

## 4 Análise dos resultados

Para verificar a influência das variáveis independentes sobre o *rating*, optou-se por analisar os dados sob a ótica das duas metodologias apresentadas a seguir, nas duas seções subsequentes: (i) regressão múltipla pelo MQO; (ii) regressão pelo método do *probit* ordenado.

### 4.1. Análise pela regressão múltipla

Inicia-se a análise pela investigação da presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes. Conforme apontado por Brooks (2008), verificar a presença de multicolinearidade é muito difícil. Um método simples seria analisar a matriz de correlação entre as variáveis independentes. Na Tabela 5 abaixo é possível verificar que aparentemente não há multicolinearidade entre as variáveis.

Tabela 1 - Matriz de Correlação

	CPN	EMBI	GAR	MAT	PRE	VOL
CPN	1,000	0,087	0,045	-0,215	-0,145	-0,488
EMBI	0,087	1,000	-0,088	-0,172	-0,030	-0,144
GAR	0,045	-0,088	1,000	0,003	0,256	0,046
MAT	-0,215	-0,172	0,003	1,000	0,097	0,328
PRE	-0,145	-0,030	0,256	0,097	1,000	0,354
VOL	-0,488	-0,144	0,046	0,328	0,354	1,000

O modelo de regressão múltipla proposto inicialmente tem a seguinte forma:

$$R_i = \beta_0 + \beta_1 CPN_i + \beta_2 EMBI_i + \beta_3 GAR_i + \beta_4 MAT_i + \beta_5 PRE_i + \beta_6 VOL_i + u_i \quad (14)$$

Onde  $R_i$  significa o *rating* da emissão  $i$ .

Para atender as premissas impostas pelo método MQO, além da ausência de multicolinearidade, é preciso verificar também a linearidade dos dados, a normalidade e heterocedasticidade dos resíduos e a presença de autocorrelação dos resíduos.

Para garantir a linearidade da variável VOL (volume de emissão medido em US\$ milhões) trabalhou-se o logaritmo natural dos seus valores.

Em relação à normalidade dos dados, verificou-se através da estatística Jarque-Bera que os resíduos seguem uma distribuição normal ( $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ ). Contudo, os resíduos falharam na premissa da homocedasticidade. A Tabela 6 abaixo apresenta as estatísticas descritivas da amostra e dos resíduos para a equação (1).

**Tabela 2 - Estatísticas Descritivas da Amostra**

	CPN	EMBI	GAR	MAT	PRE	VOL	RES. EQ (01)
Média	7,939	395,818	0,222	12,141	99,771	501,351	0,000
Mediana	7,875	211,000	0,000	10,000	99,700	300,000	-0,039
Desvio Padrão	1,818	799,213	0,418	7,282	1,637	550,830	1,816
Assimetria	0,211	5,228	1,336	1,693	2,164	2,696	-0,278
Curtose	2,302	30,128	2,786	4,560	10,483	11,315	3,426
Jarque-Bera	2,744	3486,657	29,654	57,323	308,278	405,150	<b>2,028</b>
Probabilidade	0,254	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	<b>0,363</b>
						Teste de White	<b>3,610</b>
						Probabilidade	<b>0,003</b>

O modelo de regressão obtido, Tabela 7, foi corrigido para a heterocedasticidade. Aplicou-se a correção de estimativas de erro padrão consistentes para a heterocedasticidade (*heterocedasticity-consistent standard error estimates*) seguindo White (1980). A primeira análise se refere à significância estatística do modelo (**F = 22,645; R<sup>2</sup> ajust. = 0,570 e Prob. F = 0,000**). Apesar da proporção do número de observações para o número de variáveis independentes estar de acordo com o sugerido por Hair *et al.* (2005), o **R<sup>2</sup> ajust.** obtido não foi tão alto.

No que diz respeito à autocorrelação, não há evidências que sugiram que os resíduos sejam autocorrelacionados ("Durbin Watson = 1,976") .

Com exceção das variáveis PRE e VOL, as demais se apresentaram todas significantes. De acordo com Chen *et al.* (2007), Crabbe e Turner (1995) e Gabbi e Sironi (2005), o volume de emissão (VOL) não é uma boa *proxy* para a liquidez do título e portanto não interfere no seu retorno. Portanto, conforme a hipótese sugerida H<sub>2</sub>, essa variável não afeta o retorno de um título e, por conseguinte, também não influencia o seu *rating*.

O coeficiente negativo e significativo do cupom (CPN) indica que quando o valor do cupom aumenta, o *rating* da emissão diminui, piorando assim sua classificação. Isto está de acordo com a hipótese H<sub>1</sub> levantada de que quanto maior o cupom, maior o retorno do título e por consequência, maior o seu risco. Este resultado está em consonância com o proposto por Ziebart e Reiter (1992) e com o resultado encontrado por Calbo *et al.* (2008).

Em relação à variável preço (PRE), apesar de o seu sinal negativo estar de acordo com o proposto na hipótese H<sub>1</sub>, ela não se mostrou significativa. Apesar de contrariar a hipótese desta pesquisa, este resultado também corrobora o resultado encontrado por Calbo *et al.* (2008).

