
Determinantes de spread das debêntures no mercado brasileiro

Hsia Hua Sheng
Richard Saito

RESUMO

A principal contribuição deste artigo diz respeito aos resultados decorrentes da introdução, nos modelos de determinação de *spread* de taxa de juros das emissões de debêntures, das variáveis qualidade do *rating* e expectativa de mercado internacional sobre o ambiente econômico brasileiro. Foram coletados dados relativos a 138 emissões de debêntures brasileiras no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002. Testes paramétricos e não-paramétricos foram aplicados para verificar o efeito do *rating* sobre o *spread* e, em seguida, os métodos de mínimos quadrados ordinários e de momentos generalizados, para analisar a influência de variáveis de controle. Encontraram-se evidências de que: o *rating* afeta o *spread* independentemente do indexador da emissão; a origem — nacional ou internacional — dos *ratings* não é relevante; a causalidade *rating-spread*, entretanto, não é clara nas emissões que ocorreram em ambiente favorável, em que se verifica maior incidência de classificações discrepantes de risco; a expectativa de mercado internacional em relação ao ambiente econômico brasileiro, o tipo de setor e o volume da emissão são importantes variáveis de controles na determinação do *spread*.

Palavras-chave: *rating*, debêntures, *spread* de taxa de juros, custo de capital, características contratuais, ambiente econômico.

1. INTRODUÇÃO

Existem duas principais linhas para financiamentos de longo prazo a terceiros no mercado interno. A primeira alternativa é o recurso do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). No entanto, apesar das vantagens em termos de prazo e taxa, essa modalidade oferece uma série de inconvenientes para as empresas, como várias restrições para o uso dos recursos, monitoramento constante e demora no processo de aprovação. A segunda opção é a emissão de debêntures. Diferentemente dos créditos bancários, debêntures são títulos de crédito emitidos por sociedades anônimas

Os autores agradecem aos Avaliadores *Ad Hoc*, bem como a todos os participantes do EnANPAD 2003, pelos comentários que contribuíram para a melhoria deste artigo.

Recebido em 30/abril/2003
Aprovado em 23/julho/2004

Hsia Hua Sheng é Doutorando em Administração de Empresas e Professor Extra-Carreira do Departamento de Contabilidade, Finanças e Controle da Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (CEP 01313-902 — São Paulo/SP, Brasil).
E-mail: hsiasheng@fgvsp.br
Endereço:
EAESP-FGV
Departamento de Contabilidade, Finanças e Controle
Avenida 9 de Julho, 2020 — 11º andar
01313-902 — São Paulo — SP

Richard Saito, Engenheiro de Aeronáutica pelo Instituto Tecnológico de Aeronáutica, Mestre em Engenharia de Produção pela Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, M.Sc. e Ph.D. pela *Stanford University*, é Professor Titular do Departamento de Contabilidade, Finanças e Controle da Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (CEP 01313-902 — São Paulo/SP, Brasil) e Sócio da Finenge.
E-mail: rsaito@fgvsp.br

e oferecidos diretamente aos investidores. Devido à escassez de recursos do BNDES, à estabilidade econômica após o Plano Real e à maior regulamentação do setor, as debêntures têm sido bastante utilizadas por grandes corporações brasileiras para financiar projetos de médio e longo prazos. Além disso, suas emissões vêm superando as de ações numa razão de 10 para 1.

Dessa forma, a taxa de empréstimo desse instrumento financeiro é importante tanto para os investidores quanto para as empresas emissoras. Para as empresas, a taxa afeta a estrutura de capital, o custo de capital e a decisão de investimento. Para os investidores, afeta a rentabilidade e a dinâmica da carteira de investimento.

A taxa de juros de um título de dívida é composta de uma taxa de juros básica e de um *spread* que representa prêmios pelos diversos riscos específicos de cada título. Enquanto a taxa de juros básica é composta por uma taxa de juro real livre de risco e uma taxa de inflação esperada durante a vida do título, o *spread* é composto principalmente pela remuneração do risco de inadimplência*. No mercado, o resultado dessa avaliação de risco de inadimplência é chamado de *rating*.

O efeito do *rating* sobre a taxa de empréstimo foi amplamente estudado na literatura americana. O primeiro trabalho foi de Weinstein (1977), que estudou o efeito de anúncio de mudança de *rating* sobre o preço de título de dívida. Ederington, Yawitz e Roberts (1987) analisaram a relação entre a taxa de juros e o *rating*, controlando pela similaridade tanto dos indicadores contábeis das emissoras quanto das características contratuais. O resultado encontrado foi uma relação positiva entre *rating* e preços dos títulos.

John, Lynch e Puri (2003) usaram o modelo de regressão múltipla (mínimo quadrado ordinários) para determinar os fatores relevantes que influenciam o *spread* dos *corporate bonds* no mercado americano. Em particular, eles estavam interessados em estudar o efeito da garantia no contexto da teoria de agência.

Esses autores concluíram que o principal fator que explica o nível de *spread* é o *rating*. No entanto, os *ratings* não conseguem capturar tudo, pois as outras características, como a garantia e o prazo de vencimento, também são estatisticamente significantes após o controle de *rating*. No caso da garantia, contrariando as expectativas, a taxa de empréstimo revelou-se maior para dívidas garantidas. As possíveis explicações estão no conflito entre credor e administrador e no processo imperfeito de *rating*.

Mais recentemente, Duffie e Singleton (1997), Duffee (1999) e Elton *et al.* (2001) discutiram um modelo mais específico de precificação de dívida corporativa baseado em

rating. Esse modelo pressupõe que os riscos de crédito para dívidas que tenham o mesmo *rating* sejam homogêneos. Para cada grupo homogêneo, o modelo determina outros fatores que podem melhorar a precificação dessas dívidas.

Os pesquisadores testaram o modelo no mercado americano e concluíram que os seguintes fatores afetam a precificação da dívida: o prazo de vencimento, as diferenças entre *ratings* de agências distintas, a diferença entre *rating* da dívida e *rating* da emissora da dívida e a idade da dívida.

No Brasil, vários trabalhos já foram realizados para analisar as características contratuais de debêntures brasileiras sob diversos eventos econômicos. Anderson (1999) analisou o efeito da instabilidade econômica antes do Plano Real; Filgueira e Leal (2001) analisaram o efeito da estabilidade e da abertura econômicas. Por fim, Saito *et al.* (2002) verificaram o impacto da desvalorização de 1999.

No entanto, estudos específicos sobre a remuneração e o *rating* das emissões ainda são raros. Estudando os *ratings* e os custos de captação das maiores empresas americanas, brasileiras e canadenses do setor de papel e celulose, Valle (2002) constatou uma correlação negativa entre essas duas variáveis. Apesar dessa confirmação, o autor questionou o procedimento de classificação das agências, pois encontrou uma forte influência do *rating* soberano brasileiro sobre o *rating* de cada empresa específica.

Recentemente, essa relação foi discutida em um ensaio de Mellone, Eid Júnior e Rochman (2002). Utilizando o modelo de regressão e considerando o *rating* uma variável escalar, os autores encontraram evidências de que o *rating* determina a taxa de juros nas debêntures indexadas ao Depósito Interbancário (DI), mas não encontraram a mesma evidência naquelas remuneradas pelo Índice Geral de Preços-Mercado (IGP-M). O estudo também não verificou a influência das principais características das debêntures (prazo, classe, tipo de garantia e forma) sobre o custo de captação.

