

## ANÁLISE DO IMPACTO DA CLASSIFICAÇÃO DE RISCO NO MERCADO DE CRÉDITO BRASILEIRO

Paulo Rogério Faustino Matos\*

João Henrique Lemos Costa\*\*

Este artigo analisa o impacto das classificações de risco (*rating*) no mercado de crédito e as relações de longo prazo entre produto interno bruto (PIB), depósitos à vista e oferta de crédito para o mais relevante agente no mercado financeiro brasileiro, sob arcabouço monetário estrutural desenvolvido por Bernanke e Blinder (1988), em que a oferta de crédito depende de variáveis idiossincráticas e macroeconômicas. Os resultados obtidos por meio do método de correção de erros *a la* Engle e Ganger (1987) permitem evidenciar a relevância do canal de crédito como instrumento de transmissão da política monetária, enfatizando a importância de acompanhar as rubricas bancárias. É possível mensurar o efeito significativamente positivo da obtenção do grau de investimento (IG) de acordo com a agência Moody's no crédito, enquanto mudanças intermediárias na avaliação de risco não parecem ser tão relevantes. Há também evidências do efeito insignificante dos juros no crescimento do PIB.

**Palavras-chave:** relação de equilíbrio de longo prazo; canal de transmissão de política monetária; grau de investimento; mercado de crédito.

### ANALYSIS OF THE RATING IMPACT ON THE BRAZILIAN CREDIT MARKET

In this article, we analyze the rating impact on credit market and the long-run equilibrium relationship between Gross Domestic Product (GDP), bank deposits and credit offering for the most relevant player in Brazilian financial system, under the monetary structural framework developed by Bernanke and Blinder (1988). In this approach, credit depends on some idiosyncratic and macroeconomic variables. The results using an error-correction Engle and Ganger (1987) approach enables us to evidence the credit channel relevance as a monetary policy transmission instrument, emphasizing the relevance in observing the bank assets rubric. It is possible to measure the positive and significant impact of the investment grade, according to Moody's agency, while intermediary rating changes do not seem to be so relevant. We also have evidences about the insignificant impact of interest rate changes on GDP growth rate.

**Keywords:** long-run equilibrium relationship; monetary policy transmission channel; investment grade; credit market.

---

\* Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN). *E-mail:* <paulomatos@caen.ufc.br>.

\*\* Banco do Brasil. *E-mail:* <joao.henrique@bb.com.br>.

## ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LA CLASIFICACIÓN DE RIESGO EN EL MERCADO DE CRÉDITO BRASILEÑO

Este artículo analiza el impacto de las clasificaciones de riesgo de mercado de crédito y las relaciones de largo plazo entre el Producto Bruto Interno (PBI), los depósitos del día y la oferta de crédito para el más relevante agente en el mercado financiero brasileño, sobre un modelo monetario estructural desarrollado por Bernanke e Blinder (1988) en que la oferta de crédito depende de variables idiosincráticas y macroeconómicas. Los resultados obtenidos a través del Método de Corrección de Errores a la Engle e Granger (1987) permiten evidenciar la relevancia del canal de crédito como instrumento de transmisión de la política monetaria, enfatizando la importancia de acompañar las líneas bancarias. Es posible medir el efecto significativamente positivo de la obtención del grado de inversión de acuerdo con la agencia Moody's en el crédito, mientras cambios intermedios en la evaluación del riesgo no parecen ser tan relevantes. Hay también evidencias del efecto insignificante de la tasa de interés en el crecimiento del PBI.

**Palavras-clave:** relación de equilibrio de largo plazo; canal de transmisión de la política monetaria; grado de inversión; mercado de crédito.

## ANALYSE DE L'IMPACT DE LA CLASSIFICATION DES RISQUES DANS LE MARCHÉ DU CRÉDIT BRÉSILIEN

Cet article analyse l'impact des notations de crédit dans le marché du crédit et les relations à long terme entre le produit intérieur brut (PIB), les dépôts à vue et de l'offre de crédit à l'agent le plus important dans le marché financier brésilien, de l'argent dans un cadre structurel mis au point par Bernanke et Blinder (1988) dans lequel l'offre de crédit dépend de variables macroéconomiques et idiosyncrasiques. Les résultats obtenus par la méthode de correction d'erreur une Engle et de la Ganger (1987) fournissent des preuves de la pertinence du canal du crédit comme un instrument de transmission de la politique monétaire, en soulignant l'importance de la surveillance des lignes bancaires. Il est possible de mesurer l'effet positif significatif sur l'obtention de grade d'investissement en fonction de crédit Moody's, tandis que les changements intermédiaires dans l'évaluation des risques ne semble pas si pertinent. Il ya aussi des preuves de l'effet négligeable de paiements d'intérêts dans la croissance du PIB.

**Mots-clés:** valeur à long terme de l'équilibre; canal de transmission de la politique monétaire; le grade d'investissement; le marché du crédit.

JEL: E51, G21

### 1 INTRODUÇÃO

Na literatura sobre o sistema financeiro, pesquisadores parecem consentir que as oportunidades oriundas do mercado de crédito para as pessoas físicas e jurídicas consistiriam em fator relevante não somente na condução de política monetária, no desenvolvimento econômico, mas também como instrumento de política social capaz de reduzir pobreza e redistribuir renda, como defendem Alesina e Perotti (1996).<sup>1</sup>

1. Sobre o papel desempenhado pelo sistema financeiro, tem-se extensa literatura iniciada possivelmente por Schumpeter (1911) e revista empiricamente em Goldsmith (1969) e Shaw (1973), entre outros autores.

Uma particularidade desse mercado consiste na contrapartida da oferta de crédito por parte do sistema bancário, que ocorre por meio de depósitos bancários realizados pelos agentes econômicos superavitários. Assim, uma das principais discussões de política monetária analisa a existência de canal de crédito complementar ao tradicional canal da taxa de juros, relevante, mas insuficiente ao acomodar evidências empíricas.

Na última década, foi possível observar trajetória de melhoria das avaliações de risco das principais instituições privadas brasileiras, processo este acompanhado também pelo governo quando da emissão de seus títulos ao mercado, sinalizando não somente maior confiança mas também permitindo a alocação de capitais externos para o Brasil, principalmente de fundos de pensão e seguradoras, antes impedidas por lei.

Nesse contexto, este estudo se propõe inicialmente a evidenciar e mensurar o impacto em razão da conquista do grau de investimento (IG) no volume ofertado de crédito do Banco do Brasil (BB), que pode ser considerado como instituição financeira representativa, responsável por quase 30% do volume total do mercado de crédito brasileiro. Para tal, utiliza-se o arcabouço estrutural de teoria monetária desenvolvido por Bernanke e Blinder (1988), utilizado em Farinha e Marques (2002) para a economia portuguesa.

De acordo com os resultados, esse arcabouço monetário se encontra bem especificado para o caso brasileiro, sendo possível evidenciar a existência do canal de crédito. Visando atentar aspectos econométricos intrínsecos a modelagens que possuam variáveis não estacionárias, as análises das relações de equilíbrio de longo prazo são realizadas via modelagem linear e por intermédio da respectiva modelagem de correção de erros, sendo os resultados robustos e intuitivos, segundo os quais mudanças intermediárias da classificação de risco de crédito (*rating*) não parecem ser significativas. No entanto, a obtenção do grau de investimento é significativamente relevante no mercado de crédito brasileiro. Em suma, uma mudança em classificação deste tipo – associada à obtenção da chancela de IG por instituições financeiras no Brasil – parece ser capaz de alterar significativamente a captação de recursos e, conseqüentemente, a oferta de crédito.

Ressalte-se, com base nessa evidência, a relevância da manutenção da austeridade fiscal e do equilíbrio na condução do regime monetário nesse ambiente de crise financeira, com o intuito de manter esta chancela. Os resultados sobre os impactos oriundos de choques em taxas de juros reais são contraditórios, não sendo possível afirmar a eficiência da política monetária conduzida no regime de metas inflacionárias no estímulo ao mercado de crédito ou no crescimento do produto interno bruto (PIB).

Este trabalho se encontra organizado da seguinte forma. Na seção 2, tem-se um breve histórico do mercado de crédito brasileiro, sendo abordados aspectos sobre classificação de risco de crédito na sequência. Na seção 4, é realizada a revisão da literatura relacionada. As seções seguintes, 5 e 6, descrevem a modelagem teórica e o exercício empírico com a discussão dos resultados, respectivamente. Na seção 7, apresentam-se as conclusões.

