



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

Trabalhos para Discussão

62

**Taxa de Juros e Concentração Bancária no Brasil**

*Eduardo Kiyoshi Tonooka e Sérgio Mikio Koyama*

Fevereiro, 2003

ISSN 1519-1028

CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 62	Fev	2003	P. 1-35
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

# *Trabalhos para Discussão*

Editado por:

**Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)**

(e-mail: [workingpaper@bcb.gov.br](mailto:workingpaper@bcb.gov.br))

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 62.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

## **Controle Geral de Assinaturas:**

Banco Central do Brasil  
Demap/Disud/Subip  
SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo  
70074-900 - Brasília (DF)  
Telefone (61) 414-1392  
Fax (61) 414-3165

Tiragem: 450 exemplares

*The views expressed in this work are those of the authors and do not 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.*

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

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

## **Central de Informações do Banco Central do Brasil**

Endereço: Secre/Surel/Dinfo  
Edifício-Sede, 2º subsolo  
SBS - Quadra 3, Zona Central  
70074-900 – Brasília (DF)  
Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406  
DDG: 0800 992345  
Fax: (61) 321 9453  
Internet: <http://www.bcb.gov.br>  
E-mail: [cap.secre@bcb.gov.br](mailto:cap.secre@bcb.gov.br)  
[dinfo.secre@bcb.gov.br](mailto:dinfo.secre@bcb.gov.br)

# Taxa de Juros e Concentração Bancária no Brasil

Eduardo Kiyoshi Tonooka\*

Sérgio Mikio Koyama

## Abstract

This paper analyses the price-concentration relationship for the Brazilian banking industry. Interest rate on loans proxies for price and the Herfindahl-Hirschman index proxies for concentration. A positive price-concentration relationship may be associated with anti-competitive behaviour while a negative one may reflect banks passing scale efficiency gains on to consumers. Berger & Hannan (1989) found a positive relationship for the US banking sector using a geographical concept of market. Due to institutional differences between the Brazilian and the US banking industries, this paper uses a loan category-based concept of market to find no relationship between interest rate on loans and concentration.

---

\* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil.

## 1. Introdução

Diversos trabalhos que se propõem a analisar a relação entre estrutura de mercado e desempenho das firmas já foram publicados desde antes da consolidação do paradigma estrutura-conduta-desempenho dentro do programa da Organização Industrial. Boa parte destes trabalhos teve sua base empírica constituída de dados inter-industriais e suas conclusões aplicadas na análise de indústrias específicas. Este procedimento passou a ser cada vez mais criticado à medida que aumentava a disponibilidade de dados para uma indústria em particular que, por sua vez, permitiu o desenvolvimento do que Bresnahan (1989) denominou “nova organização industrial empírica”. Hannan (1991), Vesala (1995) e Neuberger (1997) discutem a aplicação destas abordagens na análise do setor bancário.

Este trabalho tem como objetivo analisar a relação preço-concentração na indústria bancária brasileira, sendo o preço equivalente a taxa de juros sobre empréstimos. O mercado relevante, neste caso, é definido pela modalidade de crédito sobre o qual incide a taxa de juros apurada junto aos bancos e seu grau de concentração é medido a partir das participações relativas dos bancos sobre o valor total das carteiras de crédito. A relevância desta relação está no fato de frequentemente se associar concentração de mercado com práticas anti-competitivas. Neste sentido, Nakane (2002) mostra que, muito embora os bancos no Brasil apresentem algum poder de mercado, não se pode afirmar que atuem segundo um cartel.

O trabalho está dividido em seis partes além desta introdução. A segunda parte é destinada a uma breve revisão da literatura acerca da relação preço-concentração na teoria da organização industrial, incluindo alguns estudos aplicados à indústria bancária. A terceira parte apresenta o modelo econométrico e seu método de estimação. A quarta parte discorre sobre os dados e a parte seguinte, sobre os resultados da estimação do modelo. A sexta e última parte são reservadas para os comentários finais.

## **2. Relação preço-concentração**

O paradigma estrutura-conduta-desempenho, que norteia a grande maioria dos estudos de economia industrial, é a principal base de sustentação teórica dos trabalhos empíricos que procuram identificar uma relação entre preço e grau de concentração.

