative case*. **Financial Analysts Journal**. Charlottesville: Association for Investment Management and Research, v. 57, n. 3, p. 15-29, may/jun. 2001.

SAVAGE, Leonard J. **The foundations of statistics**. New York: Wiley, 1954.

SCARPETTA, Stefano *et al.* *The role of policy and institutions for productivity and firm dynamics: evidence from micro and industry data*. **OECD Economics Department Working Paper** n. 329. apr. 2002. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=308680>>. Acesso em: 18/010/2004.

SCHUMPETER, Joseph A. *The theory of economic development*. Boston: Harvard, 1934.

SCHWERT, G. William. *Anomalies and market efficiency*. In: CONSTANTINIDES, George *et al.* (Org.). **Handbook of the economics of finance**. New York: North-Holland, 2003.

SEYHUN, H. Nejat. *Why does aggregate insider trading predict future stock returns?* **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 107, n. 4, p. 1303-31, nov. 1992.

SHANE, Scott; VENKATARAMAN, S. *The promise of entrepreneurship as a field of research*. **Academy of Management Review**. Briarcliff Manor, New York: Academy of Management, v. 25, n. 1, p. 217-26, jan. 2000.

SHARPE, William; ALEXANDER, Gordon J. *Investments*. 4. ed. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1990.

SHLEIFER, Andrei. *Inefficient markets: an introduction to behavioral finance*. Oxford: Oxford, 2000.

SHLEIFER, Andrei; VISHNY, Robert W. *The limits of arbitrage*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 52, n. 1, p. 35-55, mar. 1997a.

_____. *A survey of corporate governance*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 52, n. 2, p. 737-83, jun. 1997b.

_____. *Stock market driven acquisitions*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 70, n. 3, p. 295-311, dec. 2003.

SHYAM-SUNDER, Lakshmi; MYERS, Stewart C. *Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 51, n. 2, p. 219-44, feb. 1999.

SILVA, Ariádine de Freitas; DO VALLE, Maurício Ribeiro. Análise da estrutura de endividamento: um estudo comparativo entre empresas brasileiras e americanas. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 29., 2005, Brasília. **Anais...** Brasília: ANPAD, 2005.

SIMON, Herbert A. *A behavioral model of rational choice*. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT, v. 69, n. 1, p. 99-118, feb. 1955.

SIMON, Mark *et al.* *Cognitive biases, risk perception, and venture formation: how individuals decide to start companies*. **Journal of Business Venturing**. Amsterdam: Elsevier, v. 15, n. 2, p. 113-34, mar. 2000.

SIQUEIRA, José de Oliveira. **Determinação entrópica do preço racional da opção européia simples ordinária sobre ação e bond: uma aplicação da teoria da informação em finanças em condição de incerteza.** São Paulo, 1999. Tese (Doutorado em Administração) - Programa de Pós-Graduação em Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

SKRONDAL, Anders; RABE-HESKETH, Sophia. **Generalized latent variable, multilevel and panel modeling: multilevel, longitudinal, and structural equation models.** Boca Raton: Chapman and Hall/CRC, 2004.

SLOVIC, Paul; LICHTENSTEIN, Sarah. *Comparison of Bayesian and regression approaches to the study of information processing in judgment* **Organizational Behavior and Human Performance.** Amsterdam: Elsevier, v. 6, n. 6, p. 649-744, nov. 1971.

SOGORB-MIRA, Francisco; LÓPEZ-GRACIA, José. *Pecking order versus trade-off: an empirical approach to the small and medium enterprise capital structure.* **Working Paper.** mar. 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=393160>>. Acesso em: 15/12/2004.

SMITH, Adam. *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations (1776).* Reprinted In: Campbell, R. H. et al. (Org.). **Glasgow edition of the works and correspondences of Adam Smith, vol. I.** Oxford: Oxford, 1976.

STATMAN, Meir. *Behavioral finance: past battles and future engagements.* **Financial Analysts Journal.** Charlottesville: Association for Investment Management and Research, v. 55, n. 6, p. 18-28, nov./dec. 1999.

STATMAN, Meir; CALDWELL, David. *Applying behavioral finance to capital budgeting: project termination.* **Financial Management.** Tampa: Financial Management Association, v. 16, n. 4, p. 7-15, Winter 1987.

STATMAN, Meir; SEPE, James F. *Project termination announcements and the market value of the firm.* **Financial Management.** Tampa: Financial Management Association, v. 18, n. 4, p. 74-81, Winter 1989.

STAW, Barry M. *Knee-deep in the big muddy: a study of escalating commitment to a chosen course of action.* **Organizational Behavior and Human Performance.** Amsterdam: Elsevier, v. 16, n. 1, p. 27-44, jun. 1976.

STAW, Barry M.; HOANG, Ha. *Sunk costs in the NBA: why draft orders affects playing time and survival in professional basketball.* **Administrative Science Quarterly.** Ithaca, New York: Cornell University, v. 40, n. 3, p. 474-93, sep. 1995.

STEIN, Jeremy C. *Rational capital budgeting in an irrational world.* **Journal of Business.** Chicago, v. 69, n. 4, p. 429-55, oct. 1996.

_____. *Agency, information and corporate investment.* In: CONSTANTINIDES, George et al. (Org.). **Handbook of the economics of finance.** New York: North-Holland, 2003.

STULZ, Rene M. *Managerial control of voting rights: financing policies and the market for corporate control*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 20, n. 1-2, p. 25-54, jan./mar. 1988.

_____. *Managerial discretion and optimal financing policies*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 26, n. 1, p. 3-27, jul. 1990.

SUMMERS, Lawrence H. *Does the stock market rationally reflect fundamental values?* **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 41, n. 3, p. 591-601, jul. 1986.

SVENSON, Ola. *Are we all less risky and more skillful than our fellow drivers?* **Acta Psychologica**. Amsterdam: Elsevier, v. 47, n. 2, p. 143-48, feb. 1981.

TAYLOR, Shelter E. *Positive illusions: creative self-deception and the healthy mind*. New York: Basic Books, 1989.

TAYLOR, Shelter E.; BROWN, Jonathon D. *Illusion and well-being: a social psychological perspective on mental health*. **Psychological Bulletin**. Washington: American Psychological Association, v. 103, n. 2, p. 193-210, mar. 1988.

TEOH, Siew Hong *et al.* *Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 53, n. 6, p. 1935-74, dec. 1998a.

_____. *Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 50, n. 1, p. 63-99, oct. 1998b.

TERRA, Paulo R. S.; MATEUS, Cesário. *The joint determination of capital structure and debt maturity: empirical evidence from Latin America and Eastern Europe*. In: 5º. ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2005, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2005.

THALER, Richard. *Toward a positive theory of consumer choice*. **Journal of Economic Behavior and Organization**. Amsterdam: Elsevier, v. 1, n. 1, p. 39-60, mar. 1980.

_____. *Mental accounting matters*. In: KAHNEMAN, Daniel; TVERSKY, Amos (Org.). **Choices, values, and frames**. Cambridge: Cambridge, 2000.

THALER, Richard; BARBERIS, Nicholas. *A survey of behavioral finance*. In: CONSTANTINIDES, George *et al.* (Org.). **Handbook of the economics of finance**. New York: North-Holland, 2003.

THALER, Richard; MULLAINATHAN, Sendhil. *Behavioral economics*. **NBER Working Paper** n. 7948. oct. 2000. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7948>>. Acesso em: 10/07/2004.

THALER, Richard; SHEFRIN, Hersch M. *An economic theory of self-control*. **Journal of Political Economy**. Chicago, v. 89, n. 2, p. 392-406, apr. 1981.

TITMAN, Sheridan. *The effect of capital structure on a firm's liquidation decision*. **Journal of Financial Economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 13, n. 1, p. 137-51, mar. 1984.

TITMAN, Sheridan; WESSELS, Roberto. *The determinants of capital structure choice*. **Journal of Finance**. Cambridge, Massachusetts: American Finance Association, v. 43, n. 1, p. 1-19, mar. 1988.

TORNGREN, Gustaf; MONTGOMERY, Henry. *Worse than chance? Performance and confidence among professionals and laypeople in the stock market*. **Journal of Behavioral Finance**. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, v. 5, n. 3, p. 148-53, 2004.

TREYNOR, Jack L.; BLACK, Fisher. *Corporate investment decisions*. In: MYERS, Stewart C. (Org.). **Modern developments in financial management**. New York: Praeger, 1976.

TVERSKY, Amos; KAHNEMAN, Daniel. *Availability: a heuristic for judging frequency and probability*. **Cognitive Psychology**. Amsterdam: Elsevier, v. 5, n. 2, p. 207-32, sep. 1973.

_____. *Judgment under uncertainty: heuristics and biases*. **Science**. [S.l.], American Association for the Advancement of Science, v. 185, n. 4157, p. 1124-31, 1974.

_____. *Loss aversion in riskless choice: a reference-dependent model*. In: KAHNEMAN, Daniel; TVERSKY, Amos (Org.). **Choices, values, and frames**. Cambridge: Cambridge, 2000.

WAGENAAR, Willern A.; KEREN, Gideon B. *Does the expert know? The reliability of predictions and confidence ratings of experts*. In: HOLLNAGEL, Erik et al. (Org.). **Intelligent decision support in process environments**. Berlin: Springer, 1986.

WASSERMAN, Noam et al. *When does leadership matter? The contingent opportunities view of CEO leadership*. **Harvard Business School Working Paper** n. 01-063. apr. 2001. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=278652>>. Acesso em: 10/03/2005.

WEINSTEIN, Neil D. *Unrealistic optimism about future life events*. **Journal of Personality and Social Psychology**. Washington: American Psychological Association, v. 39, n. 5, p. 806-20, may 1980.

_____. *Unrealistic optimism about susceptibility to health problems*. **Journal of Behavioral Medicine**. [S.l.], Kluwer, v. 5, n. 4, p. 441-60, dec. 1982.

WEINSTEIN, Neil D.; KLEIN, William M. *Resistance of personal risk perceptions to debiasing interventions*. In: GILOVICH, Thomas et al. (Org.). **Heuristics and biases: the psychology of intuitive judgment**. Cambridge: Cambridge, 2002.

WINTER, Sidney G. *Economic 'natural selection' and the theory of the firm*. **Yale Economic Essays**. New Haven: Yale University, v. 4, n. 1, p. 225-72, Spring 1964.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, Massachusetts: MIT, 2002.

ZACHARAKIS, Andrew L.; SHEPHERD, Dean A. *The nature of information and overconfidence on venture capitalists' decision making*. **Journal of Business Venturing**. Amsterdam: Elsevier, v. 16, n. 4, p. 311-32, jul. 2001.