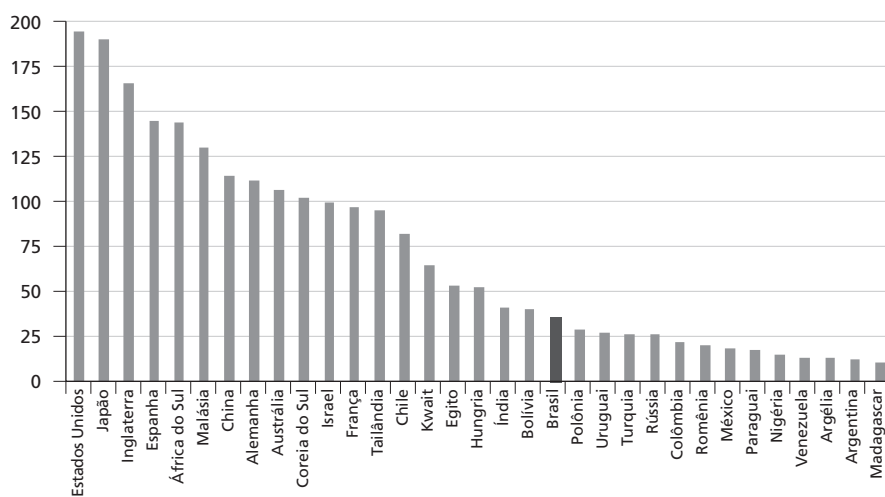
## 2 O MERCADO DE CRÉDITO NO BRASIL

Segundo Galor e Zeira (1993), o processo de desenvolvimento econômico pode ser caracterizado pela complementaridade entre o capital físico e o humano, sendo a restrição de crédito muito prejudicial para os mais desassistidos e pobres, por terem menos acesso ao crédito com fins educativos e de treinamento, ou na geração de negócios. Assim, o acesso ao crédito seria relevante, estando presente nas contas de consumo e investimento de todo um sistema econômico, permitindo agilidade nas transações e expansão deste sistema.

Segundo Brigham, Gapenski e Ehrhardt (2001), a oferta de crédito por parte de empresas e instituições financeiras é importante impulsionador da atividade econômica, por disponibilizar recursos financeiros às pessoas e às empresas para que possam financiar suas necessidades permanentes e eventuais, propiciando a possibilidade de, em caso de necessidade de antecipação de consumo ou de assegurar-se diante de incertezas, suavizar o consumo ao longo do tempo e entre os estados da natureza.

A relevância desse mercado pode ser vista quando da evidência de que considerável parte do PIB, em quase todas as economias, é financiada por instituições de crédito, conforme se observa no gráfico 1. Comparado à participação do crédito no PIB nos demais países, o nível de 36% evidenciado em janeiro de 2008 para o Brasil é superior aos níveis de várias economias da América Latina e inferior aos níveis dos países componentes do BRICS (bloco econômico formado por Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), exceto a Rússia.

GRÁFICO 1  
Crédito doméstico ao setor privado por país em 2008  
(Em % do PIB)

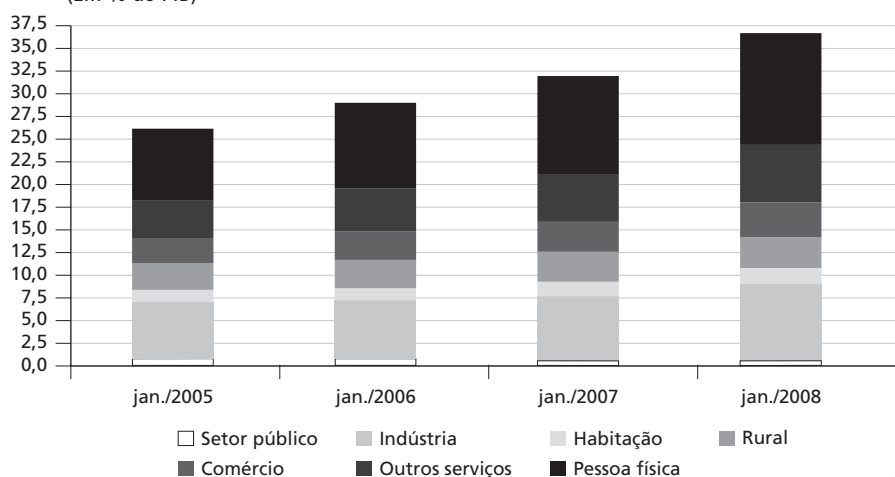


Fonte: Banco Mundial.

Apesar do baixo nível evidenciado, o país parece estar experimentando taxas de crescimento do crédito real total *per capita* bem mais elevadas que as do PIB, ainda que de maneira heterogênea entre os estados e as regiões. Enquanto o Nordeste evidencia taxas de crescimento do crédito da ordem de 1,36% ao mês, o Sudeste evolui a uma taxa mensal de 1,06%, valores superiores a 4,06% e 3,82%, taxas anuais de crescimento do PIB destas duas regiões, respectivamente. Estes valores compreendem o período 2004-2009, segundo Matos, Vasconcelos e Penna (2011).

No gráfico 2, é possível evidenciar a evolução da composição no destino do crédito, com destaque para a pessoa física, principalmente em estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, em que se observa até 60% de todo o crédito sendo destinado a pessoas físicas.

GRÁFICO 2  
Evolução do crédito por componentes (2005-2008)  
(Em % do PIB)



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).

Essa é uma evidência da possibilidade e da necessidade de evolução nesse mercado, sobretudo quando da obtenção do IG de conceituadas agências de classificação de risco pelo governo brasileiro e de algumas de suas principais empresas. Neste cenário, além-se, neste estudo, à análise de impacto não de *ratings* soberanas, mas sim corporativas, sendo escolhido o BB por ser a maior, mais antiga e tradicional instituição no mercado financeiro brasileiro, tendo sido fundada em 12 de outubro de 1808, até mesmo antes de o Brasil tornar-se independente.

Pioneiro e monopolista em diversas linhas de crédito, com a proclamação da República, em 1889, atuou decisivamente para equilibrar os impactos financeiros causados no fim da Monarquia. Dois séculos depois, o *market share* dessa instituição permanece com crescimentos sucessivos tanto nas linhas de crédito para pessoa física como jurídica, como revela a tabela 1 com o *market share* em 2008 em termos de operações de crédito.

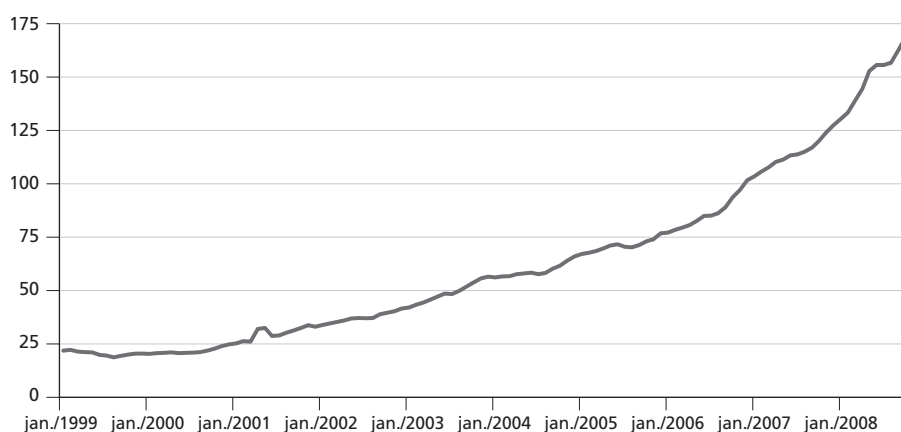
**TABELA 1**  
**Market share em operações de crédito (dezembro de 2008)**

Instituições financeiras	Operações de crédito (Saldo em R\$ bilhões)	Participação no volume total do sistema (%)
Banco do Brasil	176,09	27,39
Bradesco	100,51	15,63
Caixa Econômica Federal	73,16	11,38
ABN	51,95	8,08
Itaú	42,43	6,60
Santander	42,00	6,53
Unibanco	41,42	6,44
HSBC	28,97	4,51
Itaú BBA	24,43	3,80
Finasa	18,53	2,88
Votoratim	17,15	2,67
Safra	14,31	2,23
Nossa Caixa	11,97	1,86
Total da amostra	642,91	100

Fonte: BCB.

No gráfico 3, é possível observar a evolução do montante de crédito do BB de 1999 a 2008.

**GRÁFICO 3**  
**Evolução do volume de crédito do BB (1999-2008)**  
(Em R\$ bilhões)



Fonte: BCB.

