

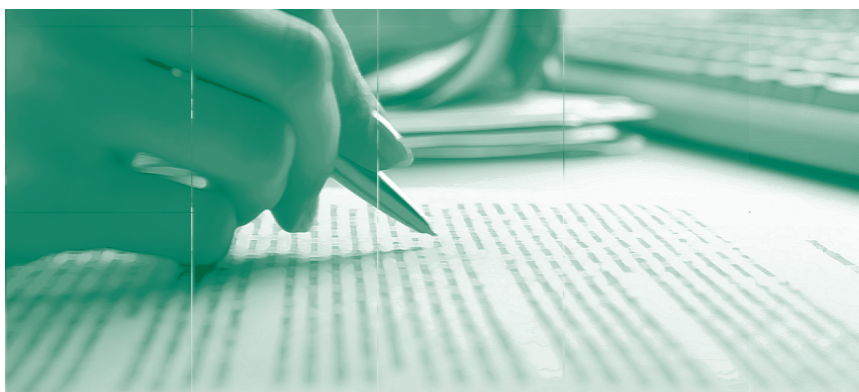
# Exposição Cambial e Assunção de Risco dos Bancos Atuantes no Brasil

---

Solange Maria Guerra, Benjamin Miranda Tabak  
e Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza

Dezembro, 2013

## Trabalhos para Discussão



# 343

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 343	dezembro	2013	p. 1-30
--------------------------	----------	--------	----------	------	---------

# *Trabalhos para Discussão*

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: [workingpaper@bcb.gov.br](mailto:workingpaper@bcb.gov.br)

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: [benjamin.tabak@bcb.gov.br](mailto:benjamin.tabak@bcb.gov.br)

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: [jane.sofia@bcb.gov.br](mailto:jane.sofia@bcb.gov.br)

Chefe do Depep: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail*: [eduardo.lima@bcb.gov.br](mailto:eduardo.lima@bcb.gov.br)

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 343.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

## **Controle Geral de Publicações**

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

*E-mail*: [editor@bcb.gov.br](mailto:editor@bcb.gov.br)

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

*The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

## **Divisão de Atendimento ao Cidadão**

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <<http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO>>

# Exposição Cambial e Assunção de Risco dos Bancos Atuantes no Brasil

Solange Maria Guerra\*  
Benjamin Miranda Tabak<sup>†‡</sup>  
Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza<sup>§</sup>

*Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.*

## Resumo

Este trabalho examina os fatores determinantes da assunção de risco e o impacto da exposição cambial e da taxa de câmbio sobre a assunção de risco dos bancos atuantes no Brasil. Os resultados obtidos sugerem que a exposição cambial impacta a assunção de risco por meio da volatilidade dos retornos e da alavancagem. Porém, a magnitude deste impacto não é significativa em termos econômicos devido principalmente ao baixo grau médio de assunção de risco dos bancos.

**Palavras-chave:** Assunção de Risco; Exposição Cambial; Z-score.

**Classificação JEL:** G21, G32, F31.

---

\*Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. Email: solange.guerra@bcb.gov.br.

†Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. Email: benjamin.tabak@bcb.gov.br.

‡Universidade Católica de Brasília. Benjamin M. Tabak agradece o apoio do CNPQ.

§Departamento de Economia, Universidade de Brasília. email: penaloza@unb.br.

# 1 Introdução

A literatura sobre estabilidade financeira tem evidenciado o crescente interesse de pesquisadores e elaboradores de políticas em três características inter-relacionadas do setor bancário: regulação, competição e assunção de risco. As análises teórica e empírica da relação entre esses três fatores teve início com o trabalho de Keeley (1990). Ele argumenta que, nas décadas de 1950 e 1960, os bancos americanos eram protegidos da competição devido às barreiras regulatórias. A desregulamentação ocorrida nos anos 1970 e 1980 desencadeou uma competição mais acirrada e, conseqüentemente, criou incentivos para os bancos agirem com menor prudência com relação à assunção de risco, aumentando o risco de falências.

A recente crise financeira global intensificou o interesse de pesquisadores na compreensão de vários fatores que afetam a assunção de risco e a probabilidade de crises financeiras. Agoraki et al. (2011) analisam como a assunção de risco dos bancos do leste e do centro europeu é afetada pelo requerimento de capital, considerando-se seus poderes de mercado. Eles concluem que este tipo de regulação tem impacto direto sobre o risco de crédito, reduzindo a inadimplência. No entanto, se o banco possuir poder de mercado o suficiente para aumentar seu risco de crédito, pode reverter esse efeito. Os resultados encontrados pelos autores vão em direção oposta aos resultados indicados pelo modelo teórico, baseado no modelo de Hellmann et al. (2000), apresentado por Repullo (2004). Ele argumenta que requerimento de capital baseado em risco, se puder ser implementado, funciona para qualquer grau de poder de mercado. No entanto, o autor ressalta que o seu modelo apresenta uma série de características especiais. Ainda sobre a relação entre regulamentação e assunção de risco, Jin et al. (2013) concluem que a regulamentação introduzida no sistema bancário americano pelo FIDIC (*Federal Deposit Insurance Corporation*) em 1991 para implementar seguro depósito e aumentar requerimento de capital, entre outras coisas, levaram os bancos que devem cumprir essa regulamentação a assumirem menos riscos no período pré-crise e a terem menos problemas de financiamento e de falências durante a crise de 2008.

Outros fatores importantes na análise da assunção de risco dos bancos são as características específicas dos mesmos. Com relação à estrutura societária, a teoria destaca a existência de um potencial conflito entre proprietários e gerentes sobre a assunção de risco do banco. A mesma regulação tem diferentes efeitos sobre a assunção de risco dependendo da estrutura de governança corporativa da instituição financeira (Laeve e Levine (2009)). Mercados menos diversificados, com menor nível de competitividade e grande proporção de bancos públicos são mais propensos a fragilidade financeira (Uhde e Heimeshoff (2009)). Focando mais especificamente no controle societário dos bancos, Mohsni e Otchere (2012) confirmam a tendência de bancos públicos serem mais propensos a assumirem riscos que bancos privados.

Além de fatores microeconômicos, é senso comum que mudanças nas condições macroeconômicas podem afetar a estabilidade do sistema financeiro. Assim, a avaliação do comportamento dos bancos quanto à assunção de risco do ponto de vista macroeconômico é crucial. Se por um lado o longo período de baixas taxas de juros na última década gerou prosperidade econômica, por outro, pesquisas mais recentes, buscando maior compreensão da crise global de 2008, encontram

evidências inequívocas de aumento dos ativos arriscados e alteração na composição dos portfólios dos bancos da área do euro por meio de posições mais arriscadas (Delis e Kouretas (2011)). Além disso, há forte influência do ciclo econômico, inflação e taxa de câmbio sobre a saúde do sistema bancário (Akhter e Daly (2009)).

Apesar da diversidade de trabalhos sobre o tema, não temos conhecimento de estudos verificando a importância da exposição cambial na assunção de risco. Ainda, a literatura empírica sobre risco da exposição cambial dos bancos tem focado mais na mensuração dessa exposição e da sensibilidade dos retornos à essa exposição, principalmente para grandes bancos (Martin (2000)) e para mercados bancários desenvolvidos (Martin e Mauer (2003) e Chamberlain et al. (1997)). Estudos para mercados emergentes são escassos, mas também focam na mensuração da exposição cambial individual dos bancos (Wong et al. (2009)).

No caso de países emergentes, em especial do Brasil, dada a magnitude da diferença de taxa de juros comparada às taxas praticadas em economias maduras, pode haver vantagens para os bancos em fazer uso de fontes de financiamentos externos. Dessa forma, os bancos poderiam tomar empréstimos em moeda estrangeira e fazer uso desse tipo de *funding* para aplicar em títulos, realizar operações de derivativos cambiais e conceder créditos. Assim, havendo diferenças entre os ativos e passivos em moeda estrangeira, os bancos estariam expostos ao risco de mudanças nas taxas de câmbio. Ainda, um momento de escassez de liquidez em moeda estrangeira poderia levar os emprestadores a se recusarem a rolar estas dívidas, obrigando os bancos devedores a pagar os empréstimos, afetando assim seus fluxos de caixa. Portanto, é relevante investigar se a assunção desse tipo de risco tem magnitude tal que ameaça a estabilidade do sistema financeiro brasileiro.

A literatura mostra que, apesar de bancos estrangeiros promoverem ganhos de eficiência, eles podem introduzir riscos ao sistema financeiro doméstico. Enquanto os efeitos de uma crise local podem ser mitigados pelos bancos estrangeiros, por outro lado, a presença destes bancos facilita a propagação de choques do país de origem ( Popov e Udell (2010) e Haas e Lelyveld (2010)). Bancos estrangeiros poderiam afetar a estabilidade financeira por ofertar crédito de maneira menos estável que os bancos domésticos (Haas e Lelyveld (2006)).

No Brasil, de acordo com Oliveira et al. (2012), os bancos estrangeiros foram responsáveis, em média, por cerca um quarto da concessão de créditos livres e por pouco mais da metade dos valores nominais dos contratos de derivativos no período de 2006 e 2011. A importância dos bancos estrangeiros no sistema bancário brasileiro e a possibilidade destes bancos afetarem a estabilidade financeira mostram a relevância de se analisar se há diferenças na relação exposição cambial e assunção de risco entre bancos domésticos e estrangeiros.

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre exposição cambial e assunção de risco dos bancos atuantes no Brasil para fins de análise de estabilidade financeira. Mais especificamente, responder às seguintes questões: a exposição cambial dos bancos afeta suas decisões de assumir riscos? Qual a magnitude do possível impacto da exposição cambial na assunção de risco? A taxa de câmbio tem algum efeito sobre o grau de assunção de risco? A estrutura societária é relevante na relação exposição cambial e assunção de risco? Quais fatores idiossincráticos e macroeconômicos

afetam o grau de assunção de risco dos bancos?