No presente trabalho, o objetivo é estabelecer uma relação de causalidade entre o *spread* de emissão de debêntures e a classificação de risco de debêntures. A hipótese é que o *rating* influencia o *spread*, desde que se controlem a expectativa do mercado internacional sobre o ambiente econômico brasileiro e as principais características da emissão. Acredita-se também que as diferenças entre agências classificadoras de riscos, nacionais ou internacionais, podem ter importância na determinação do *spread*. Além disso, acredita-se que os investidores são conservadores, isto é, se houver diferença de avaliação de *rating* na mesma emissão, eles preferem usar o *rating* mais baixo.

O trabalho contribui para o estudo da diversidade de classificações de risco atribuídas pelas diferentes agências classificadoras, tendo em vista a importância de identificar quais agências são mais examinadas pelos agentes econômicos internos. O exame pode ter implicação na implementação de sistema de ajustamento de nível de patrimônio líquido de

* No Brasil, o risco de inadimplência é o principal componente que remunera o *spread*. Os outros riscos (risco de vencimento e risco de liquidez) serão comentados na discussão das variáveis.

instituições financeiras, conforme o nível de risco de carteira. Por fim, contribui também para o entendimento da formação de taxa de juros nos títulos privados do mercado, acrescentando mais informações sobre o mercado brasileiro de debêntures.

2. DISCUSSÃO SOBRE AS VARIÁVEIS

Classificaram-se as variáveis em três categorias: variável dependente, variável-teste e variáveis de controle. As variáveis de controle caracterizam predominantemente as debêntures.

2.1. Variável dependente: *spread*

O *spread* de emissão de debêntures é definido como uma taxa acima de uma determinada taxa de referência. Esse componente, que pode assumir a forma flutuante ou fixa, é especificado na própria escritura da emissão além e acima de uma taxa de referência. Os principais indicadores de referência utilizados pelo mercado são o IGP-M, o DI, o da Associação Nacional dos Bancos de Investimento (ANBID) e a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP). As debêntures, dependendo das condições de mercado, também podem ser colocadas com deságio em relação ao seu valor nominal, constituindo forma adicional de remuneração que deve ser explicitada na escritura e no anúncio de distribuição pública.

Quando a taxa referencial é DI, a taxa de juros real da economia não está incorporada no *spread*. Já quando a taxa é IGP-M, por esse ser um indicador de inflação, a taxa de juros real está computada no *spread*. Portanto, o *spread* de emissão de debêntures pode ser ou não afetado pela taxa real de economia.

2.2. Variável-teste: *rating*

Os *ratings* atribuídos pelas agências de avaliação de qualidade de crédito refletem a probabilidade de inadimplência das empresas emissoras. Quanto pior a qualidade de crédito, tanto maior serão o risco de inadimplência e o prêmio exigido; logo, maior a taxa de juros.

O *rating* já foi bastante abordado nos modelos de determinação de *spread*. No entanto, o aspecto qualitativo, ou seja, a qualidade do *rating* ainda é pouco analisada. Somente Elton *et al.* (2001) consideraram em seus trabalhos a implicação da qualidade do *rating* no *spread*.

A qualidade do *rating* depende da agência de crédito responsável pela avaliação. A reputação das agências de classificação de crédito, por sua vez, é avaliada pelo seu desempenho passado (WHITE, 2001). Nessa indústria, é a própria força do mercado que premia as melhores agências.

Nos Estados Unidos, onde o uso do *rating* é bastante difundido, as emissoras possuem percepções distintas em relação a cada agência de classificação. Baker e Mansi (2001) entrevistaram as principais emissoras de títulos corporativos nos Estados Unidos e descobriram que elas, independentemente

da sua categoria de risco, sentem-se mais satisfeitas ou acreditam mais no trabalho da Standard & Poor's (S&P) do que no da Moody's.

Com a nova regulamentação da Basileia II, a responsabilidade das agências de *rating* aumentou. Os *ratings* são incorporados como parâmetros para determinar o nível adequado de capital próprio das instituições financeiras que operam no mercado de crédito. Jackson (2001) discutiu o efeito dessa proposta em uma economia globalizada, sugerindo que essas medidas funcionariam bem somente nos países desenvolvidos, pois poucas emissões privadas recebem um *rating* em um país com mercado pequeno e ineficiente. Na mesma linha de pesquisa, Kerwer (2001) analisou a responsabilidade de agências de *rating* quando fazem uma avaliação injusta.

Essa divergência de percepção pode ser mais grave no Brasil devido à diversidade das agências de avaliação. Embora o mercado de debêntures brasileiro seja pequeno em relação ao americano, várias agências de *rating* atuam no Brasil. As agências de *ratings* podem ser classificadas em dois grupos: as internacionais, como Moody's, Standard & Poor's, Fitch e D&P, e as nacionais, como SR *Rating*, Austin e Atlantic *Rating*.

Freqüentemente, essa diversidade de agências cria um problema de escolha para os investidores, pois eles encontram diferentes *ratings* atribuídos por agências distintas à mesma emissão. Na tabela 1 mostra-se que as grandes diferenças (> 1) se concentram nas faixas de Baa1 ~ Baa3 na escala Moody's (2002). Nos dois extremos de *ratings*, a convergência de opiniões é mais freqüente.

Tabela 1

Diferenças de Ratings nas Emissões de Debêntures no Brasil (1999 – 2002)

Moody's	Rating	Standard & Poor's					Total
		Diferenças de Rating*	0,0	0,5	1,0	1,5	
Aaa ~ Aa3	BrAAA ~ BrAA-	23	9	2			34
A1 ~ A3	BrA+ ~ BrA-	31	14	5	2	1	53
Baa1 ~ Baa3	BrBBB+ ~ BrBBB-	25	9	8	1	5	48
Ba1 ~ Ba3	BrBB+ ~ BrBB-	1		2			3
Total		80	32	17	03	06	138

Nota: * Cada nível de diferença corresponde a 0,5.

Fonte: Elaboração própria sobre as emissões selecionadas para este estudo (dados fornecidos pelo Sistema Nacional de Debêntures, 2003).

Portanto, existem duas questões envolvidas com o *rating*. Primeiro, qual agência classificadora (nacional ou internacional) influencia mais na determinação de *spread*? Se se basear na hipótese de White (2001), as agências internacionais de *rating* devem ser mais influentes na decisão de investidor.

Segundo, independente da nacionalidade da agência, qual *rating* — o maior ou o menor — atribuído a uma mesma emissão influencia mais no *spread*? Acredita-se que os investidores são conservadores e, conseqüentemente, tendem a usar mais o menor *rating* para avaliar o *spread*.

2.3. Variáveis de controle

O principal componente da remuneração é a inadimplência. Contudo, pela teoria de taxa de juros nominal, a remuneração de risco de liquidez e a remuneração de risco de vencimento também estão presentes na taxa e devem ser controladas para que se possa estudar o efeito do *rating*. Além disso, as variáveis setor, garantia e diferenças de *rating* também devem ser consideradas.