### 3 O GRAU DE INVESTIMENTO

A partir da década de 1980, as acentuadas transformações na economia mundial foram marcadas pela intensificação da globalização, tanto do ponto de vista financeiro como do comercial-produtivo. Segundo Lacerda,

(...) As inovações financeiras, como os mercados de *hedge* e derivativos, por exemplo, aliadas aos recursos de telemática, combinação das telecomunicações com a informática, que ampliaram significativamente a velocidade das transações, fizeram com que este aumentasse o processo de inflação de ativos nos mercados, assim como riscos inerentes ao processo (Lacerda, 2004, p. 4-5).

Essa financeirização e a maior presença de capital internacional na forma de títulos negociáveis fizeram com que os investidores institucionais sentissem a necessidade da existência de algum termômetro que pudesse mensurar o risco associado à emissão de títulos de renda fixa, levando à disseminação de medidas de classificação de risco de crédito, conforme Ferreira e Dupita (2006).

O IG seria, então, condição de baixo risco de crédito que denota adequadas garantias e reduzida vulnerabilidade a fatores de perturbação externos a uma emissão ou a um conjunto de obrigações de emissor. Trata-se, assim, de classificação dada por agências de risco quando as condições que representam solidez de garantias e obrigações são oferecidas por um país ou uma empresa aos investidores.

Essa classificação tem como objetivo oferecer ao mercado indicador de risco para investimentos, de forma que o IG representa o conjunto de avaliações de menor grau de risco, de acordo com os critérios estabelecidos pelas agências.

A globalização exigiu grandes mudanças, e as crises recorrentes implicavam a necessidade de aprimorar a avaliação de riscos. As agências de classificação de risco que anteriormente se dedicavam principalmente à análise de risco corporativo, desenvolveram uma análise de risco de crédito (*default*) ou – no caso de títulos emitidos pelos governos – risco soberano.<sup>2</sup>

Dessa forma, a *rating* é sempre aplicada a títulos de dívida de algum emissor. Se uma empresa quer captar recursos no mercado e oferece papéis que rendem juros a investidores, a agência analisa a *rating* destes títulos para que os potenciais compradores avaliem os riscos.

As empresas de classificação de risco alegam que, até mesmo sob encomenda, a *rating* é uma avaliação independente, em razão da credibilidade da própria agência, sendo as mais conhecidas e com maior credibilidade: Moody's, Standard & Poor's e Fitch.

---

2. É importante notar que o risco soberano de cada país se diferencia do risco de outros emissores, como empresas privadas ou estatais. Este se associa a operações de crédito concedido a Estados soberanos, que, por sua vez, adquirem certas características que diferem daquelas presentes nos casos de crédito para firmas. Para mais detalhes, ver Canuto e Santos (2003).

Estas agências, as quais exercem papel fundamental nos mercados financeiro e econômico mundiais, possuem características distintas no que se refere às nomenclaturas e aos processos para a definição da *rating*.<sup>3</sup>

As agências de *rating* classificam as instituições em três principais categorias: *investment grade*, *speculative grade* e *default*. As categorias mais elevadas, que vão de AAA até BBB-, ou de Aaa até Baa<sup>3</sup> (no caso da Moody's), são conferidas às instituições que apresentam risco quase nulo e, portanto, menor risco para receber fluxos de investimento. Abaixo desta categoria, as instituições são consideradas de caráter especulativo, o que significa que apresentam algum grau de risco de inadimplência. Aquelas abaixo de Ca, SD e DDD (*default*), além de especulativas, são classificadas em categoria em que a situação de risco é máxima. Esta situação-limite ocorre quando um país anuncia sua moratória – por exemplo, ao não honrar com seus compromissos e suas dívidas internacionais.

Observe na tabela 2 a classificação das *ratings* adotadas pela Moody's e pela Standard & Poor's.

TABELA 2  
**Ratings adotadas por Moody's e Standard & Poor's**

	Moody's	S & P
Investment Grade Ratings	Aaa	AAA
	Aa	AA
	A	A
	Baa	BBB
Below Investment Grade ("Junk Bond")	Ba	BB
	B	B
	Caa	CCC
	Ca	CC
	C	C
In Default		D

Fonte: BCB.

No caso específico da instituição em questão, o BB atingiu o IG pela agência Moody's no terceiro trimestre de 2006 (Baa3), mantendo este grau atualmente. Com relação ao governo brasileiro, pela agência Standard & Poor's, esta chancela veio no final de abril de 2008.

3. "In fact you could almost say that we live again in a two-super-power world. There is the US and there is Moody's. The US can destroy a country by leveling it with bombs. Moody's can destroy a country by downgrading its bonds" (Thomas Friedman, 1995).



#### 4 LITERATURA RELACIONADA

A maior parte da literatura sobre análise das *ratings* dedica-se aos determinantes das classificações de risco, principalmente no que se refere às *ratings* soberanas, como em Canuto e Santos (2003). Uma quantidade ainda reduzida de trabalhos é direcionada a analisar o impacto das *ratings* corporativas sobre o tomador, e praticamente inexistem trabalhos que avaliam o impacto que estas, as quais mensuram a capacidade de pagamento de empresas emittentes de dívida, geram sobre as empresas (*ratings* corporativas) e seus produtos ou serviços.

Na literatura, é evidente que os investidores preferem as dívidas pertencentes ao IG como forma de melhor se proteger do risco de *default*. Um exemplo consiste em um estudo recente, realizado por Bone e Ribeiro (2005), que analisa a relação entre *ratings* corporativas e as ações e os títulos emitidos pela Petróleo Brasileiro S.A. (Petrobras) e pela Repsol-YPF, da Argentina. De acordo com os resultados, a análise do efeito de mudanças de *ratings* sobre os retornos das ações de uma empresa parte do fato de que *ratings* estão associadas ao risco de uma empresa não honrar seus compromissos.

Mais recentemente, visando analisar esse canal de crédito e os aspectos relacionados à taxa de câmbio, Dionísio, Salles e Wu (2006) conseguem acomodar evidências empíricas sobre os efeitos prolongados de crises cambiais sobre o crescimento.

Muitos dos modelos que lidam com a oferta de crédito encontrados na literatura têm o objetivo de analisar o canal de crédito como um dos mecanismos de transmissão da política monetária. Originalmente, os estudos realizavam-se sob ótica macroeconômica, na qual se avaliavam os efeitos de variáveis agregadas e de política econômica sobre o volume de crédito ofertado.

Nas análises baseadas na teoria do canal de crédito, a equação de oferta é obtida a partir de modelo *investment saving/liquidity preference money supply* (IS/LM), em que se inclui o mercado de crédito bancário aos mercados de bens e monetário, tal como em Bernanke e Blinder (1988). Ao incluir o mercado de crédito, os bancos passam a ser vistos não apenas como agentes capazes de “criar” moeda mas também assumem o importante papel de ofertar crédito.

Em recente aplicação dessa literatura para o Brasil, Bonomo e Graminho (2002) analisam a existência e a relevância do canal de empréstimos bancários no Brasil, utilizando dados de balancetes de instituições financeiras. A hipótese deste trabalho é a de que o Banco Central do Brasil (BCB) deve ser capaz de alterar a oferta de crédito dos bancos, por meio da política monetária. Assim, estimaram-se modelos que avaliassem a sensibilidade do volume de empréstimos em relação a um índice de liquidez dos bancos e, posteriormente, testou-se o impacto da política monetária sobre esta sensibilidade. Os autores também calcularam um painel com o objetivo de avaliar a influência direta de um choque de política monetária sobre a oferta de crédito bancário.

Outro trabalho nessa vertente consiste em Farinha e Marques (2002). Estes autores estimam um modelo de oferta de moeda para a economia portuguesa, visando evidenciar e mensurar a importância relativa do tradicional canal da taxa de juros e do canal de crédito. De acordo com os resultados, a política monetária, ao afetar os depósitos bancários, poderá deslocar a função de oferta de empréstimos bancários.

Dessa forma, como extensão com viés financista de Bonomo e Graminho (2002) e Farinha e Marques (2002), este artigo pretende analisar o impacto das mudanças de classificação de risco de crédito e da obtenção do IG por uma instituição financeira representativa no mercado brasileiro em suas operações de crédito, sob arcabouço de Bernanke e Blinder (1988).

