

DIFERENÇAS DE RATING E VARIÁVEIS FINANCEIRAS
Área temática: Finanças

AUTORES

EDUARDO VIEIRA DOS SANTOS PAIVA

FEA - Administração
eduardo.paiva@uol.com.br

JOSÉ ROBERTO FERREIRA SAVOIA

Universidade de São Paulo
jrsavoia@usp.br

Resumo

O presente trabalho tem por objetivo identificar as variáveis idiossincráticas, os índices econômico-financeiros extraídos de demonstrações financeiras, que explicam diferenças de *rating*, a partir das debêntures, objeto de emissão primária pública, que receberam ao menos dois *ratings*, concedidos por agência independente classificadora de risco de crédito, no período de janeiro de 2000 a junho de 2010. Modelo de regressão multinomial apontou que a S&P valoriza melhorias nos indicadores: Margem EBIT, Crescimento do EBIT, Giro do ativo, Cobertura da dívida e Receita líquida por ação. Da mesma forma, pioras no ROI e aumentos na participação do Passivo circulante na dívida total aumentam a probabilidade de que o *rating* da S&P seja maior que o da Fitch, indicando que essa agência dá menos peso a essas variáveis. Por seu turno, com base no mesmo modelo, infere-se que a Fitch dá mais peso para melhorias nas variáveis de Crescimento do ativo, de Capital de giro e de diminuição da Alavancagem. Além disso, variáveis ambientais integram a análise dessa agência, pois diminuições no *term-premium* e na TJLP indicam um aumento da probabilidade de que o *rating* da Fitch seja maior. Finalmente, há indicações de que a Fitch dá menos peso à liquidez corrente.

palavras-chave: *rating*, debêntures, regressão multinomial

Abstract

This paper aims to identify idiosyncratic ratios, extracted from financial statements that explain differences in ratings of Brazilian corporate bonds, which received at least two ratings, issued from January 2000 to June 2010. Multinomial regression model shows that S&P values improvements in the following financial ratios: EBIT margin, growth in EBIT, Turnover Ratio, Interest Coverage and Earnings per share. Similarly, a worsening ROI and increases in the Debt to Equity Ratio increase the probability that the S&P's rating is higher than that of Fitch, indicating that the agency gives less weight to these variables. In turn, based on the same model, it is inferred that Fitch gives more weight to improvements in the variables: growth of assets, working capital and leverage. In addition, environmental variables are part of the analysis of this agency because decreases in term-premium and basic rate indicate an increasing likelihood that the Fitch rating is higher. Finally, there are indications that Fitch gives less weight to the current liquidity.

key words: *credit rating, corporate bonds, multinomial regression*

DIFERENÇAS DE RATING E VARIÁVEIS FINANCEIRAS

Área temática: Finanças

1. Introdução

É fundamental a importância das atividades de crédito para o desenvolvimento econômico de um país, dada a necessidade de mecanismos eficientes de financiamento da produção e do consumo, de forma que crescimento seja induzido também pela oferta de crédito. O volume de crédito fornecido pelo sistema financeiro no Brasil é crescente ao longo da década, especialmente na sua segunda metade, atingindo o patamar de R\$ 1,45 trilhões, ou 45% do PIB (BRASIL, BCB, 2010).

A crescente emissão de debêntures é reflexo, no mercado de capitais, deste fenômeno. A comparação do estoque de debêntures com o total do crédito concedido pelo setor financeiro demonstra que, apesar de ainda deter uma participação relativa baixa, o estoque apresenta evolução importante, saltando da faixa de 10% na primeira metade da década para valores próximos a 20% na segunda metade (BRASIL, BCB, 2010).

A regulamentação do mercado de capitais brasileiro não obriga que debêntures sejam emitidas com *rating*. Do ponto de vista normativo, a exigência se faz por conta da alocação nas carteiras, particularmente dos fundos de investimento e das entidades de previdência, ou para classificação contábil de títulos e valores mobiliários¹.

Desta forma, a classificação de crédito torna-se presente nas emissões brasileiras, pois, como destacam Silva e Leal (2008, p. 32), “Embora não seja necessário que os títulos privados possuam *rating*, alguns investidores institucionais têm restrições para investir em títulos sem.” As agências classificadoras mais presentes no mercado brasileiro no período considerado são as estrangeiras, conforme se observa na Tabela 1, com participação em 86% das emissões. A líder em número de emissões é a S&P, enquanto a Fitch lidera em volume.

Tabela 1 – Participação das agências de *rating*

Agência de <i>Rating</i>	Volume (R\$ milhões Jun/2010)		Número de emissões	
	R\$ mm	%	quant.	%
S&P	120.454,3	28,3	173	37,3
Fitch	138.499,9	32,6	151	32,5
Moody's	115.997,2	27,3	75	16,2
Austin	30.081,6	7,1	33	7,1
SR	19.971,3	4,7	29	6,3
LF	478,7	0,1	3	0,6
total	425.483,0	100,0	464	100,0

FONTE: CVM e SND.

No período de janeiro de 2000 a junho de 2010, apenas 25% das emissões, ou 10% em volume, conforme Tabela 2, não possuíam algum *rating*. Metade das emissões apresentou apenas um *rating*, enquanto apenas dez apresentaram três classificações.

Tabela 2 – Quantidade de ratings nas emissões

Quantidade de <i>Ratings</i>	Volume		Emissões	
	R\$ mm	%	quant.	%
0	37.545,1	10,4	114	25,1
1	237.465,7	65,7	226	49,8
2	71.134,5	19,7	104	22,9
3	15.235,9	4,2	10	2,2
total	361.381,2	100,0	454	100,0

FONTE: CVM e SND.

¹ Ver: Instrução CVM 409/2004, Resolução 3.792/2009 ou Resolução CGPC 04/2002.

Não é clara, porém, a razão para diferentes *ratings* concedidos a um mesmo emissor. Por um lado, o mercado busca informação, de preferência convergente; de outro, as agências buscam diferenciação, no sentido de qualificar sua metodologia em relação às agências concorrentes. 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*.

Desta forma, o **problema de pesquisa** do presente trabalho é: variáveis idiossincráticas das firmas explicam diferenças de *rating*? O **objetivo** é identificar fatores que diferenciam metodologias das agências, pois elas analisam de acordo com metodologias próprias, que podem levar em conta variáveis diversas e ponderá-las de forma diferenciada

O foco da análise são as debêntures emitidas no período de janeiro de 2000 a junho de 2010, por meio de leilão público em emissão primária e que tenham sido analisadas por agências classificadoras e recebido mais de um *rating*.