2.3.1. Expectativa do mercado internacional em relação ao ambiente econômico brasileiro

A expectativa do mercado internacional em relação ao ambiente econômico brasileiro no momento da emissão pode influenciar o nível da taxa de juros da emissão. Devido às oscilações constantes nos indicadores econômicos brasileiros causadas pelos choques externos e internos, essa variável assume importância singular no mercado de capitais brasileiro. As empresas brasileiras tendem a procurar os momentos de estabilidade econômica para captar recursos mais baratos, para expandir seu negócio ou para reestruturar suas dívidas, tanto nos mercados internos quanto nos externos.

Essa expectativa pode ser representada pelo indicador *Emerging Market Bond Index – Brazil* (EMBI-Brazil) calculado a partir dos preços diários de uma cesta de títulos brasileiros, incluindo os *c-bonds* brasileiros. Esse indicador é um *proxy* da variável expectativa dos investidores internacionais em relação ao ambiente econômico brasileiro. Quando o agente do mercado tem expectativa positiva em relação ao ambiente econômico brasileiro, elevam-se os preços dos títulos brasileiros e cai a taxa interna de retorno do título, melhorando o risco-Brasil.

2.3.2. Prazo

O prazo da emissão está relacionado ao risco de vencimento, que é o risco de variação da taxa de juros corrente sobre o preço de título de longo prazo (FABOZZI, 1996; TITMAN, 1988). O preço de um título varia no sentido oposto ao da taxa de juros. Uma vez que a taxa de juros básica varia conforme o cenário econômico, que a taxa de juros do título é fixa e que o preço do título é o valor presente de fluxos futuros descontados, os preços dos títulos de longo prazo sofrem mais oscilações. Portanto, quanto mais longo for o prazo de vencimento, mais alto será o prêmio.

No caso dos títulos brasileiros, o efeito de risco de vencimento é reduzido. Geralmente, os títulos privados são indexa-

dos a um indicador de inflação (IGP-M) ou um indicador de taxa de juros da economia (DI). Logo, ao contrário dos títulos de países desenvolvidos, os brasileiros são pós-fixados. Os títulos indexados ao DI não possuem risco de vencimento, pois são protegidos contra a oscilação da inflação e da taxa de juros real da economia. Já aqueles indexados ao IGP-M são protegidos contra a inflação e apresentam riscos reduzidos de vencimento.

2.3.3. Volume

O volume está associado à liquidez e à transparência das informações sobre a emissão (JOHN, LYNCH e PURI, 2003). Uma emissão de volume elevado significa que a emissora deve disponibilizar mais informações sobre a empresa, logrando assim maior demanda no mercado primário e maior liquidez para esse papel no mercado secundário. Dessa forma, os investidores exigiriam um prêmio menor de liquidez na taxa de *spread*.

2.3.4. Garantia

A garantia reduz o risco de crédito da emissão, desde que as outras variáveis se mantenham constantes. Conseqüentemente, as emissões com garantia possuem taxa de *spread* menores. Entretanto, usando um grande banco de dados de emissões com e sem garantia, John, Lynch e Puri (2003) encontraram um *spread* maior nas emissões com garantia após o controle de *rating*. A explicação está no conflito de interesses entre administrador e acionista e no processo imperfeito de *rating*.

As principais modalidades de garantias dadas às emissões de debêntures são: real, flutuante, quirografária (sem preferência) e subordinada. Mas, na prática, no caso de insolvência, é pouco provável que os credores recebam suas garantias devido à hierarquia de pagamento prevista na Lei de Falência. Portanto, provavelmente essa variável não teria muito efeito na determinação do *spread*.

2.3.5. Setor

Diferentes setores da economia são geralmente percebidos de forma diferente em relação a seus riscos e retornos (FABOZZI, 1996). Cada setor diferencia-se dos outros em termos de margem de rentabilidade, estrutura de capital e geração de fluxos de caixa. A diferença de taxa de juros em duas emissões de títulos de setores diferentes com mesmo prazo de vencimento e mesmo nível de risco de crédito é chamada de *spread* inter-setorial.

No Brasil, os setores de energia e de telecomunicações têm características especiais. Ambos começaram seus processos de privatização em 1998, a exemplo do sistema de Telebras. As emissões desses setores representam uma grande parcela no mercado primário de debêntures. Além disso, as empresas são altamente alavancadas financeiramente. Os controladores

foram, naquela época, obrigados a cumprir uma série de metas de expansão e melhoria de eficiências operacionais estabelecidas por agências reguladoras. Todas essas metas envolvem investimentos intensivos e retornos de longo prazo. Conseqüentemente, eles endividaram-se nos mercados interno e externo. A desvalorização do real em 1999 elevou consideravelmente o endividamento, em reais, dessas empresas. Portanto, espera-se que o *spread* deva ser maior para as empresas dos setores de energia e de telecomunicações.

2.3.6. Diferença entre *ratings*

A magnitude da divergência entre classificações atribuídas por agências distintas à mesma emissão é chamada de diferença entre *ratings*. Acredita-se que o *rating* menor tem um efeito maior na determinação do *spread*. Como se pode usar apenas uma única série de *ratings* na regressão, essa variável servirá de controle para se saber quando os *ratings* maiores passam a ter uma influência forte na determinação.

3. FORMAÇÃO DA AMOSTRA E DESCRIÇÃO DE DADOS

As informações sobre as emissões de debêntures são fornecidas principalmente pelo Sistema Nacional de Debêntures (SND) e complementadas pela Bovespa Fix e pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM). O período de análise é de janeiro de 1999 a dezembro de 2002. Escolheu-se esse período porque a CVM recomendou a publicação de *ratings* de todas as emissões de debêntures a partir de 1999.

Nesse período, 184 séries de emissões foram registradas no SND, mas somente as emissões com *rating* inicial e indexadas ao DI ou ao IGP-M foram consideradas neste estudo, pois as outras formas de remuneração são muito variadas, já que incluem, por exemplo, a remuneração extra conforme o desempenho da empresa, além de faltarem dados suficientes para um estudo mais aprofundado. Dessa forma, dados sobre 138 emissões foram coletados e separados em duas amostras, uma de 89 emissões indexadas ao DI e outra de 49 emissões indexadas ao IGP-M.

Não foi possível reduzir os indicadores DI e IGP-M em uma única base de remuneração por falta de informações históricas sobre a taxa *swap* entre esses dois indicadores. Para evitar o problema de deságio e ágio no processo de oferta pública que afeta a remuneração desses papéis, as informações sobre o *spread* foram todas ajustadas em função do resultado de *bookbuilding* (uma espécie de leilão de dívida, em que os investidores lançam a taxa de juros).

4. METODOLOGIA

A hipótese central deste estudo é que a expectativa do mercado internacional em relação ao ambiente econômico

brasileiro e a qualidade das agências de *rating* constituem importantes variáveis de controle na análise da relação de causalidade entre o *rating* e a taxa de remuneração. A introdução dessas variáveis poderia sanar o problema da não-causalidade entre *rating* e *spread* das debêntures brasileiras evidenciada por Mellone, Eid Júnior e Rochman (2002).

