



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

110

Fatores de Risco e o *Spread* Bancário no Brasil
Fernando G. Bignotto e Eduardo Augusto de Souza Rodrigues
Julho, 2006

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 110	jul	2006	P. 1-31
--------------------------	----------	--------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

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

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo – *E-mail*: carlos.araujo@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 110.

Autorizado por Afonso Sant’Anna Bevilaqua, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Dimep

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – M1

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3567

Fax: (61) 3414-3626

E-mail: 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.

Central de Atendimento ao Público

Endereço: Secre/Surel/Diate
Edifício-Sede – 2º subsolo
SBS – Quadra 3 – Zona Central
70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 992345

Fax: (61) 3414-2553

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

Fatores de Risco e o *Spread* Bancário no Brasil*

Fernando G. Bignotto**

Eduardo Augusto de Souza Rodrigues***

Resumo

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.

Este artigo analisa os fatores que determinam o *spread* bancário no Brasil para o período de 2001 a 2004. Com base no modelo teórico de determinação do *spread* proposto por Ho e Saunders (1981), estimamos o impacto de fatores de risco – risco de juros e risco de crédito – e custos administrativos no *spread* cobrado. Utilizamos dados em painel no nível dos bancos e aplicamos a metodologia proposta por Chamberlain (1982) para modelos com características individuais não observáveis. As principais conclusões do trabalho são: i) Risco de Crédito, Risco de Juros e os custos administrativos têm impactos positivos no *spread*; ii) Além destes fatores, existem outras características dos bancos que têm impacto significativo no *spread*, e.g. o nível de liquidez do banco, o seu *market-share* e a receita de serviços bancários; iii) A metodologia de Chamberlain (1982) apresenta grandes ganhos de eficiência em relação à estimação por 'efeitos-fixos' na amostra.

Palavras-chave: *Spread* Bancário, Risco de Juros, Risco de Crédito, GMM.

Classificação JEL: C23, G21.

*Agradecemos os comentários e sugestões de Márcio I. Nakane, Eduardo Lundberg, Leonardo S. Alencar, Ana Carla Abrão Costa, Tony Takeda, Fani Bader, Victorio Chu, Juan P. Jensen Perdomo, Ana Beatriz C. Galvão, Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, André Minella, Marcelo Kfoury Muinhos e participantes do Seminário sobre Riscos, Estabilidade Financeira e Economia Bancária do Banco Central do Brasil. A visão aqui expressa e os eventuais erros cometidos são de inteira responsabilidade dos autores.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep-SP.

*** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep-SP.

1. Introdução

O objetivo deste trabalho é analisar os fatores que determinam o *spread* bancário no Brasil, para o período de 2001 a 2004. Com base no modelo teórico de determinação do *spread* proposto por Ho e Saunders (1981), utilizaremos uma amostra de bancos brasileiros no período em questão para verificar o impacto de fatores de risco – risco de juros e risco de crédito – e custos da intermediação de crédito no *spread* cobrado.

Os intermediários financeiros (IFs), conjunto de indústrias do qual faz parte a indústria bancária, podem desempenhar distintas funções que têm o papel de diminuir imperfeições de mercado. Entre essas funções, encontram-se o monitoramento e a avaliação de projetos; a alocação de recursos entre os agentes econômicos; a transação de riscos; a proteção, a diversificação e a divisão do risco; a mobilização de recursos; e, finalmente, a facilitação de transações de bens e serviços (Levine, 1997, p. 691). Nesse sentido, o *spread* pode ser visto em parte como a remuneração que os bancos recebem ao intermediarem crédito.

Utilizamos uma base de dados em painel com informações de cada banco ao longo do tempo. Para obter nossos parâmetros de interesse, utilizamos a metodologia proposta por Chamberlain (1982) para modelos com características individuais não-observáveis. As principais conclusões do trabalho são: i) risco de crédito, risco de juros e custos administrativos têm impactos positivos no *spread*; ii) além desses fatores, existem outras características dos bancos que têm impacto significativo no *spread*, e.g., o nível de liquidez do banco, o seu *market-share* e a receita de serviços bancários; iii) a metodologia de Chamberlain (1982) indicou a presença de “efeitos fixos” correlacionados com os fatores de risco e apresentou grandes ganhos de eficiência em relação à estimação tradicional de “efeitos-fixos” na amostra (também conhecido como *within estimator*).

Na próxima seção, apresentamos uma revisão da literatura, tanto teórica como empírica, sobre o assunto; na seção III, discorremos sobre a metodologia utilizada para a estimação dos parâmetros de interesse; na seção IV, expomos os dados utilizados; na seção V, analisamos os resultados obtidos; e, por fim, apresentamos as considerações finais sobre o trabalho.

II. Revisão da Literatura

Ao abordar o problema da determinação do *spread* bancário, Ho e Saunders (1981) utilizam a literatura de determinação do preço de mercado de compra e venda de títulos e adaptam essa modelagem ao problema da determinação do *spread* bancário¹. Nesse contexto, a oferta de depósitos e a demanda por empréstimos seguem padrões estocásticos. O banco possui algum poder de mercado ao alterar a probabilidade de chegada de depósitos e saída de empréstimos por meio da determinação da margem a ser cobrada em cada operação. A aleatoriedade das operações leva a um problema de descasamento no tempo de chegada de depósitos e de saída de empréstimos. O saldo líquido é equilibrado por uma posição no mercado de títulos, que rende uma taxa de juros dada. Adicionalmente, o banco é visto como um agente avesso ao risco.

Essa abordagem oferece uma solução simples e criativa para a modelagem dos determinantes do *spread*. Diversos autores basearam-se no artigo de Ho e Saunders e o estenderam. Entre eles, vale destacar o artigo de Allen (1988), que adiciona ao modelo distintos tipos de empréstimos e depósitos; e o de McShane e Sharpe (1985), que atribui a fonte de incerteza ao mercado de dinheiro ao invés de atribuí-la às taxas de retorno sobre empréstimos e depósitos, que é caso observado no modelo original. Angbazo (1997) adiciona o risco de crédito como uma segunda fonte de incerteza, e Maudos e Guevara (2004) ampliam o modelo para levar em consideração os custos operacionais da atividade de intermediação. Nessa última versão, o *spread* ótimo cobrado pelo banco depende: (a) da estrutura competitiva do mercado; (b) do custo operacional médio; (c) do grau de aversão ao risco do banco; (d) da volatilidade da taxa de juros no mercado de dinheiro; (e) do risco de crédito; (f) da interação entre o risco de crédito e a volatilidade da taxa de juros; e (g) do tamanho médio das operações de empréstimo e depósito.

II.1. Literatura Empírica

Além do modelo teórico original construído por Ho e Saunders (1981), eles utilizaram uma metodologia de estimação em dois passos para medir as implicações desse modelo sobre o *spread*. Essa metodologia utiliza o primeiro passo para estimar o denominado “*spread* puro” –

¹ Exemplos desta literatura podem ser encontrados em Ho e Stoll (1980) e Stoll (1978).

controlado pelas características observáveis individuais. O “*spread* puro” depende, por sua vez, da estrutura de mercado à qual o banco está sujeito e dos fatores de risco inerentes à sua atividade de intermediação – que, no modelo original, é apenas a volatilidade da taxa de juros. No segundo passo, o “*spread* puro” estimado foi regredido contra indicadores desses fatores de risco. Utilizando uma amostra de 53 bancos norte-americanos, com dados contábeis trimestrais para os anos de 1976 até 1979, os autores estimaram a equação do primeiro passo para cada ano.