2. Referencial Teórico

Rating é uma classificação de crédito provida por uma agência classificadora independente. 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. É um julgamento que, certamente irá diferir de uma agência a outra, de um momento a outro. Principalmente nos casos extremos, em que há quebra de contratos, em que as agências são criticadas por não terem previsto esses movimentos.

As definições das agências guardam muita semelhança entre si: são opiniões relativas ao repagamento futuro de obrigações junto ao credor. Como tal, não se tratam de uma verdade absoluta. São a 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.

Para Altman e Kao (1992), o *rating* é um importante indicador da qualidade de crédito de um emissor e incorpora, de acordo com Cantor e Falkenstein (2001), uma série de informações acerca da qualidade de crédito de um emissor, incluindo probabilidade de *default* e severidade de perda. Conforme Ammer e Packer (2000), as agências designam *ratings* para emissões de instrumentos de uma grande variedade de emissores com base numa mesma escala de *ratings*, designada por letras. Tais símbolos alfabéticos, que vão de AAA até C ou D, representando as escalas de *rating*, não diferem substancialmente de uma agência para outra².

Uma questão importante em relação ao *rating*, dado ser a expressão de uma opinião independente e objetiva sobre riscos de crédito, refere-se a sua universalidade, ou seja, se tal julgamento padroniza informações de diferentes emissores e instrumentos de crédito, setores da economia ou regiões geográficas. Para Aguiar (1999), “[...] a equivalência dos padrões [de *rating*] é mantida, independentemente do país ou setor do emitente ou do tipo de obrigação de renda fixa.” Cantor e Falkenstein (2001) mostram que a consistência do *rating* é maior para horizontes de investimento mais longos e que títulos com a mesma avaliação podem ser comparáveis com respeito à qualidade total do 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. No entanto, não é claro se tal padronização se dá entre as diferentes agências.

² Para uma descrição das escalas de *rating* das diversas agências, ver CAQUETTE et al, 2000, p. 79.

Cantor e Packer (1994), por exemplo, entendem que divergências são até desejáveis, por levantarem questionamentos que resultam num maior conhecimento em relação ao emitente. 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. Da mesma forma, Ederington *et al* (1984) sugerem, em estudo realizado em 1979, que o mercado considera as classificações da S&P e da Moody's como medidas equivalentes de risco.

Temos, então, que as semelhanças entre as escalas podem ser colocadas em dúvida. Estudo, desenvolvido a partir de dados de final de 1993, detectou que as agências S&P e Moody's tendem a assinalar *ratings* piores que aqueles assinalados pelas agências menores, Duff & Phelps e Fitch. Porém, não fica claro se há uma efetiva diferença entre escalas ou se o resultado é devido a um viés de seleção. Outra questão avaliada referiu-se à busca pelo terceiro *rating*, maior entre os emissores mais presentes no mercado, tanto em tamanho quanto em experiência e não se evidenciou que isto tenha ocorrido para se buscar melhorar a classificação em relação àquela da S&P ou Moody's (CANTOR; PACKER, 1997).

Bissoondoyal-Bheenick (2004) lembra que há controvérsia entre as agências S&P e Moody's em relação a *ratings* assinalados. Ederington (1986) aponta três possíveis razões para a existência de diferenças de opiniões entre as agências: (i) diferença de padrões para julgamento da qualidade de crédito; (ii) diferença de fatores considerados e respectivos pesos; e (iii) subjetividade advinda da própria natureza da atividade. Em estudo envolvendo 494 emissões, conclui, as diferenças de classificação entre as agências são randômicas, havendo raros casos em que as diferenças possam ser atribuídas a fatores que as agências levem em conta.

Outras três explicações para emitentes buscarem o terceiro *rating* são sugeridas por Bongaerts *et al* (2009): geração de informações, *rating shopping* e certificação com respeito a restrições regulamentares. No primeiro caso, o mercado reage favoravelmente à nova informação produzida pelo terceiro *rating*. No segundo, os emitentes buscam por um *rating* que satisfaça suas expectativas de classificação. Já a busca por certificação refere-se a exigências de mercado ou de reguladores quanto à alocação de recursos em função de classificação de crédito. Os autores desenvolveram um estudo com títulos corporativos norte-americanos, no período de 2000 a 2007. Seus resultados indicam prevalência da hipótese da certificação, implicando não ter sido detectada diferença significativa entre os *ratings* atribuídos pelas três agências. Mählmann (2009) corrobora esta última, ao mostrar que a busca pelo terceiro *rating* não é randômica, mas está relacionada a uma expectativa de atribuição, pela Fitch, de uma classificação favorável. Por outro lado, há uma diminuição do custo para o tomador de recursos.

Os investidores institucionais, de acordo com Baker e Mansi (2002), baseiam-se em apenas um (57%) ou em dois (47%) *ratings* em suas políticas de investimento de risco, sendo que a quase totalidade requeria, em suas regras, que fossem emitidos pela S&P ou Moody's. Quando os investidores contratam uma terceira agência, os principais motivos apontados foram dois: (i) para resolver conflitos entre opiniões; e (ii) para aumentar a cobertura de emissões. De todo modo, mostram que os emissores tendem a contratar mais agências de *rating* que os investidores requerem, isto porque estes também se baseiam em análises próprias. Para os investidores, os *ratings* não refletem a realidade corrente da qualidade de crédito e os *ratings* da S&P e da Moody's seriam mais precisos.

As empresas com problemas de opacidade dos ativos (*asset opaqueness*), de acordo com Livingston *et al* (2007), são mais propensas a receber *ratings* diferentes quando levadas em conta as agências S&P e Moody's. Estudo de Iannotta *et al* (2009) mostra que a relação entre os *spreads* de crédito e os *ratings* é afetada pela opacidade do mercado de crédito, empobrecendo o conteúdo informacional dos *ratings* e incentivando os investidores a adquirir

informação adicional.