Quatro grupos distintos de metodologias foram utilizados para cada amostra:

- Uma análise descritiva mostra os quatro primeiros momentos da distribuição das principais variáveis do estudo. Além dos testes de curtose e assimetria, o teste não-paramétrico Kolmogorov-Smirnov foi aplicado.
- Testes não-paramétrico (Spearman's Rho) e paramétrico (correlação de Pearson) foram implementados com o objetivo de analisar a associação entre *ratings* de diferentes qualidades e *spreads*, separando-se a amostra por expectativa do mercado em relação ao ambiente econômico brasileiro.
- Testes não-paramétrico (Kruskal-Wallis) e paramétrico (Análise de variância — ANOVA) foram aplicados para verificar o efeito do fator *rating* sobre o *spread*, considerando a diferença de ambiente econômico. Os testes também servem para verificar se a diferença entre as médias da variável dependente (*spread*) é estatisticamente significativa. O teste é aplicado para o *spread* e tem como parâmetro a variável *rating*.
- Por fim, utilizou-se um modelo estrutural para analisar o efeito do *rating* sobre o *spread*, controlando os principais fatores discutidos na seção 2 que podem influenciar o *spread*. Uma equação única pelo método linear dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) foi utilizada para construir o modelo de teste de determinação de *spread*. Esse modelo pode ser expresso da seguinte maneira (as discussões e definições das variáveis estão nas seções 2 e 5):

$$E(\text{SPREAD} / \text{Rating, AMBD, PRAZOL, LNVOL, CGARANT, SETOR, DRCC}) = \alpha + \beta_1 \text{Rating} + \beta_2 \text{AMBD} + \beta_3 \text{PRAZOL} + \beta_4 \text{LNVOL} + \beta_5 \text{CGARANT} + \beta_6 \text{SETOR} + \beta_7 \text{DRCC}$$

Em alguns casos, o Método dos Momentos Generalizados (MMG) também foi aplicado para corrigir o problema de heteroscedasticidade. De acordo com Johnston e Dinardo (1997) e Menezes-Filho e Lisboa (2001), esse procedimento é mais eficiente do que o método de variáveis instrumentais, por ponderar de forma diferente as condições de momento. A correção é feita com base na matriz de covariância de White. Para poder usar os mesmos parâmetros de avaliação do MQO, todas as variáveis independentes são utilizadas como variáveis instrumentais no MMG.

5. DEFINIÇÕES OPERACIONAIS

As definições das principais variáveis do estudo são apresentadas a seguir.

- **SPRIGP-M** — a remuneração percentual especificada na escritura da debênture, cujo valor excede a variação do IGP-M. Essa taxa já foi ajustada conforme os resultados do *bookbuilding*. Por exemplo, a remuneração proposta de uma emissão (MRLM21) da Companhia Petrolífera Marlim era de IGP-M + 12,00% ao ano. Após a apuração do *bookbuilding*, a remuneração passou a ser IGP-M + 10,70% ao ano.
- **SPRDI** — a remuneração porcentual especificada na escritura da debênture cujo valor excede a variação do DI. Essa taxa já foi ajustada conforme os resultados do *bookbuilding*. Existem dois tipos de *spread* indexados ao DI: uma taxa fixa e outra flutuante. As emissões com taxas flutuantes foram ajustadas para uma base **fixa**, com a utilização de taxa *swap* pré x DI de um ano na data de emissão. Para obter a taxa fixa, multiplicou-se essa taxa flutuante pela taxa *swap* pré x DI de um ano na data de emissão.
- **RCN** e **RCI** — menores *ratings* atribuídos pelas agências nacionais e internacionais, respectivamente. São variáveis que refletem a qualidade dos *ratings*. Para operacionalizar a análise, essas escalas foram transformadas em uma variável

Tabela 2

Valores Atribuídos para Cada Rating da Moody's e da Standard & Poor's (S&P)

Investment Grade			Non-Investment Grade		
Rating Moody's	Rating S&P	Valores Atribuídos*	Rating Moody's	Rating S&P	Valores Atribuídos*
Aaa	BrAAA	10,0	Ba1	BrBB+	5,0
Aa1	BrAA+	9,5	Ba2	BrBB	4,5
Aa2	BrAA	9,0	Ba3	BrBB-	4,0
Aa3	BrAA-	8,5	B1	BrB+	3,5
A1	BrA+	8,0	B2	BrB	3,0
A2	BrA	7,5	B3	BrB-	2,5
A3	BrA-	7,0	Caa	BrCCC	2,0
Baa1	BrBBB+	6,5	Ca	BrCC	1,5
Baa2	BrBBB	6,0	C	BrC	1,0
Baa3	BrBBB-	5,5		BrD	

Nota: Os valores foram atribuídos pelos autores deste artigo.

Fontes: A definição de *investment grade* foi obtida no artigo de Baker e Mansi (2001) e a equivalência entre duas escalas de *rating* foi obtida em Fabozzi (1996).

quantitativa ordinal e apresentadas na tabela 2. Para estudar o impacto de cada um dos tipos, construiu-se um indicador nacional e um internacional para determinar o efeito da cada um deles sobre o *spread*.

- **RCP** — uma série com o menor *rating* atribuído a cada emissão da amostra, independentemente do nome da agência classificadora. De acordo com a tabela 1, 42% das emissões apresentaram diferenças entre *ratings* atribuídos pelas diferentes agências. Essa variável reflete a diferença de qualidade entre as agências classificadoras de risco. Com base nessa variável, serão criadas duas variáveis *dummies* para serem utilizadas na regressão:
 - **RP2** = 1, se $10 \geq RCP \geq 8,5$;
 - **RP1** = 1, se $8,5 > RCP \geq 7$.
- **RCG** — uma série com o maior *rating* atribuído a cada emissão da amostra, independentemente do nome da agência classificadora. A partir dessa variável, serão criadas duas variáveis *dummies* para serem utilizadas na regressão:
 - **RG2** = 1, se $10 \geq RCG \geq 8,5$;
 - **RG1** = 1, se $8,5 > RCG \geq 7$.
- **DRCC** — variável *dummy*: 1, se a diferença entre o maior e o menor *rating* for diferente de zero.
- **AMBD** — variável *dummy*: 1, se a expectativa do mercado internacional em relação ao ambiente econômico brasileiro na data de emissão for desfavorável. Com base no indicador EMBI-Brazil e no critério de separar duas amostras com número de observações semelhante, dividiu-se o período analisado em dois grupos. O grupo desfavorável representa os meses cujo EMBI-Brazil estava igual ou acima de 900 pontos; o grupo favorável representa os meses cujo indicador estava abaixo de 900 pontos. A escolha de 900 pontos foi definida com base na mediana do EMBI-Brazil calculado no período analisado.
- **PRAZOL** — variável *dummy*: 1, se o prazo do contrato for maior do que quatro anos. No caso do Brasil, a maioria das emissões ocorre, em média, em torno de três e quatro anos. Portanto, escolheu-se quatro anos como corte para saber se aquelas emissões com prazo maior são tratadas de forma diferente pelo mercado.
- **LNVOL** — volume de emissão ajustado em uma base logarítmica natural.
- **CGARANT** — variável *dummy*: 1, se a emissão possui garantia real ou flutuante.
- **SETOR** — variável *dummy*: 1, se a emissão pertence às empresas de energia ou de telecomunicações.

