

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

**FATORES DETERMINANTES DO PREÇO DE EMISSÃO PRIMÁRIA DE**  
**DEBÊNTURES NO BRASIL: UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA**

**Eduardo Vieira dos Santos Paiva**

**Orientador: Prof. Dr. José Roberto Ferreira Savoia**

**SÃO PAULO**

**2006**

Profa. Dra. Suely Vilela  
Reitora da Universidade de São Paulo

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

Prof. Dr. Isak Kruglianskas  
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Lindolfo Galvão de Albuquerque  
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

**EDUARDO VIEIRA DOS SANTOS PAIVA**

**FATORES DETERMINANTES DO PREÇO DE EMISSÃO PRIMÁRIA DE  
DEBÊNTURES NO BRASIL: UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA**

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

**Orientador: Prof. Dr. José Roberto Ferreira Savoia**

**SÃO PAULO**

**2006**

## FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Paiva, Eduardo Vieira dos Santos

Fatores determinantes do preço de emissão primária de debêntures no Brasil: uma análise exploratória / Eduardo Vieira dos Santos Paiva. -- São Paulo, 2006.

167 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2006

Bibliografia.

1. Debêntures 2. Mercado de capitais 3. Análise multivariada  
I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 332.6

**A Lucia, Júlia e Luísa, com amor,  
inspiração, carinho e gratidão.**

**À memória de meu pai.**



Agradeço a meu orientador, Prof. Dr. José Roberto Ferreira Savoia, pela confiança no projeto e pela dedicação e entusiasmo com que orientou este trabalho, respeitando, apoiando e incentivando cada passo da sua elaboração.

Agradeço a Lucia, minha esposa, cujo amor, incentivo e paciência foram essenciais.

Agradeço às minhas filhas Júlia e Luísa pela paciência e carinho e por entenderem os momentos de dedicação a este trabalho.

Agradeço ao Banco Central do Brasil que, por meio do Programa de Pós-graduação, permitiu o desenvolvimento desta dissertação.

Agradeço à Anbid, Associação Nacional dos Bancos de Investimento, e ao IEPE, Instituto de Estudos de Política Econômica, pelo incentivo que recebi por meio do Prêmio de Projeto de Dissertação em Mercado de Capitais de 2005.

Agradeço à minha mãe pelo apoio no desenvolvimento do trabalho.

Agradeço aos meus sogros, Dr. Joaquim Pedro e Dra. Maria Christina, exemplos e incentivadores da carreira acadêmica.

Agradeço ao Prof. Dr. José Roberto Securato e ao Prof. Dr. Joe Akira Yoshino pelas sugestões apresentadas no exame de qualificação, importantes para o enriquecimento deste trabalho e a todos os meus professores do Programa de Mestrado em Administração da FEA-USP pela colaboração na minha formação.

Agradeço ao apoio fundamental de todo o pessoal da FEA-USP: na Coordenadoria de Pós da Administração, na Secretaria de Pós da Administração, na Biblioteca e na Unidade de Processamento de Dados, e ao Laboratório de Finanças, pela estrutura disponibilizada no desenvolvimento do Programa de Mestrado.

Agradeço aos meus coordenadores no Banco Central do Brasil, Harold, Hamilton, Masao e Maurel, por compreenderem e incentivarem os estudos de pós-graduação e aos colegas de equipe, Alessandra, Carlos Henrique, Corsi, Daro, Edson V., Fabio F., Fabio O., Getúlio, Haruo, Liliane, Manoel, Maurício, Paulo e Wenersamy, pelo apoio ao longo desse período de estudos.

Agradeço a Antonio Carlos pela qualidade da revisão do trabalho.

Agradeço a Letícia e André pela confiança na co-autoria de trabalhos e aos colegas de mestrado e de trabalho Lílian, Rodrigo, Maurício M., Alex e Edson B., pelo companheirismo e por enriquecedoras discussões.

Agradeço aos meus amigos e parentes que acompanharam e torceram pela realização deste trabalho e compreenderam a minha ausência.

A todos, e a Deus, minha profunda gratidão.



## RESUMO

O objetivo geral do trabalho foi analisar a formação dos preços de emissão de debêntures a partir de fatores determinantes do preço, medido pelo *spread* em relação a títulos públicos federais. Buscou-se identificar fatores que, além do *rating*, influenciam os preços, diferenças de *spreads* em função de grupos e associações de atributos de variáveis. A amostra contou com 154 registros de debêntures não conversíveis, emitidas no período de 2000 a 2005, com emissão primária por meio de leilão público e que receberam pelo menos um *rating*. O estudo pode ser classificado como quantitativo e descritivo, uma pesquisa *ex-post-facto*, com estrutura de dados *pooled cross-section* e tem como base o modelo de fatores, em linha com o modelo APT. Foi utilizada a regressão múltipla para análise da relação entre as variáveis e seu peso na formação dos *spreads*; regressão logística, para a diferenciação de setor e indexador; e análise de correspondência, para se avaliar preferências em termos de atributos de qualidade de crédito, maturidade e indexador. Concluiu-se que as variáveis referentes a risco de crédito foram relevantes na determinação do *spread*. Destaque-se, também, a importância do indexador IGP-M, pois sua variável é positivamente correlacionada com o *spread*, indicando que papéis indexados ao IGP-M tendem a ter remuneração maior. A variável referente ao período de crise mostrou-se relevante na determinação do *spread*, enquanto a referente ao setor de energia e telecomunicações não. Finalmente, o investidor aceita alongar os prazos para as emissões de melhor qualidade de crédito.

**ABSTRACT**

*The objective of this work was to analyze the determinant factors of corporate bonds' issuing prices, measured as spread over Treasury, and to identify factors that, along with the rating, influence the prices, and spread differences among groups and associations of variables attributes. The sample had 154 cases of non-convertible debentures, issued between January 2000 and December 2005, by means of public auction and that received at least one rating. The study can be classified as quantitative and descriptive, an ex-post-facto research, with pooled cross-section data structure and has its base in the factor model, in line with the APT. Multiple regression was used to analyze the relationship between the spread and the other variables; logistic regression, for discrimination regarding sector and index; and correspondence analysis, to evaluate the attributes related to the variables credit quality, maturity and index. The results indicate that pricing is influenced by the credit risk variables. Also important is the IGP-M index variable, positively correlated with spread, indicating that bonds inflation indexed tend to have higher returns. The crises period is relevant for spread determination, while the sector of energy and the telecommunications is not. Also, choices of long-term bonds are associated with better ratings.*

## SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS .....	10
LISTA DE QUADROS .....	11
LISTA DE TABELAS .....	12
LISTA DE GRÁFICOS .....	13
1 INTRODUÇÃO .....	15
2 O MERCADO DE RENDA FIXA NO BRASIL .....	21
2.1 Histórico recente .....	23
2.2 Panorama atual .....	27
2.3 Perspectivas .....	36
3 CLASSIFICAÇÃO DE RISCO .....	41
3.1 Definição de <i>rating</i> .....	41
3.2 Utilidade do <i>rating</i> .....	43
3.3 Escalas de <i>rating</i> .....	46
3.4 Produtos das agências de classificação de risco .....	49
3.5 Diferenças de classificação entre as agências .....	50
3.6 <i>Rating</i> e preços de títulos .....	52
3.7 <i>Rating</i> e inadimplência .....	54
4 PRECIFICAÇÃO DE TÍTULOS DE CRÉDITO .....	61
4.1 Modelos estruturais .....	62
4.2 Modelos de forma reduzida .....	65
4.3 Modelos de VaR .....	66
4.4 Fatores condicionantes do preço .....	69
4.5 Estudos brasileiros .....	76
5 ASPECTOS METODOLÓGICOS .....	83
5.1 Tipo de pesquisa .....	83
5.2 Montagem da amostra e coleta de dados .....	84
5.3 Análise exploratória dos dados .....	86
5.3.1 Análise univariada .....	87
5.3.2 Análise bivariada .....	88
5.4 Análise multivariada .....	90
5.4.1 Regressão múltipla .....	90
5.4.2 Regressão logística .....	95
5.4.3 Análise de correspondência .....	98
5.5 Descrição das variáveis .....	100
6 ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	111
6.1 Definição da amostra .....	111
6.2 Análise univariada .....	114
6.3 Análise bivariada .....	115
6.4 Análise multivariada .....	118
6.4.1 Regressão múltipla .....	118
6.4.2 Regressão logística .....	123
6.4.3 Análise de correspondência .....	123
7 CONCLUSÕES .....	133
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	139
APÊNDICES .....	155

**LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

ADR: *American Depositary Receipt*  
Anbid: Associação Nacional dos Bancos de Investimento  
Andima: Associação das Instituições do Mercado Financeiro  
Abrasca: Associação Brasileira das Sociedades de Capital Aberto  
APT: *Arbitrage Pricing Theory*  
BCB: Banco Central do Brasil  
BIS: *Bank for International Settlements*  
BM&F: Bolsa de Mercadorias e Futuros  
BNDES: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social  
Bovespa: Bolsa de Valores de São Paulo  
CAPM: *Capital Asset Pricing Model*  
CDI: Certificado de Depósito Interbancário  
Cetip: Câmara de Custódia e Liquidação  
CMN: Conselho Monetário Nacional  
CVM: Comissão de Valores Mobiliários  
DI: Depósito Interbancário  
EMBI: *Emerging Markets Bond Index*  
FIDC: Fundo de Investimento em Direitos Creditórios  
FITVM: Fundo de Investimento em Títulos e Valores Mobiliários  
IGP-M: Índice Geral de Preços do Mercado  
IPCA: Índice de Preços ao Consumidor – Amplo  
ISIN: *International Securities Identification Number*  
LFT: Letra Financeira do Tesouro  
LTN: Letra do Tesouro Nacional  
NTN: Nota do Tesouro Nacional  
NTN-B: Nota do Tesouro Nacional, série C  
NTN-C: Nota do Tesouro Nacional, série C  
NTN-D: Nota do Tesouro Nacional, série D  
NTN-F: Nota do Tesouro Nacional, série C  
Selic: Sistema Especial de Liquidação e Custódia  
SND: Sistema Nacional de Debêntures  
SPC: Secretaria de Previdência Complementar  
Susep: Superintendência de Seguros Privados  
SPSS: *Statistical Package for Social Sciences*  
STN: Secretaria do Tesouro Nacional  
TJLP: Taxa de juros de longo prazo

**LISTA DE QUADROS**

Quadro 1 – Resumo dos procedimentos metodológicos .....	20
Quadro 2 – Segmentação do mercado de intermediação financeira .....	21
Quadro 3 – Barreiras ao avanço do mercado de capitais brasileiro .....	37
Quadro 4 – Ambiente de negócios em transformação .....	37
Quadro 5 – Recomendações para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro	37
Quadro 6 – Definições de <i>rating</i> .....	42
Quadro 7 – Escalas de <i>rating</i> de longo prazo .....	47
Quadro 8 – Metodologias de cálculo de taxas de inadimplência .....	56
Quadro 9 – Comparação de diferentes modelos de crédito (VaR) .....	59
Quadro 10 – Trabalhos empíricos sobre fatores determinantes de preço de <i>bonds</i> .....	75
Quadro 11 – Trabalhos brasileiros sobre fatores determinantes de preço de debêntures	82
Quadro 12 – Variáveis do trabalho .....	109
Quadro 13 – Atributos por variável .....	126
Quadro 14 – Resumo dos resultados .....	131

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estoque de instrumentos financeiros em final de período (R\$ milhões) .....	28
Tabela 2 – Indexadores dos títulos públicos federais (dez 2005) .....	29
Tabela 3 – Títulos públicos federais – tipos e clientes (dez 2005) .....	30
Tabela 4 – Balanço consolidado do setor bancário (dez 2005) .....	30
Tabela 5 – Investidores institucionais (dez 2005) .....	31
Tabela 6 – Principais instituições distribuidoras primárias (maio 2006) .....	35
Tabela 7 – Principais administradores de recursos de terceiros (maio 2006) .....	35
Tabela 8 – Comparativo de taxas cumulativas de inadimplência por <i>rating</i> .....	58
Tabela 9 – Taxas de default por <i>rating</i> (em %) – Metodologia Altman .....	58
Tabela 10 – Taxas de default por <i>rating</i> (em %) – Metodologia Moody's .....	59
Tabela 11 – Resultados das regressões – variável dependente: taxa de juros .....	79
Tabela 12 – Resultados das regressões .....	81
Tabela 13 – <i>Duration</i> dos títulos na simulação (anos) .....	103
Tabela 14 – <i>Spread</i> entre os títulos na simulação (% ao ano) .....	103
Tabela 15 – <i>Ratings</i> : conversão de escala ordinal nominal para numérica .....	106
Tabela 16 – Casos excluídos do estudo – <i>outliers</i> .....	112
Tabela 17 – Principais estatísticas e teste de normalidade .....	115
Tabela 18 – Coeficiente de linearidade .....	116
Tabela 19 – Matriz de correlação .....	117
Tabela 20 – Regressão múltipla – método <i>enter</i> – variável de <i>rating</i> : PRDEF_LOG ....	118
Tabela 23 – Regressão múltipla – método <i>enter</i> – variável de <i>rating</i> : RATING_NOTA	119
Tabela 24 – Regressão múltipla – método <i>stepwise</i> – variável de <i>rating</i> : PRDEF_LOG	119
Tabela 25 – Regressão múltipla – método <i>stepwise</i> – var. de <i>rating</i> : RATING_NOTA .	120
Tabela 26 – Regressão múltipla – método <i>stepwise</i> – grupo IGP-M .....	121
Tabela 27 – Regressão múltipla – método <i>stepwise</i> – grupo não-IGP-M .....	121
Tabela 28 – Regressão múltipla – método <i>stepwise</i> – segmentação por ano .....	122
Tabela 29 – Regressão logística: par IGP-M e não-IGP-M .....	124
Tabela 30 – Qualidade de ajuste do modelo: par IGP-M e não-IGP-M .....	124
Tabela 31 – Classificação do modelo: par IGP-M e não-IGP-M .....	125
Tabela 32 – Regressão logística: par IGP-M e %DI .....	125
Tabela 33 – Qualidade de ajuste do modelo: par IGP-M e %DI .....	125
Tabela 34 – Classificação do modelo: par IGP-M e %DI .....	126
Tabela 33 – Matrizes de contingência .....	127
Tabela 34 – Testes qui-quadrado .....	127

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Estoque de instrumentos financeiros em final de período (% do PIB) .....	28
Gráfico 2 – Prazo médio e <i>duration</i> dos títulos públicos federais em mercado (meses) .	29
Gráfico 3 – Volume de crédito concedido às pessoas jurídicas privadas (R\$ milhões) ...	31
Gráfico 4 – Participação das debêntures no volume de crédito (%) .....	32
Gráfico 5 – Registro de emissão primária na CVM (R\$ milhões) .....	32
Gráfico 6 – FIDC – emissões mensais e evolução do estoque (R\$ milhões) .....	33
Gráfico 7 – TJLP e taxa pré-fixada 360 dias (% ao ano - over) .....	34
Gráfico 8 – Mercado secundário brasileiro de debêntures (R\$ milhões) .....	39
Gráfico 9 – Diferença entre as taxas diárias Selic e CDI .....	86
Gráfico 10 – Volatilidades das variáveis macroeconômicas .....	112
Gráfico 11 – EMBI: nominal e volatilidade .....	113
Gráfico 12 – Histograma da variável RATING_NOTA .....	113
Gráfico 13 – Histograma da variável MATUR .....	114
Gráfico 14 – Associação dos atributos – Maturidade e Indexador .....	128
Gráfico 15 – Associação dos atributos – <i>Rating</i> e Maturidade .....	129
Gráfico 16 – Associação dos atributos – <i>Rating</i> e Indexador .....	129
Gráfico 17 – Associação dos atributos – Probabilidade de <i>default</i> e Maturidade .....	130
Gráfico 18 – Associação dos atributos – Probabilidade de <i>default</i> e Indexador .....	130



# 1 INTRODUÇÃO

As atividades de crédito têm um importante papel no desenvolvimento sócio-econômico de um país, havendo a necessidade de mecanismos eficientes de financiamento da produção e do consumo, de forma que a oferta de crédito possa ser indutora de crescimento.

No Brasil, a relação entre volume de crédito e PIB é reduzida, se comparada a países desenvolvidos: de acordo com o Banco Mundial, em 2004, essa relação, no Brasil, foi de 35,1%, acima da média da América Latina e Caribe (25,7%), mas, abaixo da média dos países do leste asiático (105,2%) ou da União Européia (106,0%). Comparando-se com países, unitariamente, destacam-se Estados Unidos (249,2%), Reino Unido (156,3%), África do Sul (141,3%), China (120,1%), Cingapura (106,9%), Japão (99,5%), Coreia (98,2%) ou França (90,8%).

Entre as possíveis ações a serem tomadas para o fomento do crédito no Brasil, destaca-se o fortalecimento do mercado de capitais e do setor imobiliário. Incluem melhorias na governança e na transparência da indústria de fundos de investimento e do setor de previdência complementar, potenciais compradores de valores mobiliários com risco de crédito.

A relação entre crescimento econômico e desenvolvimento do mercado de capitais também é lembrada por Novaes (2004) ao analisar as tendências para o mercado de capitais mundial. Securato (1998) comenta a importância dos títulos de crédito de longo prazo emitidos pelas empresas, destacando o relacionamento entre o alongamento de suas captações e a melhoria de sua capacidade de investimento, com conseqüente crescimento. Essas captações, conforme este autor, deveriam ocorrer por meio de instrumentos negociáveis, com vistas ao desenvolvimento do mercado secundário.

Segundo Levine (2002), um importante fator para o crescimento sustentado do financiamento de longo prazo é a qualidade do sistema legal em relação aos investidores e à proteção de seus direitos. Arida et al. (2003) intitularam esse fenômeno de "incerteza jurisdicional", defendendo a tese de que o mercado financeiro interno seria diminuído por conta da insegurança para os contratos firmados no ambiente legal brasileiro. A correlação entre o

tamanho e a qualidade dos mercados de capitais e a existência de proteção ao investidor é demonstrada por La Porta et al. (1997).

Uma melhoria nessas características proporciona um aumento substancial na procura por crédito de longo prazo. Goldfajn et al. (2003) mostram que a adoção, pelo Brasil, de melhorias no sistema regulatório bancário após a implantação do Plano Real foi um fator importante no aumento do volume de crédito concedido pelos bancos após 1999. O crescimento da oferta de títulos privados de longo prazo emerge da diminuição do risco regulatório percebido pelos investidores.

Historicamente, os bancos têm sido o principal fornecedor de crédito desde os primórdios da atividade bancária na Europa medieval. A partir da década de 60, os bancos, principalmente nos Estados Unidos, vêm perdendo depósitos para os fundos de investimento. Ao mesmo tempo, os tomadores de crédito, em especial os melhores clientes dos bancos, descobriram que era melhor emprestar diretamente dos investidores por meio do mercado de capitais (CAOINETTE et al., 2000). Iniciou-se, assim, o processo de criação de valores mobiliários de crédito por parte das empresas, com um substancial aumento do volume de títulos a partir de meados da década de 80. Os autores demonstram a diferença do crescimento entre os títulos de crédito, emitidos por empresas e países, comparados à quase estabilidade dos créditos bancários.

No caso brasileiro, o principal captador de recursos no mercado de títulos e valores mobiliários ainda é o Tesouro Nacional. Em dezembro de 2005, o total da dívida pública federal em mercado era de R\$ 966,4 bilhões (BRASIL, STN, 2005), para um estoque total de debêntures de R\$ 83,6 bilhões (SND, 2006). Essa mesma situação reflete-se nas carteiras dos fundos de investimento, principal instrumento de investimento no Brasil, ao lado da Caderneta de Poupança. Em dezembro de 2005, do total de R\$ 758,8 bilhões em carteira dos fundos, R\$ 459,3 bilhões referiam-se a aplicações em títulos públicos federais e R\$ 29,8 bilhões em debêntures (BRASIL, BCB, 2005 e ANBID, 2005).

Debêntures são títulos emitidos por sociedades anônimas que conferem aos seus titulares direito de crédito contra a empresa emissora, nas condições constantes da escritura de emissão e do certificado, de acordo com a legislação brasileira. São valores mobiliários de médio e longo prazo que asseguram a seus detentores direito de crédito contra a companhia emissora.

A participação das debêntures no total de títulos de dívida, pública e privada, emitidos é reduzida. Uma pequena queda no estoque de títulos públicos pode representar um aumento substancial na procura por títulos privados. Ainda que não seja um horizonte visível em curto prazo, é uma possibilidade que pode ser vislumbrada no longo prazo. As metodologias de precificação de títulos privados serão mais utilizadas e o conhecimento dos fatores formadores de preços será fundamental.

As autoridades monetárias obrigam as instituições que detêm títulos e valores mobiliários em carteira a apropriarem suas receitas pelo critério de variação do preço de mercado, quando classificadas como “títulos para negociação” ou assemelhado. Com certeza, preço de mercado é aquele apurado em ambientes de negociação ativa e freqüente. Nem sempre essa condição prevalece e as regras permitem que se utilize técnica ou modelo de precificação para a apuração do valor provável de realização.

A utilização de modelos de precificação de instrumentos de crédito também é preconizada nas discussões do Novo Acordo de Capitais da Basiléia (ou Basiléia II, como já vem sendo comumente denominado), em desenvolvimento pelo BIS, *Bank for International Settlements*. Com base nesse acordo, a supervisão bancária está calcada em três pilares complementares: (1) requerimentos mínimos de capital; (2) processo de revisão pela supervisão e (3) disciplina de mercado. Quanto aos requerimentos mínimos de capital, é incluída a necessidade de cálculo do provisionamento referente ao risco de crédito, o qual deverá ser ponderado pelo grau de risco incorrido. Para o cálculo do risco de crédito poderão ser utilizados modelos proprietários ou de terceiros, desde que atendidas certas condições (BIS, 2004).

Atualmente, é bastante difundida a utilização de modelos para se calcular o risco de mercado incorrido pelas instituições financeiras e assemelhadas. Por outro lado, a avaliação do risco de crédito por meio de modelos ainda é incipiente, principalmente no Brasil. Uma das funções dos modelos é a de sustentar cálculos de preços de títulos. Dado que a melhor fonte para a obtenção do preço de realização é o mercado no qual determinado instrumento é negociado, como proceder quando se trata de uma emissão primária de um instrumento? Pode-se recorrer a instrumentos semelhantes, mas deve-se apoiar, também, em modelos.

A pesquisa brasileira concernente ao entendimento da formação dos preços de debêntures está em desenvolvimento. Mellone et al. (2002), Sheng e Saito (2005) e Fraletti e Eid Jr. (2005)

desenvolveram trabalhos de determinação das taxas de juros de debêntures a partir de fatores de mercado.

Na linha dos modelos estruturais, destacam-se as teses de livre-docência de Securato (2000), de doutorado de Sanvicente (1982) e as dissertações de Hermann (2000), Abe (2002) e Godoi (2005), além de artigos de Perera (1997a) e Securato (2003b). Chaia (2003) e Alves (2005) desenvolveram dissertações comparando modelos comerciais de gestão de risco de crédito e Securato et al. (2006) aplicaram modelo binomial para precificar títulos de dívida corporativa. Modelos estruturais foram abordados por Alves (2000); Santos e Martelanc (1996) utilizaram como variáveis dependentes dados de balanço dos emissores para avaliarem os preços das debêntures. Valle (2000, 2004) analisou o custo de captação das empresas no mercado internacional.

Considerando o exposto, decidiu-se levantar, na presente dissertação, o seguinte **problema de investigação**: quais são os fatores determinantes do preço de emissão primária de debêntures no Brasil?

Mais especificamente, procurou-se responder às questões:

- qual a importância relativa dos fatores analisados na formação do *spread*?
- as diferenças de *spread* observadas nos leilões públicos de emissão de debêntures podem ser explicadas apenas pelas diferenças de *rating*?
- há diferenciação das emissões em função de variáveis dicotômicas (indexadores e setor)?
- como se agrupam as emissões em termos de atributos de maturidade, de risco de crédito e de indexadores: há formação de grupos de preferência?

A hipótese de pesquisa é: outros fatores, além do risco de crédito, são importantes para a formação dos *spreads* na emissão de debêntures.

O **objetivo geral** do trabalho foi analisar a formação dos preços de emissão de debêntures a partir de fatores determinantes do preço, medido pelo *spread* em relação a títulos públicos federais de indexador e maturidade semelhantes.

Como objetivos específicos, foram identificados fatores que, além do *rating*, influenciam os preços, determinando-se quantitativamente seu peso na formação do *spread*. Buscou-se avaliar diferenças de *spreads* em função de diferenças de indexadores e do setor da empresa, além da identificação de preferências em termos de maturidade, de risco de crédito e de indexadores.

Os dados necessários ao desenvolvimento dos testes são públicos e disponíveis em registros da CVM, Comissão de Valores Mobiliários, e da Cetip, Câmara de Custódia e Liquidação, com base no SND, Sistema Nacional de Debêntures. Os dados de *rating* também estão disponíveis publicamente nas bases das agências classificadoras. Finalmente, os dados referentes a preços de mercado de títulos públicos são disponibilizados por meio da Andima, Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro.

O estudo abrangeu o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2005, quando foram levantados 447 registros de séries de emissões de debêntures. Excluídas as conversíveis, as que não possuíam *rating*, registros repetitivos, emissões com indexadores de pouca representatividade e *outliers*, restaram 154 registros, nos três tipos de remuneração que compuseram a amostra: IGP-M+taxa, CDI+taxa e percentual do CDI.

Foram aplicadas as técnicas: de regressão múltipla para se estudar a relação entre o *spread* da emissão e as variáveis independentes, de regressão logística para análise dicotômica de variáveis binárias e de análise de correspondência para a compreensão da relação entre atributos de variáveis categóricas. Utilizou-se o *software* SPSS, disponível na Unidade de Processamento de Dados, da FEA-USP. O Quadro 1 resume e relaciona as perguntas problema, os objetivos do trabalho, as metodologias a utilizadas, as hipóteses preliminares e os resultados esperados.

O próximo capítulo trata do mercado de renda fixa no Brasil, sua racionalidade e as conseqüências para a situação presente. O terceiro capítulo refere-se à classificação de risco, buscando definir e descrever o *rating*, além de abordar o relacionamento com preços de títulos e conceitos ligados a inadimplência. Segue-se o capítulo de precificação de títulos de crédito, no qual são apresentados os diversos modelos com base na classificação: modelos estruturais, modelos de forma reduzida, modelos de VaR e modelos de fatores, base conceitual deste trabalho. Também são apresentados trabalhos recentes desenvolvidos no Brasil. No quinto

capítulo, discutem-se os aspectos metodológicos referentes à pesquisa, apresentando-se os modelos multivariados utilizados e as variáveis do problema. A análise dos resultados e as conclusões encerram o trabalho.

**Quadro 1 – Resumo dos procedimentos metodológicos**

Pergunta problema	Objetivo do trabalho	Metodologia	Hipóteses	Resultados esperados
Quais são os fatores determinantes do preço de emissão primária de títulos?	Revisão da literatura para identificação dos principais fatores exógenos, além do <i>rating</i> .	Pesquisa bibliográfica	Fatores relevantes são: <i>rating</i> , prazo, volume, taxa básica de juros, ambiente macroeconômico.	Confirmação, em bibliografia, dos fatores relevantes apontados.
Qual a importância relativa dos fatores analisados na formação do <i>spread</i> ? O <i>rating</i> é suficiente para explicar os preços?	Determinar quantitativamente o peso dos diversos fatores que influenciam a formação de preço.	Regressão múltipla	Fatores ligados a risco de crédito e de mercado com alta percepção de risco devem ser mais importantes.	Os fatores <i>rating</i> , maturidade e risco Brasil devem ter importância alta; o fator indexador deve ter importância baixa.
Há diferenciação das emissões em função de variáveis dicotômicas (indexadores e setor)?	Identificar diferenças de precificação em função de variáveis dicotômicas: indexadores e setor.	Regressão logística	Possibilidade de arbitragem não deve diferenciar os grupos de indexadores, principalmente em termos de <i>spreads</i> .	Segmentação da demanda pode ocasionar diferenças de preços.
			Os <i>spreads</i> dos setores de telecomunicações e elétrico devem ser maiores por conta do risco de crédito proporcionado pela alavancagem.	Maior alavancagem dos setores deverão determinar maiores <i>spreads</i> .
Como se agrupam as emissões em termos de atributos de maturidade, de risco de crédito e de indexadores: há formação de grupos de preferência?	Identificar preferências em termos de concentração de prazos de emissão, risco de crédito e indexadores.	Análise de correspondência	Empresas de boa qualidade têm acesso a emissões longas. Emissões mais longas serão remuneradas por índice de inflação.	Associação entre atributos longa maturidade e boa qualidade de crédito Prazos mais longos terão maioria de emissões em IGP-M.

## 2 O MERCADO DE RENDA FIXA NO BRASIL

A intermediação financeira desempenha papel fundamental no desenvolvimento econômico e é operacionalizada por meio do mercado financeiro, que surge como o conjunto de instituições que proporciona a transferência de recursos dos agentes superavitários aos deficitários na economia de maneira eficiente. Os termos “mercado financeiro” e “mercado de capitais” são largamente utilizados, porém de definição não muito clara. Assaf Neto (2003), por exemplo, classifica o segundo como um segmento do primeiro, ao dividir o mercado financeiro em quatro segmentos: monetário, de crédito, cambial e de capitais. Cavalcante et al. (2005) adotam a mesma classificação, porém o conjunto dos mercados é denominado “mercados do dinheiro” (Quadro 2).

**Quadro 2 – Segmentação do mercado de intermediação financeira**

Segmentos	Prazos	Objetivos
Monetário	Curtíssimo, curto	Controle da liquidez monetária da economia; suprimentos momentâneos de caixa.
Crédito	Curto, médio	Financiamento do consumo e capital de giro das empresas; suprimentos de caixa, por necessidades de curto e médio prazo.
Câmbio	Curtíssimo, curto	Conversão de valores, em moedas estrangeiras e nacional.
Capitais	Médio, longo	Financiamentos de investimento, de giro e especiais.

Fonte: Cavalcante et al. (2005, p. 15) e Assaf Neto (2003, p. 119).

Para Andrezo e Lima (1999, p. 3) o mercado financeiro é aquele “[...] composto pelo conjunto de instituições e instrumentos financeiros destinados a possibilitar a transferência de recursos dos ofertantes para os tomadores, criando condições para a liquidez do mercado.” Sua classificação é em “mercado de crédito” e “mercado de capitais”, o primeiro voltado primordialmente para o curto e médio prazo e destinado ao financiamento de consumo e do capital de giro das empresas; o segundo, destinado ao financiamento do capital fixo, de giro e especiais, com operações de médio e longo prazo.

Os autores sugerem outra classificação, com abordagem jurídica: mercado financeiro e mercado de capitais. No primeiro, “[...] os bancos centralizam a oferta e procura de capitais e atuam como parte nesta intermediação [...]” assumindo riscos nas operações (p. 4), enquanto

no mercado de capitais, “[...] as operações são normalmente efetuadas diretamente entre poupadores e empresas [nas quais] a instituição financeira não atua como parte na operação, mas, sim, como mera interveniente obrigatória.” (p. 4)

Este conceito é desenvolvido por Levine (2002), ao classificar os sistemas de intermediação financeira em “baseados em bancos” e “baseados em mercados”. O primeiro, típico da Alemanha e do Japão, tem nos bancos o papel de captar e alocar os recursos de maneira eficiente. Segundo este autor, é um sistema mais adequado para países com menor desenvolvimento, pois os bancos demonstram maior efetividade em levantar informações sobre as firmas e seus gestores, em promover melhorias em alocação de capital e em padrões de governança, por mobilizar o capital em economias de escala, e por administrar riscos, sejam *cross-sectional*, intertemporal ou de liquidez.

O sistema baseado em mercado, típico dos Estados Unidos e da Grã-Bretanha, em geral, é relacionado a sistemas de intermediação mais desenvolvidos. Suas vantagens referem-se à promoção de melhorias em padrões de governança, pois facilita tomadas hostis em mercado e vincula desempenho de administradores ao valor da firma; ao incentivo à pesquisa e à busca de informações, pois o movimento de preços agrega informações difusas, transmitindo sinais aos investidores, melhorando a qualidade da administração de riscos.

Levine (2002) minimiza o debate “sistema de bancos” versus “sistema de mercado” ao propor o conceito de sistema de “serviços financeiros”, no qual as imperfeições da estrutura serão compensadas pelos arranjos financeiros, feitos a partir das características dos contratos, dos intermediários e dos mercados. Assim, o desenvolvimento dar-se-á pela qualidade do conjunto de arranjos financeiros, os quais se refletem nas características dos mercados, bancos, seguradoras e outros intermediários. Numa ótica mais restrita, de leis e finanças, o mercado financeiro é caracterizado como um conjunto de contratos, sendo o papel do sistema legal, criar um sistema financeiro voltado ao crescimento econômico. Daí, a qualidade do sistema legal é determinante para o desenvolvimento do sistema financeiro. Este autor conclui que as diferenças de qualidade de serviços financeiros explicam diferenças de crescimento econômico e que o crescimento de longo prazo é positiva e fortemente relacionado com o desenvolvimento legal de proteção ao investidor.

No Brasil, o mercado de capitais é comumente confundido com o mercado de ações, e, em

consequência, relacionado ao conceito de renda variável; o mercado bancário, ao conceito de renda fixa. Segundo Andrezo e Lima (1999, p. 4), o mercado de renda fixa “[...] caracteriza-se pelo conhecimento do ganho futuro em termos nominais, [...] enquanto, no mercado de renda variável, o ganho somente será conhecido na data de venda do papel.” Este conceito de “renda fixa” pode iludir, na medida em que as condições de mercado provoquem variações indesejáveis nos preços dos títulos. Neste tipo de remuneração, “fixa”, na verdade, é a parcela da remuneração baseada em contrato, que promete um pagamento adicional pelo valor transferido ao tomador do recurso, além da devolução do valor principal. Esse pagamento adicional pode ser, ainda, indexado a algum indicador de inflação, de moeda ou de taxa de juros.

Os títulos que, no Brasil, relacionam o mercado de capitais, como instrumento de financiamento de empresas e empreendimentos de médio e longo prazo, e o mercado de renda fixa, na medida em que seus rendimentos são pré-estabelecidos em contrato, são as debêntures. São definidas como “[...] valores mobiliários representativos de dívida de médio e longo prazo que asseguram a seus detentores (debenturistas) direito de crédito contra a companhia emissora.” (ANDIMA; ABRASCA, 2002, p. 2). De acordo com o Guia de Debêntures, da Bovespa (2001), tais títulos constituem-se numa das mais antigas formas de captação, com origem que remonta à época do Império, por meio de normas editadas em 1882. Tal publicação, ao lado do Guia publicado pela Andima (juntamente com a Abrasca), constitui referência para os detalhes acerca deste instrumento de captação por parte das empresas.

## **2.1 Histórico recente**

O moderno mercado financeiro brasileiro tem seu marco inicial na reforma bancária de 1964, com a criação do CMN, Conselho Monetário Nacional, e do BCB, Banco Central do Brasil, e com a edição da Lei do Mercado de Capitais em 1965. Na década de 1970, importantes medidas foram a criação da CVM, Comissão de Valores Mobiliários, e a Lei das Sociedades Anônimas, ambas em 1976, e, ao seu final, a criação do Selic, Sistema Especial de Liquidação e Custódia, uma associação entre o BCB e a Andima, Associação das Instituições do Mercado Financeiro, com a finalidade de custódia de títulos públicos, de registro da negociação entre compradores e vendedores e de liquidação financeira da negociação. Destaque deve ser dado,

também, à regulamentação das entidades de previdência fechada, fundamentais na captação de recursos de longo prazo.

A década de 1980 foi marcada pelo ambiente que levou a economia à moratória da dívida externa, em 1987, e à seqüência de planos econômicos: o Plano Cruzado, em 1986, o Bresser, em 1987 e o Verão, em 1989. Andrezo e Lima (1999) destacam, por outro lado, realizações importantes para a evolução do mercado financeiro, como a constituição do Conselho de Recursos do Sistema Financeiro Nacional, a regulamentação do mercado de opções e do mercado futuro, a criação e consolidação da BM&F, Bolsa de Mercadorias e Futuros, a instituição dos bancos múltiplos e extinção das cartas-patente e a criação da Cetip, Câmara de Custódia e Liquidação, a partir do esforço conjunto de associações de entidades financeiras, com a finalidade de custodiar títulos, registrar as negociações e promover sua liquidação financeira.

Ao final da década, ocorreu a promulgação da Constituição Federal, cujas normas referentes ao Sistema Financeiro Nacional encontram-se no artigo 192: “O Sistema Financeiro Nacional, estruturado de forma a promover o desenvolvimento equilibrado do país e a servir aos interesses da coletividade, será regulamentado em lei complementar, que disporá, inclusive, sobre [...]” diversos temas ligados à organização e funcionamento do sistema financeiro (BRASIL, 1988). Dispunha, inclusive, acerca de limitação de taxas de juros reais em doze por cento ao ano. Tal artigo nunca foi regulamentado, sofrendo apenas uma emenda simplificadora em maio de 2003, permitindo a regulamentação por “leis complementares” e revogando os diversos itens sobre os quais tais leis deveriam dispor.

A década de 1990 iniciou-se com o Plano Collor, que buscava eliminar a hiperinflação vigente no período e cuja medida de maior impacto foi o bloqueio de poupança. Não obteve o sucesso esperado, mas outras medidas desta época foram significativas, como o fim dos títulos ao portador e a abertura da economia, com a liberalização das importações. Importante também foi a instituição do Plano Nacional de Desestatização, que atingiu inicialmente as empresas dos setores siderúrgico e petroquímico e foi ampliado para os setores de aviação, elétrico e de telefonia (ANDREZO; LIMA, 1999), tornando-se um marco na privatização de empresas estatais.

Também são da primeira metade da década a regulamentação das notas promissórias emitidas

por companhias abertas, dos contratos de swap, dos fundos de investimento imobiliário, da securitização de recebíveis, mecanismo de negociação de créditos já existentes, e do lançamento de ADR, *American Depositary Receipt*, permitindo que ações de empresas brasileiras fossem negociadas nos Estados Unidos por meio de recibos, entre outras medidas. Outro avanço deste período, segundo Andrezo e Lima (1999), foi a divulgação do Plano Diretor do Mercado de Capitais, com cinquenta medidas de desregulamentação e fomento, objetivando o fortalecimento do mercado, e a edição da lei de crimes contra a ordem tributária, a ordem econômica e de relações de consumo, que buscava coibir a prática dos crimes de abuso do poder econômico.

A segunda metade da década foi marcada pelo Plano de Estabilização Econômica, o Plano Real, com a meta de conter a inflação. De acordo com Andrezo e Lima (1999), três eram as âncoras econômicas utilizadas como instrumentos: a monetária, cujo principal aspecto foi a limitação da expansão da base monetária; a fiscal, com a criação do imposto do cheque e de mecanismos de diminuição de transferências constitucionais para estados e municípios; e a cambial que, com o tempo, promoveu a valorização do Real frente ao Dólar, inibindo o aumento de preços internos por meio do acréscimo de oferta de produtos importados. Extinguiu-se, também, a correção monetária e, a partir daí, reajustes contratuais de preços com base em inflação deveriam ter periodicidade mínima de um ano.

São desse período, ainda, a Lei de Responsabilidade Fiscal, que visou penalizar governantes por ações de comprometimento fiscal irresponsável, e as alterações na Lei de Mercado de Capitais e na Lei das Sociedades Anônimas, buscando modernização das relações com os acionistas, ao mesmo tempo em que previa a CVM de mais instrumentos punitivos. Foram criadas as agências reguladoras, com o objetivo de gerenciar os contratos de concessão de serviços públicos às empresas recém-privatizadas.

Goldfajn et al. (2003) defendem que as reformas estruturais e legais após o Plano Real, que buscaram o fortalecimento do sistema financeiro, foram importantes na promoção do crescimento do volume de crédito. Entre os avanços ocorridos, destacam-se os programas de reestruturação das instituições financeiras privadas, estaduais e federais, a instituição do Fundo Garantidor de Créditos, a instituição do Sistema de Pagamentos Brasileiros, a implantação da Central de Risco de Crédito, que consolida informações sobre os débitos de clientes bancários e a ratificação do Acordo de Basiléia.

Como medidas recentes, incentivadoras da evolução do mercado financeiro, temos a implantação do Novo Mercado pela Bovespa, a reforma da lei de falências e, do ponto de vista de atuação governamental, a criação do grupo de trabalho do mercado de capitais, e do grupo de trabalho de fiscalização de mercado, envolvendo os órgãos do Governo Federal relacionados com os setores bancário, de previdência, de seguros e de mercado de capitais.

Segundo a Bovespa (2006, p. 1), “[...] o Novo Mercado e os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa (Nível 1 e Nível 2) são segmentos especiais de listagem que foram desenvolvidos com o objetivo de proporcionar um ambiente de negociação que estimulasse, ao mesmo tempo, o interesse dos investidores e a valorização das companhias.” O primeiro está mais voltado a empresas que venham a abrir seu capital, enquanto os Níveis 1 e 2 são direcionados a empresas já detentoras de ações negociadas na Bovespa. As empresas integram estes segmentos por adesão voluntária e assumem compromissos referentes à governança corporativa, adicionalmente aos existentes na legislação. Referem-se à melhoria da qualidade das informações prestadas pela empresa e à ampliação dos direitos dos acionistas, independentemente da sua condição de controladores ou investidores.

Lundberg e Costa (2005) avaliaram a reforma do sistema legal de insolvências no Brasil, a partir da edição da nova Lei de Falências, conjugada com as alterações do Código Tributário Nacional. Os autores destacaram os avanços incorporados, que, em sua opinião, propiciaram um melhor equilíbrio na relação credor-devedor (p. 29):

[...] a criação dos regimes de recuperação judicial e extrajudicial; a exigência de criação de comitês e/ou assembléias de credores; a prioridade da venda em bloco da empresa falida; a elevação da prioridade dos créditos com garantia real e a limitação do privilégio dos créditos trabalhistas, restringindo a possibilidade de fraudes e apropriação da massa por ex-administradores.

Camargos e Barbosa (2006, p. 44) buscaram avaliar se o conjunto de medidas, pelos quais passou a economia brasileira nos últimos dez anos, resultou em uma melhora da eficiência informacional do mercado de capitais. Os autores resumem as medidas em “[...] maior integração econômico-financeira, o enfraquecimento das fronteiras nacionais e a intensificação do comércio internacional [...]” e, internamente, na estabilidade monetária, na privatização, no aumento da participação de investidores estrangeiros e na maior

transparência nas negociações no mercado de capitais.

Os autores concluíram que “[...] o mercado não se comportou de maneira eficiente informacionalmente no período analisado, no que se refere à forma semi-forte, em relação aos anúncios de fusões e aquisições.” (CAMARGOS; BARBOSA, 2006, p. 44). Destacaram algumas peculiaridades do mercado financeiro brasileiro como possíveis causas desta ineficiência, tais como a concentração em poucos títulos das negociações na bolsa de valores, a vulnerabilidade brasileira a investimentos especulativos de curto prazo e sucessivas crises internacionais, além da complexidade envolvendo tais operações.

Esta breve revisão histórica nos permite visualizar a evolução do sistema financeiro brasileiro até os níveis atuais, com uma complexidade de produtos, agentes e mercados, buscando-se a modernização com vistas ao desenvolvimento econômico.

## **2.2 Panorama atual**

O mercado de títulos e valores mobiliários de renda fixa é dominado pela presença dos títulos de emissão do Tesouro Nacional. Nóbrega (2000) destaca que a literatura econômica intitula esse fenômeno como *crowding out*, em que o espaço das dívidas e papéis do setor privado no mercado é tomado pela dívida pública. “O governo, para colocar sua dívida no mercado, é obrigado a elevar os juros e os investidores passam a preferir esses papéis em detrimento dos títulos privados.” (p. 38). Este autor lembra, tal fenômeno cria um paradoxo para o governo, na medida em que o incentivo ao mercado de instrumentos privados reduziria o mercado comprador de títulos governamentais.

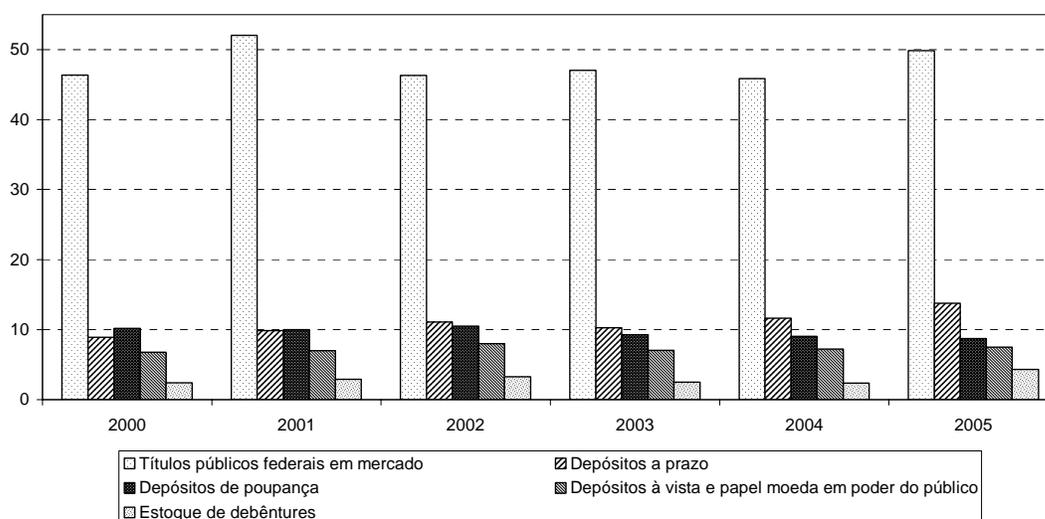
A Tabela 1 mostra a comparação do volume de títulos federais em mercado com o de outros instrumentos: depósitos a prazo (incluindo também letras de câmbio, letras hipotecárias e letras imobiliárias), depósitos de poupança, depósitos à vista e papel moeda em poder do público e debêntures, mostrando que o primeiro é cerca de 50% superior à soma de todos os outros.

**Tabela 1 – Estoque de instrumentos financeiros em final de período (R\$ milhões)**

ano	Títulos públicos federais em mercado	Outros instrumentos				
		Total	Depósitos a prazo	Depósitos de poupança	Depósitos à vista e papel moeda em poder do público	Estoque de debêntures
2000	510.698	310.118	97.496	111.936	74.352	26.333
2001	624.084	356.776	117.875	120.030	83.707	35.164
2002	623.191	441.010	148.761	140.896	107.846	43.507
2003	731.858	451.590	159.128	144.118	109.648	38.695
2004	810.264	533.975	205.588	159.589	127.946	40.852
2005	966.374	664.905	267.195	169.323	144.778	83.609

Fonte: Brasil, BCB (2005) e SND (2006).

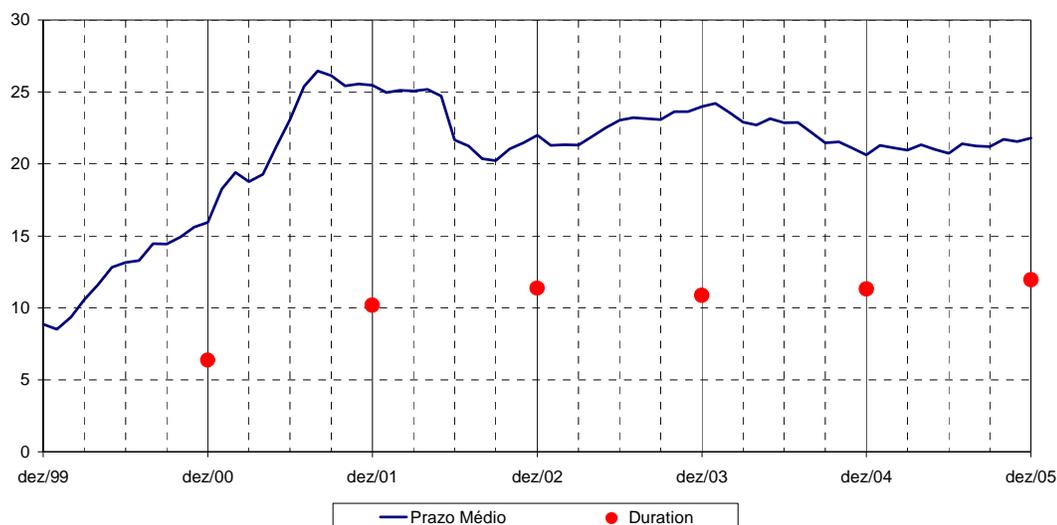
A comparação, em termos de percentuais do PIB, entre os instrumentos (Gráfico 1) mostra o crescimento dos depósitos a prazo e do estoque de debêntures, apesar do grande predomínio dos títulos públicos federais em mercado.