Este trabalho inova ao estudar a relação entre exposição cambial e assunção de risco. Dessa forma, contribui com esta literatura de duas formas. Primeiro, analisa se os bancos estão introduzindo mais riscos ao Sistema Financeiro Nacional por meio de suas exposições cambiais e avalia a importância econômica dessa exposição. Segundo, discute os fatores determinantes que afetam a assunção de risco dos bancos atuantes no Brasil. Os resultados obtidos sugerem que a exposição cambial gera um aumento no grau de assunção de risco tanto por meio da volatilidade dos retornos quanto pela alavancagem do banco. No entanto, o impacto desse aumento não é economicamente significativo devido ao baixo grau médio de assunção de risco dos bancos atuantes no Brasil. Há evidências de heterogeneidade na relação assunção de risco e exposição cambial no que se refere ao controle dos bancos. A exposição cambial gera aumento no grau de assunção de risco dos bancos estrangeiros e redução no grau de assunção de risco dos bancos privados domésticos. Os resultados obtidos sugerem também que adequação de capital e lucratividade impactam o grau de assunção de risco negativamente, enquanto que qualidade de ativos, eficiência e liquidez afetam o grau de assunção de risco positivamente. A taxa de câmbio não apresentou impacto direto no grau de assunção de risco.

Uma questão importante na análise de assunção de risco é a definição da medida a ser utilizada para avaliá-la. É bastante comum o uso do Z-score ((Por exemplo, Demirguç-Kunt et al. (2008), Laeve e Levine (2009), Houston et al. (2010) e Jin et al. (2013)). No entanto, alguns autores afirmam que essa medida seria mais adequada para risco de insolvência que para assunção de risco. Outra medida bastante comum é o uso de créditos em atraso. O uso desta última medida de assunção de risco se justifica quando estamos interessados principalmente em risco de crédito. Como desejamos uma medida que capture uma postura mais arriscada, independente do tipo de risco, optamos por utilizar o Z-score como medida para assunção de risco.

Na próxima seção apresentamos a metodologia e os dados utilizados para o desenvolvimento do trabalho, enquanto que na seção 3 são apresentados as análises econométricas e os resultados. A seção 4 apresenta as considerações finais.

## 2 Metodologia e dados

### 2.1 Modelo

A forma geral dos modelos de dados em painel encontrados na literatura para a análise dos determinantes assunção de risco ( $RT$ ) é dada por:

$$RT_{i,t} = f(\text{Fundamentos}_{i,t}, \text{Macro}_t, \text{Estrutura}_t), \quad (1)$$

onde os subscritos  $i$  e  $t$  denotam, respectivamente, os diferentes indivíduos e o período de tempo que estão sendo analisados.

Baseados nessa formulação geral, nós modelamos a assunção de risco dos bancos atuantes no Brasil utilizando o seguinte modelo:

$$Z_{i,t} = \alpha + \beta' Fund_{i,t} + \gamma' Macro_{t-j} + \delta' Conc_{t-j} + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

onde  $i = 1, \dots, N$ , sendo  $N$  o número de bancos, e  $t = 1, \dots, T$ ,  $j = 1, 2$  denota as defasagens das variáveis macroeconômicas e  $\epsilon_{i,t}$  denota distúrbio aleatório. O painel é não balanceado e, portanto,  $T$ , que corresponde ao total de observações por banco, varia de uma instituição para outra.

A variável dependente  $Z_{i,t}$  representa a variável Z-score, utilizada como *proxy* da assunção de risco do banco  $i$  no instante  $t$ . No lado das variáveis explicativas, controlamos para as características individuais dos bancos e para indicadores macroeconômicos, representados respectivamente pelos vetores  $Fund_{i,t}$  e  $Macro_{t-j}$ . Além disso, controlamos para a concentração de empréstimos do setor bancário por meio da variável  $Conc_{t-j}$ .

Para realizar a análise empírica proposta neste trabalho, nós construímos um painel de dados não balanceado utilizando dados contábeis trimestrais existentes na base de dados do Banco Central do Brasil, no período do primeiro trimestre de 2002 ao segundo trimestre de 2012. O painel inclui bancos e conglomerados financeiros do sistema bancário I e II, com um mínimo de 10 trimestres de observações no período em estudo.<sup>1</sup> Além do corte pelo número mínimo de observações, também foram excluídos da amostra bancos com características específicas, que não captam depósitos ou que concedem pouco empréstimo<sup>2</sup>. Assim, a amostra não contém bancos de tesouraria e de montadoras. Dessa forma, nos concentramos nas instituições financeiras com a atividade típica de banco comercial, chegando a um total de 71 bancos, representando cerca de 70% dos ativos do Sistema Financeiro Nacional tomando-se como base dados de junho de 2012. 62% dos bancos da amostra apresentam dados para todo o período analisado. Com relação ao controle, 44 são bancos domésticos, 17 estrangeiros e 10 públicos.

## 2.2 Medida de assunção de risco

A assunção de risco do sistema bancário brasileiro foi mensurada utilizando o indicador de risco comumente utilizado na literatura, o Z-score, definido como

$$Z - score = \frac{RoA + CAR}{\sigma(RoA)}, \quad (3)$$

---

<sup>1</sup>O Sistema Bancário I é composto por instituições financeiras do tipo Banco Comercial, Banco Múltiplo com Carteira Comercial ou Caixa Econômica que não integrem conglomerado e conglomerados que possua pelo menos uma instituição destes tipos. O Sistema Bancário II é composto por instituições financeiras do tipo Banco Múltiplo sem Carteira Comercial e Banco de Investimento, que não integrem conglomerado e conglomerados que possua pelo menos uma instituição destes tipos.

<sup>2</sup>Bancos cujo percentual médio de concessão de empréstimos sobre ativo no período em análise foi menor que 15% foram excluídos da amostra. Os bancos excluídos por este critério são pequenos, tendo baixa representatividade em termos do total de ativos do Sistema Financeiro Nacional. Portanto, se considerarmos limiar menor de 15% praticamente não há mudança na representatividade da amostra.



onde  $RoA$  é o retorno sobre ativos,  $CAR$  é a razão capital sobre ativos e  $\sigma(RoA)$  é o desvio-padrão do retorno sobre ativos. Essa medida pode ser interpretada como o número de desvios-padrão que o lucro teria que cair abaixo da média para esgotar o capital (patrimônio líquido) do banco, como mostrado abaixo.

Sejam  $\tilde{\pi}$  = lucro num determinado período,  $A$  = total de ativos,  $E$  = capital, então  $CAR = \frac{E}{A}$  e  $\widetilde{RoA} = \frac{\tilde{\pi}}{A}$ , onde o til denota uma variável aleatória. A performance de um banco  $i$  em relação aos outros bancos do sistema é refletida em sua distribuição de retornos  $\phi(\widetilde{RoA})_i$ . Defina *default* como uma realização de  $\tilde{\pi}$  de forma que as perdas excedem o capital do banco. A probabilidade de *default* então é:

$$p(\tilde{\pi} - E < 0) = p(\widetilde{RoA} - CAR < 0) = \int_{-\infty}^{-CAR} \phi(\widetilde{RoA}) dRoA. \quad (4)$$

Se  $\widetilde{RoA}$  for distribuído normalmente, a equação (4) pode ser escrita como

$$p(\widetilde{RoA} - CAR < 0) = \int_{-\infty}^z \mathcal{N}(0, 1) dz, z = \frac{-CAR - \rho}{\sigma}, \quad (5)$$

onde  $\rho$  e  $\sigma$  são média e desvio-padrão populacionais, respectivamente, da distribuição dos retornos, e  $z$  é o número de desvios-padrão abaixo da média que  $RoA$  terá que cair de forma a exaurir o capital do banco. Dessa forma,  $z$  é um indicador de probabilidade de *default*. Mesmo que os retornos não sejam distribuídos normalmente, pela desigualdade de Bienayme-Tchebycheff,  $z$  é o limite inferior da probabilidade de *default*, desde que  $\rho$  e  $\sigma$  existam.

Na prática, usamos estimativas amostrais do primeiro e do segundo momentos da distribuição dos retornos para calcular o Z-score como definido na equação (3), o qual é uma estimativa do valor  $-z$ , já que  $z$  é sempre negativo.

Um valor mais alto do Z-score indica maior estabilidade do banco. Como o Z-score é altamente assimétrico, seguindo a prática da literatura, usaremos o logaritmo natural do Z-score mais 1. Entretanto, para manter a simplicidade da linguagem, chamaremos  $\ln(1 + \text{Z-score})$  apenas de Z-score.

### 2.3 Variáveis explicativas

Para capturar os efeitos das características individuais dos bancos sobre a assunção de risco, utilizamos as variáveis definidas com base no sistema de *rating* CAMEL, exposição cambial, investimentos em tecnologia, tamanho e alavancagem do banco.<sup>3</sup>

<sup>3</sup>O acrônimo CAMELS baseia-se em cinco elementos usados para medir as características de uma instituição financeira: *Capital Adequacy, Asset Quality, Management Quality, Earnigs* e *Liquidity*. O sistema CAMEL é utilizado por órgão de supervisão bancária para avaliar as condições gerais das instituições financeiras e para identificar seus pontos fortes e suas potenciais vulnerabilidades financeira, operacional e gerencial. Também são usados frequentemente na literatura para controlar as relações estudadas para as características individuais dos bancos.

Como medida de adequação de capital, nós utilizamos o Índice de Basileia, calculado pelo Banco Central do Brasil com base no conceito internacional definido pelo Comitê de Basileia. O Banco Central utiliza esse índice para avaliar se uma instituição financeira possui patrimônio suficiente para cobrir os riscos existentes em suas operações ativas, passivas e registradas em contas de compensação. Atualmente, para o caso dos bancos, a legislação aplicável ao sistema financeiro brasileiro determina uma razão mínima de 11% entre o Patrimônio de Referência (PR) e o Patrimônio de Referência Exigido (PRE).<sup>4</sup> Se o Índice de Basileia é maior que 11%, então  $PR > PRE$  e, portanto, a instituição financeira está de acordo com os requerimentos de capital regulatório. Caso contrário, a instituição apresenta capital regulatório insuficiente.

Para mensurar a qualidade dos ativos dos bancos, utilizamos a razão entre créditos em atraso e total de empréstimos, excluindo as operações em atraso classificadas com nível de risco H, já que essas são integralmente contabilizadas como perdas.<sup>5</sup>

O elemento administração, o qual busca mensurar a eficiência do banco, foi definido neste trabalho como a razão entre as despesas não financeiras e o total de ativos.