Esta linha de pesquisa iniciou-se com os trabalhos de Bain (1951), Fuchs (1961) e Weiss (1963), dentre outros, sobre a relação entre lucratividade e grau de concentração. Os primeiros resultados apontaram para uma relação positiva entre estas variáveis, reforçando o argumento de que um maior grau de concentração de mercado facilitaria a colusão de empresas, diminuindo a competição via preços (hipótese do poder de mercado). Estes estudos tiveram grande repercussão no debate acerca do poder de mercado de grandes empresas no mercado norte-americano no final da década de 1960 e início da década de 1970, influenciando as recomendações de órgãos públicos de defesa da concorrência em favor da desconcentração dos mercados.

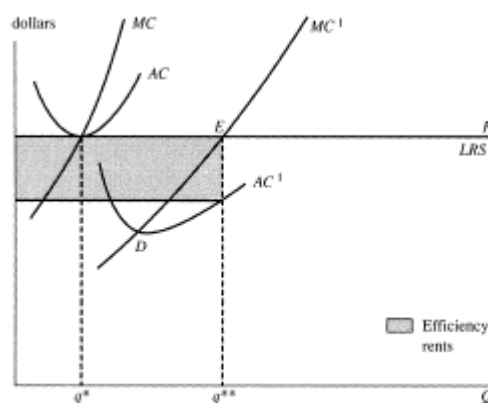
Esta linha de pesquisa ganhou um novo rumo com os trabalhos de Demsetz (1973) e Peltzman (1977), que trouxeram uma nova explicação para a relação positiva entre lucratividade e grau de concentração. Para os autores, diferenças nas estruturas de custo das empresas seriam as responsáveis pelas diferenças na lucratividade. Assim, empresas com custos mais elevados produziriam menos, obtendo o que se poderia chamar de “lucros normais”, enquanto que empresas com custos menores produziriam mais e obteriam “lucros acima do normal” (Gráfico 1). O efeito do tamanho das maiores empresas sobre o grau de concentração seria o responsável pela presença de uma relação positiva entre lucratividade e grau de concentração. Contrapondo-se à hipótese do poder de mercado, este argumento, denominado de hipótese da eficiência, também teve grande influência no debate sobre as políticas de defesa da concorrência.

De fato, os efeitos normativos de cada argumento são muito diferentes. Segundo a hipótese do poder de mercado, a desconcentração dos mercados deveria ser um objetivo de política a ser perseguido pelo governo na tentativa de diminuir os possíveis prejuízos de práticas anti-competitivas por parte das firmas. Já segundo a hipótese da eficiência, a intervenção governamental seria não apenas desnecessária, mas também danosa à concorrência.

Uma vez que a relação entre grau de concentração e lucratividade segundo a hipótese da eficiência seria intermediada pela participação no mercado das firmas, o passo seguinte foi o acréscimo desta variável, juntamente com o grau de concentração, nas equações de lucratividade. Scherer et al (1987) sintetizam os resultados de uma série de estudos que, basicamente, apresentam as seguintes conclusões: (i) a participação de mercado tem influência positiva sobre a lucratividade, e (ii) o grau de concentração, na maioria dos casos, não tem influência sobre a lucratividade (nos casos em que tem influência, ela é pequena e negativa). Em um destes estudos, por exemplo, Ravenscraft (1983) encontra uma relação positiva e estatisticamente significativa entre participação no mercado e lucratividade e uma relação negativa e estatisticamente não significativa entre grau de concentração e lucratividade.

**Gráfico 1**

Curva de oferta quebrada sob concorrência e com a presença de diferenças nas estruturas de custos



Extraído de Caves & Peltzman (1990), página 327.

Suponha firmas “representativas” com curvas de custo médio e de custo marginal  $AC$  e  $MC$ , respectivamente, uma função oferta de longo prazo  $LRS$  e produzindo a quantidade  $q^*$ . Suponha que uma determinada firma passasse a apresentar uma estrutura de custos mais eficiente - custos médio e marginal representados por  $AC'$  e  $MC'$  respectivamente - que permitiria aumentar sua produção de  $q^*$  para  $q^{**}$ . Nesta situação, o grau de concentração aumenta e o lucro da firma mais eficiente - representado pela área sombreada - também aumenta, refletindo-se no aumento na lucratividade da indústria como um todo.