**Gráfico 1 – Estoque de instrumentos financeiros em final de período (% do PIB)**

Fonte: Brasil, BCB (2005) e SND (2006).

Observe-se, os títulos públicos federais são a locomotiva do mercado de renda fixa. O prazo médio de seu estoque reflete um outro fenômeno importante do mercado brasileiro, a dificuldade do investidor de alongar os prazos das aplicações. O Gráfico 2 mostra o histórico desse prazo médio, em torno de vinte meses, e da *duration*, em torno de doze meses. Com esse padrão, fica difícil aos emissores privados alongar prazos sem serem obrigados a pagar um prêmio que pode ser proibitivo. Teixeira (2004, p. 8) argumenta que “[...] o mercado de capitais brasileiro dificilmente apresentará um perfil de alocação de recursos no longo prazo enquanto a preferência da sociedade pela alocação de recursos no curto prazo permanecer

muito forte.”



**Gráfico 2 – Prazo médio e *duration* dos títulos públicos federais em mercado (meses)**

Fonte: Brasil, BCB (2005).

Em termos de indexadores, a taxa Selic diária ainda predomina, refletindo a dificuldade do investidor em correr riscos de longo prazo, mesmo que aceite alongar o prazo do título, conforme se observa na Tabela 2, com dados do estoque de dezembro de 2005.

**Tabela 2 – Indexadores dos títulos públicos federais (dez 2005)**

Indexador	Valor		Prazo médio
	R\$ milhões	% do total	
Selic	522.159,9	54,0	19,1
Taxa pré-fixada	272.903,0	28,2	10,4
Índice de preços	150.382,2	15,6	69,7
Câmbio	9.829,2	1,0	73,0
Outros indexadores	11.099,4	1,1	

Fonte: Brasil, STN (2005).

Os principais títulos públicos federais negociados são LFT, Letra Financeira do Tesouro, indexada à taxa Selic, LTN, Letra do Tesouro Nacional, com taxa pré-fixada e sem cupons intermediários e NTN, Nota do Tesouro Nacional, título com pagamento de cupons. Os da série B são indexados ao IPCA, Índice de Preços ao Consumidor – Ampliado, da série C, ao IGP-M, Índice Geral de Preços do Mercado, da série D, ao dólar, e os da série F são pré-fixados (a Andima e o Tesouro Nacional, em seus sites, detalham as características de todos os títulos públicos federais). A Tabela 3 mostra a distribuição do volume em mercado, por

título, e os principais clientes.

**Tabela 3 – Títulos públicos federais – tipos e clientes (dez 2005)**

Título	Valor		Prazo médio	Clientes		
	R\$ milhões	% do total		Instituições financeiras: carteira própria e títulos vinculados	Fundos de investimentos	Outros clientes
LFT	504.653,0	52,2	19,1	237.613,0	245.501,1	21.538,9
LTN	263.435,8	27,3	9,5	114.358,4	146.287,4	2.789,9
NTN-B	10.173,2	1,1	78,7	27.421,0	26.331,1	-43.578,9
NTN-C	10.173,2	1,1	58,8	19.652,8	34.890,3	-44.369,9
NTN-D e NBCE	78.836,7	8,2	12,0	6.785,2	4.476,8	67.574,7
NTN-F	72.021,2	7,5	33,2	8.850,3	496,0	62.674,8
Outros títulos	27.080,7	2,8		5.575,1	28,5	21.477,2
<b>Total</b>	<b>966.373,8</b>			<b>420.255,8</b>	<b>458.011,3</b>	<b>88.106,8</b>

Fonte: Brasil, STN (2005).

As instituições financeiras constituem-se em um importante comprador cativo para os títulos públicos federais. A Tabela 4 mostra dados do balanço consolidado do setor bancário em dezembro de 2005, na qual podemos observar que a captação em depósitos a prazo e outros instrumentos do mercado monetário é menor que o total de créditos concedidos ao governo federal, incluída a dívida mobiliária. Assim, pode-se inferir, a captação por meio de depósitos a prazo nas instituições financeiras é um instrumento que deságua recursos nos títulos públicos federais.

**Tabela 4 – Balanço consolidado do setor bancário (dez 2005)**

	Itens de balanço	R\$ milhões
Captação	Depósitos à vista	85.625,5
	Depósito a prazo e Instrumentos do mercado monetário	294.320,6
	Outros depósitos	233.018,4
	Outras fontes de financiamento	315.300,5
	Contas de capital	287.596,6
Aplicação	Créditos ao governo federal (líquido) - inclui dívida mobiliária	441.310,9
	Créditos a empresas não financeiras	637.674,9
	Outros créditos	63.306,4
	Permanente	73.569,4

Fonte: Brasil, BCB (2005).

Os fundos de investimento representam outro importante cliente para os títulos públicos federais, cuja aplicação representa 60,4% do total de sua carteira. São, também, importantes aplicadores em debêntures, conforme demonstrado na Tabela 5, juntamente com outros

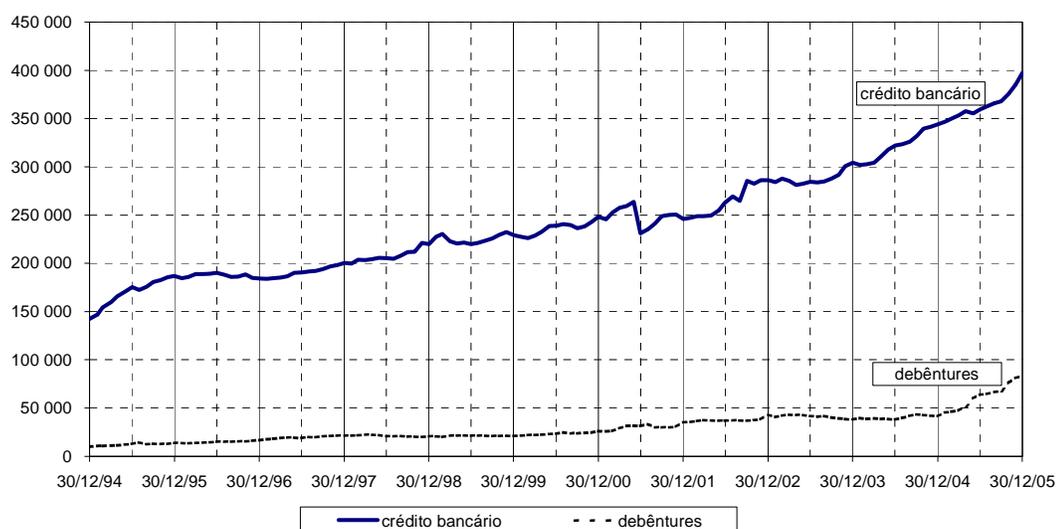
investidores institucionais.

**Tabela 5 – Investidores institucionais (dez 2005)**

Ativo	Carteira própria das instituições financeiras		Fundos de investimento		Entidades de previdência fechada		Entidades seguradoras	
	R\$ milhões	%	R\$ milhões	%	R\$ milhões	%	R\$ milhões	%
Títulos públicos federais	420.255,8	34,6	458.011,3	60,4	37.009,1	12,5	17.302,7	27,4
Debêntures	19.781,1	1,6	29.821,5	3,9	3.050,2	1,0	732,5	1,2
Total dos ativos	1.215.861,6		758.816,4		296.488,6		63.058,2	

Fonte: Brasil, BCB (2005), Anbid (2005), Brasil, SPC (2005) e Brasil, Susep (2005).

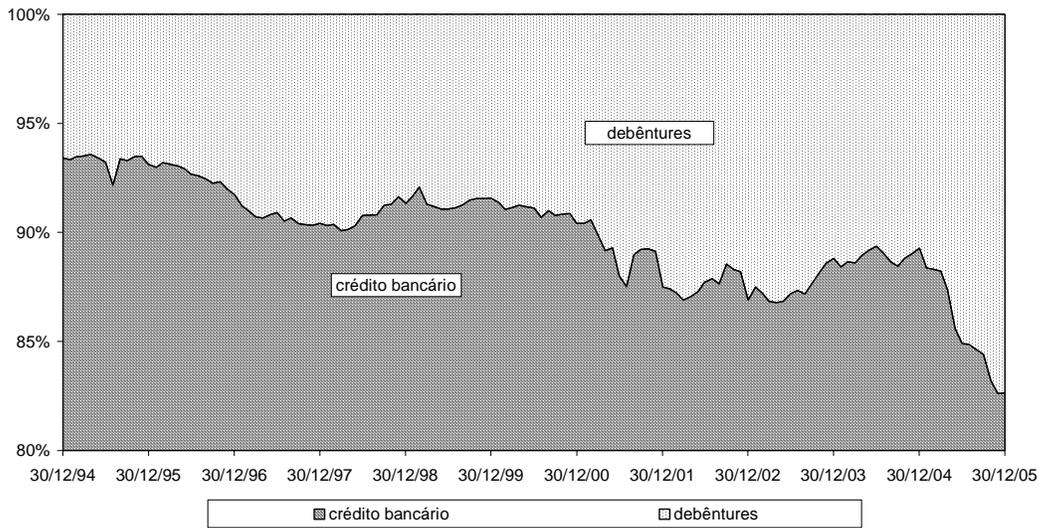
Do ponto de vista da demanda, o Gráfico 3 reflete a opção do mercado financeiro brasileiro pela estrutura bancária, com o crédito concedido pelo sistema financeiro ao setor privado (excluídas as pessoas físicas), representando substancial parcela do crédito às empresas. Em relação à escolha das empresas, Securato (2005, p. 98) mostra que as maduras, aquelas com maior tempo de atividade e estabilidade nos rendimentos, “[...] remunerariam melhor seus acionistas se optassem pelo endividamento.” A causa está na combinação da alavancagem do capital próprio com o benefício fiscal da dívida.



**Gráfico 3 – Volume de crédito concedido às pessoas jurídicas privadas (R\$ milhões)**

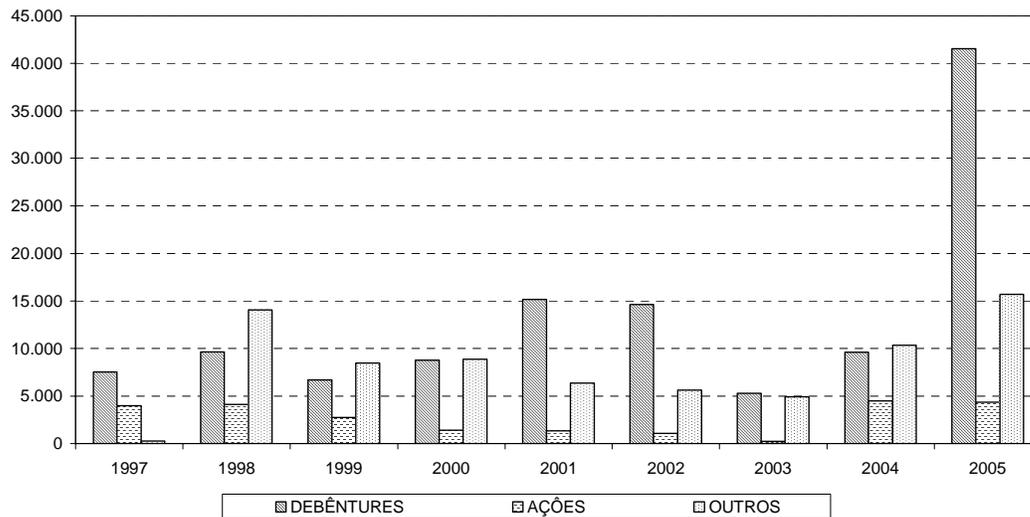
Fonte: Brasil, BCB (2005) e SND (2006).

Porém, deve ser ressaltado o aumento contínuo da participação das debêntures no financiamento doméstico às empresas, ilustrado no Gráfico 4, que se reflete no aumento do registro de emissões primárias (Gráfico 5).



**Gráfico 4 – Participação das debêntures no volume de crédito (%)**

Fonte: Brasil, BCB (2005) e SND (2006).



**Gráfico 5 – Registro de emissão primária na CVM (R\$ milhões)**

Fonte: Brasil, CVM (2006).

Conforme mostram Caouette et al. (2000, p.42), a partir da década de 1960, nos Estados Unidos, “[...] os depositantes descobriram que podiam ganhar mais no mercado de dinheiro dos fundos do que nos bancos [e] os tomadores de empréstimos, [...] que era melhor emprestar diretamente do mercado de capitais.” É o início do fenômeno da desintermediação financeira, caracterizado por Albuquerque e Sicsu (2000, p. 111) como:

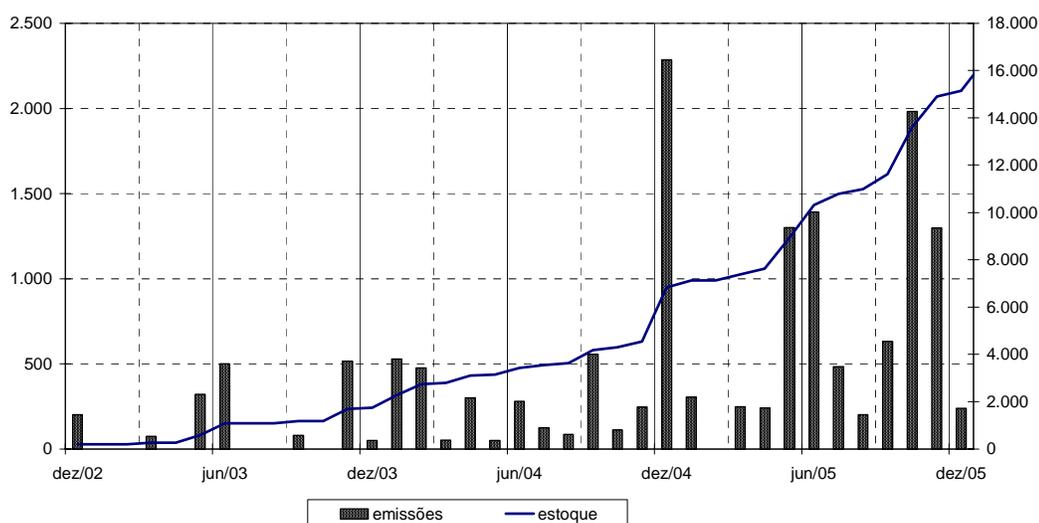
Desintermediação é o termo utilizado para designar o processo que os bancos estão há algum tempo desenvolvendo, principalmente nos Estados Unidos, onde reduzem

suas operações de concessão de crédito e, simultaneamente, ampliam o volume de operações menos arriscadas de realização de negócios diretos entre poupadores e investidores, chamadas de securitização.

Rodrigues de Paula (2002, p. 748), inclusive, aponta essa tendência como uma das causas da consolidação bancária europeia ao final da década de 1990, ao afirmar:

As forças motoras do processo de consolidação na Área Econômica Européia, que estão mudando a estrutura do setor bancário europeu, incluem, entre outras, tecnologia da informação, desintermediação financeira e integração dos mercados internacionais de capital, onde a criação da moeda única desempenha um papel essencial.

Este fenômeno, porém, não é um mal para os bancos, como pode parecer à primeira vista. Na verdade, há uma substituição da receita com risco de crédito por receita de serviços, na medida em que são as próprias instituições financeiras que fazem a intermediação das operações. No Brasil, um exemplo da desintermediação são os FIDC, Fundos de Investimentos em Direitos Creditórios, lançados ao final de 2001. Sua carteira é formada a partir da transferência para o fundo, pelo cedente, credor originário ou não, de seus direitos, e títulos representativos deles, originários de operações realizadas em diversos segmentos da economia, como financeiro, comercial, industrial, imobiliário, de hipotecas, de arrendamento mercantil ou de prestação de serviços. É essencialmente um instrumento de securitização de crédito. O Gráfico 6 ilustra o crescimento deste produto, que atingiu, em três anos, um estoque de R\$ 16,7 bilhões.



**Gráfico 6 – FIDC – emissões mensais e evolução do estoque (R\$ milhões)**

Fonte: Brasil, CVM (2006).

Ainda com relação ao acesso a crédito, Mendonça de Barros (2000) destaca o papel do BNDES, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, o qual, por ser uma fonte de recursos mais baratos, acaba por inibir a procura, de parte das empresas, por financiamento no mercado de capitais. A TJLP é sistematicamente inferior à taxa de juros para um ano, representando uma forma de subsídio (Gráfico 7). Na medida em que uma das fontes de recurso dessa instituição é o orçamento federal, esse mecanismo contribui para o endividamento público, sendo um fator para a manutenção do fenômeno de *crowding out*.



**Gráfico 7 – TJLP e taxa pré-fixada 360 dias (% ao ano - over)**

Fonte: Brasil, BCB (2005) e SND (2006).

Outra fonte acessível, porém apenas às grandes empresas, é o mercado internacional. Arida et al. (2003) justificam a inexistência de contratos de longo prazo com credores privados, no Brasil, com base na “incerteza jurisdicional”, a insegurança percebida em relação aos contratos firmados no ambiente legal brasileiro. Tais credores teriam acesso a recursos de longo prazo apenas no exterior e denominados em dólares. Os investimentos das firmas menores estariam restritos a sua própria geração de recursos.

A questão de governança também é uma das causas apontadas para a baixa procura por investidores no mercado de capitais. Mendonça de Barros (2000, p. 5) aponta que a “[...] obrigatoriedade de publicar balanços dificulta a utilização de mecanismos de informalidade na gestão das empresas abertas (caixa dois) tornando-as, algumas vezes, menos competitivas que as empresas fechadas.” Destaca ainda que os mecanismos de captação de recursos existentes

referendam uma cultura não voltada à abertura de capital, reforçando a estrutura familiar das empresas brasileiras. Rabelo e Coutinho (2001) argumentam que tal forma de se estruturar as empresas seria uma resposta ao ambiente legal e macroeconômico no qual operam.

O mercado primário “[...] compreende a oferta pública de novos valores mobiliários, com aporte de recursos à companhia.” (SECURATO, 2005, p. 79) O processo de colocação de papéis é denominado *underwriting* e é operado, do lado da originação de operações e distribuição, pelos grandes bancos instalados no Brasil, geralmente por meio dos seus bancos de investimento. De acordo com o *ranking* da Anbid (2006a, 2006b), oito instituições dominam 90% do mercado de distribuição de valores mobiliários de renda fixa (Tabela 6).

**Tabela 6 – Principais instituições distribuidoras primárias (maio 2006)**

Instituição	Distribuição			Originação	
	R\$ mil	%	% acum.	R\$ mil	%
Itaú	3.046,9	21,8	21,8	3.046,9	16,1
Unibanco	2.238,3	16,0	37,8	2.238,3	11,8
Pactual	1.758,8	12,6	50,4	1.758,8	9,3
Santander Brasil	1.574,8	11,3	61,7	1.574,8	8,3
Bradesco	1.352,4	9,7	71,4	4.352,4	22,9
Banco do Brasil	1.303,1	9,3	80,7	1.328,1	7,0
ABN Amro Real	1.043,0	7,5	88,1	1.043,0	5,5
Citigroup	447,5	3,2	91,4		
Safra				2.000,0	10,5

Fonte: Anbid (2006a, 2006b).

Pelo lado da demanda, nove instituições financeiras abrangem quase 80% do mercado de administração de recursos de terceiros, em volume (Tabela 7). Isso faz com que o mercado comprador seja reduzido em termos de quantidade de agentes, visto que os três primeiros administram 50% do total do volume sob gestão.

**Tabela 7 – Principais administradores de recursos de terceiros (maio 2006)**

Instituição	Ativo Total		
	R\$ milhões	%	% acum.
Banco do Brasil	166.815,6	21,0	21,0
Itaú	142.040,5	17,8	38,8
Bradesco	100.946,6	12,7	51,5
CEF	45.974,8	5,8	57,3
HSBC	41.858,5	5,3	62,5
Unibanco	30.922,1	3,9	66,4
Santander Brasil	36.894,7	4,6	71,0
ABN Amro Real	35.650,5	4,5	75,5
Pactual	33.428,6	4,2	79,7

Fonte: Anbid (2006c).

O leilão primário mais praticado no Brasil é o chamado *book building*. Neste procedimento, os compradores enviam suas propostas por meio das instituições distribuidoras. O corte de taxa é feito a partir da menor para a maior, acumulando-se o volume solicitado em cada pedido. O corte é feito na mais alta taxa que completa o volume e todos os compradores são remunerados nesta taxa. Neste tipo de leilão, o vendedor é beneficiado, pois o comprador é obrigado a colocar uma proposta no escuro e, caso haja muito interesse em adquirir o lote, tenderá a diminuir a taxa requerida. Outro problema é não haver transparência quanto ao total demandado pelo mercado, informação exclusiva da instituição distribuidora.

Na modalidade de leilão a partir do preço máximo, a cada patamar de taxa a demanda é conhecida e, havendo excesso em relação à oferta, novo patamar, inferior, é definido. São feitas, então, rodadas sucessivas de propostas, até o ponto em que a demanda seja inferior à oferta. Retorna-se ao patamar anterior e rateia-se a quantidade, nesta taxa. Desta forma, a demanda total do mercado é de conhecimento público e a formação de preços tende a favorecer o comprador. Trata-se de uma modalidade pouco utilizada no Brasil.

Outra distorção existente é com relação à garantia de colocação dada pelas instituições integrantes do consórcio de distribuição. Com esse formato, a empresa emissora do título tem a certeza da venda dos títulos e cabe às instituições o risco de comercialização. Os distribuidores ganham uma comissão por essa garantia e o resultado final é o de colocação completa do lote. Não há transparência em relação a real demanda do mercado, e a formação de preço tende a ser menos eficiente.

### **2.3 Perspectivas**

Novaes (2004) desenvolveu um estudo que discutiu as experiências de mercado de capitais de cinco países, Polônia, Tailândia, México, Chile e África do Sul, buscando evidenciar a correlação entre o mercado de capitais e o crescimento econômico desses países. Mostrou que a estabilidade macroeconômica é condição necessária para o crescimento do mercado de capitais e que os governos desempenharam papel chave no desenvolvimento desses mercados ao estabelecerem um ambiente regulatório favorável. Menciona algumas barreiras que ainda impedem um maior desenvolvimento do mercado de capitais no Brasil (Quadro 3).

---

**Quadro 3 – Barreiras ao avanço do mercado de capitais brasileiro**

---

- a dívida pública mobiliária é predominantemente indexada à taxa de juros e de curto prazo;
  - a liquidez é reduzida no mercado secundário para os papéis públicos não-indexados à taxa de juros;
  - o mercado de títulos privados é limitado, ilíquido e pouco transparente;
  - o mercado de capitais não se apresenta ainda como uma fonte relevante de capital para as empresas;
  - os ativos dos investidores institucionais ainda têm uma participação acanhada no PIB;
  - os mercados derivativos de câmbio e juros não vão além de uma maturidade de seis meses, o que dificulta o desenvolvimento do mercado pré-fixado.
- 

Fonte: Novaes (2004, p.54).

Mendonça de Barros (2000) argumenta, o mercado de capitais brasileiro é provido de um conjunto eficiente de leis e instituições mas a maioria das empresas brasileiras não visualiza o mercado de capitais como fonte de recursos, um fator cultural fundamental. Porém, avalia que o ambiente de negócios já está em transformação, em especial do lado da demanda por títulos corporativos (Quadro 4).

---

**Quadro 4 – Ambiente de negócios em transformação**

---

- a inflação baixa permite mais transparência nos demonstrativos e facilita projeções;
  - a redução da demanda de recursos pelo governo sinaliza o fim do *crowding out*;
  - a queda nas taxas de juros e a possibilidade da retomada do crescimento sustentado permitem a troca de parte das posições em renda fixa para variável;
  - institucionalização da previdência complementar;
  - o processo de globalização e a abertura externa com crescente interesse em investir no Brasil.
- 

Fonte: Mendonça de Barros (2000, p. 8).

Para Nóbrega (2000) e Novaes (2004), a facilidade de acesso ao mercado, o aumento da liquidez e a melhoria da transparência e disseminação das informações devem ser o foco das sugestões para o desenvolvimento do mercado de capitais (Quadro 5). Para Teixeira (2004), as medidas mais importantes são as que garantem maior previsibilidade na economia brasileira.

---

**Quadro 5 – Recomendações para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro**

---

- continuidade da política macroeconômica de redução da dívida pública e da taxa de juros;
  - incentivo às políticas de proteção ao acionista minoritário e ao credor e de melhoria das informações prestadas ao mercado;
  - continuidade da reforma da previdência;
  - equalização de custos tributários entre o mercado de capitais brasileiro e seus competidores internacionais, incluindo o fim dos impostos que onerem a movimentação financeira;
  - reforma tributária e trabalhista que vise uma ampla equalização de encargos entre as empresas de capital aberto e fechado, reduzindo o custo do acesso e de transação, com conseqüente aumento da liquidez;
  - desenvolvimento de campanha institucional visando tanto difundir os benefícios econômicos e sociais do mercado de capitais como uma evolução na mentalidade empresarial em prol de uma compreensão dessas vantagens.
- 

Fonte: Novaes (2004, p. 57), Nóbrega (2000, p. 5).

Do ponto de vista do mercado de debêntures, além das condições gerais necessárias ao desenvolvimento do mercado de capitais como um todo, o crescimento do mercado secundário é fundamental para que os agentes tenham acesso à liquidez e aos preços de referência dos títulos. As peculiaridades de cada debênture, em função de características de cada título, dificultam ainda mais a precificação das debêntures. Com base neste diagnóstico, Securato (1998, p. 82) propôs que:

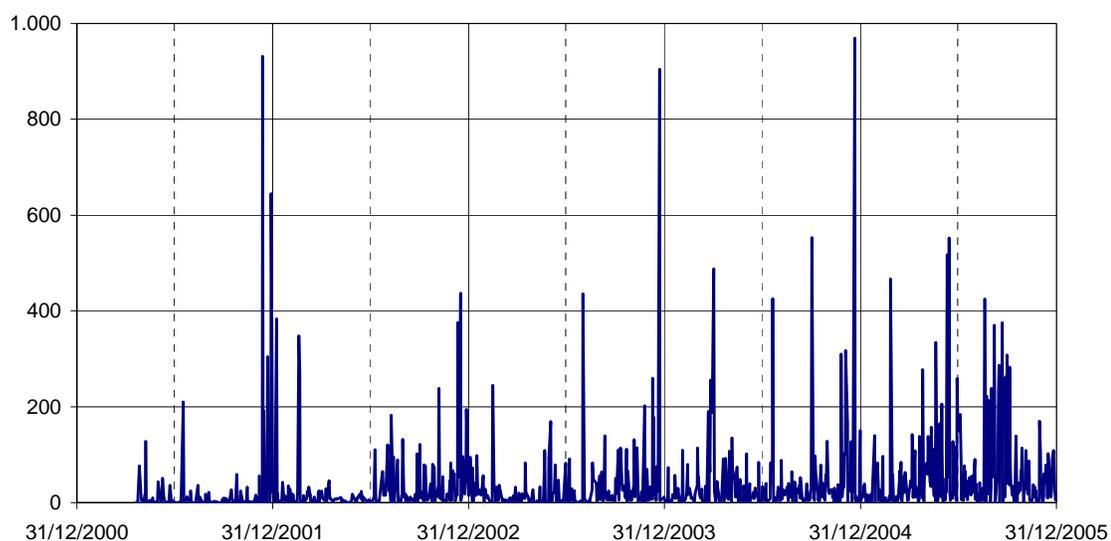
- o mercado de debêntures deve ter um forte mercado secundário, de forma a tomar as operações a longo prazo em um conjunto de operações de curto prazo;
- os preços de negociações das debêntures devem ser função do menor número de variáveis possíveis, facilitando sua precificação e, com isto, as comparações de preços.
- a negociação secundária das debêntures deve ser apenas em bolsa para que o mercado possa regular seus preços e dar visibilidades.

Em consequência, sugeriu a criação de um título denominado Bônus Empresarial, “[...] com características semelhantes às debêntures, mas que pelas suas diferenças e forma de negociação deverá permitir o aparecimento de um título de longo prazo com um significativo mercado secundário.” (SECURATO, 1998, p. 78). Seriam títulos com prazo mínimo de dois anos, com remuneração pré-fixada e cupons semestrais, sem amortização antecipada, com valor de face baixo, de emissão escritural, os quais só poderiam ser negociados em bolsa e com instituição financeira responsável por dar liquidez ao título, entre outras características. Poderiam, ainda, ser emitidos, além de por companhias abertas, por sociedades de capital fechado ou por companhias limitadas, a partir de determinado valor de patrimônio líquido, buscando-se o aumento da oferta de papéis.

Nesta linha, a CVM regulamentou as debêntures padronizadas em fevereiro de 2004, por meio da Instrução 404. Este título, basicamente: tem a forma escritural, é nominativo e não-conversível, é da espécie subordinada e tem valor de face de R\$ 1.000,00. Quanto à remuneração, pode ser pré-fixado (com ou sem cupom) ou indexado (CDI+taxa; IGP-M+taxa e variação cambial + taxa). Deve ser negociado em segmento especial de bolsa de valores ou entidade do mercado de balcão organizado e tem um procedimento simplificado de registro, podendo, ainda, ser colocado em lotes, ao longo de 24 meses.

A Andima desenvolve um esforço de divulgação de informações de preço a partir de consulta a instituições formadoras de preços para a marcação, a mercado, de uma amostra selecionada

de debêntures, entre bancos, administradores de recursos e corretoras. Mesmo com esse conjunto de ações, o mercado secundário negociou uma média diária de R\$ 62,0 milhões (pouco menos de um milésimo do estoque médio do período, R\$ 71,3 bilhões), além de apresentar um volume diário instável e picos em final de ano, com indícios de rearranjo de posições (Gráfico 8).



**Gráfico 8 – Mercado secundário brasileiro de debêntures (R\$ milhões)**  
Fonte: SND (2006) e Bovespa Fix (2006).



### 3 CLASSIFICAÇÃO DE RISCO

O mercado de capitais brasileiro já incorporou o conceito de *rating*, referente à classificação de risco de crédito, amplamente utilizado nos Estados Unidos há muitos anos. Turner (2002) salienta que um pré-requisito chave para o desenvolvimento de um mercado de títulos corporativos é a existência de alguma forma da avaliação independente do risco de crédito. O objetivo deste capítulo é apresentar o *rating* e para isso serão tratadas sua definição e utilidade, serão apresentadas as escalas e classificações, bem como os produtos relacionados a *ratings*; também será desenvolvida uma revisão da literatura referente a esse conceito, em que serão abordadas as diferenças de classificação entre as agências e a relação entre *rating* e inadimplência e entre *rating* e preços de títulos.

A primeira agência de *rating*, a Moody's Investors Service, surgiu em 1909, seguida pela FitchRatings, em 1913, e pela Standard & Poors, em 1922. Dessa forma, a história de classificação do risco de crédito nos Estados Unidos e na Europa tem mais de oitenta anos, permitindo a geração de um conjunto de informações bastante valioso (CAOUILLE et al., 2000). Essas três agências atuam no Brasil, ao lado das nacionais Austin Asis, LF Rating e SR Rating.

#### 3.1 Definição de *rating*

Uma classificação de crédito fornecida por uma agência classificadora é comumente intitulada *rating*. As agências classificadoras, segundo Securato (2002, p. 183), são “organizações que fornecem serviços de análise, operando sob os princípios de independência, objetividade, credibilidade e *disclosure*.” Caouette et al. (2000, p. 75) lembram que tais agências “[...] especializam-se na avaliação da capacidade creditícia de emissores de títulos [...]” de dívida.

O *rating* refere-se à classificação de crédito divulgada por uma agência. Trata-se de uma opinião sobre a idoneidade creditícia de um emissor de obrigações contra terceiros, emitida a partir de metodologias desenvolvidas por cada agência. O Quadro 6 resume as definições das agências Moody's (conforme Aguiar, 1999), Standard & Poors, FitchRatings e SR Rating.

### Quadro 6 – Definições de *rating*

Moody's
Uma classificação é uma opinião sobre a capacidade futura, a responsabilidade jurídica, e a vontade de um emitente de efetuar, dentro do prazo, pagamentos do principal e juros de um título específico de renda fixa. A classificação avalia a probabilidade de inadimplemento do emitente com relação ao título mobiliário até seu prazo de vencimento que, dependendo do instrumento, pode ser uma questão de dias ou 30 anos ou mais. Além disso, as classificações a longo prazo incorporam uma avaliação da expectativa de perda monetária em caso de inadimplemento.
Standard & Poors
<i>Rating</i> é uma opinião sobre a qualidade creditícia de um devedor com respeito a obrigações financeiras, levando em conta as características dos emissores e seus garantidores e eventuais formas de garantias adicionais e levando em conta, também, a moeda na qual o instrumento de crédito está referenciado.
FitchRatings
Os <i>ratings</i> de crédito da FitchRatings constituem uma opinião quanto às condições de um emissor ou de uma emissão de títulos de honrar seus compromissos financeiros, tais como pagamento de juros, de dividendos preferenciais e de pagamento de principal, no prazo esperado. São aplicáveis a uma variedade de emissores e emissões, incluindo, mas não se limitando a países, estados, municípios, operações estruturadas, instituições financeiras, empresas, títulos de dívida, ações preferenciais e empréstimos bancários. Também medem a capacidade de empresas seguradoras e garantidores de honrar suas obrigações.
SR Rating
É uma opinião técnica e independente sobre o risco de crédito de uma obrigação ou conjunto destas. Em outras palavras, o <i>rating</i> mede a probabilidade de pagamento pontual dessas obrigações. Para o classificador de riscos, a pontualidade do pagamento é o que mais importa. Uma obrigação não paga dentro do prazo certo é um título em <i>default</i> . Uma análise de <i>rating</i> é sempre voltada para o futuro. A capacidade de pagamento vai depender de variáveis cujo comportamento precisa ser projetado no tempo.

Fonte: Aguiar (1999, p. 5), Standard & Poors (2002), FitchRatings (2005), SR Rating (2004).

Assim, independentemente da agência classificadora, o *rating* reflete julgamentos sobre a qualidade de crédito de uma entidade, levando em conta uma análise quantitativa e qualitativa do emissor. É o que se intitula idoneidade creditícia, que vem a ser a capacidade e a vontade de cumprir pontual e completamente os pagamentos devidos, de juros e principal, durante o período de validade do instrumento.

Segundo Crouhy et al. (2001) o processo de *rating* desenvolvido pelas agências classificadoras inclui análises quantitativa, qualitativa e legal. A primeira é, principalmente, financeira e baseada nos relatórios financeiros da firma. A análise qualitativa é fundamentada na qualidade do gerenciamento e inclui uma revisão completa da competitividade das firmas em suas indústrias, bem como o crescimento previsto da indústria e de sua vulnerabilidade às mudanças tecnológicas, regulatórias e de relações de trabalho.

As definições dadas pelas agências guardam muita semelhança: são opiniões relativas ao repagamento futuro de obrigações junto ao credor. Embutem alguns aspectos de extrema importância, muitas vezes negligenciados pelo usuário. O primeiro deles refere-se à

característica de julgamento inerente ao *rating*. Isso é importante, pois o julgamento tem uma dose de subjetividade e pode estar sujeito a incorreções. A opinião expressa por uma agência de *rating* não é uma verdade absoluta. É expressão de uma metodologia de trabalho utilizada para se analisar um tomador de crédito e seu comportamento no futuro, principalmente em relação à capacidade de honrar seus compromissos. Portanto, o usuário deve ser cuidadoso e conhecer a metodologia utilizada por cada agência e nunca deixar de acompanhar a entidade para a qual concedeu crédito, no sentido de corroborar as expectativas futuras implícitas no *rating*.

As definições de *rating* revelam também que, além da capacidade de pagamento, deve-se avaliar a vontade de cumprimento do contrato. Enquanto a análise quantitativa é útil no primeiro aspecto, a análise qualitativa é fundamental para se avaliar o comprometimento dos administradores da entidade com o correto cumprimento dos termos do contrato. A análise qualitativa é um diferencial que o *rating* introduz no julgamento.

### **3.2 Utilidade do *rating***

O *rating*, enquanto opinião independente e objetiva sobre riscos de crédito, torna-se um instrumento de bastante utilidade para gestores de carteiras de crédito. Por ser uma medida universal, o *rating* padroniza opiniões envolvendo diferentes setores da economia, regiões geográficas, emissores de crédito e diferentes instrumentos de crédito. Aguiar (1999, p. 6) aponta que a “[...] a equivalência dos padrões [de *rating*] é mantida, independentemente do país ou setor do emitente ou do tipo de obrigação de renda fixa.”

Assim, se, por exemplo, um banco de investimentos e uma produtora de leite tiverem o mesmo *rating*, pode-se inferir que têm capacidade de crédito semelhante. Conforme salienta a agência FitchRatings (2005), “[...] os emissores ou emissões que levam o mesmo *rating* apresentam qualidade de crédito similar, [porém estas] não são necessariamente idênticas, já que as categorias de *rating* não refletem todas as pequenas diferenças relacionadas aos graus de risco de crédito.”

A padronização trazida pelo *rating*, além de prover o mercado com informação sobre a

operação em análise, melhorando a qualidade da decisão, torna-se um parâmetro para a precificação de ativos de crédito. Segundo Fabozzi (2000), poucos investidores fazem suas próprias análises de crédito, optando por basearem suas decisões nas opiniões divulgadas pelas agências. A análise da história dos *ratings* e suas mudanças e dos *defaults* fornece um conjunto de dados estatísticos que podem ser utilizados para se modelar o comportamento futuro do preço dos ativos de crédito e também da carteira que os contém.

A agência FitchRatings (2005) destaca que os “[...] *ratings* de crédito são utilizados por investidores como indicadores da probabilidade de estes receberem seu capital de volta, segundo os termos acordados na ocasião da realização do investimento.” Os *ratings* da Moody’s, segundo Fons (2002, p. 10), incorporam informações tanto da possibilidade de inadimplência quanto da severidade da perda dado o *default*, estando a agência atenta à efetiva segurança e senioridade do instrumento - duas importantes determinantes da recuperação após o *default*. Cantor e Packer (1994) lembram, porém, que as agências não são homogêneas quanto à importância da taxa de recuperação ao definir o *rating*, ao salientar a intenção da Moody’s em conceder *ratings* mais altos para emissões colateralizadas.

McDaniel (2002), da agência Moody’s, em seu depoimento à SEC, destaca os atributos do *rating* que, em sua opinião, propiciaram a proliferação de seu uso:

- disseminação: as informações são públicas e facilmente disponíveis, disseminando seu uso;
- simplicidade: os símbolos são de conhecimento generalizado, gerando uma informação de fácil utilização;
- cobertura: os *ratings* são atribuídos a uma extensa gama de entidades, produtos e regiões geográficas;
- objetividade e independência: os procedimentos das agências e suas políticas de atuação têm reduzido os conflitos de interesses, produzindo uma imagem de confiabilidade;
- processo criterioso: metodologias consistentes buscam classificações objetivando o longo prazo, não sujeitas a condições transitórias.

Essa utilidade do *rating* não passou despercebida aos órgãos reguladores do mercado financeiro. Nos Estados Unidos, por exemplo, exige-se, entre outros, a manutenção de parâmetros de qualidade de crédito para as carteiras das instituições financeiras, de seguros e

das administradoras de recursos (COUETTE et al., 2000). Cantor e Packer (1994) e Couette et al. (2000) listam os usos de *ratings* por reguladores nos Estados Unidos e Estrella (2000) desenvolve um trabalho mais detalhado incluindo os países da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico.

No Brasil, o *rating* também é referenciado em regulamentos do mercado financeiro. A Instrução 409/04 da CVM, que regulamenta os Fundos de Investimento em Títulos e Valores Mobiliários, obriga os fundos referenciados a terem 80% de seus recursos aplicados em títulos públicos federais ou em títulos privados com baixo risco de crédito. Já as resoluções do CMN que tratam da composição das carteiras de previdência das entidades fechadas (3.121/03), dos regimes próprios dos estados e municípios (3.244/04) e das entidades abertas (3.308/05) exigem a certificação baseada em *rating* de agência classificadora para considerar os investimentos como de baixo risco de crédito.

Os Fundos de Investimento em Direito Creditório, regulamentados pela Instrução 356 da CVM, também devem ter seus ativos classificados por agência classificadora de risco de crédito. Finalmente, o acordo de Basiléia considera, em termos de exigência de capital dos bancos para efeito de cobertura de risco de crédito, levar em conta opinião de agência classificadora para distinção dos diferentes graus de risco de crédito e conseqüente alocação diferenciada de provisão (BIS, 2004). Tal prerrogativa, porém, ainda não será aplicada no Brasil, de acordo com o Comunicado 12.746/04, do BCB.

As agências classificadoras fazem questão de ressaltar aquilo que não seria atributo dos *ratings*, alertando o usuário para evitar essa confusão. A agência Standard & Poors (2002), por exemplo, declara que um *rating* “[...] não é uma recomendação de compra, venda ou manutenção em carteira de uma obrigação específica, nem é um comentário sobre preços de mercado ou indicação de que um certo investimento é adequado a investidores específicos.”

Também Aguiar (1999, p. 6), lembrando que os *ratings* referem-se especificamente ao risco da perda de crédito decorrente de pagamento vencido ou atrasado, destaca que:

[...] as classificações não foram concebidas para medir outros riscos que possam estar envolvidos nos investimentos de renda fixa, como o risco de perda de valor de mercado de um título mobiliário, decorrente das variações nas taxas cambiais ou de juros ou da quitação do principal de um empréstimo antes do seu vencimento [ou] para medir o potencial de valorização do preço de um valor mobiliário.

Assim, os *ratings* não são recomendações de investimento. A responsabilidade pela gestão da carteira é de seu gestor. Sua política pode até ser baseada em classificações independentes, mas uma nota não significa que se deva comprar ou vender determinado ativo. O gestor necessita, com certeza, basear sua decisão na relação preço versus risco do ativo. O *rating* indica o grau de risco do ativo. Em outras palavras, se um ativo obtiver grau máximo (AAA) não quer necessariamente significar que deva ser adicionado ao portfólio. Ou o inverso, se o investimento obtiver um grau especulativo. O preço relacionado ao risco é que determina a decisão de alocação.

Da mesma forma, um *rating* se restringe à qualidade de crédito, não se refere à qualidade geral da entidade. Também não é uma medida de risco não-creditício, por exemplo, de mercado, ou de imagem. No entanto, se esses fatores influenciarem a capacidade de pagamento de uma entidade, estarão refletidos no *rating*.

Finalmente, é importante destacar, *rating* é diferente de *score*. Este representa uma nota obtida a partir de índices e pesos previamente testados. A partir de parâmetros conhecidos, a nota é relacionada a uma classificação. É um processo exclusivamente quantitativo, normalmente baseado em dados passados e públicos. Já o *rating* leva em conta, além dos dados passados, projeções e planos da entidade, uma extensa análise qualitativa (SR Rating, 2004).

### **3.3 Escalas de Rating**

As escalas de *rating* não diferem substancialmente de uma agência para outra. São representadas por letras que vão de AAA até D. O Quadro 7 resume os significados de cada classificação. A agência Moody's tem uma seqüência um pouco diferente (Baa ao invés de BBB, por exemplo), mas o significado permanece semelhante. Os *sites* na Internet das agências trazem suas definições detalhadas. Pode-se também consultar Crouhy et al. (2001), Fabozzi (2000), Saunders (2000), Sinclair (2003) ou Valle (2002).

As escalas ainda podem receber os sinais (+) ou (-) para indicar a posição relativa de um crédito dentro da categoria de classificação. A agência Moody's, por sua vez, utiliza números

(1, 2 e 3) ao invés de sinais. Assim, o sinal (+) - ou o modificador 1 - indica que a obrigação está na extremidade mais alta da categoria de classificação; a ausência de sinal, ou modificador 2, indica uma localização média dentro da categoria; e o sinal (-), ou modificador 3, indica que a obrigação está na extremidade mais baixa da categoria.

**Quadro 7 - Escalas de *rating* de longo prazo**

Ratings		Interpretação
Standard & Poors e outras	Moody's	
AAA	Aaa	Mais alta qualidade; extremamente forte
AA	Aa	Alta qualidade
A	A	Forte capacidade de pagamento
BBB	Baa	Capacidade de pagamento adequada
BB	Ba	Provável cumprimento das obrigações; incerteza corrente
B	B	Obrigações de alto risco
CCC, C	Caa, Ca	Vulnerabilidade presente à inadimplência
C, D	C	Em falência ou inadimplência ou outros problemas

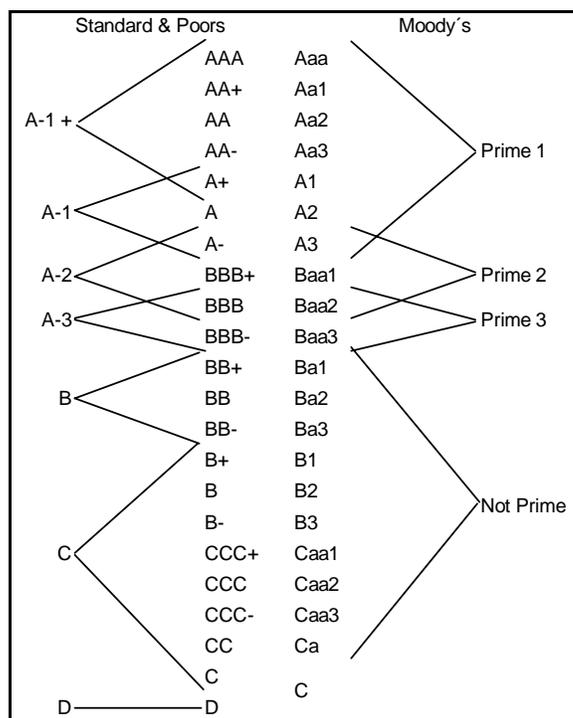
Fonte: Couette et al. (2000, p.76).

Conforme mostra Fabozzi (2000, p. 197), “[...] o mercado de bônus corporativos pode ser [...] dividido em dois setores: os mercados de bônus com classificação de investimento e os bônus não classificados como de investimento.” Assim, os títulos são considerados como “grau de investimento”, ou *investment grade*, e “grau especulativo”, ou *speculative grade*, ou *high-yield bonds*. Os primeiros têm classificação entre AAA (ou Aaa) e BBB- (Baa3) e os outros, BB+ (Ba1) e inferiores.

Os *ratings* são normalmente estabelecidos para operações de longo prazo, acima de um ano. Para o caso de prazos menores, são divulgados *ratings* de curto prazo. A Figura 1 resume o relacionamento entre os *ratings* de longo e os de curto prazo para as agências Standard & Poors e Moody's.

As notas são revistas periodicamente ou quando algum fato assim o indicar ou exigir. Quando for o caso, as agências divulgam os sinais de alerta, colocando as classificações em observação, indicando potencial alteração de classificação. Esses sinais recebem as indicações de "positivo", "negativo" ou "estável". A agência FitchRatings (2005) lembra, porém, que um *rating* em observação “não significa que uma alteração é inevitável, mas sim que ela é possível e em que direção tal ação de *rating* poderá ser tomada.” Procura-se orientar os mercados em relação à probabilidade razoável de uma mudança de *rating* e à provável direção

desta mudança.



**Figura 1 - Escalas de *rating* de curto prazo**

Fonte: Aguiar (1999) e Standard & Poors (2002).

Um *rating* está sempre referenciado em termos globais, ou, como as agências intitulam, em “Escala Global”. Quando um país, como o Brasil, tem uma classificação de baixa qualidade de crédito, as empresas nele atuantes têm seu *rating* geralmente limitado ao *rating* do país ao qual elas pertencem (AGUIAR, 1999), reduzindo a amplitude de escala para classificações das entidades nesses países. Com o avanço do Mercado de Capitais dos países emergentes, tornou-se necessário o desenvolvimento de escalas limitadas ao ambiente desses países: a “escala local”, ou “escala nacional”. Dessa forma, as agências, ao divulgarem sua opinião, distinguem as escalas entre global e local. A primeira estabelece a base de comparação em termos globais, dentro do conceito de padronização de julgamento.