Mählmann (2006) divide as agências classificadoras em dois grupos: as mandatárias, S&P e Moody's, e a terceira agência, Fitch. Utilizando uma amostra do período 1999 a 2004, seus estudos mostram que as diferenças observadas entre *ratings* do primeiro e do segundo grupo referem-se a emissores buscando melhorar a imagem de crédito por meio do terceiro *rating*, da Fitch, a qual, segundo o autor, teria padrões menos exigentes na concessão de determinados *ratings*. Assim, quanto maior a incerteza *ex-ante*, maior a chance de se buscar um terceiro *rating*, buscando-se diminuí-la, consistente com Cantor e Packer (1997) e Baker e Mansi (2002). Duff e Einig (2009) realizaram estudo exploratório, no Reino Unido, em 2005, e mostraram que os investidores utilizam informação proveniente de alguma combinação das agências S&P, Moody's e Fitch, e que as duas primeiras são consideradas 'principais'.

No Brasil, Sheng e Saito (2005), a partir de uma amostra constituída por 184 emissões de debêntures entre 1999 e 2002, concluem que a origem dos *ratings*, se nacional ou internacional, não é relevante. Resultado semelhante foi descrito por Sheng (2005), o qual sugere que os investidores não estariam preocupados com a nacionalidade do *rating*, mas com a diferença de classificações entre as agências.

Luxo (2007, p. 101) aponta que “[...] o processo de elaboração do *rating* de crédito varia conforme cada empresa de classificação de *rating*, bem como, com a atividade de cada empresa analisada, setor de atuação e localização.” Porém, estabelece um conjunto comum de informações relevantes utilizadas pelas agências de classificação de risco, destacadas no Quadro 1.

Quadro 1 – Informações utilizadas pelas agências de *rating*

Itens Analisados	Sobreposição
Fluxo da caixa	100%
Situação financeira e fontes da liquidez	100%
Políticas financeiras e da contabilidade	100%
Rentabilidade	100%
Alavancagem financeira e proteção de ativos	67%
Gerenciamento da empresa	100%
Posicionamento de mercado e posição competitiva	100%
Ambiente operacional, político e regulatório	100%
Características e risco do setor	100%
Garantias da matriz	67%
Risco de evento especial	33%

FONTE: LUXO, 2007, p. 102.

De acordo com Caouette *et al* (2000, p. 82), as agências de *rating*, na avaliação de crédito, buscam mensurar o risco do negócio e o risco financeiro do emitente. No primeiro caso, avaliam as características do setor, a posição competitiva e a qualidade da administração. O risco financeiro é mensurado a partir dos quesitos: características financeiras, política financeira, lucratividade, estrutura de capital, proteção do fluxo de caixa e flexibilidade financeira (CAOINETTE *et al*, 2000, p. 99). Bodie *et al* (2009, p. 647), por sua vez, agrupam o conjunto de índices financeiros em indicadores de alavancagem, de produtividade do ativo, de liquidez, de rentabilidade e de preço de mercado.

A diversidade de resultados não deixa claro se um *rating* é melhor que outro, ou se notas aparentemente semelhantes provêm a mesma informação. A busca por um segundo ou terceiro *rating* parece estar ligada à diminuição de assimetrias informacionais para os investidores, mas os emissores também buscam melhores *ratings*, de forma a reduzir seus custos de captação, além de procurar atender a aspectos de certificação ou regulatórios. De sua parte, os investidores não são unânimes na sua atitude, se utilizam o pior, o melhor ou se fazem uma média de classificação.

3. Metodologia

O presente estudo desenvolve-se com dados do mercado brasileiro, no período de Janeiro de 2000 a Junho de 2010, quando ocorreram 454 emissões primárias de debêntures. Tais dados foram coletados das bases do SND, Sistema Nacional de Debêntures, enquanto os referentes às demonstrações financeiras das empresas, da base de dados Econômica e as informações macroeconômicas, da base de dados da ANBIMA-RTM.

A base de dados de emissões é montada para se analisar as diferenças de classificação entre as agências para um mesmo emissor, o *split rating*. Das 454 emissões ocorridas no período de Janeiro de 2000 a Junho de 2010, 116 não foram classificadas, 227 receberam apenas um rating; 102, dois ratings; e apenas dez apresentaram três ratings.

Em termos de pares entre as seis agências classificadoras, nove emissões apresentam ratings da Austin e da Fitch e os pares Austin-S&P e Austin-Moody's ocorreram em apenas uma emissão. A SR Rating também apresentou baixa quantidade de emissões avaliadas conjuntamente com outras agências: sete com a Fitch, sete com a Moody's e onze com a S&P. As emissões classificadas pela LF não apresentaram duplo rating, assim como não se observaram emissões com ratings conjuntos da Austin e da SR.

O par S&P e Moody's ocorreu em vinte e duas emissões. Metade delas apresentou coincidência de notas; em quatro, classificações superiores da Moody's e, em sete, a S&P concede ratings inferiores. Já o par Moody's e Fitch também ocorreu em 22 emissões, porém, em apenas quatro houve concordância de classificação. A Fitch concedeu ratings inferiores aos da Moody's em treze emissões, sendo apenas uma fora das categorias A e cinco ratings superiores conforme se pode observar na Tabela 3. O par em que houve mais ocorrências foi entre a S&P e a Fitch, 51 casos, havendo vinte coincidências de classificações, conforme dados da Tabela 3. Em treze casos, a Fitch concedeu ratings superiores e, em dezessete, inferiores.

Tabela 3 – Frequência de ratings comuns: Fitch e S&P

Ratings S&P	Ratings Fitch									
	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
AAA	1	2								
AA+		1	2							
AA		1	6			2				
AA-			2	1	2					
A+				1	3	2	1			
A					4	4	2			
A-					1		2			
BBB+						1	1	1		
BBB					1	1		2		
BBB-								1	2	1

A análise das diferenças de ratings é feita com base neste conjunto de dados, que apresenta maior quantidade de observações, apesar de diminuto. Ainda são excluídos sete casos, por ausência de informações, fazendo com que a mostra final de estudo conte com quarenta e quatro observações.

A avaliação quantitativa da capacidade creditícia deve, em princípio, basear-se na capacidade de geração de caixa do emissor, pois, tal fluxo, depois de pagar os impostos, irá remunerar seus financiadores – acionistas e terceiros – e o resíduo será reinvestido na firma, como uma decisão de financiamento pactuada entre os administradores e os proprietários. No entanto, quando se trata de uma empresa, são muitas as incertezas em relação ao estabelecimento do fluxo de caixa futuro. Este dado será tão mais complexo quanto for a empresa, ainda mais quando combinado com um conjunto incerto de cenários de médio e longo prazos.