No primeiro passo, os autores utilizaram como controles o risco de crédito, o custo de oportunidade das reservas compulsórias e o pagamento de juros implícitos sobre os depósitos. A única variável de controle que mostrou alguma robustez nos resultados foi o pagamento de juros implícitos. No segundo passo, o “*spread* puro” estimado foi regredido contra o desvio-padrão mensal da cotação semanal de títulos do governo daquele país, para captar o efeito da volatilidade da taxa de juros². O coeficiente estimado para essa variável foi positivo e estatisticamente significativo. Além disto, a constante da regressão também foi significativa, o que indicaria, de acordo com o modelo original, uma estrutura não competitiva na indústria.

Angbazo (1997) estendeu o modelo de Ho e Saunders para levar em consideração o risco de crédito na análise do “*spread* puro”. O autor utilizou uma amostra de 1.400 observações de 286 bancos dos Estados Unidos para o período de 1989 até 1993. A estimação foi feita por Mínimos Quadrados Generalizados devido à presença de heterocedasticidade dos erros. Além dos controles utilizados no artigo mencionado acima, foram adicionadas as variáveis: liquidez (que é definida como a razão entre ativos líquidos e ativos totais), qualidade administrativa (representada pela razão *Earning Assets/Total Assets*) e um indicador de alavancagem (*proxy* para risco de solvência). Bancos com melhor qualidade administrativa, menor alavancagem e maior índice de liquidez apresentaram, em média, menor *spread*. Quanto ao risco de crédito, o coeficiente estimado foi positivo e significante, assim quanto maior o risco de crédito, maior o *spread* observado. Outra diferença em relação ao artigo anterior refere-se à volatilidade da taxa de juros: o autor utilizou uma medida de exposição do banco a esse risco, e não a volatilidade em si. O coeficiente estimado dessa exposição foi positivo e significante.

² “*Treasury Bonds*” com maturidade de um ano.

Utilizando dados em painel para 1.826 bancos, com informações contábeis anuais para o período de 1993 a 2000, Maudos e Guevara (2004) introduziram o impacto dos custos operacionais na análise dos determinantes do *spread* bancário. A estimação foi feita em apenas um estágio. Além disto, indicadores da estrutura de mercado – representada pelos índices de Lerner e Herfindal – e de aversão ao risco dos bancos foram incluídos na regressão³. Variáveis que servem como *proxy* para a qualidade administrativa, o custo de oportunidade das reservas compulsórias, o pagamento de juros implícitos sobre depósitos e o tamanho médio das operações também foram utilizados como controles. A estimação, obtida pelo estimador de "efeitos-fixos", indicou uma relação positiva entre o *spread* e as seguintes variáveis: estrutura de mercado, custos operacionais, tamanho médio das operações e aversão ao risco. Tanto o risco de crédito e a volatilidade das taxas de juros, como as outras variáveis de controle apresentaram os mesmos resultados qualitativos observados em outros trabalhos.

Para o caso brasileiro, vale citar o artigo de Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002), que utilizou a metodologia de dois passos, empregada originalmente por Ho e Saunders (1981). No primeiro passo, o “*spread* puro” foi calculado controlando-se por características microeconômicas⁴. No segundo passo, esse *spread* estimado foi regredido contra diversos fatores macroeconômicos⁵. Analisando dados de 142 bancos no período entre fevereiro de 1997 e novembro de 2000, os autores sugerem que os fatores macroeconômicos têm mais relevância na determinação do *spread* no Brasil, e, assim, um aumento da taxa básica de juros e da inflação estariam relacionados com um aumento no *spread*, enquanto um maior crescimento econômico estaria correlacionado com um menor *spread*.

O modelo teórico proposto por Ho e Saunders (1981), bastante utilizado na literatura nacional e internacional, tem na sua flexibilidade uma grande qualidade particular: a facilidade de inclusão de variáveis explicativas adicionais, sem alterar as características principais do modelo. No entanto, a influência da aversão ao risco do banco, que é uma variável não observada, sobre o *spread* apresenta algumas dificuldades para as estimações empíricas.

³ A aversão ao risco está refletida na razão "*Equity/Total Assets*". Níveis mais elevados dessa razão aumentam a probabilidade de que o banco observado mantenha um nível de capital próprio além do mínimo regulatório, o que indica uma maior aversão ao risco. Os autores admitem a limitação desse índice como *proxy*.

⁴ Número de agências, depósitos à vista, como porcentagem do ativo total, depósitos a prazo, como porcentagem do ativo total, custos operacionais, liquidez, pagamento de juros implícitos, alavancagem e o índice de "*Net Worth*".

⁵ A taxa de juros de mercado, a taxa de inflação, um indicador de crescimento da economia, o nível de impostos sobre movimentações financeiras e o requerimento de reservas compulsórias.

Neste trabalho utilizamos um método com apenas um passo, que se mostrou eficiente na solução desse problema. Na próxima seção, apresentamos uma breve explicação dessa metodologia.

III. Metodologia

Seja y_{it} o *spread* cobrado pelo banco i no instante t ; x_{it} um vetor $1 \times K$ com as K características observáveis do banco i no instante t (e.g. custo administrativo, risco de juros, etc.), ou seja, aquelas características que estão à disposição do pesquisador; e c_i as características não-observáveis do indivíduo i , que, por suposição, têm distribuição de probabilidade invariante no tempo. Como a aversão ao risco dos bancos é uma variável não-observável e como se trata de uma característica das preferências de cada banco, é plausível assumi-la como invariante no tempo. Por ser uma variável relevante, é provável que se incorra em viés na estimação dos coeficientes se a ignorarmos. Assim, faz-se necessária uma metodologia que leve essa dificuldade em consideração. Existem diferentes métodos de se trabalhar com variáveis não-observáveis com dados em painel. O que utilizamos neste trabalho baseia-se no artigo de Chamberlain (1982).

Assumimos que:

$$E(y_{it} | x_i, c_i) = c_i + x_{it}\beta, \quad [3.1]$$

onde: $x_i = [x_{i1} \dots x_{iT}]^T$ é um vetor $T \times K$; e β é um vetor $K \times 1$.

Alternativamente:

$$y_{it} = c_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}. \quad [3.1']$$

Assim, o *spread* cobrado pelo banco i no instante t depende de suas características observáveis e das não-observáveis, além do erro aleatório.

Assumimos, portanto, uma forma linear para a média condicional de y_{it} e exogeneidade estrita dos erros:

$$E[y_{it} | x_{it}, c_i] = 0 \quad \text{para todo } t = 1, 2, \dots, T, \quad [\text{C.1}]$$

ou seja, y_{it} , quando condicionado em x_{it} e c_i , não depende dos valores passados ou futuros de x_{it} .