Na escala global distinguem-se ainda os riscos em moeda estrangeira e em moeda local. O primeiro representa a capacidade para pagamento de obrigações em outras moedas que não as do próprio país, refletindo principalmente o risco de conversibilidade do câmbio. Em geral, é limitado pelo *rating* atribuído aos títulos do governo. O risco em moeda local reflete a capacidade de pagamento de obrigações na própria moeda, podendo até ser mais alto que

aqueles em moeda estrangeira (AGUIAR, 1999).

As classificações em escala local ou nacional são pertinentes ao ambiente do país, com análise do risco restrita, em que certos riscos sistêmicos são excluídos e refletem “[...] uma medida relativa da qualidade de crédito de emissores somente dentro do mesmo país.” (FITCHRATINGS, 2005). Ainda segundo a agência, essas escalas de *rating* não são baseadas em probabilidade de inadimplência, apenas atribuem o grau de risco em relação ao melhor risco de crédito naquele mesmo país.

Assim, os *ratings* em escala local não são comparáveis internacionalmente, ocorrendo a perda de padronização mundial. Conforme ressalta a agência Standard & Poors (2002), “a escala nacional referente a um país não pode ser comparada diretamente à escala global ou a qualquer outra escala nacional de *rating*.” No caso do Brasil, as agências anexam o termo “br” (ou assemelhado) ao *rating* para indicarem escala nacional.

### **3.4 Produtos das agências de classificação de risco**

Os *ratings* também são alocados aos diversos produtos. Apesar da padronização e comparabilidade intrínseca à escala, é importante o usuário enter o produto que está sendo classificado. Apesar das diferentes agências nomearem seus produtos de diferentes maneiras, é possível agrupá-los em algumas categorias. A mais conhecida talvez seja o *Rating* Soberano. Este representa opiniões sobre o risco de crédito de um governo e de seus órgãos autorizados a emitir dívida e a qualquer dívida garantida pelo Tesouro, direta ou indiretamente (FITCHRATINGS, 2005).

O *Rating* Empresarial, ou *Rating* de Emitente, reflete a capacidade de uma empresa em honrar o conjunto de seus créditos, sem especificar os instrumentos. Reflete sua capacidade creditícia como um todo. Segundo a agência Standard & Poors (2002):

Os *Ratings* Empresariais não se aplicam a obrigações específicas, pois eles não levam em conta a natureza ou as provisões da obrigação, sua posição dentro de um processo de falência ou liquidação, preferências estatutárias, ou a legalidade e possibilidade de execução da obrigação. Além disso, não é levada em consideração a capacidade creditícia dos avalistas, seguradores, ou outras formas de redução de risco de crédito relativas à obrigação.

Nessa linha de risco empresarial, destacam-se o *Rating* de Instituições Financeiras e o *Rating* de Seguradoras, visto que são negócios com características próprias e, por isso, muitas vezes com seus *ratings* listados à parte.

Uma classificação pode também ser atribuída apenas a uma operação, chamada de *Rating* de Dívida, por Standard & Poors, ou *Rating* de Título, pela agência Moody's. Nesse caso, avalia-se apenas a emissão, suas garantias e seu contexto no conjunto da empresa. Seu *rating* é quase sempre o mesmo da entidade emissora, podendo variar um grau acima ou abaixo, dependendo das garantias e das subordinações. A agência Standard & Poors (2002), nesse produto, considera:

[...] a probabilidade relativa de pagamento (o *rating* avalia a capacidade e disponibilidade do devedor de cumprir suas obrigações financeiras, de acordo com os prazos da obrigação, em comparação com outros devedores brasileiros); a natureza e provisões da obrigação; a proteção dada; e posição relativa da obrigação, em caso de inadimplência, reorganização, ou outros arranjos sob as leis de falência e outras leis que afetem os direitos dos credores.

O *Rating* de *Project Finance* refere-se a um projeto de investimento ainda em fase de captação de recursos, não necessariamente em fase operacional. Envolve muita simulação dos fluxos projetados para o negócio em questão (STANDARD & POORS, 2002). Os fundos de investimento também são classificados, assim como as gestoras de recursos. Nesses casos, ganha importância a capacidade do fundo ou do gestor de cumprir as metas determinadas. Os controles internos, o processo de gestão de risco, o sistema de tomada de decisão, as políticas internas de alocação e de produtos ativos, são importantes para se definir a qualidade de gestão e atribuir-se um *Rating* de Fundo ou um *Rating* de Gestor de Administrador de Recursos (FITCHRATINGS, 2005).

### **3.5 Diferenças de classificação entre as agências**

O problema da diferença de classificação entre as agências é importante em relação à padronização das notas, procurando responder à demanda do mercado em relação a eventual similaridade das notas. Ademais, a possibilidade de haver tais diferenças pode induzir os emissores a buscar o melhor *rating*. Cantor e Packer (1994) porém, entendem que as divergências podem até ser desejáveis, por promoverem uma busca por maior conhecimento em relação ao emitente.

Baker e Mansi (2002) analisaram a indústria de *rating*, sob a dupla ótica de que os emissores seriam os ‘fornecedores’ e os investidores, os ‘clientes’. Os primeiros buscam minimizar seu custo de captação com a melhoria do *rating* e estes, melhorar sua avaliação da qualidade de crédito do emissor. Dessa diferença de comportamento resulta que os emissores tendem a obter diversas opiniões, buscando aumentar a probabilidade de uma classificação mais conveniente. Já o investidor leva em conta um ou dois *ratings*, em geral das maiores agências, buscando, com essas informações, certificação e avaliação. Os autores destacam também a percepção dos investidores que os *ratings* da Moody’s e da Standard & Poors são mais precisos, ao mesmo tempo em que consideram que os *ratings* não refletem a realidade corrente (dinâmica) da qualidade de crédito.

Cantor e Packer (1997) mostram que a procura por um terceiro *rating* é maior entre os emissores mais presentes no mercado, tanto em tamanho quanto em experiência. Concluem haver pouca evidência de que a procura pelo terceiro *rating* seja para melhorar a classificação em relação àquela da Standard & Poors ou Moody’s, dominantes o mercado norte-americano, mesmo havendo indícios de que a FitchRatings tenda a dar *ratings* mais altos que as outras duas.

Ao procurar determinar se o mercado percebe diferenças entre agências de *rating*, Kish et al. (1999) concluem que não há evidência suficiente de que o mercado precifique uma agência mais que outra, entre a Standard & Poors e a Moody’s. Apontam, porém, para uma percepção do mercado de que, quando existem diferenças, os *ratings* da Moody’s contêm mais informação que os da concorrente.

Jewell e Livingston (1999), ao examinarem diferenças de *rating* entre as agências FitchRatings, Standard & Poors e Moody’s, também identificam tendência de superioridade (em termos de grau de classificação) dos *ratings* da FitchRatings, porém sem significância estatística. Mostram que, embora as três agências concordem na maioria das ocasiões, no caso de haver divergências, a Standard & Poors concede *ratings* maiores que a Moody’s, quando só há as duas, e a FitchRatings concede *ratings* maiores que a Standard & Poors ou a Moody’s. Finalmente, a FitchRatings tende a mudar menos os *ratings* concedidos. Em trabalho posterior (2000), os autores referendaram as conclusões anteriores, acrescentando que as firmas que procuram um terceiro *rating* são aquelas com *ratings* mais altos.

### 3.6 *Rating* e preços de títulos

O estudo da relação entre *rating* e preços é de extrema importância, visto que a qualidade de crédito é considerada um importante componente do preço de um título e que o *rating* seria um indicador importante dessa variável. Porém, como ressaltam Liu et al. (1999), os estudos da década de 70 mostravam que mudanças nos *ratings* de *bonds* não traziam novas informações ao mercado.

Estudo de Hand et al. (1992) conclui que o efeito de anúncios de mudança de *rating* de títulos nos preços tem maior importância no que se refere a *downgrade*, com impacto no preço, principalmente em títulos com *rating* em grau especulativo. Há impactos também em *upgrade*, mas não são simétricos. Hite e Watga (1997) referendam essas conclusões quando mostram que os anúncios de *downgrade* impactam o preço dos títulos e que o impacto é maior se forem *ratings* não de investimento. Os efeitos de *upgrade* são menores em magnitude e significância. Também Steiner e Heinke (2001), ao avaliarem o excesso de retorno diário de *eurobonds* alemães referentes a anúncios relativos a observação e a alterações de *ratings* entre 1985 e 1996, por parte da Standard & Poors e Moody's, constataram que anúncios negativos provocaram significativas alterações de preços, ao passo que anúncios positivos não causaram efeitos.

Ao analisarem a relação entre o preço do *credit default swap* e anúncios de *rating*, Hull et al. (2004) concluem que, no mercado de *swap*, também se verificam esses fenômenos, com a antecipação das alterações de *rating* e com a assimetria entre *downgrade* e *upgrade*, com maior significância para os casos de piora de *rating*. Corroboram, assim, os estudos anteriores.

Kliger e Sarig (2000) analisaram as reações dos preços de títulos a anúncios da Moody's não vinculados a mudanças importantes no risco do emissor e que não tivessem sido precedidos por anúncios anteriores. Atestam que tal informação de *rating* não afeta o valor da firma, mas anúncios positivos tendem a aumentar o valor do débito e a diminuir o valor da ação, ocorrendo o inverso em anúncios negativos. Além disso, no caso de expectativa de informações, quando é anunciada mudança, a volatilidade implícita das opções diminui no caso de anúncios positivos e aumenta quando o anúncio for negativo. Concluem que a informação do *rating* tem valor para o processo de precificação.

Em relação ao impacto de informações dos *ratings* nos preços das ações, estudo de Pinches e Singleton (1978) mostra que melhoras (pioras) de *rating* são precedidas por retornos anormalmente altos (baixos), indicando que impacto no retorno já fora antecipado pelo mercado. Conclui que o conteúdo informacional de mudanças no *rating*, para o mercado de ações, é baixo.

Da mesma forma, Bissoondoyal-Bheenick (2004) constatou que alterações nas escalas de *rating* não trazem impacto no retorno das ações, ou seja, o conteúdo informacional da mudança já está incorporado nos preços. Esse resultado não é corroborado por Purda (2005). Ao examinar a resposta do mercado à aquisição da agência Canadian Bond Rating Service, efetuada pela Standard & Poors, em relação à alteração de valor dos ativos avaliados pelas agências, observou que a principal reação se deu no mercado de ações, enquanto no mercado de títulos não houve impacto.

Para Wakeman (1990), porém, as alterações de classificação são previstas pelo mercado de *bonds*, não trazendo nova informação. As agências modificam os *ratings* depois do fato consumado. A justificativa para a existência dos *ratings* estaria então ligada à demanda dos investidores por informações sobre qualidade de crédito a baixos custos. Mas, pondera esse autor, os investidores provavelmente têm acesso a fontes mais tempestivas, daí anteciparem os movimentos das agências. Covitz e Harrison (2003) também mostram que, de um modo geral, o mercado antecipa mudanças de *rating*.

Às agências restaria o papel de atestarem a qualidade da emissão e da precisão das informações da companhia emissora, diminuindo a incerteza *ex-ante* dos investidores e, por consequência, melhorando o preço pago ao emissor. Datta et al. (1997), ao estudarem emissões primárias de títulos nos Estados Unidos, observam que os *ratings* conferem uma certificação e mitigam a incerteza *ex-ante* associada a uma oferta inicial. Trabalho de Pottier e Sommer (1999) também indica que o emissor busca *ratings* com o intuito de reduzir a incerteza *ex-ante* acerca do risco de insolvência.

Esse fato pode ser explicado pelo fator pró-cíclico da atuação das agências de *rating*. Segundo Amato e Furfine (2004), é desejável obter-se uma medida de risco de crédito que não seja afetada por flutuações cíclicas, consistente com o objetivo de investimento de longo prazo em

títulos corporativos. Porém, o investidor busca estabilidade e tempestividade no *rating*, objetivos conflitantes. A opção é pela estabilidade, segundo os autores.

Altman e Rijken (2005) mostram que as agências de *rating* são lentas em ajustar suas classificações. Buscando maior estabilidade do *rating*, as agências utilizam a metodologia denominada “*trough-the-cycle*”. A tendência é de se filtrarem componentes circunstanciais e se medirem os fatores estruturais, de longo prazo, componentes do risco de *default*. Uma alteração só ocorre em resposta a alterações em características permanentes de qualidade de crédito. Os mesmos autores, em trabalho anterior (2004), já haviam detectado que a política de migração das agências é caracterizada por dois parâmetros: foco no horizonte de longo prazo e cuidado excessivo em concretizar a alteração de *rating* a partir de um gatilho pré-estabelecido.

A consequência, para Löffler (2002), é que a estabilidade dos *ratings* definidos a partir da metodologia *through-the-cycle* é relativamente alta, ao passo que seu poder de predição de *default* é baixo. Esse autor mostra que os *ratings* não são perfeitamente correlacionados com o risco de *default*, por conta de sua metodologia *through-the-cycle*, voltada para o longo prazo, dentro da condição da estabilidade do *rating*, contra a abordagem de condição corrente.

### 3.7 *Rating e inadimplência*

A inadimplência é um ingrediente importante do risco de crédito. Conforme destaca Selzer (1997, p. 3), “As classificações da Moody’s são uma avaliação da qualidade de investimento, com ênfase tanto na probabilidade de inadimplência quanto na magnitude da possível perda associada à inadimplência.” Altman e Kao (1992) consideram o *rating* um dos mais importantes indicadores da qualidade de crédito de um emissor. Da mesma forma, Altman et al. (2004) destacam que as três principais variáveis que afetam o risco de crédito são a probabilidade de *default* (*PD*), a perda dado o *default* (*LGD – loss given default*), equivalente ao complemento da taxa de recuperação (*RR – recovery rate*), ou,  $LGD = 1 - RR$ , e a exposição ao *default* (*EAD*), referente ao valor total do contrato a ser impactado em caso de inadimplência. Dessa forma, a perda esperada é calculada a partir desses componentes:

$$\text{Perda Esperada} = EAD * PD * (1 - RR)$$

Também na visão de Cantor e Falkenstein (2001), o *rating* de crédito incorpora uma série de informações acerca da qualidade de crédito de um emissor, incluindo probabilidade de *default* e severidade de perda. A importância da pesquisa em *rating* refere-se à comprovação de que essa qualificação independente de fato representa aquilo se espera dela, uma informação acerca da qualidade creditícia do emissor da dívida, podendo ser expressa quantitativamente na perda dado o *default*, a probabilidade de *default* associada a uma taxa de recuperação.

*Default* é definido como uma falha no pagamento de uma ou mais obrigações financeiras da entidade, no seu vencimento (STANDARD & POORS, 2002). De acordo com Needham et al. (2005), a FitchRatings define *default* como a falha de um devedor em fazer o pagamento tempestivo do principal ou dos juros. Inclui todos os itens de bancarrota ou perdas permutadas, em que sejam oferecidos títulos aos investidores, com a diminuição dos termos contratuais ou econômicos, quando comparados aos anteriormente existentes.

A definição de *default*, para a Moody's, conforme Hamilton (2005), pretende capturar os eventos que mudam o relacionamento entre o detentor e o emissor do título, em relação ao que fora originalmente contratado e que sujeita o titular a uma perda econômica. *Defaults* técnicos, como violações de *covenants*, não são incluídos.

Essa definição inclui três tipos de eventos:

- 1. Uma falha ou atraso de desembolso de juros ou principal, incluindo os pagamentos atrasados feitos dentro de um período de graça.
- 2. Falência, concordata, ou outros bloqueios legais (inclusive impostos por reguladores) ao pagamento em dia de juros ou do principal.
- 3. Uma troca imposta, que ocorre quando o emissor impõe aos credores novas garantias que provoquem perda de valor do débito ou quando a troca teve a finalidade aparente de ajudar o devedor a evitar o *default*.

Ressalte-se, tais definições são estritas em termos do não pagamento. Um adiamento é considerado uma falha e, portanto, um *default*. O pagamento que venha a ocorrer após a falha é tratado como recuperação de crédito vencido. Assim, as probabilidades de *default* calculadas com base em dados históricos incorporam, também, o que poderia ser tratado como atraso.

O cálculo da probabilidade de *default* leva em conta as dimensões do *rating* e da idade do título. Basicamente, medem-se as taxas de inadimplência no período em relação a uma população base neste mesmo período, segmentada de tal forma a se obter taxas por prazos e por *ratings* (grupos *cohorts*). Segundo Needham et al. (2005), a FitchRatings calcula a probabilidade de *default* de um ano a partir da divisão do número de emissores inadimplentes pelo total de emissores com *rating* no início do respectivo ano.

Caouette et al. (2000) lembram, porém, alguns critérios que podem gerar valores diferenciados no cálculo da taxa de inadimplência. Os autores comparam metodologias de Altman (1989) e das agências Moody's e Standard & Poors. O Quadro 8 resume algumas das diferenças metodológicas. Sugerem que “para análise de novas emissões [...] a abordagem da taxa de mortalidade (Altman) parece ser mais importante.” (p. 229)

**Quadro 8 – Metodologias de cálculo de taxas de inadimplência**

Altman	Moody's e S&P
1. Baseado em ponderação pelo valor de face.	1. Baseado em emitente, sem ponderação (S&P) e valor de mercado (Moody's).
2. Títulos domésticos não conversíveis.	2. Títulos domésticos conversíveis e não conversíveis e títulos estrangeiros – considerados no nível do emitente.
3. Baseado em <i>ratings</i> efetivos da emissão original da emissão original até 10 anos.	3. Baseado em <i>ratings senior-unsecured</i> agrupados por prazo de vencimento, combinando títulos de todas as idades (grupo <i>cohort</i> ).
4. Cálculo de inadimplência por mortalidade, corrigido para opções, prazo e inadimplência.	4. Taxa de inadimplência baseada na porcentagem do grupo <i>cohort</i> .

Fonte: Caouette et al. (2000, p. 229).

Conforme ensina Altman (1989), a taxa de *default* para um determinado período é medida com base nos *defaults* ocorridos no período em relação à população base no mesmo período. Porém, ao segregar-se um determinado grupo *cohort* (por exemplo, uma categoria de *rating*) e acompanhar seu desempenho ao longo de um período, dificuldades surgem, pois a população original não se mantém, por vencimento, *default*, antecipação, entre outros. Este autor sugere serem consideradas as mortalidades em relação à população sobrevivente e então se incluírem os *defaults* para se calcular as taxas de mortalidade. Assim, primeiramente são calculadas as taxas individuais de mortalidade para cada ano  $t$ , (*MMR – marginal mortality risk*) (p. 912):

$$MMR_t = \frac{\text{Valor total de créditos inadimplentes no ano } (t)}{\text{Valor total da população de títulos no início do ano } (t)}$$

A taxa de sobrevivência (*SR – survival rate*) no ano  $t$  é o complemento da *MMR*:

$$SR_t = 1 - MMR_t$$

Finalmente, calcula-se a taxa cumulativa de mortalidade (*CMR – Cumulative Mortality Rate*) no período de  $T$  anos, a partir da taxa de sobrevivência acumulada entre os anos 1 e  $T$ :

$$CMR_T = 1 - \prod_{t=1}^T SR_t$$

A partir dessas definições, Altman (1989) compila as mortalidades de determinado ano medidas com base em sua classificação original, à época da emissão, para obter as taxas anuais individuais de mortalidade de cada *rating* de títulos, para toda a amostra. Assim, todas as taxas de mortalidade de cinco anos, por exemplo, dentro da amostra (no caso do estudo são dezesseis anos), são combinadas para se obter a taxa de cinco anos, ponderando-se por meio do volume de inadimplência de cada ano da amostra.

Conforme Hamilton (2005, p. 39), a metodologia da Moody's para o cálculo da taxa cumulativa de *default* para o grupo *cohort* de *rating* baseia-se nas fórmulas:

$$D_T = 1 - \prod_{t=1}^T d_t, \quad \text{e} \quad d_t = \frac{x_t}{n_t - \frac{w_t}{2}}$$

em que  $x_t$  refere-se ao número de *defaults* no ano  $t$ ,  $w_t$  ao número de retiradas de *ratings* no ano  $t$  e  $n_t$  ao número de emissões no ano  $t$ , em que  $n_t = n_{t-1} - x_{t-1} - w_{t-1}$ .

Caouette et al. (2000) comparam as diferentes metodologias (Altman e Moody's), cujas taxas cumulativas de inadimplência são reproduzidas na Tabela 8. Da tabela depreende-se que as taxas calculadas por Altman (1989) em geral são menores que as da Moody's no período considerado na amostragem (1971 a 1996). Percebe-se, ainda, a importante diferença das taxas cumulativas de mortalidade ao se migrar do *rating* BBB para BB, com as taxas de *default* apresentando mudanças significativas de patamar, daí a alteração de grau de investimento para grau especulativo.

**Tabela 8 – Comparativo de taxas cumulativas de inadimplência por *rating* (em %) (1971 – 1996)**

Rating	fonte	anos									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AAA/Aaa	Altman	0,00	0,00	0,00	0,00	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
	Moody's	0,00	0,00	0,00	0,04	0,13	0,22	0,33	0,45	0,59	0,74
AA/Aa	Altman	0,00	0,00	0,47	0,74	0,74	0,74	0,74	0,74	0,78	0,82
	Moody's	0,03	0,05	0,10	0,25	0,40	0,57	0,73	0,91	1,04	1,13
A/A	Altman	0,00	0,00	0,05	0,19	0,27	0,43	0,50	0,67	0,79	0,79
	Moody's	0,01	0,07	0,22	0,39	0,57	0,76	0,96	1,18	1,44	1,73
BBB/Baa	Altman	0,03	0,42	0,82	1,49	1,88	2,41	2,62	2,72	2,81	3,27
	Moody's	0,12	0,39	0,76	1,27	1,71	2,21	2,79	3,36	3,99	4,61
BB/Ba	Altman	0,44	1,41	4,77	6,47	9,09	10,30	12,76	13,01	14,49	18,09
	Moody's	1,36	3,77	6,29	8,88	11,57	13,87	15,69	17,55	19,23	20,94
B/B	Altman	1,41	5,65	12,51	18,58	24,33	29,05	31,72	33,06	33,90	34,99
	Moody's	7,27	13,87	19,94	25,03	29,45	33,26	36,34	39,01	41,45	44,31

Fonte: Caouette et al. (2000, p. 230-231).

Altman e Fanjul (2004) apresentaram taxas de mortalidade atualizadas até o ano de 2003, aumentando o prazo da amostra para o período de 1971 a 2003. Esses dados estão compilados na Tabela 9. Hamilton (2005) apresenta dados da Moody's referentes a taxas de *default* para o período de 1983 a 2004, que incluem as escalas intermediárias dentro de cada nota de *rating*, ou as escalas alfanuméricas, como a Moody's as intitula, e estão apresentados na Tabela 10.

**Tabela 9 – Taxas de *default* por *rating* (em %) – Metodologia Altman – (1971 – 2003)**

Rating original	Anos para a inadimplência									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AAA	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
AA	0,00	0,00	0,33	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,53	0,55
A	0,01	0,12	0,14	0,23	0,28	0,38	0,44	0,65	0,75	0,82
BBB	0,40	3,84	5,38	6,73	7,64	8,16	8,98	9,11	9,25	9,63
BB	1,22	3,77	7,98	9,87	12,17	13,14	14,57	15,15	16,61	19,69
B	3,06	9,77	16,52	23,69	28,32	31,32	33,89	35,41	36,70	37,26
CCC	8,18	22,48	37,32	44,96	47,30	52,70	55,37	56,78	56,78	58,63

Fonte: Altman e Fanjul (2004, p. 36).

**Tabela 10 – Taxas de *default* por *rating* (em %) – Metodologia Moody's – (1983 – 2004)**

<i>Rating</i>	Anos									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Aaa	0,00	0,00	0,00	0,06	0,18	0,24	0,32	0,40	0,40	0,40
Aa1	0,00	0,00	0,00	0,15	0,15	0,25	0,25	0,25	0,25	0,25
Aa2	0,00	0,00	0,04	0,13	0,28	0,34	0,40	0,48	0,57	0,67
Aa3	0,00	0,00	0,05	0,11	0,18	0,26	0,26	0,26	0,26	0,33
A1	0,00	0,00	0,19	0,30	0,38	0,47	0,50	0,58	0,67	0,84
A2	0,03	0,08	0,22	0,47	0,68	0,89	1,05	1,34	1,59	1,69
A3	0,03	0,21	0,37	0,50	0,65	0,86	1,19	1,38	1,55	1,69
Baa1	0,17	0,50	0,84	1,14	1,46	1,69	1,92	2,05	2,21	2,31
Baa2	0,12	0,40	0,81	1,52	2,11	2,74	3,39	3,98	4,62	5,49
Baa3	0,41	1,07	1,70	2,66	3,60	4,49	5,36	6,15	6,68	7,20
Ba1	0,66	2,07	3,55	5,23	6,76	8,67	9,70	10,85	11,61	12,38
Ba2	0,62	2,22	4,48	6,84	8,82	10,11	11,85	13,13	14,20	14,66
Ba3	2,23	6,10	10,62	15,03	19,14	23,05	26,56	30,00	33,35	36,24
B1	3,03	8,89	14,81	20,09	25,27	30,29	35,69	39,97	43,98	47,43
B2	5,93	13,73	20,58	26,58	31,24	34,54	37,39	39,60	42,19	44,48
B3	10,77	20,43	29,01	36,82	43,55	49,74	54,46	58,40	61,02	62,32
Caa-C	22,24	35,80	46,75	54,60	60,40	65,15	68,30	72,36	75,38	78,81

Fonte: Hamilton (2005, p.17).

As diferenças entre as metodologias persistem, além de não serem consistentes. Por exemplo, na amostragem até o ano de 1997, na maioria das vezes, as taxas da Moody's eram maiores que as de Altman; na amostragem atualizada, houve uma importante inversão referente aos *ratings* BBB e BB, nos quais a metodologia de Altman consistentemente produziu taxas maiores que as da Moody's.

De todo modo, conforme é demonstrado por Altman (1989) ao desenvolver uma metodologia para a medida do *default*, fica patente a relação entre o *rating* de um título de crédito e a taxa de *default*, sendo esta crescente com o prazo e com a deterioração da classificação. Cantor e Packer (1994) mostram que os órgãos reguladores admitem uma relação estável entre *ratings* e probabilidades de *default* ao utilizarem as classificações em exigências normativas, fato não corroborado pelas agências.

Portanto, admite-se, *a priori*, que os *ratings* têm o mesmo significado em relação a setores, regiões geográficas e até mesmo no tempo, daí ser possível o cálculo de médias de inadimplência por *rating* e por prazo, a partir de uma amostra histórica. Conforme Cantor e Falkenstein (2001), títulos com a mesma avaliação de crédito podem ser comparáveis com respeito à qualidade total do crédito, mas geralmente diferirão em relação às características específicas da qualidade do crédito. Porém, tal consistência do *rating* deve ser questionada.

Os autores alertam para a dificuldade de se mensurar tal dado, argumentando que deve ser avaliada em função dos múltiplos atributos do *spread* de crédito, incluindo probabilidade de *default* e severidade de perda. Seus estudos mostram que a consistência do *rating* é maior para horizontes de investimento mais longos, condizente com o objetivo declarado das agências, referente a aspectos de longo prazo da qualidade de crédito.

Ao examinar diferenças de taxas de *default* por setor e por região do emissor, Ammer e Packer (2000) detectam que as taxas de *default* por *rating* parecem maiores para empresas financeiras que para empresas industriais, ambas de emissores norte-americanos. Já entre as firmas americanas e estrangeiras não foram detectadas diferenças de taxas de *default*. Além disso, a probabilidade de *default* não é constante, conforme mostra Zhou (2001), podendo, a média histórica, ser um estimador viesado da esperança de *default* por *rating*, da mesma forma que as probabilidades de migração de *rating*.

## 4 PRECIFICAÇÃO DE TÍTULOS DE CRÉDITO

Risco de crédito é um conceito amplamente difundido no mundo dos negócios. Caouette et al. (2000, p. 1) consideram-no “[...] a mais antiga forma de risco nos mercados financeiros.” O Manual de Supervisão do Banco Central do Brasil o define como o “[...] risco de pagamento, ou seja, a possibilidade de que um devedor não cumpra o combinado.” (BRASIL, Banco Central do Brasil, 2002). Porém, não se resume ao não pagamento esperado, mas a perdas financeiras referentes a uma expectativa de não concretização de um fluxo de caixa inicialmente projetado para determinado contrato financeiro, ou, conforme definido por Giesecke (2004), a distribuição das perdas financeiras devido às mudanças inesperadas na qualidade do crédito de uma contraparte em um acordo financeiro.

Aspecto relevante na questão do risco de crédito nas atividades financeiras é o prêmio exigido pelo investidor ao assumir tal risco. Segundo Altman (1989), no caso de títulos corporativos, o risco de *default* é adicionado aos principais riscos de um título de renda fixa, o risco de taxa de juros e o risco de liquidez, incorporando-se ao seu preço como uma de suas parcelas. Assim, os modelos de precificação têm como principal utilidade determinar o preço de um título ou uma operação financeira com risco de crédito. Para Vasicek (1999), a precificação de crédito deve resultar de um processo objetivo e quantitativo, baseado em variáveis observáveis. Os modelos de precificação são usualmente classificados em estruturais, ou modelos de valor da firma, e em modelos de forma reduzida.

Altman et al. (2004) sugerem um terceiro grupo, que são os modelos de VaR de crédito. Segundo os autores, tais modelos surgiram ao longo da década de 1990, com o objetivo de medir risco de perda potencial a um determinado intervalo de confiança, dentro de um período de tempo. Incluem os produtos CreditMetrics (JPMorgan), CreditRiskPlus (CSFB) e CreditPortfolioView (McKinsey). Pode-se também considerar uma quarta categoria, referente a modelos de fatores, que tem sua origem no APT e no modelo de Litterman e Scheinkman.

#### 4.1 Modelos estruturais

Os modelos estruturais têm sua base teórica no trabalho clássico de Black e Scholes (1973), de precificação de opções. Consideram o detentor do capital próprio da empresa como titular de uma opção de compra e o credor da empresa na posição de financiador, aquele que compra os ativos e é o lançador da opção de compra. Esta opção tem como ativo objeto os ativos da empresa e como preço de exercício o valor de face do débito da empresa, conforme proposto por Merton (1974). Assim, o risco de crédito aumenta com o incremento da insuficiência dos ativos do devedor; como consequência, o valor de mercado da firma é um importante indicador da qualidade de crédito e, portanto, de seu preço.

De acordo com Merton (1974), a dívida da empresa é tratada como um título sem cupons, de maturidade  $T$ , e de valor  $B_t$  no tempo  $t$ . O valor face deste *bond* é o seu valor na maturidade, em  $t = T$ , dado por  $B_T$ . Para se buscar o valor de  $B_t$ , considere-se que os credores são compradores dos ativos da empresa, sobre os quais lançam uma opção de compra, com preço de exercício igual ao valor de face do *bond*. Os ativos da empresa, em funcionamento, têm valor  $A_t$  e os seus acionistas são os titulares da opção de compra, de valor  $PL_t$  igual ao valor do patrimônio líquido da empresa.

Segundo esta estrutura, se, na maturidade da dívida, o preço de mercado dos ativos for superior ao valor de face do *bond*, ou seja,  $A_T > B_T$ , os acionistas exercerão a opção, ficarão com os ativos da empresa e pagarão a dívida, de modo que os credores receberão  $B_T$ . Caso contrário, se esses ativos valerem tanto quanto ou menos que a dívida,  $A_T \leq B_T$ , então os acionistas não exercerão a opção e deixarão os credores com os ativos.

Conforme ensina Securato (2003b, p. 2), temos uma típica opção de compra, de preço  $PL_0$ , na qual o preço de exercício é  $B_T$ , e o prazo de exercício,  $T$ . Pela fórmula de Black e Scholes (1973):

$$PL_0 = A_0 * N(d_1) - B_T * e^{r_f * T} * N(d_2),$$

com

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{A_0 * e^{r_f * T}}{B_T}\right)}{\sigma_A * \sqrt{T}} + \frac{1}{2} * \sigma_A * \sqrt{T} \text{ e}$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{A_0 * e^{r_f * T}}{B_T}\right)}{\sigma_A * \sqrt{T}} - \frac{1}{2} * \sigma_A * \sqrt{T}$$

em que  $\sigma_A$  é a volatilidade do valor do ativo da empresa, medido pelo desvio padrão da variação desse valor,  $r_T$  é a taxa contínua livre de risco e  $N(.)$  é a probabilidade com base na função normal.

O valor do ativo ( $A_0$ ) e sua volatilidade ( $\sigma_A$ ) são desconhecidos. Porém, considerando-se que a volatilidade do preço da ação negociada em mercado equivale à volatilidade do patrimônio líquido, pode-se obter a volatilidade do ativo (SECURATO, 2003b, p. 3-4),:

$$\sigma_A = \sigma_{PL} * \frac{PL_0 * 1}{A_0 * N(d_1)}$$

Desta forma, temos duas equações e duas incógnitas, podendo-se calcular o valor de  $A_0$  e, por consequência,  $B_0$ , o valor atual da dívida, pois:

$$B_0 = A_0 - PL_0$$

Para Chaia (2003), a aplicação comercial mais famosa do modelo estrutural talvez seja o Credit Monitor, da empresa KMV Corporation, fundada em 1989 por Stephen Kealhofer, John McQuown and Oldrich Vasicek. Para uma descrição mais detalhada do modelo, pode-se consultar Abe (2002), Chaia (2003), Crouhy et al. (2000), Crosbie e Bohn (2003) ou Sounders (2000). A essência do modelo está na determinação de freqüências esperadas de inadimplência, ou EDF – *Expected Default Frequency*. Segundo Crouhy et al. (2000), o cálculo das probabilidades de default se dá em três etapas: a estimação do valor de mercado e da volatilidade dos ativos da firma, o cálculo da distância ao *default* e a transformação da distância ao *default* em probabilidades, a partir de uma base de dados proprietária.

Conforme Caouette et al. (2000), para o cálculo do valor dos ativos da firma e de sua volatilidade, a empresa KMV utiliza uma forma especial de abordagem de precificação de opções que não divulga. Porém, como mostrado acima, é possível a obtenção desses valores por meio das abordagens conhecidas.

O cálculo da distância ao default (*DD – distance to default*) depende inicialmente de uma

medida do ponto de inadimplência (*DPT – default point*).

Em seus estudos de *defaults*, Crosbie e Bohn (2003) observaram que, em geral, firmas não entram em *default* quando o valor de seus ativos alcança o valor de livro de suas dívidas totais. Segundo os autores, enquanto algumas firmas certamente entram em *default* neste ponto, muitas continuam a negociar e a pagar suas dívidas. A natureza de longo prazo de algumas de suas dívidas fornece às empresas algum fôlego, fazendo com que o ponto do *default* encontre-se em algum lugar entre as dívidas totais e as de curto prazo.

Assim, de acordo com Caouette et al. (2000), a KMV define o ponto de *default* como aquele em que o valor dos ativos da empresa é igual ao seu passivo circulante mais metade das obrigações de longo prazo. A distância ao *default* é, então, calculada a partir da equação (CROSBIE e BONH, 2003, p. 14):

$$DD = \frac{(A_0 - DPT)}{\sigma_A}$$

A distância ao *default* é, então, o número de desvios padrão que o valor do ativo deve cair para chegar ao ponto de inadimplência. É uma medida normalizada e pode ser usada para se comparar diferentes empresas. Ainda não se trata da probabilidade de inadimplência. Esta pode ser obtida de duas maneiras: o *EDF* teórico, a partir de alguma distribuição de frequência (por exemplo, a normal), que se assuma como representativa da probabilidade de *default*, ou a partir da análise da série histórica, que produz um *EDF* empírico (SOUNDERS, 2000, p. 24):

$$EDF \text{ empírico} = \frac{\text{número de empresas que inadimpliram dentro de um ano com valores de ativos a } DD \text{ desvios padrão no início do ano}}{\text{população total de empresas com valores de ativos a } DD \text{ desvios padrão no início do ano}}$$

Kao (2000, p. 59) lista algumas restrições do modelo de Merton, apontadas em diversos trabalhos de outros autores:

- curva de juros plana e estática;
- classe única de dívida, sem cupons;

- falência sem custos;
- ausência de impostos;
- desconsideração de garantias;
- ponto fixo de inadimplência (valor dos ativos menor que a dívida);
- *default* ocorre apenas na maturidade.

Segundo Altman (2000), um volume considerável de pesquisa tem sido desenvolvido no sentido de aprimorar o modelo de Merton-KMV, por meio de modificações dessas suposições básicas do modelo de opções. Essa linha de trabalho, essencialmente, ao invés de supor um modelo estrutural de inadimplência, propõe modelos de intensidade, nos quais “[...] a inadimplência segue uma distribuição de Poisson e o *default* surge contingente ao aparecimento de algum perigo.” (p. 28)

#### 4.2 Modelos de forma reduzida

Os modelos de forma reduzida não se baseiam nos fundamentos e parâmetros financeiros do emissor ou em dados macroeconômicos, mas em preços de mercado. As variáveis de inadimplência e de recuperação utilizadas na determinação do preço são definidas exogenamente. De acordo com Giesecke (2004), o *default* ocorre sem aviso, a uma taxa ou intensidade observada em mercado, de modo que, ao invés de se procurar entender os motivos da inadimplência, sua observação irá calibrar os parâmetros do modelo.

De maneira geral, os modelos de forma reduzida tratam os eventos de crédito (dos quais o *default* é o mais importante) como eventos imprevistos que surgem de um processo probabilístico cujas características são refletidas nas taxas de mercado. A data da ocorrência do *default* é imprevisível, com a intensidade de *default* definida matematicamente, seja como um evento surpresa, seja como função de alteração de *rating*. Nos dois casos, a probabilidade de *default* pode ser modelada, respectivamente, de modo estocástico e algébrico. Os modelos de forma reduzida podem ser subdivididos em três grupos: abordagem baseada em *default*, abordagem de transição de *rating* e abordagem de *spread* (KAO, 2000).

Na abordagem baseada em *default*, o preço de um título é determinado a partir do preço de

um ativo livre de risco de inadimplência ajustado por um fator de conversão que depende do *default* e da recuperação de crédito. Assim, considerando-se o título  $B_{t,T}$  e o título livre de risco  $F_{t,T}$ , ambos com vencimento em  $T$  e avaliados em  $t$ , a probabilidade de *default*  $q_{t,T}$ , no instante  $t$  para títulos com maturidade  $T$ , e o fator de recuperação de crédito  $\phi$ , o preço do título, de acordo com Kao (2000, p. 60), pode ser expresso como:

$$B_{t,T} = F_{t,T} * \{1 - (1 - \phi) * q_{t,T}\}.$$

O *default* deverá ser modelado estocasticamente em função da probabilidade de ocorrência no instante  $t$  por meio de modelos de difusão.

A abordagem de transição de *rating* parte do princípio que os *spreads* de crédito podem variar sem a ocorrência de *default* e que o valor deste diferencial será função de eventos de crédito, em especial, de mudanças de *rating*. O parâmetro  $q_{t,T}$ , probabilidade de *default* no instante  $t$  para títulos com maturidade  $T$ , passa a ser tratado como uma consequência da alteração da avaliação de uma agência (ou transição de *rating*) e não como um evento probabilístico. Segundo Kao (2000), a matriz empírica de transição de *rating* é transformada por um vetor de ajuste de prêmio de risco, de modo a que os preços do modelo sejam consistentes com os observados.

O terceiro subgrupo é o modelo de *spread*. O preço de um título é determinado pela somatória de três processos estocásticos, referentes à determinação da taxa livre de risco, da probabilidade de *default* e da taxa de recuperação (KAO, 2000).

Para Kao (2000), críticas que normalmente são feitas aos modelos de forma reduzida referem-se à necessidade de haver um mercado eficiente, no qual os títulos sejam regularmente transacionados e a formação de seus preços seja livre de arbitragens internas. Também é importante a crítica em relação à consistência dos *ratings* atribuídos às diversas emissões e sua comparabilidade entre os diversos setores, empresas e produtos de captação de recursos.

### 4.3 Modelos de VaR

De acordo com Saunders (2000, p. 32), os modelos de VaR procuram, essencialmente, “[...] medir a perda (de valor) máxima de um dado ativo ou passivo ao longo de um período de

tempo dado, em um dado nível de confiança.” Para Altman et al. (2004) o principal produto de um modelo desse tipo é uma função de densidade de probabilidade que irá modelar as perdas futuras da carteira de crédito, para se calcular as perdas esperadas e as não esperadas. A primeira é obtida a partir da média da distribuição obtida, enquanto as perdas não esperadas representam os desvios em relação a essa média. Os autores apontam também para os riscos de se utilizar a distribuição normal para o cálculo do VaR a partir do desvio padrão, pois a distribuição de perdas de crédito é, em geral, altamente assimétrica e com caudas gordas. Isto implica em que a probabilidade de perdas grandes é mais elevada do que a associada com uma distribuição normal

Os principais modelos de VaR são os produtos CreditMetrics (JPMorgan), CreditRiskPlus (CSFB) e CreditPortfolioView (McKinsey). Para uma descrição detalhada desses modelos, ver Alves (2005), Caouette et al. (2000), Chaia (2003), Crouhy et al. (2000), CSFB (1997), Gordy (2000), Gupton et al. (1997), Perera (1997a) ou Saunders (2000).

De acordo com Altman et al. (2004), os modelos de VaR podem ser divididos em duas categorias: os modelos de *default* e os de mercado. No primeiro, o risco de crédito é associado ao *default*, em que só há dois eventos possíveis: inadimplência e sobrevivência, utilizando-se, então, uma distribuição binomial. É o caso do CreditRiskPlus. No segundo grupo, utiliza-se o conceito de migração de crédito, resultado de alterações nas condições do devedor e as perdas de crédito surgem com a migração, dado que há alteração do preço a mercado, como o CreditMetrics. Já o CreditPortfolioView pode ser utilizado tanto como modelo de mercado quanto como modelo de *default* (SAUNDERS, 2000).

Conforme Caouette et al. (2000), o CreditMetrics é um conjunto de métodos analíticos e de bases de dados para medir valor e risco de carteiras, com o objetivo de “[...] proporcionar um processo de estimativa da distribuição de valor de qualquer carteira de ativos sujeitos a alterações de qualidade de crédito (inclusive inadimplência).” (p. 322). Segundo Perera (1997a), a partir das migrações de *rating*, que refletem melhoras e pioras da qualidade de crédito, o modelo estima o VaR da carteira de crédito em um horizonte de um ano, adotando uma estrutura de preços de mercado e estimativas de longo prazo para as probabilidades de migração.

No modelo CreditRiskPlus, segundo Saunders (2000), a inadimplência é modelada como

variável contínua com uma distribuição de probabilidades, no qual cada item componente da carteira é tratado como tendo pequena probabilidade de *default*, independente do *default* dos outros itens. Utiliza-se uma distribuição de Poisson, que irá aproximar o número de eventos de inadimplência ao longo de um período de tempo. A segunda incerteza modelada é a severidade da perda, que é agrupada em faixas distintas de perdas, para tentar contornar a dificuldade de se estimar essa variável. De acordo com Caouette et al. (2000, p. 334-335),

[...] a premissa básica do CreditRiskPlus é a de ser possível obter a exposição de risco de uma carteira a partir dos seguintes dados de entrada: exposição decorrente dos ativos individuais; taxa média de inadimplência; desvio padrão da taxa de inadimplência; e setores e respectivos percentis de perdas sobre os quais se distribui cada exposição.

CreditPortfolioView, de acordo com Alves (2005, p. 78-79), “[...] é um modelo usado para simular a distribuição conjunta de probabilidades de migração e inadimplência para vários grupos de países e setores, condicionada aos valores de fatores macroeconômicos.” Baseia-se em variáveis macroeconômicas históricas e em uma série temporal de taxas médias de inadimplência. Caouette et al. (2000) ressaltam que é uma abordagem *top-down*, que parte de uma premissa probabilística a respeito do estado global para então “[...] modelar as probabilidades condicionais de inadimplência para cada segmento de clientes (subcarteira).” (p. 335).

Saunders (2000) comparou os três modelos de VaR por meio de seis dimensões-chave: definição de risco, conforme Altman et al. (2004), determinantes do risco, volatilidade de eventos de crédito, correlação de eventos de crédito, índices de recuperação e abordagem numérica. O Quadro 9 mostra suas comparações.

Os determinantes de risco e as correlações de risco, nos três modelos, “[...] podem ser considerados como ligados, em certo grau, a um conjunto de fatores macro que descrevem a evolução de condições relativas a toda a economia.” (ALTMAN, 2000, p. 85). No CreditMetrics, seriam os valores dos ativos da empresa e a volatilidade desses valores, no CreditPortfolioView, os fatores macroeconômicos; e, no CreditRiskPlus, os níveis de inadimplência esperada e sua volatilidade.

Saunders (2000) considera que a modelagem dos eventos de crédito e a conseqüente estimação da volatilidade determinam as diferenças fundamentais entre os modelos. Segundo

Alves (2005, p. 85), “[...] no CreditMetrics a matriz de transição é composta de probabilidades discretas e bastante suaves ao longo do tempo [...]” e é estimada com base em valores históricos. Uma função logística é utilizada no CreditPortfolioView para modelar a volatilidade a partir de um conjunto de fatores macroeconômicos e uma distribuição de Poisson é utilizada pelo CreditRiskPlus para se modelar a inadimplência.

**Quadro 9 – Comparação de diferentes modelos de crédito (VaR)**

Dimensões para comparação	CreditMetrics	CreditRiskPlus	CreditPortfolioView
1. Definição de risco	Valor de mercado	Modelo de <i>default</i>	Valor de mercado ou modelo de <i>default</i>
2. Determinantes de risco	Valores dos ativos	Índices de inadimplência esperada	Fatores macro
3. Volatilidade de eventos de crédito	Constante	Variável	Variável
4. Correlação de eventos de crédito	Retornos sobre os ativos normais multivariáveis	Suposição de independência ou correlação com índice de inadimplência esperada	Carregamentos de fatores
5. Índices de recuperação	Aleatórios	Constantes dentro da faixa	Aleatórios
6. Abordagem numérica	Simulação ou analítica	Analítica	Simulação

Fonte: Saunders (2000, p. 84).

#### 4.4 Fatores condicionantes do preço

Cochrane (2001) define os modelos fatoriais de preços como aqueles em que o fator de desconto é uma função linear de um conjunto de outras variáveis. Haugen (1997) sugere a utilização de modelos fatoriais para se buscar melhores estimativas de retornos esperados e para se diminuir a complexidade computacional, especialmente no cálculo de volatilidades de carteiras.

Um modelo unifatorial é aquele no qual apenas um fator responde pela explicação do retorno. O caso clássico é o CAPM, *Capital Asset Pricing Model*, que, conforme lembram Copeland e Weston (1988), foi desenvolvido quase simultaneamente por Sharpe, Treynor, Lintner, e Mossin, num período de cinco anos. Sharpe (1964) define o ativo livre de risco como um

ativo de desvio padrão zero e retorno esperado igual à taxa livre de risco. Também é introduzido o conceito de "combinação eficiente de ativos", intitulada "carteira g" (p. 437), que se convencionou chamar de portfólio de mercado. Ao se relacionar os retornos de um ativo com os retornos da "carteira g" observa-se uma nuvem de pontos, porém com uma tendência de relacionamento linear entre as variáveis. Sharpe (1964) mostra que essa nuvem refere-se ao risco total do ativo, enquanto o relacionamento linear entre as variáveis seria o "risco sistemático" (p. 439). O coeficiente angular dessa relação linear é a medida do risco sistemático e é chamada de "beta". Assim, o retorno de um ativo é obtido a partir da relação entre o retorno da "carteira g" (variável independente) e o risco sistemático desse ativo (coeficiente angular).

De acordo com Copeland e Weston (1988), uma generalização do CAPM foi apresentada por Ross em 1976, chamada de APT, *Arbitrage Pricing Theory*. A idéia básica é relacionar as taxas de retorno de um ativo a vários fatores, ampliando o CAPM, que é unifatorial. O modelo não especifica quais seriam esses fatores, mas assume que a relação entre o retorno e os fatores é linear (FABOZZI; MODIGLIANI, 1992).

Litterman e Scheinkman (1991) aplicaram o conceito de modelo de fatores para explicar o comportamento da estrutura temporal de taxas de juros. Utilizaram a técnica estatística multivariada denominada Análise de Componentes Principais, na qual se busca, a partir de uma transformação de variáveis originais, identificar componentes principais, ou fatores, que afetam determinado conjunto de dados. O objetivo principal é reduzir a dimensionalidade do problema, de forma a que o conjunto resultante seja ortogonal, garantindo-se, assim, que os componentes principais possuem o maior poder explicativo dentre as opções disponíveis (LUNA, 2005).