APÊNDICES

APÊNDICE 1: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E DEFINIÇÕES DAS VARIÁVEIS

APÊNDICE 2: EFEITOS DA MUDANÇA DE GESTOR

APÊNDICE 3: DETERMINANTES DA ESTRUTURA DE CAPITAL

APÊNDICE 4: EXCESSO DE CONFIANÇA/OTIMISMO E *PECKING ORDER*

APÊNDICE 5: EXCESSO DE CONFIANÇA/OTIMISMO, INVESTIMENTO E VALOR DE
MERCADO DA EMPRESA

1 APÊNDICE 1: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E DEFINIÇÕES DAS VARIÁVEIS

Tabela A-1 – Definições resumidas de algumas variáveis

Variável	Definição
E/A	Endividamento financeiro total sobre ativo contábil
$E/(VMA+A - PL)$	Endividamento financeiro total sobre ativo a valor de mercado
ELP/A	Endividamento financeiro de longo prazo sobre ativo contábil
$ELP/(VMA+A - PL)$	Endividamento financeiro de longo prazo sobre ativo a valor de mercado
$IPVP$	Valor de mercado das ações sobre seu valor contábil
$VAPL$	Valor de mercado das ações sobre patrimônio líquido da empresa
$VMAT$	Ativo a valor de mercado sobre ativo contábil
CR	Taxa de variação percentual acumulada da receita nos três últimos anos
dA	Taxa de variação do ativo total do ano anterior para o seguinte
$LAJIRDA$	Lucro antes de juros, impostos, depreciação e amortização sobre ativo
$LOPA$	Lucro Operacional Próprio sobre ativo
LOA	Lucro Operacional sobre ativo
$TANG$	Estoque mais imobilizado sobre ativo total
$\ln R$	Logaritmo natural da receita líquida
$\ln A$	Logaritmo natural do ativo total
$SING$	Despesas de vendas sobre receita líquida
$BETA$	Beta Econômica utilizando um período de 60 semanas
DPA	Desvio padrão dos retornos diários das ações ao longo do ano
$BFED$	Depreciação e amortização sobre ativo total
$PAYOUT$	Índice de <i>payout</i> da empresa
$DIVYIELD$	<i>Dividend yield</i> das ações
$DIVA$	Dividendos pagos no ano sobre ativo
DIV	Variável binária “empresa distribuiu dividendos?”
CON	Percentual de ações ordinárias em posse do(s) controlador(es) da empresa
TOT	Percentual total de ações em posse do(s) controlador(es) da empresa
$IDENT$	Variáveis binárias “natureza do acionista controlador”
$ACUM$	Variável binária “mesmo indivíduo ocupa os cargos de DP e PC?”
$TAMCA$	Número de membros do Conselho de Administração (CA)
$INDCA$	Número de conselheiros não executivos sobre número de membros do CA
ADR	Variável binária “empresa emitiu ADR?”
BOV	Variável binária “empresa aderiu Níveis Diferenciados de Governança Corporativa?”
DEB	Variável binária “empresa possui debêntures de longo prazo?”
LIQ	Indicador do volume de negócios com a ação ao longo do ano

Tabela A-2 – Setores de atividade das empresas da amostra

Setor	Percentual de empresas no setor (%)
Agro e Pesca	0,65
Alimentos e Bebidas	5,88
Comércio	3,27
Construção	3,27
Eletroeletrônicos	3,27
Energia Elétrica	13,73
Minerais não Metálicos	1,31
Mineração	1,96
Máquinas Industriais	4,58
Outros	11,11
Papel e Celulose	3,92
Petróleo e Gás	3,27
Química	8,50
Siderurgia e Metalurgia	9,80
Telecomunicações	11,11
Têxtil	6,54
Veículos e Peças	7,84

Tabela A-3 – Natureza do controlador das empresas da amostra

Natureza do controlador	Percentual de empresas (%) em cada ano					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Estatual	7,48	7,43	7,28	7,19	7,19	7,19
Familiar	48,30	47,97	46,36	46,41	46,41	46,41
Fundo de Pensão	5,44	5,41	5,30	5,23	5,23	5,23
Privada Estrangeira	21,77	22,30	23,18	23,53	23,53	23,53
Privada Nacional	17,01	16,89	17,88	17,65	17,65	17,65

Tabela A-4 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Desvio Padrão	1º Quartil	Mediana	3º Quartil
ALAV. - E/A	0,359	0,342	0,184	0,308	0,453
ALAV. - $E/(VMA+A - PL)$	0,323	0,206	0,174	0,317	0,460
ALAV. - ELP/A	0,200	0,228	0,053	0,156	0,273
ALAV. - $ELP/(VMA+A - PL)$	0,174	0,140	0,058	0,152	0,263
Preço sobre valor patr. - $IPVP$	1,063	1,455	0,372	0,659	1,240
q de Tobin	0,680	0,431	0,411	0,623	0,833
Valor ações sobre PL - $VAPL$	1,139	2,511	0,382	0,678	1,166
Valor merc. sobre at. - $VMAT$	1,0	0,639	0,753	0,910	1,066
Cresc. da Receita - CR	0,004	0,607	-0,030	0,072	0,172
Variação do ativo - dA	0,008	0,229	-0,074	0,008	0,100
Lucratividade - $LAJIRDA$	0,149	0,118	0,080	0,136	0,207
Lucratividade - $LOPA$	0,094	0,105	0,041	0,085	0,140
Lucratividade - LOA	0,021	0,162	-0,023	0,031	0,088
Tangibilidade - $TANG$	1,051	0,510	0,758	0,988	1,239
Tamanho (Receita) - $\ln R$	5,934	0,693	5,537	5,982	6,384
Tamanho/Volat. (Ativo) - $\ln A$	14,117	1,644	13,209	14,105	15,106
Singularidade - $SING$	0,089	0,077	0,028	0,077	0,134
Volatilidade - $BETA$	0,533	0,418	0,242	0,477	0,772
Volatilidade - DPA	0,767	0,568	0,452	0,610	0,821
Benf. fisc. extra div. - $BFED$	0,046	0,031	0,027	0,038	0,056
Dividendos - $PAYOUT$	83,485	1064,961	0	27,733	50,380
Dividendos - $DIVYIELD$	5,870	10,473	0	3,078	7,655
Dividendos - $DIVA$	0,020	0,036	0	0,012	0,027
Dividendos - DIV	0,723	0,448	0	1,0	1,0
Governança - CON	0,742	0,201	0,573	0,766	0,928
Governança - TOT	0,508	0,234	0,316	0,491	0,683
Governança - $TAMCA$	7,150	3,100	5,0	7,0	9,0
Governança - $INDCA$	0,822	0,153	0,714	0,833	1,0
Liquidez - LIQ	0,371	1,078	0,001	0,017	0,227

Na primeira coluna da tabela figura a maior parte dos indicadores descritos a partir da Seção 3.4.2. Quase todos são definidos sucintamente na Tabela A-1 acima. O q de Tobin é descrito na Seção 3.4.3 e LIQ na Seção 3.4.15.

Tabela A-5 – Médias separadas por grupos

Variável	Média	
	Grupo 1	Grupo 2
ALAV. - E/A	0,390	0,327
ALAV. - $E/(VMA+A - PL)$	0,352	0,304
Preço sobre valor patr. - $IPVP$	1,016	1,126
Lucratividade - $LAJIRDA$	0,131	0,164
Tamanho (Receita) - $\ln R$	5,678	6,180
Tamanho (Ativo) - $\ln A$	13,447	14,767
Governança - CON	0,748	0,749
Tangibilidade - $TANG$	0,963	1,073
Volatilidade - $BETA$	0,408	0,624

Os grupos são separados de acordo com o critério descrito na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo. As empresas geridas por ‘empreendedores’ são classificadas no Grupo 1 e as demais são classificadas no Grupo 2. As variáveis são descritas na Seção 3.4 (ver também nota da Tabela A-4).

2 APÊNDICE 2: EFEITOS DA MUDANÇA DE GESTOR

Tabela A-6 – Testes dos “efeitos fixos gerenciais”: modelos estáticos

A: Política de financiamento (alavancagem)				
<i>Variável dependente</i>	<i>Teste qui-quadrado para efeitos fixos do:</i>			<i>m2</i>
	DP	PC	DP + PC	
<i>E/A</i>	47,41 (< 0,01; 26)	87,05 (0,0293; 64)	128,41 (< 0,01; 90)	-1,30 (0,192)
<i>E/(VMA+A – PL)</i>	40,90 (0,0235; 25)	118,41 (< 0,01; 65)	166,85 (< 0,01; 90)	-0,98 (0,326)
B: Performance				
<i>Variável dependente</i>	<i>Teste qui-quadrado para efeitos fixos do:</i>			<i>m2</i>
	DP	PC	DP + PC	
Lucratividade - <i>LAJIRDA</i>	54,81 (0,0478; 39)	78,41 (0,7333; 87)	140,62 (0,176; 126)	-1,40 (0,162)
Lucratividade - <i>LOA</i>	49,85 (0,3228; 46)	102,86 (0,0911; 85)	155,51 (0,071; 131)	-0,80 (0,424)
<i>q</i> de Tobin	102,02 (< 0,01; 40)	92,64 (0,2433; 84)	211,4 (< 0,01; 124)	0,17 (0,861)
Preço/valor patr. - <i>IPVP</i>	28,27 (0,8982; 39)	70,62 (0,8108; 82)	108,78 (0,779; 121)	-6,34 (< 0,01)
C: Política de dividendos				
<i>Variável dependente</i>	<i>Teste qui-quadrado para efeitos fixos do:</i>			<i>m2</i>
	DP	PC	DP + PC	
<i>DIVA</i>	18,21 (0,7927; 24)	15,36 (1,00; 66)	35,30 (1,00; 90)	-1,86 (0,063)
<i>PAYOUT</i>	5,74 (1,00; 24)	198,68 (< 0,01; 66)	201,13 (< 0,01; 90)	3,13 (< 0,01)

Os coeficientes dos regressores foram estimados pelo método GMM-Dif de um estágio de Arellano e Bond (*Op. cit.*) (ver Seção 3.5.4) com base em especificações estáticas. As definições operacionais das variáveis dependentes são detalhadas na Seção 3.4.

Nas colunas de 2 a 4 da tabela são reportados os testes de significância conjunta das *dummies* de Diretor Presidente (DP) e/ou Presidente do Conselho de Administração (PC) incluídas nas diversas regressões. Reportam-se, respectivamente, o valor da estatística qui-quadrado, seu correspondente nível descritivo (*p-value*) e o número de restrições testadas. Na última coluna figuram os testes de autocorrelação de segunda ordem aplicados aos resíduos transformados (por Primeira Diferença), procedimento proposto por Arellano e Bond (*Ibid.*). Dentro dos parênteses são reportados os *p-values* dos testes.