## 5 MODELAGEM TEÓRICA

### 5.1 Arcabouço original

Farinha e Marques (2002) apresentam uma abordagem econométrica alternativa, partindo de um modelo IS/LM simples incluindo os mercados monetário e de crédito, tal como em Bernanke e Blinder (1988). Este modelo, segundo os autores, permite melhor compreensão das restrições de identificação que estão subjacentes nas equações de forma reduzida. O modelo utilizado por eles é formulado a partir da equação especificada a seguir, a qual compõe um sistema em painel a ser estimado, dispondo-se de amostra com  $i = 1, \dots, N$  instituições financeiras:

$$\ln(C/P)_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 \ln(D/P)_{it} + \alpha_2 \ln(K/P)_{it} + \alpha_3 l_t + \alpha_4 i_t + \alpha_5 s_t + \alpha_6 \pi_t \quad (1)$$

Nesse modelo, a variável dependente,  $\ln(C/P)_{it}$  representa o volume de crédito ofertado para cada banco  $i$  no período  $t$ ,  $\ln(D/P)_{it}$  significa os depósitos à vista neste banco, assim como  $\ln(K/P)_{it}$  representa o capital do banco  $i$  no período  $t$ , todas estas em logaritmo. A variável  $l_t$  é a taxa de juros dos empréstimos de longo prazo,  $i_t$  consiste no nível das obrigações do banco,  $s_t$  é a taxa de juros dos empréstimos de curto prazo do mercado monetário e  $\pi_t$ , a taxa de inflação.

A maior parte da literatura estima os modelos de crédito em sua forma reduzida e em diferenças. Farinha e Marques (2002), no entanto, estimam modelo estrutural de dados em painel por intermédio de métodos de cointegração. Estes autores sugerem um modelo estrutural, utilizando variáveis em nível. Eles argumentam que a abordagem de forma reduzida requer fortes restrições de identificação e não permite a estimação dos parâmetros relevantes.

Visando mensurar o impacto das classificações de risco em instituições do mercado de crédito, um dos objetivos deste artigo consiste em evidenciar se, de fato, a melhor qualidade na captação de recursos torna factível ao banco expansão na oferta de crédito. Assim, adota-se o arcabouço de oferta por crédito *a la*

Farinha e Marques (2002), a partir da equação (1), considerando-se, no entanto, o contexto da proposta deste estudo, utilizando-se assim não mais um painel, mas apenas séries temporais para a instituição tida como mais representativa no mercado brasileiro, o que basicamente limita a análise, não permitindo que se realizem inferências sobre interrelações entre as instituições bancárias.

Mais especificamente, neste artigo, pretende-se utilizar esse arcabouço, atendo-se primeiramente às limitações dos dados disponíveis para as instituições financeiras brasileiras, sendo neste sentido necessário adequar a modelagem *benchmark*. Em uma segunda etapa, as regressões serão revistas sob arcabouço de correção de erros proposta por Engle e Granger (1987), sendo este refinamento econométrico necessário, tendo-se em vista que há variáveis não estacionárias, tornando o uso de regressões lineares inadequado, em razão da não validade plena das estatísticas clássicas, as quais partem do pressuposto da estacionariedade.

## 5.2 Especificação dos modelos utilizados

Em Farinha e Marques (2002), são propostas algumas versões da relação (1), sendo adotada inicialmente neste artigo a seguinte modelagem:

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \gamma_t \quad (2)$$

Em que  $R_t$  é o retorno real da taxa de juros, a taxa Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) é a *proxy* e  $\ln PIB_t$  consiste no *log* do PIB real da economia brasileira.<sup>4</sup>

Com relação aos modelos encontrados na literatura, a primeira contribuição deste estudo está na incorporação da *rating* de crédito como variável explicativa no modelo, tendo-se em vista captar o efeito da medida de risco dada pelo IG sobre as operações de crédito da própria instituição, por meio da inserção da variável *dummy*, que capta a classificação da dívida de longo prazo em moeda estrangeira captada pelo BB, de acordo com a Moody's. A primeira extensão proposta é a seguinte:

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 IG_t + \phi_t \quad (3)$$

Outra especificação que será estimada visa incorporar as mudanças qualitativas nas *ratings* ao longo do período analisado. Estas mudanças de *rating* que foram classificadas pela Moody's ao BB são tais que, do quarto trimestre de 2002 ao segundo trimestre de 2004, tem-se Ba3; do terceiro trimestre de 2004 ao segundo trimestre de 2005, Ba2; e do terceiro trimestre de 2005 ao segundo trimestre de 2006, Ba1.

4. Na modelagem utilizada em Farinha e Marques (2002), utilizam-se variáveis reais e nominais, tendo sido este procedimento evitado neste artigo. A inflação, por exemplo, é empregada como variável explicativa, sendo a intuição de que esta funcione como proxy da estabilidade do cenário macroeconômico, de forma que aumentos na taxa de inflação poderiam estar refletindo alguma instabilidade na economia.

A partir do terceiro trimestre de 2006 aos dias atuais é que o BB conseguiu seu IG com a classificação Baa3. Atribuindo-se variáveis *dummy* para cada alteração na classificação, tem-se a segunda extensão proposta:

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 rat_{1t} + \beta_5 rat_{2t} + \beta_6 rat_{3t} + \varphi_t \quad (4)$$

Em que  $rat_{1t}$ ,  $rat_{2t}$  e  $rat_{3t}$  representam, respectivamente, as variáveis *dummy* que captem as classificações Ba2, Ba1 e Baa3, sendo esta última suficiente para a obtenção do *investment grade*. Optou-se por “desconsiderar”, sem perda de generalidade, a *dummy* para o período do quarto trimestre de 2002 ao segundo trimestre de 2004, associada à classificação Ba3, em razão do uso de intercepto no modelo.

## 6 EXERCÍCIO EMPÍRICO

### 6.1 Base de dados

O exercício empírico realizado neste estudo é composto por séries das variáveis no período compreendido entre janeiro de 1999 e novembro de 2008; as principais fontes de dados financeiros utilizadas foram o BCB e a Federação Brasileira de Bancos (Febraban), enquanto os dados macroeconômicos foram obtidos no Ipeadata.

A variável dependente consiste no volume de operações de crédito, que corresponde ao estoque das carteiras do BB, incluindo-se todas as modalidades, em milhares de reais deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de janeiro de 1999. As variáveis explicativas especificadas procuram captar aspectos da estratégia do banco (depósitos à vista), da política econômica (taxa SELIC) e do ambiente macroeconômico (PIB e inflação).<sup>5</sup>

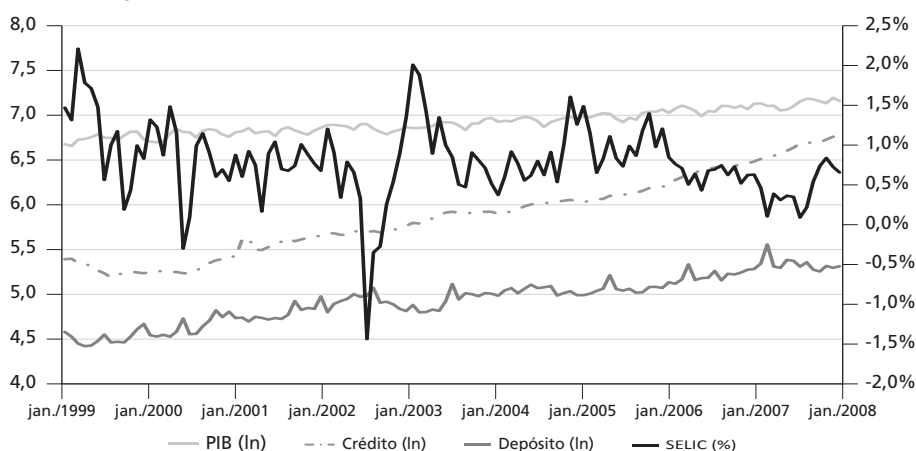
A taxa de juros SELIC foi incorporada ao modelo com o intuito de captar o “efeito preço” do próprio crédito e de outras aplicações, dado que esta guia a direção das taxas de juros dos empréstimos, podendo-se observar os impactos da política monetária sobre a oferta de crédito do banco, esperando-se intuitivamente que o efeito preço seja positivo – ou seja, um sinal satisfatório para o coeficiente da taxa de juros.

A variável que procura captar o efeito da demanda por crédito é o PIB – em milhões de reais – deflacionado pelo IPCA, tendo como mês-base janeiro de 1999. Este indicador é utilizado no modelo como *proxy* do nível de atividade econômica. O montante de depósitos à vista foi incluído por representar importante fonte de captação para o banco. Assim, o objetivo é captar a importância desta fonte de recursos para expansão do crédito. O volume de depósitos

5. Foi empregada a conta Operações de Crédito (1.6.0.00.00.1), de acordo com o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF), apurada e disponibilizada pelo BCB.

à vista – em milhares de reais – foi deflacionado pelo IPCA, com mês-base em janeiro de 1999. No gráfico 4, é possível visualizar as principais variáveis da modelagem: volume de crédito e depósitos à vista do BB, do PIB e da SELIC dos últimos dez anos, todas com tendências crescentes, exceto a taxa de juros (SELIC). Na tabela 3, encontram-se as respectivas estatísticas descritivas.