A aplicação da técnica resultou num modelo de três fatores, que explicariam 96% da variabilidade do excesso de retorno dos títulos do Tesouro analisados (LITTERMAN; SCHEINKMAN, 1991). O primeiro fator seria o nível da taxa de juros, pois os autores detectaram que as alterações de *yield* eram constantes ao longo das maturidades, representando essencialmente uma mudança paralela nas taxas. O segundo fator foi intitulado inclinação, pois estaria relacionado ao aumento do retorno com o aumento da maturidade. O terceiro fator, que os autores denominaram curvatura.

Silveira e Bessada (2003) aplicaram essa metodologia a contratos de DI Futuro e a taxas pré-fixadas implícitas de *swaps* no Brasil e também identificaram três fatores que explicaram a maior parte da variabilidade do movimento da curva de juros. Da mesma forma, interpretaram os fatores correspondendo ao nível, à inclinação e à curvatura da estrutura temporal de taxas. Também Luna (2005), ao aplicar a metodologia de componentes principais na análise da estrutura a termo de taxa de juros no Brasil, nos mesmos instrumentos, concluiu que três componentes principais são responsáveis pela explicação de parcela maior do que 95% da variação dos dados originais. Igualmente, foram associados a mudanças em nível, inclinação e curvatura da estrutura a termo da taxa de juros brasileira.

Fisher (1959) desenvolveu um trabalho pioneiro, que buscou o relacionamento entre o prêmio de risco de *bonds* corporativos e os fatores: variabilidade dos retornos, medidos num período de nove anos e, alternativamente, como o desvio padrão desses retornos, período de solvência, medido como o número de anos passados sem que a firma tivesse apresentado problema com credores, relação entre o patrimônio líquido e o total de dívidas (*equity-debt ratio*) e o total de títulos emitidos pela firma. A equação, obtida por regressão, respondeu por 81% do total da variância dos retornos. Sua amostra correspondeu aos títulos existentes nos anos de 1927, 1932, 1937, 1949 e 1953.

Também pioneiro, o trabalho de Elton et al. (1995) buscou aplicar o modelo APT ao mercado de *bonds*. Considerou as variáveis: excesso de retorno do mercado de ações (sobre a taxa livre de risco), o prêmio de títulos com alto risco de crédito (*high-yield*) sobre os títulos do Tesouro, o *term-premium*, relação entre as taxas de longo prazo e as de curto prazo, o retorno de um índice de hipotecas, para capturar elementos de opcionalidade dos títulos, o retorno do índice S&P500, a expectativa de inflação e a expectativa de crescimento econômico. Concluíram, principalmente, que as variáveis macroeconômicas foram importantes na explicação dos retornos dos *bonds*, seguidas pelas variáveis de retorno (S&P500, retorno do índice de hipotecas e prêmio de títulos *high-yield*).

Elton et al. (2001) mostram que a expectativa de *default* é responsável por parcela pequena do spread de crédito (18% no *rating A*). Outros fatores que impactam o spread seriam as taxas de tributos estaduais nos Estados Unidos (36% no *rating A*) e fatores geralmente considerados na explicação de prêmios de risco de ações, dado que, segundo os autores, a maior parte do risco associado aos *bonds* seria sistêmico (40% no *rating A*). Como medidas deste risco foram

utilizados os fatores de Fama e French (excesso de retorno do mercado, diferencial de retorno entre os portfólios de ações de empresas grandes e empresas pequenas e o diferencial de retorno entre os portfólios de empresas com alto e baixo *book-to-market*; são os efeitos mercado, tamanho e crescimento). Liquidez também poderia ser um fator a se considerar, mas o estudo abstraiu essa influência.

Em trabalho posterior, Elton et al. (2004) incluíram o fator referente a liquidez, medida pelo volume negociado, que, juntamente com tributação, taxa de recuperação e maturidade, levam a uma melhor estimativa dos preços dos *bonds*, referendando que os *ratings*, como medida de risco de *default*, não são suficientes para explicar tais preços. Diaz e Skinner (2001) também haviam obtido conclusão semelhante, que liquidez e questões tributárias são importantes fontes de erro ao se estimar as estruturas a termo das taxas de títulos corporativos.

A liquidez também foi avaliada por Delianedis e Geske (2001), os quais, partindo de um modelo estrutural para analisar o *spread* de crédito, concluíram que uma parcela pequena (5% para AAA e 22% para BBB) é explicada pela probabilidade de *default*. Esse seria o *spread* de *default*. A outra parcela é o *spread* residual. Afirmaram que aumentos no *spread* residual estão relacionados à redução na liquidez, medida a partir do volume negociado do título; a aumentos na volatilidade do mercado de ações, pois há o aumento do *spread* de *default* sem aumento do *spread* total; e a aumentos no retorno do mercado de ações. A taxa livre de risco e mudanças no *term-premium* da taxa livre de risco não se mostraram significantes.

Chen et al. (2004) também concluíram que a liquidez, medida pela diferença entre ofertas de compra e de venda (*bid-ask spread*), tem importância na determinação do *spread*, tanto no seu valor quanto nas mudanças, com impacto tanto nos *bonds* com grau de investimento quanto nos especulativos. A liquidez explicaria 13% da variação *cross-sectional* do *spread* para o grau de investimento e 20% para o grau especulativo. Os outros fatores determinantes seriam os baseados em características do título (*rating*, volume emitido e maturidade, em anos), as variáveis macroeconômicas (taxa básica de juros, *term-premium* e diferencial de taxa de 30 dias entre os mercados europeu e norte-americano) e indicadores específicos da firma (cobertura de juros, receita operacional, dívidas de longo prazo e dívida total).

Huang e Huang (2003) mostraram que o risco de crédito responde por uma parcela pequena (entre 20% e 30%) do *spread* de crédito, menor ainda para títulos com maturidade pequena.

Outros fatores considerados são liquidez, existência de opções embutidas e regimes tributários, prêmio de risco das ações (*equity premium*), definição de *default*, alavancagem da firma, *payout*, volatilidade da ação, probabilidade de *default* de cada classe de *rating* e taxa de recuperação em cada classe de *rating*.

Brown (2001) mostrou que o retorno de um título de crédito depende da taxa de retorno no início do período, de mudanças na estrutura a termo de taxas e de mudanças no *spread* de crédito, sendo este um importante fator. Carty (2000) incluiu a dependência de variáveis macroeconômicas como crescimento do PIB, taxas de juros nominais e reais, expectativa de lucros futuros na análise do risco de *default*. Dignan (2003), por sua vez, relacionou o *spread* de crédito a outros fatores que não apenas a probabilidade de *default*, como liquidez e volatilidade do *spread*.

Também para Perraudin e Taylor (2004), apenas o *rating* não é suficiente para justificar o *spread* de crédito. Fatores como regime tributário, liquidez e prêmio de risco são importantes, principalmente para títulos corporativos de *ratings* mais altos (pior qualidade de crédito). Outros fatores também podem influenciar a formação dos preços de títulos corporativos, quando medidos pelo *spread*. Campbell e Taksler (2003), ao estudarem o efeito da volatilidade dos preços das ações nos retornos dos títulos corporativos, mostraram que, na década de 90, o *spread* dos títulos em relação aos títulos do tesouro aumentou, como que acompanhando o aumento no preço das ações do período. Para Lucas et al. (2001) o desempenho de *default* de uma carteira de crédito é impactado por fatores como o risco sistemático, qualidade de crédito do emissor e maturidade.

O relacionamento entre *spread* de crédito e qualidade do *rating* foi avaliado por Fons (1994) em artigo que procura explicar padrões observados no *spread* de crédito, estimativa de *default* e taxa de recuperação de crédito. Seus estudos mostram que títulos de melhor *rating* tendem a ter *spreads* menores, estáveis e levemente ascendentes com o aumento da maturidade, e os de pior *rating* tendem a ter *spreads* mais largos, que diminuem com o aumento da maturidade, corroborando levantamento anterior de Sarig e Warga (1989). Esse fenômeno é relatado por Kealhofer (2003) ao afirmar que, via de regra, os títulos com grau de investimento têm *spreads* ascendente com a maturidade, os de *rating* BBB, estáveis, e os de *rating* CCC tendem a ter inclinação negativa. Murphy (2003) também detectou formas semelhantes nas curvas de juros no mercado europeu, com estrutura temporal crescente do *spread* de crédito para títulos

com boa qualidade de crédito e com uma estrutura declinante para os de baixa qualidade de crédito.

Outra assimetria foi salientada por Duffee (1998) ao mostrar que o *yield* spread de títulos privados deve cair quando aumenta o *yield* dos títulos do Tesouro, sendo esse efeito maior para títulos de pior qualidade de crédito. Bevan e Garzarelli (2000) procuraram explicar esse relacionamento com base no modelo de Merton, pelo qual um detentor de *bond* possui uma carteira que está numa posição comprada dos ativos da empresa e vendida em opções de compra (na qual o titular é o acionista da empresa), ou em uma posição sintética de compra de uma opção de venda dos ativos da empresa. Assim, quando há um aumento da taxa livre de risco o valor da *put* cai, reduzindo, por conseqüência, o valor do *bond* e aumentando seu *yield*. Dessa forma, a redução da taxa livre de *default* acarreta um aumento do *spread*. Os autores mostram, porém, que esse relacionamento depende do horizonte de tempo: sua ocorrência se dá no curto prazo, enquanto no longo prazo a correlação se torna positiva. Helwege e Turner (1999) sugerem um viés de seleção de amostra, pois, ao estudar curvas de juros por emissor de risco alto, constataram que o *yield* é sempre crescente com a maturidade; porém, ao combinar um conjunto *bonds* de diversos emissores, a curva tem forma decrescente.

Os estudos buscando determinar fatores formadores de *spreads* de crédito também foram aplicados ao mercado primário. Reiter e Ziebart (1991) avaliaram o mercado de novas emissões nos Estados Unidos, no período de 1981 a 1984. Concluíram que a inclusão da informação financeira na equação do rendimento aumentava o poder explanatório comparado ao *rating*, isoladamente, e que a adição de *ratings*, na equação, aumentava o poder explanatório, se comparado apenas às relações financeiras. Em outras palavras, tanto os *ratings* quanto as informações financeiras desempenham um importante papel na determinação dos rendimentos dos *bonds*.

Fridson e Garman (1998) destacam que o preço de novas emissões de títulos corporativos depende do *rating*, da maturidade, de opções embutidas, da estrutura de capital da empresa emissora, da existência de cupons, se é a primeira emissão da empresa, e se a colocação é garantida por um banco. Garman (2000), ao analisar novas emissões no mercado europeu, no período de janeiro de 1997 a julho de 1999, concluiu que são quatro os principais fatores determinantes do preço de emissão: *rating* de crédito, tamanho da oferta (volume nominal), diferimento dos cupons e *spread* no mercado secundário, que explicariam 58% da

variabilidade dos preços das emissões.

Amira (2004) examinou emissões de governos no mercado europeu, no período de 1991 a 2000. Utilizando técnicas de regressão, concluiu que são fatores significativos na explicação do *spread* o tamanho da emissão, a maturidade e a taxa cobrada pelos intermediários, influenciando positivamente, e o *rating* de crédito e o número de instituições no consórcio de distribuição, negativamente. Gabbi e Sironi (2005) analisaram o *spread* de *eurobonds* praticados em mercados primários. O *rating* dos *bonds* destaca-se como o principal determinante do *spread* de crédito, ao lado de maturidade, cupom, setor e moeda de emissão, enquanto a eficiência do mercado primário e a liquidez esperada do mercado secundário não se mostraram relevantes na explicação da variabilidade *cross-sectional*.

**Quadro 10 – Trabalhos empíricos sobre fatores determinantes de preço de *bonds***

Mercado secundário	
Autor	Fatores
Fisher (1959)	variabilidade dos retornos da firma; período de solvência; <i>equity-debt ratio</i> ; total de títulos emitidos pela firma
Elton et al. (1995)	excesso de retorno do mercado de ações sobre a taxa livre de risco; retorno do S&P500; retorno do índice de hipotecas; prêmio de títulos <i>high-yield</i> ; <i>term-premium</i> ; expectativa de inflação; expectativa de crescimento econômico
Elton et al. (2001)	expectativa de <i>default</i> ; taxas de tributos estaduais; fatores de Fama e French (efeitos mercado, tamanho e crescimento das empresas)
Diaz e Skinner (2001)	<i>rating</i> ; liquidez; questões tributárias
Delianedis e Geske (2001)	probabilidade de <i>default</i> ; volume negociado do título; volatilidade do mercado de ações; retorno do mercado de ações
Huang e Huang (2003)	risco de crédito; liquidez; opções embutidas; regimes tributários; <i>equity premium</i> ; probabilidade de <i>default</i> e taxa de recuperação; alavancagem da firma; <i>payout</i> ; volatilidade da ação
Dignan (2003)	probabilidade de <i>default</i> ; liquidez; volatilidade do <i>spread</i>
Elton et al. (2004)	<i>rating</i> ; tributação; taxa de recuperação; maturidade; volume negociado
Chen et al. (2004)	<i>rating</i> ; <i>bid-ask spread</i> ; maturidade; total de emissões da empresa; taxa básica de juros; <i>term-premium</i> ; indicadores da firma
Perraudin e Taylor (2004)	<i>rating</i> ; regime tributário; liquidez; prêmio de risco
Emissões primárias	
Autor	Fatores
Reiter e Ziebart (1991)	<i>rating</i> ; informações financeiras da firma
Fridson e Garman (1998)	<i>rating</i> ; maturidade; opções embutidas; estrutura de capital da firma; existência de cupons; primeira emissão da empresa; colocação é garantida por um banco
Garman (2000)	<i>rating</i> ; tamanho da oferta; diferimento dos cupons; <i>spread</i> no mercado secundário
Amira (2004)	<i>rating</i> ; tamanho da emissão; maturidade; taxa cobrada pelos intermediários; número de instituições no consórcio de distribuição
Gabbi e Sironi (2005)	<i>rating</i> ; maturidade, cupom, setor e moeda de emissão

Assim, além do risco de crédito, medido pelo *rating* ou pela probabilidade de *default* e taxa de recuperação, outros fatores que influenciariam os preços dos títulos corporativos seriam, então, o nível da taxa de juros, inclinação da curva de juros, ou o *term-premium*, a curvatura da taxa de juros, retorno de índice de ações, tamanho da oferta primária e liquidez do título, maturidade do título, características do contrato (opções e cupons), regime de tributação e qualidade da estrutura de distribuição, no caso de mercado primário, além de variáveis macroeconômicas como o crescimento do PIB, taxas de juros nominais e reais, podendo-se incluir, também, as informações financeiras da firma (Quadro 10).

#### **4.5 Estudos brasileiros**

A pesquisa brasileira referente ao entendimento da formação dos preços de debêntures está em desenvolvimento. As teses de doutorado de Sanvicente (1982) e de livre-docência de Securato (2000), além dos trabalhos de Perera (1997b) e Securato (2003b), são estudos de preocupação mais conceitual, na linha dos modelos estruturais. Perera (1997a) produziu uma descrição do modelo CreditMetrics e Chaia (2003) ampliou o estudo analisando as características dos quatro principais modelos de mensuração do risco de crédito desenvolvidos internacionalmente: CreditMetrics, KMV, CreditRiskPlus e CreditPortfolioView. Quanto à aplicabilidade desses modelos no Brasil, este último concluiu que haviam restrições importantes, referentes à existência de informações sobre inadimplência e recuperação de crédito em quantidade e qualidade suficientes.

Hermann (2000) testou o modelo Merton-KMV no mercado brasileiro. Seus estudos envolvendo Mesbla e Aracruz corroboraram a utilidade do modelo no mercado brasileiro. Da mesma forma, Abe (2002, p. 106), concluiu, em sua dissertação, envolvendo uma amostra de cinco empresas do setor de eletro-eletrônicos, no período de 1995 a 2001, que o modelo KMV “[...] consegue captar na maioria das vezes a deterioração da qualidade de crédito das empresas analisadas que acontecem no período, pois o modelo avalia o valor dos ativos segundo a visão deste mercado, diferentes dos valores das demonstrações financeiras.”

Ainda nessa linha, Godói (2005) avaliou o risco de crédito e alocação ótima para uma carteira de debêntures, a partir do modelo de Merton, para a precificação de títulos corporativos e utilizou técnicas de otimização, de forma a estimar o risco de uma carteira composta por

debêntures. Concluiu que o modelo proposto, combinando as duas técnicas, estabelece uma metodologia simples e de baixo custo computacional, além de ser uma medida de risco mais conservadora que o VaR.

Alves (2005, p.4) também desenvolveu dissertação com o objetivo de “[...] estudar os principais modelos de risco de crédito desenvolvidos e divulgados, [...] o CreditMetrics, KMV, CreditRiskPlus e CreditPortfolioView.” Devido às características do mercado brasileiro, principalmente relacionadas à falta de liquidez do mercado secundário, este autor propõe algumas adaptações quando da aplicação desses modelos no Brasil. Para o modelo CreditRiskPlus, propõe que seja aplicado apenas a uma segregação da carteira de crédito que contenha baixas taxas médias de inadimplência. Para o CreditMetrics e CreditPortfolioView, que se utilize uma matriz de transição estimada. O estudo do KMV ficou limitado às debêntures de empresas com ações cotadas em bolsa, e evidenciou a necessidade de se estimar uma função de densidade de inadimplência.

Securato et al. (2006) desenvolveram uma aplicação de um modelo binomial de precificação de títulos de dívida corporativa e seus componentes. Com base nesta metodologia, procuraram “[...] avaliar a diferença entre o preço calculado pelo modelo de precificação e o preço de mercado, explicitando os valores de opções de compra e de conversão de dívida em ações e cláusulas de senioridade e subordinação que podem estar embutidas nas dívidas.” (p. 19) Seus resultados foram favoráveis ao modelo binomial, com o mercado captando o preço de componentes contingenciais dos instrumentos.

Na linha de modelos de forma reduzida, Araújo (2000) desenvolveu uma descrição dos modelos de precificação de títulos corporativos, baseados na modelagem dinâmica de determinação da estrutura temporal das taxas de juros, tanto para tempo contínuo como para tempo discreto.

O trabalho de Santos e Martelanc (1996) descreve as características das debêntures no mercado brasileiro, comparando, inclusive, com instrumentos norte-americanos e “[...] procura identificar o comportamento de algumas características, como situação creditícia, conversibilidade e fluatibilidade das taxas de juros, de debêntures em circulação no Brasil, em função de seu prazo.” (p. 315). Sua amostra refere-se ao estoque no SND em 30 de abril de 1996. A avaliação de crédito foi feita com base em dados patrimoniais de cada emissor, a

partir dos quais foi montado um *score* relativo e constatado que “[...] apenas as empresas com uma boa imagem de seus números é que conseguem aceitação a prazos mais longos.” (p. 316).

Com referência à relação entre preço de emissão e *rating*, Valle (2000) analisou o custo de captação das empresas no mercado internacional. Concluiu que este custo, para as empresas brasileiras da amostra, pertencentes ao setor de papel e celulose, no período de 1991 a 1998, foi maior que o de empresas similares não brasileiras, com *ratings* internacionais semelhantes, evidenciando uma influência da nacionalidade brasileira. Em trabalho posterior, Valle (2004) comentou o teto imposto pelas agências ao *rating* internacional de empresas brasileiras, o risco soberano, apontando que o mercado não corroborava tal igualdade, avaliando diferentemente os títulos dessas empresas.

Em termos de estudos desenvolvidos no Brasil na linha de pesquisa de fatores determinantes de preços de emissão de títulos privados, podem-se destacar três trabalhos recentes. Mellone Jr. et al. (2002) apresentaram, no 2º Encontro Brasileiro de Finanças, trabalho na linha da determinação das taxas de juros de debêntures no Brasil a partir de fatores de mercado. Em seqüência a esse trabalho, Sheng e Saito (2005) e Fraletti e Eid Jr. (2005) buscaram analisar determinantes da formação dos preços das debêntures emitidas no Brasil.

O estudo de Mellone Jr. et al. (2002, p. 1) teve como objetivo “[...] encontrar uma relação entre os juros pagos pelas debêntures emitidas e algumas das características da debênture, como *rating*, classe, tipo, juros, data da emissão e prazo [...]”. Os autores utilizaram como ferramenta de análise a regressão múltipla por mínimos quadrados, aplicada separadamente ao grupo de debêntures indexadas ao IGP-M e ao grupo indexado pela taxa CDI. Em seu levantamento, entre janeiro de 2000 e março de 2002, foram feitas, no Brasil, 138 emissões de debêntures, tendo 100 desses títulos pelo menos um *rating* atribuído por agência classificadora. Sua amostra limitou-se a 36 debêntures indexadas ao CDI e a 43 debêntures indexadas ao IGP-M, que possuíam pelo menos um *rating*.

A variável dependente era a taxa de juros na emissão do título e as variáveis independentes testadas foram: o prazo da debênture, o *spread* pago pela debênture acima do CDI ou do IGP-M, o *spread* entre CDB e CDI no momento da emissão e o *rating* da debênture. Foram criadas diversas variáveis *dummies* para a classe (convertível ou não), tipo de garantia (subordinada,

flutuante, real e quirografária), forma (escritural e nominal) e para os anos de emissão 2000 e 2001. Os *ratings* foram transformados numa escala numérica de 10,0 (para o *rating* AAA) a 0,5 (para o *rating* D).

Os autores desenvolveram duas regressões separadamente em cada um dos grupos, IGP-M e CDI; a primeira utilizando todas as variáveis independentes e a segunda, apenas a nota do *rating*. A Tabela 11 resume os resultados encontrados para as regressões, na qual a variável dependente é a taxa de juros do título (equivalente ao *spread* sobre o indexador) e as variáveis independentes são: a nota atribuída ao *rating* da debênture; o prazo da debênture em anos; variável *dummy* para a forma (se é escritural); variável *dummy* se o título é conversível; e variáveis *dummy* para a forma de garantia, se real, quirografária ou subordinada.

**Tabela 11 – Resultados das regressões – variável dependente: taxa de juros**

debêntures indexadas ao IGP-M				debêntures indexadas ao CDI			
variável independente	coeficiente	t	p-value	variável independente	coeficiente	t	p-value
Intersecção	10,62	3,46	0,0013	Intersecção	2,58	2,58	2,5783
<i>Rating</i> (Nota)	-0,23	-0,48	0,6338	<i>Rating</i> (Nota)	-0,08	-0,08	-0,0788
Prazo (anos)	-0,14	-1,09	0,2833	Prazo (anos)	-0,07	-0,07	-0,0703
D_Subordinada	-2,01	-1,29	0,2032	D_Subordinada	-0,31	-0,31	-0,3103
D_Gar.Rear	-0,50	-0,55	0,5860	D_Gar.Rear	0,04	0,04	0,0417
D_Quirográfica	-0,06	-0,06	0,9543	D_Quirográfica	0,02	0,02	0,0164
D_Escritural	4,78	3,64	0,0008	D_Escritural	-0,45	-0,45	-0,4516
D_Conversível	-1,56	-0,48	0,6343				
<i>F</i>	7,8384		0,0000	<i>F</i>	2,8387		0,0268
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,5908			<i>R</i> <sup>2</sup>	0,3700		
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,5154			<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,2397		

debêntures indexadas ao IGP-M				debêntures indexadas ao CDI			
variável independente	coeficiente	t	p-value	variável independente	coeficiente	t	p-value
Intersecção	10,86	5,14	0,0000	Intersecção	2,08	6,16	0,0000
<i>Rating</i> (Nota)	0,15	0,50	0,6195	<i>Rating</i> (Nota)	-0,13	-2,77	0,0091
<i>F</i>	0,2501		0,6195	<i>F</i>	7,6557		0,0091
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,0055			<i>R</i> <sup>2</sup>	0,1838		
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	-0,0166			<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,1598		

Fonte: Mellone Jr. et al. (2002, p. 4-5, 7-8).

Os autores concluíram não ter sido possível estabelecer relação entre a taxa de emissão das debêntures indexadas ao IGP-M e algumas de suas características. No caso daquelas indexadas ao CDI, foi encontrada uma relação inversa entre o *rating* e a taxa de emissão. Ressaltaram, porém, a dificuldade em se realizarem testes estatísticos com dados do mercado

brasileiro e atribuíram, em parte, o baixo poder explicativo dos testes ao pequeno tamanho da amostra.

O objetivo do trabalho de Sheng e Saito (2005) foi “[...] estabelecer uma relação de causalidade entre o *spread* da emissão de debêntures e a classificação de risco de debêntures.” (p. 194). A variável dependente era o *spread* de emissão, “[...] definido como uma taxa acima de uma determinada taxa de referência.” (p.198). As taxas de referência estudadas foram o IGP-M e o CDI. A variável teste foi o *rating*, transformado em escala numeral de 10,0 (AAA) a 1,0 (C), e as variáveis de controle eram: EMBI-Br, prazo, volume, garantia (*dummy*), setor (*dummy* 1 para energia e telecomunicações) e a diferença entre *ratings* atribuídos por diferentes agências. A amostra foi constituída a partir de um total de 184 emissões de debêntures emitidas entre 1999 e 2002, separadas em dois grupos de indexadores, IGP-M e CDI, com quarenta e nove no primeiro grupo e oitenta e nove no segundo.

Foram utilizadas quatro metodologias, aplicadas separadamente em cada grupo: análise descritiva, com testes de curtose, de assimetria e Kolmogorov-Smirnov; testes Rho de Spearman e correlação de Pearson, “[...] buscando-se analisar a associação de *ratings* de diferentes qualidades e *spreads* [...]” (SHENG; SAITO, 2005, p. 197); teste Kruskal-Wallis e análise de variância (ANOVA), para verificar a significância estatística da diferença entre as médias dos *spreads*, para diferentes *ratings*; e, finalmente, “[...] um modelo estrutural para analisar o efeito do *rating* sobre o *spread*, controlando os principais fatores [...] que podem influenciar o *spread*.” (p. 197)

As principais conclusões foram que o *rating* afeta o *spread* (quanto maior o *rating*, menor o *spread*), independentemente do indexador e que a origem dos *ratings* (nacional ou internacional) não é relevante. No entanto, a causalidade *rating-spread* não é clara nas emissões em ambiente favorável (baixo EMBI-Br), segundo Sheng e Saito (2005, p. 204) “[...] devido à elevada incidência de emissões cuja classificação de risco por diferentes agências apresentaram grandes discrepâncias, particularmente na amostra com emissões atreladas ao IGP-M em ambiente favorável.” Além disso, o EMBI-Br, setor e volume da emissão mostraram-se importantes variáveis na determinação do *spread*.

Fraletti e Eid Jr. (2005) desenvolveram um estudo para a compreensão dos fatores relevantes na precificação de debêntures no Brasil. Avaliaram a formação da taxa de remuneração dos

títulos a partir do *rating* e de um conjunto de variáveis de controle, utilizando o método de regressão múltipla por mínimos quadrados ordinários. O *spread* foi calculado de duas maneiras: nominal e *over Treasury*, medido em relação a títulos públicos federais, as variáveis dependentes. As variáveis de controle foram: volume da emissão, prazo, garantias (*dummy*) e Ibovespa. A amostra consistiu das debêntures emitidas entre abril de 2000 e setembro de 2004, contando com 30 emissões indexadas ao IGP-M e 67 indexadas ao CDI, sendo 26 em % CDI e 41 em CDI + taxa.

A principal conclusão do estudo foi que a variável *rating* revelou-se estatisticamente significativa, para os dois indexadores (Tabela 12). A não inclusão das variáveis *dummies* relativas às garantias escriturais, segundo os autores, pode se dever ao fato do *rating* capturar tais informações, que seriam importantes na recuperação em caso de *default*. Esperam ainda que possa ser consequência do processo de falência brasileiro, nos quais essas cláusulas seriam pouco eficazes, ou mesmo do limitado número de observações estudadas.

**Tabela 12 – Resultados das regressões**

variável dependente: <i>spread nominal</i>							
debêntures indexadas ao IGP-M				debêntures indexadas ao CDI			
variável independente	coeficiente	t	<i>p-value</i>	variável independente	coeficiente	t	<i>p-value</i>
Intersecção	1,848	2,90	0,0050	Intersecção	17,317	16,74	0,0000
<i>Rating</i> (Nota)	-0,170	-2,84	0,0060	<i>Rating</i> (Nota)	-0,247	-2,65	0,0140
Volume	0,614	1,39	0,1700	Volume	0,621	0,58	0,5680
Prazo (anos)	-0,108	-1,23	0,2220	Prazo (anos)	-0,364	-3,97	0,0010
Ibovespa	0,066	2,03	0,0460	Ibovespa	-0,142	-2,77	0,0100
$R^2$	0,144			$R^2$	0,693		
$R^2$ ajustado	0,089			$R^2$ ajustado	0,643		

variável dependente: <i>spread over Treasury</i>							
debêntures indexadas ao IGP-M				debêntures indexadas ao CDI			
variável independente	coeficiente	t	<i>p-value</i>	variável independente	coeficiente	t	<i>p-value</i>
Intersecção	1,168	1,92	0,0600	Intersecção	2,093	2,38	0,0250
<i>Rating</i> (Nota)	-0,210	-3,66	0,0010	<i>Rating</i> (Nota)	-0,152	-1,91	0,0670
Volume	0,630	1,49	0,1410	Volume	2,321	2,54	0,0180
Prazo (anos)	-0,133	-1,60	0,1160	Prazo (anos)	-0,321	-4,12	0,0000
Ibovespa	0,108	3,48	0,0010	Ibovespa	0,094	2,17	0,0400
$R^2$	0,258			$R^2$	0,520		
$R^2$ ajustado	0,210			$R^2$ ajustado	0,443		

Fonte: Fraletti e Eid Jr. (2005).

Também foi detectada diferença nos *spreads over treasury* de operações de mesmo emissor e características semelhantes, à exceção do indexador, e os autores concluíram que “a determinação da remuneração de debêntures no mercado primário brasileiro é no mínimo imperfeita, e não baseada apenas em indicadores econômicos objetivos.” (FRALETTI; EID Jr., 2005, p. 22).

O Quadro 11 resume os principais resultados obtidos nos três estudos brasileiros referentes a fatores determinantes de preços de emissões.

**Quadro 11 – Trabalhos brasileiros sobre fatores determinantes de preço de debêntures**

Autor	Fatores	Conclusões
Mellone Jr. et al. (2002)	<i>rating</i> ; prazo; características do título	IGP-M: não foi possível estabelecer relações; CDI: relação inversa entre o <i>rating</i> e a taxa de emissão
Sheng e Saito (2005)	<i>rating</i> ; EMBI-Br; prazo; volume; garantia; setor; agência de <i>rating</i>	o <i>rating</i> afeta o <i>spread</i> , independentemente do indexador; EMBI-Br, setor e volume da emissão são importantes na determinação do <i>spread</i> ; a origem dos <i>ratings</i> (nacional ou internacional) não é relevante
Fraletti e Eid Jr. (2005)	<i>rating</i> ; volume da emissão; prazo; garantias; Ibovespa	<i>rating</i> revelou-se estatisticamente significativa, para os dois indexadores, juntamente com volume, prazo e Ibovespa; detectadas diferenças nos <i>spreads</i> por indexador (operações de mesmo emissor e características semelhantes)

## 5 ASPECTOS METODOLÓGICOS

### 5.1 Tipo de pesquisa

O estudo desenvolvido na presente dissertação é quantitativo experimental (RICHARDSON, 1985), pois procurou avaliar, por meio de técnicas estatísticas, os efeitos nos *spreads* de emissão dos títulos - variável dependente - em relação ao *rating* da emissão, variável independente, considerando-se ainda outras variáveis independentes. Richardson ressalta que tal método é “[...] freqüentemente aplicado nos estudos descritivos, naqueles que procuram descobrir e classificar a relação entre as variáveis, bem como nos que investigam a relação entre a causalidade entre fenômenos.” (p. 70). De fato, conforme definido por Gil (1987, p. 46), o trabalho pode ser classificado como uma pesquisa de caráter descritivo, pois tem “[...] como objetivo primordial a descrição das características de determinada população ou fenômeno, ou, então, o estabelecimento de relações entre as variáveis.”

É uma pesquisa *ex-post-facto*, de acordo com Gil (1987), pois as situações reais (os preços tomados no mercado) são tomadas como experimentais, trabalhando-se sobre elas como se houvesse controle das variáveis. Assim, apesar de, rigorosamente, não se tratar de um experimento, este autor salienta que “[...] os procedimentos lógicos de delineamento *ex-post-facto* são semelhantes aos dos experimentos propriamente ditos.” (p. 55). O presente estudo também pode ser classificado de exploratório, pois procura “[...] familiarizar-se com o fenômeno ou conseguir nova compreensão deste.” (SELLTIZ et al., 1987, p. 59). Também denominado formulador, esse tipo de estudo busca, entre outros, aumentar o conhecimento acerca do fenômeno observado.

A estrutura dos dados, segundo Wooldridge (2002), classifica-se em *cross-sectional*, que são os dados das variáveis de diversos indivíduos, ou casos, coletados num determinado ponto na escala de tempo; em séries temporais, que consiste na observação de uma variável ou caso, e suas alterações ao longo do tempo. Enquanto no primeiro caso pode-se buscar a independência dos casos por meio de amostragem randômica, por exemplo, nas séries temporais dificilmente constata-se independência nas observações.

Ao se combinarem amostras *cross-sectional* obtidas em períodos distintos, obtém-se o que Wooldridge (2002) denomina *pooled cross-section*. Segundo este autor, este caso é analisado como uma *cross section* padrão, a não ser pela necessidade de se levar em conta as diferenças nas variáveis através do tempo. Adicionalmente ao aumento do tamanho de amostra, outra vantagem de uma *pooled cross section* pode ser a observação de alterações de um relacionamento chave tem ao longo do tempo.

Finalmente, os dados em painel, também intitulados dados longitudinais, consistem na combinação de séries de tempo de cada caso ou indivíduo componente da *cross-sectional*. A principal diferença em relação à estrutura *pooled cross-sectional* é que, no painel, o mesmo grupo de casos é acompanhado ao longo do tempo, ao passo que, nesta última, os casos podem diferir ao longo do tempo (WOOLDRIDGE, 2002). O autor sugere utilizar-se variáveis *dummy* para controlar o ano de ocorrência do evento, para a avaliação de alterações relativas a datas diferentes ou, até mesmo, que se realizem dois experimentos em separado, comparando-se os resultados.

Com base no exposto, o presente estudo pode ser classificado como quantitativo e descritivo, uma pesquisa *ex-post-facto*, com estrutura de dados *pooled cross-section*.

## 5.2 Montagem da amostra e coleta de dados

Foram estudadas as emissões primárias de debêntures, no período de 2000 a 2005, em que houve um processo de formação de preços de mercado com base em leilões, buscando-se eliminar possíveis distorções que possam surgir por conta do diminuto mercado secundário de debêntures no Brasil. Conforme Chaia (2003, p. 78), no período de janeiro de 1995 a outubro de 2002, “[...] o mercado secundário de debêntures apresenta baixa liquidez, [...] onde a média de transações dos títulos é de 8,3% dos dias possíveis de negociação.” Fraletti e Eid Jr. (2005, p. 3) concluem que, no mercado brasileiro, “[...] resta ao pesquisador somente a possibilidade de análise baseada nos dados do mercado primário, e ainda assim sob a hipótese de que os títulos tenham sido distribuídos mediante um processo competitivo de colocação.”

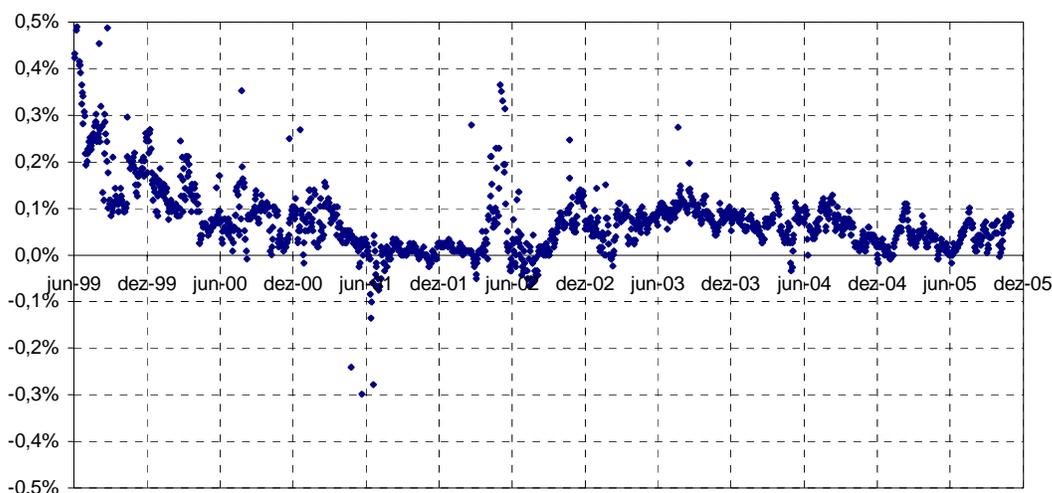
A presente pesquisa caracteriza-se, segundo Malhorta (2001), como um estudo populacional. Será construída uma base de dados de emissões de debêntures no Brasil no período de 1998 a

2005, a partir das informações fornecidas pela Andima e Cetip, em seu sistema de registro de debêntures, o SND. Nesta base de dados, uma série de informações sobre cada emissão está disponível, tais como código do ativo e código ISIN, nome da empresa, série e emissão, número e data de registro na CVM, data de emissão e de vencimento, data do início da distribuição, data do início da rentabilidade, espécie por garantia, se conversível ou não, quantidade emitida e em mercado, características da remuneração (indexador, taxa e metodologia) e *rating* (nota e agência classificadora).

Foram excluídas da base as debêntures emitidas por sociedades de arrendamento mercantil controlada por instituição financeira. Conforme lembram Fraletti e Eid Jr. (2005, p. 5), “[...] no Brasil esses papéis tendem a não serem precificados para o mercado, sendo tipicamente adquiridos por empresas coligadas, clientela de varejo ou fundos administrados do próprio grupo financeiro.” O mesmo procedimento foi adotado por Santos e Martelanc (1996, p.310), pois consideraram que, tais títulos, “[...] por pertencerem a uma atividade regida por maturação de prazos e regulamentações exclusivas do Banco Central do Brasil, influenciariam os resultados da amostra de forma muito incisiva.”

Desenvolveu-se também uma base de dados sobre títulos públicos federais nesse mesmo período, do qual se obteve, para cada emissão, um preço ou taxa correspondente de um título público federal. Calculam-se, assim, os *spreads* de cada emissão. Para o grupo de indexador IGP-M + taxa foi utilizada a NTN-C, título indexado ao mesmo índice de inflação; no caso de CDI + taxa, a LFT, título indexado à taxa Selic e, no caso do indexador percentual do CDI, NTN-D (cambial) negociada conjuntamente com um *swap* CDI por dólar (variação cambial).

A taxa Selic, da mesma forma que a taxa CDI, é diária. Porém, há uma diferença de valores entre as duas taxas, que foi incorporada no cálculo do *spread*. O Gráfico 9 ilustra essa diferença consistentemente positiva entre a taxa Selic e o CDI, principalmente no ano de 2005, cuja média, no segundo semestre, foi de 0,05% ao ano. Assim, o fator referente à taxa over-ano Selic será dividido pelo fator 1,0005 para se obter o fator referente à taxa CDI over-ano. A base de dados inclui, ainda, dados macroeconômicos e dados de inadimplência.



**Gráfico 9 – Diferença entre as taxas diárias Selic e CDI**

Fonte: Andima (2006)

As informações foram coletadas dos *sites* dos diversos provedores na internet. Aqueles referentes aos títulos públicos e às diversas variáveis macroeconômicas estavam disponíveis no *site* da Andima. As informações referentes às debêntures foram coletadas principalmente do *site* do SND, sistema desenvolvido pela Andima e pela Cetip para processar eletronicamente o registro, a custódia, a negociação e a liquidação financeira das operações com debêntures. Foram também coletadas informações nos *sites* CVM e da Bovespa Fix, o mercado de títulos de dívida corporativa da Bovespa.

### 5.3 Análise exploratória dos dados

A análise exploratória de dados é considerada a primeira etapa num experimento estatístico, sendo uma parte essencial da análise multivariada, necessária para se desenvolver uma “[...] visão crítica das características dos dados.” (HAIR JR. et al., 2005, p. 52). Nessa fase inicial, busca-se garantir que a estrutura estatística e teórica, nas quais se baseiam as técnicas multivariadas, estejam sustentadas. O não atendimento às suposições requeridas compromete o resultado da técnica.

### 5.3.1 Análise univariada

A análise univariada inicia-se com o estudo das estatísticas básicas de cada uma das variáveis: média, desvio padrão e coeficiente de variação. Pode se chamada de análise da forma da distribuição. O histograma é útil para se obter uma perspectiva gráfica da distribuição.

Nesse ponto, é possível detectar-se observações atípicas, aquelas, segundo Hair Jr. et al. (2005), identificadas como notavelmente diferentes das outras observações. São também chamadas de pontos fora da curva ou *outliers*. Os autores sugerem que, para amostras pequenas, em torno de oitenta observações, consideram-se observações atípicas aquelas com escores padronizados acima de 2,5 (em módulo). Para amostras maiores, sugerem valores padronizados maiores que 3 (em módulo).

Ressalte-se, tais observações não são necessariamente prejudiciais à análise. Seu eventual descarte deve ser feito à luz de uma análise qualitativa, visto que esse ponto fora da curva pode conter informações importantes. Hair Jr. et al. (2005, p. 73) sugerem que “[...] se as observações atípicas são eliminadas, o pesquisador corre o risco de melhorar a análise multivariada, mas limitar sua generalidade.”.

O histograma desenvolvido também será útil para a análise da normalidade. Hair Jr. et al. (2005, p. 76) sustentam que “[...] a suposição mais fundamental em análise multivariada é a normalidade [...]”, necessária para se validar vários testes estatísticos. Entende-se por normalidade o grau de correspondência da distribuição em estudo com a distribuição normal. Os autores sugerem, inicialmente, um teste simples baseado na análise dos valores de assimetria e curtose - o primeiro indicando quanto e como a distribuição se afasta da condição de simetria e o segundo procurando caracterizar a forma da distribuição quanto a seu achatamento (COSTA NETO, 1977):

$$z_{assimetria} = \frac{assimetria}{\sqrt{\frac{6}{N}}} \text{ e}$$

$$z_{curtose} = \frac{curtose}{\sqrt{\frac{24}{N}}},$$

em que  $N$  é o tamanho da amostra. O valor  $z$  calculado deverá, então, ser comparado com um valor crítico para um dado nível de probabilidade, por exemplo,  $\pm 2,58$  para uma probabilidade

de 1%, ou  $\pm 1,96$  para 5%. Se o valor calculado exceder o valor crítico, deve-se rejeitar a suposição sobre a normalidade, ao nível estabelecido.

Pode-se ainda testar a normalidade a partir do teste não-paramétrico de Kolmogorov-Smirnov (teste K-S), que calcula o nível de significância para as diferenças em relação à distribuição normal (HAIR JR. et al., 2005). Genericamente, o teste K-S se aplica à comparação de quaisquer pares de distribuição. No caso do teste de normalidade, o parâmetro de comparação será a distribuição normal. Segundo Pestana e Gageiro (2000), as hipóteses do teste K-S são:

- $H_0$ : A distribuição da variável é normal
- $H_1$ : A distribuição da variável não é normal

Assim, se a estatística de teste for superior ao valor crítico, definido a partir de um determinado nível de significância, rejeita-se a hipótese nula de que os dados seguem a distribuição normal. Caso não se obtenha normalidade na distribuição, poder-se-á transformar os dados, buscando aproximar sua distribuição da normal. Hair Jr. et al. (2005) sugerem algumas funções que podem ser úteis para a adaptação dos dados, como a função inversa, a logarítmica ou a quadrática. As transformações, quando aplicadas, são obtidas por tentativa e erro.

### **5.3.2 Análise bivariada**

O primeiro passo da análise bivariada é a avaliação da correlação, medida derivada da covariância, que procura avaliar como, em média, duas séries de dados randômicos variam simultaneamente (WOOLDRIDGE, 2002). O coeficiente de correlação é útil, por ser padronizado e adimensional e seus valores se situam entre  $-1$  e  $1$ , independentemente da ordem de grandeza dos valores das distribuições analisadas (COSTA NETO, 1977).

Quando variáveis independentes são correlacionadas entre si (que apresentem alta covariância em módulo), ocorre o efeito da multicolinearidade (HAIR JR. et al., 2005, p.165). Segundo os autores, quando ocorre este fenômeno, o “[...] processo de separação de efeitos individualmente se torna mais difícil [...] e a determinação da contribuição de cada variável independente mais complicada, porque seus efeitos estão ‘misturados’ ou confusos.” Nesses casos, deve-se, inclusive, avaliar a possibilidade de exclusão de variáveis.

Outro fator a ser considerado é a linearidade, que, segundo Hair Jr. et al. (2005, p. 79), é uma “[...] suposição implícita em todas as técnicas multivariadas baseadas em medidas correlacionadas de associação, incluindo regressão múltipla [e] regressão logística.” Conforme Wooldridge (2002), a linearidade implica em que uma mudança unitária na variável independente tenha sempre o mesmo efeito na variável dependente, não importando o valor inicial daquela. O método sugerido por Hair Jr. et al. (2005) é a aplicação de uma regressão simples e o exame dos resíduos, que refletem a parte inexplicada da variável dependente. Serão, assim, desenvolvidas regressões simples entre a variável dependente do estudo (*spread*) e todas as outras variáveis independentes.

Wooldridge (2002) define o modelo de regressão linear como aquele obtido a partir da equação

$$y = \beta_0 + \beta_1 * x + e$$

em que:  $y$ : variável dependente (ou variável de resposta)

$x$ : variável independente (ou variável de controle)

$\beta_0$ : intercepto

$\beta_1$ : coeficiente angular

$e$ : termo de erro.

Os coeficientes são estimados pelo método de estimativas de mínimos quadrados, “[...] o qual minimiza a soma das diferenças quadradas entre os valores reais e os previstos para a variável dependente.” (HAIR JR. et al., 2005, p.232). Para o desenvolvimento completo do método, ver, por exemplo, Wooldridge (2002). O termo de erro  $e$ , conforme os autores, representa os fatores não observados que podem afetar a variável dependente, além da variável independente incluída. Assume-se que o erro seja independente em relação à variável de resposta e que seja normalmente distribuído com média zero e variância constante (STEVENS, 2002). Essa condição de normalidade dos resíduos deve ser testada.

Caso não seja observada a linearidade entre os pares de variáveis testados, transformações, semelhantes às aquelas realizadas para se buscar a normalidade das distribuições, deverão ser efetuadas. Hair Jr. et al. (2005, p. 81) lembram que as transformações podem mudar a interpretação das variáveis, “[...] por exemplo, transformar variáveis calculando seu logaritmo traduz a relação em uma medida de mudança proporcional (elasticidade).”

## 5.4 Análise multivariada

A análise multivariada é definida por Hair Jr. et al. (2005, p. 26) como a referente a “[...] métodos estatísticos que simultaneamente analisam múltiplas medidas sobre cada indivíduo ou objeto de investigação.” Os autores destacam a dificuldade desta definição, pois o termo “multivariada” pode significar apenas a presença de múltiplas variáveis ou, no outro extremo, a combinação entre as variáveis estatísticas, seu grau de aleatoriedade e inter-relacionamento, suas correlações e, até mesmo, a existência de distribuição normal multivariada.

### 5.4.1 Regressão Múltipla

Para se analisar a relação entre as variáveis e seu peso na formação dos *spreads* será utilizada a regressão múltipla, uma técnica de análise multivariada de dependência (HAIR Jr. et al., 2005). Tanto Mellone et al. (2002), quanto Sheng e Saito (2005), bem como Fraletti e Eid Jr. (2005), utilizaram a regressão como ferramenta de análise, aplicada separadamente ao grupo de debêntures indexadas ao IGP-M e ao grupo indexado pela taxa CDI. As variáveis dependentes são a rentabilidade da emissão, medida pela taxa nominal ou pelo *spread*, como a taxa em excesso à rentabilidade de títulos públicos federais, e a variável dependente, o *rating* da emissão ou a probabilidade de *default*. Foram utilizadas ainda variáveis de controle, conforme já comentado.