Nas regressões referentes ao bloco A (política de financiamento) foram utilizados como controles um conjunto de *dummies* de ano e os indicadores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *SING*, *DIV*, *CON*, *ACUM*, *ADR* e *BOV*. Para lidar com os problemas de endogeneidade comentados anteriormente, em particular os decorrentes da possível determinação simultânea de algumas variáveis, utilizou-se as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ dos regressores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *SING*, *DIV* e *CON* como instrumentos para as suas primeiras diferenças.

Nas regressões em que figura como variável dependente uma das medidas de lucratividade, *LAJIRDA* ou *LOA*, utilizou-se como controles um conjunto de *dummies* de ano e os indicadores *CR*, *E/(VMA+A – PL)* e *lnR*, sendo que os três últimos regressores foram instrumentados de forma análoga à comentada no parágrafo anterior.

Nas regressões referentes ao bloco C (política de dividendos) utilizou-se como controles um conjunto de *dummies* de ano e os indicadores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *CON*, *ACUM*, *ADR*, *BOV* e *E/(VMA+A – PL)*. Similarmente ao descrito no primeiro parágrafo, foram utilizadas as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ dos regressores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *CON* e *E/(VMA+A – PL)* como instrumentos para as suas primeiras diferenças.

Tabela A-7 – Testes dos “efeitos fixos gerenciais”: modelos dinâmicos

A: Política de financiamento (alavancagem)				
Variável dependente	Teste qui-quadrado para efeitos fixos do:			m2
	DP	PC	DP + PC	
<i>E/A</i>	31,64 (0,0636; 21)	94,31 (< 0,01; 59)	118,28 (< 0,01; 80)	0,41 (0,683)
<i>E/(VMA+A – PL)</i>	46,90 (< 0,01; 22)	127,01 (< 0,01; 58)	153,02 (< 0,01; 80)	-0,63 (0,528)
B: Performance				
Variável dependente	Teste qui-quadrado para efeitos fixos do:			m2
	DP	PC	DP + PC	
Lucratividade - <i>LAJIRDA</i>	10,62 (1,00; 34)	45,98 (0,9944; 73)	57,77 (1,00; 107)	-1,47 (0,142)
Lucratividade - <i>LOA</i>	12,78 (1,00; 38)	36,91 (0,999; 75)	47,41 (1,00; 113)	-1,42 (0,156)
<i>q</i> de Tobin	68,13 (< 0,01; 34)	76,79 (0,3583; 73)	162,0 (< 0,01; 107)	0,86 (0,392)
Preço/valor patr. - <i>IPVP</i>	42,14 (0,1323; 33)	51,31 (0,9624; 71)	80,19 (0,9599; 104)	-3,32 (< 0,01)
C: Política de dividendos				
Variável dependente	Teste qui-quadrado para efeitos fixos do:			m2
	DP	PC	DP + PC	
<i>DIVA</i>	11,44 (0,9679; 22)	14,49 (1,00; 57)	28,07 (1,00; 79)	-2,47 (0,013)
<i>PAYOUT</i>	5,01 (1,00; 23)	44,17 (0,8736; 56)	46,24 (0,9988; 79)	4,19 (< 0,01)

Os coeficientes dos regressores foram estimados pelo método GMM-Dif de um estágio de Arellano e Bond (*Op. cit.*) (ver Seção 3.5.4) com base em especificações dinâmicas, ou seja, incluindo a primeira defasagem da variável dependente entre os regressores. As definições operacionais das variáveis dependentes são detalhadas na Seção 3.4.

Nas colunas de 2 a 4 da tabela são reportados os testes de significância conjunta das *dummies* de Diretor Presidente (DP) e/ou Presidente do Conselho de Administração (PC) incluídas nas diversas regressões. Reportam-se, respectivamente, o valor da estatística qui-quadrado, seu correspondente nível descritivo (*p-value*) e o número de restrições testadas. Na última coluna figuram os testes de autocorrelação de segunda ordem aplicados aos resíduos transformados (por Primeira Diferença), procedimento proposto por Arellano e Bond (*Ibid.*). Dentro dos parênteses são reportados os *p-values* dos testes.

Nas regressões referentes ao bloco A (política de financiamento) foram utilizados como controles a variável dependente defasada, um conjunto de *dummies* de ano e os indicadores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *SING*, *DIV*, *CON*, *ACUM*, *ADR* e *BOV*. Para lidar com os problemas de endogeneidade comentados anteriormente, em particular os decorrentes da possível determinação simultânea de algumas variáveis, utilizou-se as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ dos regressores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *SING*, *DIV* e *CON* como instrumentos para as suas primeiras diferenças. A variável dependente defasada foi instrumentada de forma análoga.

Nas regressões em que figura como variável dependente uma das medidas de lucratividade, *LAJIRDA* ou *LOA*, utilizou-se como controles a variável dependente defasada, um conjunto de *dummies* de ano e os indicadores *CR*, *E/(VMA+A – PL)* e *lnR*, sendo que os três últimos regressores, bem como a variável dependente defasada, foram instrumentados de forma análoga à comentada no parágrafo anterior.

Nas regressões referentes ao bloco C (política de dividendos) utilizou-se como controles a variável dependente defasada, um conjunto de *dummies* de ano e os indicadores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *CON*, *ACUM*, *ADR*, *BOV* e *E/(VMA+A – PL)*. Similarmente ao descrito no primeiro parágrafo, foram utilizadas as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ dos regressores *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BFED*, *BETA*, *TANG*, *lnR*, *CON* e *E/(VMA+A – PL)* como instrumentos para as suas primeiras diferenças.

3 APÊNDICE 3: DETERMINANTES DA ESTRUTURA DE CAPITAL

Tabela A-8 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando os métodos de Efeitos Aleatórios (EA-MQG) e Efeitos Fixos (EF-IG)

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	EA-MQG	EF-IG	EA-MQG	EF-IG
<i>CE</i>	0,1118*** (0,042)	0,0990 (0,071)	0,0998*** (0,030)	0,1025** (0,044)
Preço/valor patrim.	-0,0004 (0,003)	0,0017 (0,004)	-0,0081*** (0,003)	-0,0032 (0,002)
Op. de crescimento	-0,0055 (0,005)	-0,0022 (0,006)	-0,0037 (0,004)	-0,0029 (0,005)
Lucratividade	-0,0579 (0,129)	-0,0321 (0,175)	-0,2519** (0,119)	-0,2333 (0,142)
Volatilidade	0,0185 (0,029)	0,0135 (0,035)	0,0456** (0,018)	0,0408* (0,022)
Ben. fisc. extra-div.	0,3386 (0,699)	0,8778 (0,806)	-0,1768 (0,496)	0,4393 (0,688)
Tangibilidade	0,0156 (0,036)	-0,0046 (0,041)	0,0315 (0,026)	0,0327 (0,034)
Tamanho	0,0582 (0,039)	-0,0113 (0,115)	0,0564* (0,032)	0,0468 (0,068)
Singularidade	-0,0548 (0,179)	0,0620 (0,225)	-0,0685 (0,140)	0,0848 (0,144)
Dividendos	-0,0008 (0,018)	0,0199 (0,021)	-0,0125 (0,016)	0,0088 (0,019)
<i>CON</i>	-0,1166 (0,105)	-0,0341 (0,162)	0,0116 (0,071)	0,0253 (0,107)
<i>ACUM</i>	-0,0995*** (0,030)	-0,0603 (0,042)	-0,0713*** (0,025)	-0,0504 (0,035)
<i>ADR</i>	-0,0546 (0,041)	-	-0,0742** (0,037)	-
<i>BOV</i>	0,0688 (0,049)	-	0,0326 (0,043)	-
<i>Dummies IDENT</i>	SIM	NÃO	SIM	NÃO
<i>Dummies Setor</i>	SIM	NÃO	SIM	NÃO
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	428	428	429	429
R ² ajust.	0,341	0,797	0,355	0,834
Teste F (Efeitos Fixos)	-	10,69 (0,000)	-	11,91 (0,000)
BP (Efeitos Aleatórios)	150,16 (0,000)	-	240,69 (0,000)	-
Hausman (EA vs EF)	28,94 (0,004)		83,46 (0,000)	

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (*E*) e seu ativo total contábil (*A*). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A - PL)$, sendo *VMA* o valor de mercado das ações e *PL* o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-dívida), *TANG* (tangibilidade), *lnR* (tamanho), *SING* (singularidade), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e os conjuntos de *dummies IDENT* (tipo do acionista controlador), ‘Setor de Atividade’ e ‘Ano’. Com exceção dos conjuntos de variáveis binárias, todos os regressores são defasados em um período. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados, para ambos os métodos de estimação, utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

Os testes *F* e BP (teste do tipo Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan) reportados são testes da relevância estatística dos efeitos específicos não observados (u_i) e são descritos por Greene (*Op. cit.*, p. 562; 572-3). Em ambos os casos, reporta-se a estatística do teste (com distribuição *F* no primeiro caso e qui-quadrado no segundo) e, entre parênteses, seu nível descritivo (*p-value*). O teste de Hausman compara as estimativas obtidas pelos métodos EA-MQG e EF-IG e testa indiretamente a hipótese de não-correlação entre os componentes não observados u_i e os regressores do modelo. O procedimento adotado, descrito por Wooldridge (*Op. cit.*, p. 290-1), é robusto na presença de erros heterocedásticos e/ou autocorrelacionados. Novamente, reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, seu nível descritivo.