Como o retorno sobre os ativos (RoA) está presente na definição da variável Z-score, usamos como medida de lucratividade a razão retorno sobre capital (RoE), utilizando o lucro líquido como *proxy* para retornos. A liquidez é mensurada por meio da razão entre ativos líquidos e total de ativos.

As novas técnicas de gerenciamento de risco e a tecnologia altamente sofisticadas empregadas pela indústria financeira nas últimas duas décadas permitiu um aumento no nível de ativos arriscados e, conseqüentemente, na lucratividade (Delis e Kouretas (2011)). Pode ocorrer que um aumento na assunção de risco seja conseqüência do uso de tecnologia e metodologias mais avançadas e não de um aumento real do apetite das instituições financeiras pelo risco. Para evitar ambigüidades nos resultados, além de efeitos fixos, controlamos para os investimentos dos bancos em tecnologia. Para isso, utilizamos a variável *tecno*, calculada como a razão entre investimentos em tecnologia e ativo total. Finalmente, em todas as estimativas controlamos para o tamanho do banco usando o logaritmo natural dos ativos totais, para controlar para possível economia de escala.

É comum na literatura o uso da alavancagem, mensurada como capital sobre ativos, como controle na análise de assunção de riscos das instituições financeiras. No entanto, por essa variável estar na definição do Z-score, não faz sentido colocá-la como variável explicativa. Assim, para controlar esse elemento utilizamos como variáveis alternativas as posições dos bancos no mercado interfinanceiro ativo e passivo divididas pelos ativos.

A variável de interesse, exposição cambial, é calculada a partir de dados contábeis, como sendo

---

<sup>4</sup>A relação entre PR e PRE são determinadas pela Resolução do Conselho Monetário Nacional (CMN) nº 3.490, de 29 de agosto de 2007, e Circular do BC nº 3.360, de 12 de setembro de 2007. O PR é composto basicamente pelo somatório do capital de nível I e do capital de nível II, com as deduções previstas na Resolução do CMN nº 3.444, de 28 de fevereiro de 2007. O PRE é o patrimônio exigido das instituições e dos conglomerados financeiros, decorrente da exposição aos riscos inerentes às atividades desenvolvidas. Atualmente, seu cálculo é definido pela Resolução do CMN 3.490, de 2007, e suas regulamentações posteriores.

<sup>5</sup>A classificação aqui considerada é de acordo com a Resolução nº 2682 de 22 de dezembro de 1999, do Banco Central do Brasil.

a exposição cambial líquida. Valores negativos indicam que o banco tem um posição vendida em moeda estrangeira maior que a posição comprada, enquanto que valores positivos indicam situação oposta. Naturalmente, ao realizar operações com moedas estrangeiras o banco está incorrendo em risco de taxa de câmbio. O Z-score vai capturar este risco e vai captar também outros riscos que estejam associados a essas operações e ao uso que o banco faz dessa fonte de financiamento.

Além do controle a nível de banco, também controlamos para o ambiente macroeconômico, usando a taxa de juros da política monetária (Selic), inflação e ciclo econômico. Como *proxy* para juros utilizamos o logaritmo natural da taxa de juros da política monetária, e para inflação, utilizamos o logaritmo natural da variação trimestral do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), índice oficial utilizado pelo Banco Central do Brasil para perseguir a meta de inflação. O ciclo econômico é mensurado pelo componente ciclo da série PIB dessazonalizada, obtido por meio do filtro Hodrick e Prescott (1980). Vale ressaltar que os ciclos obtidos são semelhantes aos estabelecidos pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getulio Vargas (FGV)<sup>6</sup>.

Em termos de estrutura do sistema bancário, incluímos a medida de concentração de empréstimos utilizando o Índice de Hirschman-Herfindahl (IHH) devido ao debate na literatura sobre a relação existente entre concentração e risco (Alle e Gale (2000) e Boyd e Nicolo (2005)).

As tabelas 1 e 2 apresentam, respectivamente, uma breve descrição das variáveis e as estatísticas descritivas.

### 3 Análise econométrica e resultados

Nesta seção investigamos se a exposição cambial dos bancos afeta seu grau de assunção do risco. A estimação empírica do modelo proposto na subseção 2.1 para analisar essa questão apresenta alguns desafios econométricos como estacionariedade, persistência do risco bancário e endogeneidade. Portanto, antes da escolha do método para estimação do modelo, vamos analisar alguns aspectos econométricos do painel.

Considerando que o período de tempo do painel de dados utilizado não é pequeno ( $T = 42$ ), a não estacionariedade das séries poderia gerar resultados não robustos. Os testes de raiz unitária para dados em painel não balanceado existentes são restritos e possuem algumas ressalvas. Assim, aplicamos mais de um teste de raiz unitária para buscar resultados mais robustos: os testes de raiz unitária do tipo Fisher proposto por Choi (2001) e o teste de Im, Pesaram e Shin (Im et al. (2003)). Os resultados indicam que os painéis são estacionários (Veja tabela 3).

Outra questão a ser tratada com relação à análise econométrica é a possível persistência da risco, isto é, devemos analisar se é mais apropriado avaliar os determinantes da assunção de risco do sistema bancário por meio de um modelo dinâmico ou estático. Num modelo dinâmico, quanto mais próximo de 1 for o coeficiente da variável dependente defasada mais lento é o eventual retorno

---

<sup>6</sup>Modelos utilizando as variáveis base monetária M2 e Transações Correntes sobre PIB apresentam qualitativamente o mesmo resultado que os modelos utilizando ciclo econômico

Tabela 1: Descrição das variáveis

Variáveis	Definição
Assunção de risco ( <i>Z-score</i> )	Logaritmo natural de $(1 +$ [média dos retornos + média do capital sobre ativos]/desvio padrão dos retornos)
Rentabilidade <sup>a</sup> ( <i>RoA</i> )	Lucro líquido sobre total de ativos
Volatil. da rentabilidade <sup>a</sup> ( $\sigma_{RoA}$ )	Desvio padrão da RoA
Volatil. da lucratividade <sup>a</sup> ( $\sigma_{RoE}$ )	Desvio padrão da RoE
Assunção de risco <sup>2</sup> ( <i>Zparc</i> )	Razão entre média dos retornos e desvio padrão dos retornos
Alavancagem <sup>a</sup> ( <i>CAR</i> )	Capital sobre ativos totais
Adequação de capital <sup>a</sup> ( <i>IB</i> )	Índice de Basileia
Qualidade do capital <sup>a</sup> ( <i>AQuality</i> )	Créditos em atraso sobre total de empréstimos
Administração (eficiência) <sup>a</sup> ( <i>Maneg</i> )	Despesas não financeiras sobre total do ativo
Lucratividade <sup>a</sup> ( <i>RoE</i> )	Lucro líquido sobre capital
Liquidez <sup>a</sup> ( <i>Liq</i> )	Ativos líquidos sobre total de ativos
Tamanho do banco <sup>a</sup> ( <i>Size</i> )	Logaritmo natural do total de ativos
Exposição cambial <sup>a</sup> ( <i>Expos</i> )	Exposição cambial sobre total de ativos
Tecnologia <sup>a</sup> ( <i>Tecno</i> )	Investimentos em tecnologia sobre total de ativos
Interbancário Ativo <sup>a</sup> ( <i>Diat</i> )	Exposição no interbancário ativo sobre total de ativos
Interbancário Passivo <sup>a</sup> ( <i>Dipas</i> )	Exposição no interbancário passivo sobre total de ativos
Inflação ( <i>IPCA</i> )	Logaritmo natural da inflação trimestral mensurada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo, calculado pelo IBGE
Juros ( <i>Selic</i> )	Logaritmo natural da meta da taxa Selic
Taxa de Câmbio ( <i>Exrate</i> )	Logaritmo natural do preço de venda de final de período da taxa de câmbio do dólar
Ciclo econômico ( <i>Ciclo</i> )	Componente ciclo do PIB dessazonalizado filtrado utilizando-se filtro HP
Concentração ( <i>Conc</i> ) <sup>a</sup>	Concentração dos empréstimos calculado por meio do Índice de Hirschman-Herfindahl
Estr	<i>Dummy</i> para bancos estrangeiros
Dom	<i>Dummy</i> para bancos privados nacionais
Pub	<i>Dummy</i> para bancos públicos

<sup>a</sup> Nas estimações são utilizadas o logaritmo natural de  $1 +$  a variável descrita, com exceção de assunção de risco<sup>2</sup>, que é utilizado o logaritmo natural do módulo do mínimo da variável  $+ a$  variável.

ao seu valor médio. De forma oposta, quanto mais próximo de 0, maior é a velocidade de ajuste. Testes comparativos entre modelos dinâmicos e estáticos não reportados neste trabalho proveem evidências a favor do modelo estático, indicando que a velocidade de ajuste no modelo de assunção de risco do sistema bancário brasileiro é alta<sup>7</sup>.

Definido que o modelo estático é o mais apropriado para a análise proposta, temos que tratar da escolha entre um modelo de efeitos fixos e um de efeitos aleatórios. O resultado do tradicional teste de Hausman sugere que a diferença entre os coeficientes dos modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios é sistemática, indicando evidências a favor do modelo de efeitos fixos<sup>8</sup>. Uma crítica ao teste de Hausman é a provável violação da hipótese necessária para sua validade de que o estimador aleatório é eficiente. Assim, realizamos também o teste Wald proposto por Wooldridge (2002) para os casos em que o estimador aleatório não seja completamente eficiente. Novamente, o teste rejeita

<sup>7</sup>O coeficiente do modelo dinâmico não é significante, implicando que o modelo estático é o mais adequado para tratar a questão

<sup>8</sup>Informações sobre o teste de Hausman podem ser encontradas em Baum (2006),p.231, Hausman (1978) e Hausman e Taylor (1981).