Os estudos sobre a relação entre grau de concentração e lucratividade na indústria bancária deram origem a uma extensa literatura. Gilbert (1984) sintetiza os resultados de mais de quarenta estudos desenvolvidos entre a segunda metade da década de 60 e o início da década de 80 sobre o tema. A maioria dos estudos analisados identifica uma relação positiva e estatisticamente significativa entre as duas variáveis; entretanto, em nenhum deles a relação lucratividade - grau de concentração é controlada pela participação de mercado. Smirlock (1985) estima uma equação de lucratividade semelhante à utilizada por Ravenscraft (1983) para dados da indústria manufatureira, chegando a resultados parecidos: o coeficiente associado à participação de mercado é positivo e estatisticamente significativo e o coeficiente associado ao grau de concentração é negativo e estatisticamente não-significativo. Smirlock (1985) também estima a mesma equação de lucratividade com o acréscimo de uma variável de interação entre o grau de concentração e a participação de mercado para captar uma relação potencial entre participação de mercado e poder de mercado, não encontrando nenhuma indicação neste sentido.

A definição da medida de desempenho é uma das dificuldades empíricas mais importantes associadas ao paradigma estrutura-conduta-desempenho. Smirlock, Gilligan & Marshall (1984) e Salinger (1990), dentre outros, apresentam críticas ao uso de medidas diretas de lucratividade para quantificar o desempenho, sugerindo como alternativas, respectivamente, o uso da razão  $q$  de Tobin ou da razão preço/custo. Gilbert (1984) e Shepherd (1986), por sua vez, apresentam os contra-argumentos. Dada esta discussão, alguns autores optaram por não trabalhar com dados relativos ao lucro, preferindo, em seu lugar, medir o desempenho através dos preços. Gilbert (1984) cita cinco estudos que utilizam as taxas de juros praticadas pelos bancos como medida de desempenho. Nestes estudos, bem como em Berger & Hannan (1989), conclui-se que o grau de concentração influencia significativamente as taxas de juros segundo a hipótese do poder de mercado, ou seja, as taxas de juros sobre depósitos tendem a ser menores e as taxas de juros sobre empréstimos tendem a ser maiores à medida que o grau de concentração aumenta. Jackson III (1992), numa tentativa de resgatar a hipótese da eficiência, levanta a possibilidade de uma relação não-linear (forma de U) entre preço e grau de concentração. Assim, um baixo grau de concentração refletiria a entrada de novas firmas mais eficientes, que poderiam praticar taxas de juros sobre depósitos mais elevadas, enquanto que um alto grau de



concentração refletiria o aumento na participação de mercado das firmas mais eficientes. Os resultados apresentados pelo autor são contestados por Berger & Hannan (1992).

Algumas conclusões podem ser extraídas a partir desta revisão da literatura:

- (i) a presença de uma relação positiva significativa entre lucratividade e grau de concentração não valida a hipótese do poder de mercado, podendo tratar-se de uma relação espúria que resulta da omissão da participação de mercado;
- (ii) a presença de uma relação positiva significativa entre preço e grau de concentração e/ou entre preço e participação de mercado valida a hipótese do poder de mercado;
- (iii) a presença de uma relação negativa significativa entre preço e grau de concentração e/ou entre preço e participação de mercado valida a hipótese da eficiência;
- (iv) a ausência de uma relação significativa entre lucratividade e grau de concentração e a presença de uma relação positiva significativa entre lucratividade e participação de mercado em uma mesma equação validam a hipótese de eficiência. Este resultado deve ser visto com ressalvas, pois há uma colinearidade potencialmente danosa do ponto de vista estatístico entre as duas variáveis explicativas.

A literatura sobre a relação entre lucratividade e grau de concentração ou entre preço e grau de concentração é muito vasta, mas inconclusiva. Os estudos empíricos parecem incapazes de validar qualquer das hipóteses sobre esta relação, tendo utilidade restrita para a tomada de decisões de caráter normativo. O acréscimo da participação de mercado tornou as conclusões ainda mais tênues do ponto de vista estatístico, conforme citado acima, ainda mais quando se reconhece a existência de colinearidade entre ela e o grau de concentração.