Tabela A-9 – Testes de “exogeneidade estrita” dos regressores

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	EF-IG		EF-IG	
<i>CE</i>	0,1197*	(0,068)	0,0843**	(0,033)
Preço/valor patrim.	-0,0019	(0,010)	-0,0068	(0,007)
Op. de crescimento	0,0044	(0,010)	0,0054	(0,007)
Lucratividade	-0,3007	(0,189)	-0,1638	(0,166)
Volatilidade	0,0208	(0,025)	0,0096	(0,022)
Ben. fisc. extra-dív.	-1,0113	(0,712)	0,3230	(0,728)
Tangibilidade	0,1172**	(0,050)	0,0555	(0,037)
Tamanho	0,1726	(0,118)	-0,0993	(0,104)
Singularidade	0,0685	(0,150)	0,0209	(0,197)
Dividendos	-0,0261	(0,023)	-0,0327	(0,022)
<i>CON</i>	-0,1394	(0,166)	-0,0654	(0,119)
<i>ACUM</i>	-0,0389	(0,045)	-0,0343	(0,043)
$\mathbf{g}_{t+1}$	SIM		SIM	
<i>Dummies</i> Ano	SIM		SIM	
Número de obs.	382		384	
R^2 ajust.	0,818		0,831	
Teste F ($H_0: \gamma = 0$)	3,29 (0,000)		2,90 (0,001)	

A variável dependente utilizada na regressão reportada na coluna 2 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (*E*) e seu ativo total contábil (*A*). A regressão reportada na coluna 3 utiliza como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo *VMA* o valor de mercado das ações e *PL* o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-dívida), *TANG* (tangibilidade), *lnR* (tamanho), *SING* (singularidade), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de *dummies* de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Com exceção das *dummies* de ano, os mesmos regressores mencionados acima, observados em $t + 1$, são incluídos no vetor $\mathbf{g}_{t+1}$. Os coeficientes de *ADR* e *BOV* não puderam ser estimados em razão de sua elevada colinearidade com os componentes de $\mathbf{g}_{t+1}$.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados com base nos dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste de exogeneidade estrita dos regressores baseia-se numa especificação do tipo $ALAV_{it} = \beta^T \mathbf{w}_{it} + \gamma^T \mathbf{g}_{it+1} + u_i + \eta_{it}$, sendo $\mathbf{w}_{it}$ o conjunto original de regressores de interesse e $\mathbf{g}_{it+1}$ um subconjunto dos mesmos regressores observados em $t + 1$. O procedimento consiste num teste do tipo *F* de significância conjunta dos componentes de $\mathbf{g}_{it+1}$ (WOOLDRIDGE, *op. cit.*, p. 285). Reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, seu nível descritivo (*p-value*).

Tabela A-10 – Teste de raiz unitária para painéis curtos

Variável	Coef. $\hat{\alpha}$ (erro-padrão)	Estat. t (p -value)
ALAV. - E/A	1,0293 (0,093)	0,315 (0,624)
ALAV. - $E/(VMA+A - PL)$	0,9029 (0,035)	-2,774*** (0,003)
ALAV. - ELP/A	0,8858 (0,096)	-1,188 (0,117)
ALAV. - $ELP/(VMA+A - PL)$	0,8512 (0,028)	-5,375*** (0,000)
Preço sobre valor patr. - $IPVP$	0,8103 (0,034)	-5,638*** (0,000)
q de Tobin	0,7749 (0,055)	-4,104*** (0,000)
Valor ações sobre PL - $VAPL$	0,1512 (0,096)	-5,430*** (0,000)
Valor merc. sobre at. - $VMAT$	1,2072 (0,114)	0,922 (0,822)
Cresc. da Receita - CR	0,7188 (0,075)	-8,082*** (0,000)
Variação do ativo - dA	0,2390 (0,045)	-16,870*** (0,000)
Lucratividade - $LAJIRDA$	0,7266 (0,035)	-7,854*** (0,000)
Lucratividade - $LOPA$	0,6767 (0,068)	-4,735*** (0,000)
Lucratividade - LOA	0,5374 (0,127)	-1,508* (0,066)
Fluxo de Caixa Livre - FCL	-0,5284 (0,122)	-3,856*** (0,000)
Tangibilidade - $TANG$	0,7955 (0,036)	-5,722*** (0,000)
Tamanho (Receita) - $\ln R$	1,0174 (0,011)	1,578 (0,943)
Tamanho/Volat. (Ativo) - $\ln A$	0,9745 (0,039)	-0,657 (0,256)
Singularidade - $SING$	0,9191 (0,031)	-2,634*** (0,004)
Volatilidade - $BETA$	0,6033 (0,084)	-3,579*** (0,000)
Volatilidade - DPA	0,7164 (0,057)	-4,940*** (0,000)
Benf. fisc. extra div. - $BFED$	0,6819 (0,057)	-1,443* (0,075)
Dividendos - $PAYOUT$	-0,0010 (0,001)	-1.050,4*** (0,000)
Dividendos - $DIVYIELD$	0,1654 (0,543)	-15,377*** (0,000)
Dividendos - $DIVA$	0,6405 (0,181)	-1,987** (0,023)
Governança - CON	0,9232 (0,018)	-4,380*** (0,000)
Governança - TOT	0,9255 (0,021)	-3,610*** (0,000)
Liquidez - LIQ	1,0020 (0,054)	0,036 (0,514)

O teste de raiz unitária implementado acima foi proposto por Bond *et al.* (2005) e baseia-se em especificações do tipo $w_{it} = \alpha w_{it-1} + \lambda_t + \varepsilon_{it}$, sendo w_{it} a variável individual de interesse e ε_{it} o termo de erro do modelo. Os “efeitos fixos do tempo”, representados por λ_t , são capturados por meio da inclusão nas regressões de um conjunto de variáveis indicadoras de ano e seu objetivo é capturar a eventual dependência dos erros entre empresas. Os coeficientes do modelo são estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinário (MQO).

Na segunda coluna da tabela figuram as estimativas $\hat{\alpha}$ para cada variável e, entre parênteses, seu respectivo erro-padrão. Na terceira coluna são reportadas as estatísticas t , distribuídas assintoticamente como uma normal padrão, para o teste da hipótese $H_0 : |\alpha| = 1$ contra a alternativa $H_1 : |\alpha| < 1$. Entre parênteses reporta-se o nível descritivo (p -value) unicaudal de t . ***, ** e * denotam a significância do teste nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados com base nos dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste pressupõe a não-autocorrelação de ε_{it} . Para cada variável os testes de autocorrelação descritos por Wooldridge (*Op. cit.*, p. 176-7) foram aplicados. Nos casos em que a hipótese nula de não-autocorrelação foi rejeitada, defasagens adicionais de w_{it} ($w_{it-2}, w_{it-3}, \dots$) foram acrescentadas como regressores até que os resíduos da regressão não mais mostrassem indícios de autocorrelação. Para estes modelos aumentados reporta-se o coeficiente estimado para w_{it-1} , mas a estatística t testa a hipótese $H_0 : |\delta| = 1$ contra a alternativa $H_1 : |\delta| < 1$, sendo δ igual à soma dos coeficientes de todas as defasagens incluídas como regressores (ver HALL; MAIRESSE, *op. cit.*).

As definições operacionais dos indicadores relacionados na tabela constam da Seção 3.4.

Tabela A-11 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico (especificação alternativa)

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis		GMM-Sis	
<i>CE</i>	0,1849**	(0,094)	0,1297**	(0,067)
Preço/valor patrim.	0,0011	(0,012)	-0,0201**	(0,009)
Op. de crescimento	0,0179	(0,025)	0,0014	(0,021)
Lucratividade	-0,2269	(0,246)	-0,4087**	(0,211)
Volatilidade	0,0139	(0,051)	-0,0053	(0,045)
Ben. Fisc. extra-dív.	0,6013	(0,787)	0,5311	(0,839)
Tangibilidade	0,0619	(0,077)	0,0497	(0,053)
Tamanho	0,1181**	(0,060)	0,1039**	(0,050)
Singularidade	0,5045	(0,483)	0,5238	(0,413)
Dividendos	-0,1237*	(0,075)	-0,1027*	(0,054)
<i>CON</i>	-0,1522	(0,167)	0,0395	(0,125)
<i>ACUM</i>	-0,1518***	(0,056)	-0,1561***	(0,047)
<i>ADR</i>	-0,1844**	(0,085)	-0,1613**	(0,076)
<i>BOV</i>	0,0309	(0,091)	0,0260	(0,069)
<i>Dummies Ano</i>	SIM		SIM	
Número de obs.	524		526	
J de Hansen	99,60 (100; 0,429)		107,29 (100; 0,291)	
m1	-2,34 (0,019)		-2,35 (0,019)	
m2	-1,73 (0,083)		-0,99 (0,321)	
DIF-Hansen	34,732 (36; 0,529)		46,547 (36; 0,112)	

A variável dependente utilizada na regressão reportada na coluna 2 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (*E*) e seu ativo total contábil (*A*). A regressão reportada na coluna 3 utiliza como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A - PL)$, sendo *VMA* o valor de mercado das ações e *PL* o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-divida), *TANG* (tangibilidade), *lnR* (tamanho), *SING* (singularidade), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Assume-se que os erros dos modelos seguem um processo de média móvel de ordem 1 (MA(1)) e, portanto, apresentam autocorrelação de primeira ordem. Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em dois períodos e as defasagens apropriadas a partir de $t - 3$ de todos os regressores com exceção das variáveis indicadoras de ano, tratadas como estritamente exógenas.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Tabela A-12 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com modelo dinâmico (especificação alternativa)

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis	Coef. transf.	GMM-Sis	Coef. transf.
$ALAV_{t-1}$	0,8045*** (0,046)		0,8285*** (0,045)	
CE	0,0572** (0,030)	0,2925	0,0499** (0,024)	0,2913
Preço/valor patrim.	-0,0142*** (0,005)	-0,0727	-0,0104*** (0,004)	-0,0608
Op. de crescimento	0,0101 (0,009)	0,0518	-0,0019 (0,009)	-0,0109
Lucratividade	-0,0629 (0,106)	-0,3219	-0,1917** (0,099)	-1,1178
Volatilidade	0,0003 (0,026)	0,0015	0,0212 (0,021)	0,1238
Ben. Fisc. extra-div.	-0,4656 (0,435)	-2,3816	-0,2239 (0,360)	-1,3053
Tangibilidade	0,0193 (0,033)	0,0987	0,0496** (0,026)	0,2893
Tamanho	0,0149 (0,025)	0,0760	0,0034 (0,023)	0,0197
Singularidade	0,0732 (0,184)	0,3743	0,0973 (0,146)	0,5675
Dividendos	-0,0072 (0,034)	-0,0367	-0,0064 (0,028)	-0,0374
CON	-0,0467 (0,053)	-0,2387	0,0069 (0,039)	0,0401
$ACUM$	-0,0617*** (0,025)	-0,3156	-0,0391** (0,020)	-0,2278
ADR	0,0062 (0,034)	0,0316	0,0319 (0,031)	0,1861
BOV	-0,0376 (0,037)	-0,1923	-0,0122 (0,036)	-0,0710
<i>Dummies</i> Ano	SIM	-	SIM	-
Número de obs.	452		456	
J de Hansen	106,15 (113; 0,663)		97,56 (113; 0,849)	
m1	-2,87 (0,004)		-3,64 (0,000)	
m2	0,41 (0,680)		-0,29 (0,775)	
DIF-Hansen	39,616 (40; 0,487)		26,240 (40; 0,954)	

A variável dependente utilizada na regressão reportada na coluna 2 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). A regressão reportada na coluna 4 utiliza como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A - PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$), CE (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), $IPVP$ (Preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAIJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos para $ALAV_{t-1}$ as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ da variável de resposta. Para os demais regressores, com exceção das variáveis indicadoras de ano, tratadas como estritamente exógenas, utilizou-se como instrumentos suas transformações de PD defasadas em dois períodos e suas defasagens apropriadas a partir de $t - 3$.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7). Nas colunas 3 e 5 da tabela figuram os coeficientes transformados, obtidos pela divisão de cada coeficiente por $1 - \hat{\alpha}$, sendo $\hat{\alpha}$ o coeficiente estimado para $ALAV_{t-1}$.