A despeito da significância estatística, a variável EMBI+ (EMBI) não apresentou significância prática. Este resultado, apesar de contrariar a hipótese levantada neste estudo, está alinhado com o resultado encontrado por Paiva (2006). Em sua investigação da influência do risco país sobre os *spreads* das debêntures brasileiras, o autor também não encontrou um resultado significativo. Uma possível explicação para este resultado poderia ser que as agências entendem que títulos de dívida em moeda estrangeira em geral são emitidos por empresas que tem ativos em moeda estrangeira e portanto, teriam como honrar o pagamento. Dessa forma, o risco-país exerceria pouca ou nenhuma influência sobre o *rating* da dívida.

Em relação à variável garantia (GAR), o coeficiente negativo encontrado indica que títulos que não possuem garantia apresentam um *rating* melhor. Este resultado também contraria a hipótese levantada de que *ratings* melhores são atribuídos a títulos com garantia. Porém, corrobora o estudo de John *et al.* (2003) e a possível explicação para este fato é a assimetria de informações entre as agências e os emissores ocasionando o problema de seleção adversa.

Por fim, a variável maturidade (MAT) também contrariou a hipótese sugerida H<sub>4</sub>. O coeficiente negativo sugere que títulos com maiores prazos até o vencimento tendem a ter um *rating* melhor. Este resultado vai de encontro ao sugerido pela literatura, onde maturidades maiores indicam risco maior aos investidores (FABOZZI, 2001). Este resultado poderia ser explicado pelo fato de que empresas que possuem *ratings* corporativos melhores conseguem, em geral, emitir títulos de maturidade mais longa no mercado.

Tabela 3 - Regressão Múltipla (MQO)

Var. Dep.: <i>Rating</i>	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Prob.
C	38,899	14,654	2,654	0,009
CPN	-0,908	0,131	-6,951	0,000
EMBI	0,000	0,000	-3,637	0,001
GAR	-1,739	0,445	-3,912	0,000
MAT	0,084	0,024	3,480	0,001
PRE	-0,214	0,147	-1,460	0,148
LN (VOL)	0,191	0,177	1,079	0,283
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0,596</b>	<b>Estatística F</b>	<b>22,645</b>	
<b>R<sup>2</sup> ajust.</b>	<b>0,570</b>	<b>Prob. F</b>	<b>0,000</b>	
<b>Durbin-Watson</b>	<b>1,976</b>			

## 4.2. Análise pelo *Probit* ordenado

O modelo *probit* ordenado foi adotado neste estudo porque alguns autores (EDERINGTON, 1985; KAPLAN e URWITZ, 1979; POON, 2003) o consideram como um método superior para a estimação e previsão de modelos de *rating*.

A tabela 8 apresenta os resultados para o modelo *probit* ordenado. Assim como no modelo de regressão múltipla, o modelo *probit* ordenado também foi corrigido para a heterocedasticidade. A interpretação de um determinado coeficiente no modelo *probit* ordenado também deve ser realizada sempre assumindo que as demais variáveis permanecem constantes.

O coeficiente negativo e significativo da variável cupom (CPN) está de acordo com o esperado. Isso significa que um aumento dessa variável representa uma maior probabilidade de um *rating* menor.

Da mesma maneira que no modelo de regressão múltipla, a variável EMBI+ (EMBI) não obteve significância prática, apesar da sua significância estatística.

O coeficiente positivo da variável maturidade (MAT) contrariou a idéia levantada pela hipótese H<sub>4</sub>. Este resultado indica que quanto maior a maturidade, maior a probabilidade de um *rating* melhor.

As variáveis preço (PRE) e volume (VOL) também não se mostraram significativas no modelo *probit* ordenado.

A variável garantia (GAR) apresentou novamente sinal negativo, indicando que títulos sem garantia têm maiores chances de receberem *ratings* melhores.

A significância geral do modelo pode ser testada através da estatística LR (LR=85,705; Prob. LR=0,000). A hipótese nula deste teste significa dizer que todas as variáveis independentes do modelo apresentam coeficientes nulos simultaneamente. Assim, ao rejeitar a hipótese nula pode-se dizer que o modelo é fortemente significativo.

Por fim, o pseudo- $R^2$  obtido foi baixo (pseudo- $R^2 = 0,216$ ). Contudo, Brooks (2008) salienta que em geral, isso acontece para modelos de variáveis dependentes limitadas.

Tabela 4 - Probit Ordenado

	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro Padrão</b>	<b>Estatística Z</b>	<b>Prob.</b>
CPN	-0,581	0,085	-6,851	0,000
EMBI	0,000	0,000	-3,915	0,000
GAR	-1,051	0,235	-4,473	0,000
MAT	0,067	0,021	3,113	0,002
PRE	-0,051	0,077	-0,657	0,511
VOL	0,000	0,000	-1,517	0,129
<b>Pontos Limitrofes</b>				
Limite p/ B- (7)	-12,557	7,557	-1,662	0,097
Limite p/ B (8)	-12,328	7,556	-1,631	0,103
Limite p/ B+ (9)	-11,071	7,618	-1,453	0,146
Limite p/ BB- (10)	-10,661	7,632	-1,397	0,162
Limite p/ BB (11)	-10,012	7,637	-1,311	0,190
Limite p/ BB+ (12)	-9,661	7,634	-1,266	0,206
Limite p/ BBB- (13)	-9,264	7,629	-1,214	0,225
Limite p/ BBB (14)	-8,760	7,634	-1,148	0,251
Limite p/ BBB+ (15)	-8,531	7,634	-1,118	0,264
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	<b>0,216</b>	<b>LogL</b>	<b>-155,120</b>	
<b>LR</b>	<b>85,705</b>	<b>Prob (LR )</b>	<b>0,000</b>	