Ao buscar evidenciar quais medidas estratégicas seriam as mais usadas junto aos

analistas financeiros, Pace *et al* (2003), depois de selecionarem sessenta e sete medidas de desempenho, financeiras e não-financeiras, concluíram que, pela facilidade de obtenção, as medidas tradicionais e financeiras têm uso predominante dentre os analistas pesquisados. Demirakos *et al* (2004) mostram um intenso uso da técnica de múltiplos e a utilização de fluxos baseados em dados contábeis por parte de analistas de empresas no Reino Unido, pois a técnica de fluxo de caixa descontado apresentaria limitações ao se analisar geração de valor no curto prazo.

Da mesma forma, em estudo cujo objetivo foi comparar as medidas de desempenho financeiro mais citadas na literatura, Krauter e Sousa (2007) concluem pela não existência de uma medida ideal, indicando que a “[...] escolha da medida de avaliação de desempenho – muito importante para o sucesso competitivo e para a criação de valor para os acionistas – depende da finalidade pretendida pelos gestores: remuneração, orçamento, planejamento e comunicação com investidores.”

As variáveis utilizadas na análise das diferenças de *rating* no presente estudo são baseadas em dados contábeis e estão alinhadas com a análise financeira clássica, expostas no Quadro 3. Brigham *et al* (1999, p. 87), por exemplo, classificam os índices financeiros nos grupos: liquidez, gestão de ativos, alavancagem, rentabilidade e valor de mercado. Bodie *et al* (2009, p. 647) classificam em índices de alavancagem, de utilização de ativo (giro), de liquidez, de rentabilidade e de valor de mercado.

Quadro 3 – Variáveis independentes – Estudo de diferença de ratings nas emissões

Grupo	Índice financeiro	Forma de cálculo	variável
Lucratividade	Margem EBIT	Lucro Operacional (EBIT) / Receita Líquida	MGEBIT
	Margem líquida	Lucro Líquido / Receita Líquida	MGLIQ
Rentabilidade	ROA	Lucro Líquido / Ativo Total	ROA
	ROE	Lucro Líquido / Patrimônio Líquido	ROE
	ROI	Lucro Operacional (EBIT) / Ativo Total	ROI
Desempenho	Giro do Ativo	Lucro Líquido / Receita Líquida	GIRO
	Crescim. do Ativo	(Ativo Total a1 / Ativo Total a0) – 1	CRESCAT
	Crescimento do PL	(Patrimônio Líquido a1 – Patrimônio Líquido a0) – 1	CRPL
	Cresc. da Rec. LÍq.	(Receita Líquida a1 / Receita Líquida a0) – 1	CRRL
	Cresc. Lucro Oper.	(Lucro Oper. (EBIT) a1 / Lucro Oper.(EBIT) a0) – 1	CREBIT
Liquidez	Liquidez Corrente	Ativo Circulante / Passivo Circulante	LIQCORR
	Liquidez Seca	(Ativo Circulante – Estoques) / Passivo Circulante	LIQSECA
	Capital de Giro	(Ativo Circulante - Passivo Circulante) / Ativo Total	CAPGIRO
Endividamento	Alavancagem	Ativo Total / Patrimônio Líquido	ALAV
	Cobertura da Dívida	Lucro Operacional (EBIT) / Despesa Financeira	COBDIV
	Compos. da Dívida	Passivo Circulante / (Ativo Total – Patrimônio LÍq.)	COMPDIV
Valor de Mercado	<i>Market-to-book</i>	Valor de mercado da Firma / Valor Patrimonial	MKBOOK
	Lucro por Ação	Lucro Líquido / Total de ações	LPA
	Valor Patr. por Ação	Patrimônio Líquido / Total de ações	VPA
	Vendas por Ação	Receita Líquida / Total de ações	RLPA

A regressão logística é uma técnica de análise que relaciona variáveis independentes, as quais podem ser métricas ou não métricas, a uma variável dependente binária. Fávero *et al* (2009, p. 13) afirmam que a previsão resultante é um valor entre zero e um ou, de outra forma, a probabilidade de obtenção do valor um, sendo, portanto, uma técnica “[...] útil 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”. Hair Jr. *et al* (2005, p. 231) destacam, ainda, que a regressão logística não depende da satisfação de pressuposto da normalidade ou da igualdade da matriz de variância-covariância nos grupos.

Uma extensão da regressão logística é a multinomial, que, conforme Fávero *et al* (2009, p. 456), “[...] permite que a variável categórica dependente apresente mais de duas categorias, as quais, por sua vez, podem ser de natureza nominal ou ordinal.” Nesta técnica, uma das categorias é considerada como a referência (a categoria 0) e serão obtidas regressões das outras categorias em relação a esta (por exemplo, categorias 1 e 2):

$$z_1 = \ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right) = B_{1,0} + \sum B_{1i}x_{1i} + e_1$$

e

$$z_2 = \ln\left(\frac{p_2}{p_0}\right) = B_{2,0} + \sum B_{2i}x_{2i} + e_2.$$

em que: p_0 : probabilidade de ocorrência do evento base;
 p_1 : probabilidade de ocorrência do evento 1;
 p_2 : probabilidade de ocorrência do evento 2 ($p_0 + p_1 + p_2 = 1$);
 z_k : equação logística k ;
 x_{ki} : variáveis independentes da equação logística k ;
 B_{ki} : parâmetros estimados da equação logística z_k .

Fávero *et al* (2009, p. 462) mostram que as probabilidades são calculadas de forma análoga às obtidas na regressão logística simples, porém, havendo que se considerar mais de uma equação logística (no nosso exemplo, duas equações):

$$p_0 = \frac{1}{1 + e^{z_1} + e^{z_2}}, \quad p_1 = \frac{e^{z_1}}{1 + e^{z_1} + e^{z_2}} \quad \text{e} \quad p_2 = \frac{e^{z_2}}{1 + e^{z_1} + e^{z_2}},$$

A interpretação dos coeficientes é feita também de forma análoga àquela da regressão logística simples, porém, envolve a análise conjunta dos coeficientes nas equações logísticas, conforme mostram as equações para as derivadas parciais em relação a x_i para cada uma das equações logísticas obtidas (duas, no nosso exemplo):