Note que não impomos restrição sobre $E[c_i | x_i]$. Dessa forma, pode haver correlação entre as variáveis observáveis e não-observáveis do modelo.

O estimador de “efeitos fixos”⁶ lida com o efeito não-observável, c_i , tirando a média das variáveis observáveis ao longo do tempo para cada indivíduo. Portanto, trabalha com a seguinte transformação do modelo, na qual a variável não-observável é eliminada:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + \varepsilon_{it}, \quad [\text{3.2}]$$

e se estima os β 's utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) na equação acima [3.2].

Já o modelo de Chamberlain (1982), ao invés de aplicar alguma transformação às variáveis observáveis para estimar β , substitui o efeito não-observável por sua projeção linear em x_i mais uma constante:

$$c_i = \psi + x_{i1}\lambda_1 + x_{i2}\lambda_2 + \dots + x_{iT}\lambda_T + a_i. \quad [\text{3.3}]$$

Por construção, temos: $E[a_i] = 0$; $E[x_i a_i] = 0$.

Note que essa projeção é apenas uma aproximação matemática e não assume qualquer hipótese sobre a distribuição condicional de c_i dado x_i . Por outro lado, se $\lambda = [\lambda_1 \quad \dots \quad \lambda_T] = 0$, podemos concluir que c_i e x_i são ortogonais. Isso significa que c_i e x_i não têm relação de dependência alguma.

⁶ Também conhecido com "*Within Estimator*"

Substituindo [3.3] em [3.1'], temos:

$$y_{it} = \psi + x_{i1}\lambda_1 + x_{i2}\lambda_2 + \mathbf{K} + x_{iT}\lambda_T + x_{it}\beta + r_{it}, \quad [3.4]$$

onde $r_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$ ⁷.

Dada a condição de exogeneidade estrita [C.1], r_{it} satisfaz:

$$E[r_{it}] = 0 \quad \text{para todo } t = 1, 2, \dots, T \quad [C.2]$$

$$E[x_{it} r_{it}] = 0 \quad \text{para todo } t = 1, 2, \dots, T^8. \quad [C.3]$$

[C.2] e [C.3] permitem a estimação dos parâmetros de interesse. Podemos representar o sistema [3.4] para cada banco i e para todos os períodos, como:

$$\begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \mathbf{M} \\ y_{iT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{i1} & x_{i2} & \Lambda & x_{iT} & x_{i1} \\ 1 & x_{i1} & x_{i2} & \Lambda & x_{iT} & x_{i2} \\ \mathbf{M} & \mathbf{M} & \mathbf{M} & \mathbf{M} & \mathbf{M} & \mathbf{M} \\ 1 & x_{i1} & x_{i2} & \Lambda & x_{iT} & x_{iT} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \psi \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \mathbf{M} \\ \lambda_T \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} r_{i1} \\ r_{i2} \\ \mathbf{M} \\ r_{iT} \end{bmatrix} \quad [3.5]$$

ou:

$$Y_i = W_i \theta + r_i, \quad [3.5']$$

onde W_i é matriz de dimensão $T \times (1+TK+K)$, e θ é vetor com dimensão $(1+TK+K) \times 1$.

Dadas as condições [C.2] e [C.3], temos $E[W_i' r_i] = 0$. Conseqüentemente, o sistema em [3.5']

⁷ Se a equação [3.1'] tiver um intercepto, não conseguimos separá-lo de ψ na estimação. Assumimos que [3.1'] não tem intercepto, ou, de outra forma, o vetor x_{it} não contém termo constante.

⁸ Pois $E[x_{it}' r_{it}] = E[x_{it}' a_{it}] + E[x_{it}' \varepsilon_{it}] = 0$.

pode ser consistentemente estimado por OLS⁹. No entanto, na presença de heterocedasticidade, OLS não é o método mais eficiente. Nesse caso, o sistema pode ser estimado por Mínimos Quadrados Generalizados Factível (FGLS). Porém, segundo Wooldridge (2002), a estimação por FGLS é numericamente idêntica à estimação do sistema pelo Método dos Momentos Generalizado (GMM), quando utilizamos a exogeneidade estrita como condições de momento. Nesse caso, podemos utilizar o vetor $X_i^0 = [1 \ x_{i1} \dots \ x_{iT}]$ como um vetor de instrumentos, ainda que, sob as hipóteses do modelo, o termo de erro r_{it} não esteja correlacionado com W_i . Mais especificamente, segundo Wooldridge (2002), podemos utilizar a matriz $Z_i = I_T \ X_i^0$ como instrumento, onde I_T é a matriz identidade.¹⁰

Note que em [3.5'] temos $(1+TK+K)$ parâmetros a serem estimados. Como a matriz de instrumentos tem dimensão $T \times T(1+TK)$, temos $T(1+TK) - (1+TK+K) = (T-1)(1+TK)-K$ restrições superidentificadas. Como essas restrições são baseadas na condição de exogeneidade estrita ($E[r_{it} | x_{it}, c_i] = 0$, para todo t), testar essas restrições superidentificadas equivale a um teste de exogeneidade estrita de x_{it} . Daí uma vantagem de se utilizar GMM ao invés de OLS.

Embora tanto efeitos-fixos, quanto OLS e GMM estimem os β 's na equação [3.5'] consistentemente, a metodologia acima descrita apresenta algumas vantagens em relação ao tratamento tradicional de efeitos não-observáveis (“efeitos-fixos”). Primeiro, ela apresenta uma possibilidade de testar diretamente as duas condições básicas do modelo, quais sejam, a exogeneidade estrita explicada acima e a correlação entre as características observáveis e não-observáveis (isto é, se $E[c_i | x_i] = 0$). Além disso, é possível observar a relação entre as variáveis observadas e o efeito individual, c_i , por meio do β 's. Por último, na presença de heterogeneidade nos erros, a estimação por GMM (FGLS) é mais eficiente que por OLS. Com amostras finitas, no entanto, não é claro qual método produz resultados mais confiáveis.

⁹ Além disso, precisamos que $rank(W_i'W_i) = 1+TK+K$. Isso ocorre se não houver nenhuma coluna que seja combinação linear das outras, pois $\beta^{ols} = (W'W)^{-1}W'y$, e não podemos inverter a matriz $W'W$, se tiver $rank$ menor que $1+TK+T$.

¹⁰ A operação \otimes é a multiplicação de *kroncker*, que é a multiplicação de cada elemento da primeira matriz por todos os elementos da segunda. A matriz resultante tem o número de linhas igual ao produto do número de linhas das duas matrizes e o número de colunas igual ao produto do número de colunas das duas matrizes.

IV. Dados

Os dados utilizados para estimar a relação entre o *spread* bancário e as características dos bancos foram obtidos no Banco Central do Brasil (BCB) e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A série de *spread* foi calculada pelo BCB com base nas informações sobre as taxas de captação e de empréstimos repassadas pelos bancos ao BCB em atendimento à Circular 2.957 de 30/12/1999. Todas as informações contábeis dos bancos foram obtidas na base de dados Informações Financeiras Trimestrais (IFT), reportadas pelos bancos ao BCB. Além disso, algumas séries temporais foram obtidas no BCB e no Ipeadata.