Hair Jr. et al. (2005, p. 32) consideram a regressão múltipla como o “[...] método de análise apropriado quando o problema de pesquisa envolve uma única variável dependente métrica considerada relacionada a duas ou mais variáveis independentes métricas.” Os autores destacam, dentre os objetivos dessa técnica, a explicação, que procura “[...] avaliar objetivamente o grau e caráter da relação entre variáveis dependente e independentes, [buscando-se] uma determinação da importância de cada variável independente na previsão da medida dependente.” (p. 145). Para Wooldridge (2002), esse método permite o controle simultâneo de diversas variáveis que afetam a variável dependente.

O tamanho da amostra é importante para a qualidade do modelo obtido, de acordo com Hair Jr. et al. (2005). Os autores sugerem uma regra geral que “[...] deve haver cinco observações para cada variável independente na variável estatística.” (p. 148), lembrando que o nível desejado situa-se entre quinze e vinte observações para cada variável independente. No

entanto, se o método *stepwise* (ou método de regressão por passos) for utilizado, essa proporção deve ser de 50 para 1.

De acordo com Stevens (2002, p. 87), o modelo de regressão múltipla pode ser escrito como:

$$Y = \beta * X + \varepsilon, e$$

$$\hat{Y} = \beta * X$$

em que: **Y**: vetor da variável dependente (ou de resposta), com  $y_i$  ( $i=1,n$ ) representando seu valor em cada observação;

**X**: matriz das variáveis independentes, com  $x_i$  ( $i=1,n$ ) representando seu valor em cada observação e  $x_0=1$ ;

**$\beta$** : vetor de coeficientes, sendo  $\beta_j$ , ( $j=0,k$ ) os valores a serem estimados;

**$\hat{Y}$** : vetor da variável dependente (ou de resposta), com  $\hat{y}_i$  ( $i=1,n$ ) representando o valor calculado depois de estimados os parâmetros  $\beta$  em cada observação;

**$\varepsilon$** : vetor dos termos de erro, sendo  $e_i$  ( $i=1,n$ ) o termo de erro referente a cada observação,  $e_i = y_i - \hat{y}_i$ ;

**n**: número de casos ou observações;

**k**: número de variáveis independentes, sendo  $k+1$  o número de coeficientes a serem estimados.

Da mesma forma que na regressão simples, as estimativas são obtidas pelo método dos mínimos quadrados. O termo de erro  $e$  também deve ser independente da variável de resposta e ter distribuição normal, com média zero e desvio padrão constante. Segundo Wooldridge (2002), impõe-se também a não ocorrência de linearidade entre as variáveis independentes. Porém, ressalta que as variáveis independentes podem ser correlacionadas; apenas que não sejam perfeitamente correlacionadas. Esse efeito será avaliado na análise de multicolinearidade.

Obtidos os coeficientes de regressão, deve-se avaliar se as suposições inerentes à regressão múltipla, “[...] linearidade do fenômeno medido, variância constante dos termos de erro, independência dos termos de erro e normalidade da distribuição dos termos de erro [...]” (HAIR JR. et al., 2005, p. 153), estão atendidas no modelo calculado. Segundo Pestana e Gageiro (2000), o método de estimação *stepwise* permite detectar se as variáveis são linearmente independentes. Os autores sugerem que a “[...] multicolinearidade deve ser

analisada de um ponto de vista de um maior ou menor afastamento da situação de multicolinearidade perfeita e da perfeita independência entre os  $X$ 's, determinando-se a sua intensidade.” (p. 482). A matriz de correlação é o primeiro passo para esta análise.

Utiliza-se também a medida “Tolerância de  $X_i$ ”, que “[...] mede o grau em que uma variável  $X$  é explicada por todas as outras variáveis independentes [e] mede a proporção de sua variação que não é explicada pelas restantes variáveis independentes.” (PESTANA; GAGEIRO, 2000, p.492-3). É uma medida que varia de zero a um e, quanto mais próxima de um, menor a multicolinearidade. Segundo os autores, pode-se considerar uma Tolerância de 0,1 como limite abaixo do qual se considera haver multicolinearidade. Obtém-se esse valor a partir do coeficiente de determinação  $R^2_i$ , entre a variável independente  $X_i$  e as variáveis independentes restantes:

$$\text{Tolerância de } X_i = 1 - R^2_i.$$

A homocedasticidade, a variância constante das variáveis de erro, é uma suposição que, quando violada, torna os parâmetros estimados ineficientes. Pestana e Gageiro (2000, p. 487) sugerem “[...] observar as relações, por um lado, entre os resíduos estudantizados e os resíduos padronizados; e por outro lado, entre os resíduos padronizados e os valores estimados [...]” da variável dependente. A análise é gráfica e os resíduos devem apresentar uma amplitude aproximada em relação à abscissa para não se rejeitar a hipótese de homocedasticidade.

De acordo com Pestana e Gageiro (2000), o teste de Durbin-Watson é utilizado para se avaliar a independência dos termos de erro, ou autocorrelação. A interpretação do valor do teste obtido é que para “[...] valores próximos de 2, não existe autocorrelação dos resíduos; para valores próximos de 0 significa uma autocorrelação positiva; para valores próximos de 4 existe uma autocorrelação positiva.” (p. 467). Finalmente, a normalidade do erro é avaliada a partir do teste K-S, tratado na seção 5.3.1.

A significância geral do modelo obtido pode ser avaliada a partir do coeficiente de determinação  $R^2$ , o coeficiente entre a soma de quadrados da regressão e a soma total de quadrados (HAIR JR. et al., 2005, p. 135). Para os autores, a soma dos quadrados dos erros (SSE) refere-se à “[...] soma dos erros de previsão (resíduos) ao quadrado em todas as

observações [...]”, sendo usada para denotar a variação, ainda não explicada pelo modelo de regressão, da variável dependente. E, “[...] se a soma dos quadrados dos erros (*SSE*) representa uma medida de nossos erros de previsão, também devemos conseguir determinar uma medida de nosso sucesso de previsão, o qual podemos chamar de soma dos quadrados da regressão (*SSR*).” (p. 141). A soma total dos erros (*TSS*) é obtida pela adição desses dois valores<sup>1</sup>. Em termos algébricos (HAIR JR. et al., 2005, p. 141):

$$TSS = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2,$$

$$SSE = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2,$$

$$SSR = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2,$$

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 \quad e,$$

$$R^2 = \frac{SSR}{TSS} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

em que  $\bar{y}$  representa a média de todas as observações,  $y_i$ , o valor da observação individual  $i$  e  $\hat{y}_i$ , o valor previsto da observação  $i$ . Assim, um modelo de alta qualidade de predição terá um coeficiente  $R^2$  muito próximo de 1, indicando que o valor previsto é muito próximo do valor observado.

Sugere-se ainda o cálculo do  $R^2$  ajustado ( $R_a^2$ ), pois, segundo Pestana e Gageiro (2000, p. 455), o “[...] coeficiente de determinação  $R^2$  tende a ser influenciado pela dimensão da amostra e pela dispersão existente dos dados, sendo uma medida otimista da qualidade do ajustamento feito.” É dado por:

$$R_a^2 = R^2 - \frac{k * (1 - R^2)}{n - k - 1}$$

---

<sup>1</sup> TSS: Total Sum of Squares; SSE: Sum of the Square of Errors; SSR: Sum of the Square of Residuals.

Pretende-se, portanto, testar a hipótese de que  $R^2$  seja maior que zero, pois assim a variação explicada pelo modelo de regressão será maior que a variação explicada pela média. De acordo com Hair Jr. et al. (2005), utiliza-se a razão  $F$ , que pode ser calculada a partir do coeficiente de determinação. Assim, segundo Stevens (2002):

$$F = \frac{R^2/k}{(1-R^2)/(n-k-1)}$$

Conforme Pestana e Gageiro (2000, p. 457), o teste  $F$  “[...] valida em termos globais o modelo e não cada um dos parâmetros isoladamente.” Irá testar as hipóteses:

- $H_0$ : a variável dependente não é explicada pelas variáveis independentes, isto é,  $R^2 = 0$ ;
- $H_1$ : as variáveis independentes explicam a variável dependente, ou  $R^2 \neq 0$ .

O próximo passo refere-se ao teste de significância dos coeficientes da regressão. Eles “[...] fornecem uma estimativa estatisticamente baseada na probabilidade de que os coeficientes estimados [...] sejam de fato diferentes de zero.” (HAIR JR. et al., 2005, p. 141). Os testes  $t$ , segundo Pestana e Gageiro (2000) permitem “[...] testar as hipóteses nulas de inexistência de uma relação linear entre [a variável independente] com cada uma das variáveis [dependentes].” (p. 463). O valor de  $t$  é dado por:

$$t_j = \frac{\beta_j}{s_{\beta_j}}$$

em que:  $\beta_j$ : valor do coeficiente estimado no modelo ( $j=0,k$ );

$s_{\beta_j}$ : desvio padrão da estimativa  $\beta_j$  ( $j=0,k$ ).

Será testada a hipótese de que os coeficientes estimados para as variáveis independentes sejam diferentes de zero, para um dado nível de significância, indicando a linearidade.

Definida a aceitação do coeficiente estimado, finalmente será avaliada a importância relativa das variáveis, em termos de determinação da variável dependente. Hair Jr. et al. (2005) sugerem que se utilize o coeficiente padronizado, pois se elimina “[...] o problema de lidar com diferentes unidades de medida [...], refletindo assim o impacto relativo sobre a variável dependente [e] podemos determinar qual variável tem maior impacto.” (p.164). Segundo Pestana e Gageiro (2000), o coeficiente padronizado Beta é obtido multiplicando-se o

coeficiente estimado da variável dependente pela razão entre os desvios padrões da variável dependente e da variável independente:

$$Beta = \beta_k * \frac{s_{x_k}}{s_y}$$

### 5.4.2 Regressão Logística

Conforme ensina Gouvêa (2004):

A regressão logística é uma técnica de análise multivariada utilizada para aferição da probabilidade de ocorrência de um evento e para identificação das características dos elementos pertencentes a cada categoria estabelecida pela dicotomia da variável dependente, que é binária, em relação às variáveis independentes, que podem ser métricas ou não métricas, útil para se prever o posicionamento binário, para se ranquear a importância relativa das variáveis independentes e para se avaliar os efeitos da interação entre as variáveis.

As principais vantagens desta técnica referem-se ao fato de não depender da satisfação de pressupostos rígidos como a normalidade ou a linearidade e de poder utilizar variáveis categóricas transformadas em *dummy*. (HAIR JR. et al., 2005). Sharma (1996) lembra ainda que quando as variáveis independentes são uma mistura de variáveis categóricas com contínuas, a suposição de normalidade multivariada não se sustentará, podendo-se, nestes casos, usar a regressão logística, pois não há suposição sobre a distribuição das variáveis independentes.

Para Hair Jr. et al. (2005, p. 233), a “[...] regressão logística deriva seu nome da transformação logística usada com a variável dependente.” Por ser binária, a variável dependente pode ser expressa em termos de probabilidade de ocorrência ( $p$ ) e de não ocorrência ( $1 - p$ ). Segundo os autores, o quociente entre essas probabilidades é denominado razão de desigualdade e pode ser representado por:

$$\frac{p}{1-p} = e^z, \text{ ou}$$

$$p = \frac{e^z}{1 + e^z},$$

de forma que, no caso em questão, se  $p > 0,5$ , espera-se que ocorra a variável dependente (de valor binário 1).

O parâmetro  $z$  representa a equação logística:

$$z = B_0 + B_1 * x_1 + \dots + B_n * x_n + e$$

em que  $x_i$  são as variáveis independentes, e  $B_i$ , os parâmetros da regressão logística, e  $e$ , o termo de erro. Os parâmetros são estimados a partir de processos de máxima verossimilhança, utilizados “[...] de forma iterativa para encontrar as estimativas ‘mais prováveis’ para os coeficientes.” (HAIR JR. et al., 2005, p. 231). Reescrevendo a equação, obtém-se a relação entre a probabilidade de ocorrência e a equação logística:

$$\ln\left(\frac{p}{p-1}\right) = B_0 + B_1 * x_1 + \dots + B_n * x_n + e$$

Sharma (1996) ressalta que o relacionamento entre a probabilidade  $p$  e a variável independente é não-linear, visto que o relacionamento entre o logaritmo das probabilidades e a variável independente é linear. Conseqüentemente, a interpretação dos coeficientes das variáveis independentes deve ser com respeito a seus efeitos no logaritmo das probabilidades, e não na probabilidade.

O teste de hipótese de um coeficiente ser diferente de zero, na regressão logística, é feito a partir da estatística de Wald, o “[...] quadrado da razão entre o coeficiente e o seu erro padrão, uma estatística com distribuição de qui-quadrado.” (GOUVEA, 2004). Assim, os coeficientes, também chamados de “razão de desigualdade”, são, na verdade, medidas das variações na proporção das probabilidades. Segundo Hair Jr. et al. (2005), um “[...] coeficiente positivo aumenta a probabilidade, ao passo que um valor negativo diminui a probabilidade prevista.” (p. 234), da mesma forma que o valor absoluto do coeficiente indica sua posição relativa:

$$\frac{\partial p}{\partial x_i} = \frac{e^z}{(1+e^z)^2} * B_i$$

A qualidade de ajuste do modelo é dada pela verossimilhança  $L$  (*likelihood*), que representa a “[...] probabilidade de obter os resultados da amostra, dadas as estimativas dos parâmetros do modelo logístico.” (GOUVEA, 2004). Na verdade, calcula-se a estatística  $-2LL$ , que representa o dobro do logaritmo da verossimilhança  $L$  e, segundo Hair Jr. et al. (2005, p. 234), um “[...] modelo bem ajustado terá um valor pequeno para  $-2LL$ .”

Outra medida de qualidade do modelo é baseada em um pseudo- $R^2$ , que pode ser utilizado de maneira semelhante à regressão múltipla, na qual a estatística  $-2LL$  do modelo é comparada à de um modelo nulo, “[...] semelhante a calcular a soma total dos quadrados usando apenas a média [...]” (HAIR JR. et al., 2005, p. 234). Assim, o  $R^2_{logit}$  é dado por:

$$R^2_{logit} = \frac{-2LL_{nulo} - (-2LL_{modelo})}{-2LL_{nulo}}$$

Estatísticas semelhantes ao  $R^2$  também são utilizadas, como o  $R^2$  de Cox e Snell, “[...] medida comparável ao  $R^2$  da regressão linear múltipla [...]” (GOUVÊA, 2004), que, da mesma forma que o  $R^2_{logit}$ , devem ser elevados, pois “[...] valores mais elevados indicam melhor ajuste.” (HAIR JR. et al., 2005, p. 264). Segundo os autores, o  $R^2$  de Nagelkerke propõe medida semelhante, porém variando de 0 a 1 e também deve ser elevada para indicar boa qualidade de ajuste.

Para a medida da aderência, Hair Jr. et al. (2005) sugerem o teste de Hosmer e Lemeshow, “[...] o qual mede a correspondência entre os valores reais e os previstos da variável dependente.” (p. 264). Conforme Gouvêa (2004), trata-se de um teste de *goodness-of-fit* baseado em qui-quadrado.

Pode-se ainda utilizar as matrizes de classificação, nas quais “[...] a amostra deve ser aleatoriamente dividida em dois grupos: de análise e de validação.” (HAIR JR. et al., 2005, p. 225). A estimação dos parâmetros é feita com base no primeiro grupo e é aplicada ao segundo grupo para validação. Obtém-se um percentual de casos corretamente classificados ou razão de sucesso. Assim, conforme Gouvêa (2004), “[...] quanto melhor a aderência das probabilidades estimadas à classificação a priori dos grupos, maior a qualidade de ajuste do modelo.”

Como exposto, a regressão logística é uma técnica discriminante útil no caso da variável dependente ser dicotômica. Foi utilizada na análise dicotômica para se identificar diferenças de precificação em função das variáveis indexadores (CDI e IGP-M) e do setor (energia e telecomunicações e outros).

### 5.4.3 Análise de correspondência

Para Hair Jr. et al. (2005, p. 34) a análise de correspondência é uma técnica que “[...] facilita tanto a redução dimensional da classificação de objetos [...] em um conjunto de atributos quanto o mapeamento perceptual de objetos relativos a esses atributos.” É uma técnica útil para o estudo da interdependência de dados não-métricos. Ainda segundo esses autores, o “[...] mapa perceptual resultante também conhecido como mapa espacial, mostra a posição relativa de todos os objetos [...]” (p.424).

Pestana e Gageiro (2000, p. 359) lembram que a análise de correspondência é uma técnica exploratória “[...] que visa descobrir possíveis relações entre variáveis num espaço multidimensional (normalmente de duas dimensões), não sendo portanto testes de hipóteses.” Da mesma forma, essa técnica goza de certa liberdade de pressupostos e o “[...] uso de dados estritamente não métricos em sua forma mais simples (dados tabulados cruzados) representa as relações lineares e não lineares igualmente bem.” (HAIR JR. et al., 2005, p. 444).

A análise de correspondência parte de uma tabela de contingência, que é a tabulação cruzada de duas variáveis categóricas, cada uma com um número de categorias ou atributos (linhas e colunas). Inicialmente, deve-se definir o número de dimensões que pode ser estimado. Este é determinado pelo menor número de linhas ou colunas, menos um. Do ponto de vista da avaliação dos resultados, uma análise bi-dimensional é preferível, de acordo com Pestana e Gageiro (2000), pela sua facilidade de interpretação, inclusive visual, com a construção de gráficos, cujos eixos serão as dimensões, sugerindo-se, então, um máximo de três categorias por variável.

Cada célula da tabela contém o número de ocorrências no par de atributos. Primeiramente, calcula-se o valor esperado para cada célula, definido como “[...] a probabilidade conjunta da combinação da coluna com a linha [...]” (HAIR JR. et al., 2005, p. 441), ou seja, o produto da probabilidade marginal da linha pela probabilidade marginal da coluna aplicado ao total de ocorrências. O próximo passo é o cálculo da diferença entre os valores reais e esperados e o valor do qui-quadrado de cada célula:

$$\chi_{i,j}^2 = \frac{(x_{i,j} - \hat{x}_{i,j})^2}{\hat{x}_{i,j}}$$

em que:  $\chi_{i,j}^2$  : qui-quadrado de cada célula (i,j);

$x_{i,j}$ : valor real de cada célula (i,j);

$\hat{x}_{i,j}$ : valor esperado de cada célula (i,j);

Obtém-se o qui-quadrado de Pearson a partir da soma dos qui-quadrados de cada célula. É utilizado para a verificação da condição de dependência das variáveis, testando-se as hipóteses, em geral com significância de 5%, pois, “[...] com a rejeição da hipótese nula de independência das duas variáveis [...] torna-se vantajoso utilizar-se a análise de correspondência, que permite representar graficamente a natureza das relações existentes [...]” (PESTANA; GAGEIRO, 2000, p. 360):

- $H_0$ : as variáveis são independentes;
- $H_1$ : as variáveis são dependentes.

Ainda conforme ensina Gouvêa (2005), espera-se que não haja ocorrência de células com contagens esperadas menores que cinco, condição para que o teste seja robusto.

A partir dos qui-quadrados de cada célula é calculada a similaridade, que corresponde ao seu oposto. Assim, segundo Hair Jr. et al. (2005, p. 443): “Valores negativos indicam menor associação (similaridade) e valores positivos apontam maior associação.” Na montagem do mapa perceptual, os elementos pertencentes a estes pares devem estar próximos e os daqueles, distantes.

As distâncias entre os pontos devem ser padronizadas, de modo que suas dimensões não afetem sua distribuição espacial. Segundo Pestana e Gageiro (2000), são quatro os métodos de padronização: *row principal*, *column principal*, *principal* e *symmetrical*. As duas primeiras maximizam as distâncias entre as categorias da variável, utilizadas quando o interesse é saber como as categorias da linha ou da coluna variam entre si. O método seguinte é utilizado quando interessa saber as semelhanças ou diferenças entre as categorias de cada variável por si só. O último método é usado quando se buscam saber as diferenças ou semelhanças entre as duas variáveis. Segundo os autores (p. 361), as “[...] normalizações *principal* e *symmetrical* distribuem a inércia simetricamente entre as categorias em linha e em coluna, não maximizando as distâncias, [...]” como métodos de padronização *row principal* e *column principal*.

Inicialmente, calcula-se o Perfil de Linhas e Colunas, que correspondem ao valor percentual de cada célula em relação ao total da linha (ou da coluna). No caso do perfil de linhas, a somatória do percentual de cada coluna resulta na “massa” dessa coluna. A “massa” de cada linha é calculada no perfil de colunas. A matriz de distâncias padronizadas, por meio de análise de componentes principais, é reagrupada em dimensões e a cada dimensão é associado um valor de “inércia”, que representa o percentual da variância explicado por cada dimensão, refletindo sua importância relativa. Em cada dimensão, atribui-se uma “escala” para os atributos de uma variável. São, assim, as coordenadas que definirão o posicionamento desse atributo no mapa perceptual (PESTANA; GAGEIRO, 2000, p. 362-367).

Por ser uma análise entre variáveis não-métricas, as variáveis em estudo foram transformadas em não-métricas por agrupamentos, à exceção da variável indexador, que é categórica. Buscando-se identificar preferências em termos de concentração de prazos de emissão, os prazos foram reagrupados em categorias de maturidade – curta, média e longa – a partir de uma análise de moda para se definir os cortes entre as categorias. Da análise da distribuição dos *ratings* e das probabilidades de *default* foram montados também três grupos para essas variáveis. A variável referente ao indexador já é categórica, com os grupos IGP-M e CDI, em taxa e em percentual.

## 5.5 Descrição das variáveis

A taxa de emissão de um título é determinada em seu leilão de emissão primária. Os *spreads* são calculados a partir da diferença entre a taxa de emissão e a taxa livre de risco, baseada em títulos públicos federais de mesmo indexador e prazo de cada debênture. Assim, por exemplo, uma debênture indexada ao IGP-M, deverá ser comparada a um título público federal também indexado ao IGP-M de mesmo vencimento. Tanto a taxa de emissão quanto o *spread* são variáveis métricas. O indexador (IGP-M e CDI, *spread* ou percentual) foi tratado por meio de variáveis *dummy*.

Na verdade, a taxa de emissão de uma debênture, da mesma forma que a taxa negociada de um título público, refere-se ao *yield-to-maturity*, ou taxa interna de retorno do fluxo de caixa do instrumento, composto, em geral, por pagamentos intermediários de cupons e o pagamento do principal no vencimento. Assim, de acordo com Fabozzi (2000, p.28):

$$P = \sum_{t=1}^N \frac{F_t}{\left(1 + \frac{y}{m}\right)^t}$$

em que:  $P$ : preço do título (em moeda);  
 $F_t$ : valor (em moeda) dos fluxos periódicos, compostos pelo pagamento do cupom (em geral, é constante) e do valor ao par (em geral, no vencimento);  
 $m$ : pagamentos intermediários no ano (se semestral,  $m=2$ , por exemplo);  
 $t$ : número de períodos (se semestral,  $m*t$  = número de anos, por exemplo);  
 $N$ : maturidade do título;  
 $y$ : taxa de juros anual (*yield-to-maturity*).

Quando se consideram taxas de desconto não constantes, obtidas a partir da estrutura temporal, a taxa de desconto periódica passa a ser  $i_t$ , na unidade do prazo considerado (se, por exemplo, semestre,  $t$  será o número de semestres e  $i_t$  a taxa ao semestre), e o preço do título pode ser reescrito (FERREIRA, 2004, p. 37):

$$P = \sum_{t=1}^N \frac{F_t}{(1 + i_t)^t}$$

Assim, segundo este autor (p. 34), “[...] ao se compararem as taxas internas de retorno de dois ou mais títulos de renda fixa, deve-se considerar [...] os vários formatos da curva de juros [...]”, tornando potencialmente ingênua a simples comparação de taxas de negociação de títulos de maturidade igual. Elton et al. (2001) também alertam o risco de se calcular *spread* a partir da diferença de *yield-to-maturity* de *bonds* que pagam cupons, pois isto significa comparar títulos com diferentes *duration* e convexidade.

Securato (2003a) sugere a construção de um título sintético: a partir do fluxo de caixa do instrumento ( $F_t$ ) e das taxas obtidas da estrutura temporal ( $i_t$ ), calcula-se o preço do instrumento ( $P$ ). Com o preço e os fluxos, calcula-se agora a taxa interna de retorno ou o *yield-to-maturity* do papel ( $y$ ). Calcula-se também a *duration* do título, dada por (p. 218):

$$dur = \frac{\sum_{t=1}^N \left( \frac{F_t}{(1 + i_t)^t} * t \right)}{PU}$$

Conhecido o prazo médio ponderado do título ( $dur$ ), pode-se obter, a partir da estrutura temporal de taxas, aquela equivalente a este prazo, a taxa  $i_{dur}$ . Assim, cada fluxo será levado ao prazo da  $duration$ , lembrando sempre que a taxa e o prazo se referem à mesma unidade de tempo:

$$F_{t,dur} = \frac{F_t}{(1+i_t)^t} * (1+i_{dur})^{dur}$$

e o valor futuro de todo o fluxo ( $VF$ ) será dado por

$$VF = \sum_{t=1}^N \left( \frac{F_t}{(1+i_t)^t} * (1+i_{dur})^{dur} \right) = P * (1+i_{dur})^{dur}$$

Dessa forma, constrói-se um título sintético de preço  $P$  e valor único de resgate  $VF$ , no prazo  $dur$ , que terá a taxa  $i_{dur}$ ; esta, conforme foi mostrado, depende da  $duration$ , que, por sua vez, depende do valor do cupom. Dois títulos de características distintas de crédito, ao se combinarem, estarão sujeitos a estruturas temporais de taxas também distintas. Assim, em princípio, só se pode calcular o diferencial de taxas entre os dois títulos se a  $duration$  deles for a mesma.

Para se entender melhor esse fenômeno, tome-se um título base, com cupons semestrais e pagamento do principal ao final, à semelhança das NTNs emitidas pelo Tesouro brasileiro. Como títulos corporativos, semelhantes às debêntures, considerem-se dois títulos, um com cupons anuais e outro com cupons semestrais, ambos com pagamento do principal também ao final. Nos três casos, o cupom anual é de 10% e o semestral é de 4,88%.

Constrói-se também uma estrutura temporal de taxa de juros básica, utilizada para se descontar o título base, e outra incluindo um diferencial, para se descontar os títulos corporativos. Tanto a curva básica quanto o diferencial são crescentes com o tempo. Ainda em relação ao diferencial, simularam-se três cenários: de diferencial baixo, médio e alto. Cada cenário foi aplicado aos títulos em duas situações de maturidade: três e cinco anos.

Todos os títulos corporativos, dentro de um mesmo cenário e de mesma maturidade têm o mesmo *yield-to-maturity* (o ajuste se dá pelo valor presente). Com esses dados, calcula-se a  $duration$  de cada título e a taxa referente ao prazo da  $duration$ . Em termos de  $duration$ , ela é menor que a maturidade, dada a existência de cupons, mas ela tem pouca alteração em relação

aos cenários de diferencial de curva, além de serem muito próximas ao se compararem os títulos corporativos aos títulos base (Tabela 13). Dessa forma, pode-se calcular o diferencial de taxas entre os títulos utilizando-se as taxas referentes a *duration* de cada título.

**Tabela 13 – Duration dos títulos na simulação (anos)**

Título	Diferencial de curva	maturidade: 3 anos		maturidade: 5 anos	
		cupom anual	cupom semestral	cupom anual	cupom semestral
título base	Baixo	2,7	2,7	4,1	4,0
	Médio	2,7	2,7	4,1	4,0
	Alto	2,7	2,7	4,1	4,0
título corporativo	Baixo	2,7	2,7	4,1	3,9
	Médio	2,7	2,6	4,1	3,9
	Alto	2,7	2,6	4,1	3,9

O cálculo do *spread* também foi realizado em cada um dos cenários de diferencial de taxa e de maturidade dos títulos. Incorporou-se também o cálculo do *spread* com base na *yield-to-maturity* dos títulos. Da Tabela 14 depreende-se que há diferenças, especialmente nas maturidades mais longas. Nos títulos de cupom semestral, o *spread* calculado pelo *yield* tende a superestimar o *spread* real.

**Tabela 14 – Spread entre os títulos na simulação (% ao ano)**

Diferencial de curva	maturidade: 3 anos			maturidade: 5 anos		
	<i>yield-to-maturity</i>	cupom anual	cupom semestral	<i>yield-to-maturity</i>	cupom anual	cupom semestral
Baixo	0,33	0,36	0,30	0,48	0,49	0,39
Médio	0,81	0,84	0,78	0,96	0,96	0,87
Alto	1,66	1,61	1,53	2,40	2,11	1,97

Fisher (1959), por exemplo, define o *risk-premium* de títulos corporativos como a diferença entre o yield de mercado do título e o yield de títulos sem risco de mesma maturidade. Amira (2004) e Gabbi e Sironi (2005), ao analisarem o *spread* de *eurobonds* praticados em mercados primários, utilizam o *yield-to-maturity* de títulos de mesma maturidade no cálculo do *spread*. Longstaff et al. (2005) procuram superar essa questão calculando o *spread* entre títulos de mesma maturidade e idêntica taxa de cupom, minimizando, assim, a diferença de *duration*.

Jacoby (2003), ao desenvolver modelo de *hedge* de títulos corporativos com base em *duration*, conclui que a não aplicação do conceito de *duration* ajustada a risco de default pode ser custosa, especialmente para *high-yield bonds*, em particular para maturidades menores. No

caso de *bonds* com grau de investimento, o custo de ajuste é trivial. Assim, considerando o escopo do trabalho, de cunho exploratório e não com intenções preditivas, os *spreads* calculados com base nos *yield-to-maturity* observados serão considerados como *proxy* dos *spreads* reais.

O cálculo dos *spreads* será feito com base na fórmula:

$$spread = \frac{(1 + y_c)}{(1 + y_t)} - 1,$$

em que  $y_c$  refere-se ao *yield* do título corporativo e  $y_t$  ao *yield* do título do Tesouro de mesma maturidade e de mesmo indexador. Nos casos em que não foi possível se obter o mesmo vencimento, uma taxa interpolada foi calculada, entre títulos de vencimentos contíguos, para se construir um título sintético do Tesouro, de mesmo vencimento das debêntures.

Nas categorias de indexadores “IGP-M+taxa” e “CDI+taxa”, o cálculo do *spread* é trivial, pois a composição do indexador com a taxa ocorre no numerador e no denominador, com a conseqüente anulação de seus efeitos. Porém, tal não é possível na categoria “percentual do CDI”. Conforme mostra Ohanian (2005), um título indexado ao percentual do CDI tem sua rentabilidade dada por:

$$r_{\text{título}} = \prod_{i=1}^{du} \left\{ \left[ (1 + CDI_i)^{\frac{1}{252}} - 1 \right] * \alpha_{\text{título}} + 1 \right\} - 1$$

em que:  $r_{\text{título}}$ : rentabilidade do título no período de  $N$  dias úteis (em taxa);  
 $CDI_i$ : CDI over diário observado em cada dia útil  $i$  do período;  
 $\alpha_{\text{título}}$ : percentual do CDI referente à operação com o título;  
 $du$ : dias úteis da operação.

Se utilizarmos uma mesma taxa CDI para todos os dias úteis da operação, um CDI médio, teremos o retorno definido por:

$$r_{\text{título}} = \left\{ \left[ (1 + CDI_{\text{médio}})^{\frac{1}{252}} - 1 \right] * \alpha_{\text{título}} + 1 \right\}^{du} - 1$$

e o *spread* a ser calculado entre a debênture e o título público, para o prazo da operação, será:

$$spread = \frac{\left\{ \left[ (1 + CDI_{\text{médio}})^{\frac{1}{252}} - 1 \right] * \alpha_{\text{debênture}} + 1 \right\}^{du}}{\left\{ \left[ (1 + CDI_{\text{médio}})^{\frac{1}{252}} - 1 \right] * \alpha_{\text{título\_público}} + 1 \right\}^{du}} - 1,$$

não havendo como anular os efeitos do indexador. Faz-se necessário trabalhar com uma estimativa.

Essa estimativa, em princípio, deve levar em conta as expectativas do comportamento futuro da taxa over, com base, por exemplo, na expectativa do comportamento da taxa Selic. O contrato futuro de DI, negociado na BM&F, é um contrato referenciado nessa expectativa, do comportamento médio da taxa diária em um determinado período futuro. É, fundamentalmente, um contrato pré-fixado, pois, ao determinar-se o valor da expectativa, a partir de um fluxo futuro conhecido determina-se, por consequência, o valor do fluxo presente. Assim, será estimado um CDI médio para o cálculo do *spread* das debêntures do grupo “percentual do CDI” com base no over médio dos *swaps* de pré (CDI x pré) de prazo equivalente à maturidade da debênture negociados na data de referência. Fraletti e Eid Jr. (2005) lembram que tal procedimento é comumente utilizado no mercado financeiro brasileiro.

A variável *rating* refere-se a opiniões independentes emitidas por agências classificadoras acerca da idoneidade creditícia de um emissor de obrigações de renda fixa, conforme já comentado. As agências que classificaram os ativos que compõem a base de dados do estudo são: Standard and Poors, Moody’s Investors Service, FitchRatings, SR Rating e Austin Asis. Conforme Hair Jr. Jr et al. (2005, p. 27), é uma variável não-métrica, qualitativa, pois se refere a “[...] atributos, características ou propriedades categóricas que identificam ou descrevem um objeto.”

Para utilizar a informação de *rating* em regressões, diversos autores transformam as classificações em valores numéricos, como se pode observar na Tabela 15. Conforme Hair Jr. et al. (2005), com esse procedimento obtém-se uma variável ordinal, um tipo de escala não-métrica, a qual pode ser ordenada ou ranqueada. Os números utilizados nessa escala são não-quantitativos, “[...] pois indicam apenas posições relativas em uma série ordenada.” (p. 28). Segundo os autores, não são utilizáveis em regressão.

**Tabela 15 – Ratings: comparativo de conversão de escala ordinal nominal para numérica**

escalas de <i>rating</i>		conversão numérica				
		Amira	Gabbi e Sironi	Mellone et al.	Sheng e Saito	Fraletti e Eid Jr.
AAA	Aaa	22	1	10,0	10,0	10,0
AA+	Aa1	21	2	9,5	9,5	9,5
AA	Aa2	20	3	9,0	9,0	9,0
AA-	Aa3	19	4	8,5	8,5	8,5
A+	A1	18	5	8,0	8,0	8,0
A	A2	17	6	7,5	7,5	7,5
A-	A3	16	7	7,0	7,0	7,0
BBB+	Baa1	15	8	6,5	6,5	6,5
BBB	Baa2	14	9	6,0	6,0	6,0
BBB-	Baa3	13	10	5,5	5,5	5,5
BB+	Ba1	12	11	5,0	5,0	5,0
BB	Ba2	11	12	4,5	4,5	4,5
BB-	Ba3	10	13	4,0	4,0	4,0
B+	B1	9	14	3,5	3,5	3,5
B	B2	8	15	3,0	3,0	3,0
B-	B3	7	16	2,5	2,5	2,5
CCC+	Caa1	6	17	2,0	2,0	2,0
CCC	Caa2	5	18	2,0	2,0	2,0
CCC-	Caa3	4	19	2,0	2,0	2,0
CC	Ca	3	20	1,5	1,5	1,5
C	C	2	21	1,0	1,0	1,0
D	D	1	22	0,5		0,5

Fonte: Amira (2004, p.804); Gabbi e Sironi (2005, p.68); Mellone et al. (2002, p.3); Sheng e Saito (2005, p.198); Fraletti e Eid Jr. (2005, p.7).

Com relação a essa questão, Wooldridge (2002) sugere a utilização de variáveis *dummy*  $CR_i$  para cada classe de *rating*, que assumirá valores 1 ou 0 caso pertençam ou não a determinada classe  $i$ . Outra metodologia seria o uso de probabilidades de inadimplência, conforme sugestão de Carey e Hrycay (2001), ao avaliarem que os *ratings* geralmente são registrados em uma escala ordinal e não são medidas diretamente utilizáveis de probabilidade de *default*. De acordo com Caouette et al. (2000), a métrica desenvolvida por Altman (1989) seria a mais adequada para emissões novas, pois calcula a probabilidade de *default* com base no *rating* original da emissão. Porém, esses dados não incluem as subcategorias (ou alfanuméricos, como intitula a Moody's) dentro de cada *rating*. Hamilton (2005), por outro lado, publica dados com cálculos para os alfanuméricos, com base em informações e metodologia da Moody's. Adicionalmente, tais dados referem-se a médias no período 1983 a 2004, mais próximos da realidade atual do que a média desenvolvida por Altman e Fanjul (2004), envolvendo o período 1973-2004.

Assim, para este trabalho, foram utilizados os dados da Moody's, divulgados por Hamilton

(2005), pois o objetivo é de converter classificações ordinais em escalas métricas, não de precificar títulos a partir de estatísticas de inadimplência. Por exemplo, se for utilizada a escala de Gabbi e Sironi (2005), um título BBB- teria a metade da qualidade de crédito de um título A+, pois as escalas são 10 e 5, respectivamente. Já de acordo com a taxa de *default* calculada por Hamilton (2005), para o prazo de 5 anos, os valores seriam 3,60% e 0,38%, numa proporção de 9,5:1, mais de acordo com a realidade a ser estudada.

A taxa de inadimplência está relacionada ao *rating* e ao prazo, de acordo com as estatísticas divulgadas. Assim, a variável referente à probabilidade de *default* foi obtida mediante a transformação do *rating* do título na sua probabilidade respectiva, de acordo com Hamilton (2005), no prazo referente à maturidade deste título. No caso de haver mais de uma classificação por debênture, utilizou-se uma média das taxas, pressupondo-se que a qualidade das classificações seja equivalente em termos de conteúdo de informação por nota e em termos da própria agência. Em paralelo, foram também utilizadas as notas de *rating*, conforme sugerido por Melone et al. (2002), para efeito de comparação entre as duas metodologias.

A variável maturidade é uma *proxy* para o efeito da estrutura a termo de taxas. O presente estudo não trata do tema estrutura a termo. Não se pode, porém, descartar as diferenças de taxas em termos dos prazos dos títulos, principalmente ao se considerar a hipótese da preferência por liquidez na explicação da forma da estrutura a termo, em que se admite que o investidor vá exigir um prêmio por aumentar o prazo de sua aplicação, implicando um viés de alta para as taxas com prazos maiores.

As informações disponíveis na base de dados da Andima referentes às datas são: de registro na CVM, de emissão, do início da rentabilidade e data do início da distribuição. A primeira refere-se ao registro, uma etapa da formalização da operação necessária ao início da distribuição pública. A data de emissão do título é para efeito de registro e, não havendo período de graça, refere-se ao início da rentabilidade, principalmente na acumulação do indexador. A data do início da rentabilidade difere da data de emissão no caso de haver um período de carência.

A data do início da distribuição é a mais próxima da data de liquidação financeira, principalmente no caso de colocação com melhores esforços. Assim, a variável maturidade

será determinada pela diferença, em anos, entre a data do início da distribuição e a de vencimento do título. No caso de haver repactuação, a data de vencimento será a da repactuação. Trata-se, portanto, de uma variável métrica. A partir da análise univariada, a mostra será reagrupada em categorias de maturidade.

O volume da emissão foi medido em termos de volume relativo ao total de debêntures no mercado, à época da emissão. O objetivo dessa variável é o de captar efeitos de oferta que, em princípio, poderiam impactar os preços, deprimindo as taxas em condições de superoferta, por exemplo. É uma variável métrica.

A diferenciação do setor, dada por uma variável *dummy*, segue a sugestão de Sheng e Saito (2005, p. 197), para quem “[...] o *spread* deve ser maior para as empresas dos setores de energia e telecomunicações [...]” devido às características dessas empresas no período estudado. A necessidade de cumprir metas após a privatização aumentou seu endividamento, que ficou mais comprometido após a desvalorização do real, em 1999. Assim, as empresas desses setores foram identificadas por uma variável específica.

As variáveis independentes macroeconômicas incluídas no modelo são: (1) o risco Brasil, medido pela diferença entre o Índice EMBI-Br e o preço de título do Tesouro norte-americano de prazo equivalente, (2) a taxa Selic, a taxa de financiamento de títulos públicos por um dia, divulgado pelo Selic; (3) a diferença de taxa de longo e de curto prazo, medido pelo *spread* entre a taxa do *swap* de pré de trinta dias e de 900 dias, que foi e prazo mais longo para o qual havia dados para todo o período do estudo, negociado na BM&F; (4) a taxa de câmbio dólar/real, obtida por meio da transação PTAX800 do Sisbacen, do BCB e (5) o índice de ações da Bovespa. Todos esses valores são divulgados pela Andima.

As variáveis macroeconômicas, além do seu valor nominal, foram inicialmente consideradas em termos do logaritmo do valor nominal, da variação mensal do valor nominal e de sua volatilidade, calculada com base em janela de vinte e cinco observações, como o desvio-padrão do retorno diário da variável. É um indicador importante da percepção de risco do mercado, que poderá ser transmitido aos preços praticados nos leilões de títulos. Sheng e Saito (2005) sugerem a expressão “ambiente favorável/desfavorável”, numa divisão dicotômica com base nos valores do Índice EMBI-Br. A utilização da volatilidade permite captar a instabilidade do mercado de maneira contínua e sem a necessidade de se arbitrar um

corrente entre “favorável” e “desfavorável”. Os períodos de crise foram identificados por meio de uma variável *dummy*. Dentre cada grupo de indicador macroeconômico foi escolhida uma variável. As variáveis descritas estão listadas no Quadro 12.

**Quadro 12 – Variáveis do trabalho**

nome da variável	Significado	escala de medida
SPREAD	diferença entre a taxa de emissão e a taxa de títulos públicos federais	métrica
RATING	classificações referentes a opiniões das agências de risco	ordinal
RATING_CL	agrupamento dos diversos <i>ratings</i> em classes	categórica
RATING_NOTA	equivalente numérico de cada <i>rating</i>	ordinal
PRDEF	conversão do <i>rating</i> em probabilidade de <i>default</i>	métrica
PRDEF_CL	agrupamento das diversas probabilidades de <i>default</i> em classes	categórica
MATUR	diferença, em anos, entre as datas do início da distribuição e de vencimento	métrica
MATUR_CL	agrupamento das diversas maturidades em classes	categórica
VOLEM	volume da emissão, em percentual, relativo ao estoque de mercado	métrica
d_IGPM	tipo de indexador da debênture: se IGP-M, será 1; se não, 0	<i>dummy</i>
d_CDI	tipo de indexador da debênture: se CDI + spread, será 1; se não, 0	<i>dummy</i>
d_ENTEL	diferenciação dos setores de energia e telecomunicações	<i>dummy</i>
d_CRISE	identificação das épocas de crise no período de estudo	<i>dummy</i>
EMBI_NOM	risco Brasil	métrica
EMBI_LOG	logaritmo do EMBI_NOM	métrica
EMBI_VAR	variação mensal do EMBI_NOM	métrica
EMBI_VOL	volatilidade do EMBI_NOM	métrica
SELIC_NOM	taxa Selic	métrica
SELIC_LOG	logaritmo do SELIC_NOM	métrica
SELIC_VAR	variação mensal do SELIC_NOM	métrica
SELIC_VOL	volatilidade do SELIC_NOM	métrica
DIFTX_NOM	a diferença entre as taxas de longo prazo (900 dias) e de curto prazo (30 dias)	métrica
DIFTX_LOG	logaritmo do DIF_TX_NOM	métrica
DIFTX_VAR	variação mensal do DIF_TX_NOM	métrica
DIFTX_VOL	volatilidade do DIF_TX_NOM	métrica
DOLAR_NOM	taxa de câmbio dólar/real	métrica
DOLAR_LOG	logaritmo do DOLAR_NOM	métrica
DOLAR_VAR	variação mensal do DOLAR_NOM	métrica
DOLAR_VOL	volatilidade do DOLAR_NOM	métrica
IBOV_NOM	índice de ações da Bovespa	métrica
IBOV_LOG	logaritmo do IBOVESPA_NOM	métrica
IBOV_VAR	variação mensal do IBOVESPA_NOM	métrica
IBOV_VOL	volatilidade do IBOVESPA_NOM	métrica



## 6 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 6.1 Definição da amostra

No período de 1990 a 2005, foram identificados 1.528 registros (individualizados por série em cada emissão) de distribuição pública de debêntures no Brasil, pesquisando-se o SND, a BovespaFix, o cadastro do Isin e a CVM. Desses, 1081 tiveram sua data de início de distribuição anterior a 2000. Dos remanescentes, foram excluídos oito registros de séries de emissões conversíveis, 142 sem *rating* e vinte com índices de atualização diversos daqueles da pesquisa: Anbid (1), TJLP (7), dólar comercial (3) e com participação no lucro (9). Foram, ainda, excluídos trinta e nove registros referentes a empresas de leasing (Apêndice A) e quatro grupos de emissões, totalizando cinquenta e sete registros, nos quais a emissão foi dividida em séries, com datas de vencimento em meses subsequentes; no entanto, todos os títulos têm a mesma taxa e mesmo *rating*, o que traria um viés para o estudo (Apêndice B).

Restaram 181 registros. Emissões de uma mesma empresa, ocorridas numa mesma data, com características semelhantes, porém em séries diferentes, foram agrupadas, tornando-se um registro único (Apêndice C). Assim, trinta e seis registros foram agrupados em dezessete, restando 162 registros, que compuseram a amostra inicial do estudo.

A etapa seguinte consistiu na exclusão dos *outliers*. Optou-se por utilizar o corte de 3 desvios, bi-caudal, para não comprometer demasiado a amostra, dado seu já reduzido tamanho. Foram, então, excluídos oito casos, expostos na Tabela 16. Assim, a amostra final do estudo contou com 154 casos.

Observa-se na amostra, em termos de indexadores, quarenta e cinco registros indexados ao percentual de DI, sessenta e três ao DI e quarenta e seis ao IGP-M. Cinquenta e sete registros pertencem ao setor de energia e telecomunicações.

Tabela 16 – Casos excluídos do estudo – outliers

Emissor	Data do Início da Distribuição	Primeiro Vencimento	Setor EnTel	Rating	Índice	Spread	Percentual	Juros	Valor Emissão R\$ bilhões	Vol %	Número de desvios				
											SPREAD	MATUR	VOLEM	RATING_NOTA	PRDEF
Cesp	30/06/03	01/09/07	1	CCC	DI	1,08		2,00	0,35	0,8	-0,47	-0,02	0,02	<b>-4,20</b>	<b>6,34</b>
CPFL	24/10/03	01/04/08	1	A	DI	2,17		2,85	1,80	4,6	0,30	0,09	<b>4,36</b>	-0,34	-0,16
CPFL	22/05/00	01/05/03	1	A	%DI	0,51	103,5		0,98	4,4	-0,88	-0,57	<b>4,12</b>	0,05	-0,18
Eletropaulo	01/08/00	01/09/04	1	A	IGPM	5,96		14,68	0,70	2,8	<b>3,01</b>	-0,06	2,32	0,24	-0,17
Ferronorte	22/03/04	03/12/09	0	CCC	DI	4,91		5,00	0,06	0,2	2,26	0,65	-0,78	<b>-4,20</b>	<b>7,61</b>
Ferronorte	22/03/04	03/12/09	0	CCC	%DI	3,02	122,0		0,12	0,3	0,91	0,65	-0,60	<b>-4,20</b>	<b>7,61</b>
Telesp	27/10/04	01/09/07	1	AA	%DI	0,17	103,5		1,50	3,6	-1,12	-0,61	<b>3,25</b>	1,59	-0,21
Tele N Leste	27/07/01	01/06/06	1	AA	DI	0,45		0,70	1,30	4,0	-0,92	0,28	<b>3,70</b>	1,20	-0,18

Ao longo do período, em 2000 foram observados dezenove registros, trinta e um em 2001, dezoito em 2002, dez em 2003, trinta e um em 2004 e quarenta e cinco em 2005, refletindo a crise de 2002. Tal período de crise pode ser detectado pela evolução das volatilidades (Gráfico 10) ou do EMBI (Gráfico 11), nas quais tal período está sombreado. Assim, foi definido como período de crise aquele que se inicia em 23 de maio de 2002, quando o EMBI, em alta, atingiu o valor de 980, e que finda em 1º de abril de 2003, no qual o EMBI foi negociado abaixo de 1000 pontos, em queda. Há seis registros nesse período e nenhum dos casos excluídos por serem *outliers* era de períodos de crise.