GRÁFICO 4  
Séries reais de crédito, depósitos à vista, PIB real e SELIC real (1999-2008)  
(Em log e % ao mês)



Fonte: BCB, Federação Brasileira de Bancos (Febraban) e Ipeadata.

TABELA 3  
Estatísticas descritivas das principais variáveis nominais do modelo

Estatística	Crédito BB (bilhões R\$)	Depósito à Vista BB (bilhões R\$)	PIB Mensal (bilhões R\$)	SELIC (% a.m.)
Média	63,56	22,42	155,03	1,37
Desvio padrão	40,75	9,68	50,49	0,36
Mínimo	18,78	8,55	78,52	0,8
Máximo	173,22	48,14	267,56	3,33

Elaboração dos autores.

## 6.2 Discussão dos resultados

Visando-se obter modelo bem especificado para o caso brasileiro, capaz de proporcionar evidências sobre a magnitude e o sinal do impacto da mudança de classificação de risco de crédito e da obtenção do IG no volume de crédito, estima-se cada uma das três especificações propostas por intermédio do método de mínimos quadrados ordinários (MQOs), atendo-se para a correção da matriz de variância-covariância proposta por Newey e West (1987), em razão da robustez dos resultados

à presença de autocorrelação ou heterocedasticidade. Os resultados das estimações das relações (2), (3) e (4) encontram-se, respectivamente, nas tabelas 4, 5 e 6.

Em primeiro lugar, é importante analisar os sinais e a significância dos coeficientes quando da modelagem *benchmark* proposta na tabela 4, tendo-se em vista que a má especificação desta poderia comprometer as demais inferências. É possível observar que, exceto pelo intercepto, cujo valor parece ser sempre negativamente significativo e com ordem de grandeza entre -10 e -5, as demais variáveis explicativas possuem impacto também significativo, mas com sinal positivo, ressaltando-se a magnitude do impacto do volume de depósitos bancários e do PIB real, sugerindo-se que variação de 1% no volume de depósito implicaria 1% de aumento na oferta de crédito, em média, e que, no caso de aumento no PIB em 1%, se teria também aumento no crédito na ordem de 1,6%. O impacto de aumentos na SELIC – em 1%, por exemplo – seria bem menor, da ordem de 0,10% na oferta de crédito, tendo-se em vista que o canal pode ser caracterizado pela indexação das alternativas de crédito por esta taxa.<sup>6</sup>

TABELA 4  
Estimação da modelagem *benchmark*

$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \gamma_t$			
	Parâmetro	Erro padrão	P-valor
$\beta_0$	-9,94 <sup>1</sup>	1,23	0,00
$\beta_1$	0,96 <sup>1</sup>	0,11	0,00
$\beta_2$	0,10 <sup>1</sup>	0,02	0,00
$\beta_3$	1,59 <sup>1</sup>	0,24	0,00
$R^2$ ajustado: 0,95			
Teste de raiz unitária dos resíduos			
Augmented Dickey-Fuller (com intercepto)	Estadística <i>t</i> ajustada -5,86 <sup>2</sup>		P-valor 0,00

Fonte: Newey e West (1987).

Notas:<sup>1</sup> Parâmetros significativos a 5%.

<sup>2</sup> Rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade a 5%.

Obs.: estimação obtida pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQOs), com erro padrão robusto à heterocedasticidade e à autocorrelação no período de 1999-2008.

Observando-se a extensão da modelagem descrita pela relação (3), na tabela 5, é possível inferir que a obtenção do IG pela instituição em questão teve impacto significativamente positivo, da ordem de 0,14, o que corrobora o argumento tão difundido por aqueles que defenderam a relevância desta conquista pelos títulos públicos brasileiros, até mesmo em período de desconfiança quanto ao grau de idoneidade das agências de risco, de que, com esta chancela, oficialmente seriam rompidos empecilhos legais à entrada de recursos suntuosos de fundos de investimento estrangeiros no país.

6. Foram testadas outras extensões do modelo com a inclusão de variáveis explicativas reais, como a taxa de câmbio real efetiva, as quais se revelaram todas insignificantes.

TABELA 5  
Estimação da modelagem para avaliação do impacto do *investment grade*

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 IG_t + \phi_t$$

	Parâmetro	Erro padrão	P-valor
$\beta_0$	-7,34 <sup>1</sup>	1,28	0,00
$\beta_1$	0,99 <sup>1</sup>	0,10	0,00
$\beta_2$	0,11 <sup>1</sup>	0,02	0,00
$\beta_3$	1,19 <sup>1</sup>	0,24	0,00
$\beta_4$	0,14 <sup>1</sup>	0,04	0,00
$R^2$ ajustado: 0,95			
Teste de raiz unitária dos resíduos			
Augmented Dickey-Fuller (com intercepto)	Estatística $t$ ajustada		P-valor
	-5,91 <sup>2</sup>		0,00

Fonte: Newey e West (1987).

Notas:<sup>1</sup> Parâmetros significativos a 5%.

<sup>2</sup> Rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade a 5%.

Obs.: estimação obtida pelo método dos (MQOs), com erro padrão robusto à heterocedasticidade e à autocorrelação no período de 1999-2008.

Por fim, a partir dos resultados da estimação da modelagem que capta toda alteração de avaliação de risco, apresentados na tabela 6, percebe-se que as melhorias das avaliações são bem recebidas por credores e pelo mercado, mas possivelmente não o suficiente para que estes impactos sejam significativos no volume, sendo este impacto apenas significativo quando da real obtenção do IG.

Atendo-se aos valores dos coeficientes e a seus respectivos  $p$ -valores, tem-se a impressão de que o mercado estaria antecipando a obtenção da qualificação, prevendo-se a conquista deste, mas ainda sem impactos significativos. Tal conclusão é ainda mais clara quando do teste de Wald, em que se observa a não rejeição da hipótese de que ambas as variáveis *dummy* que captam as mudanças interdiárias de *ratings* sejam conjuntamente não significativas.

TABELA 6  
Estimação da modelagem para avaliação do impacto das ratings

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 rat_{1t} + \beta_5 rat_{2t} + \beta_6 rat_{3t} + \phi_t$$

	Parâmetro	Erro padrão	P-valor
$\beta_0$	-6,01	1,73	0,00
$\beta_1$	0,96 <sup>1</sup>	0,11	0,00
$\beta_2$	0,09 <sup>1</sup>	0,02	0,00
$\beta_3$	1,01 <sup>1</sup>	0,30	0,00
$\beta_4$	0,04	0,04	0,00
$\beta_5$	0,08	0,05	0,12
$\beta_6$	0,21 <sup>1</sup>	0,07	0,00

(Continua)

(Continuação)

$R^2$ ajustado: 0,95		
Teste de raiz unitária dos resíduos		
Augmented Dickey-Fuller (com intercepto)	Estatística $t$ ajustada	$P$ -valor
	-5,47 <sup>2</sup>	0,00

Fonte: Newey e West (1987).

Notas: <sup>1</sup> Parâmetros significativos a 5%.<sup>2</sup> Rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade a 5%.

Obs.: estimação obtida pelo método dos (MQOs), com erro padrão robusto à heterocedasticidade e à autocorrelação no período de 1999-2008.

Em resumo, pode-se inferir, com base no arcabouço utilizado, que a classificação de IG dada aos títulos de dívida do BB exerce impacto positivo sobre a oferta de crédito desta instituição, uma vez que a maior qualidade na classificação reduziria os custos de captação de recursos por parte do banco. Observando-se os coeficientes quando comparados os resultados em todas as tabelas, percebe-se robustez desejável tanto na ordem de grandeza destes, quanto no sinal e na significância, ressaltando a boa especificação do modelo padrão. Pode ser visto ainda que, em todas as estimações, o valor do coeficiente de determinação que indica explicação por parte das variáveis explicativas é bastante elevado, assumindo valores acima de 0,95.

Um último aspecto a ser ressaltado seriam os testes de raiz unitária nos resíduos de cada modelo. Em todas as especificações, com base no teste Augmented Dickey-Fuller (ADF), esclarece-se que os resíduos são estacionários, característica desejável, uma vez que esta seria condição necessária para correta especificação da modelagem.

Uma diferença evidente entre este trabalho e o desenvolvido por Farinha e Marques (2002) estaria no fato de que, neste último – até mesmo no caso da presença de variáveis de ordem de integração  $I(1)$ , como a oferta de crédito e os depósitos –, o problema de identificação desta modelagem completa composta pelas duas equações estruturais seria o de conseguir distinguir a equação da oferta da equação da demanda de crédito. Assim, no âmbito da cointegração, este modelo de duas equações corresponderia às relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis endógenas de modelo de vetores autorregressivos (VAR) que cointegra duas equações com regressores exógenos. Ainda segundo estes autores, seria preciso pressupor, então, a existência de dois vetores simples de cointegração e que os regressores exógenos fossem não cointegrados.