A amostra é composta de 87 bancos comerciais, múltiplos com carteira comercial, que foram acompanhados ao longo dos treze trimestres entre 2001-T1 e 2004-T1, compondo, portanto, um painel desbalanceado com 1.131 observações. Os critérios de seleção da amostra foram: haver ao menos uma observação para a variável *spread* e ser possível calcular a variável Basileia (desconsideramos a possibilidade de viés-de-seleção nessa amostra). Consideramos apenas as modalidades de crédito com recursos livres domésticos, com taxas prefixadas. Assim, foram excluídos os créditos direcionados, como o crédito rural e o crédito habitacional, e os repasses de crédito externo.

A seguir estão descritas as variáveis utilizadas.

Spread – É a diferença entre o juro pago pelo banco para a captação de recursos e o juro cobrado nos empréstimos. No que se refere a captação, o BCB recebe informações diárias, de cada banco, para cada modalidade de captação, sobre a taxa cobrada e o volume captado em cada operação. Assim a taxa média mensal de um banco é obtida da seguinte forma: calcula-se, primeiro, uma taxa média ponderada pelo volume observado no dia para cada modalidade; em seguida, calcula-se a média ponderada mensal de cada modalidade; por fim, calcula-se a taxa média ponderada pelo volume de todas as modalidades. A taxa de empréstimo é calculada de forma análoga. Vale notar que essa taxa agrega operações de pessoas físicas e jurídicas. Dessa forma, o *spread* é a diferença, em pontos percentuais, das taxas médias de captação e empréstimo calculadas pelo BCB. O *spread* utilizado se refere ao observado no último mês de cada trimestre¹¹.

¹¹ Os depósitos bancários serão considerados como insumos para a concessão de crédito.

ADM – Essa variável representa o custo administrativo em que o banco incorre em cada período. Essa série é obtida nas contas de resultado de cada banco e é dividida pelo ativo total do banco. É esperado que bancos com maior custo administrativo o repassem para o *spread*.

Prov – Essa é uma variável construída que serve de *proxy* para o risco de crédito da carteira de empréstimos do banco. A partir da carteira de crédito classificada por nível de risco (de AA a F), obtida na IFT, ponderou-se o montante de cada classificação pelo nível de provisão mínimo exigido pelo BCB, de acordo com a Resolução 2.682 de 21/12/1999 do BCB. É esperada uma relação positiva entre o risco de crédito e o *spread*.

Basiléia – Essa é uma *proxy* para o risco de juros. Segundo o modelo, o risco de juros incorrido pelo banco seria representado pelo desvio-padrão da taxa básica de juros da economia. No entanto, seguimos uma abordagem distinta para medir esse fator. O comitê de supervisão bancária de Basiléia propõe uma metodologia para a medição do risco de juros de cada banco. De forma concisa, a posição líquida da carteira de ativo e passivo do banco para cada maturidade é ponderada por uma taxa que leva em conta a *duration* de um título com a mesma maturidade e um choque na taxa de juros. Essa variável mede a variação do valor da carteira do banco para um choque na taxa de juros. O sinal do coeficiente dessa variável deve ser positivo, isto é, quanto maior o risco de juros, maior o *spread*.

MKT – É o *market-share* de cada banco, o total da carteira de crédito do banco dividido pelo total de crédito livre do sistema financeiro nacional (série 2043 do BCB). Essa variável tenta captar o efeito da estrutura de mercado sobre o *spread*. É esperado que bancos com maior *market-share* consigam cobrar *spreads* maiores, por terem mais poder de mercado.

Além dessas variáveis que aparecem no modelo, utilizamos outras variáveis observáveis que podem influenciar o *spread* cobrado por cada banco, conforme se segue.

Liquidez – Outro risco inerente à atividade bancária é o risco de liquidez. Bancos que possuem um passivo muito maior que seu ativo podem se tornar insolventes. Ao conceder um empréstimo, o banco perde a disponibilidade por algum período de parte de seus ativos, diminuindo, assim, sua capacidade de honrar as obrigações de prazo mais curto. Dessa forma, a liquidez do banco pode estar relacionada com o *spread* cobrado. Essa variável é a razão entre ativo circulante e passivo circulante. Espera-se uma relação negativa com o *spread*, isto

é, quanto maior o risco de insolvência (menor o valor da variável liquidez), maior o *spread* cobrado pelo banco.

Serviços – É a receita de serviços bancários dividida pelo ativo total. Essa receita provém, basicamente, da cobrança de tarifas bancárias. Como os depósitos são considerados insumos, a cobrança de tarifas pode diminuir o custo desse insumo e, portanto, possibilitar um *spread* menor. Assim espera-se uma relação negativa com o *spread*.

Compulsório – É a conta "depósitos vinculados ao Banco Central" do IFT e representa, em certa medida, os depósitos compulsórios no BCB. Espera-se uma relação positiva.

Tributos – É a despesa tributária dividida pelo ativo total. Os bancos podem repassar parte de suas despesas tributárias aos tomadores de crédito. Espera-se uma relação positiva com o *spread*.

As variáveis Selic e IPCA são a taxa média Selic no trimestre, obtida na base de dados do BCB, e a variação média trimestral do IPCA calculado pelo IBGE, respectivamente. Essas variáveis são incluídas para representar fatores macroeconômicos que podem afetar a política de juros dos bancos. Adicionalmente foram incluídos o Ativo Total de cada banco deflacionado pelo IPCA e uma tendência linear como controles¹².

Segue abaixo a Tabela I com as médias anuais das variáveis descritas acima. Os dados de 2004 referem-se apenas ao primeiro trimestre.

O *spread* médio subiu em 2002 em relação ao observado em 2001. Em 2003, foi aproximadamente 2 p.p. menor que no ano anterior e voltou a subir em 2004. A variável Prov (que mede o risco de crédito) apresentou crescimento ao longo de 2001, 2002 e 2003. No entanto, no primeiro trimestre de 2004 apresentou uma média menor que a observada em 2002. Já as variáveis Basiléia e liquidez apresentaram crescimento contínuo no período observado.

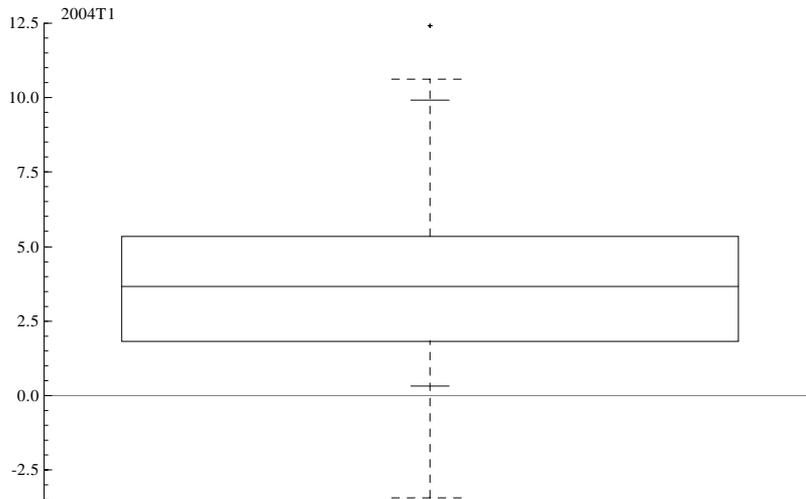
¹² *Dummies* de tempo não puderam ser incluídas na matriz W_i , pois a matriz $W'Z$ construída com essas *dummies* não pôde ser invertida.