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (p -value), respectivamente. Para os testes $m1$ e $m2$ reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o p -value correspondente.

Tabela A-13 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com modelo dinâmico e erros AR(1)

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis	p-value	GMM-Sis	p-value
$ALAV_{t-1}$	0,7150	< 0,0001	0,7736	< 0,0001
CE	0,0265	0,0048	0,0306	0,0089
$t-1$	0,0353		0,0131	
Preço/valor patr.	-0,0042	0,3630	-0,0079	0,1187
$t-1$	0,0052		0,0032	
Op. de crescim.	0,0306	0,2135	0,0435	0,0197
$t-1$	-0,0200		-0,0176	
Lucratividade	-0,1233	0,1110	-0,0056	0,3639
$t-1$	-0,0995		-0,1119	
Volatilidade	-0,0017	0,4648	0,0147	0,0255
$t-1$	0,0395		0,0547	
Ben. Fisc. extra-dív.	-1,2755	0,5012	0,0659	0,4458
$t-1$	1,0882		-0,4755	
Tangibilidade	0,1653	0,0176	0,0326	0,2779
$t-1$	-0,1122		0,0008	
Tamanho	0,0651	0,8359	-0,1944	0,0831
$t-1$	-0,0689		0,2022	
Singularidade	0,0989	0,7471	-0,0265	0,9869
$t-1$	-0,2064		0,0110	
Dividendos	0,0127	0,5245	-0,0383	0,3489
$t-1$	0,0248		0,0156	
CON	-0,2540	0,0932	-0,0188	0,8448
$t-1$	0,0506		-0,0168	
$ACUM$	0,0218	< 0,0001	0,0014	0,0316
$t-1$	-0,1079		-0,0454	
ADR	-0,2410	0,1750	-0,0328	0,7246
$t-1$	0,2219		0,0185	
BOV	0,0057	0,1960	0,0553	0,3929
$t-1$	0,0294		-0,0419	
<i>Dummies Ano</i>	SIM		SIM	
Número de obs.	381		384	
J de Hansen	73,78 (77; 0,583)		79,52 (77; 0,400)	
m1	-3,58 (0,000)		-4,32 (0,000)	
m2	-1,08 (0,281)		-0,52 (0,604)	
DIF-Hansen	29,863 (26; 0,273)		20,591 (26; 0,763)	

A variável dependente utilizada na regressão reportada na coluna 2 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). A regressão reportada na coluna 4 utiliza como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$), CE (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), $IPVP$ (Preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Na tabela acima, “t-1” abaixo de CE representa a primeira defasagem desta variável (CE_{t-1}). O mesmo raciocínio se aplica aos demais regressores.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t-2$ de $ALAV$ e dos regressores $IPVP$, $LAJIRDA$, $BFED$, $BETA$, DIV e CON . Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos.

Nas colunas 3 e 5 da tabela figuram os *p-values* associados ao teste de significância conjunta dos coeficientes de w_t e w_{t-1} sendo w qualquer um dos regressores com exceção de $ALAV_{t-1}$, para quem o *p-value* se refere ao teste de significância individual. A estatística do teste, do tipo Wald, distribui-se assintoticamente como uma qui-quadrado com 2 graus de liberdade para o teste conjunto e 1 grau de liberdade para o teste individual. Os erros-padrão dos coeficientes foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes $m1$ e $m2$ reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Tabela A-14 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico com indicadores alternativos

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)
$ALAV_{t-1}$	-	0,5995*** (0,097)	-	0,7781*** (0,041)
<i>CE</i>	0,1222*** (0,045)	0,0510** (0,025)	0,1030*** (0,034)	0,0335** (0,014)
Preço/valor patrim.	0,0158 (0,012)	0,0018 (0,007)	-0,0102* (0,005)	-0,0048** (0,002)
Op. de crescimento	0,0100 (0,062)	-0,0075 (0,061)	-0,0324 (0,035)	0,0064 (0,039)
Lucratividade	-0,0850 (0,310)	-0,2147 (0,163)	-0,3068 (0,204)	-0,1930** (0,096)
Volatilidade	0,0653 (0,048)	0,0260 (0,032)	0,0384 (0,038)	0,0421** (0,019)
Ben. fisc. extra-div.	0,4486 (1,148)	-0,5638 (0,653)	-0,3270 (0,828)	-0,3236 (0,352)
Tangibilidade	0,0547 (0,063)	0,0758** (0,036)	0,0170 (0,039)	0,0353* (0,020)
Tamanho	0,0321** (0,013)	0,0122** (0,006)	0,0422*** (0,012)	0,0106** (0,005)
Singularidade	-0,2548 (0,312)	0,0226 (0,173)	-0,1341 (0,244)	0,0551 (0,100)
Dividendos	8,4E-07 (1,2E-05)	1,9E-06 (5,1E-06)	-3,9E-06 (1,1E-05)	3,5E-06 (5,5E-06)
<i>CON</i>	-0,2698 (0,166)	-0,1606** (0,082)	-0,1111 (0,136)	-0,0295 (0,046)
<i>ACUM</i>	-0,1263*** (0,034)	-0,0671*** (0,019)	-0,0958*** (0,027)	-0,0315*** (0,012)
<i>ADR</i>	-0,1310** (0,059)	-0,0226 (0,037)	-0,1248** (0,053)	-0,0208 (0,019)
<i>BOV</i>	0,0489 (0,049)	0,0253 (0,025)	0,0346 (0,042)	0,0026 (0,013)
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	494	490	498	496
J de Hansen	78,54 (78; 0,461)	95,05 (91; 0,365)	78,08 (78; 0,476)	109,07 (91; 0,095)
m1	-2,10 (0,036)	-3,43 (0,001)	-1,52 (0,127)	-4,17 (0,000)
m2	0,31 (0,756)	0,44 (0,662)	-1,17 (0,242)	-0,5 (0,614)
DIF-Hansen	27,225 (24; 0,294)	33,13 (28; 0,231)	24,818 (24; 0,416)	35,147 (28; 0,166)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Nas colunas 2 e 4 as especificações são estáticas e idênticas às reportadas na Tabela 4. Nas colunas 3 e 5 as regressões baseiam-se em modelos dinâmicos com as mesmas especificações reportadas na Tabela 5.

Para os modelos estáticos, os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *dA* (oportunidades futuras de crescimento), *LOPA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-dívida), *TANG* (tangibilidade), *lnA* (tamanho), *SING* (singularidade), *PAYOUT* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Nas especificações dinâmicas inclui-se entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$).

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Tabela A-15 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico acrescentando a variável “capacidade de endividamento”

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)
$ALAV_{t-1}$	-	0,7323*** (0,095)	-	0,5524*** (0,078)
<i>CE</i>	0,1796*** (0,055)	0,0764*** (0,028)	0,1143*** (0,043)	0,0602** (0,027)
Capacidade de endiv.	1,0350*** (0,205)	0,2521 (0,183)	0,8637*** (0,110)	0,4083*** (0,108)
Preço/valor patrim.	0,0152 (0,012)	-0,0085 (0,007)	-0,0041 (0,006)	-0,0077** (0,004)
Op. de crescimento	0,0354* (0,019)	0,0251* (0,014)	0,0184 (0,018)	0,0129 (0,012)
Lucratividade	0,1770 (0,216)	-0,0461 (0,106)	-0,0708 (0,147)	-0,0524 (0,097)
Volatilidade	-0,0086 (0,049)	0,0115 (0,032)	-0,0224 (0,035)	-0,0097 (0,025)
Ben. fisc. extra-div.	-0,0125 (0,532)	-0,2205 (0,314)	0,1481 (0,562)	-0,0900 (0,308)
Tangibilidade	0,0453 (0,054)	0,0209 (0,031)	0,0441 (0,038)	0,0302 (0,023)
Tamanho	-0,0469 (0,043)	-0,0155 (0,033)	-0,0417 (0,032)	-0,0202 (0,022)
Singularidade	0,0060 (0,358)	-0,0327 (0,198)	0,1773 (0,272)	0,1391 (0,151)
Dividendos	-0,0602 (0,048)	0,0019 (0,032)	-0,0488 (0,032)	-0,0362 (0,024)
<i>CON</i>	0,0340 (0,091)	-0,0446 (0,056)	0,1901*** (0,071)	0,0844* (0,047)
<i>ACUM</i>	-0,1316*** (0,032)	-0,0553** (0,023)	-0,1229*** (0,031)	-0,0642*** (0,022)
<i>ADR</i>	-0,0347 (0,060)	-0,0184 (0,033)	-0,0844* (0,049)	-0,0172 (0,031)
<i>BOV</i>	-0,0816 (0,084)	-0,0592 (0,042)	-0,0349 (0,050)	-0,0244 (0,032)
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	412	412	413	413
J de Hansen	96,85 (104; 0,678)	89,81 (112; 0,939)	92,79 (104; 0,776)	96,92 (112; 0,844)
m1	-3,35 (0,001)	-3,07 (0,002)	-3,39 (0,001)	-3,73 (0,000)
m2	-0,63 (0,529)	0,33 (0,742)	-0,55 (0,583)	-0,45 (0,651)
DIF-Hansen	34,732 (36; 0,529)	31,584 (39; 0,795)	46,547 (36; 0,112)	31,391 (39; 0,802)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Para os modelos estáticos, os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *PROBDEB* (“capacidade de endividamento”. Ver Seção 4.3.6.1) *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-divida), *TANG* (tangibilidade), *lnR* (tamanho), *SING* (singularidade), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Nas especificações dinâmicas inclui-se entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$).