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_0}{\partial x_i} &= \frac{-(B_{1,i}e^{z_1} + B_{2,i}e^{z_2})}{(1 + e^{z_1} + e^{z_2})^2} \\ \frac{\partial p_1}{\partial x_i} &= \frac{B_{1,i}(1 + e^{z_2}) - B_{2,i}e^{z_2}}{e^{-z_1}(1 + e^{z_1} + e^{z_2})^2} = \frac{B_{1,i} + (B_{1,i} - B_{2,i})e^{z_2}}{e^{-z_1}(1 + e^{z_1} + e^{z_2})^2} \\ \frac{\partial p_2}{\partial x_i} &= \frac{B_{2,i}(1 + e^{z_1}) - B_{1,i}e^{z_1}}{e^{-z_2}(1 + e^{z_1} + e^{z_2})^2} = \frac{B_{2,i} + (B_{2,i} - B_{1,i})e^{z_1}}{e^{-z_2}(1 + e^{z_1} + e^{z_2})^2} \end{aligned}$$

Se os coeficientes $B_{1,i}$ e $B_{2,i}$, referentes a determinada variável x_i apresentarem o mesmo sinal, se forem positivos (negativos), diminui (aumenta) a probabilidade de pertencer ao grupo de referência (= 0) dado um aumento na variável. Se tiverem sinais contrários, a

interpretação é mais complexa, dependerá da magnitude dos coeficientes e do ponto inicial de x_i .

Para a análise de pertinência aos grupos alternativos (no caso, grupo 1 e grupo 2), quando os sinais dos coeficientes $B_{1,i}$ e $B_{2,i}$ são contrários, a análise do sinal de B_k indica se há aumento (quando positivo) ou diminuição (quando negativo) da probabilidade de se pertencer ao grupo k , dado um aumento na variável x_i . Quando os dois coeficientes apresentam o mesmo sinal, caso B_k seja maior, em módulo, considera-se a análise de seu sinal, como no caso anterior. Nas outras situações, a interpretação depende do ponto inicial de x_i .

A técnica de regressão linear multinomial é aplicada sobre uma base de emissões, consideradas aquelas que obtiveram *ratings* simultaneamente das agências S&P e Fitch, para se avaliar diferenças de *rating*. Conforme já exposto, outros pares não são analisados dada a baixa ocorrência.

São formados três grupos: o neutro, em que as classificações entre S&P e a Fitch são iguais, o grupo 1, no qual as classificações da S&P são maiores que as da Fitch e o grupo 2, no caso inverso. A Tabela 4 aponta o número de ocorrências por grupo por escala de *rating*.

Tabela 4 – Casos por grupo – regressão logística multinomial

Rating S&P	número de ratings S&P	grupo		
		0 S&P = Fitch	1 S&P > Fitch	2 S&P < Fitch
AAA	3	1	2	0
AA+	3	1	2	0
AA	8	6	1	1
AA-	5	1	2	2
A+	8	3	4	1
A	9	4	1	4
A-	2	1	0	1
BBB+	2	0	0	2
BBB	1	0	0	1
BBB-	3	0	0	3
total	44	17	12	15

Para que se possam comparar índices contábeis referentes a diferentes classificações de risco de crédito, é necessário uma padronização, pois é de se esperar que os índices se deterioreem na medida em que também piore o respectivo *rating*. A padronização adotada parte da média da variável para um determinado *rating* atribuído pela S&P. Assim, o valor da variável X para a emissão k , que pertence a determinada classificação de *rating* R , é dado por:

$$X_k = \frac{X_k}{\sum_{i=1}^{N_R} \frac{X_{i,R}}{N_R}}$$

em que: X_k : valor absoluto da variável X para a emissão k , que pertence a determinada classificação de *rating* R atribuída pela S&P;
 $X_{i,R}$: valor absoluto da variável X para a emissão i , que pertence a determinada classificação de *rating* R atribuída pela S&P;
 N_R : número de emissões com o mesmo *rating* R atribuído pela S&P.

4. Análise dos resultados

A base de dados de emissões é construída a partir das emissões que foram classificadas simultaneamente pelas agências S&P e Fitch. Trabalha-se com 44 casos, após a exclusão de sete por ausência parcial ou total de dados. As informações contábeis foram

obtidas da Economatica. Os dados considerados são os últimos dados públicos (trimestrais) disponíveis antes do início da distribuição primária.

Após a transformação para a padronização dos índices financeiros, obtemos os dados descritivos mostrados na Tabela 5. Algumas variáveis apresentam alto desvio padrão, devido a valores de crescimento ou de variações pontuais. Optou-se por manter tais dados, para não comprometer o tamanho do grupo de estudo.

Tabela 5 – Estatística descritiva dos índices contábeis; base de dados de emissões

variável	explicação	média	desvio padrão	coefic. variação	percentil		
					25	50	75
MGEBIT	Margem EBIT	0,81	1,69	2,10	0,52	0,95	1,46
MGLIQ	Margem líquida	1,03	1,56	1,52	0,37	1,02	1,80
ROA	ret. s/ ativo	0,94	0,99	1,06	0,35	0,86	1,60
ROE	ret. s/ patr. LÍq.	6,09	32,73	5,38	0,37	0,94	1,81
ROI	Ebit / ativo	0,94	2,36	2,51	0,57	0,95	1,40
GIRO	Giro do Ativo	0,98	0,49	0,50	0,72	0,93	1,12
CRESCAT	Crescim. do Ativo	0,90	2,80	3,10	-0,01	0,62	1,12
CRPL	Crescimento do PL	1212,1	8028,5	6,62	-0,08	0,72	2,35
CRRL	Cresc. da Rec. LÍq.	5,36	28,87	5,39	0,20	0,89	2,02
CREBIT	Cresc. Lucro Oper.	0,82	3,96	4,82	-0,04	0,37	2,97
LIQCORR	Liquidez Corrente	0,97	0,54	0,56	0,66	0,93	1,17
LIQSECA	Liquidez Seca	0,97	0,59	0,60	0,65	0,92	1,13
CAPGIRO	Capital de Giro	-3,61	26,02	-7,20	-0,29	0,77	1,99
ALAV	Alavancagem	5,26	28,40	5,40	0,60	0,92	1,32
COBDIV	Cobertura da Dívida	0,75	1,94	2,60	0,36	0,84	1,17
COMPDIV	Composição da Dívida	1,01	0,29	0,29	0,80	1,00	1,16
MKBOOK	Market-to-book	0,92	0,66	0,72	0,35	0,93	1,22
LPA	Lucro por Ação	-590,2	4550,5	-7,71	0,09	0,82	1,49
VPA	Valor Patr. por Ação	-106,3	717,8	-6,76	0,37	0,75	1,31
RLPA	Vendas por Ação	92,9	529,1	5,70	0,22	0,72	1,40

A base é subdividida em três grupos para que, por meio da regressão logística multinomial, se possa avaliar a pertinência a um deles. São os grupos IGUAL, em que o *rating* da Fitch é igual ao concedido pela S&P, MAIOR, em que os *ratings* da Fitch são maiores, e MENOR, quando menores que os da S&P, sempre para uma mesma emissão. O primeiro grupo conta com dezessete casos; o segundo, com quinze; e o terceiro, com doze. A Tabela 6 apresenta as principais estatísticas descritivas, separadas por grupo.