Tabela 1 – Análise Descritiva dos Dados

DATA	2001	2002	2003	2004
SPREAD*	52,06	58,26	56,52	57,45
ADM	1,67	1,72	1,76	1,63
PROV	5,75	7,44	8,18	6,49
BASILEIA	-1,77	-2,63	-3,32	-3,64
MKT	0,01	0,01	0,01	0,02
LIQUIDEZ	0,81	1,35	1,71	2,67
SERVICOS	0,35	0,34	0,38	0,39
COMPULSORIO	3,00	5,36	5,99	5,44
TRIBUTOS	0,15	0,17	0,19	0,20
SELIC (a.a.)	17,32%	19,18%	23,35%	15,99%
IPCA (a.a.)	7,68%	12,62%	9,36%	7,61%
ATIVO**	87,05	93,98	92,53	98,67
*em p.p.				
** em R\$ milhões preços de 2001 T1				
Fontes: BCB e IBGE				

De forma geral, as variáveis em questão não apresentam grande variabilidade ao longo do tempo. No entanto, existe grande variabilidade *entre* os bancos para um determinado período. A variável *spread*, por exemplo, apresenta um desvio-padrão para as taxas mensais de 2,5 p.p. no primeiro trimestre de 2004. O mesmo comportamento é observado nas demais variáveis. Abaixo, na figura 1, segue um *box plot* da variável *spread* para o mesmo trimestre. Como pode ser visto, cerca de 50% dos bancos cobraram um *spread* entre 1,5 p.p. e 5,5 p.p. ao mês no primeiro trimestre de 2004, 25% dos bancos cobraram entre 5,5 p.p. e 10 p.p. ao mês, e os últimos 25% cobraram um *spread* médio entre 0,25 p.p. e 1,5 p.p. ao mês.

Figura 1 – Box Plot do *spread* para o primeiro trimestre de 2004



V – Resultados

Nesta seção, apresentamos os resultados obtidos nas estimações. Segundo o modelo teórico de Ho e Saunders (1981), somente as variáveis de risco (Prov e Basileia) teriam relação com a aversão ao risco dos bancos provocando efeitos sobre o *spread*. Assim, a projeção das variáveis não-observáveis (c_i) será feita sobre as variáveis de risco. Incluímos na projeção a variável liquidez, por representar um outro fator de risco. Essa restrição à projeção foi feita devido a dois fatores. Primeiramente, cada variável incluída na projeção aumenta em treze o número de coeficientes a ser estimado, o que gera grande perda de graus de liberdade. Devido ao pequeno tamanho da amostra, decidimos incluir apenas as três variáveis já mencionadas. Além disso, se todas as características individuais observáveis fossem incluídas, teríamos mais de 1.500 instrumentos, o que traria problemas numéricos na estimação.

Começamos com a apresentação, na tabela 2, do resultado do teste de exogeneidade estrita, no qual temos a seguinte hipótese nula: $H_0: E(Z_i' r_i) = 0$, onde $Z_i = I_T X_i^0$.

Tabela 2 – Teste de Exogeneidade Estrita

Estatística J	Número de Obs	Estatística H	Restrições Super Identificadas	p-valor do Teste
0,494992	919	454,898	465	0,622

Como pode ser visto na tabela 2, o p-valor da estatística H, é 0,622, portanto **não** rejeitamos a hipótese nula de exogeneidade estrita. Isso significa que, uma vez controlado pelas características observáveis e não-observáveis utilizadas no modelo, não existe nenhuma informação restante no *spread* que possa ser explicada pelos valores passados ou futuros das variáveis explicativas. Por exemplo, o custo administrativo do trimestre anterior não influencia a média condicional do *spread* no trimestre atual ($E[y_{it} | x_{it}, x_{it-1}, c_i] = E[y_{it} | x_{it}, c_i]$)¹³.

A correlação entre as variáveis observáveis, X_i^0 , e a não-observável, c_i , pode ser testada, como ressaltamos na seção de *Metodologia*, por meio de um teste de Wald sobre os coeficientes da projeção de c_i sobre X_i^0 . A hipótese nula é dada por: $H_0: \lambda = [\lambda_1 \ \Lambda \ \lambda_T] = 0$. O resultado desse teste pode ser visto na tabela 3:

Tabela 3 – Teste de Wald

Estatística F	916,515		p-valor	0.000
Chi-Quadrado	35.744,08		p-valor	0.000

Como a hipótese nula foi rejeitada, ao menos um dos λ_t é diferente de zero, e, portanto, existe correlação entre X_i^0 e c_i , ou seja, as variáveis não-observáveis dos bancos têm alguma relação com os fatores de risco selecionados.

Uma vez verificada a aceitação do modelo pelos dados, podemos analisar os coeficientes estimados. A tabela 4 apresenta os resultados da estimação do modelo por três metodologias diferentes. O primeiro conjunto de resultados se refere ao método proposto por Chamberlain (1982), estimado por GMM. A segunda parte apresenta a estimação de efeitos-fixos (*within-estimator*). Por último são apresentados os resultados da metodologia de Chamberlain estimados por OLS. Nossa análise se concentra na estimação do modelo pela metodologia de Chamberlain por GMM.

¹³ Com a inclusão da interação entre o risco de crédito e o de juros, o resultado do teste muda, e não poderíamos mais usar a condição de exogeneidade estrita como instrumentos para a estimação. No entanto, como o teste J acima pode ser interpretado como um teste de validade do modelo, optamos por não utilizar essa interação na estimação já que não ela passou no teste J.