Por fim, as técnicas de painel utilizadas eram robustas a problemas de vies oriundos de não estacionariedade das variáveis em questão.

No caso brasileiro, hipóteses como as de que os depósitos bancários sejam exógenos em nível do banco em questão e que estes possuam variáveis explicativas diferentes das utilizadas no volume de crédito parecem ser satisfeitas. Porém, a



estimação pelo método MQO não é robusta à presença de caso de variáveis estacionárias, sendo possível que haja resultados espúrios.

Assim, visando-se obter resultados confiáveis e robustos – uma vez que o arcabouço em nível proposto é comumente marcado pela existência de variáveis não estacionárias – na obtenção dos próximos resultados reportados nas tabelas 11, 12 e 13, o artigo segue metodologicamente Engle e Granger (1987), ao incorporar o fato de que as variáveis do modelo possam ser integradas de ordem I(1), além de determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre estas.<sup>7</sup>

### 6.3 Análise de estacionariedade das séries

Inicialmente, são utilizados os tradicionais testes de raízes unitárias por Dickey e Fuller (1979; 1981) e Phillips e Perron (1988), os quais têm como hipótese nula a existência de raiz unitária em relação às variáveis econômicas – isto é, estas variáveis são integradas de ordem I(1).<sup>8</sup>

As ordens de integração das variáveis do arcabouço padrão listadas na tabela 7 permitem evidenciar a estacionariedade apenas da taxa real de juros, sendo as demais séries de ordem de integração I(1).

TABELA 7  
Análise de estacionariedade das variáveis do modelo

Teste ADF de raiz unitária das séries		
Variável	Estatística <i>t</i>	<i>P</i> -valor
<i>ln(C/P)</i>	1,67	1,00
<i>ln(D/P)</i>	-0,78	0,91
<i>R</i>	-5,21 <sup>1</sup>	0,00
<i>ln(PIB)</i>	0,99	1,00

Elaboração dos autores.

Nota:<sup>1</sup> Rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade a 5%.

Obs.: no período de 1999-2008.

Para que essas séries sejam cointegradas, é necessário que todas possuam a mesma ordem de integração; condição atendida, uma vez que os testes para raiz unitária das variáveis volume de crédito, depósito bancário e PIB real em primeira diferença sinalizaram estacionariedade destas séries.<sup>9</sup>

7. Para mais detalhes, ver Enders (2004).

8. A ordem de integração de uma variável refere-se ao número de vezes que esta variável deve ser diferenciada até que se torne estacionária. Se uma variável é integrada de ordem 1, isto significa que é necessária a aplicação do operador em diferença de ordem 1 para torná-la estacionária, e esta variável é denominada de diferença estacionária ou DS. Quando uma variável é estacionária ou integrada de ordem 0 (I(0)), sua média e sua variância são constantes ao longo do tempo e, conseqüentemente, valem os pressupostos dos testes *t* e os respectivos resultados obtidos para cada coeficiente de determinação (também denominado de *R*<sup>2</sup>), os quais são amplamente utilizados nos modelos de regressão.

9. Esses resultados não foram reportados, mas encontram-se disponíveis com os autores.

Caso todas fossem estacionárias, não seria necessário realizar nenhuma mudança na técnica de estimação, sendo os resultados listados nas tabelas 4, 5 e 6 oriundos de modelagem bem especificada e corretamente estimada.

Assim, o segundo passo consiste em determinar a relação de longo prazo entre essas variáveis  $I(1)$ , na forma dada pela seguinte relação:

$$\ln(C/P)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(D/P)_t + \alpha_2 \ln PIB_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Caso essas variáveis sejam cointegradas, uma estimação via MQO gera coeficientes superconsistentes, os quais, segundo Stock (1987), convergiriam mais rapidamente que em estimação linear com variáveis estacionárias. Para determinar se as variáveis em questão são de fato cointegradas de ordem  $C(1,1)$ , utilizou-se o teste padrão de cointegração proposto por Johansen, cujos resultados estão na tabela 8.

Com base nessa tabela, pode-se rejeitar a hipótese de não existência de cointegração a um nível de 1%, enquanto não se pode rejeitar a cointegração  $C(1,1)$  a 5% para as variáveis não estacionárias duas a duas.

TABELA 8  
Teste de cointegração de Johansen

H <sub>0</sub> : Nenhuma cointegração		
Variáveis	Estatística Traço	P-valor
ln(C/P) e ln(D/P)	19,43 <sup>1</sup>	0,01
ln(C/P) e ln(PIB)	24,43 <sup>1</sup>	0,00
ln(D/P) e ln(PIB)	18,09 <sup>1</sup>	0,02
H <sub>0</sub> : Uma cointegração		
Variáveis	Estatística Traço	P-valor
ln(C/P) e ln(D/P)	0,72	0,39
ln(C/P) e ln(PIB)	3,73	0,05
ln(D/P) e ln(PIB)	0,08	0,78

Fonte: MacKinnon-Haug Michelis (1999).

Nota:<sup>1</sup> Rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade a 5%.

Obs.: para p-valores, no período de 1999-2008.

Visando-se reforçar tal resultado relevante e necessário para a implementação do modelo de correção de erros, utiliza-se também o teste descrito em Enders (2004), em que, para assegurar tal cointegração, o resíduo  $\hat{\varepsilon}_t$  precisa ser estacionário. Os resultados da relação de longo prazo estão reportados na tabela 9.

TABELA 9  
Estimação da relação de equilíbrio de longo prazo

$\ln(C/P)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(D/P)_t + \alpha_2 \ln PIB_t + \varepsilon_t$			
	Parâmetro	Erro padrão	P-valor
$\alpha_0$	-10,45 <sup>1</sup>	1,21	0,00
$\alpha_1$	0,80 <sup>1</sup>	0,12	0,00
22	1,79 <sup>1</sup>	0,24	0,00

$R^2$  ajustado: 0,95

Fonte: Newey e West (1987).

Nota: <sup>1</sup> Parâmetros significativos a 5%.

Obs.: estimação obtida pelo método dos MQOs, com erro padrão robusto à heterocedasticidade e à autocorrelação no período de 1999-2008.

A partir da série temporal do resíduo  $\hat{\varepsilon}_t$ , utilizou-se o teste ADF, o qual pode não ser o mais adequado em razão de ser esta uma série de resíduos estimados e não propriamente o erro, e os testes de autorregressão até dois *lags* de defasagem.

Segundo esse último procedimento, caso o coeficiente  $\hat{\eta}_1$  da autorregressão realizada para  $N$  defasagens seja tal que não se possa rejeitar a hipótese nula deste ser nulo, então as variáveis não serão cointegradas.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \eta_1 \hat{\varepsilon}_t + \sum_{i=1}^N \mu_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \theta_t \quad (6)$$

Seria preciso, então, para dar continuidade ao procedimento de Engle e Granger (1987), que se rejeitasse a nulidade desse coeficiente, resultado observado em todos os testes realizados, de acordo com a tabela 10.

Tanto por via do teste de ADF como por via do procedimento descrito em Enders (2004), evidencia-se que o resíduo é estacionário, resultado este corroborado até mesmo quando da estimação da regressão (6) sem *lags* da variação residual, ou, ainda, com um *lag*. Ressalte-se a robustez desta cointegração, com o uso de diferentes técnicas.

TABELA 10  
Revisitando o teste de cointegração

Teste de raiz unitária do resíduo		
Resíduo	Estatística t	P-valor
$\hat{\varepsilon}$	4,85 <sup>2</sup>	0,00

Procedimento alternativo			
$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \eta_1 \hat{\varepsilon}_t + \sum_{i=1}^N \mu_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \theta_t$			
	Parâmetro	Erro padrão	P-valor
$\eta_1$	-0,37 <sup>1</sup>	-2,82	0,01

(Continua)

(Continuação)

	Parâmetro	Erro padrão	P-valor
$\mu_1$	0,15	1,00	0,32
$\mu_2$	-0,09	-0,85	0,40
$R^2$ ajustado: 0,20			

Fonte: Newey e West (1987).

Notas: <sup>1</sup> Parâmetros significativos a 5%.<sup>2</sup> Rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade a 5%.

Obs.: estimação obtida pelo método dos MQOs, com erro padrão robusto à heterocedasticidade e à autocorrelação no período de 1999-2008.