Este trabalho analisará a relação preço - grau de concentração e preço - participação de mercado na indústria bancária brasileira, sendo a variável de desempenho medida através das taxas de juros sobre empréstimos praticadas pelos bancos nas diversas modalidades existentes no mercado brasileiro, tanto direcionados para pessoas físicas quanto para pessoas jurídicas. Esta abordagem é bastante distinta daquela empregada nos estudos sobre a indústria bancária norte-americana, onde os mercados são geograficamente limitados. O conceito de mercado neste trabalho não está relacionado com sua localização geográfica, mas com seu produto. Os prós e contras da utilização da variável preço são bem conhecidos. Por um lado, evitam-se os problemas associados à mensuração da

lucratividade das empresas, mas por outro, arrisca-se a encontrar resultados empíricos inconclusivos.

### 3. Modelo

Em linhas gerais, este trabalho segue a metodologia empregada pela maioria dos textos citados. Na ausência de um modelo estrutural micro-fundamentado para caracterizar o comportamento dos bancos e dos seus clientes, estimam-se equações para a taxa de juros sob a forma reduzida do tipo:

$$(1) \quad r_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 CONC_{jt} + \beta_2' x_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \text{ ou}$$

$$(2) \quad r_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 PART_{ijt} + \beta_2' x_{ijt} + \varepsilon_{ijt}.$$

sendo  $r_{ijt}$  a taxa de juros cobrada pelo banco  $i$  para o produto  $j$  no tempo  $t$ ,  $CONC_{jt}$  o grau de concentração no mercado do produto  $j$  no tempo  $t$ ,  $PART_{ijt}$  a participação do banco  $i$  no mercado do produto  $j$  no tempo  $t$ ,  $x_{ijt}$  um vetor de variáveis de controle, e  $\varepsilon_{ijt}$  o termo aleatório.

Uma variante da equação (1) foi estimada por Berger & Hannan (1989) para a taxa de juros sobre depósitos. Os autores encontraram um sinal negativo para o coeficiente associado ao grau de concentração, indicando que bancos participantes de mercados mais concentrados agiriam no sentido de oferecer taxas mais baixas a seus clientes (hipótese do poder de mercado). Como no presente artigo trabalha-se com a taxa de juros sobre empréstimos, a hipótese do poder de mercado seria sustentada por um sinal positivo para o coeficiente  $\beta_1$ . Já um sinal negativo para  $\beta_1$  estaria associado à hipótese da eficiência. Para a equação (2), a interpretação dos sinais é semelhante: à hipótese do poder de mercado associa-se um sinal positivo para  $\beta_1$  e à hipótese da eficiência, um sinal negativo.

Duas medidas são usualmente empregadas para o grau de concentração: a razão de concentração para  $n$  empresas, que consiste na participação de mercado das  $n$  maiores

empresas, e o índice de Herfindahl-Hirschman (IHH), que corresponde ao somatório das participações de mercado de cada empresa elevadas ao quadrado. Há uma certa arbitrariedade na escolha do valor de n na razão de concentração, motivo pelo qual optou-se pela utilização da segunda medida neste trabalho.

Algumas variáveis de controle são incluídas nas equações de taxa de juros. Para avaliar a qualidade dos empréstimos dos bancos são consideradas duas variáveis: a taxa de inadimplência ( $INAD_{ijt}$ ), que corresponde à parcela dos empréstimos com atraso no pagamento superior a noventa dias em relação aos empréstimos totais e que deve apresentar um coeficiente positivo, e o prazo médio dos contratos de empréstimo ( $PRAZO_{ijt}$ ), em dias, para o qual também se espera um coeficiente positivo. A capacidade gerencial dos bancos é controlada por duas variáveis: a razão entre o volume de créditos com aplicação livre e o ativo circulante ( $CRED_{it}$ ) e a razão entre as despesas administrativas e as receitas operacionais ( $ADM_{it}$ ). A utilização do volume de créditos livres ao invés dos créditos totais teve por objetivo expurgar os créditos direcionados, que, por terem seus volumes atrelados aos instrumentos de captação e suas taxas de juros regulamentadas pelo governo, apresentariam um comportamento peculiar não influenciado pelo mecanismo de concorrência. As diferenças na capacidade gerencial dos bancos podem ser vistas na forma como eles administram suas carteiras de créditos livres. Assim, uma elevada participação da carteira de créditos livres no ativo de um banco pode refletir um possível “efeito-especialização”, tornando negativo o sinal esperado do coeficiente associado à variável  $CRED_{it}$ . Já a variável  $ADM_{it}$  deve apresentar um sinal positivo.