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Assume-se que os erros dos modelos seguem um processo de média móvel de ordem 1 (MA(1)) e, portanto, apresentam autocorrelação de primeira ordem. Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em dois períodos e as defasagens apropriadas a partir de $t-3$ de *ALAV* (nas especificações dinâmicas) e de todos os regressores com exceção das variáveis indicadoras de ano, tratadas como estritamente exógenas.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Tabela A-16 – Determinantes da estrutura de capital: regressões com erros nas variáveis

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	EV (r = 0,95)	EV (r = 0,85)	EV (r = 0,95)	EV (r = 0,85)
<i>CE</i>	0,1659*** (0,041)	0,3251*** (0,079)	0,1245*** (0,033)	0,2441*** (0,063)
Preço/valor patrim.	0,0003 (0,010)	-0,0093 (0,011)	-0,0291*** (0,008)	-0,0361*** (0,009)
Op. de crescimento	0,0140 (0,012)	0,0112 (0,012)	0,0117 (0,009)	0,0096 (0,009)
Lucratividade	-0,4601 (0,576)	-0,1608 (0,599)	-1,0721** (0,431)	-0,8618* (0,449)
Volatilidade	0,0240 (0,035)	0,0288 (0,034)	0,0338 (0,028)	0,0374 (0,027)
Ben. fisc. extra-div.	-0,3397 (0,501)	0,0671 (0,514)	-0,8473** (0,399)	-0,5304 (0,414)
Tangibilidade	0,1432 (0,099)	0,0952 (0,103)	0,1516** (0,077)	0,1169 (0,079)
Tamanho	0,1061*** (0,021)	0,1117*** (0,020)	0,0991*** (0,016)	0,1035*** (0,016)
Singularidade	-0,0976 (0,349)	-0,1488 (0,343)	-0,0868 (0,276)	-0,1206 (0,272)
Dividendos	-0,0777** (0,036)	-0,0969*** (0,037)	-0,0785*** (0,027)	-0,0920*** (0,028)
<i>CON</i>	-0,1652*** (0,063)	-0,1711*** (0,061)	0,0643 (0,050)	0,0600 (0,049)
<i>ACUM</i>	-0,1495*** (0,024)	-0,1637*** (0,024)	-0,1213*** (0,019)	-0,1322*** (0,019)
<i>ADR</i>	-0,0581* (0,030)	-0,0476 (0,029)	-0,0336 (0,024)	-0,0258 (0,024)
<i>BOV</i>	0,0763*** (0,023)	0,0566** (0,023)	0,0386** (0,018)	0,0234 (0,019)
<i>Dummies IDENT</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
<i>Dummies Setor</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	524	524	526	526
R ²	0,4237	0,4516	0,4956	0,5169

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (*E*) e seu ativo total contábil (*A*). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo *VMA* o valor de mercado das ações e *PL* o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-dívida), *TANG* (tangibilidade), *lnR* (tamanho), *SING* (singularidade), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e os conjuntos de *dummies IDENT* (tipo do acionista controlador), ‘Setor de Atividade’ e ‘Ano’. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O valor do coeficiente de “confiabilidade” das variáveis *IPVP*, *CR*, *LAJIRDA*, *BETA*, *TANG*, *SING* e *CON* foi fixado, nos quatro modelos acima, em 0,85. A “confiabilidade” da variável *CE*, por sua vez, foi fixada em $r = 0,95$ ou $r = 0,85$. O estimador utilizado é descrito na Seção 3.5.5.2.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A-17 – Determinantes da estrutura de capital: regressões com métodos robustos a outliers

Regressores	Alavancagem contábil							
	MQO (1)		MQO (2)		MQO (3)		MQRI	
<i>CE</i>	0,1355**	(0,052)	0,1342**	(0,053)	0,1506***	(0,049)	0,0817***	(0,030)
Preço/valor patrim.	-0,0064	(0,004)	-0,0062	(0,004)	-0,0071	(0,019)	-0,0048	(0,006)
Op. de crescimento	-0,0052	(0,009)	-0,0047	(0,009)	-0,0013	(0,019)	0,0002	(0,008)
Lucratividade	-0,1066	(0,181)	-0,117	(0,180)	-0,0864	(0,244)	-0,0983	(0,133)
Volatilidade	0,0448	(0,036)	0,0485	(0,036)	0,0378	(0,039)	0,0791***	(0,027)
Ben. fisc. extra-div.	0,3257	(0,846)	0,3534	(0,842)	-0,3008	(1,015)	0,0863	(0,504)
Tangibilidade	-0,0004	(0,036)	-0,0007	(0,036)	0,0607	(0,053)	-0,0335	(0,025)
Tamanho	0,1081***	(0,028)	0,1050***	(0,028)	0,1071***	(0,036)	0,1098***	(0,021)
Singularidade	-0,2643	(0,266)	-0,2536	(0,265)	-0,2133	(0,310)	-0,3055*	(0,181)
Dividendos	-0,0810***	(0,028)	-0,0800***	(0,028)	-0,0775**	(0,030)	-0,0918***	(0,022)
<i>CON</i>	-0,0892	(0,092)	-0,0838	(0,092)	-0,1662	(0,103)	0,0209	(0,048)
<i>ACUM</i>	-0,1167***	(0,031)	-0,1182***	(0,031)	-0,1455***	(0,040)	-0,1077***	(0,021)
<i>ADR</i>	-0,0438	(0,035)	-0,0419	(0,036)	-0,0593	(0,043)	-0,0472	(0,030)
<i>BOV</i>	0,0672*	(0,038)	0,0670*	(0,038)	0,0926**	(0,040)	0,0644***	(0,023)
<i>Dummies IDENT</i>	SIM		SIM		SIM		SIM	
<i>Dummies Setor</i>	SIM		SIM		SIM		SIM	
<i>Dummies Ano</i>	SIM		SIM		SIM		SIM	
Número de obs.	424		425		428		428	
R ² ajust.	0,3423		0,3401		0,3454		0,3407	

A variável dependente utilizada em todas as regressões é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (*E*) e seu ativo total contábil (*A*) (ver Seção 3.4.2).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *IPVP* (Preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *BFED* (benefícios fiscais extra-dívida), *TANG* (tangibilidade), *lnR* (tamanho), *SING* (singularidade), *DIV* (dividendos), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e os conjuntos de *dummies IDENT* (tipo do acionista controlador), ‘Setor de Atividade’ e ‘Ano’. Com exceção dos conjuntos de variáveis binárias, todos os regressores são defasados em um período. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O modelo MQO(1) estima os coeficientes pelo método MQO excluindo da amostra as observações selecionadas como possíveis outliers por apresentarem resíduo Studentizado maior de que 3, em módulo. Na coluna MQO(2) o procedimento é o mesmo, mas utilizando o algoritmo proposto por Hadi (1992; 1994) aplicado aos resíduos Studentizados para identificar as observações outliers. No modelo MQO(3) o estimador MQO é aplicado às variáveis Winsorizadas. Na última coluna o estimador é o de Mínimos Quadrados Reponderados Iterativamente (MQRI) (utilizando um parâmetro de ajustamento igual a 7), descrito por Hamilton (*Op. cit.*), procedimento que associa pesos menores às observações mais discrepantes.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Para os modelos MQO(1), MQO(2) e MQO(3) os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

Tabela A-18 – Análise de Fatores Comuns Ortogonais: indicadores de confiança excessiva/otimismo

Indicadores	Cargas fatoriais	
	(Fator “CE”)	Variância Espec.
I_1	0,924	0,025
I_2	0,568	0,629
I_3	0,865	0,139
I_4	0,911	0,021
I_5	0,767	0,094
I_6	0,785	0,113
I_7	0,851	0,171
I_8	0,743	0,262

O indicador I_1 corresponde à *proxy* CE_1 definida na Tabela 6. I_2 , I_3 e I_4 correspondem, respectivamente, às variáveis CE_2 , CE_3 e CE_4 , definidas na mesma tabela, porém sem a exclusão de observações da amostra. I_5 e I_6 representam o percentual de ações ordinárias da empresa em posse do seu DP e do seu PC, respectivamente. I_7 e I_8 são definidas como o logaritmo natural do valor monetário do total de ações (preferenciais e ordinárias) em posse do DP e do PC da empresa, respectivamente.

O método utilizado, conhecido como Fatores Principais, é descrito por Johnson e Wichern (*Op. cit.*, p. 490-1). Na segunda coluna da tabela figuram as cargas fatoriais não rotacionadas relativas ao único fator considerado relevante (único fator cujo autovalor associado é maior do que 1). Na terceira coluna são reportadas as estimativas da “variância específica” (ou singularidade) de cada variável, correspondendo à parcela da variância do indicador não explicada pelos fatores comuns.

Tabela A-19 – Análise de Fatores Comuns Ortogonais: indicadores diversos

Indicadores	Cargas fatoriais					Variância Espec.
	Fator “Valor”	Fator “Lucrat.”	Fator “Tamanho”	Fator “Concen.”	Fator “CA”	
<i>IPVP</i>	0,695					0,545
<i>q</i> de Tobin	0,866					0,188
<i>VAPL</i>	0,336					0,616
<i>VMAT</i>	0,884					0,196
<i>LAJIRDA</i>		-0,960				0,058
<i>LOPA</i>		-0,976				0,040
<i>LOA</i>		-0,586				0,297
<i>lnR</i>			0,936			0,164
<i>lnA</i>			0,862			0,149
<i>CON</i>				0,777		0,397
<i>TOT</i>				0,760		0,396
<i>ACUM</i>					0,656	0,594
<i>TAMCA</i>					-0,241	0,660
<i>INDCA</i>					-0,616	0,536

Os indicadores relacionados na primeira coluna da tabela são definidos na Seção 3.4. Os cinco fatores comuns identificados como relevantes pelo critério do autovalor foram denominados “Valor” (de mercado), “Lucratividade”, “Tamanho”, “Concentração” (acionária) e “CA” (Estrutura do Conselho de Administração). As cargas fatoriais com valor significativo obtidas após a rotação oblíqua dos fatores (utilizando o algoritmo PROMAX com parâmetro de potência igual a 3) são mostradas nas colunas de 2 a 6. Na última coluna são reportadas as estimativas da “variância específica” (ou singularidade) de cada variável, correspondendo à parcela da variância do indicador não explicada pelos fatores comuns. O método de solução utilizado, conhecido como Fatores Principais, é descrito por Johnson e Wichern (*Op. cit.*, p. 490-1).