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Variável	Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
<b>Assunção de Risco</b>				
Z-score	4.235	1.142	0.241	10.318
RoA	0.006	0.012	-0.224	0.103
$\sigma_{RoA}$	0.005	0.009	0	0.185
$\sigma_{RoE}$	0.029	0.045	0	1.039
Zparc	4.329	0.137	-0.308	5.604
CAR	0.164	0.097	0.017	0.656
<b>Variáveis controle</b>				
IB	0.2	0.104	-0.068	1.083
Aquality	0.016	0.018	0	0.167
Maneg	0.082	0.071	-0.058	1.029
Liq	0.232	0.112	0.001	0.631
Size	7.859	2.223	3.147	13.575
Expos	0.003	0.036	-0.359	0.55
Tecno	0.005	0.007	-0.001	0.058
Dlat	0.024	0.039	0	0.387
Dlpas	0.045	0.085	0	0.648
RoE	0.032	0.076	-1.639	0.354
<b>Variáveis macroeconomicas</b>				
IPCA	0.272	0.65	-2.307	1.881
Selic	2.652	0.302	2.14	3.277
Exrate	0.801	0.235	0.445	1.36
Ciclo	0	0.016	-0.039	0.036
<b>Variável estrutura</b>				
IHH	0.11	0.016	0.096	0.136

fortemente a hipótese nula, indicando que o modelo aleatório não é apropriado.

A violação da hipótese de que o termo do erro do modelo não seja correlacionado como os regressores gera estimadores de mínimos quadrados inconsistentes. Conforme exposto abaixo, há razões teóricas para tratarmos as variáveis bancárias como endógenas.

É exigido dos bancos um maior nível de capital para ativos arriscados. Assim, a relação entre adequação de capital e alavancagem é endógena. O impacto da lucratividade sobre a assunção de risco do banco é ambígua. Por um lado, um nível alto de ativos arriscados pode ser associado a lucros maiores, especialmente em períodos de expansão econômica. Por outro lado, ativos arriscados demais podem aumentar o nível de créditos em atraso ou de liquidação duvidosa, reduzindo o lucro. Isso pode eventualmente levar o banco a reduzir os ativos arriscados no período seguinte. Dado o exposto, lucratividade e qualidade do capital são consideradas endógenas.

Tecnicamente, bancos eficientes podem ser mais capazes de gerenciar riscos. No entanto, volumes maiores de ativos arriscados também podem explicar os níveis de eficiência se estes forem responsáveis pelo nível de renda do banco. Assim, administração também deve ser tratada como variável endógena na equação a ser estimada. Raciocínio semelhante pode ser aplicado a investimentos em tecnologia, pois estes podem aumentar o resultados positivos dos bancos e também permitir um refinamento na escolha dos ativos arriscados.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária

Variáveis	IPS	Fisher
<i>Z - score</i>	-5.069***	-18.599***
<i>IB</i>	-2.713***	-7.123***
<i>Aquality</i>	-3.039***	-12.261***
<i>Maneg</i>	-3.464***	-11.586***
<i>Liq</i>	-2.352***	-4.189***
<i>Size</i>	-1.911***	-6.370***
<i>Expos</i>	-	-18.150***
<i>Tecno</i>	-	-0.957
<i>DIat</i>	-2.690***	-8.563***
<i>DIPas</i>	-	-4.187***
<i>RoE</i>	-5.006***	-18.660***
<i>RoA</i>	-5.013***	-18.385***
$\sigma_{RoE}$	-5.424***	-22.738***
$\sigma_{RoA}$	-5.348***	-22.195***
<i>Zparc</i>	-4.964***	-19.561***
<i>CAR</i>	-1.896***	-2.647***

Notas: Alguns bancos apresentam muitos valores nulos para as variáveis *Expos*, *Tecno*, *DIPas*, não possibilitando a aplicação do teste IPS por não satisfazer a hipótese de número mínimo de valores não nulos nas *cross-sections*.

Os testes de raiz unitária para a variável *Size* consideram *drift* devido a sua tendência de crescimento ao longo do tempo.

O teste do tipo Fisher apresentado na tabela usa o teste aumentado Dickey-Fuller com uma defasagem nas variáveis. Resultados qualitativamente semelhantes são obtidos com teste do tipo Fisher usando Phillips-Perron.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Dadas as razões teóricas apresentadas acima, tratamos todas as variáveis bancárias como endógenas e utilizamos o Método dos Momentos Generalizados em dois estágios (2GMM) com variável instrumental (IV) para estimar a equação 2, utilizando a proposta de Schaffer (2010). As variáveis macroeconômicas e de estrutura são tratadas como exógenas.

Econometricamente, endogeneidade implica que as variáveis bancárias são correlacionadas com  $\epsilon_{i,t}$  e choques anteriores. Portanto, para que o estimador de variável instrumental seja consistente é fundamental a existência de instrumentos válidos, ou seja, que não são correlacionados com o termo erro. Seguindo a prática comum na literatura, utilizamos as variáveis defasadas como instrumentos. Resultados das regressões de primeiro estágio indicam a necessidade de se usar até duas defasagens de algumas variáveis endógenas como instrumentos. Assim, o conjunto completo de instrumentos são as variáveis exógenas e as defasagens  $t - 1$  das variáveis endógenas e as defasagens  $t - 2$  das variáveis liquidez e interbancário ativo e passivo. A validade desses instrumentos é confirmada por meio do teste de significância individual obtido nas regressões de primeiro estágio e o teste F de significância conjunta dos instrumentos excluídos. Além disso, o teste de sobreidentificação não rejeita a hipótese de que os instrumentos utilizados são válidos, isto é, não são correlacionados com o termo erro e que os instrumentos excluídos foram corretamente excluídos.

Analizados os desafios econométricos para a escolha do método de estimação, vamos aos resultados. A tabela 4 apresenta os resultados dos estimadores 2GMM-IV da regressão 2 com a variável

dependente sendo o Z-score <sup>9</sup>. São quatro modelos estimados: o primeiro e o terceiro modelos são completos, com todas as variáveis de controle, macroeconômicas e de estrutura. A diferença entre os dois é que no terceiro modelo são introduzidas *dummies* de tempo. O segundo e o quarto modelos correspondem às estimativas do primeiro e do terceiro modelos excluindo-se as variáveis que não são estatisticamente significantes. Como podemos observar pela estatística do teste de Hansen, os modelos estão bem especificados, já que não rejeitamos a hipótese nula de instrumento válidos. Além disso, a significância conjunta dos regressores endógenos é confirmada pelo teste de Stock-Wright (Semelhante à estatística S de Stock e Wright (2000)).

Controlando para características dos bancos e aspectos macroeconômicos, um aumento na exposição cambial gera uma redução no Z-score, significando um aumento no grau de assunção de risco das instituições financeiras. A partir do modelo (3) apresentado na tabela 4, podemos observar que um aumento de um desvio padrão na exposição cambial (aumento de 0,036, conforme apresentado na tabela 2 ) vai gerar uma redução de 0,083 (-2,3 x 0,036) desvio padrão no valor do Z-score. Dada o nível médio alto do Z-Score, esta redução não indica um aumento do grau de assunção de risco economicamente significativo. Para que o grau médio de assunção de risco atingisse um nível abaixo de 3, representando, de acordo com a construção do Z-score, uma probabilidade média de falência de um banco em torno de 0,1%, seria necessário efeito da exposição cambial sobre o grau de assunção de risco em torno de 25% para que o mesmo tivesse significância econômica. Além disso, os resultados sugerem que movimentos da taxa de câmbio não influenciam a decisão dos bancos em assumir riscos.

Os coeficientes das variáveis de controle oferecem alguns resultados interessantes. Com relação ao ambiente macroeconômico, parece que as condições macroeconômicas de dois períodos atrás é que vão ter maior influência na assunção de risco no período atual.

De acordo com os resultados dos modelos (1) e (2) da tabela 4, em períodos de expansão, os bancos aumentariam o grau de assunção de risco. Em estudo sobre a relação ente condições macroeconômicas e solidez dos bancos com painel de mais de 50 países, Akhter e Daly (2009) afirmam que em períodos de expansão os bancos não aumentam capital como medida de precaução e obtêm lucros maiores. Em períodos de recessão os bancos se tornam mais cautelosos retendo ou aumentando capital. Assim, uma redução do Z-score em ciclos expansionistas poderia ocorrer devido a um aumento na volatilidade dos retornos do ativo ou a uma redução na razão capital sobre ativo. Conforme veremos mais a frente, na tabela 5, no caso dos bancos atuantes no Brasil não é possível identificar qual dessas variáveis leva a um aumento do grau de assunção de risco em períodos de expansão.

A teoria sugere que ambientes com taxas de juros baixas, *ceteris paribus*, leva à redução das margens de lucro e da assimetria de informação (Keeley (1990) e Dell’Ariccia e Marquez (2006)). Conseqüentemente, bancos afrouxam seus padrões para concessão de empréstimos, elevando a proporção de ativos arriscados em seus portfólios e aumentando o risco de falências (Rajan (2006)). Análise empírica para bancos europeus feita por Delis e Kouretas (2011) mostra evidências de que

---

<sup>9</sup>Os resultados utilizando uma *dummy* para a crise de 2008 indicam que não houve alteração na assunção de risco dos bancos devido à referida crise

baixas taxas de juros levam os bancos a aumentarem seus ativos arriscados, mesmo os bancos com altos níveis de capitalização. Estes resultados estão em linha com Borio e Zhu (2008), que cunham o termo "canal de transmissão de política monetária via assunção de risco". Embora os resultados indiquem que a taxa de juros *Selic* impacta na assunção de risco, esse efeito é anulado de um período para outro visto que o teste F indica que a soma dos coeficientes dos *lags* dessa variável é estatisticamente igual a zero (pvalor do teste F é igual a 0,972). Uma possível explicação para não confirmação empírica da teoria relacionando juros e assunção de risco é o patamar alto das taxas de juros praticadas no Brasil em relação às economias maduras. Dos 42 trimestres do período em análise, apenas em 5 temos taxa de juros de apenas um dígito. Ainda, esses períodos são no final de 2009 e início de 2010 e em 2012. Portanto, embora a taxa de juros de política monetária esteja em seu nível histórico mais baixo no período em análise, talvez o período de taxas de juros baixas para o padrão brasileiro não seja longo o suficiente para que possamos captar alguma possível mudança de estratégia dos bancos em termos de assunção de risco.