Das variáveis listadas, algumas se destacam, *a priori*, com base nas médias, por apresentar potencial de discriminação. O aumento da Margem EBIT (MGEBIT), em média, faz com que o *rating* da Fitch passe de menor para maior que o da S&P, indicando ser este um indicador para o qual a Fitch dá mais peso que a S&P. Ocorre o inverso com as variáveis Margem Líquida (MGLIQ), ROA, ROE, Crescimento do Patrimônio Líquido (CRPL), Alavancagem (ALAV), Composição da Dívida (COMPDIV) e Receita Líquida por Ação (RLPA). Não se mostram conclusivas, a princípio, as outras variáveis: ROI, GIRO, CRESCAT, CRRL, CREBIT, LIQCORR, LIQSECA, CAPGIRO, COBDIV, MKBOOK, LPA e VPA.

Um risco estatístico presente, ao se estudar variáveis de origem em demonstrativos contábeis, é o de multicolinearidade. Para minimizá-lo, procede-se à avaliação da matriz de correlação entre essas variáveis. Com base nessa análise, foram mantidas doze variáveis, em procedimento que procurou manter pelo menos uma variável em cada grupo, e que considerou, também, o fato de algumas das variáveis excluídas apresentarem valores extremos que poderiam indicar ponto fora da curva.

Tabela 6 – Estatística descritiva dos índices contábeis por grupo de comparação

base de dados de emissões									
variável	Fitch MENOR S&P			Fitch IGUAL S&P			Fitch MAIOR S&P		
	média	desvio padrão	coefic. variação	média	desvio padrão	coefic. variação	média	desvio padrão	coefic. variação
MGEBIT	0,43	2,82	6,60	0,92	0,58	0,63	1,13	0,52	0,46
MGLIQ	1,33	2,32	1,74	0,91	0,67	0,73	0,80	1,35	1,67
ROA	1,13	1,35	1,20	0,85	0,67	0,79	0,82	0,88	1,07
ROE	15,87	55,96	3,53	1,10	1,33	1,21	0,92	0,89	0,97
ROI	0,95	4,08	4,31	0,91	0,44	0,49	0,98	0,56	0,57
GIRO	1,04	0,60	0,57	1,05	0,48	0,46	0,82	0,35	0,43
CRESCAT	1,39	4,03	2,89	0,10	1,43	13,88	1,43	2,32	1,63
CRPL	3550,7	13750,8	3,87	2,88	8,25	2,86	1,88	3,09	1,65
CRRL	15,15	48,91	3,23	-0,32	2,82	-8,86	1,15	1,52	1,32
CREBIT	1,90	3,04	1,60	-0,57	5,28	-9,25	1,44	1,97	1,37
LIQCORR	1,01	0,38	0,38	0,86	0,36	0,42	1,06	0,86	0,81
LIQSECA	0,97	0,34	0,34	0,85	0,31	0,37	1,13	1,00	0,88
CAPGIRO	4,60	11,54	2,51	-13,89	38,89	-2,80	0,68	1,41	2,08
ALAV	13,33	48,70	3,65	1,09	0,60	0,55	1,08	0,66	0,61
COBDIV	0,67	3,24	4,85	0,85	0,76	0,90	0,71	0,77	1,08
COMPDIV	1,10	0,30	0,27	1,01	0,29	0,29	0,90	0,27	0,29
MKBOOK	1,06	0,74	0,70	0,83	0,56	0,67	0,89	0,72	0,81
LPA	-1732,9	7840,7	-4,52	1,05	1,02	0,98	0,68	0,74	1,08
VPA	-313,77	1229,84	-3,92	1,20	1,23	1,02	0,89	0,51	0,58
RLPA	270,48	899,26	3,32	1,08	1,10	1,01	0,94	1,04	1,11

Os coeficientes do modelo de regressão logística multinomial têm como base o evento em que as classificações da S&P e da Fitch são iguais. Desta forma, as equações logísticas descrevem o comportamento das probabilidades de que o *rating* da Fitch seja maior ou de que seja menor que o da S&P. Foram desenvolvidos três modelos. No primeiro, incluem-se apenas as variáveis contábeis; no segundo, a variável de *term-premium* e, no terceiro, a TJLP, buscando-se captar informações ambientais.

Da análise da qualidade dos modelos, apresentada na Tabela 7, os três são aceitos pelo critério geral de qui-quadrado, semelhante ao teste *F* da regressão linear. O modelo com melhor poder explicativo, com base no R^2 de Nagelkerke é o 3, enquanto o mais parcimonioso é o modelo 1, de acordo com a estatística de Schwarz ou, de acordo com a estatística de Akaike, o modelo 2.

Tabela 7 – Indicadores de qualidade dos modelos de regressão logística multinomial categoria de referência: IGUAL (rating FITCH = rating S&P)

indicadores de qualidade	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
X^2	62,069	68,179	70,589
<i>p-value</i> X^2	0,0000	0,0000	0,0000
R^2 Nagelkerke	0,6479	0,8883	0,9011
Akaike	84,34	83,62	85,21
Schwarz	130,73	133,58	138,74

Com base na tabela de classificação dos modelos (Tabela 8), o modelo com melhor capacidade de predição é o Modelo 2, apresentando maior percentual de acertos, 93,2%.