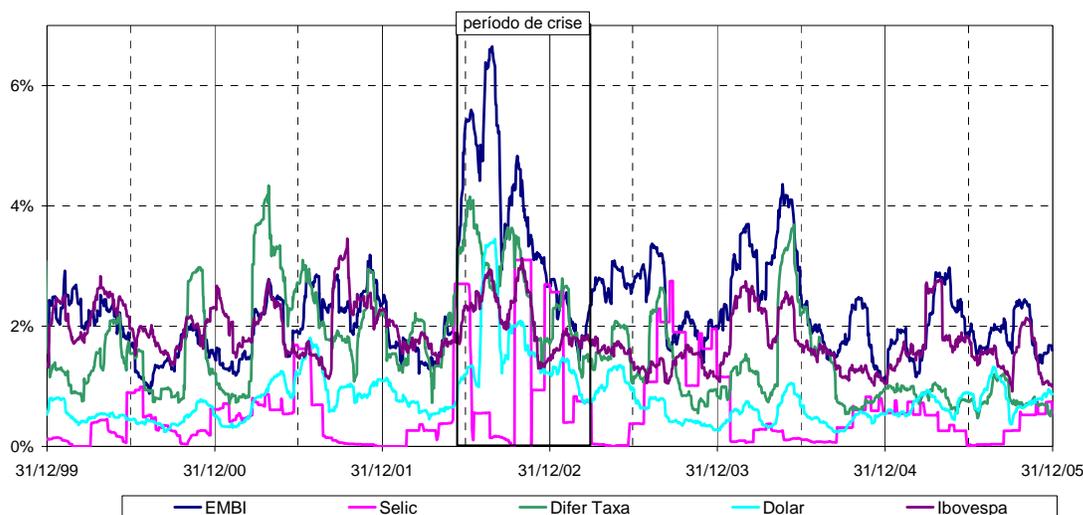
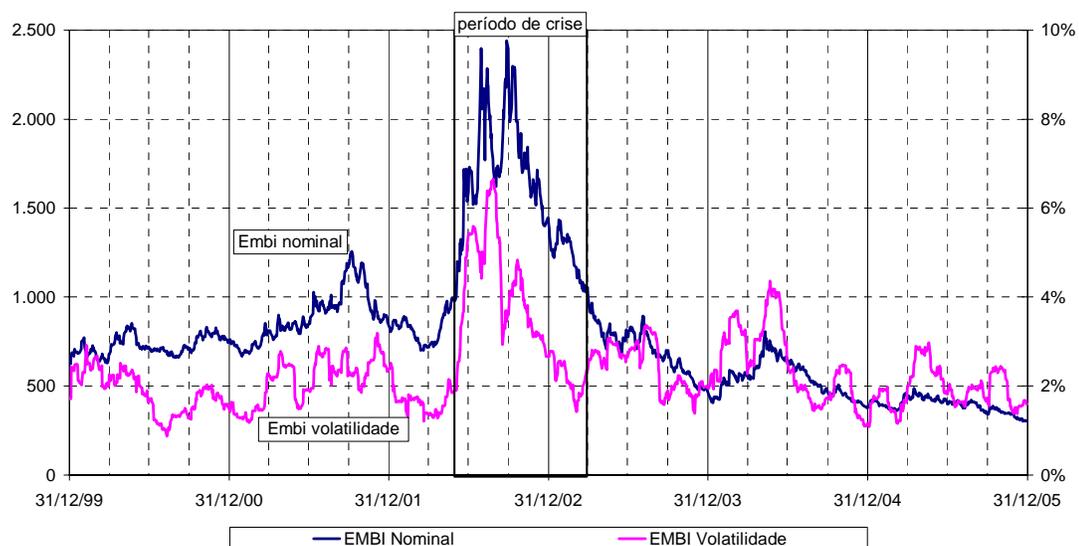
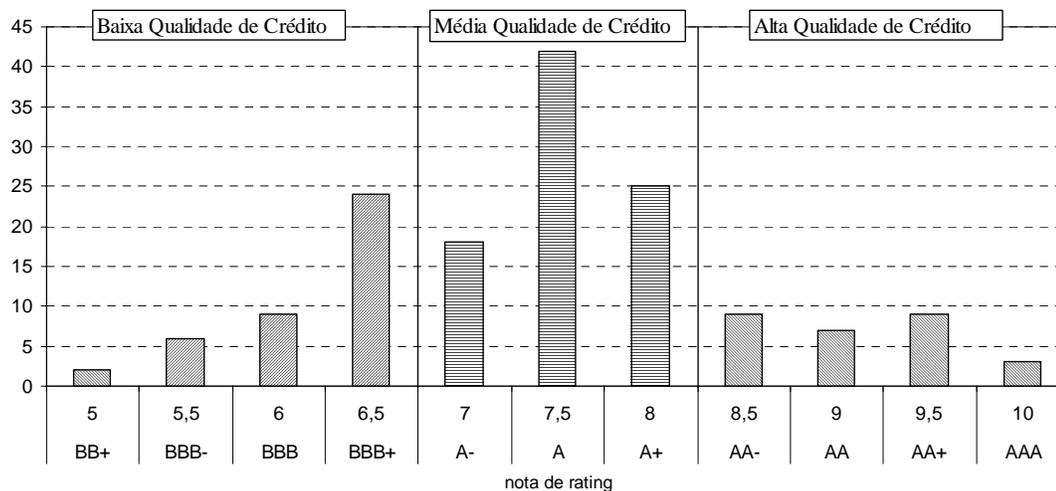


Gráfico 10 – Volatilidades das variáveis macroeconômicas



**Gráfico 11 – EMBI: nominal e volatilidade**

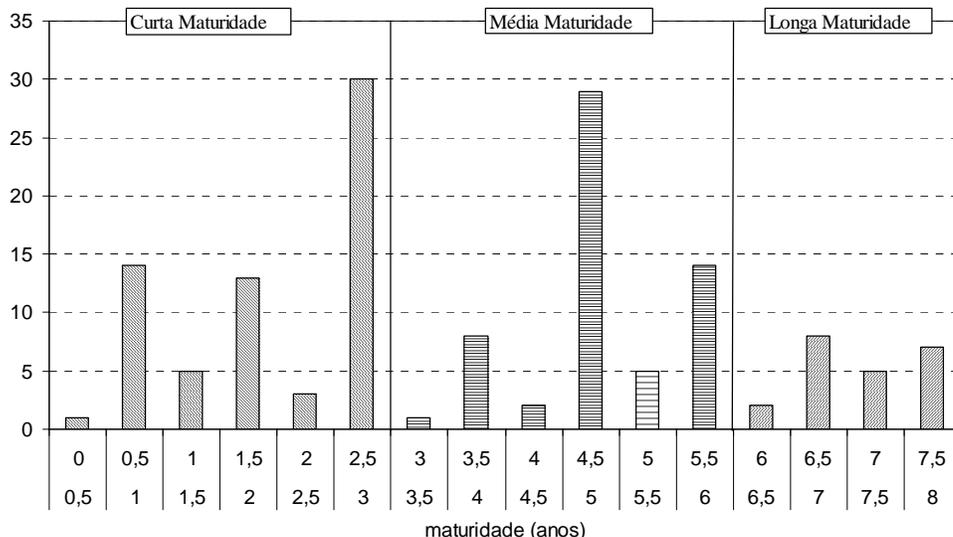
A transformação das variáveis RATING\_NOTA e MATUR em classes foi baseada nas respectivas distribuições de frequências. O Gráfico 12 ilustra o histograma de RATING\_NOTA. Observa-se uma grande concentração de emissões com notas entre sete e oito. Assim, esse grupo será denominado “Média Qualidade de Crédito”; aqueles com nota maior, de “Alta Qualidade de Crédito” e os com notas menores, de “Baixa Qualidade de Crédito”.



**Gráfico 12 – Histograma da variável RATING\_NOTA**

A variável MATUR foi segmentada nos grupos “Curta Maturidade”, “Média Maturidade” e “Longa Maturidade”. No primeiro grupo foram incluídas as emissões com até 3,1 anos (em

que há uma descontinuidade até o próximo dado, 3,6 anos), no último, aquelas com mais de 6,7 anos (depois de outra descontinuidade, do valor 6,2 anos) e as outras no grupo intermediário. O Gráfico 13 apresenta o histograma da variável.



**Gráfico 13 – Histograma da variável MATUR**

A classificação da probabilidade de *default* (variável PRDEF) em grande ou pequena é mais subjetiva que nos casos anteriores. Assim, optou-se por considerar como base a probabilidade de *default* tabulada por Hamilton (2005). Tomando-se a maturidade média da amostra, 4,2 anos, a classe intitulada “Pequena Probabilidade” incluiu os registros com valores abaixo de 0,8%, correspondentes a *ratings* A- e melhores, nessa escala, para o prazo de quatro anos, a classe “Grande Probabilidade”, os valores acima de 4% (equivalente ao *rating* BB+ e piores), e os intermediários, de “Média Probabilidade”.

## 6.2 Análise univariada

A Tabela 17 descreve as principais estatísticas de cada uma das variáveis estudadas. Os valores em negrito referem-se à não rejeição de  $H_0$  para os testes de normalidade, a 1%, indicando a possibilidade de a variável ter distribuição normal. As variáveis PROBDEF e VOLEM foram transformadas para o seu logaritmo e as variáveis PROBDEF\_LOG e VOLEM\_LOG apresentaram não-rejeição de normalidade, sugerindo-se sua utilização. Isto será confirmado na análise bivariada, com o teste de linearidade. Dentro de cada grupo de

variável macroeconômica, as variáveis EMBI\_LOG, SELIC\_NOM, DOLAR\_NOM, DOLAR\_LOG, EMBI\_VOL e IBOV\_VOL apresentaram normalidade e baixo coeficiente de variação (em módulo). Também apresentaram normalidade as variáveis macroeconômicas EMBI\_VAR, DOLAR\_VAR e IBOV\_VAR.

**Tabela 17 – Principais estatísticas e teste de normalidade**

Variável	Estatísticas			Testes de normalidade		
	Média	Desvio padrão	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Z teste K-S
SPREAD	1,713	1,353	0,790	0,814	<b>0,199</b>	<b>1,307</b>
RATING_NOTA	7,522	1,066	0,142	<b>0,244</b>	<b>-0,031</b>	1,715
PRDEF	0,692	0,983	1,420	3,605	15,554	3,274
MATUR	4,221	2,304	0,546	<b>0,394</b>	<b>-0,450</b>	1,654
VOLEM	0,007	0,007	0,918	1,875	3,791	2,032
EMBI_NOM	657,8	282,7	0,430	1,494	3,078	1,740
EMBI_LOG	6,410	0,390	0,061	<b>0,407</b>	<b>-0,412</b>	<b>1,624</b>
EMBI_VAR	-0,011	0,113	-10,541	1,023	1,456	<b>1,606</b>
EMBI_VOL	0,021	0,007	0,336	2,040	8,629	<b>1,337</b>
SELIC_NOM	0,180	0,018	0,101	<b>0,468</b>	<b>0,813</b>	<b>1,582</b>
SELIC_LOG	-1,720	0,100	-0,058	<b>0,154</b>	<b>-0,121</b>	1,787
SELIC_VAR	-0,001	0,036	-37,195	<b>0,460</b>	5,861	1,842
SELIC_VOL	0,005	0,006	1,176	2,553	7,552	2,886
DIFTX_NOM	0,200	0,049	0,248	2,253	5,263	3,293
DIFTX_LOG	-1,635	0,206	-0,126	1,712	2,549	3,042
DIFTX_VAR	0,001	0,096	145,518	0,595	2,022	1,794
DIFTX_VOL	0,014	0,007	0,547	1,241	1,055	2,493
DOLAR_NOM	2,514	0,412	0,164	<b>0,423</b>	<b>0,215</b>	<b>1,055</b>
DOLAR_LOG	0,909	0,163	0,180	<b>-0,015</b>	<b>-0,306</b>	<b>0,845</b>
DOLAR_VAR	-0,002	0,042	-17,998	<b>0,028</b>	<b>-0,433</b>	<b>0,565</b>
DOLAR_VOL	0,007	0,004	0,531	3,176	19,331	1,438
IBOV_NOM	19.876	6.151	0,309	<b>0,224</b>	-1,121	1,741
IBOV_LOG	9,848	0,320	0,032	<b>-0,147</b>	-1,197	1,775
IBOV_VAR	0,012	0,080	6,612	<b>-0,220</b>	<b>0,387</b>	<b>0,526</b>
IBOV_VOL	0,018	0,004	0,251	0,576	<b>-0,140</b>	<b>1,289</b>
VOLEM_LOG	-5,298	0,918	-0,173	<b>-0,268</b>	<b>-0,110</b>	<b>0,590</b>
PRDEF_LOG	-1,068	1,322	-1,238	-0,727	1,034	<b>1,180</b>

### 6.3 Análise bivariada

A análise das regressões lineares simples na Tabela 18, tendo como dependente a variável SPREAD, mostra que, apresentaram linearidade, apenas as variáveis RATING\_NOTA e DIFTX\_VOL. A ausência de linearidade da maioria das variáveis independentes em relação à variável dependente SPREAD pode ser fonte de problemas na regressão múltipla.

A análise da matriz de correlação mostra a variável dependente SPREAD pouco correlacionada com as variáveis independentes. Sua maior correlação (em módulo) é com a variável RATING\_NOTA (-0,22), seguida pela PRDEF\_LOG (0,19), DIFTX\_VOL (0,19), PRDEF (0,15), SELIC\_VOL (-0,15) e IBOV\_VAR (0,15). Ao final desta seção é apresentada uma tabela com as variáveis remanescentes; a matriz completa encontra-se no Apêndice D.

**Tabela 18 – Coeficiente de linearidade – variável dependente: SPREAD**

Variável independente	R <sup>2</sup>	F	Coefficiente	Correlação com SPREAD
RATING_NOTA	0,215	7,40 #	-0,27 #	-0,22 #
PRDEF	0,150	3,48	0,21	0,15
MATUR	0,002	0,36	0,03	0,05
VOLEM	0,000	0,00	0,75	0,00
EMBI_NOM	0,003	0,481	0,0003	0,06
EMBI_LOG	0,009	1,35	0,33	0,09
EMBI_VAR	0,007	1,11	-1,02	-0,09
EMBI_VOL	0,000	0,02	-2,31	-0,01
SELIC_NOM	0,003	0,47	-4,14	-0,06
SELIC_LOG	0,002	0,25	-0,55	-0,04
SELIC_VAR	0,002	0,35	-1,79	-0,05
SELIC_VOL	0,024	3,675	-36,33	-0,15
DIFTX_NOM	0,000	0,06	0,54	0,02
DIFTX_LOG	0,003	0,45	0,36	0,05
DIFTX_VAR	0,002	0,36	-0,69	-0,05
DIFTX_VOL	0,034	5,43 *	33,97 *	0,19 *
DOLAR_NOM	0,005	0,70	-0,22	-0,07
DOLAR_LOG	0,003	0,46	-0,45	-0,06
DOLAR_VAR	0,009	1,41	-3,10	-0,10
DOLAR_VOL	0,004	0,64	23,23	0,06
IBOV_NOM	0,013	1,96	0,00	-0,11
IBOV_LOG	0,013	2,01	-0,48	-0,11
IBOV_VAR	0,022	3,34	2,49	0,15
IBOV_VOL	0,004	0,54	17,89	0,06
VOLEM_LOG	0,005	0,77	-0,11	-0,07
PRDEF_LOG	0,035	5,44	0,19	0,19 *

# Significante a 1%; \* significante a 5%.

Assim, com base nas análises de normalidade e linearidade, decidiu-se pela utilização das variáveis macroeconômicas EMBI\_LOG, SELIC\_NOM, DIFTX\_VOL, DOLAR\_LOG e IBOV\_VAR. Também o serão as variáveis transformadas VOLEM\_LOG e PRDEF\_LOG, além das variáveis RATING\_NOTA e MATUR, mantidas em sua forma original. A Tabela 19 apresenta a matriz de correlação com essas variáveis escolhidas. Os valores em negrito representam correlação maior que 0,4 (em módulo), potencial fonte de problemas

relacionados a multicolinearidade. Destaque-se os pares EMBI\_LOG e VOLEM\_LOG (0,66) e DIFTX\_VOL e VOLEM\_LOG (0,42). O caso do par PRDEF\_LOG e MATUR\_LOG (0,60) é explicado pela metodologia do cálculo da probabilidade de *default*, que leva em conta, além do *rating*, o prazo, com a probabilidade sempre crescente como prazo. Finalmente, a relação entre PRDEF\_LOG e RATING\_NOTA (-0,66) também é fruto da metodologia. A essas, serão acrescentadas as variáveis *dummy*: d\_IGPM, d\_CDI, d\_ENTEL e d\_CRISE.

Tabela 19 – Matriz de correlação

variável	SPREAD	RATING_NOTA	PRDEF_LOG	MATUR	VOLEM_LOG	EMBI_LOG	SELIC_NOM	DIFTX_VOL	DOLAR_LOG	IBOV_VAR
SPREAD	1	-0,22 #	0,19 *	0,05	-0,07	0,09	-0,06	0,19 *	-0,06	0,15
RATING_NOTA	-0,22 #	1	<b>-0,53 #</b>	0,22 #	0,32 #	0,21 *	0,07	0,18 *	0,18 *	-0,16
PRDEF_LOG	0,19 *	<b>-0,53 #</b>	1	<b>0,61 #</b>	-0,33 #	-0,3 #	-0,10	-0,2 *	-0,14	0,2 *
MATUR	0,05	0,22 #	<b>0,61 #</b>	1	-0,10	-0,17 *	-0,03	0,01	0,03	0,11
VOLEM_LOG	-0,07	0,32 #	-0,33 #	-0,10	1	<b>0,43 #</b>	0,05	0,26 #	-0,05	0,04
EMBI_LOG	0,09	0,21 *	-0,30 #	-0,17 *	<b>0,43 #</b>	1	0,05	<b>0,68 #</b>	0,02	-0,06
SELIC_NOM	-0,06	0,07	-0,10	-0,03	0,05	0,05	1	0,00	0,21 #	0,16
DIFTX_VOL	0,19 *	0,18 *	-0,20 *	0,01	0,26 #	<b>0,68 #</b>	0,00	1	0,00	0,01
DOLAR_LOG	-0,06	0,18 *	-0,14	0,03	-0,05	0,02	0,21 #	0,00	1	0,32 #
IBOV_VAR	0,15	-0,16	0,20 *	0,11	0,04	-0,06	0,16	0,01	0,32 #	1

# Significante a 1%; \* Significante a 5%.

A escolha das variáveis buscando normalidade e linearidade tem por base os pressupostos da técnica de regressão múltipla. No entanto, as técnicas de regressão logística e análise de correspondência não têm essas limitações.

## 6.4 Análise multivariada

### 6.4.1 Regressão múltipla

O tamanho da amostra (154 casos) permite utilizar-se até trinta variáveis dependentes, de acordo com Hair Jr. et al. (2005). Esses autores, porém, sugerem uma proporção mais robusta, de quinze a vinte observações por variável, resultando, de sete a dez variáveis. O presente estudo contempla oito variáveis dependentes (as variáveis RATING\_NOTA e PRDEF\_LOG não serão utilizadas ao mesmo tempo), mais quatro variáveis *dummy*, totalizando doze, um pouco acima do ideal, porém com uma média superior à mínima sugerida para o tamanho da amostra.

O modelo de regressão obtido utilizando-se a variável PRDEF\_LOG está demonstrado na Tabela 20. A estatística  $F$  calculada foi 12,7, com rejeição de  $H_0$  e conseqüente aceitação do modelo. O  $R^2$  ajustado é 0,479. Os indicadores de Tolerância, por variável, estão acima do limite aceitável para se desconsiderar a multicolinearidade, exceto em relação à variável EMBI\_LOG (0,293). A distribuição dos resíduos padronizados apresentou média zero e desvio-padrão 0,94, com a não rejeição da normalidade da distribuição pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. O teste de Durbin-Watson apresentou valor 1,71, indicando a não existência de autocorrelação dos resíduos. O teste gráfico não indica a existência de heterocedasticidade.

**Tabela 20 – Regressão múltipla – método *enter* – variável de rating: PRDEF\_LOG**

var. dependente:	B	Beta	t	<i>p-value</i>	Tolerância	Correlação com SPREAD
SPREAD	(coeficiente)	(padronizado)				
(Constante)	-1,25		-0,43	0,668		
PRDEF_LOG	0,27	0,263	2,95	0,004	0,427	0,19
MATUR	-0,18	-0,300	-3,69	0,000	0,514	0,05
VOLEM_LOG	0,09	0,063	0,90	0,369	0,687	-0,07
d_ENTEL	0,15	0,053	0,88	0,379	0,948	
d_IGPM	2,19	0,742	9,70	0,000	0,583	
d_CDI	0,57	0,209	2,83	0,005	0,628	
d_CRISE	-2,03	-0,292	-3,30	0,001	0,435	
EMBI_LOG	0,40	0,116	1,08	0,283	0,293	0,09
SELIC_NOM	2,88	0,039	0,59	0,555	0,800	-0,06
DIFTX_VOL	18,07	0,099	1,16	0,250	0,465	0,19
DOLAR_LOG	0,28	0,034	0,46	0,646	0,638	-0,06
IBOV_VAR	2,00	0,118	1,78	0,078	0,772	0,15

Utilizando-se a variável RATING\_NOTA ao invés de PRDEF\_LOG, obtém-se o modelo de

regressão da Tabela 21. A estatística  $F$  calculada foi 13,1, com rejeição de  $H_0$ , e o  $R^2$  ajustado foi de 0,486 e, por meio dos indicadores de Tolerância, pode-se descartar a existência de multicolinearidade, exceto para a variável EMBI\_LOG (0,298). A distribuição dos resíduos padronizados apresentou média zero e desvio-padrão 0,93, com a não rejeição da normalidade da distribuição pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. O valor 1,74, obtido no teste de Durbin-Watson, indica a não existência de autocorrelação dos resíduos e há pouca possibilidade de existência de heterocedasticidade, com base na análise gráfica.

**Tabela 21 – Regressão múltipla – método *enter* – variável de rating: RATING\_NOTA**

var. dependente: SPREAD	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância	Correlação com SPREAD
(Constante)	0,25		0,09	0,931		
RATING_NOTA	-0,30	-0,238	-3,30	0,001	0,647	-0,22
MATUR	-0,05	-0,086	-1,28	0,201	0,753	0,05
VOLEM_LOG	0,11	0,071	1,02	0,311	0,686	-0,07
d_ENTEL	0,13	0,046	0,77	0,442	0,950	
d_IGPM	2,17	0,738	9,71	0,000	0,582	
d_CDI	0,52	0,190	2,56	0,012	0,610	
d_CRISE	-1,97	-0,282	-3,22	0,002	0,437	
EMBI_LOG	0,44	0,126	1,18	0,241	0,292	0,09
SELIC_NOM	2,23	0,030	0,46	0,645	0,807	-0,06
DIFTX_VOL	14,50	0,079	0,94	0,348	0,474	0,19
DOLAR_LOG	0,26	0,032	0,44	0,659	0,653	-0,06
IBOV_VAR	1,86	0,110	1,66	0,099	0,767	0,15

Com o objetivo de eliminar variáveis cujos coeficientes não obtiveram níveis de significância aceitáveis, utilizou-se o método *stepwise* para a definição das variáveis que devem entrar no modelo. Obteve-se o modelo exposto na Tabela 22. Há a aceitação, com estatística  $F$  igual a 21,5 e  $R^2$  ajustado de 0,484. A multicolinearidade é descartada com base no indicador de Tolerância das variáveis. O teste de Durbin-Watson (1,69) indica a não existência de autocorrelação dos resíduos, cuja distribuição é normal, com média zero e desvio 0,949. A análise gráfica descarta a existência de heterocedasticidade.

**Tabela 22 – Regressão múltipla – método *stepwise* – variável de rating: PRDEF\_LOG**

var. dependente: SPREAD	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância	Correlação com SPREAD
(Constante)	1,42		4,62	0,000		
d_IGPM	2,18	0,739	9,93	0,000	0,609	
MATUR	-0,17	-0,294	-3,81	0,000	0,565	0,05
PRDEF_LOG	0,22	0,218	2,71	0,008	0,518	0,19
d_CRISE	-1,49	-0,214	-3,48	0,001	0,891	
d_CDI	0,56	0,204	2,80	0,006	0,632	
DIFTX_VOL	30,76	0,168	2,69	0,008	0,864	0,19
IBOV_VAR	2,06	0,122	1,98	0,049	0,896	0,15

A Tabela 23 mostra o modelo obtido com base no método *stepwise*, com a substituição da variável PRDEF\_LOG pela variável RATING\_NOTA. A estatística  $F$  é 28,9, com aceitação do modelo, cujo  $R^2$  ajustado é igual a 0,477. Não há multicolinearidade, com base nos indicadores de Tolerância. Os resíduos têm distribuição normal, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, com média zero e desvio padrão 0,984. O valor 1,674 do teste de Durbin-Watson indica a não existência de autocorrelação dos resíduos. A análise gráfica não indica heterocedasticidade.

**Tabela 23 – Regressão múltipla – método *stepwise* – variável de rating: RATING\_NOTA**

var. dependente: SPREAD	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância	Correlação com SPREAD
(Constante)	2,92		4,59	0,000		
d_IGPM	2,07	0,701	9,84	0,000	0,674	
RATING_NOTA	-0,32	-0,250	-3,94	0,000	0,854	-0,22
d_CDI	0,47	0,172	2,32	0,022	0,625	
d_CRISE	-1,19	-0,170	-2,83	0,005	0,947	
DIFTX_VOL	30,55	0,167	2,71	0,007	0,901	0,19

Nos dois casos, a variável d\_IGPM, de valor 1 quando o indexador é o IGP-M, é a mais importante, com base no coeficiente padronizado Beta, indicando diferenciação de *spread* por conta desse indexador. Seguem-se, em cada caso, as variáveis de risco de crédito, RATING\_NOTA e PRDEF\_LOG, as variáveis *dummy* referentes ao indexador CDI e ao período de crise e, por fim, a variável macroeconômica DIFTX\_VOL, com a inclusão também da IBOV\_VAR no primeiro caso. Fica clara, portanto, a importância do indexador na formação do spread, tanto o IGP-M quanto o CDI, associado ao risco de crédito.

A variável PRDEF\_LOG está conjugada com a variável MATUR e são positivamente correlacionadas (0,61). Como já foi comentado, a construção da variável referente à probabilidade de *default* incorpora o julgamento referente ao risco de crédito e o prazo da operação. Assim, o coeficiente da variável MATUR assume o valor negativo provavelmente para compensar a correlação entre as duas variáveis.

Da mesma forma, a variável d\_CRISE tem coeficiente negativo, quando se espera que tenha coeficiente positivo, pois em períodos de crise presume-se que a percepção de aumento de risco seja incorporada aos preços. Deve-se atentar, no entanto, que a variável DIFTX\_VOL também faz parte do modelo, com coeficiente padronizado muito próximo (em módulo) do

Beta de *d\_CRISE*. Assim, esta variável certamente está deduzindo efeitos da primeira.

Destaque-se, também, a ausência da variável *dummy* referente ao setor de energia e telecomunicações, apesar de participar de cerca de um terço da amostra, indicando não haver pressão na formação do *spread*, por conta do endividamento das empresas deste setor.

Adicionalmente, a técnica foi aplicada separadamente nos grupos “IGP-M” e “não-IGP-M”, com o método *stepwise* de seleção de variáveis. No primeiro caso, surpreendentemente, não entraram as variáveis de risco de crédito, apenas as variáveis macroeconômicas *DIFTX\_VOL*, que fazia parte do modelo total, e *DOLAR\_LOG*, refletindo a importância do valor da moeda norte-americana na precificação do *spread* para títulos indexados ao IGP-M (Tabela 24). O modelo resultante apresentou um  $R^2$  ajustado de 0,264.

**Tabela 24 – Regressão múltipla – método *stepwise* – grupo IGP-M**

var. dependente: SPREAD	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância
(Constante)	4,18		3,79	0,000	
DIFTX_VOL	79,17	0,428	3,34	0,002	0,996
DOLAR_LOG	-2,63	-0,310	-2,42	0,020	0,996

Os resultados referentes ao grupo “não-IGP-M”, que foi composto pelas emissões indexadas ao percentual do DI e ao DI + *spread*, são apresentados na Tabela 25.

**Tabela 25 – Regressão Múltipla – Método *stepwise* – grupo não-IGP-M**

variável de <i>rating</i> : PRDEF_LOG	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância
(Constante)	0,72		1,46	0,147	
<i>d_CRISE</i>	-2,79	-0,474	-5,74	0,000	0,806
MATUR	-0,18	-0,390	-4,02	0,000	0,586
PRDEF_LOG	0,25	0,370	3,48	0,001	0,487
<i>d_CDI</i>	0,65	0,332	4,28	0,000	0,915
IBOV_VAR	1,60	0,137	1,68	0,095	0,835
DOLAR_LOG	1,26	0,213	2,46	0,015	0,734

variável de <i>rating</i> : RATING_NOTA	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância
(Constante)	2,27		3,61	0,000	
<i>d_CRISE</i>	-2,62	-0,445	-5,65	0,000	0,840
RATING_NOTA	-0,37	-0,422	-5,37	0,000	0,847
<i>d_CDI</i>	0,54	0,275	3,59	0,001	0,887
DOLAR_LOG	1,62	0,274	3,40	0,001	0,802

No caso de se utilizar a variável *RATING\_NOTA*, o  $R^2$  ajustado foi de 0,442, e, no caso de

PRDEF\_LOG, 0,411. Neste grupo, as variáveis de risco de crédito foram incluídas e ocorreu o mesmo fenômeno da composição das variáveis PRDEF\_LOG e MATUR, esta última com coeficiente negativo. São importantes também as variáveis *dummy* referentes à crise e ao tipo de indexador em DI, se percentual ou *spread*, e as variáveis macroeconômicas DOLAR\_LOG e IBOV\_VAR. Observe-se que, quando analisada separadamente, a variável referente ao valor do dólar é importante, mas não aparece na regressão completa.

Os resultados obtidos, de que o *rating* é importante na formação do spread das emissões brasileiras, estão em linha com os trabalhos anteriores de Sheng e Saito (2005) e Fraletti e Eid Jr. (2005). Os valores de  $R^2$  ajustados (0,26 para o grupo IGP-M e 0,442 e 0,411 para o grupo não-IGP-M) também se assemelham àqueles obtidos por estes autores (0,210 para o grupo IGP-M e 0,443 para o grupo de debêntures indexadas ao CDI). Porém, além do *rating*, apenas a variável referente ao Ibovespa é comum aos resultados de Fraletti e Eid Jr. (2005). Já em comparação aos resultados de Sheng e Saito (2005), o setor e o volume da emissão não se mostraram relevantes, mas a questão do ambiente, se favorável ou não, mostrou-se.

A amostra também foi segmentada em função do ano de início da distribuição: de 2000 a 2003 e 2004 e 2005 (Tabela 26).

**Tabela 26 – Regressão Múltipla – Método *stepwise* – segmentação por ano**

2000 a 2003	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância
(Constante)	0,636		,490	0,625	
d_IGPM	2,389	0,753	8,881	0,000	0,675
RATING_NOTA	-0,251	-0,187	-2,605	0,011	0,935
d_CRISE	-1,735	-0,269	-3,319	0,001	0,738
d_CDI	0,539	0,180	2,101	0,038	0,658
SELIC_NOM	12,778	0,164	2,042	0,044	0,747
2004 e 2005	B (coeficiente)	Beta (padronizado)	t	<i>p-value</i>	Tolerância
(Constante)	13,433		4,378	0,000	
RATING_NOTA	-0,577	-0,596	-6,846	0,000	0,976
d_IGPM	1,234	0,592	6,817	0,000	0,983
SELIC_NOM	-42,079	-0,229	-2,649	0,011	0,992

No dois grupos, a variável referente a risco de crédito que entrou no modelo foi RATING\_NOTA, com coeficiente negativo, visto ser, quanto maior a nota, melhor a qualidade de crédito e menor o *spread*. A variável *dummy* referentes ao IGP-M é importante nos dois períodos, indicando que emissões em IGP-M têm maior *spread*, pois o coeficiente é

positivo. No período 2000 a 2003, que incluiu a época classificada como de crise, a variável *d\_CRISE* também é importante, juntamente com a variável *d\_CDI*, referente ao tipo de indexação ao DI.

#### 6.4.2 Regressão logística

O estudo com a técnica da regressão logística envolveu a análise referente à diferenciação do setor de energia elétrica e telecomunicações e, de preferência, por indexador, a partir de quatro pares referentes aos indexadores (IGP-M e não-IGP-M, IGP-M e %DI, IGP-M e DI e %DI e DI). De cada amostra, foram selecionados, aleatoriamente, 20% dos casos para comporem a amostra de controle, à qual foi aplicada a equação obtida para análise de sua qualidade. Foi utilizado o método *forward stepwise*, baseado na maior redução no valor de  $-2LL$  ao se rodar o modelo. A variável dependente foi sempre aquela dicotômica analisada; as variáveis independentes foram as mesmas utilizadas na regressão múltipla, acrescida da variável SPREAD.

Dentre as variáveis dicotômicas analisadas, as relativas ao par de indexadores %DI e DI, ao par DI e IGP-M e ao setor de energia e telecomunicações não produziram modelos estatisticamente aceitáveis. Este último resultado foi obtido também na regressão múltipla, que indicou a irrelevância da diferenciação por setor na análise dos *spreads* das emissões. Assim, pode-se concluir que, com base nas variáveis utilizadas, não há como se distinguir entre os elementos de cada um dos pares citados acima.

Os resultados do par IGP-M e não-IGP-M estão descritos na Tabela 27. Destaque-se a importância da variável SPREAD para se diferenciar emissões indexadas ou não ao IGP-M, seguida pela RATING\_N.

Assim, o modelo fornece a equação logística para o *Z* estimado:

$$Z = -23,874 + 5,333 * d\_CRISE + 1,807 * SPREAD + 1,435 * RATING\_NOTA + \\ + 0,378 * MATUR - 1,214 * VOLEM\_LOG,$$

a partir do qual se obtém a probabilidade *p* de se pertencer ao grupo IGP-M (valor 1):

$$p = \frac{e^Z}{1 + e^Z},$$

em que, se  $p < 0,5$ , então o caso pertencerá ao grupo não-IGP-M. Essa equação indica que situações como momentos de crise, notas altas de *rating*, indicando melhor qualidade de crédito, maturidade alta e *spreads* maiores aumentam a probabilidade de a emissão ser indexada ao IGP-M; volumes de emissão crescentes diminuem essa probabilidade.

**Tabela 27 – Regressão logística – variável dependente: par IGP-M e não-IGP-M**

Variável	Coeficiente	Estatística de Wald	
		valor	significância
Constante	-23,874	18,95	0,000
d_CRISE	5,333	4,45	0,035
SPREAD	1,807	25,57	0,000
RATING_NOTA	1,435	10,86	0,001
MATUR	0,378	6,17	0,013
VOLEM_LOG	-1,214	9,31	0,002

Os testes de hipótese sobre os coeficientes a partir da estatística de Wald (Tabela 29) não apresentam rejeição de  $H_0$  a 5% de significância em nenhuma variável. O teste de qui-quadrado também aponta para a significância do modelo, com a rejeição de  $H_0$ , com valor de 71,92.

Os valores na Tabela 28 demonstram a qualidade do modelo. Espera-se diminuição dos valores da estatística  $-2LL$  com a evolução do *stepwise* (HAIR Jr. et al., 2005). Mesmo não havendo um padrão fixo, o  $-2LL$  pareceu alto. Já em relação às medidas de  $r^2$  (Cox-Snell e Nagelkerke), espera-se que apresentem valores mais próximos de um, podendo-se considerar aceitável a segunda medida. Já o teste de Hosmer e Lemeshow aponta para a rejeição de  $H_0$ , indicando que os valores previstos podem não ser iguais aos observados.

**Tabela 28 – Qualidade de ajuste do modelo – variável dependente: par IGP-M e não-IGP-M**

Teste		valor
	$-2 LL$	71,915
$r^2$	Cox-Snell	0,448
	Nagelkerke	0,649
Hosmer e Lemeshow	qui-quadrado	31,139
	significância	0,000

A tabela de classificação (Tabela 29), porém, mostra uma boa aderência do modelo, com 87,9% de acertos no grupo de modelagem e 80% no grupo de controle.

**Tabela 29 – Classificação do modelo – variável dependente: par IGP-M e não-IGP-M**

		Previsto					
		amostra de modalegem			amostra de controle		
		não-IGP-M	IGP-M	% correta	não-IGP-M	IGP-M	% correta
Observado	não-IGP-M	85	5	94,4%	18	0	100,0%
	IGP-M	10	24	70,6%	6	6	50,0%
total		87,9%			80,0%		

Os resultados do par IGP-M e %DI, descritos na Tabela 30, fornecem a equação logística:

$$Z = -4,924 + 1,645 * SPREAD + 0,459 * MATUR$$

a partir da qual se obtém a probabilidade  $p$  de se pertencer ao grupo IGP-M (recodificado como 1). Destaque-se a importância da variável SPREAD para se distinguir emissões indexadas ou não ao IGP-M, seguida pela variável MATUR, indicando que *spreads* maiores e maturidades mais longas aumentam a probabilidade da emissão pertencer ao grupo IGP-M.

**Tabela 30 – Regressão logística –par IGP-M e %DI**

Variável	Coeficiente	Estatística de Wald	
		valor	significância
Constante	-4,924	15,45	0,000
SPREAD	1,645	18,76	0,000
MATUR	0,459	6,22	0,013

Tanto os coeficientes (a 5% de significância para a estatística de Wald), quanto o modelo em si (a partir do teste de qui-quadrado – Tabela 31) são relevantes.

**Tabela 31 – Qualidade de ajuste do modelo – variável dependente: par IGP-M e %DI**

Teste		valor
-2 LL		50,441
$r^2$	Cox-Snell	0,500
	Nagelkerke	0,667
Hosmer e Lemeshow	qui-quadrado	7,374
	significância	0,497

Os valores referentes aos testes de ajuste do modelo são satisfatórios. Destaque-se a não rejeição de  $H_0$  no teste de Hosmer e Lemeshow, indicando que os valores previstos podem ser iguais aos observados, o que é corroborado pelo resultado da tabela de classificação (Tabela 32), porém, revelando boa aderência do modelo, principalmente no grupo de controle, com 94,4% de acertos.

**Tabela 32 – Classificação do modelo – variável dependente: par IGP-M e %DI**

		Previsto					
		amostra de modalegem			amostra de controle		
		%DI	IGP-M	% correta	%DI	IGP-M	% correta
Observado	%DI	32	6	84,2%	7	0	100,0%
	IGP-M	7	28	80,0%	1	10	90,9%
total				82,2%			94,4%

### 6.4.3 Análise de correspondência

A análise de correspondência foi desenvolvida para se avaliar os atributos das variáveis referentes a qualidade de crédito (RATING\_NOTA e PROBDEF), de maturidade (MATUR) e de indexador (INDICE). O Quadro 13 indica os atributos de cada variável e seu significado. A partir dessas variáveis categóricas, foram montados os pares para análise: probabilidade de *default* e maturidade, nota de *rating* e maturidade, indexador e maturidade, indexador e probabilidade de *default* e indexador e nota de *rating*.

**Quadro 13 – Atributos por variável**

Variável original	Variável categórica	Qualidade	Atributo
RATING_NOTA	RATING_CL	Qualidade de crédito - <i>Rating</i>	Baixa qualidade de crédito Média qualidade de crédito Alta qualidade de crédito
PROBDEF	PRDEF_CL	Probabilidade de <i>default</i>	Grande probabilidade de <i>default</i> Média probabilidade de <i>default</i> Pequena probabilidade de <i>default</i>
MATUR	MATUR_CL	Maturidade	Curta maturidade Média maturidade Longa maturidade
INDICE	INDICE	Indexador	%DI DI IGP-M

As matrizes de contingência dos pares montados estão na Tabela 33. Nos testes de qui-quadrado (Tabela 34) rejeita-se  $H_0$  (independência das variáveis), dado que o valor observado é maior do que o valor crítico, a 5% de significância, indicando a dependência das variáveis, sendo relevante fazer a análise de correspondência, exceto para o par *Rating* e Maturidade que, assim, será excluído da análise. Além disso, não há ocorrência de células com contagens esperadas menores que 5, condição para o teste ser robusto.

**Tabela 33 – Matrizes de contingência**

		Indexador			
		% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Total Marginal
Maturidade	Curta maturidade	26	31	10	67
	Média maturidade	16	20	24	60
	Longa maturidade	3	12	12	27
	Total Marginal	45	63	46	154
		Probabilidade de <i>default</i>			Total Marginal
		Grande probabilidade	Média probabilidade	Pequena probabilidade	
Maturidade	Curta maturidade	0	2	65	67
	Média maturidade	2	8	50	60
	Longa maturidade	1	13	13	27
	Total Marginal	3	23	128	154
		Rating			Total Marginal
		Baixa qualidade	Média qualidade	Alta qualidade	
Maturidade	Curta maturidade	20	33	14	67
	Média maturidade	10	36	14	60
	Longa maturidade	4	14	9	27
	Total Marginal	34	83	37	154
		Indexador			
		% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Total Marginal
Probabilidade de <i>default</i>	Grande prob.	0	3	0	3
	Média prob.	2	14	7	23
	Pequena prob.	43	46	39	128
	Total Marginal	45	63	46	154
		Indexador			
		% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Total Marginal
Rating	Baixa qualidade	5	23	6	34
	Média qualidade	24	29	30	83
	Alta qualidade	16	11	10	37
	Total Marginal	45	63	46	154

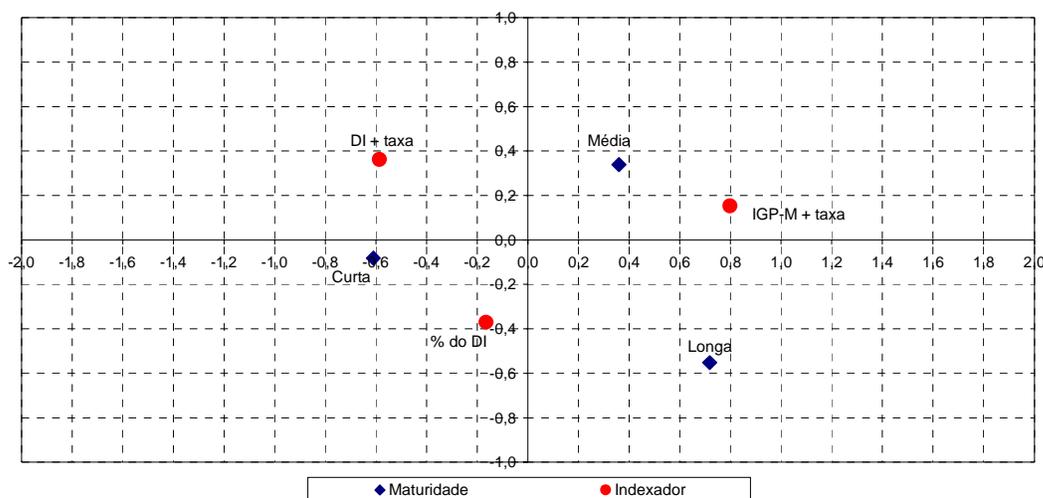
**Tabela 34 – Testes qui-quadrado**

Par de variáveis		Qui-quadrado	
		Valores	Significância (bi caudal)
Indexador	Maturidade	15,657	0,002
Probabilidade de <i>default</i>	Maturidade	34,305	0,000
Rating	Maturidade	5,237	0,264
Indexador	Probabilidade de <i>default</i>	11,518	0,021
Indexador	Rating	15,634	0,004

A avaliação dos perfis das linhas e das colunas, com a participação percentual por linha e por coluna, calculada a partir da tabulação cruzada (Apêndice E), mostra uma possibilidade de se

desenvolver a análise de correspondência, pois os dados se mostram discriminantes na composição percentual. Não há nenhum ponto com massa grande, que puxaria o centróide da linha ou da coluna fortemente para sua posição; eles são distribuídos.

O sumário, com a qualidade das dimensões (Apêndice F), mostra que, em todos os pares, a dimensão 1 está conseguindo captar mais de 80% da inércia, que é a quantidade de informação restituída pelos eixos. A partir da escala nas dimensões (Apêndice G) foram desenvolvidos os gráficos que ilustram a existência de similaridade entre os atributos. O par de variáveis referentes à maturidade e ao indexador (Gráfico 14) não apresentou grupos se associando, havendo uma distribuição homogênea no plano formado pelas dimensões 1 e 2.



**Gráfico 14 – Associação dos atributos – Maturidade e Indexador**

Porém, ao se avaliar as associações dos atributos de risco de crédito, com base no *rating*, com os de maturidade, percebe-se claramente a formação de três grupos: emissões de longo prazo e boa qualidade de crédito, maturidade média e média qualidade, curto prazo e baixa qualidade (Gráfico 15). Esse resultado é uma indicação de que o investidor tende a aceitar alongamento de prazos para as emissões de melhor qualidade de crédito, restando, às empresas com maior risco, o segmento de curto prazo. Santos e Martelanc (1996) detectaram o mesmo fenômeno ao comparar os prazos das debêntures em abril de 1996, com características patrimoniais de cada emissor.

Em relação ao indexador, as emissões de boa qualidade creditícia estão associadas ao percentual do DI, enquanto as de média qualidade, ao IGP-M + taxa, e as de pior qualidade, ao DI + taxa (Gráfico 16).