#### 6.4 Revisitando a especificação do modelo econométrico

Sendo as variáveis  $\ln(C/P)_t$ ,  $\ln(D/P)_t$  e  $\ln PIB_t$  cointegradas de ordem I(1), os resíduos obtidos podem ser utilizados na estimação do próprio mecanismo de correção de erros, segundo as seguintes relações:<sup>10</sup>

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{ce} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} + v_{ct} \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{de} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} + v_{dt} \\ \Delta \ln PIB_t = \rho_p + \rho_{pe} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} + v_{pt} \end{cases} \quad (7)$$

Observe-se que esse sistema, o qual corresponde ao modelo *benchmark a la* correção de erros, consiste em um VAR em diferenças, exceto pelos termos relacionados à taxa de juros real e de correção do erro. Portanto, esta metodologia, utilizada comumente na estimação dos VARs, pode ser replicada para este sistema. É importante frisar que, sendo todas as variáveis estacionárias, diferentemente do próprio termo do erro e da taxa de juros real, então as estatísticas empregadas tradicionalmente na análise destes modelos são apropriadas quando da estimação e da inferência dos resultados deste sistema.

Por fim, as extensões propostas neste artigo, que visam analisar o impacto do IG e das mudanças de classificação de risco de crédito no volume de crédito, serão revistas agora sob esta nova metodologia de correção de erros, sendo para tal necessário apenas acrescentar ao sistema já referido termos referentes às variáveis *dummy* que captam tais mudanças. Os resultados da modelagem *benchmark* e suas extensões estão reportados nas tabelas 11, 12 e 13.

10. Esse sistema já incorpora a solução para o problema de *cross-equation* proposta por Engle e Granger (1987).

TABELA 11  
Estimação da modelagem *benchmark* à la correção de erros

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{ce} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} + v_{ct} \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{de} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} + v_{dt} \\ \Delta \ln PIB_t = \rho_p + \rho_{pe} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} + v_{pt} \end{cases}$$

$\Delta \ln(C/P)$			$\Delta \ln(D/P)$			$\Delta \ln(PIB)$			
	Parâmetro	Erro padrão		Parâmetro	Erro padrão		Parâmetro	Erro padrão	
	$\rho_c$	0,01 <sup>1</sup>	0,01	$\rho_d$	-0,00	0,01	$\rho_p$	0,01	0,01
	$\rho_{ce}$	-0,04	0,04	$\rho_{de}$	0,14 <sup>1</sup>	0,08	$\rho_{pe}$	0,16 <sup>1</sup>	0,04
	$\rho_{cc}(1)$	0,21 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{dc}(1)$	-0,00	0,22	$\rho_{pc}(1)$	0,16	0,10
	$\rho_{cc}(2)$	-0,17 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{dc}(2)$	0,20	0,22	$\rho_{pc}(2)$	-0,16	0,10
	$\rho_{cd}(1)$	-0,05	0,05	$\rho_{dd}(1)$	-0,59 <sup>1</sup>	0,11	$\rho_{pd}(1)$	0,11 <sup>1</sup>	0,05
	$\rho_{cd}(2)$	-0,00	0,04	$\rho_{dd}(2)$	-0,38 <sup>1</sup>	0,10	$\rho_{pd}(2)$	-0,10 <sup>1</sup>	0,05
	$\rho_{cp}(1)$	0,03	0,08	$\rho_{dp}(1)$	0,50 <sup>1</sup>	0,18	$\rho_{pp}(1)$	0,03	0,08
	$\rho_{cp}(2)$	-0,16 <sup>1</sup>	0,08	$\rho_{dp}(2)$	0,42 <sup>1</sup>	0,18	$\rho_{pp}(2)$	-0,08	0,08
	$\rho_{cr}$	-0,00	0,01	$\rho_{dr}$	0,01	0,01	$\rho_{pr}$	-0,00	0,01

Elaboração dos autores

Nota:<sup>1</sup>Parâmetros significativos a 5%.

Obs.: refere-se ao período de 1999-2008.

De acordo com os resultados tabelados, percebe-se robustez para a maioria dos coeficientes estimados, mantendo-se em geral a significância e a ordem de grandeza, até mesmo quando da inclusão de variáveis *dummy* que capturem o IG ou as mudanças de *ratings*.

É importante ressaltar que, em todas as extensões testadas, para todas as variáveis endógenas, o coeficiente associado ao termo de erro é significativo; evidência necessária neste tipo de modelagem. Exceto para a modelagem *benchmark*, tal erro parece significativo na explicação de todas as variáveis dependentes.

Para todos os casos testados neste estudo, a taxa de juros real, que na modelagem linear parecia ser significativa, passa a não possuir mais esta propriedade, ainda que os sinais corroborem a intuição para a maioria dos casos. De forma intuitiva e corroborando os resultados preliminares obtidos na modelagem linear, ainda que mal especificada, apenas a obtenção IG impacta positivamente e de forma significativa o volume de crédito, sendo as mudanças intermediárias de avaliação de risco insignificantes.

TABELA 12  
Estimação da modelagem para avaliação do impacto do IG à correção de erros

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{ce} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} + \rho_{ci} IG_{t-1} + v_{ct} \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{de} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} + \rho_{di} IG_{t-1} + v_{dt} \\ \Delta \ln PIB_t = \rho_p + \rho_{pe} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} + \rho_{pi} IG_{t-1} + v_{pt} \end{cases}$$

$\Delta \ln(C/P)$			$\Delta \ln(D/P)$			$\Delta \ln(PIB)$			
	Parâmetro	Erro padrão		Parâmetro	Erro padrão		Parâmetro	Erro padrão	
	$\rho_c$	0,01 <sup>1</sup>	0,01	$\rho_d$	-0,01	0,02	$\rho_p$	0,01	0,01
	$\rho_{ce}$	-0,08 <sup>1</sup>	0,04	$\rho_{de}$	-0,16 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{pe}$	0,18 <sup>1</sup>	0,04
	$\rho_{cc}(1)$	0,19 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{dc}(1)$	-0,01	0,22	$\rho_{pc}(1)$	0,18 <sup>1</sup>	0,10
	$\rho_{cc}(2)$	-0,20 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{dc}(2)$	0,18	0,22	$\rho_{pc}(2)$	-0,14	0,11
	$\rho_{cd}(1)$	-0,08 <sup>1</sup>	0,05	$\rho_{dd}(1)$	-0,61 <sup>1</sup>	0,11	$\rho_{pd}(1)$	0,12 <sup>1</sup>	0,05
	$\rho_{cd}(2)$	-0,03	0,04	$\rho_{dd}(2)$	-0,40 <sup>1</sup>	0,10	$\rho_{pd}(2)$	-0,08 <sup>1</sup>	0,05
	$\rho_{cp}(1)$	0,01	0,07	$\rho_{dp}(1)$	0,48 <sup>1</sup>	0,18	$\rho_{pp}(1)$	0,04	0,08
	$\rho_{cp}(2)$	-0,17 <sup>1</sup>	0,07	$\rho_{dp}(2)$	0,41 <sup>1</sup>	0,18	$\rho_{pp}(2)$	-0,08	0,08
	$\rho_{cr}$	0,00	0,01	$\rho_{dr}$	0,01	0,02	$\rho_{pr}$	-0,01	0,01
	$\rho_{ci}$	0,02 <sup>1</sup>	0,01	$\rho_{di}$	0,01	0,02	$\rho_{pi}$	-0,01	0,01

Elaboração dos autores

Nota: <sup>1</sup>Parâmetros significativos a 5%.

Obs.: refere-se ao período de 1999-2008.

Variações passadas no volume de crédito parecem ser relevantes apenas em movimentos futuros deste volume, enquanto variações nos depósitos bancários impactam significativamente em todas as variáveis dependentes. Por fim, variações no PIB devem gerar alterações futuras significativas apenas nos depósitos bancários, resultados intuitivos estes que podem ser mais bem visualizados com o auxílio gráfico dos impulsos-resposta apresentados no gráfico 5.

De acordo com os gráficos, os choques todos se dissipam sem gerar efeitos permanentes, característica necessária para que a modelagem de correção de erros seja adequadamente especificada e estimada. Corroborando as análises realizadas a partir dos resultados tabelados, impactos no PIB parecem afetar apenas os depósitos bancários, o choque é dissipado em cerca de sete meses e os choques nos depósitos bancários são capazes de impactar em até cinco meses depois o volume de crédito.