Tabela 8 – Tabela de classificação dos modelos de regressão logística multinomial categoria de referência: IGUAL (rating FITCH = rating S&P)

Modelo 1		Previsto			percentual de corretos
		IGUAL	MAIOR	MENOR	
Observado	IGUAL	16	0	1	94,12
	MAIOR	0	11	1	91,67
	MENOR	1	2	12	80,00
percentual total		38,64	29,55	31,82	88,64
Modelo 2		Previsto			percentual de corretos
		IGUAL	MAIOR	MENOR	
Observado	IGUAL	16	0	1	94,12
	MAIOR	0	12	0	100,00
	MENOR	1	1	13	86,67
percentual total		38,64	29,55	31,82	93,18
Modelo 3		Previsto			percentual de corretos
		IGUAL	MAIOR	MENOR	
Observado	IGUAL	16	0	1	94,12
	MAIOR	0	11	1	91,67
	MENOR	1	1	13	86,67
percentual total		38,64	27,27	34,09	90,91

O resultado para os coeficientes é apresentado na Tabela 9. A análise é focada no Modelo 2, por apresentar melhor capacidade de predição. Observa-se que não há divergência entre os sinais dos coeficientes do grupo MENOR e do grupo MAIOR. Dessa forma, podemos verificar que a diminuição da probabilidade de que os *ratings* Fitch e S&P sejam iguais ocorre com incrementos nos valores das variáveis MGEbit, GIRO, CREBIT, COMPDIV e RLPA CRESCAT, CAPGIRO, ALAV e com a redução das variáveis ROI, MKBOOK e LIQCORR, consideradas apenas as variáveis com coeficientes significantes a 10%. A variável COBDIV não apresentou significância, mas seus coeficientes também indicam que uma variação positiva diminui a chance de os *ratings* serem iguais.

Tabela 9 – Coeficiente B para regressão logística multinomial categoria de referência: IGUAL (rating FITCH = rating S&P)

variáveis independentes	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	MENOR	MAIOR	MENOR	MAIOR	MENOR	MAIOR
intercepto	*** -62,08	** -43,89	** -143,03	* -94,61	** -86,71	-38,98
MGEbit	** 36,95	** 33,00	** 103,04	* 94,94	** 60,48	** 57,95
ROI	** -13,58	** -12,06	* -38,41	* -35,59	** -21,92	** -21,46
GIRO	** 12,25	5,45	** 35,19	19,57	* 29,56	19,65
CRESCAT	* 2,67	** 3,71	** 9,03	** 9,81	** 5,90	** 6,82
CREBIT	*** 4,16	** 2,91	** 12,33	* 9,79	** 6,34	** 5,23
LIQCORR	-5,72	* -4,80	** -18,79	** -18,94	* -7,23	** -11,88
CAPGIRO	*** 0,97	** 0,82	** 2,84	** 3,00	** 1,51	** 1,53
ALAV	* 8,29	*** 13,30	** 11,01	* 13,62	** 11,76	** 11,61
COBDIV	1,99	1,46	38,46	22,62	15,02	5,30
COMPDIV	* 17,60	5,76	** 6,88	* 5,34	* 3,12	2,92
MKBOOK	-3,38	-2,86	* -9,24	* -9,02	-3,65	-2,82
RLPA	2,26	-0,74	* 13,12	9,92	0,03	0,02
TERMPR			-78,22	* -120,15	24,57	0,75
TJLP					-168,64	* -355,35

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

O aumento da probabilidade de que o *rating* da FITCH seja menor que o da S&P está relacionado a aumento nos valores das variáveis MGEbit, GIRO, CREBIT, COMPDIV e

RLPA, além da variável CODDIV, não significativa, e a diminuição de valor das variáveis ROI e MKBOOK. Da mesma forma, a chance de que o rating da FITCH seja maior está relacionado a variações positivas nas variáveis CRESCAT, CAPGIRO e ALAV e a decréscimos em LIQCORR.

Das variáveis selecionadas, infere-se que a S&P valorize melhorias nos indicadores Margem EBIT, Crescimento do EBIT, Giro, Cobertura da dívida e Receita líquida por ação. O modelo também aponta que pioras no ROI e aumentos na participação do Passivo circulante na dívida total (COMPDIV) aumentam a probabilidade de que o *rating* da S&P seja maior, indicando que essa agência dá menos peso a essas variáveis.

Constata, também, que a Fitch dá mais peso para melhorias nas variáveis de Crescimento do ativo, de Capital de giro e de diminuição da Alavancagem. O modelo aponta, ainda, que as variáveis ambientais integram a análise dessa agência, pois diminuições no *term-premium* e na TJLP indicam um aumento da probabilidade de que o *rating* da Fitch seja maior. Finalmente, há indicações de que a Fitch dá menos peso à liquidez corrente, pois diminuições nessa variável aumentam a probabilidade de que o *rating* da Fitch seja maior.

5. Conclusão

A universalidade e a consistência do *rating* são aspectos importantes na ótica do investidor. Tais informações são utilizadas, no mínimo, como certificadoras externas para efeito de alocação de ativos, de modo a cumprir limites regulamentares. Em outro extremo, podem vir a substituir análises de crédito que deveriam ser desenvolvidas pelos credores. De todo modo, o papel das classificações é relevante para diversos agentes, permitindo melhorias no funcionamento dos mercados de crédito e de capitais.

A diversidade de resultados nos estudos de *rating* não deixa claro se as notas aparentemente semelhantes oferecem a mesma informação. Por um lado, os emissores contratam mais *ratings* procurando reduzir seus custos de captação, atender a aspectos regulamentares, ou até mesmo satisfazer suas expectativas de classificação. De outro, os investidores não são unânimes em se utilizar, entre os *ratings* disponíveis, o pior, o melhor ou uma média de classificação, mas, certamente, buscam sempre reduzir assimetrias informacionais.

As divergências suscitam questionamentos que aumentam o conhecimento em relação ao emitente. As diferenças de classificações entre as agências são explicadas pelas diferenças de metodologias, envolvendo os fatores considerados e os pesos a eles relacionados, e por diferença de padrões de julgamento da qualidade de crédito, que são subjetivos.

O presente estudo envolveu as debêntures, objeto de emissão primária pública, que receberam ao menos dois *ratings*, concedidos por agência independente classificadora de risco de crédito, no período de janeiro de 2000 a junho de 2010.

As variáveis idiossincráticas, medidas com base nos índices econômico-financeiros extraídos de demonstrações financeiras, explicam diferenças de *rating*. Modelo de regressão multinomial apontou que a S&P valoriza melhorias na Margem EBIT, no Crescimento do EBIT, no Giro, na Cobertura da dívida e na Receita líquida por ação. Da mesma forma, pioras no ROI e aumentos na participação do Passivo circulante na dívida total aumentam a probabilidade de que o *rating* da S&P seja maior que o da Fitch, indicando que essa agência dá menos peso a essas variáveis.