Tabela 4 – Resultado das Estimações

	Chamberlain GMM			Efeitos Fixos			Chamberlain OLS			Sinal Esperado
	Coefficient e	Erro Padrão	Prob.	Coefficient e	Erro Padrão	Prob.	Coefficient e	Erro Padrão	Prob.	
ADM	0,021	0,005	0,000	0,034	0,023	0,150	0,061	0,048	0,198	+
PROV	0,010	0,001	0,000	0,013	0,010	0,170	0,012	0,009	0,167	+
BASILEIA	4,13E-05	1,32E-06	0,000	1,81E-05	9,52E-06	0,057	4,93E-05	1,20E-05	0,000	+
MKT	-21,894	0,750	0,000	-7,337	5,492	0,182	-27,173	8,100	0,001	+
LIQUIDEZ	0,156	0,015	0,000	-0,026	0,033	0,417	-0,029	0,049	0,560	-
SERVICOS	2,151	0,077	0,000	1,333	0,747	0,075	1,683	0,425	0,000	-
COMPULSORIO										
O	0,072	0,004	0,000	0,018	0,009	0,055	0,075	0,018	0,000	+
TRIBUTOS	-0,030	0,109	0,784	0,619	0,768	0,421	1,463	0,871	0,093	+
ATIVO	6,07E-06	2,52E-07	0,000	1,37E-06	1,79E-06	0,443	5,36E-06	1,89E-06	0,005	
IPCA	-0,062	0,006	0,000	-0,036	0,016	0,023	-0,048	0,019	0,012	
SELIC	0,144	0,018	0,000	0,082	0,046	0,077	0,065	0,058	0,264	

Fontes: BCB e IBGE, e cálculo dos autores

Os resultados da estimação podem ser vistos na tabela 4. Bancos com custos administrativos maiores (ADM) cobram um *spread* maior. Dessa forma, parte dos custos administrativos é repassada para os tomadores de crédito. Esse resultado também foi observado nos trabalhos de Maudos e Guevara (2004) e Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002). A *proxy* para o risco de crédito (Prov) é positivamente correlacionada com o *spread* e significativa. Esse resultado é consistente com o modelo, no qual bancos com uma carteira de crédito mais arriscada exigem *spreads* maiores. Um coeficiente positivo também foi observado para essa variável em todos os outros trabalhos estudados.

Outro resultado consistente com nossas hipóteses é que o risco de juros incorrido pelo banco (Basiléia) tem um impacto positivo sobre a taxa cobrada. Bancos que teriam uma grande perda no valor da sua carteira com um choque na taxa de juros base cobram um *spread* maior. Essa relação positiva entre risco de juros e *spread* também foi observada por Maudos e Guevara (2004), Saunders e Schumacher (2000), Angbazo (1996) e Ho e Saunders (1981).

O coeficiente de *market-share* (MKT) apresenta um sinal negativo e também é significativo. Além de contra-intuitivo, esse resultado, em princípio, contradiz o modelo, caso essa variável capte a estrutura de mercado. Por outro lado, o fato dos bancos que possuem uma carteira de crédito grande em relação ao total de crédito da economia cobrarem um diferencial de taxas menor pode ser reflexo de ganhos de escala (possibilidade que não está considerada no modelo teórico).

Entre as variáveis de controle, também encontramos alguns resultados contra-intuitivos. Bancos com uma relação “ativo circulante / passivo circulante” baixa (isto é, bancos com alto risco de liquidez) cobram *spreads* menores. Aqui vale notar que, utilizando as outras metodologias, o coeficiente dessa variável muda para o sinal esperado, porém deixa de ser significativo. Essa discrepância também pode ser observada em outros trabalhos empíricos. Angbazo (1996), por exemplo, encontra um sinal positivo para a *proxy* de risco de liquidez. Já Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) encontram um sinal negativo para o caso brasileiro. Talvez a relação negativa encontrada no presente trabalho reflita um problema de simultaneidade na determinação dessas variáveis. Ou seja, enquanto um maior risco de liquidez possa levar um banco a cobrar maiores *spreads*, bancos que efetivamente cobram maiores *spreads* nos empréstimos podem

umentar a relação “ativo circulante / passivo circulante” e, assim, diminuir o risco de liquidez que enfrentam¹⁴.

A variável Serviços também apresenta sinal contrário ao esperado. Na estimação, os bancos que cobram tarifas maiores também têm *spread* médio maior. Já os depósitos bancários vinculados ao BCB (compulsório) aumentam o *spread* cobrado. Isso é intuitivo, pois os depósitos mantidos no Banco Central poderiam estar sendo utilizados para conceder empréstimos, que pagam taxas de retorno maiores. Assim os bancos tentariam recuperar parte do retorno que deixam de ganhar com esses depósitos nos empréstimos que concedem.

Os bancos, de acordo com essa estimação, não parecem repassar significativamente suas despesas tributárias (tributos) ao *spread*. Por fim, bancos maiores (Ativo Total) cobram *spreads* mais altos. Esse resultado se contrapõe ao obtido em relação à variável MKT e está mais em linha com as suposições do modelo. Bancos maiores teriam a capacidade de exercer maior poder sobre os clientes e, portanto, de cobrar *spreads* maiores.

Finalmente, o nível da taxa Selic apresenta coeficiente positivo e significativo, isto é, a taxa Selic possui relação positiva com o *spread* bancário, quando este é medido como a diferença entre a taxa média de empréstimos e a taxa média de captação¹⁵.

Em termos dos resultados, um aspecto negativo da utilização do método de Chamberlain (1982) estimado por GMM é em relação à variável liquidez, que passa a ter sinal contrário ao esperado. Por outro lado, como foi visto no começo desta seção, os dados aceitam o modelo estimado com bastante confiabilidade. Além disso, a estimação por GMM é muito mais eficiente que os dois outros métodos. Isso é refletido na enorme diminuição dos erros-padrão ao utilizarmos GMM.

¹⁴ Agradecemos a André Minella por nos chamar a atenção a este ponto.

¹⁵ Para uma discussão sobre as dificuldades na forma de se calcular o *spread* bancário, ver Nakane e Costa (2005).

VI. Considerações Finais

O presente trabalho tem como proposição inicial analisar os determinantes do *spread* bancário no Brasil. Para isso, partimos de um modelo teórico baseado no artigo de Ho e Saunders (1981) que relaciona o *spread* cobrado com a estrutura de mercado, com o custo administrativo e com os riscos de crédito e de juros. Além desses fatores, com base na literatura analisada, incluímos outras variáveis que podem influenciar o *spread* cobrado pelos bancos, entre elas, o risco de liquidez, a receita de serviços, os depósitos vinculados ao BCB, a despesa com tributos, o tamanho do ativo e fatores macroeconômicos, como a inflação e a taxa básica de juros.

Para a estimação, utilizamos a metodologia proposta por Chamberlain (1982) para o tratamento de efeitos individuais não-observáveis. A estimação, feita por GMM, apresenta grandes ganhos de eficiência em relação ao método de “efeito-fixo” tradicional e ao de Mínimos Quadrados Ordinários.

O modelo econométrico é aceito pelos dados, já que, uma vez controlado pelas características observáveis e não-observáveis, o *spread* cobrado pelo banco não depende dos valores passados ou futuros das variáveis utilizadas no modelo. Adicionalmente, as variáveis de risco utilizadas (risco de crédito, de juros e de liquidez) estão relacionadas com as características não-observáveis dos bancos. Esse resultado sugere impacto a importância da aversão ao risco dos bancos na determinação do *spread*.

Os resultados qualitativos obtidos neste trabalho então em linha com os resultados obtidos em outros trabalhos similares. Dessa forma, contribuímos para a literatura, ao confirmar a robustez das conclusões empíricas do modelo de determinação do *spread* utilizado.

As conclusões deste trabalho, porém, são limitadas à validade de suas suposições. Assumimos, por exemplo, que a distribuição das variáveis não-observáveis não variam ao longo do tempo, o que pode ser bastante restritivo. Além disso, a estimação foi feita com uma amostra relativamente pequena, sendo que a estimação por GMM requer uma grande quantidade de observações, e a quantidade de coeficientes estimados é grande.