6. RESULTADOS EMPÍRICOS

6.1. Análise descritiva

A análise estatística preliminar das variáveis das amostras separadas por ambiente e por indicador revela que poucas séries possuem uma distribuição normal. As estatísticas estão descritas na tabela 3. Somente as séries de *spread* DI no ambiente desfavorável e as de *spread* IGP-M e RCP no ambiente favorável apresentaram significativa aproximação com a distribuição normal (as estatísticas de Komogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk não rejeitaram a hipótese nula de distribuição normal ao nível de 5%).

A maioria das emissões possui *rating* com assimetria à esquerda (assimetria negativa) e *spread* com assimetria à direita (assimetria positiva). Isso decorre da maior concentração de emissões com *ratings* na faixa de *investment grade* (*rating* maior do que 5,5). Em relação ao grau de achatamento das distribuições, a maioria das séries apresentou distribuições bem dispersas (curtose próximo de zero).

6.2. Qualidade de *rating*

Conforme a tabela 3, a suposição de normalidade das séries de *rating* e *spread* é violada pelos resultados dos testes de curtose

e assimetria. Por essa razão, o teste não-paramétrico Spearman's Rho é aplicado. Os resultados são apresentados na tabela 4.

Nas emissões atreladas ao DI e emitidas num ambiente desfavorável percebe-se que as correlações de *ratings* são estatisticamente significantes ao nível de 5%. As estatísticas de Spearman's Rho (correlação negativa próxima de -1, no caso das agências internacionais) revelam a existência de causalidade entre as variáveis RCN e RCI, e SPRDI.

Além disso, *ratings* nacionais são mais correlacionadas com o *spread*. Embora o número de correlações estatisticamente significativas seja o mesmo (seis correlações significativas a 5% cada uma), a magnitude de correlação é maior em todos os casos nos *ratings* nacionais.

Em relação à diferença de *rating* atribuída para a mesma emissão (RCP e RCG), constatou-se que, de um lado, não existe uma diferença clara no uso de *rating* maior ou menor para determinar *spread* nos dois ambientes; por outro lado, a magnitude dos *ratings* é mais fortemente correlacionada ao *spread* do que as variáveis relativas à nacionalidade das agências classificadoras.

Também foram encontradas algumas evidências estranhas na amostra. Primeira, alguns sinais positivos nas correlações, principalmente no ambiente favorável, como no caso do RCN (Spearman's Rho = 0,682), são estatisticamente significantes ao nível de 5%. Isso significa que as emissões de pior qualidade

Tabela 3

Estatística Descritiva das Variáveis

Ambiente Desfavorável Estatísticas	N = 25			N = 29		
	SPRDI	RCP	RCG	SPRIGP-M	RCP	RCG
Média	1,086	8,300	8,660	13,035	7,569	7,672
Mediana	1,000	9,000	9,500	13,500	7,000	7,000
Desvio-Padrão	0,790	1,614	1,491	0,888	1,237	1,270
Assimetria	0,484	-0,480	-0,850	-2,021	1,091	1,242
Curtose	-0,025	-1,180	-0,377	3,233	-0,094	-0,340
Kolmogorov-Smirnov	0,131	0,251***	0,233***	0,390***	0,436***	0,426***
Shapiro-Wilk	0,927	0,867***	0,837***	0,601***	0,682***	0,627***
Ambiente Favorável Estatísticas	N = 64			N = 20		
	SPRDI	RCP	RCG	SPRIGP-M	RCP	RCG
Média	1,339	6,883	7,359	12,113	7,125	7,850
Mediana	1,201	6,500	7,000	12,200	7,000	8,000
Desvio-Padrão	0,648	1,399	1,107	1,748	1,346	1,148
Assimetria	-0,040	-1,406	0,694	-0,032	-0,116	-0,373
Curtose	-1,174	8,359	-0,473	0,421	0,328	0,676
Kolmogorov-Smirnov	0,190***	0,202***	0,219***	0,124	0,140	0,202**
Shapiro-Wilk	0,924***	0,816***	0,894***	0,955	0,945	0,913*

Notas: N = tamanho da amostra; ***, ** e * designam, respectivamente, estatísticas significativamente diferentes aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003).

Tabela 4

Estimativas dos Testes Não-Paramétrico (Spearman's Rho) e Paramétrico (Correlação de Pearson) para Cada Tipo de Rating em Relação ao Spread

Indexador	Ambiente Econômico	Tipo de Rating	Correlação de Pearson	Spearman's Rho	N	Tipo de Rating	Correlação de Pearson	Spearman's Rho	N
SPRDI	Total	RCN	-0,372***	-0,355**	48	RCG	-0,431***	-0,500***	89
	Total	RCI	-0,252**	-0,284**	77	RCP	-0,344***	-0,395***	89
	Desfavorável	RCN	-0,853***	-0,908***	15	RCG	-0,505***	-0,748***	25
	Desfavorável	RCI	-0,386**	-0,675***	20	RCP	-0,617***	-0,832***	25
	Favorável	RCN	0,196	0,071	33	RCG	-0,343***	-0,454***	64
	Favorável	RCI	-0,205	-0,259*	57	RCP	-0,141	-0,241*	64
SPRIGP-M	Total	RCN	0,167	-0,180	37	RCG	-0,183	-0,453***	49
	Total	RCI	0,059	-0,111	27	RCP	-0,018	-0,135	49
	Desfavorável	RCN	-0,164	0,018	22	RCG	-0,784***	-0,731***	29
	Desfavorável	RCI	-0,483	-0,542	10	RCP	-0,754***	-0,687***	29
	Favorável	RCN	0,419	0,682**	15	RCG	0,316	0,367	20
	Favorável	RCI	0,335	0,246	17	RCP	0,377	0,349	20

Notas: N = tamanho da amostra; ***, ** e * designam, respectivamente, correlações significativamente diferentes aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003), trabalhados no *software* SPSS.

pagam *spread* menor do que as emissões de melhor qualidade. Segunda, a magnitude das correlações no ambiente favorável é menor do que a magnitude das correlações no ambiente desfavorável, independentemente da natureza do *rating*. Esses resultados mostram que existem outros fatores que afetam o *spread* e não estão incorporados nessa análise de matriz de correlação.

Portanto, dadas as evidências contraditórias, principalmente devido à limitação de tamanho da amostra, não está claro se existe uma preferência dos investidores e das emissoras pelas agências nacionais para determinar o *spread*. Conseqüentemente, não se confirmou a hipótese de White (2001) de que a reputação das agências de classificação de crédito é avaliada pelo seu desempenho passado.

Quanto à diferença de *rating* na mesma emissão, embora não haja uma diferença significativa entre a série de maior *rating* (RCG) e de menor *rating* (RCP), essas séries possuem uma correlação mais forte do que a série classificada pela nacionalidade das agência de *ratings*. Em outras palavras, provavelmente os investidores se preocupam mais com a diferença de *rating* do que com a nacionalidade da agência de *rating*.

6.3. Efeito do *rating* no *spread*

Os efeitos do *rating* sobre o *spread* foram encontrados independentemente do tipo de indexador da remuneração. Esse resultado explica a anomalia encontrada pelo trabalho de Mellone, Eid Júnior e Rochman (2002). Adicionalmente, verificou-se, com a separação de amostras pelo ambiente econômico, que as emissões no ambiente desfavorável sofrem substancialmen-

te mais efeito do *rating* do que aquelas emitidas no ambiente favorável. Conforme consta no tópico anterior, os *ratings* que apresentaram maior correlação com o *spread* foram RCP e RCG, sendo essas séries aplicadas para o estudo a seguir.