Para a estimação deste modelo, tendo em vista a possibilidade de existência de correlação entre as modalidades de crédito em um mesmo banco, adotou-se a metodologia de Funções de Estimação Generalizadas (GEE) proposta por Liang e Zeger (1986). Assim, os estimadores são obtidos a partir da equação:

$$\Psi_n(\beta) = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right] V_i^{-1/2} R(\alpha)^{-1} V_i^{-1/2} (y_i - \mu_i(\beta)) = 0$$

onde:

$\mu_i = [\mu_{i1}, \dots, \mu_{iT_i}]$  corresponde ao vetor contendo a esperança da variável dependente;

$$\frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} = \begin{bmatrix} \frac{x_{i11}}{g(\mu_{i1})} & \dots & \frac{x_{iT_i 1}}{g(\mu_{iT_i})} \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{x_{i1p}}{g(\mu_{i1})} & \dots & \frac{x_{iT_i p}}{g(\mu_{iT_i})} \end{bmatrix}, \text{ sendo } x_{ijk} \text{ a } j\text{-ésima observação da } k\text{-ésima}$$

variável independente relativo ao  $i$ -ésimo banco para  $i=1, \dots, n$ ;  $j=1, \dots, T_i$  e  $k=1, \dots, p$ ;

$g(\mu_{ij})$  denota a função de ligação;

$V_i = \text{diag}\{v_{ij}\}$  é a matriz de variâncias de dimensão  $T_i \times T_i$ ;

$R(\alpha)$  é uma matriz quadrada de dimensão  $T_i$  especificada em termos apenas de  $\alpha$ , o qual é denominada de Matriz de Trabalho e representa a matriz de correlação da variável dependente.

Sob certas condições de regularidade, demonstra-se que o estimador dado por

$$\hat{\beta}_{r+1} = \hat{\beta}_r + \left\{ \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right]^t V_i^{-1/2} R(\alpha)^{-1} V_i^{-1/2} \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right] \right\}^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right]^t V_i^{-1/2} R(\alpha)^{-1} V_i^{-1/2} (y_i - \mu_i(\beta)) \right\}$$

é assintoticamente não viciado e

$$n(\beta_n - \beta) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{D} N(0, J^{-1})$$

onde:

$J$  é a matriz de Godambe que pode ser estimada por

$$\hat{J}_n^{-1}(\beta) = I_0^{-1} I_1 I_0^{-1}$$

onde:

$$I_1 = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right]^t V_i^{-1/2} [(y_i - \mu_i(\beta))(y_i - \mu_i(\beta))^t] V_i^{-1/2} \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right]$$

$$I_0 = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right]^t V_i^{-1/2} R(\alpha)^{-1} V_i^{-1/2} \left[ \frac{\partial \mu_i(\mathbf{y}, \beta)}{\partial \beta} \right]$$

É importante ressaltar que, diferentemente dos modelos tradicionais, segundo esta metodologia não são necessárias as suposições sobre a distribuição da variável resposta, nem tão pouco de homocedasticidade. A principal limitação deste modelo encontra-se no fato deste estimador não ser eficiente caso a estrutura de correlação  $R(\alpha)$  for distinta da verdadeira (para maiores detalhes, V. McCullagh, 1983).

No presente trabalho, utilizou-se uma função de ligação logarítmica e uma estrutura de correlação uniforme ao longo das modalidades.