Tabela A-20 – Determinantes da estrutura de capital: regressões utilizando o método GMM-Sistêmico e escores fatoriais

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)
$ALAV_{t-1}$	-	0,7495*** (0,072)	-	0,7854*** (0,048)
Fator “CE”	0,1192*** (0,041)	0,0440*** (0,014)	0,0943*** (0,025)	0,0331*** (0,011)
Fator “Valor”	0,0251 (0,026)	0,0051 (0,013)	-0,0352** (0,017)	-0,0258*** (0,008)
CR	0,0034 (0,016)	0,0017 (0,007)	-0,0064 (0,013)	-0,0001 (0,005)
Fator “Lucratividade”	0,0127 (0,029)	0,0017 (0,012)	0,0083 (0,018)	0,0071 (0,008)
BETA	0,0051 (0,047)	0,0085 (0,021)	0,0375 (0,038)	0,0506*** (0,019)
BFED	1,0597 (0,715)	-0,3367 (0,301)	0,4824 (0,612)	-0,3869* (0,228)
TANG	-0,0110 (0,054)	0,0148 (0,026)	-0,0443 (0,038)	0,0044 (0,019)
Fator “Tamanho”	0,0976 (0,067)	0,0340* (0,020)	0,0580* (0,033)	0,0242* (0,013)
SING	-0,7508* (0,450)	-0,0814 (0,161)	-0,5167 (0,331)	0,0645 (0,122)
DIV	-0,0623* (0,033)	-0,0432* (0,023)	-0,0928*** (0,032)	-0,0662*** (0,018)
Fator “Concentração”	-0,0221 (0,032)	-0,0078 (0,011)	-0,0088 (0,022)	-0,0047 (0,008)
Fator “CA”	-0,0610 (0,040)	-0,0300* (0,018)	-0,0772*** (0,027)	-0,0316*** (0,012)
ADR	-0,0831 (0,070)	0,0053 (0,036)	-0,0670 (0,057)	0,0034 (0,025)
BOV	-0,0775 (0,079)	-0,0323 (0,029)	-0,0692 (0,059)	-0,0045 (0,018)
Dummies Ano	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	449	393	451	397
J de Hansen	88,17 (162; 1,000)	91,77 (175; 1,000)	100,57 (162; 1,000)	86,91 (175; 1,000)
m1	-2,67 (0,007)	-2,95 (0,003)	-2,84 (0,004)	-3,76 (0,000)
m2	-0,88 (0,381)	0,82 (0,412)	-0,74 (0,461)	-0,30 (0,767)
DIF-Hansen	1,939 (48; 1,000)	4,24 (52; 1,000)	25,76 (48; 0,996)	7,216 (52; 1,000)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

Para os modelos estáticos, os regressores são: CR (oportunidades futuras de crescimento), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Ademais, inclui-se entre os regressores as estimativas (escores fatoriais) dos fatores comuns “CE” (confiança excessiva/otimismo gerencial), “Valor” (valor de mercado da empresa), “Lucratividade”, “Tamanho”, “Concentração” (acionária) e “CA” (Estrutura do Conselho de Administração). Nas especificações dinâmicas acrescenta-se ao conjunto de regressores a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$).

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t-2$ de $ALAV$ (nas especificações dinâmicas) e de todos os regressores com exceção das variáveis indicadoras de ano, tratadas como estritamente exógenas.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (p -value), respectivamente. Para os testes $m1$ e $m2$ reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o p -value correspondente.

4 APÊNDICE 4: EXCESSO DE CONFIANÇA/OTIMISMO E *PECKING ORDER*Tabela A-21 – Volatilidade e a *pecking order*: interação com *CE*

Regressores	Alavancagem contábil		Alavancagem de mercado	
	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)	GMM-Sis (Estático)	GMM-Sis (Dinâmico)
$ALAV_{t-1}$	-	0,6793*** (0,072)	-	0,7954*** (0,045)
$CE \times BETA$	-0,0824 (0,099)	-0,0941 (0,067)	-0,0198 (0,078)	-0,0419 (0,043)
CE	0,1691** (0,071)	0,0927** (0,039)	0,1003** (0,049)	0,0455* (0,024)
Preço/valor patrim.	0,0125 (0,012)	0,0008 (0,006)	-0,0118** (0,005)	-0,0024 (0,003)
Op. de crescimento	0,0141* (0,008)	0,0071 (0,009)	0,0055 (0,005)	0,0031 (0,007)
Lucratividade	-0,0405 (0,262)	-0,1217 (0,115)	-0,4181** (0,183)	-0,1990** (0,081)
Volatilidade	0,0878 (0,058)	0,0651** (0,032)	0,0306 (0,045)	0,0650*** (0,021)
Ben. fisc. extra-div.	0,5285 (0,746)	-0,6512 (0,471)	0,1298 (0,643)	-0,3642 (0,338)
Tangibilidade	0,0398 (0,049)	0,0704** (0,030)	0,0451 (0,033)	0,0494** (0,019)
Tamanho	0,1009*** (0,031)	0,0235 (0,018)	0,0662** (0,028)	0,0030 (0,013)
Singularidade	-0,3892* (0,223)	-0,0285 (0,129)	-0,3102 (0,210)	0,0189 (0,091)
Dividendos	-0,0944* (0,055)	-0,0326 (0,039)	-0,0514 (0,049)	-0,0025 (0,026)
CON	-0,2484 (0,154)	-0,1236* (0,068)	-0,1607 (0,142)	-0,0532 (0,043)
$ACUM$	-0,1403*** (0,032)	-0,0694*** (0,016)	-0,1218*** (0,027)	-0,0374*** (0,013)
ADR	-0,1277** (0,051)	-0,0195 (0,031)	-0,0886** (0,044)	-0,0118 (0,017)
BOV	0,0597 (0,042)	0,0274 (0,019)	0,0587 (0,039)	0,0093 (0,012)
<i>Dummies</i> Ano	SIM	SIM	SIM	SIM
Número de obs.	524	452	526	456
J de Hansen	86,32 (91; 0,619)	97,09 (104; 0,671)	92,55 (91; 0,435)	105,69 (104; 0,435)
m1	-2,27 (0,023)	-3,31 (0,001)	-1,57 (0,117)	-4,01 (0,000)
m2	-1,87 (0,062)	0,08 (0,933)	-1,31 (0,190)	-0,23 (0,816)
DIF-Hansen	15,404 (28; 0,974)	19,121 (32; 0,965)	27,296 (28; 0,502)	30,528 (32; 0,538)

A variável dependente utilizada nas regressões reportadas nas colunas 2 e 3 é a alavancagem contábil da empresa, definida como a razão entre suas dívidas financeiras totais (E) e seu ativo total contábil (A). As regressões reportadas nas colunas 4 e 5 utilizam como variável dependente a alavancagem de mercado, definida como $E/(VMA+A-PL)$, sendo VMA o valor de mercado das ações e PL o valor contábil do patrimônio líquido da empresa (ver Seção 3.4.2).

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Nas colunas 2 e 4 as especificações são estáticas e idênticas às reportadas na Tabela 4. Nas colunas 3 e 5 as regressões baseiam-se em modelos dinâmicos com as mesmas especificações reportadas na Tabela 5. Adicionalmente, em todos os modelos utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ do termo de interação ($CE \times BETA$).

Para os modelos estáticos, os regressores são: ($CE \times BETA$), CE (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), $IPVP$ (preço/valor patrimonial), CR (oportunidades futuras de crescimento), $LAJIRDA$ (lucratividade), $BETA$ (volatilidade), $BFED$ (benefícios fiscais extra-dívida), $TANG$ (tangibilidade), $\ln R$ (tamanho), $SING$ (singularidade), DIV (dividendos), CON (concentração dos direitos de voto), $ACUM$ (acúmulo dos cargos de DP e PC), ADR (emissão de ADR), BOV (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Nas especificações dinâmicas inclui-se entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta ($ALAV_{t-1}$).

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística J de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. $m1$ e $m2$ referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (p -value), respectivamente. Para os testes $m1$ e $m2$ reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o p -value correspondente.

Tabela A-22 – Variação do endividamento e déficit financeiro com separação por grupos definidos por *CE*

Regressores	Variação do endividamento	
	GMM-Sis (CE=0)	GMM-Sis (CE=1)
<i>DEF</i>	0,7872*** (0,074)	0,8314*** (0,091)
<i>Dummies Ano</i>	SIM	SIM
Número de obs.	382	305
J de Hansen	21,94 (18; 0,235)	16,86 (18; 0,533)
m1	-2,09 (0,036)	-2,47 (0,014)
m2	-0,21 (0,834)	-0,16 (0,877)
DIF-Hansen	6,66 (4; 0,155)	3,329 (4; 0,504)

A variável dependente é a “variação do endividamento” da empresa entre t e $t - 1$, definida na Seção 3.4.16. Os regressores são: *DEF* (déficit financeiro, definido na Seção 3.4.16) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. Tanto *DEF* quanto a “variação do endividamento” são normalizadas por meio de sua divisão pelo ativo total da empresa. A variável de separação dos grupos é *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo).

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas em um período e as defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ da variável *DEF*.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

5 APÊNDICE 5: EXCESSO DE CONFIANÇA/OTIMISMO, INVESTIMENTO E VALOR DE MERCADO DA EMPRESA

Tabela A-23 – Investimento e confiança excessiva/otimismo (especificações alternativas)

Regressores	Investimento Bruto							
	GMM-Sis (1)		GMM-Sis (2)		GMM-Sis (3)		GMM-Sis (4)	
$(I/A)_{t-1}$	-		-		0,1741*** (0,059)		0,1308** (0,061)	
Fator “CE”	0,0055 (0,005)		0,0048 (0,011)		0,0040 (0,005)		0,0090 (0,009)	
FC	0,1075* (0,064)		0,0409 (0,061)		0,1040 (0,065)		0,0514 (0,057)	
Alavancagem	0,0237 (0,022)		0,0391 (0,025)		0,0133 (0,020)		0,0226 (0,023)	
Dividendos	-0,2089 (0,196)		0,0701 (0,204)		-0,3932* (0,209)		-0,0868 (0,179)	
Fator “Valor”	0,0276* (0,014)		0,0163 (0,013)		0,0261* (0,014)		0,0215* (0,012)	
Op. de crescimento	0,0116*** (0,004)		0,0147** (0,006)		0,0064* (0,003)		0,0112* (0,006)	
Fator “Lucratividade”	-0,0016 (0,006)		-0,0041 (0,005)		0,0014 (0,005)		-0,0020 (0,005)	
Volatilidade	0,0093 (0,020)		0,0003 (0,018)		-0,0010 (0,018)		0,0016 (0,017)	
Fator “Tamanho”	0,0063 (0,006)		-0,0039 (0,011)		0,0050 (0,006)		0,0055 (0,008)	
Fator “Concentração”	0,0085 (0,009)		0,0011 (0,009)		0,0002 (0,009)		0,0017 (0,007)	
Fator “CA”	-0,0094 (0,008)		-0,0204** (0,010)		-0,0085 (0,007)		-0,0204** (0,008)	
ADR	-0,0074 (0,016)		0,0248 (0,027)		-0,0071 (0,014)		-0,0045 (0,019)	
BOV	-0,0011 (0,009)		0,0155 (0,017)		-0,0005 (0,008)		0,0060 (0,015)	
<i>Dummies</i> Ano	SIM		SIM		SIM		SIM	
Número de obs.	492		492		415		415	
J de Hansen	82,91 (91; 0,715)		97,23 (149; 1,000)		95,23 (104; 0,719)		91,74 (162; 1,000)	
m1	-3,53 (0,000)		-3,52 (0,000)		-4,21 (0,000)		-4,18 (0,000)	
m2	-0,46 (0,648)		-0,56 (0,574)		-0,27 (0,787)		-0,47 (0,641)	
DIF-Hansen	21,03 (28; 0,824)		3,859 (44; 1,000)		23,585 (32; 0,859)		5,548 (12; 0,937)	

A variável dependente é o investimento bruto (ver Seção 4.5), dividido pelo ativo total da empresa (I/A).