A literatura sugere que o efeito da inflação sobre a rentabilidade e sobre o capital é ambíguo. Por um lado, um ambiente inflacionário pode proporcionar maior margem de juros e portanto maior rentabilidade. Por outro lado, pode gerar mais custos de transação, necessidade de aumento no número de agências e filiais. Portanto, se as receitas geradas por uma inflação mais alta são maiores em comparação com as despesas geradas, então o banco teria maior rentabilidade e, conseqüentemente, maior Z-score. Caso contrário, inflação levará a maior grau de assunção de risco. Os modelos (1) e (2) sugerem que para os bancos atuantes no Brasil as receitas compensam as despesa, reduzindo o grau de assunção de risco (aumentando o Z-score). No entanto, nos modelos (3) e (4), com *dummies* de tempo esse resultado se inverte.

Com relação à concentração, os resultados sugerem que bancos com maior participação no mercado de empréstimos assumem uma posição mais conservadora com relação à assunção de risco. A hipótese nula do teste F de que a soma dos *lags* da variável concentração é igual a zero é rejeitada com nível de significância igual a 0,052.

Em relação às variáveis de controle com características dos bancos, podemos observar que um nível de capital regulamentar maior leva a uma redução do grau de assunção de risco. Esse resultado esta em linha com o resultado encontrado por Demirgüç-Kunt e Detragiache (2010) quando controlando por características dos bancos e por ambiente macroeconômico. Um aumento nos atrasos dos empréstimos, capturado pela variável *Aquality*, vai provocar uma maior propensão ao risco. Esse resultado é intuitivo já que um aumento no montante de créditos em atraso pode provocar uma queda na rentabilidade. O mesmo se pode dizer das variáveis administração (*Maneg*) e Liquidez, já que um aumento nas despesas não financeiras ou um aumento na liquidez pode provocar uma redução na rentabilidade, provocando assim um decréscimo no Z-score. Tamanho do banco é positivo é significativo, confirmando a teoria de que bancos maiores são mais avessos ao risco (Delis e Kouretas (2011)). Com relação às variáveis para controle da alavancagem por meio do mercado interbancário, somente *dipas* é estatisticamente significativa e positiva. Portanto, os bancos não estão agregando mais risco ao sistema por tomarem empréstimos no mercado interbancário.



Além do Z-score, avaliamos o efeito da exposição cambial sobre os componentes do Z-score: rentabilidade ( $RoA$ ), a volatilidade dos retornos ( $\sigma_{RoA}$ ), a razão capital sobre ativos ( $CAR$ ) e também sobre a razão  $\frac{RoA}{\sigma_{RoA}}$ . Com essas análises queremos identificar qual a principal determinante da relação negativa entre exposição cambial e o Z-score.

Como podemos observar na tabela 5, os resultados destas regressões sugerem relação positiva e significativa entre exposição cambial e volatilidade dos retornos e com capital sobre ativos. Portanto, os resultados sugerem que a exposição cambial reduz o Z-score por meio de um aumento da volatilidade dos retornos. É interessante notar que, embora a taxa de câmbio não tenha uma relação estatisticamente significativa com Z-score, uma depreciação da moeda nacional gera redução nos retornos e na volatilidade dos retornos. Entretanto, conjuntamente esse efeito é nulo, já que na regressão (4) apresentada na tabela 5 o coeficiente da taxa de câmbio não é estatisticamente significativo. As variáveis liquidez e administração possuem relações positivas com as componentes do Z-score, sugerindo que a redução no Z-score devido a um aumento de liquidez ou de eficiência se deve à volatilidade dos retornos. Resultados semelhantes são obtidos quando incluídas *dummies* de tempo (Tabela 6).

Voltando a explorar a relação entre exposição cambial e grau de assunção de risco, a tabela 6 mostra os resultados de interações com exposição cambial. Na regressão (1), temos a interação entre exposição cambial e taxa de câmbio. Os resultados indicam que exposição cambial tem um efeito direto reduzindo o Z-score, mas este efeito direto é contrabalanceado na medida em que a taxa de câmbio aumenta ( $-14,384 + 13,167 \times \text{câmbio}$ ). Ou seja, uma desvalorização da moeda nacional suficientemente forte pode reverter o efeito da exposição cambial sobre o grau de assunção de risco. Nas regressões (2), (3) e (4), interagimos exposição cambial com *dummies* de controle societário estrangeiro, privado doméstico e público, respectivamente. Os resultados sugerem que os bancos estrangeiros induzem, por meio da exposição cambial, um aumento do grau de assunção de risco no sistema bancário. Por outro lado, a exposição cambial nos bancos domésticos promove um sistema financeiro com grau menor de assunção de risco. Portanto, uma valorização da moeda nacional e/ou um aumento significativo na participação dos bancos estrangeiros no Sistema Financeiro Nacional pode aumentar o risco de instabilidade financeira. No entanto, há de se ressaltar alguns aspectos não foram analisados, como o impacto que potenciais perdas associadas a esse aumento no grau de assunção de risco teria sobre o capital do banco. Vale ressaltar também o *trade-off* entre eficiência e estabilidade gerado pela participação de bancos estrangeiros.

## 4 Considerações finais

Neste trabalho, investigamos os efeitos da exposição cambial sobre o grau de assunção de risco dos bancos atuantes no Brasil. Esta análise é de suma importância da perspectiva de políticas públicas devido ao fato que o grau de assunção de risco dos bancos pode gerar fragilidade financeira, impactando no crescimento econômico com perda de bem estar social.

Os resultados sugerem que, quando controlado para fatores idiossincráticos e macroeconômicos,

a exposição cambial afeta positivamente o grau de assunção de risco. Porém, a magnitude deste impacto não é significativa em termos econômicos devido principalmente ao baixo grau médio de assunção de risco dos bancos. Se por um lado esse resultado se mostra não significativo economicamente, por outro, revela a necessidade de um acompanhamento do mesmo no caso de uma valorização da moeda nacional, já que isso pode potencializar o aumento de ativos arriscados. Além disso, há assimetria desses efeitos com relação ao controle dos bancos. Bancos estrangeiros introduzem mais risco no sistema via exposição cambial, enquanto que os resultados sugerem que os bancos privados domésticos possuem uma estratégia de assunção de risco em moeda estrangeira mais conservadora. Como ressaltado anteriormente, alguns aspectos não foram analisados, como o impacto das potenciais perdas sobre o capital do banco e o *trade-off* entre eficiência e estabilidade gerado pela participação de bancos estrangeiros.

## Referências

- AGORAKI, M.-E.; DELIS, M.; PASIOURAS, F. Regulations, competition and bank risk-taking in transition countries. *Journal of Financial Stability*, p. 38, 2011.
- AKHTER, S.; DALY, K. Bank health in varying macroeconomic conditions: A panel study. *International Review of Financial Analysis*, v. 18, p. 285–293, 2009.
- ALLE, F.; GALE, D. Financial contagion. *Journal of Political Economy*, p. 1, 2000.
- BAUM, C. *An introduction to modern econometrics using stata*. Texas: Stata Press, 2006.
- BORIO, C.; ZHU, H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmissions mechanism? *Bank for International Settlements Working Paper*, v. 268, 2008.
- BOYD, J.; NICOLO, G. The theory of bank risk taking and competition revisited. *Journal of Finance*, p. 1329, 2005.
- CHAMBERLAIN, S.; HOWE, J. S.; POPPER, H. The exchange rate exposure of us and japanese banking institutions. *Journal of Banking and Finance*, p. 871, 1997.
- CHOI, I. Unit root for panels. *Journal of International Money and Finance*, p. 249, 2001.
- DELIS, D. M.; KOURETAS, G. P. Interest rates and bank risk-taking. *Journal of Banking and Finance*, v. 35, p. 840–855, 2011.
- DELL'ARICCIA, G.; MARQUEZ, R. Lending booms and lending standards. *Journal of Finance*, p. 2511, 2006.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; DETRAGIACHE, E. Basel core principles and bank soundness: Does compliance matter? *Journal of Financial Stability*, v. 7, p. 179, 2010.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; DETRAGIACHE, E.; TRESSEL, T. Banking on the principles: Compliance with basel core principles and bank soundness. *Journal of Financial Intermediation*, v. 17, p. 511–542, 2008.
- HAAS, R.; LELYVELD, I. v. Foreign banks and credit stability in central and eastern europe: A panel dat analysis. *Journal of Banking and Finance*, v. 30, p. 1927, 2006.
- \_\_\_\_\_. Internal capital markets and lending by multinational bank subsidiaries. *Journal of Financial Intermediation*, v. 19, p. 1, 2010.
- HAUSMAN, J. Specification testes in econometrics. *Econometrica*, p. 1251, 1978.
- HAUSMAN, J.; TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, p. 1377, 1981.
- HELLMANN, T.; MURDOCK, K.; STIGLITZ, J. Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough? *American Economic Review*, p. 147, 2000.

- HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Post-war u.s. business cycles: an empirical investigation. *Mimeo (Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA)- Publicado também em 1997 no Journal of Money, Credit and Banking 29, 1-16*, 1980.
- HOUSTON, J. F.; LIN, C.; LIN, P.; MA, Y. Credito rights, information sharing, and bank risk-taking. *Journal of Financial Economics*, v. 96, p. 485–512, 2010.
- IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, p. 1, 2003.
- JIN, J. Y.; KANAGARETNAM, K.; LOBO, G. J.; MATHIEU, R. Impact of fdicia internal controls on bank risk taking. *Journal of Banking and Finance*, p. 614, 2013.
- KEELEY, M. Deposit insurance, risk, and market power in banking. *American Economic Review*, v. 80, p. 1183–1200, 1990.
- LAEVE, L.; LEVINE, R. Bank governance, regulation and risk-taking. *Journal of Banking and Finance*, p. 259, 2009.
- MARTIN, A. D. Exchange rate exposure of the key financial institutions in the foreign exchange market. *International Review of Economics and Finance*, p. 267, 2000.
- MARTIN, A. D.; MAUER, I. J. Exchange rate exposure of us banks: a cash flow-based methodoly. *Journal of Banking and Finance*, p. 851, 2003.
- MOHSNI, S.; OTCHERE, I. Bank risk-takin behavior following privatization. *Manuscrito*, 2012.
- OLIVEIRA, R. d. F.; SCHIOZER, R.; LEÃO, S. Atuação de bancos estrangeiros no brasil: mercado de crédito e derivativo de 2005 a 2011. *Trabalhos para discussão do Banco Central do Brasil*, v. 298, 2012.
- POPOV, A.; UDELL, G. Cross-border banking and the international transmission of financial distress during the crisis of 2007-2008. *Working Paper Series do Banco Central Europeu*, v. 1203, 2010.
- RAJAN, R. Has finance made the world riskier? *European Financial Management*, p. 499, 2006.
- REPULLO, R. Capital requirements, market power, and risk-taking in banking. *Journal of Financial Intermediation*, p. 156, 2004.
- SCHAFFER, C. xtivreg2: Stata module to perform extended iv/2sls, gmm and ac/hac, liml and k-class regression for panel data models. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456501.html>, 2010.
- STOCK, J.; WRIGHT, J. Gmm with weak instruments. *Econometrica*, p. 1055, 2000.
- UHDE, A.; HEIMESHOFF, U. Consolidation in banking and financial stability in europe: Empirical evidence. *Journal of Banking and Finance*, p. 1299, 2009.