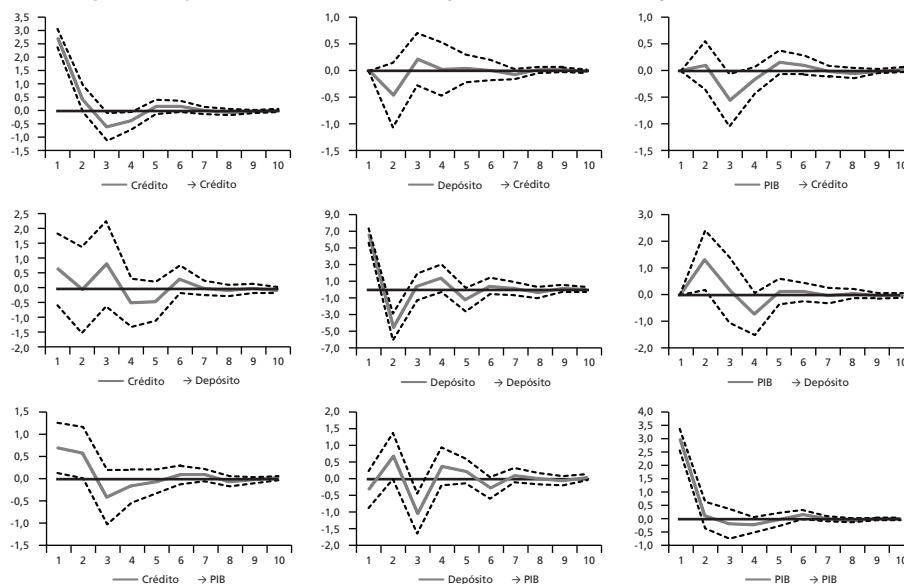
**TABELA 13**  
**Estimação da modelagem para avaliação do impacto das ratings à la correção de erros**

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{c\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln(P/B)_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} + \rho_{c1} ra_{t-1} + \rho_{c2} ra_{t-1} + \rho_{c3} ra_{t-1} + v_{ct} \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{d\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln(P/B)_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} + \rho_{d1} ra_{t-1} + \rho_{d2} ra_{t-1} + \rho_{d3} ra_{t-1} + v_{dt} \\ \Delta \ln(P/B)_t = \rho_p + \rho_{p\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln(P/B)_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} + \rho_{p1} ra_{t-1} + \rho_{p2} ra_{t-1} + \rho_{p3} ra_{t-1} + v_{pt} \end{cases}$$

$\Delta \ln(C/P)$			$\Delta \ln(D/P)$			$\Delta \ln(P/B)$			
	Parâmetro	Erro padrão		Parâmetro	Erro padrão		Parâmetro	Erro padrão	
	$\rho_c$	0,01 <sup>1</sup>	0,01	$\rho_d$	-0,01	0,02	$\rho_p$	0,01	0,01
	$\rho_{c\varepsilon}$	-0,08 <sup>1</sup>	0,04	$\rho_{d\varepsilon}$	-0,17 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{p\varepsilon}$	0,18 <sup>1</sup>	0,04
	$\rho_{cc}(1)$	0,19 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{dc}(1)$	-0,02	0,22	$\rho_{pc}(1)$	0,18	0,10
	$\rho_{cc}(2)$	-0,20 <sup>1</sup>	0,09	$\rho_{dc}(2)$	0,18	0,22	$\rho_{pc}(2)$	-0,14	0,10
	$\rho_{cd}(1)$	-0,08 <sup>1</sup>	0,05	$\rho_{dd}(1)$	-0,61 <sup>1</sup>	0,11	$\rho_{pd}(1)$	0,12 <sup>1</sup>	0,05
	$\rho_{cd}(2)$	-0,03	0,04	$\rho_{dd}(2)$	-0,40 <sup>1</sup>	0,10	$\rho_{pd}(2)$	-0,08 <sup>1</sup>	0,05
	$\rho_{cp}(1)$	0,01 <sup>1</sup>	0,07	$\rho_{dp}(1)$	0,48 <sup>1</sup>	0,18	$\rho_{pp}(1)$	0,04	0,09
	$\rho_{cp}(2)$	-0,17 <sup>1</sup>	0,07	$\rho_{dp}(2)$	0,40 <sup>1</sup>	0,17	$\rho_{pp}(2)$	-0,08	0,08
	$\rho_{cr}$	0,00	0,01	$\rho_{dr}$	0,01	0,02	$\rho_{pr}$	-0,01	0,01
	$\rho_{c1}$	0,02	0,01	$\rho_{d1}$	-0,01	0,02	$\rho_{p1}$	-0,00	0,01
	$\rho_{c2}$	0,02	0,01	$\rho_{d2}$	-0,00	0,02	$\rho_{p2}$	-0,00	0,01
	$\rho_{c3}$	0,02 <sup>1</sup>	0,01	$\rho_{d3}$	0,01	0,02	$\rho_{p3}$	-0,01	0,01

Elaboração dos autores  
 Nota: <sup>1</sup>Parâmetros significativos a 5%.  
 Obs.: refere-se ao período de 1999-2008.

GRÁFICO 5  
Impulso-resposta do modelo de correção de erros (Cholesky)



## 7 CONCLUSÕES

Um dos principais tópicos de estudo na literatura de sistema financeiro e desenvolvimento sob arcabouços de política monetária consiste em analisar relações entre variáveis, como riqueza, taxa de juros e políticas no mercado de crédito, assim como mudanças de classificação de risco de crédito e incentivos a depósitos bancários. Neste contexto, evidenciaram-se a significância e o sinal positivo do impacto da obtenção do IG no volume de crédito da principal instituição de crédito no Brasil, sob arcabouço de transmissão de política monetária.

Visando-se atentar aspectos econométricos intrínsecos a modelagens que possuam variáveis não estacionárias, as análises das relações de equilíbrio são realizadas via modelagem linear e por intermédio da respectiva modelagem de correção de erros, sendo possível obter resultados robustos e intuitivos, segundo os quais mudanças intermediárias da classificação de risco de crédito não parecem ser significativas; apenas a obtenção do IG é, de fato, relevante neste mercado de crédito. Os resultados sobre os impactos oriundos de choques em taxas de juros reais são contraditórios, não sendo possível afirmar a eficiência da política monetária conduzida no regime de metas inflacionárias no estímulo ao mercado de crédito ou no crescimento do PIB, resultados já obtidos em estudos anteriores realizados pelo Tesouro Nacional.



## REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; PEROTTI, A. Income distribution, political instability and investment. **European Economic Review**, v. 40, 1996.
- BERNANKE, B.; BLINDER, A. Credit, money, and aggregate demand. **The American Economic Review**, v. 78, n. 2, 1988.
- BRIGHAM, E.; GAPENSKI, L.; EHRHARDT, M. **Administração financeira: teoria e prática**. São Paulo: Atlas, 2001.
- BONE, R.; RIBEIRO, E. **Conteúdo informacional de ratings corporativos: o caso da Repsol-YPF e Petrobras**. In: REUNIÓN ANUAL DE LA AAEP, 40., [s.l.]: ISBN, 2005.
- BONOMO, M.; GRAMINHO, F. O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 30., 2002, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPEC, 2002.
- CANUTO, O.; SANTOS, P. Risco soberano e prêmios de risco em economias emergentes. **Série temas de economia internacional**, n. 1, 2003.
- DIONÍSIO, C.; SALLES, F.; WU, T. Juros, câmbio e as imperfeições do canal de crédito. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, 2006.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, n. 74, 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, n. 49, 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2004.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, 1987.
- FARINHA, L.; MARQUES, R. O canal de crédito da política monetária em Portugal, **Boletim Econômico do Banco de Portugal**, 2002.
- FERREIRA, C.; DUPITA, A. Brasil: grau de investimento? In: LACERDA, A. C. (Org.). **Crise e oportunidade: o Brasil e o cenário internacional**. São Paulo: Lazuli, 2006.
- FRIEDMAN, T. Foreign Affairs; Don't Mess With Moody's, **The New York Times**, Feb. 22, 2002.
- GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **Review of Economic Studies**, n. 60, 1993.

LACERDA, A. **Globalização e investimento estrangeiro no Brasil**. São Paulo: Saraiva, 2004.

GOLDSMITH, R. **Financial structure and development**. New Haven: Yale University Press, 1969.

NEWBY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, 1987.

MACKINNON, J.; HAUG, A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, 1999.

MATOS, P.; VASCONCELOS, J.; PENNA, C. Política creditícia no Brasil: o sertão vai virar mar? *In*: ENCONTRO ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE, 7., 2011, **Anais...** Ceará, 2011.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, 1988.

SHAW, E. W. **Financial deepening in economic development**. New York: Oxford University Press, 1973.

SCHUMPETER, J. **The theory of economic development**. Cambridge: Harvard University Press, 1911.

STOCK, J. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors. **Econometrica**, v. 55, n. 5, 1987.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

MATOS, P.; NETO, J. Modelagem estatística em alta frequência da taxa SELIC. *In*: ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE FINANÇAS, 10., 2010, **Anais...** São Paulo: FGV, 2010.