Foram aplicados o teste ANOVA clássico e o teste de Kruskal-Wallis (K-W). Para ambos, a hipótese nula pressupõe a igualdade das médias dos grupos, ou seja, o *rating* não influencia o *spread*.

De acordo com a tabela 5, com exceção das amostras resultantes das emissões atreladas ao IGP-M no ambiente favorável (K-W = 3,565), a hipótese de não-influência do *rating* sobre o *spread* foi rejeitada em todas as amostras ao nível de significância estatística de 1%, ou seja, existem evidências de que os *spreads* médios, segundo o *rating*, não são todos iguais, principalmente nos ambientes desfavoráveis, independentemente dos tipos de teste e do indicador atrelado.

Mais uma vez, encontrou-se uma evidência contra-intuitiva no ambiente favorável e, para suprir essa ineficiência, utilizar-se-á, na próxima seção, o modelo de regressão múltipla em que outros fatores são controlados.

6.4. Efeito do *rating* sobre o *spread* (com controle das outras características da emissão)

No método anterior, diversas variáveis de controle deixaram de ser utilizadas para estabelecer a causalidade entre *rating* e *spread*. Por isso, em algumas situações, evidências estranhas foram detectadas. Para resolver esse problema, utilizou-se o método de MQO.

Tabela 5

Resultados de Testes Não-Paramétrico (Kruskal-Wallis ou K-W) e Paramétrico (ANOVA)

Spread Indexado	Ambiente Econômico	Tipo de Rating	ANOVA F	Kruskal-Wallis Teste Qui-Quadrado	N
SPRDI	Total		10,604***	27,776***	89
	Desfavorável	RCG	7,166***	15,058***	25
	Favorável		5,002***	13,239***	64
	Total		7,258***	19,178***	89
	Desfavorável	RCP	7,997***	15,696***	25
	Favorável		8,308***	17,285***	64
SPRIGP-M	Total		4,167**	18,459***	49
	Desfavorável	RCG	16,307***	24,698***	29
	Favorável		1,851	3,458	20
	Total		1,718	12,429***	49
	Desfavorável	RCP	25,136***	22,548***	29
	Favorável		1,218	3,565	20

Notas: N = tamanho da amostra; *** e ** designam, respectivamente, correlações significativamente diferentes aos níveis de significância de 1% e 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003), trabalhados no software SPSS.

6.4.1. Emissões indexadas ao DI

Foi inicialmente estimada uma regressão com toda a amostra (Total) e, em seguida, com amostras separadas de acordo com o ambiente econômico. Os resultados são apresentados na tabela 6.

O modelo original apresenta baixo grau de explicação (R^2 ajustado de 0,28) e nenhuma variável isolada — exceto Setor, Volume (LNVOL) e Constante — foi significativa ao nível de 10%. Além disso, percebe-se que os resíduos rejeitam a hipótese nula de uma distribuição normal ao nível de 1% (o teste estatístico Jarque-Bera de 12,206).

Com a introdução das variáveis de controle sugeridas pela literatura, nada mudou significativamente. Poucas variáveis de controle tornaram-se estatisticamente significantes ao nível de 10% e o problema de heteroscedasticidade permaneceu no modelo. O método de MQO também foi aplicado às amostras separadas por ambiente, mas coeficientes com valores desproporcionais e sinais opostos dos coeficientes de

Tabela 6

Resultados da Regressão pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários

Variáveis Independentes	Variável Dependente: SPRDI							
	Modelo Original		Modelo com Novas Variáveis					
	Total		Total (N=89)		Desfavorável		Favorável	
	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t
C	3,843	2,523**	3,768	2,483***	1,462	0,405	3,958	2,443***
AMBD			0,294	1,715*				
RP2	-0,276	-1,364	-0,344	-1,642*	-0,179	-0,464	-0,121	-0,495
RP1	-0,119	-0,645	-0,114	-0,619	0,302	0,885	-0,318	-1,538
PRAZOL	-0,052	-0,326	-0,136	-0,815	-0,366	-1,281	-0,022	-0,121
LNVOL	-0,142	-1,703*	-0,141	-1,687*	-0,024	-0,124	-0,134	-1,493
CGARANT	0,142	0,914	0,130	0,793	0,500	1,479	-0,130	-0,708
SETOR	0,455	3,196***	0,534	3,398***	1,061	3,069***	0,215	1,268
DRCC			-0,021	-0,144	0,240	0,808	-0,261	-1,584
Análise do Modelo								
R ² Ajustado	0,286		0,296		0,513		0,313	
Durbin-Watson	1,773		1,694		2,318		1,069	
Análise de Resíduos								
Assimetria	0,646		0,668		0,371		0,857	
Curtose	4,274		4,355		2,545		4,500	
Jarque-Bera	12,206***		13,428***		0,788		13,830***	

Notas: C é uma constante; ***, ** e * designam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes da hipótese nula num teste bicaudal aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003), trabalhados no Eviews.

RP1 e RP2 indicaram a presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes do modelo. A série dos maiores *ratings* (RCG) também foi utilizada em todos modelos, mas o resultado não foi satisfatório.

Para corrigir a presença de heteroscedasticidade na amostra total, aplicou-se o Método de Momentos Generalizados (MMG). Conforme se verifica na tabela 7, os resultados são muito semelhantes aos anteriores. A maioria das variáveis de controle não oferece contribuição marginal relevante para o *spread*. Os coeficientes mantiveram-se próximos dos coeficientes calculados pelo Método de MQO devido à especificação do MMG. As estatísticas de teste *t* foram ajustadas segundo a nova ponderação.

Com base nesses resultados, resolveu-se selecionar apenas as melhores variáveis de controle para incorporar a este modelo estrutural. Dessa forma, também se reduziu o efeito de multicolinearidade entre as variáveis independentes nesta pequena amostra e aumentou-se o grau de liberdade das estimativas. Após várias simulações, o melhor modelo é apresentado na tabela 8.

Esses resultados confirmam o efeito do *rating* sobre o *spread*, controlando AMBD, Setor e Volume. As emissões com melhores *ratings* pagam uma taxa menor. As emissões com grandes volumes também pagam uma taxa menor, enquanto as emissões no ambiente econômico desfavorável e as emissões dos setores de telecomunicação e de energia pagam um *spread* maior.

Tabela 7

Resultados da Regressão pelo Método dos Momentos Generalizados (SPRDI)

Variáveis Independentes	Variável Dependente: SPRDI			
	Modelo Original		Modelo com Novas Variáveis	
	Coefficiente	Estatística <i>t</i>	Coefficiente	Estatística <i>t</i>
C	3,843	2,017**	3,768	1,964*
AMBD			0,294	1,706*
RP2	-0,276	-1,131	-0,344	-1,577*
RP1	-0,119	-0,561	-0,114	-0,611
PRAZOL	-0,052	-0,275	-0,136	-0,700
LNVOL	-0,142	-1,309	-0,141	-1,305
CGARANT	0,142	0,845	0,130	0,680
SETOR	0,455	2,843***	0,534	3,116***
DRCC			-0,021	-0,156

Análise do Modelo	
R ² Ajustado	0,280
Durbin-Watson	1,773

Notas: C é uma constante; ***, ** e * designam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes da hipótese nula num teste bicaudal aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003), trabalhados no Eviews.