WONG, T.-C.; WONG, J.; LEUNG, P. The exchange rate exposure of us and japanese banking institutions. *Journal of Banking and Finance*, p. 174, 2009.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

Tabela 4: Estimações para Assunção de Risco

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
$IB_t$	3.411*** (0.653)	3.380*** (0.667)	3.249*** (0.573)	3.259*** (0.577)
$Aquality_t$	-6.011* (3.383)	-6.383* (3.371)	-5.978** (3.021)	-6.085** (2.998)
$Maneg_t$	-4.413*** (0.905)	-4.537*** (0.927)	-4.229*** (0.839)	-4.283*** (0.855)
$Liq_t$	-1.783*** (0.470)	-1.649*** (0.447)	-1.638*** (0.426)	-1.569*** (0.407)
$Size_t$	0.210** (0.085)	0.206*** (0.073)	0.143* (0.079)	0.136* (0.077)
$Expos_t$	-2.216** (1.012)	-2.174** (1.031)	-2.307*** (0.875)	-2.300*** (0.883)
$Tecno_t$	15.598* (8.009)	14.821* (7.699)	13.315* (7.329)	12.735* (7.182)
$DIat_t$	1.143 (1.263)		0.761 (1.120)	
$DIPas_t$	0.823 (0.575)		0.994* (0.531)	0.959* (0.531)
$RoE_t$	6.613*** (2.530)	7.491*** (2.757)	5.363*** (2.040)	5.635*** (2.149)
$IPCA_{t-1}$	-0.036 (0.056)			
$IPCA_{t-2}$	0.083* (0.045)	0.099** (0.041)		
$Selic_{t-1}$	0.723* (0.370)	0.963*** (0.298)		
$Selic_{t-2}$	-0.716* (0.372)	-1.034*** (0.280)		
$Exrate_{t-1}$	-0.125 (0.314)			
$Exrate_{t-2}$	0.382 (0.377)			
$Ciclo_{t-1}$	4.723 (3.789)			
$Ciclo_{t-2}$	-5.389* (3.196)	-4.568** (2.309)		
$Conc_{t-1}$	20.972** (8.534)	16.147** (6.343)		
$Conc_{t-2}$	-14.515* (7.825)	-12.766* (6.778)		
Obsevações	2,494	2,494	2,494	2,494
Número de bancos	71	71	71	71
Kleibergen-Paap (subidentificação)	0.002	0.004	0.001	0.008
Kleibergen-Paap (identificação fraca)	1.152	0.655	1.131	0.554
Teste de Hansen (pvalor)	0.725	0.796	0.882	0.804
Stock-Wright (pvalor)	0.000	0.000	0.000	0.000

A tabela apresenta os resultados de quatro modelos para o Z-score: o modelo (1) com todas as variáveis explicativas do modelo geral; o modelo (2) retirando as variáveis que não são estatisticamente significativas no modelo (1); o modelo (3) apresenta *dummies* de tempo, enquanto que o modelo (4) considera somente as variáveis explicativas estatisticamente significantes do modelo (3). As estimações são obtidas com estimador Método dos Momentos Generalizados em dois estágios com variável instrumental (2GMM-IV). As variáveis bancárias são consideradas endógenas enquanto que as macroeconômicas são exógenas. O *lag 1* das variáveis endógenas e o *lag 2* das variáveis liquidez e *Diat* e *Dipas* são utilizados como instrumentos, assim como as macroeconômicas.

Erros-padrão robustos em parênteses; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabela 5: Decomposição do Z-Score

Variáveis	(1) RoA	(2) $\sigma_{RoA}$	(3) CAR	(4) $RoA/\sigma_{RoA}$
$IB_t$	-0.004 (0.006)	0.002 (0.006)	0.382*** (0.029)	0.155*** (0.049)
$Aquality_t$	-0.058 (0.040)	0.035 (0.027)	0.066 (0.118)	-0.311 (0.237)
$Maneg_t$	0.022*** (0.006)	0.029*** (0.007)	0.041 (0.039)	-0.175*** (0.047)
$Liq_t$	0.012*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.056*** (0.019)	-0.065* (0.035)
$Size_t$	-0.002*** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.017*** (0.003)	0.008 (0.007)
$Expos_t$	-0.014 (0.023)	0.031** (0.016)	0.186** (0.074)	0.003 (0.052)
$Tecno_t$	-0.289*** (0.061)	0.046 (0.064)	1.014*** (0.244)	-0.350 (0.772)
$Diat_t$	-0.031*** (0.010)	0.002 (0.011)	-0.002 (0.041)	0.028 (0.086)
$Dipas_t$	-0.008** (0.003)	0.002 (0.004)	0.127*** (0.017)	0.009 (0.074)
$RoE_t$	0.082*** (0.020)	-0.007 (0.014)	0.085 (0.090)	0.535*** (0.164)
$IPCA_{t-1}$	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003 (0.004)
$IPCA_{t-2}$	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.002 (0.001)	0.008* (0.004)
$Selic_{t-1}$	0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.008 (0.012)	0.074** (0.033)
$Selic_{t-2}$	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.012)	-0.043 (0.035)
$Exrate_{t-1}$	-0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.000 (0.010)	0.004 (0.025)
$Exrate_{t-2}$	-0.005* (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.008 (0.011)	-0.046 (0.034)
$Ciclo_{t-1}$	-0.035 (0.027)	-0.022 (0.025)	0.018 (0.113)	0.094 (0.313)
$Ciclo_{t-2}$	0.001 (0.020)	0.024 (0.022)	0.109 (0.091)	-0.570* (0.321)
$Conc_{t-1}$	-0.118** (0.058)	-0.125** (0.058)	0.360 (0.256)	0.169 (0.663)
$Conc_{t-2}$	0.103** (0.052)	0.135*** (0.052)	-0.012 (0.233)	0.155 (0.623)
Observações	2,494	2,494	2,494	2,494
Número de bancos	71	71	71	71
Kleibergen-Paap (subidentificação)	0.002	0.002	0.002	0.002
Kleibergen-Paap (identificação fraca)	1.152	1.152	1.152	1.152
Teste de Hansen (pvalor)	0.496	0.830	0.134	0.280
Stock-Wright (pvalor)	0.000	0.000	0.000	0.000

A tabela apresenta os resultados de quatro modelos para componentes do Z-score. No modelo (1) a variável dependente é o retorno sobre ativos (RoA); no modelo (2), a variável dependente é a volatilidade do retorno sobre ativos ( $\sigma_{RoA}$ ); no modelo (3) a variável dependente é razão capital sobre ativos (CAR); e, no modelo (4) a variável dependente é a razão  $\frac{RoA}{\sigma_{RoA}}$ . As estimações são obtidas com estimador Método dos Momentos Generalizados em dois estágios com variável instrumental (2GMM-IV). As variáveis bancárias são consideradas endógenas enquanto que as macroeconômicas são exógenas. O *lag* 1 das variáveis endógenas e o *lag* 2 das variáveis liquidez e *Diat* e *Dipas* são utilizados como instrumentos, assim como as variáveis macroeconômicas.

Erros-padrão robustos em parênteses; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabela 6: Decomposição do Z-Score com *dummy* de tempo

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
	RoA	$\sigma_{RoA}$	CAR	$RoA/\sigma_{RoA}$
$IB_t$	-0.004 (0.006)	0.003 (0.006)	0.384*** (0.029)	0.150*** (0.049)
$Aquality_t$	-0.059 (0.040)	0.037 (0.026)	0.055 (0.117)	-0.293 (0.239)
$Maneg_t$	0.020*** (0.006)	0.030*** (0.007)	0.035 (0.039)	-0.165*** (0.050)
$Liq_t$	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.003)	0.055*** (0.019)	-0.062* (0.035)
$Size_t$	-0.002*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.018*** (0.003)	0.004 (0.007)
$Expos_t$	-0.014 (0.023)	0.032** (0.015)	0.185** (0.076)	0.020 (0.050)
$Tecno_t$	-0.268*** (0.059)	0.065 (0.064)	1.011*** (0.240)	-0.522 (0.768)
$Diat_t$	-0.028*** (0.010)	0.008 (0.011)	-0.003 (0.040)	0.014 (0.086)
$Dipas_t$	-0.008** (0.003)	0.002 (0.004)	0.129*** (0.017)	0.005 (0.075)
$RoE_t$	0.084*** (0.019)	-0.001 (0.013)	0.074 (0.088)	0.460*** (0.150)
Observações	2,494	2,494	2,494	2,494
Número de bancos	71	71	71	71
Kleibergen-Paap (subidentificação)	0.001	0.001	0.001	0.001
Kleibergen-Paap (identificação fraca)	1.131	1.131	1.131	1.131
Teste de Hansen (pvalor)	0.709	0.782	0.098	0.219
Stock-Wright (pvalor)	0.000	0.000	0.000	0.000