Apesar dessas limitações, os resultados obtidos oferecem uma resposta plausível às questões propostas.

Referências Bibliográficas

AFANASIEFF, Tarsila S.; LHACER, Priscila M. V.; NAKANE, Márcio I. "The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil." **BCB Working Papers**. V. 46, 2002.

ALLEN, Linda. "The Determination of Bank Interest Margins: A Note." **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**. V. 23, n. 2, p. 231-235, 1988.

ANGBAZO; Lazarus. "Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest-Rate Risk and Off-Balance Sheet Banking." **Journal of Banking & Finance**. V. 21 n. 1, p. 55-87, 1997.

BIS. "Principles for the Management and Supervision of Interest Rate Risk." **Basel Committee on Banking Supervision**, Bank for International Settlements (2004).

CHAMBERLAIN, Gary. "Multivariate Regression Models For Panel Data." **Journal of Econometrics**. V. 18 , n. 1, p. 5-46, 1982.

HO, Thomas S. Y.; SAUNDERS Anthony. "The Determinants of Bank Interest Margins: Theory and Evidence." **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**. V. 16, n. 4 p. 581-600, 1981.

HO, Thomas; STOLL, Hans R. "On Dealers' Markets Under Competition." **Journal of Finance**. V. 35, n. 2, p. 259-267, 1980.

LEVINE, Ross. "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda." **Journal of Economic Literature**. V. 35, p. 688-726, 1997.

- MAUDOS, Joaquín; GUEVARA, Juan Fernández. "Factors Explaining the Interest Margin in the Banking Sectors of the European Union." **Journal of Banking and Finance**. V. 28, n. 9, p. 2259-2281, 2004.
- McSHANE, R. W., e SHARPE, I. G. "A time series/cross-section analysis of the determinants of Australian Trading bank loan/deposit interest margins: 1962-1981." **Journal of Banking and Finance**, V. 9 n. 1 p. 115-136, 1985.
- NAKANE, M. I. e COSTA, A. A. C., "*Spread Bancário: os Problemas da Comparação Internacional*", em **BANCO CENTRAL DO BRASIL**, *Economia Bancária e Crédito*, 2005.
- SANTOMERO, Anthony M. "Modeling the Banking Firm: A Survey." **Journal of Money, Credit, and Banking** v. 16 n. 4 p. 576-602, 1984.
- SAUNDERS, Anthony; SCHUMACHER, Liliana. "The Determinants of Bank Interest Rate Margins: an International Study." **Journal of International Money and Finance**. V. 19 p. 813-832, 2000.
- STOLL, Hans R. "The Supply of Dealer Services in Securities Markets." **Journal of Finance**. V. 33, n. 4, p. 1133-1151, 1978.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|----|---|----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil
<i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position
<i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models
<i>Pedro H. Albuquerque</i> | Jul/2000 |
| 5 | The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study
<i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | Jul/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Sep/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Sep/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity
<i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia
Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998
<i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil
<i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |
| 12 | A Test of Competition in Brazilian Banking
<i>Márcio I. Nakane</i> | Mar/2001 |

- 13 **Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil** Mar/2001
Marcio Magalhães Janot
- 14 **Evaluating Core Inflation Measures for Brazil** Mar/2001
Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo
- 15 **Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?** Mar/2001
Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak
- 16 **Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA** Mar/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework** Jul/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- 17 **Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção** Abr/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach** Aug/2002
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 18 **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Apr/2001
Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos
- 19 **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model** May/2001
Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo
- 20 **Credit Channel without the LM Curve** May/2001
Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane
- 21 **Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência** Jun/2001
Pedro H. Albuquerque
- 22 **Decentralized Portfolio Management** Jun/2001
Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak
- 23 **Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira** Jul/2001
Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane
- 24 **Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality** Aug/2001
Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini
- 25 **Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Aug/2001
Pedro Fachada
- 26 **Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil** Aug/2001
Marcelo Kfoury Muinhos
- 27 **Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais** Set/2001
Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior

- 28 **Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais** Nov/2001
Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito
- 29 **Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil** Nov/2001
Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa
- 30 **Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Nov/2001
Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade
- 31 **Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA** Nov/2001
Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub
- 32 **Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil** Nov/2001
Mauro Costa Miranda
- 33 **Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation** Nov/2001
André Minella
- 34 **Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises** Nov/2001
Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer
- 35 **Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços** Dez/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 36 **Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?** Feb/2002
Barry Eichengreen
- 37 **Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations** Mar/2002
Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein
- 38 **Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro** Mar/2002
Frederico Pechir Gomes
- 39 **Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio** Mar/2002
Paulo Castor de Castro
- 40 **Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas** Apr/2002
Aloisio Araujo and Márcia Leon
- 41 **Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro** Jun/2002
Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho
- 42 **Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio** Jun/2002
Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella
- 43 **The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency** Jun/2002
Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima

44	Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil <i>Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i>	Jun/2002
45	Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence <i>André Minella</i>	Aug/2002
46	The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil <i>Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane</i>	Aug/2002
47	Indicadores Derivados de Agregados Monetários <i>Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior</i>	Set/2002
48	Should Government Smooth Exchange Rate Risk? <i>Ilan Goldfajn and Marcos Antonio Silveira</i>	Sep/2002
49	Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade <i>Orlando Carneiro de Matos</i>	Set/2002
50	Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model <i>Eui Jung Chang, Marcelo Kfoury Muinhos and Joaúlio Rodolpho Teixeira</i>	Sep/2002
51	Credit Channel with Sovereign Credit Risk: an Empirical Test <i>Victorio Yi Tson Chu</i>	Sep/2002
52	Generalized Hyperbolic Distributions and Brazilian Data <i>José Fajardo and Aquiles Farias</i>	Sep/2002
53	Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges <i>André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Nov/2002
54	Stock Returns and Volatility <i>Benjamin Miranda Tabak and Solange Maria Guerra</i>	Nov/2002
55	Componentes de Curto e Longo Prazo das Taxas de Juros no Brasil <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén</i>	Nov/2002
56	Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America <i>Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima</i>	Dec/2002
57	As Leis de Falência: uma Abordagem Econômica <i>Aloisio Araujo</i>	Dez/2002
58	The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case <i>Benjamin Miranda Tabak</i>	Dec/2002
59	Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Thaís Porto Ferreira</i>	Dez/2002
60	Delegated Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	Dec/2002