Por seu turno, com base no mesmo modelo, infere-se que a Fitch dá mais peso para melhorias nas variáveis de Crescimento do ativo, de Capital de giro e de diminuição da Alavancagem. Além disso, variáveis ambientais integram a análise dessa agência, pois diminuições no *term-premium* e na TJLP indicam um aumento da probabilidade de que o *rating* da Fitch seja maior. Finalmente, há indicações de que a Fitch dá menos peso à liquidez corrente, pois diminuições nessa variável aumentam a probabilidade do *rating* da Fitch ser

maior.

As análises desenvolvidas com relação às diferenças de *rating* devem ser consideradas como indicativas. O tamanho da amostra e a construção das variáveis, tomadas como relativas à média das emissões com o mesmo *rating* S&P, para que se pudesse desenvolver o modelo, apontam para a necessidade de maior aprofundamento dos estudos.

Conclusões com base em amostras de tamanho reduzido devem ser feitas com parcimônia. É o caso da análise desenvolvida para diferenças de classificação entre agências, que traz uma luz sobre o tema, ponto de partida para pesquisas posteriores. No entanto, avanços na área de pesquisa de títulos de dívida corporativa são bem-vindos, tanto para o enriquecimento da atividade acadêmica quanto para o fomento do mercado de capitais em si.

Referências

- 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>. Acesso em: 22/09/2003.
- ALTMAN, E. I.; KAO, D. L. The implications of corporate bond ratings drift. **Financial Analysts Journal**, v. 48, n. 3, p. 64-75, May/June 1992.
- AMMER, J.; PACKER, F. How consistent are credit ratings? A geographical and sectoral analysis of default risk. **The Journal of Fixed Income**, v. 10, n. 3 p. 24-30, Dec. 2000.
- BAKER, H. K.; MANSI, S. A. Assessing credit rating agencies by bond issuers and institutional investors. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 29, n. 9-10, p. 1367-1398, Nov./Dec. 2002
- 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, Sep. 2004.
- BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. J. **Investments**. 8th ed. Boston: McGraw-Hill/Irwin, c2009.
- BONGAERTS, D.; MARTIJN-CREMERS, K. J.; GOETZMANN, W. Multiple ratings and credit spreads. **Yale ICF Working Paper**, n. 08-27, June 2009. Disponível em: <www.papers.ssrn.com id1307782>. Acesso em: 03/09/2009.
- BRASIL, BCB. **Boletim do Banco Central do Brasil**. v. 45, n. 12, dez 2009. Disponível em: <www.bcb.gov.br>. Acesso em: 22/04/2010.
- BRASIL CVM. **Registro de Emissões**. Disponível em: <www.cvm.gov.br>. Acesso em: 05/10/2010.
- BRIGHAM, E. F.; GAPENSKI, L. C.; EHRHARDT, M. C. **Financial management: theory and practice**. 9th ed. Fort Worth, Tx: Dryden, c1999.
- 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 1994.
- CANTOR, R.; PACKER, F. Differences of opinion and selection bias in the credit rating industry. **Journal of Banking & Finance**, v. 21, n. 10, p. 1395-1417, Oct. 1997.
- CAOQUETTE, J. B.; ALTMAN, E. I.; NARAYANAN, P. **Gestão de risco de crédito: o próximo desafio financeiro**. São Paulo: Qualimark-Serasa, 2000.

DEMIRAKOS, E. G.; STRONG, N. C.; WALKER, M. What evaluation models do analysts use? **Accounting Horizons**, v. 18, n. 4, p. 221-240, December 2004.

DUFF, A.; EINIG, S. Understanding credit ratings quality: Evidence from UK debt market participants. **The British Accounting Review**, v. 41, n. 2, p. 107-119, June 2009.

EDERINGTON, L. H. Why split ratings occur. **Financial Management**, v. 15, n. 1, p. 37-47, Spring, 1986.

EDERINGTON, L. H.; YAWITZ, J. B.; ROBERTS, B. The informational content of bond ratings. **NBER Working Paper**, 1323 Apr. 1984, Disponível em: <www.ssrn.com>. Acesso em: 25/04/2008.

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

FAVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. **Análise de dados: Modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

HAIR Jr., J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5ª ed. Porto Alegre, RS: Bookman, 2005.

IANNOTTA, G.; NOCERA, G.; RESTI, A. Do investors care about credit ratings? An analysis through the cycle. **Working Paper**, Università Bocconi. Department of Finance, 2009. Disponível em: <www.unibocconi.eu>. Acesso em: 19/04/2010.

KRAUTER, E.; SOUSA, A. F. Medidas de avaliação de desempenho financeiro e criação de valor para o acionista: um estudo de caso. **Anais... Semead X**, 2007.

LIVINGSTON, M.; NARANJO, A.; ZHOU, L. Asset opaqueness and split bond ratings. **Financial Management**, v. 36, n. 3, p. 49-62, Sep. 2007.

LUXO, J. C. A. **Impacto da securitização de ativos nos indicadores financeiros e no beta das empresas**. São Paulo, 2007. 234 p. Tese (Doutorado) – Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, da Universidade de São Paulo.

MÄHLMANN, T. Do bond issuers shop for a better credit rating? **Working Paper**, Department of Banking, University of Cologne, 2006. Disponível em: <www.wiso.uni-koeln.de>. Acesso em: 14/04/2007.

MÄHLMANN, T. Multiple credit ratings, cost of debt and self-selection. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 36 n. 9-10, p. 1228-1251, Nov/Dec 2009.

PACE, E. S. U.; BASSO, L. F. C.; SILVA, M. A. Indicadores de desempenho como direcionadores de valor. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 7, n. 1, p. 37-65, Jan./Mar. 2003.

SHENG, H. **Ensaio sobre emissões de corporate bonds (debêntures) no mercado brasileiro**. São Paulo, 2005. 90 f. Tese (Doutorado) - Departamento de Contabilidade Finanças e Controle, da Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas.

SHENG, H. H.; SAITO, R. Determinantes de spread das debêntures no mercado brasileiro. **Revista de Administração USP**, v. 40, n. 2, p. 193-205, abril/maio/junho 2005.

SILVA, A. L. C.; LEAL, R. P. C. **O mercado de títulos privados de renda fixa no Brasil**. Relatório Econômico. Rio de Janeiro: Andima-Coppead, 2008