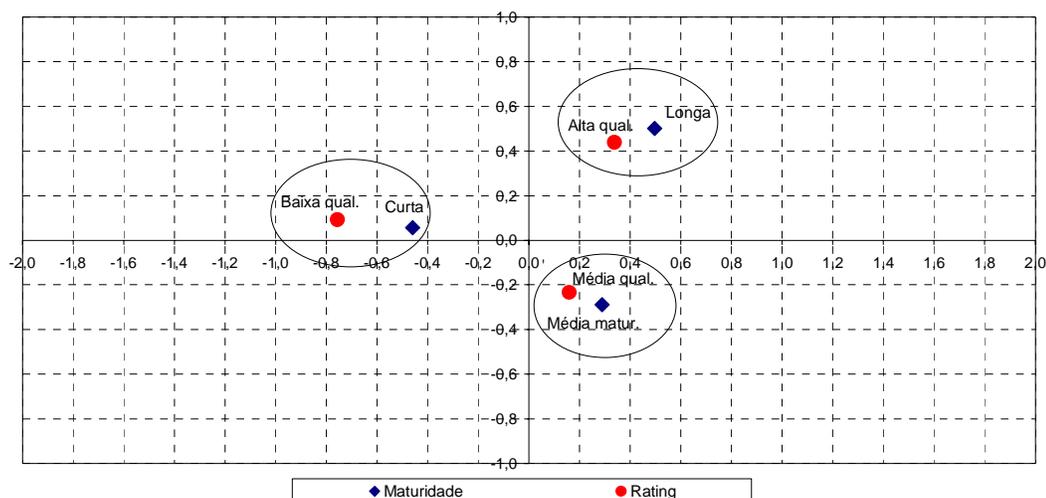


Gráfico 15 – Associação dos atributos – Rating e Maturidade

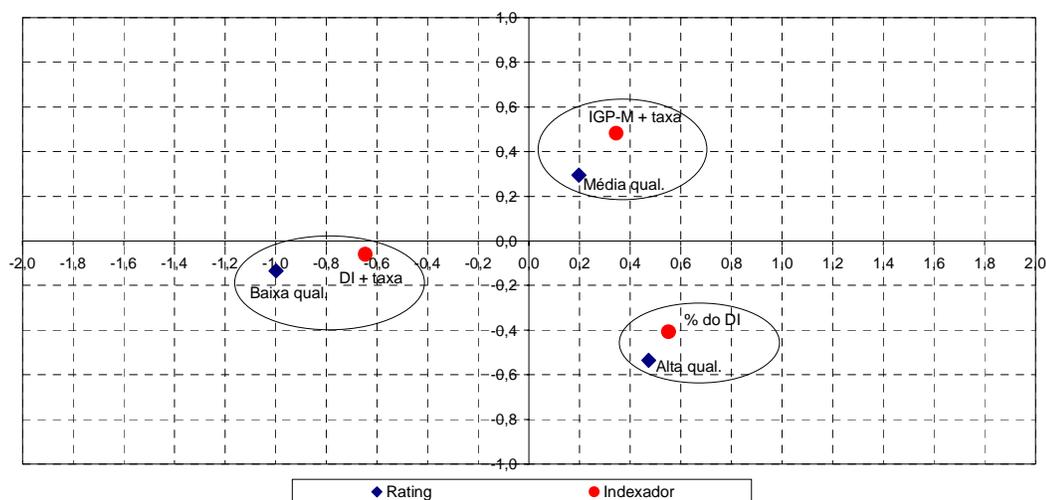
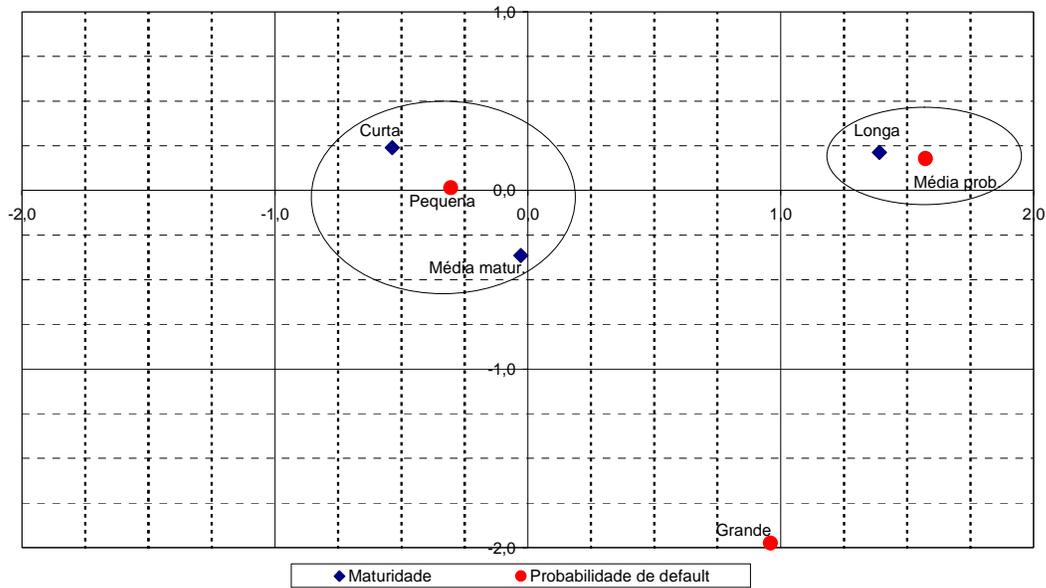


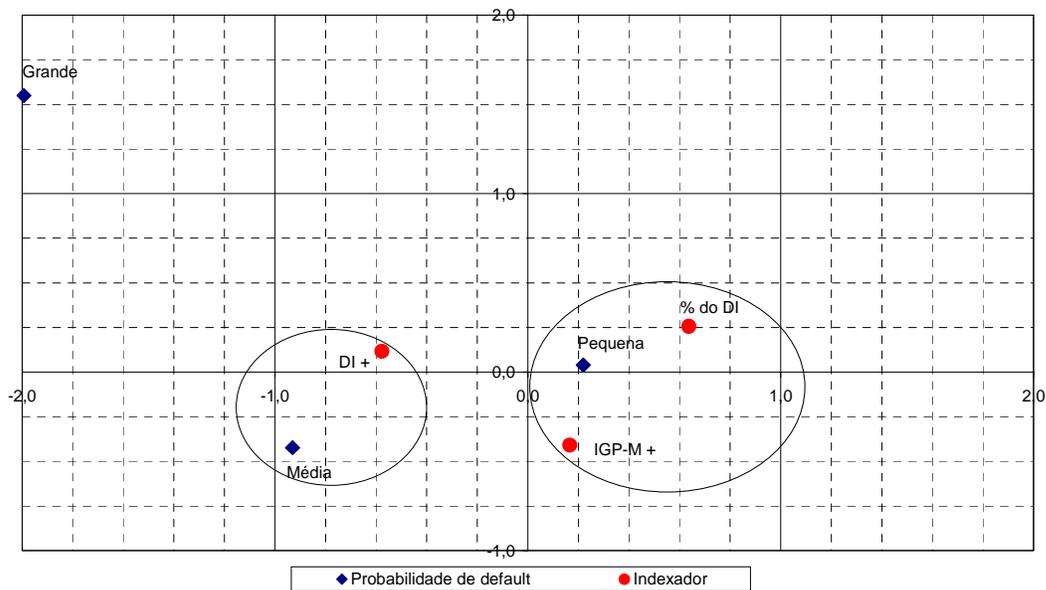
Gráfico 16 – Associação dos atributos – Rating e Indexador

As associações envolvendo a variável de probabilidade de *default* não se mostraram claras, com a maturidade (Gráfico 17), ou com o indexador (Gráfico 18). Da mesma forma que nas regressões múltiplas ou nas regressões logísticas, o desempenho desta variável não foi satisfatório. Pode-se até especular se o investidor baseia sua decisão apenas na informação qualitativa do *rating*, desprezando as informações de perdas subjacentes à nota. Porém, há que se notar, a construção desta variável foi feita com base em dados que não são do mercado brasileiro, além de levar em conta, implicitamente, a maturidade, tendo apresentado, inclusive, alta correlação com a variável de probabilidade de *default*. Quanto aos atributos, a

classificação em grande, média ou pequena probabilidade é bastante subjetiva, comprometendo, ainda mais, os resultados da análise de correspondência com esta variável.



**Gráfico 17 – Associação dos atributos – Probabilidade de *default* e Maturidade**



**Gráfico 18 – Associação dos atributos – Probabilidade de *default* e Indexador**

O quadro 14 resume os resultados dos experimentos realizados.

Quadro 14 – Resumo dos Resultados

Pergunta problema	Objetivo do trabalho	Metodologia	Hipóteses	Resultados alcançados
Quais são os fatores determinantes do preço de emissão primária de títulos?	Revisão da literatura para identificação dos principais fatores exógenos, além do <i>rating</i> .	Pesquisa bibliográfica	Fatores relevantes são: <i>rating</i> , prazo, volume, taxa básica de juros, ambiente macroeconômico.	Risco de crédito ( <i>rating</i> ou perda esperada), nível da taxa de juros, <i>term-premium</i> , curvatura da taxa de juros, retorno de índice de ações, tamanho da oferta primária e liquidez do título, maturidade, características do contrato, regime de tributação, qualidade da estrutura de distribuição (mercado primário), variáveis macroeconômicas (crescimento do PIB, taxas de juros nominais e reais) e informações financeiras da firma. No Brasil: <i>rating</i> , volume da emissão, prazo, setor e índice de ações.
Qual a importância relativa dos fatores analisados na formação do <i>spread</i> ? o <i>rating</i> é suficiente para explicar os preços?	Determinar quantitativamente o peso dos diversos fatores que influenciam a formação de preço.	Regressão múltipla	Fatores ligados a risco de crédito e de mercado com alta percepção de risco devem ser mais importantes.	Risco de crédito ( <i>rating</i> ou probabilidade de <i>default</i> ), indexador e indicador de período de crise. Indefinições quanto às variáveis macroeconômicas.
Há diferenciação em função de variáveis dicotômicas (indexadores e setor)?	Identificar diferenças de precificação em função de variáveis dicotômicas: indexadores e setor.	Regressão logística	Possibilidade de arbitragem não deve diferenciar os grupos de indexadores, principalmente em termos de <i>spreads</i> .	É possível identificar-se o indexador a partir do <i>spread</i> , do <i>rating</i> da emissão e da maturidade, havendo diferenciação de grupo de indexador.
			Os <i>spreads</i> dos setores elétrico e de telecomunicações devem ser maiores por conta do risco de crédito proporcionado pela alavancagem.	Emissões de empresas dos setores elétrico e de telecomunicações não apresentam <i>spreads</i> diferenciados.
Como se agrupam as emissões em termos de atributos de maturidade, de risco de crédito e de indexadores: há formação de grupos de preferência?	Identificar preferências em termos de concentração de prazos de emissão, risco de crédito e indexadores.	Análise de correspondência	Empresas de boa qualidade têm acesso a emissões longas. Emissões mais longas serão remuneradas por índice de inflação.	Não há associações entre maturidade e indexador. Associações entre emissões de longo prazo e boa qualidade de crédito, maturidade média e média qualidade e curto prazo e baixa qualidade. Emissões de boa qualidade creditícia estão associadas ao percentual do DI, as de média qualidade, ao IGP-M + taxa e as de pior qualidade ao DI + taxa.



## 7 CONCLUSÕES

Este trabalho de pesquisa analisou a formação dos preços de emissão de debêntures a partir de fatores determinantes. O preço foi medido pelo *spread* em relação a títulos públicos federais de indexador e maturidade análogos. Os fatores analisados foram o risco de crédito, com base no *rating* e sua probabilidade de *default* associada, o indexador, a maturidade, volume da emissão, setor e as variáveis macroeconômicas: risco Brasil, taxa Selic, a diferença de taxa de longo e de curto prazo, a taxa de câmbio dólar/real e o índice de ações da Bovespa. Adicionalmente, buscou-se avaliar diferenças de *spreads* em função de diferenças de indexadores e do setor da empresa, além da identificação de preferências em termos de maturidade, de risco de crédito e de indexadores.

O modelo utilizado é um modelo de fatores, cuja linhagem retroage ao CAPM de Sharpe (1964), ao APT de Ross (1976) e ao modelo de fatores de Litterman e Scheinkman (1991). Elton e outros (1995) aplicaram esse modelo ao mercado de *bonds* e, a partir daí, vários trabalhos procuraram identificar fatores determinantes da formação de preços de títulos corporativos.

Foram analisadas as emissões primárias de debêntures que passaram por oferta pública e que receberam um *rating* de agência classificadora de risco no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2005. A quase inexistência de um mercado secundário de debêntures no Brasil obrigou a amostra a restringir-se ao mercado primário, que, no período, apresentou um total de 447 registros de séries de emissões de debêntures. Após exclusão das debêntures conversíveis, daquelas que não possuíam *rating*, de registros repetitivos, de emissões com indexadores de pouca representatividade e dos *outliers*, foi criada uma amostra contendo 154 registros, em três tipos de remuneração: IGP-M+taxa, CDI+taxa e percentual do CDI, que se mostrou suficiente, principalmente em relação às proporções mínimas requeridas nas regressões. Com o crescimento do mercado, estudos posteriores poderão incrementar esta quantidade.

Após levantamento das variáveis por pesquisa bibliográfica, foram aplicadas as análises univariada e bivariada para seleção das variáveis que entraram no modelo quantitativo. As

técnicas utilizadas para esta análise foram: a regressão múltipla, para se estudar a relação entre o spread da emissão e as variáveis independentes, a regressão logística para análise dicotômica de variáveis binárias e a análise de correspondência para a compreensão da relação entre atributos de variáveis categóricas.

Os trabalhos anteriores levantados revelam que o preço dos títulos pode ser medido pelo preço em mercado, pelo spread em relação a títulos do Tesouro ou pela variação desses preços. Já o risco de crédito pode ser medido pelo *rating* ou pela perda dada a inadimplência, medida a partir da probabilidade de *default* e da taxa de recuperação. Outros fatores que influenciariam os preços dos títulos corporativos seriam o nível da taxa de juros, inclinação da curva de juros, ou o *term-premium*, a curvatura da taxa de juros, o retorno de índice de ações, tamanho da oferta primária e liquidez do título, maturidade do título, características do contrato (opções e cupons), regime de tributação e qualidade da estrutura de distribuição, no caso de mercado primário, além de variáveis macroeconômicas como o crescimento do PIB, taxas de juros nominais e reais, podendo-se incluir, também, as informações financeiras da firma.

Estudos desenvolvidos no Brasil indicam que o *rating* é relevante na determinação do preço de emissão da debênture, além do volume da emissão, do prazo, do setor e do índice de ações. A origem da agência de *rating*, se nacional ou internacional, não se mostrou relevante e detectadas diferenças nos *spreads* de operações de mesmo emissor e com características semelhantes, porém com indexadores diferentes.

As variáveis utilizadas no estudo foram o *spread*, medido pela diferença de *yield* entre a debênture e o título do Tesouro com maturidade equivalente, o risco de crédito, medido pelo *rating* transformado em nota, e pela probabilidade de *default*, obtida a partir de transformação do *rating*, pelo prazo, a partir de dados de desempenho do mercado norte-americano, a maturidade do título e o volume da emissão, como percentual do estoque total de debêntures em mercado. As variáveis macroeconômicas foram as relativas à taxa básica de juros (Selic), ao diferencial entre taxas de curto e de longo prazos (*term-premium*), ao risco Brasil (Embi), ao valor da moeda norte-americana e ao índice de ações. A elas, foram acrescentadas as variáveis *dummy*, referentes aos indexadores (IGP-M+taxa, CDI+taxa e percentual do CDI), ao setor de energia e telecomunicações e ao período de crise.

As regressões múltiplas indicaram que, além das variáveis referentes a risco de crédito, o indexador e indicador de período de crise foram relevantes na determinação do *spread*. Quando se utiliza a probabilidade de *default* como indicador do risco de crédito, torna-se relevante também a variável referente ao índice de ações. Destaca-se a importância do indexador IGP-M, pois sua variável é positivamente correlacionada com o *spread*, indicando que papéis indexados ao IGP-M tendem a ter *spreads* maiores. Apesar da potencial existência de arbitragem entre os grupos de indexadores, temos aqui indicada uma preferência pelo indexador IGP-M no período analisado, provavelmente desequilibrando a relação entre a oferta e a demanda por esse tipo de remuneração. Tal fenômeno já havia sido aventado por Fraletti e Eid Jr. (2005), ao compararem operações de mesmo emissor e características semelhantes, diferenciadas apenas pelo indexador, havendo indícios de que as operações indexadas pelo IGP-M pagavam *spreads* maiores.

Ao se aplicar as regressões separadamente nos grupos IGP-M e não IGP-M, a nota de *rating* se mostra relevante no segundo caso e, no primeiro, as variáveis de risco de crédito não foram significantes. A variável de crise continua importante e, como variável macroeconômica, a variável de dólar mostra-se relevante. Aplicando-se as regressões aos segmentos 2000-2003 e 2004-2005, além da nota de *rating*, as variáveis de indexadores e de crise (no primeiro período, onde foi detectada uma crise), a variável macroeconômica que se mostrou relevante foi a taxa Selic. Já a variável referente ao setor de energia e telecomunicações não se mostrou relevante em nenhuma regressão.

Na regressão logística, o fenômeno da diferenciação pelo indexador também aparece, na medida em que a variável de *spread*, seguida pela nota de *rating*, são determinantes para se distinguir emissões indexadas ou não ao IGP-M. A maturidade e o volume da emissão também se mostraram relevantes, este último inversamente proporcional. Este modelo, no entanto, apresentou problemas de aceitação estatística, apesar de atingir boas porcentagens de acerto na amostra de validação (80%). Na distinção binária entre os indexadores IGP-M e percentual do CDI, o *spread* e a maturidade foram relevantes, num modelo com significância estatística e boa previsibilidade. Não se detectou dicotomia em relação ao setor de energia e telecomunicações, resultado também obtido na regressão múltipla, ou em relação ao indexador DI quando nos pares com os indexadores %DI e IGP-M.

Não foram detectadas, na análise de correlação, associações entre os atributos de maturidade e

de indexador. Percebe-se, no entanto, uma clara associação dos atributos de risco de crédito com base no *rating* com os de maturidade, com a formação de três grupos: emissões de longo prazo e boa qualidade de crédito, maturidade média e média qualidade e curto prazo e baixa qualidade. Este fenômeno já havia sido detectado por Santos e Martelanc (1996) e é uma indicação de que o investidor tende a aceitar alongamento de prazos para as emissões de melhor qualidade de crédito, restando às empresas com maior risco o segmento de curto prazo. Quanto ao indexador, as emissões de boa qualidade creditícia estão associadas ao percentual do DI, enquanto as de média qualidade, ao IGP-M + taxa, e as de pior qualidade, ao DI + taxa.

Para a transformação da variável referente à nota de *rating*, que é categórica, apesar de expressa em números, e, em princípio, não utilizável em regressão, foi feita uma conversão baseada em históricos de probabilidade de *default* por *rating* e por ano de vida do título. Como não há dados brasileiros de inadimplência, foram utilizados aqueles do mercado norte-americano, que são as aproximações utilizadas pelos estudos internacionais. Adicionalmente, a construção desta variável levou em conta, implicitamente, a maturidade, tendo apresentado, inclusive, alta correlação com a variável de probabilidade de *default*, sugerindo-se uma evolução desta conversão, em trabalhos posteriores.

Em relação às variáveis, o *spread over Treasury* utilizado foi uma *proxy* baseada nas diferenças entre os *yields-to-maturity* dos títulos. Para o cálculo do *spread* nos títulos indexados ao CDI, foram utilizados títulos públicos indexados à taxa Selic, ajustados para CDI por um fator constante. Além disso, no caso dos títulos indexados ao percentual do CDI, utilizou-se uma taxa pré-fixada para o cálculo do *spread*. São ajustes que, juntamente com a incorporação do conceito de *duration* no cálculo do *spread*, podem ser aplicados em pesquisas subseqüentes.

Com o crescimento do mercado secundário, estudos futuros poderão incorporar o comportamento temporal dos preços ou do rendimento dos títulos para a investigação de seus determinantes possibilitando um estudo que utilize a metodologia de painel. Outras variáveis, além de formas não lineares das variáveis utilizadas, também poderão ser testadas.

Outro desenvolvimento deste trabalho é a incorporação de captações internacionais feitas pelas empresas brasileiras e o estudo do diferencial de custo a que elas estão sujeitas, da

mesma forma que estudos comparativos com mercados de outros países. Além das debêntures, outros produtos de crédito podem ser incluídos, até mesmo operações clássicas de crédito bancário, se houver acesso a esses dados.

Deve-se dar continuidade, também, aos estudos acerca do fenômeno das diferenças de *spread* nas emissões indexadas ao IGP-M. Trabalhos anteriores já haviam detectado indícios deste fenômeno, que veio a ser confirmado por esta pesquisa. Títulos remunerados com base em índice de inflação são importantes no Brasil, especialmente para a formação de poupança de longo prazo. A avaliação das causas e das implicações das diferenças encontradas e da não ocorrência de arbitragem entre os indexadores contribuirá para a evolução do mercado financeiro.

Dada a crescente importância do mercado de títulos corporativos, serão bem-vindos avanços neste tema, visto que o campo de pesquisa é bastante amplo e há muito a ser estudado nesta área.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABE, E. R. **Modelos de risco de crédito: estudo de caso do modelo KMV adequado ao mercado brasileiro**. São Paulo, 2002. 121 f. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

AGUIAR, C. Introdução aos ratings da Moody's. **Moody's Comentário Especial**, Moody's Investor Service, Global Credit Research. Maio 1999. Disponível em: <[www.moody.com.br](http://www.moody.com.br)>. Acesso em: 22 de set. 2003.

ALBUQUERQUE, E. M.; SICSU, J. Inovação institucional e estímulo ao investimento privado. **São Paulo Perspectiva**, v.14, n. 3, p.108-114, Jul/Set 2000.

ALTMAN, E. I. Measuring corporate bond mortality and performance. **The Journal of Finance**, v. 44, n. 4, p. 909-922, Sep. 1989.

ALTMAN, E. I.; FANJUL, G. **Defaults and Returns in the High Yield Bond Market: The Year 2003 in Review and Market Outlook**. Working Paper Series, Credit & Debt Markets Research Group, NYU Salomon Center, Stern School of Business, New York, Feb. 2004.

ALTMAN, E. I.; KAO, D. The implications of corporate bond ratings drift. **Financial Analysts Journal**, v. 48, n. 3, p. 64-75, May/June 1992.

ALTMAN, E. I. et al. Default Recovery Rates in Credit Risk Modelling: A Review of the Literature and Empirical Evidence. **Economic Notes: Review of Banking, Finance and Monetary Economics**, v. 33, n. 2, p. 183-208, 2004.

ALTMAN, E. I.; RIJKEN, H. A. How rating agencies achieve rating stability. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 11, p. 2679-2714, November 2004.

———. The impact of the rating agencies' through-the-cycle methodology on rating dynamics. **Economic Notes**, v. 34, n. 2, p. 127-256, Jul 2005.

ALVES, G. H. P. **Análise de modelos de risco de crédito e sua aplicação no mercado financeiro brasileiro**. São Paulo, 2005. 150 p.. Dissertação (Mestrado) - Modelagem Matemática, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo e Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo.

AMATO, J. D.; FURFINE, C. H. Are credit ratings procyclical? **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 11, p. 2641-2677, Special Issue, Nov. 2004.

AMIRA, K. Determinants of sovereign Eurobonds yield spread. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 31, n. 5-6, p. 795-821, Jun 2004.

AMMER, J.; PACKER, F. **How consistent are credit ratings? A geographical and sectoral analysis of default risk**. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper #668, June 2000. Disponível em <www.federalreserve.gov>. Acesso em 14 de set. 2003.

ANBID. **Evolução Histórica de PL e Captação Líquida da Indústria de Fundos**. Dez, 2005. Disponível em: <www.anbid.com.br>. Acesso em: 15 de mar. 2006.

———. **Ranking ANBID de Distribuição**. Maio 2006a. Disponível em: <www.anbid.com.br>. Acesso em: 22 de jun. 2006.

———. **Ranking ANBID de Originação**. Maio 2006b. Disponível em: <www.anbid.com.br>. Acesso em: 22 de jun. 2006.

———. **Ranking Global de Administração de Recursos de Terceiros**. Maio 2006c. Disponível em: <www.anbid.com.br>. Acesso em: 22 de jun. 2006.

ANDIMA. **Base de dados**. Disponível em: <www.andima.rtm>. Acesso em: 18 de jan. 2006.

ANDIMA; ABRASCA. **O que são debêntures**. Junho, 2002. Disponível em: <www.debentures.com.br>. Acesso em: 17 de fev. 2004.

ANDREZO, A. F.; LIMA, I. S. **Mercado financeiro: aspectos históricos e conceituais**. São Paulo: Pioneira, 1999.

ARAUJO, E. D. **Modelos de precificação de *bonds*: uma análise evolutiva**. São Paulo, 2000. 96 p. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Finanças da Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas.

ARIDA, P. et al. **Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: Conjectures on the case of Brazil**. Rio de Janeiro: IEPE/CdG, Texto para Discussão n° 2, 2003. Disponível em <www.iepecdg.com.br>. Acesso em 18 de jun. 2005.

ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 5<sup>a</sup> ed. São Paulo: Atlas, 2003.

BAKER, H.; MANSI, S. Assessing credit rating agencies by bond issuers and institutional investors. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 29, n. 9, p. 1367-1398, Nov 2002.

BEVAN, A.; GARZARELLI, F. Corporate bond spreads and the business cycle: Introducing GS-spread. **The Journal of Fixed Income**, v. 9, n. 4, p. 8-18, March 2000.

BIS. **Convergência internacional de mensuração de capital e padrões de capital: estrutura revisada**. Basel Committee on Banking Supervision, Junho de 2004. Disponível em: <[www.febraban.com.br](http://www.febraban.com.br)>. Acesso em: 22 de abr. 2005.

BISSOONDOYAL-BHEENICK, E. Rating timing differences between the two leading agencies: Standard and Poor's and Moody's. **Emerging Markets Review**, v. 5, n. 3, p. 361-378, September 2004.

BLACK, F; SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. **The Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 637-654, May-June 1973.

BOVESPA. **Guia de debêntures**. Abril, 2001. Disponível em: <[www.bovespa.com.br](http://www.bovespa.com.br)>. Acesso em: 24 de abr. 2005.

———. **Novo Mercado**. Fevereiro, 2006. Disponível em: <[www.bovespa.com.br](http://www.bovespa.com.br)>. Acesso em: 24 de abr. 2005.

BOVESPA FIX. **Base de Dados**. Disponível em: <[www.bovespafix.com.br](http://www.bovespafix.com.br)>. Acesso em: 17 de jan. 2006.

BRASIL. **Constituição** (1988). Disponível em: <[www.presidencia.gov.br](http://www.presidencia.gov.br)>. Acesso em: 12 de abr. 2006.

BRASIL, Banco Central do Brasil. **Boletim do Banco Central do Brasil**. v. 41, n. 2, dez 2005. Disponível em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>. Acesso em: 22 de mar. 2006.

———. **Legislação**. Disponível em <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>. Acesso em 29 de jan. 2006.

———. **Manual da Supervisão**. Ago 2002. Disponível em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>. Acesso em: 6 de fev. 2006.

BRASIL, Comissão de Valores Mobiliários. **Legislação**. Disponível em <www.cvm.gov.br>. Acesso em 29 de mar. 2006.

———. **Registro de Emissões**. Disponível em <www.cvm.gov.br>. Acesso em: 05 de mar. 2006.

BRASIL, Secretaria de Previdência Complementar. **Informe Estatístico**. Dezembro 2005. Disponível em <www.mps.gov.br>. Acesso em: 18 de abr. 2006.

BRASIL, Secretaria do Tesouro Nacional. **Relatório da Dívida Pública**. Disponível em <www.stn.fazenda.gov.br>. Acesso em: 22 de mar. 2006.

BRASIL, Superintendência de Seguros Privados. **Boletim estatístico dos mercados supervisionados**. Dezembro 2005. Disponível em <www.susep.gov.br>. Acesso em: 18 de abr. 2006.

BROWN, D. An Empirical Analysis of Credit Spread Innovation. **The Journal of Fixed Income**, v. 11, n. 2, p. 9-27, Sep. 2001.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro pós-Plano Real: um estudo de eventos dos anúncios de fusões e aquisições. **Revista de Administração – USP**, v. 41, n. 1, p. 43-58, jan/fev/mar 2006.

CAMPBELL, J.; TAKSLER, G. Equity volatility and corporate bond yields. **The Journal of Finance**, v. 58, n. 6, p. 2321-2349, December 2003.

CANTOR, R.; FALKENSTEIN, E. Testing for rating consistency in annual default rates. **The Journal of Fixed Income**, v. 11, n. 2, p. 36-51, Sep. 2001.

CANTOR, R.; PACKER F. The credit rating industry. **Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of New York**, v. 19, n. 2, p. 1-26, Summer/Fall 94.

———. Differences of opinion and selection bias in the credit rating industry. **Journal of Banking & Finance**, v. 21, n. 10, p. 1395-1417, October 1997.

CAOQUETTE, J. B.; ALTMAN, E. I.; NARAYANAN, P. **Gestão de risco de crédito: o próximo desafio financeiro**. São Paulo: Qualimark-Serasa, 2000.

CARTY, L. Corporate credit-risk dynamics. **Financial Analysts Journal**, v. 56, n. 4, p. 67-

81, Jul/Aug 2000.

CAVALCANTE, F. et al. **Mercado de capitais: o que é, como funciona**. 6<sup>a</sup> ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

CETIP. **Relatório de Estoque de Títulos**. Disponível em <www.cetip.com.br>. Acesso em: 22 de mar. 2006.

CHAIA, J. A. **Modelos de gestão do risco de crédito e sua aplicabilidade ao mercado brasileiro**. São Paulo, 2003. 121 f. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

CHEN, L. et al. **Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity**. Working Paper, Social Sciences and Humanities Research Council of Canada, June, 2004

COCHRANE, J. H. **Asset Pricing**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2001, Cap. 2, Applying the Basic Model. p. 37-50.

COPELAND, T. E.; WESTON, J. F. **Financial Theory and Corporate Policy**. 3<sup>rd</sup> ed. New York: Addison Wiley, 1988. Cap. 7, Market Equilibrium: CAPM and APT. p. 193-239.

COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. São Paulo: Edgar Blucher, 1977.

COVITZ, D. M.; HARRISON, P. **Testing conflicts of interest at bond rating agencies with market anticipation: Evidence that reputation incentives dominate**. Working paper, Federal Reserve, December 2003. Disponível em <www.federalreserve.gov>. Acesso em 6 de out. 05.

CROSBIE, P.; BOHN, J. R. **Modeling Default Risk**. KMV, San Francisco, December 2003. Disponível em: <www.kmv.com>. Acesso em 15 de abr. 05.

CROUHY, M. et al. A comparative analysis of current credit risk models. **Journal of Banking & Finance**, v. 24, n. 1-2, p. 59-117, Jan. 2000.

———. Prototype risk rating system. **Journal of Banking & Finance**, v. 25, n. 1, p. 47-95, Jan. 2001.

CSFB. **CreditRiskPlus: a credit risk management framework**, 1997 Credit Suisse First Boston International, 1997. Disponível em <www.csfb.com>. Acesso em 25 de set. 2005.

DATTA, S. et al. The pricing of initial public offers of corporate straight debt. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 379-396, March 1997.

DELIANEDIS, G.; GESKE, R. **The components of corporate credit spreads: default, recovery, tax, jumps, liquidity and market factors**. Working Paper, The Anderson School at UCLA, Dec. 2001.

DIAZ, A.; SKINNER, F. Estimating Corporate Yield Curves. **The Journal of Fixed Income**, v. 11, n. 2, p. 95-103, September 2001.

DIGNAN, J. Nondefault components of investment-grade bond spreads. **Financial Analysts Journal**, v. 59, n. 3, p. 93-102, May/June 2003.

DUFFEE, G. R. The relation between treasury yields and corporate bond yield spreads. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 6, p. 2225-2242, Dec. 1998.

ELTON, E. et al. Explaining the rate spread on corporate bonds. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 1, p. 247-277, Feb. 2001.

———. Factors affecting the valuation of corporate bonds. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 11, p. 2747-2767, Nov 2004.

ELTON, E. et al. Fundamental economic variables, expected returns and bond fund performance. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 4, p. 1229-1256, Sep. 1995.

ESTRELLA, A. (Coord.). **Credit ratings and complementary sources of credit quality information**. Basel Committee on Banking Supervision Working Papers, n. 3, Bank for International Settlements, August 2000. Disponível em <www.bis.org>. Acesso em 15 de out. 2005.

FABOZZI, F. J. **Mercado, análise e estratégia de bônus: títulos de renda fixa**. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2000.

FABOZZI, F. J.; MODIGLIANI, F. **Capital markets: institutions and instruments**. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 1992.

FERREIRA, L. F. **Manual de gestão de renda fixa**. Porto Alegre: Bookman, 2004

FISHER, L. Determinants of the risk premiums on corporate bonds. **The Journal of Political**

**Economy**, v. 67, n. 3, p. 217-237, June 1959.

FITCHRATINGS. **Definições de rating**. Disponível em <[www.fitchratings.com.br](http://www.fitchratings.com.br)>. Acesso em 29 de jul. 2005.

FONS, J. S. Using default rates to model the term structure of credit risk. **Financial Analysts Journal**, v. 50, n. 5, p. 25-32, Sep/Oct 1994.

———. Understanding Moody's corporate bond ratings and rating process. **Moody's Special Comment**, Moody's Investors Service, May, 2002.

FRALETTI, P.; EID JR., W. **A relevância do rating e de outros fatores na determinação do rendimento das debêntures emitidas no mercado brasileiro**. Mimeo. 2005.

FUNARO, V. (Coord.) **Diretrizes para apresentação de dissertações e teses na USP: documento eletrônico e impresso**. São Paulo, SIBi-USP, 2004.

FRIDSON, M.; GARMAN, M. Determinants of spreads on new high-yield bonds. **Financial Analysts Journal**, v. 54, n. 2, p. 28-39, Mar/Apr 1998.

GABBI, G.; SIRONI, A. Which factors affect corporate bonds pricing? Empirical evidence from Eurobonds primary market spreads. **The European Journal of Finance**, v. 11, n. 1, p. 59-74, February 2005.

GARMAN, M. Pricing European high-yield new issues. **The Journal of Fixed Income**, v. 9, n. 4, p. 35-42, Mar 2000.

GIESECKE, K. **Credit risk modeling and valuation: An introduction**. Working Paper, Cornell University, Ithaca, NY, October, 2004. Disponível em <[www.orie.cornell.edu/~giesecke](http://www.orie.cornell.edu/~giesecke)>. Acesso em 20 de jun. 05

GIL, A. C. **como elaborar projetos de pesquisa**. São Paulo: Atlas, 1987.

GODÓI, A. C. **Risco de crédito e alocação ótima para uma carteira de debêntures**. São Paulo, 2005. 73 f. Dissertação (Mestrado) - Modelagem Matemática, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo e Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo.

GOLDFAJN, I. et al. **Brazil's financial system: Resilience to shocks, no currency**

**substitution, but struggling to promote growth.** Banco Central do Brasil, Working Paper n. 75, Jun 2003. Disponível em <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>. Acesso em 4 de jun. 2005.

GORDY, M. B. A comparative anatomy of credit risk models. **Journal of Banking & Finance**, v. 24, n. 1-2, p. 119-149, Jan. 2000.

GOUVÊA, M. A. **Regressão Logística.** Programa de Pós-Graduação em Administração, da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2004. Notas de Aula.

———. **Análise de Correspondência.** Programa de Pós-Graduação em Administração, da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2005. Notas de Aula.

GUPTON, G. M. et al. **CreditMetrics: Technical document**, J. P. Morgan & Co., 1997. Disponível em <[www.riskmetrics.com](http://www.riskmetrics.com)>. Acesso em 17 de out. 2001.

HAIR JR., J. F. et al. **Análise multivariada de dados.** 5<sup>a</sup> ed. Porto Alegre, RS: Bookman, 2005.

HAMILTON, D. T. Default and recovery rates of corporate bond issuers, 1920-2004. **Moody's Special Comment.** Moody's Investor Service, January 2005. Disponível em: <[www.moody.com.br](http://www.moody.com.br)>. Acesso em: 01 de ago. 2005.

HAND, J. R. M. et al. The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 733-752, June 1992.

HAUGEN, R. A. **Modern Investment Theory.** 4<sup>th</sup> ed. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 1997.

HELWEGE, J; TURNER, C. The slope of the credit yield curve for speculative-grade issuers. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 5, p. 1869-1884, Oct. 1999.

HERMANNY, P. F. **Modelos de Equilíbrio Geral e Precificação de Risco de Crédito.** Rio de Janeiro, 2000. 69 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia.

HITE, G.; WARGA, A. The effect of bond rating changes on bond price performance. **Financial Analysts Journal**, v. 5, n. 3, p. 35-51, May-June 1997.

HUANG, J.; HUANG, M. **How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk?** Working Paper, Graduate School of Business, Stanford University, May, 2003. Disponível em: <[www.stanford.edu/~mhuang/](http://www.stanford.edu/~mhuang/)>. Acesso em: 25 de nov. 2004.

HULL, J. et al. The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 11, p. 2789-2811, Nov 2004.

JACOBY, G. A duration model for defaultable bonds. **The Journal of Financial Research**, v. 26, n. 1, p. 129-146, Spring 2003.

JEWELL, J.; LIVINGSTON, M. A Comparison of bond ratings from Moody's, Standard and Poors and Fitch IBCA. **Financial Markets, Institutions & Instruments**, v. 8, n. 4, p. 1-45, August 1999.

———. The impact of a third credit rating on the pricing of bonds. **The Journal of Fixed Income**, v. 10, n. 3, p. 69-85, Dec. 2000.

KAO, D. Estimating and pricing credit risk: An overview. **Financial Analysts Journal**, v. 56, n. 4, p. 50-66, Jul/Aug 2000.

KEALHOFER, S. Quantifying credit risk II: Debt valuation. **Financial Analysts Journal**, v. 59, n. 3, p. 78-92, May/Jun 2003.

KISH, R. J. et al. Does the market perceive a difference in rating agencies? **Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 39, n. 3, p. 363-77, Fall 1999.

KLIGER, D.; SARIG, O. The information value of bond ratings. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 6, p. 2879-2902, Dec. 2000.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Legal determinants of external finance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 3, p. 1131-50, Jul 1997.

LEVINE, R. Bank-based or market-based financial systems: Which is better? **Journal of Financial Intermediation**, v. 11, n. 4, p. 398-428, Oct. 2002.

LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. Common Factors Affecting Bond Returns. **The Journal of Fixed Income**, v. 1, p. 54-61, June 1991.

LIU, P. et al. The independent impact of credit rating changes: the case of Moody's rating refinement on yield premiums. **Journal of Business & Accounting**, v. 26, n. 3-4, p. 337-363, Apr./May1999.

LÖFFLER, G. An anatomy of rating through the cycle. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 11, p. 695-720, Nov. 2004.

LONGSTAFF, F. A. et al. Corporate yield spreads: default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market. **The Journal of Finance**, v. 60, n. 5, p. 2213-2253, October 2005.

LUCAS, A. et al. An analytic approach to credit risk of large corporate bond and loan portfolios. **Journal of Banking & Finance**, v. 25, n. 9, p. 1635-1664, September 2001.

LUNA, F. **Aplicação da metodologia de Componentes Principais na análise da estrutura a termo de taxa de juros brasileira e no cálculo de Valor em Risco**. Rio de Janeiro, 2005. 75 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto COPPEAD de Administração, 2005.

LUNDBERG, E. L.; COSTA, A. C. A. A reforma do sistema legal de insolvências no Brasil face às melhores práticas e princípios internacionais. **Revista de Direito Bancário e do Mercado de Capitais**, v. 48, n. 2, p. 323-362, abr-jun-2005.

MALHORTA, N. **Pesquisa de Marketing: uma orientação aplicada**. 3<sup>a</sup> ed. Porto Alegre: Bookman, 2001.

MELLONE JR., G. et al. **Determinação das taxas de juros das debêntures no mercado brasileiro**. In: Encontro Brasileiro de Finanças 2, da Sociedade Brasileira de Finanças, Rio de Janeiro, 2002. **Anais Eletrônicos**. Disponível em <www.sbfin.org.br>. Acesso em 14 de ago. 2003.

MARTINS, G. A. **Manual do mestrando e doutorando da FEA**. Mimeo. Disponível em <www.ead.fea.usp.br> Acesso em 15 de ago. 2004.

MENDONÇA DE BARROS, J. R. (Coord.). **Desafios e oportunidades para o mercado de capitais brasileiro**. São Paulo: Bovespa, Junho, 2000. Disponível em: <www.bovespa.com.br>. Acesso em: 18 de abr. 2004.

MERTON, R. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. **The Journal of Finance**, v. 29, n. 2, p. 449-470, May 1974.

MCDANIEL, R. W. **Credit Rating Agencies**. Before the United States Securities and Exchange Commission, November 21, 2002. Disponível em <[www.sec.gov](http://www.sec.gov)>. Acesso em 29 de jul. 2005.

MURPHY, A. An empirical analysis of the structure of credit risk premiums in the Eurobond market. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 6, p. 865–885, November 2003.

NEEDHAM, C. et al. Fitch ratings global corporate finance 2004 transition and default study. **Credit Market Research**, FitchRatings Corporate Finance, May, 2005. Disponível em <[www.fitchratings.com](http://www.fitchratings.com)>. Acesso em 29 de jul. 2005.

NÓBREGA, M. (Coord.). **Mercado de capitais: sua importância para o desenvolvimento e os entraves com que se defronta o Brasil**. São Paulo: Bovespa, Julho, 2000. Disponível em: <[www.bovespa.com.br](http://www.bovespa.com.br)>. Acesso em: 18 de abr. 2004.

NOVAES, A. **Mercado de capitais: Lições da experiência internacional**. Mimeo, apresentado no I Seminário Anbid de Mercado de Capitais, São Paulo, dez 2004. Disponível em <[www.anbid.com](http://www.anbid.com)>. Acesso em 18 de abr. 2005.

OHANIAN, G. **Operações indexadas ao percentual do CDI: precificação e hedge dinâmico usando o contrato DI futuro da BM&F**. In: Encontro Brasileiro de Finanças 5, da Sociedade Brasileira de Finanças, São Paulo, 2005. **Anais Eletrônicos**. Disponível em <[www.sbfm.org.br](http://www.sbfm.org.br)>. Acesso em 21 de nov. 2005.

PERERA, L. C. J. Administrando risco de crédito com o CreditMetrics. In: SEMEAD - Seminários em Administração - Programa de Pós-Graduação em Administração, 2, 1997. **Anais..** São Paulo: USP/FEA/EAD, v. 2, p. 97-115, 1997a.

———. Quantificação e precificação de risco de crédito através do modelo de opções. **Revista de Administração de Empresas**, v. 37, n. 3, p. 42-55, jun/set 1997b.

PERRAUDIN, W.; TAYLOR, A. On the consistency of ratings and bond market yields. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 11, p. 2769-2788, November 2004.

PESTANA, M. H.; GAGEIRO, J. N. **Análise de dados para ciências sociais**. 2<sup>a</sup> ed. Lisboa: Silabo, 2000.

PINCHES, E. G.; SINGLETON, J. C. The adjustments of stock prices to bond rating changes. **The Journal of Finance**, v. 33, n. 1, p. 29-44, March 1978.

POTTIER, S. W.; SOMMER, D. W. Property liability insurer financial strength ratings: Differences across rating agencies. **The Journal of Risk and Insurance**, v. 66, n. 4, p. 621-642, Dec. 1999.

PURDA, L. D. Mergers in the bond rating industry: Does rating provider matter? **Journal of Multinational Financial Management**, v. 15, n. 2, p. 155-169, April 2005.

RABELO, F. M.; COUTINHO, L. G. **Corporate governance in Brazil**. Working Paper, OECD Development Centre, April 2001.

REITER, S. A.; ZIEBART, D. A. Bond yields, ratings, and financial information: Evidence from public utility issues. **The Financial Review**, v. 26, n. 1, p. 45-73, February 1991.

RICHARDSON, R. J. **Pesquisa social**. 3<sup>a</sup> ed. São Paulo: Atlas, 1999.

RODRIGUES DE PAULA, L. F. Consolidação bancária: tendências recentes nos países desenvolvidos e na União Européia. **Ensaio FEE**, v. 23, n. 2, p. 731-760, 2002.

SANTOS, R. L. P.; MARTELANC, R. Relações entre o prazo e outras características das debêntures no Brasil. In: SEMEAD - Seminários em Administração - Programa de Pós-Graduação em Administração, 1, 1996. **Anais..** São Paulo: USP/FEA/EAD, 1996. p. 296-317.

SANVICENTE, A. Z. **Corporate bond pricing in an option pricing framework**. Stanford, Calif., 1982. 202 f. Tese (Doctor of Philosophy) - Graduate School of Business, Stanford University.

SARIG, O.; WARGA, A. Some empirical estimates of the risk structure of interest rates. **The Journal of Finance**, v. 44, n. 5, p. 1351-1360, Dec. 1989.

SAUNDERS, A. **Medindo o risco de crédito: Novas Abordagens para Value at Risk e outros paradigmas**. São Paulo: Qualimark-Serasa, 2000.

SECURATO, J. R. Bônus empresariais: Um título semelhante às debêntures que poderá ter um significativo mercado secundário. **Revista Álvares Penteado**, v. 1, n. 1, p. 78-92, dez. 1998.

———. **Um modelo para quantificar o risco de crédito**. São Paulo, 2000. 122 f. Tese (Livre Docência) - Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

———. **Crédito: Análise e avaliação do risco**. São Paulo: Saint Paul, 2002.

———. **Cálculo financeiro das tesourarias**. 2<sup>a</sup> ed. São Paulo: Saint Paul, 2003a.

———. **Uma variação do modelo KMV de crédito para o cálculo da probabilidade de default de uma empresa**. Série de Working Papers do Departamento de Administração FEA-USP, Working Paper 03/005, 2003b.

———. **Mercado financeiro e análise de investimento**. São Paulo: Saint Paul, 2005.

SECURATO, J. R. et al. Precificação de títulos de dívida corporativa e seus componentes pelo modelo binomial. **Revista de Administração – USP**, v. 41, n. 1, p. 18-28, jan/fev/mar 2006.

SELLTIZ, C. et al. **Métodos de pesquisa nas relações sociais**. 2<sup>a</sup> ed. São Paulo: Epu, 1987.

SELZER, D. Agências de classificação de risco como catalisadoras de crescimento nos mercados de capitais. **Moody's Comentário Especial**, Junho 1997. Disponível em: <[www.moody.com.br](http://www.moody.com.br)>. Acesso em 12 de jun. 2004.

SHARMA, S. **Applied Multivariate Techniques**. New York: Wiley, 1996.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, Sep. 1964.

SHENG, H.; SAITO, R. Determinantes de spread das debêntures no mercado brasileiro. **Revista de Administração – USP**, v. 40, n. 2, p. 193-205, abr/mai/jun 2005.

SILVEIRA, G.; BESSADA, O. **Análise de Componentes Principais de dados funcionais: uma aplicação às estruturas a termo de taxas de juros**. Trabalhos para Discussão n<sup>o</sup> 73, Banco Central do Brasil; Maio 2003.

SINCLAIR, T. Global monitor: Bond rating agencies. **New Political Economy**, v. 8, n. 1, p. 147-161, March 2003.

SND. **Base de dados**. Disponível em: <[www.debentures.com.br](http://www.debentures.com.br)>. Acesso em: 15 de fev. 2006.

SR RATING. **Ratings de crédito**. Disponível em: <www.srating.com.br>. Acesso em 21 de dez. 2004.

STANDARD & POOR'S. **Standard & Poor's ratings definitions**. Dec 10, 2002. Disponível em <www.standardandpoors.com>. Acesso em 29 de jul. 2005.

STEINER, M.; HEINKE, V. Event study concerning international bond price effects of credit rating actions. **International Journal of Finance and Economics**, v. 6, n. 2, p. 139-57, April 2001.

STEVENS, J. P. **Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences**. 4<sup>th</sup> ed. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum, 2002.

SWANSEN, E. (Org.) **2006 World Economic Development Indicators**. The World Bank, April 2006. Disponível em: <www.worldbank.org>. Acesso em 22 de jun. 2006.

TEIXEIRA, N. **Avanços e desafios na reforma do mercado de capitais brasileiro**. Working Paper, Credit Suisse First Boston Brasil, Novembro 2004. Disponível em: <www.csfb.com.br>. Acesso em 30 de set. 2005.

TURNER, P. **Bond markets in emerging economies: an overview of policy issues**. BIS Papers No 11. July 2002. Disponível em: <www.bis.org>. Acesso em 27 de jun. 2005.

VALLE, M. R. **O custo de captação nos mercados americano de *bonds* e internacional de *eurobonds*: Uma análise das maiores empresas do setor Papel & Celulose**. São Paulo, 2000. 180 f. Tese (Doutorado) - Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

———. Mercado de *bonds*: Risco, *rating* e custo de captação. **Revista de Administração – USP**, v. 37, n. 2, p. 46-56, abr/mai/jun 2004.

VASICEK, O. A. **Credit valuation**. Working Paper, KMV Corporation, July 1999. Disponível em: <www.kmv.com>. Acesso em 7 de mar. 2004.

WAKEMAN, L. M. The real function of bond rating agencies. In: SMITH, C. W. (Ed.) **The modern theory of corporate finance**, 2<sup>nd</sup> ed., New York: McGraw-Hill. 1990

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: a modern approach**. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Thomson, 2002.

ZHOU, C. Credit rating and corporate defaults. **The Journal of Fixed Income**, v. 11, n. 3, p. 30-40, 2001.