61	O Uso de Dados de Alta Frequência na Estimação da Volatilidade e do Valor em Risco para o Ibovespa <i>João Maurício de Souza Moreira e Eduardo Facó Lemgruber</i>	Dez/2002
62	Taxa de Juros e Concentração Bancária no Brasil <i>Eduardo Kiyoshi Tonooka e Sérgio Mikio Koyama</i>	Fev/2003
63	Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil <i>Charles Lima de Almeida, Marco Aurélio Peres, Geraldo da Silva e Souza and Benjamin Miranda Tabak</i>	Fev/2003
64	Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy <i>Marcelo Kfoury Muinhos and Sergio Afonso Lago Alves</i>	Fev/2003
65	On the Information Content of Oil Future Prices <i>Benjamin Miranda Tabak</i>	Fev/2003
66	A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla <i>Pedro Calhman de Miranda e Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Fev/2003
67	Avaliação de Métodos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco de Mercado de Carteiras de Ações no Brasil <i>Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente</i>	Fev/2003
68	Real Balances in the Utility Function: Evidence for Brazil <i>Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane</i>	Fev/2003
69	r-filters: a Hodrick-Prescott Filter Generalization <i>Fabio Araújo, Marta Baltar Moreira Areosa and José Alvaro Rodrigues Neto</i>	Fev/2003
70	Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak</i>	Fev/2003
71	On Shadow-Prices of Banks in Real-Time Gross Settlement Systems <i>Rodrigo Penaloza</i>	Apr/2003
72	O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras <i>Ricardo Dias de Oliveira Brito, Angelo J. Mont'Alverne Duarte e Osmani Teixeira de C. Guillen</i>	Maio/2003
73	Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais – Uma Aplicação às Estruturas a Termo de Taxas de Juros <i>Getúlio Borges da Silveira e Octavio Bessada</i>	Maio/2003
74	Aplicação do Modelo de Black, Derman & Toy à Precificação de Opções Sobre Títulos de Renda Fixa <i>Octavio Manuel Bessada Lion, Carlos Alberto Nunes Cosenza e César das Neves</i>	Maio/2003
75	Brazil's Financial System: Resilience to Shocks, no Currency Substitution, but Struggling to Promote Growth <i>Ilan Goldfajn, Katherine Hennings and Helio Mori</i>	Jun/2003

- 76 **Inflation Targeting in Emerging Market Economies** Jun/2003
Arminio Fraga, Ilan Goldfajn and André Minella
- 77 **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility** Jul/2003
André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos
- 78 **Contornando os Pressupostos de Black & Scholes: Aplicação do Modelo de Precificação de Opções de Duan no Mercado Brasileiro** Out/2003
Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Antonio Carlos Figueiredo, Eduardo Facó Lemgruber
- 79 **Inclusão do Decaimento Temporal na Metodologia Delta-Gama para o Cálculo do VaR de Carteiras Compradas em Opções no Brasil** Out/2003
Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo, Eduardo Facó Lemgruber
- 80 **Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina** Out/2003
Arnildo da Silva Correa
- 81 **Bank Competition, Agency Costs and the Performance of the Monetary Policy** Jan/2004
Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane
- 82 **Carteiras de Opções: Avaliação de Metodologias de Exigência de Capital no Mercado Brasileiro** Mar/2004
Cláudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo
- 83 **Does Inflation Targeting Reduce Inflation? An Analysis for the OECD Industrial Countries** May/2004
Thomas Y. Wu
- 84 **Speculative Attacks on Debts and Optimum Currency Area: a Welfare Analysis** May/2004
Aloisio Araujo and Marcia Leon
- 85 **Risk Premia for Emerging Markets Bonds: Evidence from Brazilian Government Debt, 1996-2002** May/2004
André Soares Loureiro and Fernando de Holanda Barbosa
- 86 **Identificação do Fator Estocástico de Descontos e Algumas Implicações sobre Testes de Modelos de Consumo** Maio/2004
Fabio Araujo e João Victor Issler
- 87 **Mercado de Crédito: uma Análise Econométrica dos Volumes de Crédito Total e Habitacional no Brasil** Dez/2004
Ana Carla Abrão Costa
- 88 **Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos** Dez/2004
Arnildo da Silva Correa e Ronald Otto Hillbrecht
- 89 **O Mercado de Hedge Cambial no Brasil: Reação das Instituições Financeiras a Intervenções do Banco Central** Dez/2004
Fernando N. de Oliveira

- 90 **Bank Privatization and Productivity: Evidence for Brazil** Dec/2004
Márcio I. Nakane and Daniela B. Weintraub
- 91 **Credit Risk Measurement and the Regulation of Bank Capital and Provision Requirements in Brazil – A Corporate Analysis** Dec/2004
Ricardo Schechtman, Valéria Salomão Garcia, Sergio Miki Koyama and Guilherme Cronemberger Parente
- 92 **Steady-State Analysis of an Open Economy General Equilibrium Model for Brazil** Apr/2005
Mirta Noemi Sataka Bugarin, Roberto de Goes Ellery Jr., Victor Gomes Silva, Marcelo Kfoury Muinhos
- 93 **Avaliação de Modelos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco Cambial** Abr/2005
Claudio H. da S. Barbedo, Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente
- 94 **Simulação Histórica Filtrada: Incorporação da Volatilidade ao Modelo Histórico de Cálculo de Risco para Ativos Não-Lineares** Abr/2005
Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo e Eduardo Facó Lemgruber
- 95 **Comment on Market Discipline and Monetary Policy by Carl Walsh** Apr/2005
Maurício S. Bugarin and Fábria A. de Carvalho
- 96 **O que É Estratégia: uma Abordagem Multiparadigmática para a Disciplina** Ago/2005
Anthero de Moraes Meirelles
- 97 **Finance and the Business Cycle: a Kalman Filter Approach with Markov Switching** Aug/2005
Ryan A. Compton and Jose Ricardo da Costa e Silva
- 98 **Capital Flows Cycle: Stylized Facts and Empirical Evidences for Emerging Market Economies** Aug/2005
Helio Mori e Marcelo Kfoury Muinhos
- 99 **Adequação das Medidas de Valor em Risco na Formulação da Exigência de Capital para Estratégias de Opções no Mercado Brasileiro** Set/2005
Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, e Eduardo Facó Lemgruber
- 100 **Targets and Inflation Dynamics** Oct/2005
Sergio A. L. Alves and Waldyr D. Areosa
- 101 **Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates** Mar/2006
Marcelo Kfoury Muinhos and Márcio I. Nakane
- 102 **Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazilian Payroll Loans** Apr/2006
Ana Carla A. Costa and João M. P. de Mello
- 103 **The Effect of Adverse Supply Shocks on Monetary Policy and Output** Apr/2006
Maria da Glória D. S. Araújo, Mirta Bugarin, Marcelo Kfoury Muinhos and Jose Ricardo C. Silva

- 104 Extração de Informação de Opções Cambiais no Brasil** Abr/2006
Eui Jung Chang e Benjamin Miranda Tabak
- 105 Representing Roomate's Preferences with Symmetric Utilities** Apr/2006
José Alvaro Rodrigues-Neto
- 106 Testing Nonlinearities Between Brazilian Exchange Rates and Inflation Volatilities** May/2006
Cristiane R. Albuquerque and Marcelo Portugal
- 107 Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking** Jun/2006
Márcio I. Nakane, Leonardo S. Alencar and Fabio Kanczuk
- 108 O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais** Jun/2006
Eduardo A. S. Rodrigues, Victorio Chu, Leonardo S. Alencar e Tony Takeda
- 109 The Recent Brazilian Disinflation Process and Costs** Jun/2006
Alexandre A. Tombini and Sergio A. Lago Alves