Tabela 8

Resultados Finais da Regressão pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (SPRDI)

Variáveis Independentes	Variável Dependente: SPRDI Modelo Final Total	
	Coefficiente	Estatística <i>t</i>
C	4,069	2,886***
RP2	-0,372	-1,865**
RP1	-0,118	-0,665
AMBD	0,262	1,643*
SETOR	0,518	3,546***
LNVOL	-0,158	-2,051**

Análise do Modelo (N=89)	
R ² Ajustado	0,308
Durbin-Watson	1,685

Análise de Resíduos	
Assimetria	0,763
Curtose	4,427
Jarque-Bera	16,205***

Notas: C é uma constante; ***, ** e * designam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes da hipótese nula num teste bicaudal aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003), trabalhados no Eviews.

6.4.2. Emissões indexadas ao IGP-M

Em relação ao modelo original, a tabela 9 mostra que a introdução de variáveis de controle na amostra total não aumenta o poder explicativo do modelo. Além de ter todos os problemas anteriores, o modelo apresenta sinais de autocorrelação positiva (Durbin-Watson = 0,25 e 0,40).

No entanto, as amostras separadas por ambiente econômico ajustaram-se bem ao modelo, principalmente a amostra do ambiente desfavorável. O poder explicativo do modelo elevou-se substancialmente e todas as variáveis são estatisticamente significantes ao nível de 5% no ambiente desfavorável. A correlação negativa entre *rating* e *spread* mostra que, em relação ao grupo referencial, o grupo RP2 ($10 \geq \text{rating} \geq 8,5$) e o grupo RP1 ($8,5 > \text{rating} \geq 7$) pagam, respectivamente, *spreads* 1,5% e 0,89% mais baixos. Adicionalmente, os problemas de multicolinearidade e autocorrelação foram minimizados. Provavelmente, a variável AMBD esteja associada com as variáveis de controle do modelo e, conseqüentemente, a separação da amostra por AMBD melhorou as estimativas da regressão.

Tabela 9

Resultados da Regressão pelo Método Mínimos Quadrados Ordinários (SPRIGP-M)

Variáveis Independentes	Variável Dependente: SPRIGP-M							
	Modelo Original		Modelo com Novas Variáveis					
	Total		Total		Desfavorável		Favorável	
	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t
C	17,741	9,320***	16,690	7,440	18,424	11,721***	37,968	6,338***
AMBD			-0,569	-1,078				
RP2	0,676	1,213	0,534	0,840	-1,508	-4,306***	2,867	4,220***
RP1	-0,189	-0,332	-0,364	-0,640	-0,896	-2,206**	0,286	0,560
PRAZOL	-0,819	-1,542	-1,126	-2,010*	1,021	2,582***	-2,564	-5,358***
LNVOL	-0,267	-2,556**	-0,153	-1,183	-0,343	-4,123***	-1,192	-3,588***
CGARANT	-0,292	-0,537	-0,053	-0,097	0,672	2,227***	-1,784	-3,261***
SETOR	-0,007	-0,013	-0,019	-0,035	1,480	5,679***	-0,687	-1,333
DRCC			-0,987	-1,826*	0,837	4,004***	-1,818	-3,299***
Análise do Modelo								
R ² Ajustado	0,267		0,290		0,895		0,785	
Durbin-Watson	0,252		0,405		2,174		1,928	
Análise de Resíduos								
Assimetria	0,344		0,120		1,470		0,529	
Curtose	4,441		3,931		7,898		2,591	
Jarque-Bera	5,206		1,888		39,431***		1,072	

Notas: C é uma constante; ***, ** e * designam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes da hipótese nula num teste bicaudal aos níveis de 1%, 5% e 10%.
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003), trabalhados no Eviews.

As outras características de controle também estão de acordo com a teoria, principalmente nos ambientes desfavoráveis. O *spread* é positivamente relacionado com o prazo acima de quatro anos (+1,021), com a garantia real ou flutuante (+0,672), com o setor (+1,480) e com a diferença na avaliação de *ratings* (+0,837). Finalmente, devido ao resultado do teste Jarque-Bera, que rejeita a hipótese de normalidade em nível de 1% de significância, aplicou-se o MMG. Com exceção do prazo e da garantia, todas as características são estatisticamente significantes ao nível de 5%. Portanto, esses resultados confirmam o estudo de John, Lynch e Puri (2003).

Apesar da boa estimativa do ambiente desfavorável, não se podem generalizar essas análises, pois o tamanho da amostra ficou muito pequeno após a separação. Tentou-se estimar um modelo mais geral, reestimando o modelo com a amostra total e selecionando as melhores variáveis de controle. O melhor resultado é apresentado na tabela 10. Somente AMBD e DRCC foram incorporadas como controle. Mesmo assim, apenas DRCC foi significativa. Isso demonstra que *ratings* maiores estão contribuindo significativamente para explicar o *spread* dessa amostra.

A principal explicação desse fenômeno está em algumas emissões em ambiente favorável que alteraram a dinâmica da amostra total atrelada ao IGP-M. Essas emissões apresentaram taxas distintas para as emissoras com o mesmo nível de *rating*.

Tabela 10

Resultados Finais da Regressão pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (SPRIGP-M)

Variáveis Independentes	Variável Dependente: SPRIGP-M	
	Modelo Final Total	
	Coefficiente	Estatística t
C	12,951	21,333***
RP2	-0,241	-0,408
RP1	0,349	0,693
AMBD	0,069	0,143
DRCC	-1,221	-2,522**
Análise do Modelo (N=49)		
R ² Ajustado		0,208
Durbin-Watson		0,354
Análise de Resíduos		
Assimetria		-0,677
Curtose		5,060
Jarque-Bera		12,420***

Notas: C é uma constante; *** e ** designam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes da hipótese nula num teste bicaudal aos níveis de 1% e 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema Nacional de Debêntures (2003), trabalhados no Eviews.

Além disso, encontrou-se elevada concentração de *ratings* discrepantes atribuídos por diferentes agências à mesma emissão, em média 0,75 por emissão (a da Itá Energética S.A. apresenta dois pontos de diferença). Nesses casos, não fica claro se investidores usam o menor ou o maior *rating* para fazer a avaliação. Portanto, as análises de efeitos do *rating* são prejudicadas.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

No presente trabalho, analisou-se o efeito do *rating* sobre o *spread* das emissões de debêntures no Brasil. Com a separação da amostra por expectativa de mercado em relação ao ambiente econômico brasileiro, uma correlação negativa — quanto maior o *rating*, menor o *spread* — foi confirmada para todas as emissões, independentemente do tipo de indexador. No entanto, em algumas situações essa causalidade não está clara, devido à elevada incidência de emissões cujas classificações de risco por diferentes agências apresentaram gran-

des discrepâncias, particularmente na amostra com emissões atreladas ao IGP-M em ambiente favorável.

Em relação à qualidade do *rating*, os investidores preocupam-se mais com a diferença entre *ratings* de uma mesma emissão do que com a questão da nacionalidade da agência de *rating*. Não existe diferença significativa entre o poder explicativo de *ratings* nacionais e internacionais, mas a série de *ratings* agrupada por maior ou menor *rating* correlaciona-se mais com o *spread* do que a série agrupada pela nacionalidade.