A tabela apresenta os resultados de quatro modelos para componentes do Z-score com *dummies* de tempo. No modelo (1) a variável dependente é o retorno sobre ativos (RoA); no modelo (2), a variável dependente é a volatilidade do retorno sobre ativos ( $\sigma_{RoA}$ ); no modelo (3) a variável dependente é a razão capital sobre ativos (CAR); e, no modelo (4) a variável dependente é a razão  $\frac{RoA}{\sigma_{RoA}}$ . As estimações são obtidas com estimador Método dos Momentos Generalizados em dois estágios com variável instrumental (2GMM-IV). As variáveis bancárias são consideradas endógenas enquanto que as *dummies* e as macroeconômicas são exógenas. O *lag 1* das variáveis endógenas e o *lag 2* das variáveis liquidez e *Diat* e *Dipas* são utilizados como instrumentos, assim como as variáveis macroeconômicas. Erros-padrão robustos em parênteses; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



Tabela 6: Explorando exposição cambial (*continua na próxima página*)

Variáveis	(1) <i>Expos</i> × <i>Exrate</i>	(2) <i>Expos</i> × <i>Estr</i>	(3) <i>Expos</i> × <i>Dom</i>	(4) <i>Expos</i> × <i>Pub</i>
<i>IB<sub>t</sub></i>	3.694*** (0.714)	3.600*** (0.665)	3.596*** (0.664)	3.404*** (0.653)
<i>Aquality<sub>t</sub></i>	-6.503** (3.308)	-6.102* (3.338)	-6.096* (3.336)	-6.034* (3.391)
<i>Maneg<sub>t</sub></i>	-4.565*** (0.930)	-4.585*** (0.920)	-4.585*** (0.920)	-4.393*** (0.904)
<i>Liq<sub>t</sub></i>	-1.845*** (0.476)	-1.957*** (0.474)	-1.951*** (0.473)	-1.785*** (0.471)
<i>Size<sub>t</sub></i>	0.187** (0.083)	0.226*** (0.085)	0.227*** (0.085)	0.207** (0.085)
<i>Expos<sub>t</sub></i>	-14.384** (7.251)	4.109 (3.376)	-2.817*** (1.081)	-2.212** (1.013)
<i>Expos<sub>t</sub> × Exrate<sub>t</sub></i>	13.167* (7.690)			
<i>Tecno<sub>t</sub></i>	13.528* (7.853)	17.065** (8.005)	17.154** (8.007)	15.025* (7.999)
<i>Dlat<sub>t</sub></i>	0.948 (1.243)	1.275 (1.259)	1.272 (1.259)	1.135 (1.264)
<i>Dipas<sub>t</sub></i>	0.878 (0.564)	0.798 (0.574)	0.802 (0.574)	0.810 (0.576)
<i>RoE<sub>t</sub></i>	6.387*** (2.445)	6.484*** (2.514)	6.483** (2.515)	6.615*** (2.535)

A tabela apresenta os resultados de quatro modelos com iterações e entre as variáveis exposição cambial (*Expos*), taxa de câmbio (*Exrate*) e *dummies* para bancos estrangeiros (*Estr*), privados domésticos (*Dom*) e públicos (*Pub*). O modelo (1) apresenta a interação entre exposição cambial e taxa de câmbio; o modelo (2) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos estrangeiros; o modelo (3) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos privados domésticos; o modelo (4) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos públicos. As estimações são obtidas com estimador Método dos Momentos Generalizados em dois estágios com variável instrumental (2GMM-IV). As variáveis bancárias são consideradas endógenas enquanto que as *dummies* e as macroeconômicas são exógenas. O *lag* 1 das variáveis endógenas e o *lag* 2 das variáveis liquidez e *Dlat* e *Dipas* são utilizados como instrumentos, assim como as variáveis macroeconômicas. Erros-padrão robustos em parênteses; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabela 6: Explorando exposição cambial (*continuação*)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Expos</i> × <i>Exrate</i>	<i>Expos</i> × <i>Estr</i>	<i>Expos</i> × <i>Dom</i>	<i>Expos</i> × <i>Pub</i>
<i>IPCA</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.034 (0.055)	-0.038 (0.055)	-0.038 (0.055)	-0.035 (0.056)
<i>IPCA</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	0.086* (0.045)	0.086* (0.045)	0.086* (0.045)	0.083* (0.045)
<i>Selic</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.725** (0.369)	0.742** (0.369)	0.743** (0.369)	0.715* (0.371)
<i>Selic</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	-0.725* (0.370)	-0.775** (0.373)	-0.775** (0.373)	-0.712* (0.371)
<i>Exrate</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.201 (0.312)	-0.108 (0.314)	-0.104 (0.314)	-0.147 (0.315)
<i>Exrate</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	0.398 (0.378)	0.367 (0.376)	0.364 (0.377)	0.397 (0.378)
<i>Ciclo</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	4.440 (3.765)	4.518 (3.776)	4.533 (3.776)	4.678 (3.791)
<i>Ciclo</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	-5.199 (3.179)	-5.654* (3.185)	-5.658* (3.185)	-5.344* (3.202)
<i>Conc</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	21.424** (8.555)	21.934*** (8.450)	21.860*** (8.449)	21.169** (8.551)
<i>Conc</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	-14.952* (7.831)	-15.862** (7.775)	-15.793** (7.775)	-14.655* (7.830)
<i>Expos</i> <sub><i>t</i></sub> × <i>Estr</i> <sub><i>t</i></sub>		-6.942* (3.572)		
<i>Expos</i> <sub><i>t</i></sub> × <i>Dom</i> <sub><i>t</i></sub>			6.758* (3.582)	
<i>Expos</i> <sub><i>t</i></sub> × <i>Pub</i> <sub><i>t</i></sub>				29.244 (39.484)
Observações	2,494	2,494	2,494	2,494
Número de bancos	71	71	71	71
Kleibergen-Paap(subidentificação)	0.003	0.001	0.001	0.002
Kleibergen-Paap(identificação fraca)	0.946	1.107	1.111	1.081
Teste de Hansen (pvalor)	0.700	0.777	0.777	0.718
Stock-Wright (pvalor)	0.000	0.000	0.000	0.000

A tabela apresenta os resultados de quatro modelos com iterações e entre as variáveis exposição cambial (*Expos*), taxa de câmbio (*Exrate*) e *dummies* para bancos estrangeiros (*Estr*), privados domésticos (*Dom*) e públicos (*Pub*). O modelo (1) apresenta a interação entre exposição cambial e taxa de câmbio; o modelo (2) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos estrangeiros; o modelo (3) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos privados domésticos; o modelo (4) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos públicos. As estimações são obtidas com estimador Método dos Momentos Generalizados em dois estágios com variável instrumental (2GMM-IV). As variáveis bancárias são consideradas endógenas enquanto que as *dummies* e as macroeconômicas são exógenas. O *lag* 1 das variáveis endógenas e o *lag* 2 das variáveis liquidez e *Diat* e *Dipas* são utilizados como instrumentos, assim como as variáveis macroeconômicas.

Erros-padrão robustos em parênteses; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabela 7: Explorando exposição cambial com *dummies* de tempo

Variáveis	(1) <i>Expos</i> × <i>Exrate</i>	(2) <i>Expos<sub>t</sub></i> × <i>Estr</i>	(3) <i>Expos</i> × <i>Dom</i>	(4) <i>Expos</i> × <i>Pub</i>
<i>IB<sub>t</sub></i>	3.475*** (0.616)	3.427*** (0.585)	3.425*** (0.584)	3.243*** (0.572)
<i>Aquality<sub>t</sub></i>	-6.459** (2.972)	-6.090** (2.985)	-6.084** (2.983)	-5.992** (3.027)
<i>Maneg<sub>t</sub></i>	-4.368*** (0.859)	-4.409*** (0.854)	-4.408*** (0.854)	-4.220*** (0.839)
<i>Liq<sub>t</sub></i>	-1.673*** (0.429)	-1.809*** (0.432)	-1.804*** (0.432)	-1.641*** (0.427)
<i>Size<sub>t</sub></i>	0.114 (0.078)	0.158** (0.079)	0.159** (0.079)	0.140* (0.079)
<i>Expos<sub>t</sub></i>	-13.229** (6.274)	4.306 (3.093)	-2.957*** (0.906)	-2.302*** (0.875)
<i>Expos<sub>t</sub></i> × <i>Exrate<sub>t</sub></i>	11.800* (6.735)			
<i>Tecno<sub>t</sub></i>	11.400 (7.288)	14.799** (7.341)	14.911** (7.345)	12.822* (7.353)
<i>DIat<sub>t</sub></i>	0.557 (1.108)	0.889 (1.119)	0.889 (1.118)	0.750 (1.120)
<i>DIPas<sub>t</sub></i>	1.051** (0.520)	0.968* (0.531)	0.972* (0.531)	0.981* (0.532)
<i>RoE<sub>t</sub></i>	5.140*** (1.970)	5.225*** (2.026)	5.223** (2.027)	5.368*** (2.042)
<i>Expos<sub>t</sub></i> × <i>Estr<sub>t</sub></i>		-7.276** (3.219)		
<i>Expos<sub>t</sub></i> × <i>Dom<sub>t</sub></i>			7.127** (3.226)	
<i>Expos<sub>t</sub></i> × <i>Pub<sub>t</sub></i>				24.439 (37.670)
Observações	2,494	2,494	2,494	2,494
Número de bancos	71	71	71	71
Kleibergen-Paap(subidentificação)	0.002	0.001	0.001	0.001
Kleibergen-Paap(identificação fraca)	0.945	1.076	1.081	1.064
Teste de Hansen (pvalor)	0.840	0.915	0.916	0.876
Stock-Wright (pvalor)	0.000	0.000	0.000	0.000

A tabela apresenta os resultados de quatro modelos com iterações e entre as variáveis exposição cambial (*Expos*), taxa de câmbio (*Exrate*) e *dummies* para bancos estrangeiros (*Estr*), privados domésticos (*Dom*) e públicos (*Pub*), considerando *dummies* de tempo. As variáveis explicativas que não aparecem nos resultados foram eliminadas durante o processo de estimação devido à colinearidade. O modelo (1) apresenta a interação entre exposição cambial e taxa de câmbio; o modelo (2) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos estrangeiros; o modelo (3) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos privados domésticos; o modelo (4) apresenta interação entre exposição cambial e *dummy* para bancos públicos. As estimações são obtidas com estimador Método dos Momentos Generalizados em dois estágios com variável instrumental (2GMM-IV). As variáveis bancárias são consideradas endógenas enquanto que as *dummies* e as macroeconômicas são exógenas. O *lag* 1 das variáveis endógenas e o *lag* 2 das variáveis liquidez e *Diat* e *Dipas* são utilizados como instrumentos, assim como as variáveis macroeconômicas.