**APÊNDICES**

APÊNDICE A – DEBÊNTURES DE EMPRESAS DE LEASING EXCLUÍDAS

APÊNDICE B – DEBÊNTURES EXCLUÍDAS POR REPETIÇÃO

APÊNDICE C – DEBÊNTURES AGRUPADAS

APÊNDICE D – MATRIZ DE CORRELAÇÃO

APÊNDICE E – PERFIL DE LINHAS E DE COLUNAS

APÊNDICE F – QUALIDADE DAS DIMENSÕES – ANÁLISE DE CORRESPONDÊNCIA

APÊNDICE G – ESCALAS NAS DIMENSÕES – ANÁLISE DE CORRESPONDÊNCIA

## APÊNDICE A – DEBÊNTURES DE EMPRESAS DE LEASING EXCLUÍDAS

Código SND Empresa	Em. Série	Isin Registro CVM	Data de Emissão	Data do Início da Distrib	Primeiro Vencim	Data de Vencim	Classe	Valor Emiss R\$ MM	Índice	Multipl Índice (%)	Taxa Juros (%)
FLAM15	5	BRFNLSDBS065	01/11/99	13/04/00	01/03/02	01/03/02	Não Conv.	200,0	DI		0,00
Finasa Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2000/007									
IDBR12	2	BRIDBRDBS022	02/05/00	20/10/00	02/05/01	02/05/03	Não Conv.	40,0	%DI	107,0	
Industrial Arrendam	UNI	CVM/SRE/DEB-2000/029									
BCSP12	2	BRBCSPDBS027	01/09/00	25/10/00	01/09/03	01/09/03	Não Conv.	70,0	%DI	105,0	
Zogbi Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2000/028									
PANA11	1	BRPANADBS024	01/07/00	31/10/00	01/07/02	01/07/02	Não Conv.	100,0	%DI	106,0	
Panamericano Leas	UNI	CVM/SRE/DEB-2000/031									
MCTR11	1	BRMCTRDBO019	01/07/00	18/12/00	01/07/13	01/07/13	Conv.	50,0	IGPM	0,0	0,00
Fináustria Leasing	UNI	CVM/SRE/DCA-2000/004									
BMGL10	10	BRMBMGDBS085	01/11/00	27/12/00	01/11/03	01/11/03	Não Conv.	70,0	DI		0,80
BMG Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2000/041									
FNST11	1	BRFNSTDBS019	01/11/00	28/12/00	01/11/03	01/11/03	Não Conv.	200,0	DI		0,60
Fináustria Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2000/042									
MERC13	3	BRMCBRDBS034	01/01/01	01/03/01	01/01/04	01/01/04	Não Conv.	100,0	%DI	106,0	
Mercantil Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2001/006									
FLAM16	6	BRFNLSDBS073	01/08/01	01/10/01	02/02/04	02/02/04	Não Conv.	200,0	DI		0,90
Finasa Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2001/073									
MBMG11	11	BRMBMGDBS093	01/11/01	07/12/01	01/11/03	01/11/03	Não Conv.	45,0	DI		1,40
BMG Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2001/079									
ILAM17	7	BRCILSDBS062	01/09/01	11/12/01	01/09/08	01/09/08	Não Conv.	600,0	DI		0,75
Itauleasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2001/082									
BRLA18	8	BRBCLMDBS052	01/09/01	14/12/01	01/09/08	01/09/08	Não Conv.	300,0	DI		0,75
Bcn Leasing	1	CVM/SRE/DEB-2001/084									
BRLA28	8	BRBCLMDBS060	01/11/01	14/12/01	01/11/08	01/11/08	Não Conv.	300,0	DI		0,75
Bcn Leasing	2	CVM/SRE/DEB-2001/085									
BRLA19	9	BRBCLMDBS078	01/06/02	23/09/02	01/06/12	01/06/12	Não Conv.	1.200,0	DI		0,00
Bcn Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2002/036									
ILAM18	8	BRCILSDBS070	01/11/02	11/12/02	01/11/07	01/11/22	Não Conv.	500,0	DI		0,00
Itauleasing	1	CVM/SRE/DEB-2002/042									
ILAM28	8	BRCILSDBS088	01/11/02	11/12/02	01/11/07	01/11/22	Não Conv.	1.500,0	DI		0,00
Itauleasing	2	CVM/SRE/DEB-2002/043									
ILAMA8	8	BRCILSDBS096	01/11/02	11/12/02	01/11/22	01/11/22	Não Conv.	900,0	DI		0,00
Itauleasing	3	CVM/SRE/DEB-2002/044									
ILAMB8	8	BRCILSDBS096	01/11/02	11/12/02	01/11/22	01/11/22	Não Conv.	900,0	DI		0,00
Itauleasing	3	CVM/SRE/DEB-2002/044									
ILAMC8	8	BRCILSDBS096	01/11/02	11/12/02	01/11/22	01/11/22	Não Conv.	200,0	DI		0,00
Itauleasing	3	CVM/SRE/DEB-2002/044									
PNAM12	2	BRPANADBS032	01/12/02	07/02/03	01/12/05	01/12/05	Não Conv.	150,0	%DI	108,0	
Panamericano Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2003/001									
LBIC12	2	BRLBICDBS035	03/11/03	05/02/04	03/05/07	03/05/07	Não Conv.	100,0	%DI	103,0	
BIC Arrendamento	UNI	CVM/SRE/DEB-2004/006									
	7	BRBCLMDBS045	01/03/04		01/03/14	01/03/14	Não Conv.	0,0	DI		0,00
Bcn Leasing	UNI										
ILAMA9	9	BRCILSDBS0A4	01/10/04	18/01/05	01/10/09	01/10/24	Não Conv.	700,0	DI		0,00
Itauleasing	1	CVM/SRE/DEB-2005/001									
ILAMB9	9	BRCILSDBS0A4	01/10/04	18/01/05	01/10/09	01/10/24	Não Conv.	700,0	DI		0,00
Itauleasing	1	CVM/SRE/DEB-2005/001									
ILAMC9	9	BRCILSDBS0A4	01/10/04	18/01/05	01/10/09	01/10/24	Não Conv.	600,0	DI		0,00
Itauleasing	1	CVM/SRE/DEB-2005/001									
ILAMD9	9	BRCILSDBS0B2	01/10/04	18/01/05	01/10/09	01/10/24	Não Conv.	700,0	US\$		6,50
Itauleasing	2	CVM/SRE/DEB-2005/002									
ILAME9	9	BRCILSDBS0B2	01/10/04	18/01/05	01/10/09	01/10/24	Não Conv.	700,0	US\$		6,50
Itauleasing	2	CVM/SRE/DEB-2005/002									
ILAMF9	9	BRCILSDBS0B2	01/10/04	18/01/05	01/10/09	01/10/24	Não Conv.	600,0	US\$		6,50
Itauleasing	2	CVM/SRE/DEB-2005/002									
BLAN15	5	BRLSBTDBS046	01/02/05	30/03/05	01/02/25	01/02/25	Não Conv.	1.200,0	DI		0,00
Bankboston Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/013									
UBLS16	6	BRUBLSDBS002	10/01/05	04/04/05	10/01/20	10/01/20	Não Conv.	2.400,0	DI		0,00
Unibanco Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/012									
ILAM10	10	BRCILSDBS0C0	01/02/05	19/04/05	01/02/08	01/02/08	Não Conv.	1.350,0	%DI	102,4	
Itauleasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/016									
BRAM11	1	BRBDLSDBS008	01/02/05	26/04/05	01/02/25	01/02/25	Não Conv.	4.000,0	%DI	100,0	
Bradesco Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/017									
BRAM12	2	BRBDLSDBS016	01/05/05	13/06/05	01/05/08	01/05/11	Não Conv.	3.000,0	%DI	102,0	
Bradesco Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/029									

continua ...

... continuação

Código SND Empresa	Em. Série	Isin Registro CVM	Data de Emissão	Data do Início da Distrib	Primeiro Vencim	Data de Vencim	Classe	Valor Emiss R\$ MM	Índice	Multipl Índice (%)	Taxa Juros (%)
STBA11	1	BRSTBADBS007	01/06/05	08/08/05	01/06/20	01/06/20	Não Conv.	400,0	DI		0,00
Santander Br Leas	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/041	01/06/05	08/08/05	01/06/20	01/06/20	Não Conv.	400,0	DI		0,00
BRAM13	3	BRBDLSDBS024	01/02/05	28/09/05	01/02/25	01/02/25	Não Conv.	3.000,0	%DI	100,0	
Bradesco Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/045	01/02/05	28/09/05	01/02/25	01/02/25	Não Conv.	3.000,0	%DI	100,0	
AMRO14	4	BRAMRODBS056	01/06/05	30/09/05	01/06/15	01/06/15	Não Conv.	1.500,0	DI		0,00
ABN Amro Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/047	01/06/05	30/09/05	01/06/15	01/06/15	Não Conv.	1.500,0	DI		0,00
SFLS12	12	BRSFLSDBS007	01/07/05	28/11/05	01/07/15	01/07/15	Não Conv.	5.000,0	DI		0,00
Safrá Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/055	01/07/05	28/11/05	01/07/15	01/07/15	Não Conv.	5.000,0	DI		0,00
UBLS17	7	BRUBLSDBS010	01/11/05	30/11/05	01/11/20	01/11/20	Não Conv.	2.400,0	DI		0,00
Unibanco Leasing	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/056	01/11/05	30/11/05	01/11/20	01/11/20	Não Conv.	2.400,0	DI		0,00
STBA12	2	BRSTBADBS015	01/09/05	12/12/05	01/09/20	01/09/20	Não Conv.	1.200,0	DI		0,00
Santander Br Leas	UNI	CVM/SRE/DEB-2005/057	01/09/05	12/12/05	01/09/20	01/09/20	Não Conv.	1.200,0	DI		0,00

## APÊNDICE B – DEBÊNTURES EXCLUÍDAS POR REPETIÇÃO

Código SND Empresa	Em. Série	Isin Registro CVM	Data de Emissão	Data do Início da Distrib	Data de Vencim	Classe	Valor Emiss R\$ MM	Índice	Taxa Juros (%)
CSPA8 - Cesp	8	BRCEPDBS1A2	01/04/01	10/07/01	01/11/03	Não Conv	12,8	DI	2,00
	1	CVM/SRE/DEB-2001/029							
CSPB8 - Cesp	8	BRCEPDBS1B0	01/04/01	10/07/01	01/12/03	Não Conv	12,8	DI	2,00
	2	CVM/SRE/DEB-2001/030							
CSPC8 - Cesp	8	BRCEPDBS1C8	01/04/01	10/07/01	01/01/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	3	CVM/SRE/DEB-2001/031							
CSPD8 - Cesp	8	BRCEPDBS1D6	01/04/01	10/07/01	01/02/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	4	CVM/SRE/DEB-2001/032							
CSPE8 - Cesp	8	BRCEPDBS1E4	01/04/01	10/07/01	01/03/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	5	CVM/SRE/DEB-2001/033							
CSPF8 - Cesp	8	BRCEPDBS1F1	01/04/01	10/07/01	01/04/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	6	CVM/SRE/DEB-2001/034							
CSPG8 - Cesp	8	BRCEPDBS1G9	01/04/01	10/07/01	01/05/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	7	CVM/SRE/DEB-2001/035							
CSPH8 - Cesp	8	BRCEPDBS1H7	01/04/01	10/07/01	01/06/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	8	CVM/SRE/DEB-2001/036							
CSPI8 - Cesp	8	BRCEPDBS1I5	01/04/01	10/07/01	01/07/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	9	CVM/SRE/DEB-2001/037							
CSPJ8 - Cesp	8	BRCEPDBS1J3	01/04/01	10/07/01	01/08/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	10	CVM/SRE/DEB-2001/038							
CSPL8 - Cesp	8	BRCEPDBS1K1	01/04/01	10/07/01	01/09/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	11	CVM/SRE/DEB-2001/039							
CSPM8 - Cesp	8	BRCEPDBS1L9	01/04/01	10/07/01	01/10/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	12	CVM/SRE/DEB-2001/040							
CSPN8 - Cesp	8	BRCEPDBS1M7	01/04/01	10/07/01	01/11/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	13	CVM/SRE/DEB-2001/041							
CSP08 - Cesp	8	BRCEPDBS1N5	01/04/01	10/07/01	01/12/04	Não Conv	12,8	DI	2,00
	14	CVM/SRE/DEB-2001/042							
CSPP8 - Cesp	8	BRCEPDBS1O3	01/04/01	10/07/01	01/01/05	Não Conv	12,8	DI	2,00
	15	CVM/SRE/DEB-2001/043							
CSPQ8 - Cesp	8	BRCEPDBS1P0	01/04/01	10/07/01	01/02/05	Não Conv	12,8	DI	2,00
	16	CVM/SRE/DEB-2001/044							
CSPR8 - Cesp	8	BRCEPDBS1Q8	01/04/01	10/07/01	01/03/05	Não Conv	12,8	DI	2,00
	17	CVM/SRE/DEB-2001/045							
CSPS8 - Cesp	8	BRCEPDBS1R6	01/04/01	10/07/01	01/04/05	Não Conv	12,8	DI	2,00
	18	CVM/SRE/DEB-2001/046							
CSPA9 - Cesp	9	BRCEPDBS1S4	01/02/02	27/06/02	01/09/04	Não Conv	25	DI	2,00
	1	CVM/SRE/DEB-2002/017							
CSPB9 - Cesp	9	BRCEPDBS1T2	01/02/02	27/06/02	01/10/04	Não Conv	25	DI	2,00
	2	CVM/SRE/DEB-2002/018							
CSPC9 - Cesp	9	BRCEPDBS1U0	01/02/02	27/06/02	01/11/04	Não Conv	25	DI	2,00
	3	CVM/SRE/DEB-2002/019							
CSPD9 - Cesp	9	BRCEPDBS1V8	01/02/02	27/06/02	01/12/04	Não Conv	25	DI	2,00
	4	CVM/SRE/DEB-2002/020							
CSPE9 - Cesp	9	BRCEPDBS1W6	01/02/02	27/06/02	01/01/05	Não Conv	25	DI	2,00
	5	CVM/SRE/DEB-2002/021							
CSPF9 - Cesp	9	BRCEPDBS1X4	01/02/02	27/06/02	01/02/05	Não Conv	25	DI	2,00
	6	CVM/SRE/DEB-2002/022							
CSPG9 - Cesp	9	BRCEPDBS1Y2	01/02/02	27/06/02	01/03/05	Não Conv	25	DI	2,00
	7	CVM/SRE/DEB-2002/023							
CSPH9 - Cesp	9	BRCEPDBS1Z9	01/02/02	27/06/02	01/04/05	Não Conv	25	DI	2,00
	8	CVM/SRE/DEB-2002/024							
CSPI9 - Cesp	9	BRCEPDBS203	01/02/02	27/06/02	01/05/05	Não Conv	25	DI	2,00
	9	CVM/SRE/DEB-2002/025							
CSPJ9 - Cesp	9	BRCEPDBS211	01/02/02	27/06/02	01/06/05	Não Conv	25	DI	2,00
	10	CVM/SRE/DEB-2002/026							
CSPL9 - Cesp	9	BRCEPDBS229	01/02/02	27/06/02	01/07/05	Não Conv	25	DI	2,00
	11	CVM/SRE/DEB-2002/027							
CSPM9 - Cesp	9	BRCEPDBS237	01/02/02	27/06/02	01/08/05	Não Conv	25	DI	2,00
	12	CVM/SRE/DEB-2002/028							
CSPN9 - Cesp	9	BRCEPDBS245	01/02/02	27/06/02	01/09/05	Não Conv	25	DI	2,00
	13	CVM/SRE/DEB-2002/029							
CSP09 - Cesp	9	BRCEPDBS252	01/02/02	27/06/02	01/10/05	Não Conv	25	DI	2,00
	14	CVM/SRE/DEB-2002/030							
CSPP9 - Cesp	9	BRCEPDBS260	01/02/02	27/06/02	01/11/05	Não Conv	25	DI	2,00
	15	CVM/SRE/DEB-2002/031							

continua ...

... continuação

Código SND Empresa	Em. Série	Isin Registro CVM	Data de Emissão	Data do Início da Distrib	Data de Vencim	Classe	Valor Emiss R\$ MM	Índice	Taxa Juros (%)
CSPQ9 - Cesp	9	BRCESPDBS278	01/02/02	27/06/02	01/12/05	Não Conv	25	DI	2,00
	16	CVM/SRE/DEB-2002/032							
CSPR9 - Cesp	9	BRCESPDBS286	01/02/02	27/06/02	01/01/06	Não Conv	25	DI	2,00
	17	CVM/SRE/DEB-2002/033							
CSPS9 - Cesp	9	BRCESPDBS294	01/02/02	27/06/02	01/02/06	Não Conv	25	DI	2,00
	18	CVM/SRE/DEB-2002/034							
CPNYA1 - Company	1	BRCPNYDBS012	01/08/01	06/09/01	01/08/02	Não Conv	9,6	IGPM	13,50
	1	CVM/SRE/DEB-2001/053							
CPNYB1 - Company	1	BRCPNYDBS020	01/08/01	06/09/01	01/09/02	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	2	CVM/SRE/DEB-2001/054							
CPNYC1 - Company	1	BRCPNYDBS038	01/08/01	06/09/01	01/10/02	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	3	CVM/SRE/DEB-2001/055							
CPNYD1 - Company	1	BRCPNYDBS046	01/08/01	06/09/01	01/11/02	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	4	CVM/SRE/DEB-2001/056							
CPNYE1 - Company	1	BRCPNYDBS053	01/08/01	06/09/01	01/12/02	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	5	CVM/SRE/DEB-2001/057							
CPNYF1 - Company	1	BRCPNYDBS061	01/08/01	06/09/01	01/01/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	6	CVM/SRE/DEB-2001/058							
CPNYG1 - Company	1	BRCPNYDBS079	01/08/01	06/09/01	01/02/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	7	CVM/SRE/DEB-2001/059							
CPNYH1 - Company	1	BRCPNYDBS087	01/08/01	06/09/01	01/03/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	8	CVM/SRE/DEB-2001/060							
CPNYI1 - Company	1	BRCPNYDBS087	01/08/01	06/09/01	01/04/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	9	CVM/SRE/DEB-2001/060							
CPNYJ1 - Company	1	BRCPNYDBS0A5	01/08/01	06/09/01	01/05/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	10	CVM/SRE/DEB-2001/062							
CPNYL1 - Company	1	BRCPNYDBS0B3	01/08/01	06/09/01	01/06/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	11	CVM/SRE/DEB-2001/063							
CPNYM1 - Company	1	BRCPNYDBS0C1	01/08/01	06/09/01	01/07/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	12	CVM/SRE/DEB-2001/064							
CPNYN1 - Company	1	BRCPNYDBS0D9	01/08/01	06/09/01	01/08/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	13	CVM/SRE/DEB-2001/065							
CPNYO1 - Company	1	BRCPNYDBS0E7	01/08/01	06/09/01	01/09/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	14	CVM/SRE/DEB-2001/066							
CPNYP1 - Company	1	BRCPNYDBS0F4	01/08/01	06/09/01	01/10/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	15	CVM/SRE/DEB-2001/067							
CPNYQ1 - Company	1	BRCPNYDBS0G2	01/08/01	06/09/01	01/11/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	16	CVM/SRE/DEB-2001/068							
CPNYR1 - Company	1	BRCPNYDBS0H0	01/08/01	06/09/01	01/12/03	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	17	CVM/SRE/DEB-2001/069							
CPNYS1 - Company	1	BRCPNYDBS0I8	01/08/01	06/09/01	01/01/04	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	18	CVM/SRE/DEB-2001/070							
CPNYT1 - Company	1	BRCPNYDBS0J6	01/08/01	06/09/01	01/02/04	Não Conv	0,8	IGPM	13,50
	19	CVM/SRE/DEB-2001/071							

## APÊNDICE C – DEBÊNTURES AGRUPADAS

Código SND Empresa	Em. Série	Isin Registro CVM	Data de Emissão	Data do Início da Distrib	Primeiro Vencim	Data de Vencim	Classe	Valor Emiss R\$ MM	Índice	Multipl Índice (%)	Taxa Juros (%)
-	1	BRENGPDBS015	21/08/01	29/12/01	11/08/05	11/08/05	Não Conv	169,9	IGPM		14,00
Energia Paulista Part	1	CVM/SRE/DEB/2001/025									
-	1	BRENGPDBS023	21/08/01	29/12/01	11/08/05	11/08/05	Não Conv	194,2	IGPM		14,00
Energia Paulista Part	2	CVM/SRE/DEB/2001/026									
-	1	-	21/08/01	29/12/01	11/08/05	11/08/05	Não Conv	366,1	IGPM		14,00
Energia Paulista Part	3	CVM/SRE/DEB/2001/027									
-	1	-	21/08/01	29/12/01	11/08/05	11/08/05	Não Conv	418,4	IGPM		14,00
Energia Paulista Part	4	CVM/SRE/DEB/2001/028									
Energia Paulista Part			21/08/01	29/12/01	11/08/05	11/08/05	Não Conv	1.148,5	IGPM		14,00
DRFT11	1	BRDRFTDBS012	01/05/00	22/05/00	01/05/03	01/05/03	Não Conv	231,3	IGPM		13,30
CPFL Energia	1	CVM/SRE/DEB-2000/011									
DRFT31	1	BRDRFTDBS038	01/05/00	22/05/00	01/05/03	01/05/03	Não Conv	93,7	IGPM		13,30
CPFL Energia	3	CVM/SRE/DEB-2000/013									
CPFL Energia			01/05/00	22/05/00	01/05/03	01/05/03	Não Conv	325,0	IGPM		13,30
DRFT21	1	BRDRFTDBS020	01/05/00	22/05/00	01/05/03	01/05/03	Não Conv	693,7	%DI	103,5	
CPFL Energia	2	CVM/SRE/DEB-2000/012									
DRFT41	1	BRDRFTDBS046	01/05/00	22/05/00	01/05/03	01/05/03	Não Conv	281,3	%DI	103,5	
CPFL Energia	4	CVM/SRE/DEB-2000/014									
CPFL Energia			01/05/00	22/05/00	01/05/03	01/05/03	Não Conv	975,0	%DI	103,5	
ELSP17	7	BRELPLDBS0C6	01/04/00	01/08/00	01/09/04	01/09/04	Não Conv	350,0	IGPM		14,68
Eletropaulo	1	CVM/SRE/DEB-2000/020									
ELSP27	7	BRELPLDBS0D4	01/04/00	01/08/00	01/09/04	01/09/04	Não Conv	350,0	IGPM		14,66
Eletropaulo	2	CVM/SRE/DEB-2000/021									
Eletropaulo			01/04/00	01/08/00	01/09/04	01/09/04	Não Conv	700,0	IGPM		14,68
VSID31	1	BRVSIDDBS036	15/03/01	15/03/01	15/06/05	15/06/05	Não Conv	146,8	IGPM		8,95
Vicunha Siderurgia	3	CVM/SRE/DEB-2001/013									
VSID41	1	BRVSIDDBS044	15/03/01	15/03/01	15/06/05	15/06/05	Não Conv	146,8	IGPM		8,95
Vicunha Siderurgia	4	CVM/SRE/DEB-2001/014									
Vicunha Siderurgia			15/03/01	15/03/01	15/06/05	15/06/05	Não Conv	293,6	IGPM		8,95
ITAE11	1	BRITAEDBS010	01/12/00	23/03/01	01/12/13	01/12/13	Não Conv	84,0	IGPM		9,42
Itá Energética	1	CVM/SRE/DEB-2001/018									
ITAE21	1	BRITAEDBS028	01/12/00	23/03/01	01/06/13	01/06/13	Não Conv	84,0	IGPM		9,42
Itá Energética	2	CVM/SRE/DEB-2001/019									
Itá Energética			01/12/00	23/03/01	01/12/13	01/12/13	Não Conv	168,0	IGPM		9,42
VTRF11	1	BRVTRFDBS014	15/05/01	18/07/01	15/05/04	15/05/04	Não Conv	142,5	%DI	103,0	
Votorantim Finanças	1	CVM/SRE/DEB-2001/047									
VTRF21	1	BRVTRFDBS022	15/05/01	18/07/01	15/05/02	15/05/05	Não Conv	207,5	%DI	103,0	
Votorantim Finanças	2	CVM/SRE/DEB-2001/048									
Votorantim Finanças			15/05/01	18/07/01	15/05/04	15/05/04	Não Conv	350,0	%DI	103,0	
VTRF13	3	BRVTRFDBS030	20/12/01	26/02/02	01/12/02	01/12/05	Não Conv	400,0	%DI	102,5	
Votorantim Finanças	1	CVM/SRE/DEB-2002/003									
VTRF23	3	BRVTRFDBS048	20/12/01	26/02/02	20/06/03	20/06/06	Não Conv	250,0	%DI	102,5	
Votorantim Finanças	2	CVM/SRE/DEB-2002/004									
Votorantim Finanças			20/12/01	26/02/02	01/12/02	01/12/05	Não Conv	650,0	%DI	102,5	
CPEL12	2	BRCPLEDBS059	01/03/02	09/05/02	01/03/04	01/03/07	Não Conv	100,0	DI		1,50
Copel	1	CVM/SRE/DEB-2002/009									
CPFL22	2	BRCPLEDBS067	01/03/02	09/05/02	01/03/05	01/03/07	Não Conv	100,0	DI		1,50
Copel	2	CVM/SRE/DEB-2002/010									
Copel			01/03/02	09/05/02	01/03/04	01/03/07	Não Conv	200,0	DI		1,50
DRFT12	2	BRCPFEDBS002	01/04/03	30/04/03	01/10/04	01/04/08	Não Conv	900,0	DI		2,85
CPFL Energia	1	CVM/SRE/DEB-2003/002									
DRFT22	2	BRCPFEDBS010	01/04/03	24/10/03	01/04/08	01/04/08	Não Conv	900,0	DI		2,85
CPFL Energia	2	CVM/SRE/DEB-2003/003									
CPFL Energia			01/04/03	24/10/03	01/04/08	01/04/08	Não Conv	1.800,0	DI		2,85
TMAR14	4	BRTLMPDBS031	01/06/03	25/07/03	01/06/05	01/06/05	Não Conv	150,0	%DI	109,5	
Telemar Particip	1	CVM/SRE/DEB-2003/010									
TMAR24	4	BRTLMPDBS049	01/06/03	25/07/03	01/06/06	01/06/06	Não Conv	100,0	%DI	109,5	
Telemar Particip	2	CVM/SRE/DEB-2003/011									
Telemar Particip			01/06/03	25/07/03	01/06/05	01/06/05	Não Conv	250,0	%DI	109,5	

continua ...

... continuação

Código SND Empresa	Em. Série	Isin Registro CVM	Data de Emissão	Data do Início da Distrib	Primeiro Vencim	Data de Vencim	Classe	Valor Emiss R\$ MM	Índice	Multipl Índice (%)	Taxa Juros (%)
FLCL16 Catag Leopoldina	6 1	BRFLCLDBS063 CVM/SRE/DEB-2003/013	15/07/03	23/10/03	15/07/06	15/07/06	Não Conv	110,0	DI		4,50
FLCL26 Catag Leopoldina	6 2	BRFLCLDBS071 CVM/SRE/DEB-2003/014	15/07/03	23/10/03	15/01/08	15/01/08	Não Conv	20,0	DI		4,50
Catag Leopoldina			15/07/03	23/10/03	15/07/06	15/07/06	Não Conv	130,0	DI		4,50
NDUT11 Nova Dutra	1 1	BRNDUTDBS002 CVM/SRE/DEB-2004/021	01/07/04	17/08/04	01/07/10	01/07/10	Não Conv	90,0	IGPM		9,50
NDUT21 Nova Dutra	1 2	BRNDUTDBS010 CVM/SRE/DEB-2004/022	01/07/04	17/08/04	01/01/10	01/01/10	Não Conv	90,0	IGPM		9,50
Nova Dutra			01/07/04	17/08/04	01/07/10	01/07/10	Não Conv	180,0	IGPM		9,50
SBES26 Sabesp	6 2	BRSBSPDBS0M4 CVM/SRE/DEB-2004/032	01/09/04	21/09/04	01/09/09	01/09/09	Não Conv	188,3	IGPM		11,00
SBES36 Sabesp	6 3	BRSBSPDBS0N2 CVM/SRE/DEB-2004/033	01/09/04	21/09/04	01/09/10	01/09/10	Não Conv	179,9	IGPM		11,00
Sabesp			01/09/04	21/09/04	01/09/09	01/09/09	Não Conv	368,2	IGPM		11,00
CCCI11 Cam Corrêa Cimen	1 1	BRCCCIDBS008 CVM/SRE/DEB-2005/004	01/12/04	01/02/05	01/12/07	01/12/07	Não Conv	100,0	%DI	104,0	
CCCI21 Cam Corrêa Cimen	1 2	BRCCCIDBS016 CVM/SRE/DEB-2005/005	01/12/04	01/02/05	01/12/09	01/12/09	Não Conv	260,0	%DI	104,0	
Cam Corrêa Cimen			01/12/04	01/02/05	01/12/07	01/12/07	Não Conv	360,0	%DI	104,0	
PLIM14 Net	4 1	BRNETCDBS016 CVM/SRE/DEB-2005/010	30/06/04	21/03/05	21/09/05	21/09/05	Não Conv	62,3	DI		2,00
PLIM24 Net	4 2	BRNETCDBS024 CVM/SRE/DEB-2005/011	30/06/04	21/03/05	21/09/05	21/09/05	Não Conv	293,5	DI		2,00
Net			30/06/04	21/03/05	21/09/05	21/09/05	Não Conv	355,9	DI		2,00
TSPP12 Telesp Celular	2 1	BRVIVODBS011 CVM/SRE/DEB-2005/027	01/05/05	24/05/05	01/05/09	01/05/15	Não Conv	200,0	%DI	104,0	
TSPP22 Telesp Celular	2 2	BRVIVODBS029 CVM/SRE/DEB-2005/028	01/05/05	24/05/05	01/05/10	01/05/15	Não Conv	800,0	%DI	104,0	
Telesp Celular			01/05/05	24/05/05	01/05/09	01/05/15	Não Conv	1.000,0	%DI	104,0	
EKTR22 Elektro	2 2	BREKTRDBS044 CVM/SRE/DEB-2005/049	01/09/05	24/10/05	01/09/11	01/09/11	Não Conv	187,5	DI		1,65
EKTR32 Elektro	2 3	BREKTRDBS051 CVM/SRE/DEB-2005/050	01/09/05	24/10/05	01/09/11	01/09/11	Não Conv	187,5	DI		1,65
Elektro			01/09/05	24/10/05	01/09/11	01/09/11	Não Conv	375,0	DI		1,65

### APÊNDICE D – MATRIZ DE CORRELAÇÃO

variável	SPREAD	RATING_NOTA	MATUR	PRDEF	VOLEM	PRDEF_LOG	VOLEM_LOG
SPREAD	1	-0,22 #	0,05	0,15	0,00	0,19 *	-0,07
RATING_NOTA	-0,22 #	1	0,22 #	<b>-0,52 #</b>	0,34 #	<b>-0,53 #</b>	0,32 #
MATUR	0,05	0,22 #	1	<b>0,41 #</b>	-0,03	<b>0,61 #</b>	-0,10
PRDEF	0,15	<b>-0,52 #</b>	<b>0,41 #</b>	1	-0,15	<b>0,70 #</b>	-0,17 *
VOLEM	0,00	0,34 #	-0,03	-0,15	1	-0,29 #	0,87 #
PRDEF_LOG	0,19 *	<b>-0,53 #</b>	<b>0,61 #</b>	<b>0,70 #</b>	-0,29 #	1	-0,33 #
VOLEM_LOG	-0,07	0,32 #	-0,10	-0,17 *	0,87 #	-0,33 #	1
EMBI_NOM	0,06	0,21 #	-0,12	-0,21 #	0,37 #	-0,26 #	0,41 #
EMBI_LOG	0,09	0,21 *	-0,17 *	-0,25 #	0,37 #	-0,30 #	0,43 #
EMBI_VAR	-0,09	0,14	-0,19 *	-0,19 *	-0,04	-0,27 #	-0,02
EMBI_VOL	-0,01	0,29 #	0,19 *	-0,10	0,17 *	-0,09	0,09
SELIC_NOM	-0,06	0,07	-0,03	0,05	0,08	-0,10	0,05
SELIC_LOG	-0,04	0,06	-0,02	0,06	0,08	-0,09	0,05
SELIC_VAR	-0,05	0,27 #	0,17 *	-0,07	0,03	-0,03	0,06
SELIC_VOL	-0,15	0,03	-0,20 *	-0,15	0,13	-0,18 *	0,15
DIFTX_NOM	0,02	0,23 #	-0,09	-0,18 *	0,31 #	-0,26 #	0,35 #
DIFTX_LOG	0,05	0,25 #	-0,09	-0,20 *	0,32 #	-0,29 #	0,36 #
DIFTX_VAR	-0,05	0,13	-0,19 *	-0,19 *	0,00	-0,28 #	0,04
DIFTX_VOL	0,19 *	0,18 *	0,01	-0,16 *	0,26 #	-0,20 *	0,26 #
DOLAR_NOM	-0,07	0,17 *	0,02	-0,12	-0,03	-0,14	-0,03
DOLAR_LOG	-0,06	0,18 *	0,03	-0,11	-0,04	-0,14	-0,05
DOLAR_VAR	-0,10	-0,01	-0,29 #	-0,21 #	-0,11	-0,24 #	-0,05
DOLAR_VOL	0,06	0,20 *	0,22 #	0,02	0,28 #	0,01	0,21 #
IBOV_NOM	-0,11	-0,19 *	0,26 #	0,30 #	-0,36 #	0,36 #	-0,43 #
IBOV_LOG	-0,11	-0,19 *	0,24 #	0,28 #	-0,37 #	0,35 #	-0,44 #
IBOV_VAR	0,15	-0,16	0,11	0,19 *	0,05	0,20 *	0,04
IBOV_VOL	0,06	0,08	0,16 *	-0,06	0,18 *	0,06	0,13

continua ...

... continuação

variável	EMBI_NOM	EMBI_LOG	EMBI_VAR	EMBI_VOL	SELIC_NOM	SELIC_LOG	SELIC_VAR	SELIC_VOL	DIFTX_NOM	DIFTX_LOG	DIFTX_VAR	DIFTX_VOL
SPREAD	0,06	0,09	-0,09	-0,01	-0,06	-0,04	-0,05	-0,15	0,02	0,05	-0,05	0,19 *
RATING_NOTA	0,21 #	0,21 *	0,14	0,29 #	0,07	0,06	0,27 #	0,03	0,23 #	0,25 #	0,13	0,18 *
MATUR	-0,12	-0,17 *	-0,19 *	0,19 *	-0,03	-0,02	0,17 *	-0,20 *	-0,09	-0,09	-0,19 *	0,01
PRDEF	-0,21 #	-0,25 #	-0,19 *	-0,10	0,05	0,06	-0,07	-0,15	-0,18 *	-0,20 *	-0,19 *	-0,16 *
VOLEM	0,37 #	0,37 #	-0,04	0,17 *	0,08	0,08	0,03	0,13	0,31 #	0,32 #	0,00	0,26 #
PRDEF_LOG	-0,26 #	-0,3 #	-0,27 #	-0,09	-0,10	-0,09	-0,03	-0,18 *	-0,26 #	-0,29 #	-0,28 #	-0,20 *
VOLEM_LOG	<b>0,41 #</b>	<b>0,43 #</b>	-0,02	0,09	0,05	0,05	0,06	0,15	0,35 #	0,36 #	0,04	0,26 #
EMBI_NOM	1	<b>0,97 #</b>	0,06	<b>0,43 #</b>	0,17 *	0,15	0,25 #	0,28 #	<b>0,89 #</b>	<b>0,89 #</b>	0,07	<b>0,63 #</b>
EMBI_LOG	<b>0,97 #</b>	1	0,14	0,35 #	0,05	0,03	0,16 *	0,19 *	<b>0,81 #</b>	<b>0,83 #</b>	0,12	<b>0,68 #</b>
EMBI_VAR	0,06	0,14	1	-0,04	-0,09	-0,08	0,07	-0,16	0,06	0,10	<b>0,76 #</b>	0,09
EMBI_VOL	<b>0,43 #</b>	0,35 #	-0,04	1	0,33 #	0,32 #	0,17 *	0,15	<b>0,44 #</b>	<b>0,44 #</b>	-0,01	0,44 #
SELIC_NOM	0,17 *	0,05	-0,09	0,33 #	1	1,00	0,17 *	0,22 #	<b>0,40 #</b>	0,38 #	-0,17 *	0,00
SELIC_LOG	0,15	0,03	-0,08	0,32 #	1,00	1	0,17 *	0,20 *	0,39 #	0,38 #	-0,17 *	-0,01
SELIC_VAR	0,25 #	0,16 *	0,07	0,17 *	0,17 *	0,17 *	1	0,06	<b>0,43 #</b>	<b>0,41 #</b>	0,17 *	0,19 *
SELIC_VOL	0,28 #	0,19 *	-0,16	0,15	0,22 #	0,20 *	0,06	1	0,33 #	0,27 #	0,01	0,08
DIFTX_NOM	<b>0,89 #</b>	<b>0,81 #</b>	0,06	<b>0,44 #</b>	0,4 #	0,39 #	<b>0,43 #</b>	0,33 #	1	<b>0,99 #</b>	0,18 *	<b>0,55 #</b>
DIFTX_LOG	<b>0,89 #</b>	<b>0,83 #</b>	0,10	<b>0,44 #</b>	0,38 #	0,38 #	<b>0,41 #</b>	0,27 #	<b>0,99 #</b>	1	0,20 *	<b>0,61 #</b>
DIFTX_VAR	0,07	0,12	<b>0,76 #</b>	-0,01	-0,17 *	-0,17 *	0,17 *	0,01	0,18 *	0,20 *	1	0,18 *
DIFTX_VOL	<b>0,63 #</b>	<b>0,68 #</b>	0,09	<b>0,44 #</b>	0,00	-0,01	0,19 *	0,08	<b>0,55 #</b>	<b>0,61 #</b>	0,18 *	1
DOLAR_NOM	0,18 *	0,07	-0,24 #	<b>0,43 #</b>	0,2 *	0,18 *	0,25 #	0,37 #	0,36 #	0,32 #	-0,07	0,02
DOLAR_LOG	0,13	0,02	-0,23 #	0,42 #	0,21 #	0,19 *	0,25 #	0,33 #	0,32 #	0,29 #	-0,07	0,00
DOLAR_VAR	0,15	0,19 *	<b>0,60 #</b>	-0,2 *	-0,25 #	-0,25 #	-0,01	0,11	0,10	0,10	0,61 #	0,06
DOLAR_VOL	<b>0,54 #</b>	<b>0,41 #</b>	-0,09	0,62 #	<b>0,46 #</b>	<b>0,46 #</b>	0,4 #	0,14	<b>0,58 #</b>	<b>0,58 #</b>	-0,05	<b>0,48 #</b>
IBOV_NOM	<b>-0,87 #</b>	<b>-0,96 #</b>	-0,18 *	-0,22 #	0,03	0,05	-0,04	-0,14	<b>-0,67 #</b>	<b>-0,72 #</b>	-0,13	-0,64 #
IBOV_LOG	<b>-0,92 #</b>	<b>-0,97 #</b>	-0,17 *	-0,25 #	-0,04	-0,03	-0,07	-0,15	<b>-0,74 #</b>	<b>-0,78 #</b>	-0,12	-0,64 #
IBOV_VAR	0,01	-0,06	<b>-0,81 #</b>	-0,02	0,16	0,15	-0,15	0,26 #	-0,01	-0,03	<b>-0,69 #</b>	0,01
IBOV_VOL	<b>0,40 #</b>	<b>0,41 #</b>	0,27 #	0,45 #	0,10	0,11	0,09	-0,16 *	0,3 #	0,32 #	0,07	0,44 #

continua ...

... continuação

variável	DOLAR_NOM	DOLAR_LOG	DOLAR_VAR	DOLAR_VOL	IBOV_NOM	IBOV_LOG	IBOV_VAR	IBOV_VOL
SPREAD	-0,07	-0,06	-0,10	0,06	-0,11	-0,11	0,15	0,06
RATING_NOTA	0,17 *	0,18 *	-0,01	0,20 *	-0,19 *	-0,19 *	-0,16	0,08
MATUR	0,02	0,03	-0,29 #	0,22 #	0,26 #	0,24 #	0,11	0,16 *
PRDEF	-0,12	-0,11	-0,21 #	0,02	0,30 #	0,28 #	0,19 *	-0,06
VOLEM	-0,03	-0,04	-0,11	0,28 #	-0,36 #	-0,37 #	0,05	0,18 *
PRDEF_LOG	-0,14	-0,14	-0,24 #	0,01	0,36 #	0,35 #	0,20 *	0,06
VOLEM_LOG	-0,03	-0,05	-0,05	0,21 #	<b>-0,43 #</b>	<b>-0,44 #</b>	0,04	0,13
EMBI_NOM	0,18 *	0,13	0,15	<b>0,54 #</b>	<b>-0,87 #</b>	<b>-0,92 #</b>	0,01	<b>0,40 #</b>
EMBI_LOG	0,07	0,02	0,19 *	<b>0,41 #</b>	<b>-0,96 #</b>	<b>-0,97 #</b>	-0,06	<b>0,41 #</b>
EMBI_VAR	-0,24 #	-0,23 #	<b>0,60 #</b>	-0,09	-0,18 *	-0,17 *	<b>-0,81 #</b>	0,27 #
EMBI_VOL	<b>0,43 #</b>	<b>0,42 #</b>	-0,20 *	<b>0,62 #</b>	-0,22 #	-0,25 #	-0,02	<b>0,45 #</b>
SELIC_NOM	0,2 *	0,21 #	-0,25 #	<b>0,46 #</b>	0,03	-0,04	0,16	0,10
SELIC_LOG	0,18 *	0,19 *	-0,25 #	<b>0,46 #</b>	0,05	-0,03	0,15	0,11
SELIC_VAR	0,25 #	0,25 #	-0,01	<b>0,40 #</b>	-0,04	-0,07	-0,15	0,09
SELIC_VOL	0,37 #	0,33 #	0,11	0,14	-0,14	-0,15	0,26 #	-0,16 *
DIFTX_NOM	0,36 #	0,32 #	0,10	<b>0,58 #</b>	<b>-0,67 #</b>	<b>-0,74 #</b>	-0,01	0,30 #
DIFTX_LOG	0,32 #	0,29 #	0,10	<b>0,58 #</b>	<b>-0,72 #</b>	<b>-0,78 #</b>	-0,03	0,32 #
DIFTX_VAR	-0,07	-0,07	<b>0,61 #</b>	-0,05	-0,13	-0,12	<b>-0,69 #</b>	0,07
DIFTX_VOL	0,02	0,00	0,06	<b>0,48 #</b>	<b>-0,64 #</b>	<b>-0,64 #</b>	0,01	<b>0,44 #</b>
DOLAR_NOM	1	<b>0,99 #</b>	-0,07	0,18 *	0,06	0,04	0,32 #	-0,21 #
DOLAR_LOG	<b>0,99 #</b>	1	-0,09	0,17 *	0,10	0,08	0,32 #	-0,22 #
DOLAR_VAR	-0,07	-0,09	1	-0,06	-0,20 *	-0,21 #	<b>-0,45 #</b>	-0,11
DOLAR_VOL	0,18 *	0,17 *	-0,06	1	-0,25 #	-0,32 #	0,10	0,37 #
IBOV_NOM	0,06	0,10	-0,20 *	-0,25 #	1	<b>0,99 #</b>	0,11	-0,37 #
IBOV_LOG	0,04	0,08	-0,21 #	-0,32 #	<b>0,99 #</b>	1	0,10	-0,38 #
IBOV_VAR	0,32 #	0,32 #	<b>-0,45 #</b>	0,10	0,11	0,10	1	-0,31 #
IBOV_VOL	-0,21 #	-0,22 #	-0,11	0,37 #	-0,37 #	-0,38 #	-0,31 #	1

### APÊNDICE E – PERFIL DE LINHAS E DE COLUNAS

Perfil de linhas					Perfil de colunas				
Maturid.	Indexador				Maturid.	Indexador			
	% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Margem		% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Massa
Curta matur.	0,388	0,463	0,149	1	Curta matur.	0,578	0,492	0,217	0,435
Média matur.	0,267	0,333	0,400	1	Média matur.	0,356	0,317	0,522	0,390
Longa matur.	0,111	0,444	0,444	1	Longa matur.	0,067	0,19	0,261	0,175
Massa	0,292	0,409	0,299		Massa	1	1	1	
Probabilidade de <i>default</i>					Probabilidade de <i>default</i>				
Maturid.	Indexador				Maturid.	Indexador			
	Grande probab.	Média probab.	Pequena probab.	Margem		Grande probab.	Média probab.	Pequena probab.	Massa
Curta matur.	0,000	0,003	0,970	1	Curta matur.	0,000	0,087	0,508	0,435
Média matur.	0,033	0,133	0,833	1	Média matur.	0,667	0,348	0,391	0,390
Longa matur.	0,037	0,481	0,481	1	Longa matur.	0,333	0,565	0,102	0,175
Massa	0,019	0,149	0,831		Massa	1	1	1	
Rating					Rating				
Maturid.	Indexador				Maturid.	Indexador			
	Baixa qualidade	Média qualidade	Alta qualidade	Margem		Baixa qualidade	Média qualidade	Alta qualidade	Massa
Curta matur.	0,299	0,493	0,209	1	Curta matur.	0,588	0,398	0,378	0,435
Média matur.	0,167	0,6	0,233	1	Média matur.	0,294	0,434	0,378	0,390
Longa matur.	0,148	0,519	0,333	1	Longa matur.	0,118	0,169	0,243	0,175
Massa	0,221	0,539	0,240		Massa	1	1	1	
Prob. <i>Default</i>					Prob. <i>Default</i>				
Prob. <i>Default</i>	Indexador				Prob. <i>Default</i>	Indexador			
	% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Margem		% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Massa
Grande probab.	0,000	1,000	0,000	1	Grande probab.	0,000	0,048	0,000	0,019
Média probab.	0,087	0,609	0,304	1	Média probab.	0,044	0,222	0,152	0,149
Pequena probab.	0,336	0,369	0,305	1	Pequena probab.	0,956	0,730	0,848	0,831
Massa	0,292	0,409	0,299		Massa	1	1	1	
Rating					Rating				
Rating	Indexador				Rating	Indexador			
	% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Margem		% do DI	DI + taxa	IGP-M + taxa	Massa
Baixa qualid.	0,147	0,676	0,176	1	Baixa qualid.	0,111	0,365	0,13	0,221
Média qualid.	0,289	0,349	0,361	1	Média qualid.	0,533	0,460	0,652	0,539
Alta qualid.	0,432	0,297	0,270	1	Alta qualid.	0,356	0,175	0,217	0,240
Massa	0,292	0,409	0,299		Massa	1	1	1	

**APÊNDICE F – QUALIDADE DAS DIMENSÕES – ANÁLISE DE  
CORRESPONDÊNCIA**

Maturidade e Probabilidade de <i>default</i>			
dimensão	valor	inércia	proporção da inércia na dimensão
1	0,464	0,216	0,968
2	0,085	0,007	0,032
Total		0,223	1

Maturidade e <i>Rating</i>			
dimensão	valor	inércia	proporção da inércia na dimensão
1	0,167	0,028	0,823
2	0,078	0,006	0,177
Total		0,034	1

Maturidade e Indexador			
dimensão	valor	inércia	proporção da inércia na dimensão
1	0,302	0,091	0,899
2	0,101	0,010	0,101
Total		0,102	1

Probabilidade de <i>default</i> e Indexador			
dimensão	valor	inércia	proporção da inércia na dimensão
1	0,263	0,069	0,925
2	0,075	0,006	0,075
Total		0,075	1

<i>Rating</i> e Indexador			
dimensão	valor	inércia	proporção da inércia na dimensão
1	0,295	0,087	0,859
2	0,120	0,014	0,141
Total		0,102	1

**APÊNDICE G – ESCALAS NAS DIMENSÕES – ANÁLISE DE  
CORRESPONDÊNCIA**

Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão		Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão	
			1	2				1	2
Maturidade	Curta	0,435	-0,536	0,240	Probabilidade de default	Grande	0,019	0,959	-2,024
	Média	0,390	-0,027	-0,364		Média	0,149	1,572	0,178
	Longa	0,175	1,390	0,214		Pequena	0,831	-0,305	0,015
Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão		Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão	
			1	2				1	2
Maturidade	Curta	0,435	-0,459	0,056	Rating	Baixa qualid.	0,221	-0,756	0,093
	Média	0,390	0,289	-0,288		Média qualid.	0,539	0,159	-0,234
	Longa	0,175	0,497	0,501		Alta qualid.	0,240	0,338	0,439
Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão		Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão	
			1	2				1	2
Maturidade	Curta	0,435	-0,610	-0,082	Indexador	% do DI	0,292	-0,586	0,361
	Média	0,390	0,359	0,340		DI + taxa	0,409	-0,165	-0,371
	Longa	0,175	0,717	-0,552		IGP-M + taxa	0,299	0,799	0,154
Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão		Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão	
			1	2				1	2
Probabilidade de default	Grande	0,019	-2,193	1,550	Indexador	% do DI	0,292	0,637	0,256
	Média	0,149	-0,931	-0,424		DI + taxa	0,409	-0,577	0,116
	Pequena	0,831	0,219	0,040		IGP-M + taxa	0,299	0,166	-0,410
Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão		Variável	Atributo	Massa	Escala na dimensão	
			1	2				1	2
Rating	Baixa qualid.	0,221	-0,999	-0,134	Indexador	% do DI	0,292	0,552	-0,408
	Média qualid.	0,539	0,198	0,294		DI + taxa	0,409	-0,646	-0,061
	Alta qualid.	0,240	0,473	-0,536		IGP-M + taxa	0,299	0,345	0,482