Embora todas as variáveis de controle sugeridas tenham sido incorporadas no modelo estrutural multivariado para avaliar a causalidade do *rating* sobre o *spread*, somente as variáveis relativas à expectativa de mercado internacional em relação ao ambiente econômico brasileiro, ao volume de emissão e ao setor contribuíram significativamente para a determinação do *spread*. É importante ressaltar que a análise da regressão pode apresentar vieses sérios, pois a amostra deste estudo é pequena, proporcionalmente ao tamanho do mercado brasileiro de debêntures e à disponibilidade de informações sobre essas emissões. ♦

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, Christopher W. Financial contracting under extreme uncertainty: an analysis of brazilian corporate debentures. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.51, Issue 1, p.45-84, Jan. 1999.
- BAKER, Kent; MANSI, Sttar A. Assessing credit rating agencies by bond issuers and institutional investors. *SSRN Working Paper*. Disponível em: <www.papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=288683>. Acesso em: nov. 2001.
- DUFFEE, G.R. Estimating the price of default risk. *Review of Financial Studies*, New York, v.12, n.1, p.197-226, Spring 1999.
- DUFFIE, Darreal; SINGLETON, Kenneth J. Modeling term structures of defaultable bonds. *Review of Financial Studies*, New York, v.12, n.4, p.687-720, Winter 1997.
- EDERINGTON, Lois H.; YAWITIZ, Jess B.; ROBERTS, Brian E. The information content of bond ratings. *The Journal of Financial Research*, Blacksburg, v.10, Issue 3, p.211-227, Fall 1987.
- ELTON, Edwin J. et al. Explaining the rate spread on corporate bonds. *Journal of Finance*, Malden, v.56, Issue 1, p.247-278, Feb. 2001.
- FABOZZI, Frank J. *Bond markets, analysis and strategies*. 3 ed. New York: Prentice-Hall, 1996.
- FILGUEIRA, Antônio L.L.; LEAL, Ricardo P.C. Análise de cláusulas de escritura de debêntures brasileiras após a estabilização econômica. In: COSTA JÚNIOR, Newton C.A. da; LEAL, Ricardo P.C.; LEMGRUBER, Eduardo F. *Finanças corporativas*. São Paulo: Atlas, 2001. Cap.6, p.97-116.
- JACKSON, Howell E. The role of credit rating agencies in the establishment of capital standards for financial institutions in the global economy. *SSRN Working Paper*. Disponível em: <www.papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=250166>. Acesso em: abr. 2001.
- JOHN, Kose; LYNCH, Anthony W.; PURI, Manju. Credit rating, collateral and loan characteristics: implication for yield. *Journal of Business*, Chicago, v.76, Issue 3, p.371-410, July 2003.
- JOHNSTON, Jack; DINARDO, John. *Econometric methods*. 4ed. New York: McGraw-Hill, 1997.
- KERWER, Dieter. Standardizing as governance: the case of credit rating agencies. *SSRN Working Paper*. Disponível em <www.papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=269311>. Acesso em: jun. 2001.
- MELLONE, Geraldo; EID JÚNIOR, William; ROCHMAN, Ricardo. Determinação das taxas de juros das debêntures no mercado brasileiro. In: ENCONTRO DE FINANÇAS, 2., 2002, Rio de Janeiro. *Anais eletrônicos...* Rio de Janeiro, Segundo Encontro de Finanças, 2002. 1 CD-ROM.
- MENEZES-FILHO, N.A.; LISBOA, M.B. *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra-capta, 2001.

MOODY'S. *Metodologias de rating*. Artigo de divulgação. Disponível em: <www.moody.com.br>. Acesso em: dez. 2002.

SAITO, Richard; SHENG, Hsia Hua; SENICHIRO, Koshio; DUTRA, Marcos Galileu Lorena. Embedded governance in corporate bond indentures: evidence from Brazil, 1998-2001. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 26., 2002. Salvador (BH). *Anais eletrônicos...* Salvador, ANPAD, 2002. 1 CD-ROM.

SISTEMA NACIONAL DE DEBÊNTURES (SND). *Prospectos das emissões*. Disponível em: <www.debentures.com.br>. Acesso em: jan. 2003.

TITMAN, Sheridan; WESSELS, Roberto. The determinants of

capital structure choice. *Journal of Finance*, Malden, v.43, Issue 1, p.1-20, Mar. 1988.

VALLE, Mauricio Ribeiro. Mercado de *bonds*: risco, *rating* e custo de captação. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo (RAUSP)*, São Paulo, v.37, n.2, p.46-56, abr./maio/jun. 2002.

WEINSTEIN, Mark I. The effect of a rating change announcement on bond price. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.5, Issue 3, p.329-350, Dec. 1977.

WHITE, Lawrence J. The credit rating industry: an industrial organizational analysis. *SSRN Working Paper*. Disponível em: <www.papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=267083>. Acesso em: jun. 2001.

Determinants of the spread of Brazilian corporate bonds

The main contribution of this article refers to the outcomes obtained through the introduction of variables related to the international market expectation on the Brazilian economic environment to determine the spread of bonds interest rates. Data from 138 issued Brazilian bonds were collected from January 1999 through December 2002. Parametric and Non-Parametric tests were implemented to verify the effect of the rating over the spread, along with the methods of ordinary least squares and of generalized moments to analyze the influence of the variables of control. We found evidence that the rating affects the spread regardless to the index used in the time of the issue; the origin of the rating agency — national or international — is not a relevant information for issuers; the rating-spread causality, however, is not clear in the case of issues made during favorable economic times, when it is more likely to verify differences in the risk classifications by different agencies for the same bond. The market expectation on the Brazilian economic environment, the type of economic sector and the issued volume are key variables to control for the spread determination.

Uniterms: rating, corporate bond, yield spread, capital cost, loan characteristics, the state of the economy.

Determinantes de *spread* de los debentures en el mercado brasileño

La contribución principal de este artículo se refiere a los resultados oriundos de la introducción, en los modelos de determinación de *spread* de tasa de interés de las emisiones de debentures, de las variables calidad del *rating* y expectativa del mercado internacional sobre el ambiente económico brasileño. Se recolectaron datos relativos a 138 emisiones de debentures brasileños en el periodo de enero de 1999 a diciembre de 2002. Pruebas paramétricas y no paramétricas fueron utilizadas para constatar el efecto de *rating* sobre el *spread* y, posteriormente, los métodos de mínimos cuadrados ordinarios y de momentos generalizados para analizar la influencia de variables de control. Se encontraron evidencias de que: el *rating* afecta el *spread* de forma independiente del indexador de la emisión; el origen — nacional o internacional — de los *ratings* no es relevante; la causalidad *rating-spread*, sin embargo, no está clara en las emisiones que ocurrieron en ambiente favorable, donde se verifica una mayor incidencia de clasificaciones discrepantes de riesgo; la expectativa del mercado internacional hacia el ambiente económico brasileño, el tipo de sector y el volumen de la emisión son importantes variables de control en la determinación del *spread*.

Palabras clave: *rating*, debentures, *spread* de tasa de interés, costo de capital, características contractuales, ambiente económico.