Os regressores são: *FC* (caixa gerado pela empresa dividido por seu ativo total), $E/(VMA+A-PL)$ (alavancagem de mercado), *DIVA* (dividendos pagos), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *BETA* (volatilidade), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Ademais, são incluídos entre os regressores as estimativas (escores fatoriais) dos fatores comuns “CE” (confiança excessiva/otimismo gerencial), “Valor” (valor de mercado da empresa), “Lucratividade”, “Tamanho”, “Concentração” (acionária) e “CA” (Estrutura do Conselho de Administração). Nas colunas GMM-Sis(3) e GMM-Sis(4) também figura entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Na coluna GMM-Sis(1) os indicadores *FC*, “alavancagem de mercado”, *BETA* e *DIVA* e os escores fatoriais “Valor”, “Lucratividade” e “Concentração” são tratados como variáveis endógenas, utilizando-se como instrumentos suas defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ e suas transformações de PD defasadas em um período. Na coluna GMM-Sis(3) o procedimento é idêntico, apenas acrescentando-se a variável dependente defasada, tratada da mesma forma. Em ambos os casos, assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. Nas colunas GMM-Sis(2) e GMM-Sis(4) todos os regressores, com exceção das *dummies* de ano, são tratados como endógenos e instrumentados da maneira descrita acima.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Tabela A-24 – Sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa: interação com *CE*

Regressores	Investimento Líquido			
	GMM-Sis (1)		GMM-Sis (2)	
<i>CE</i>	-0,0348	(0,042)	0,0434	(0,053)
<i>FC</i>	0,1117	(0,306)	3,6280**	(1,567)
Alavancagem	0,1222**	(0,059)	0,0206	(0,055)
Dividendos	-0,1862	(0,486)	-0,7818	(1,151)
Preço/valor patrim.	0,0189***	(0,004)	0,0214***	(0,005)
Op. de crescimento	0,0099*	(0,005)	0,0258	(0,029)
Lucratividade	-0,1690	(0,149)	-0,0280	(0,219)
Volatilidade	-0,0078	(0,033)	0,0467	(0,034)
Tamanho	0,0071	(0,020)	0,0479*	(0,027)
<i>CON</i>	0,1111	(0,133)	0,0628	(0,083)
<i>ACUM</i>	0,0246*	(0,014)	0,0284	(0,032)
<i>ADR</i>	0,0112	(0,021)	-0,0683	(0,043)
<i>BOV</i>	-0,0083	(0,013)	-0,0079	(0,029)
<i>CE x FC</i>	0,0615	(0,381)	-0,2778	(0,344)
Outras interações	NÃO		SIM	
<i>Dummies</i> Ano	SIM		SIM	
Número de obs.	569		569	
J de Hansen	28,06 (32; 0,666)		85,49 (81; 0,345)	
m1	-3,60 (0,000)		-4,43 (0,000)	
m2	0,61 (0,543)		-0,65 (0,514)	
DIF-Hansen	10,968 (8; 0,204)		33,594 (23; 0,071)	

A variável dependente é o investimento líquido, definido na Seção 3.4.16 (item c), dividido pelo ativo total da empresa (*I/A*).

Os regressores são: *CE* (ver definição na Seção 3.4.1, terceiro parágrafo), *FC* (caixa gerado pela empresa dividido por seu ativo total), *E/(VMA+A – PL)* (alavancagem de mercado), *DIVA* (dividendos pagos), *IPVP* (preço/valor patrimonial), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *LAJIRDA* (lucratividade), *BETA* (volatilidade), *lnR* (tamanho), *CON* (concentração dos direitos de voto), *ACUM* (acúmulo dos cargos de DP e PC), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. Adicionalmente, na coluna GMM-Sis(1) figura entre os regressores a interação (*CE x FC*) e na coluna GMM-Sis(2) também as interações entre *FC* e todos os demais regressores. As definições operacionais constam da Seção 3.4.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Na coluna GMM-Sis(1) os regressores *FC*, “alavancagem de mercado”, *IPVP*, *LAJIRDA*, *BETA*, *DIVA*, *CON* e a interação (*CE x FC*) são tratados como endógenos, utilizando-se como instrumentos suas defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ e suas transformações de PD defasadas em um período. Na coluna GMM-Sis(2) o procedimento é idêntico, apenas acrescentando-se as demais interações, tratadas da mesma forma. Em ambos os casos, assume-se que os regressores restantes são estritamente exógenos. Para evitar o excesso de instrumentos, em razão do tratamento das interações como variáveis endógenas, utilizou-se no processo de estimação apenas um subconjunto da matriz completa de instrumentos (as conclusões se mantêm, não obstante, quando o conjunto completo de instrumentos é utilizado).

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.

Tabela A-25 – Valor de mercado e confiança excessiva/otimismo utilizando escores fatoriais

Regressores	Fator “Valor”							
	GMM-Sis (1)		GMM-Sis (2)		GMM-Sis (3)		GMM-Sis (4)	
“Valor” _{t-1}	-		-		0,4819*** (0,060)		0,5433*** (0,063)	
Fator “CE”	0,0598	(0,069)	0,1905	(0,116)	0,0347	(0,041)	0,0690	(0,067)
Liquidez	0,0331	(0,043)	-0,0181	(0,046)	0,0288	(0,027)	0,0114	(0,028)
Op. de crescimento	0,0905	(0,086)	0,0056	(0,077)	0,0882	(0,061)	0,0422	(0,048)
Alavancagem	-0,1898	(0,377)	-0,4044	(0,453)	-0,0469	(0,253)	-0,0043	(0,224)
Fator “Lucratividade”	0,2363***	(0,081)	0,3032***	(0,089)	0,1283***	(0,046)	0,1522***	(0,052)
Volatilidade	-0,1815	(0,157)	-0,1166	(0,161)	-0,2460*	(0,127)	-0,2042*	(0,109)
Fator “Tamanho”	0,0789	(0,086)	0,3033*	(0,161)	0,0438	(0,046)	0,1697*	(0,092)
Dividendos	-0,0409	(0,198)	-0,1791	(0,210)	-0,0695	(0,115)	-0,1130	(0,109)
Fator “Concentração”	-0,2082	(0,128)	-0,2371**	(0,112)	-0,0321	(0,072)	-0,0083	(0,060)
Fator “CA”	-0,3194***	(0,090)	-0,1411	(0,152)	-0,1990***	(0,060)	-0,0931	(0,093)
ADR	0,4940***	(0,167)	0,7530**	(0,354)	0,2200**	(0,107)	0,0274	(0,175)
BOV	0,1402	(0,154)	0,1260	(0,356)	0,1349	(0,088)	0,3299*	(0,173)
<i>Dummies</i> Ano	SIM		SIM		SIM		SIM	
Número de obs.	539		539		460		460	
J de Hansen	95,21 (91; 0,361)		106,53 (136; 0,971)		99,96 (104; 0,594)		102,12 (149; 0,999)	
m1	-0,97 (0,333)		-1,19 (0,234)		-1,69 (0,091)		-1,76 (0,079)	
m2	-1,29 (0,198)		-1,00 (0,319)		0,44 (0,660)		0,62 (0,537)	
DIF-Hansen	28,855 (28; 0,420)		13,295 (40; 1,000)		30,033 (32; 0,566)		1,150 (44; 1,000)	

A variável dependente é a estimativa do fator comum “Valor” derivada da Análise de Fatores Comuns Ortogonais descrita na Seção 4.3.6.4.

Os regressores são: *LIQ* (liquidez das ações), *CR* (oportunidades futuras de crescimento), *E/(VMA+A-PL)* (alavancagem de mercado), *BETA* (volatilidade), *DIV* (dividendos), *ADR* (emissão de ADR), *BOV* (adesão aos níveis diferenciados de governança da Bovespa) e um conjunto de variáveis indicadoras de ano. As definições operacionais constam da Seção 3.4. Ademais, são incluídos entre os regressores as estimativas (escores fatoriais) dos fatores comuns “CE” (confiança excessiva/otimismo gerencial), “Lucratividade”, “Tamanho”, “Concentração” (acionária) e “CA” (Estrutura do Conselho de Administração). Nas colunas GMM-Sis(3) e GMM-Sis(4) também figura entre os regressores a primeira defasagem da variável de resposta.

O estimador utilizado é o GMM-Sis de um estágio aplicando às variáveis a transformação de Primeira Diferença (PD). Na coluna GMM-Sis(1) os indicadores *LIQ*, “alavancagem de mercado”, *BETA* e *DIV* e os escores fatoriais “Lucratividade” e “Concentração” são tratados como variáveis endógenas, utilizando-se como instrumentos suas defasagens apropriadas a partir de $t - 2$ e suas transformações de PD defasadas em um período. Na coluna GMM-Sis(3) o procedimento é idêntico, apenas acrescentando-se a variável dependente defasada, tratada da mesma forma. Em ambos os casos, assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. Nas colunas GMM-Sis(2) e GMM-Sis(4) todos os regressores, com exceção das *dummies* de ano, são tratados como endógenos e instrumentados da maneira descrita acima.

O erro-padrão de cada coeficiente figura entre parênteses. ***, ** e * denotam a significância estatística da estimativa nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se os dados agrupados por empresa e são robustos a quaisquer formas de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo (ver Seção 3.5.7).

O teste da estatística *J* de Hansen é uma versão robusta (a formas arbitrárias de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros) do mais conhecido teste de restrições de sobre-identificação de Sargan. *m1* e *m2* referem-se aos testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem, respectivamente, aplicados aos resíduos transformados por PD (ARELLANO; BOND, *op. cit.*). O teste DIF-Hansen baseia-se na diferença entre as estatísticas de Hansen/Sargan calculadas para o mesmo modelo estimado pelos métodos GMM-Sis e GMM-Dif respectivamente. Para os testes de Hansen e DIF-Hansen reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o número de graus de liberdade e seu nível descritivo (*p-value*), respectivamente. Para os testes *m1* e *m2* reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o *p-value* correspondente.