Erros-padrão robustos em parênteses; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

# Banco Central do Brasil

## Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website  
<http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>

## Working Paper Series

The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at  
<http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>

- |            |   |          |
|------------|---|----------|
| <b>301</b> | <b>Determinantes da Captação Líquida dos Depósitos de Poupança</b><br><i>Clodoaldo Aparecido Annibal</i>  | Dez/2012 |
| <b>302</b> | <b>Stress Testing Liquidity Risk: the case of the Brazilian Banking System</b><br><i>Benjamin M. Tabak, Solange M. Guerra, Rodrigo C. Miranda and Sergio Rubens S. de Souza</i>   | Dec/2012 |
| <b>303</b> | <b>Using a DSGE Model to Assess the Macroeconomic Effects of Reserve Requirements in Brazil</b><br><i>Waldyr Dutra Areosa and Christiano Arrigoni Coelho</i>  | Jan/2013 |
| <b>303</b> | <b>Utilizando um Modelo DSGE para Avaliar os Efeitos Macroeconômicos dos Recolhimentos Compulsórios no Brasil</b><br><i>Waldyr Dutra Areosa e Christiano Arrigoni Coelho</i>  | Jan/2013 |
| <b>304</b> | <b>Credit Default and Business Cycles: an investigation of this relationship in the Brazilian corporate credit market</b><br><i>Jaqueline Terra Moura Marins and Myrian Beatriz Eiras das Neves</i>   | Mar/2013 |
| <b>304</b> | <b>Inadimplência de Crédito e Ciclo Econômico: um exame da relação no mercado brasileiro de crédito corporativo</b><br><i>Jaqueline Terra Moura Marins e Myrian Beatriz Eiras das Neves</i>   | Mar/2013 |
| <b>305</b> | <b>Preços Administrados: projeção e repasse cambial</b><br><i>Paulo Roberto de Sampaio Alves, Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo, Antonio Negromonte Nascimento Junior e Leonardo Pio Perez</i>  | Mar/2013 |
| <b>306</b> | <b>Complex Networks and Banking Systems Supervision</b><br><i>Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas and Benjamin M. Tabak</i>  | May/2013 |
| <b>306</b> | <b>Redes Complexas e Supervisão de Sistemas Bancários</b><br><i>Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas e Benjamin M. Tabak</i>  | Mai/2013 |
| <b>307</b> | <b>Risco Sistêmico no Mercado Bancário Brasileiro – Uma abordagem pelo método CoVaR</b><br><i>Gustavo Silva Araújo e Sérgio Leão</i>  | Jul/2013 |
| <b>308</b> | <b>Transmissão da Política Monetária pelos Canais de Tomada de Risco e de Crédito: uma análise considerando os seguros contratados pelos bancos e o spread de crédito no Brasil</b><br><i>Debora Pereira Tavares, Gabriel Caldas Montes e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i> | Jul/2013 |

<b>309</b>	<b>Converting the NPL Ratio into a Comparable Long Term Metric</b> <i>Rodrigo Lara Pinto Coelho and Gilneu Francisco Astolfi Vivan</i>	Jul/2013
<b>310</b>	<b>Banks, Asset Management or Consultancies' Inflation Forecasts: is there a better forecaster out there?</b> <i>Tito Nicias Teixeira da Silva Filho</i>	Jul/2013
<b>311</b>	<b>Estimação não-paramétrica do risco de cauda</b> <i>Caio Ibsen Rodrigues Almeida, José Valentim Machado Vicente e Osmani Teixeira de Carvalho Guillen</i>	Jul/2013
<b>312</b>	<b>A Influência da Assimetria de Informação no Retorno e na Volatilidade das Carteiras de Ações de Valor e de Crescimento</b> <i>Max Leandro Ferreira Tavares, Claudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo</i>	Jul/2013
<b>313</b>	<b>Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation</b> <i>João Barata R. B. Barroso, Luiz A. Pereira da Silva and Adriana Soares Sales</i>	Jul/2013
<b>314</b>	<b>Long-Run Determinants of the Brazilian Real: a closer look at commodities</b> <i>Emanuel Kohlscheen</i>	Jul/2013
<b>315</b>	<b>Price Differentiation and Menu Costs in Credit Card Payments</b> <i>Marcos Valli Jorge and Wilfredo Leiva Maldonado</i>	Jul/2013
<b>315</b>	<b>Diferenciação de Preços e Custos de Menu nos Pagamentos com Cartão de Crédito</b> <i>Marcos Valli Jorge e Wilfredo Leiva Maldonado</i>	Jul/2013
<b>316</b>	<b>Política Monetária e Assimetria de Informação: um estudo a partir do mercado futuro de taxas de juros no Brasil</b> <i>Gustavo Araújo, Bruno Vieira Carvalho, Claudio Henrique Barbedo e Margarida Maria Gutierrez</i>	Jul/2013
<b>317</b>	<b>Official Interventions through Derivatives: affecting the demand for foreign exchange</b> <i>Emanuel Kohlscheen and Sandro C. Andrade</i>	Jul/2013
<b>318</b>	<b>Assessing Systemic Risk in the Brazilian Interbank Market</b> <i>Benjamin M. Tabak, Sergio R. S. Souza and Solange M. Guerra</i>	Jul/2013
<b>319</b>	<b>Contabilização da Cédula de Produto Rural à Luz da sua Essência</b> <i>Cássio Roberto Leite Netto</i>	Jul/2013
<b>320</b>	<b>Insolvency and Contagion in the Brazilian Interbank Market</b> <i>Sergio R. S. Souza, Benjamin M. Tabak and Solange M. Guerra</i>	Aug/2013
<b>321</b>	<b>Systemic Risk Measures</b> <i>Solange Maria Guerra, Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo Andrés de Souza Penaloza and Rodrigo César de Castro Miranda</i>	Aug/2013
<b>322</b>	<b>Contagion Risk within Firm-Bank Bivariate Networks</b> <i>Rodrigo César de Castro Miranda and Benjamin Miranda Tabak</i>	Aug/2013

- 323 **Loan Pricing Following a Macro Prudential Within-Sector Capital Measure**  
*Bruno Martins and Ricardo Schechtman* Aug/2013
- 324 **Inflation Targeting and Financial Stability: A Perspective from the Developing World**  
*Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva* Sep/2013
- 325 **Teste da Hipótese de Mercados Adaptativos para o Brasil**  
*Glener de Almeida Dourado e Benjamin Miranda Tabak* Set/2013
- 326 **Existência de equilíbrio num jogo com bancarrota e agentes heterogêneos**  
*Solange Maria Guerra, Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza e Benjamin Miranda Tabak* Out/2013
- 327 **Celeridade do Sistema Judiciário e Créditos Bancários para as Indústrias de Transformação**  
*Jacopo Ponticelli e Leonardo S. Alencar* Out/2013
- 328 **Mercados Financeiros Globais – Uma Análise da Interconectividade**  
*Marcus Correia Lima Filho, Rodrigo Cesar de Castro Miranda e Benjamin Miranda Tabak* Out/2013
- 329 **Is the Divine Coincidence Just a Coincidence? The Implications of Trend Inflation**  
*Sergio A. Lago Alves* Oct/2013
- 330 **Forecasting Multivariate Time Series under Present-Value-Model Short- and Long-run Co-movement Restrictions**  
*Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, Alain Hecq, João Victor Issler and Diogo Saraiva* Oct/2013
- 331 **Measuring Inflation Persistence in Brazil Using a Multivariate Model**  
*Vicente da Gama Machado and Marcelo Savino Portugal* Nov/2013
- 332 **Does trade shrink the measure of domestic firms?**  
*João Barata R. B. Barroso* Nov/2013
- 333 **Do Capital Buffers Matter? A Study on the Profitability and Funding Costs Determinants of the Brazilian Banking System**  
*Benjamin Miranda Tabak, Denise Leyi Li, João V. L. de Vasconcelos and Daniel O. Cajueiro* Nov/2013
- 334 **Análise do Comportamento dos Bancos Brasileiros Pré e Pós-Crise Subprime**  
*Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, José Valentim Machado Vicente e Claudio Oliveira de Moraes* Nov/2013
- 335 **Why Prudential Regulation Will Fail to Prevent Financial Crises. A Legal Approach**  
*Marcelo Madureira Prates* Nov/2013
- 336 **Traditional and Matter-of-fact Financial Frictions in a DSGE Model for Brazil: the role of macroprudential instruments and monetary policy**  
*Fabia A. de Carvalho, Marcos R. Castro and Silvio M. A. Costa* Nov/2013

- 337 **Opacidade e Crédito Bancário: evidências empíricas a partir da NYSE e da NASDAQ** Nov/2013  
*Helder Ferreira de Mendonça, Renato Falci Villela Loures e Délio José Cordeiro Galvão*
- 338 **Um Estudo sobre Comportamento de Tomadores e Ofertantes no Mercado de Crédito** Dez/2013  
*Tony Takeda e Paulo Evandro Dawid*
- 339 **Um Conto de Três Hiatos: Desemprego, Utilização da Capacidade Instalada da Indústria e Produto** Dez/2013  
*Sergio Afonso Lago Alves e Arnildo da Silva Correa*
- 340 **Asymmetric Effects of Monetary Policy in the U.S. and Brazil** Dec/2013  
*Ioannis Pragidis, Periklis Gogas and Benjamin Tabak*
- 341 **Estimating Strategic Complementarity in a State-Dependent Pricing Model** Dec/2013  
*Marco Bonomo, Arnildo da Silva Correa and Marcelo Cunha Medeiros*
- 342 **How much random does European Union walk? A time-varying long memory analysis** Dez/2013  
*A. Sensoy and Benjamin M. Tabak*