#### 4. Descrição dos dados

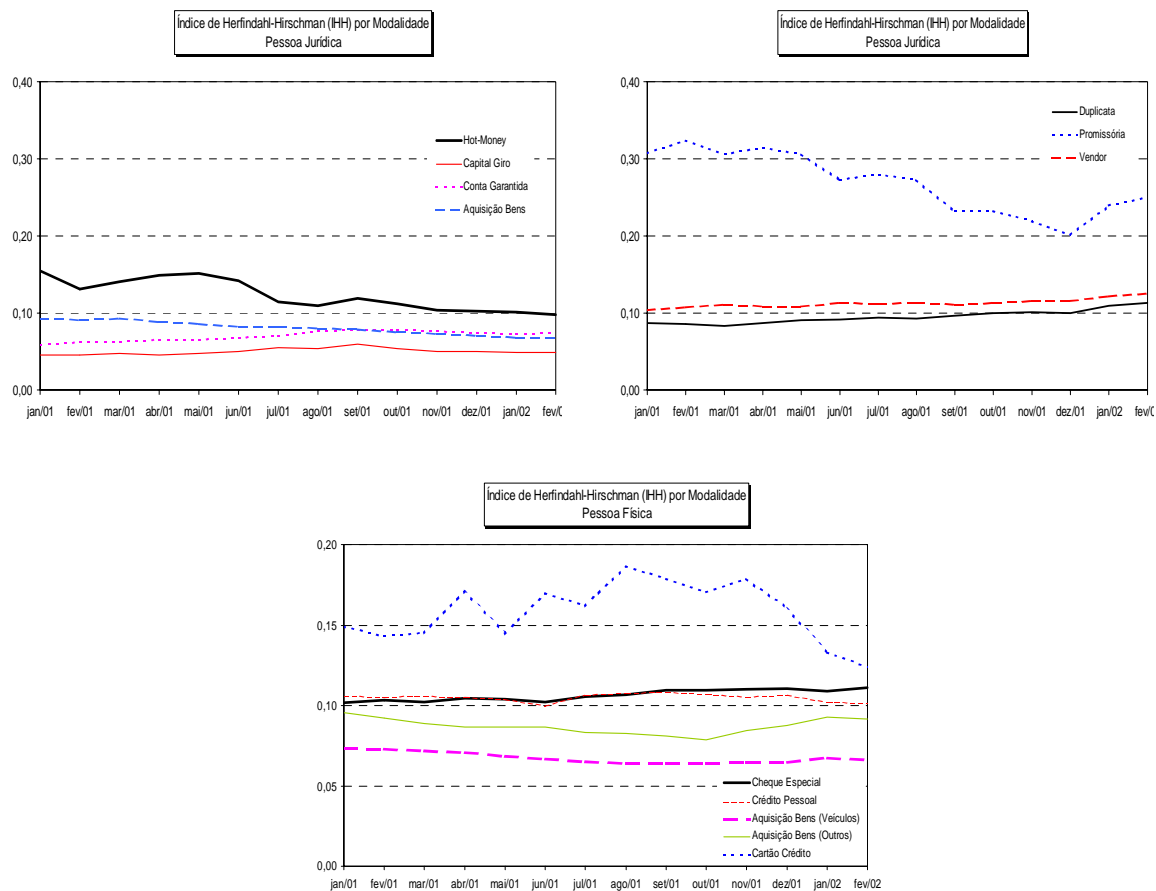
Todas as informações utilizadas neste trabalho fazem parte da base de dados do Banco Central do Brasil. As taxas de juros mensais para cada modalidade de crédito e instituição financeira são calculadas a partir do levantamento diário das taxas de juros praticadas pelos bancos ponderadas pelo volume de concessões. A taxa de juros total representa o custo da operação para o cliente, sendo obtida pela soma da taxa média e dos encargos fiscais e operacionais. Os encargos fiscais representam o custo do Imposto Sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguro (IOF) incidente nas operações de crédito. Espera-se que exista uma relação inversa entre as taxas de juros e os volumes das operações de crédito. Juntamente com as taxas de juros, são levantados junto aos bancos, os dados sobre inadimplência e sobre o prazo médio das operações de crédito.

O grau de concentração foi calculado a partir das participações de mercado segundo o tamanho da carteira de crédito de todos os bancos que passaram esta informação para cada modalidade de crédito (Gráfico 2). As variáveis  $CRED_{it}$  e  $ADM_{it}$  foram construídas a partir das informações contidas no Plano Contábil das Instituições Financeiras (COSIF), criado em 1987 com o objetivo de uniformizar os procedimentos de registro e elaboração de demonstrações contábeis por parte das instituições financeiras sob supervisão do Banco Central do Brasil.

A base de dados utilizados neste trabalho engloba 87 bancos e doze modalidades de crédito para o período compreendido entre janeiro de 2001 e fevereiro de 2002. São sete modalidades de crédito direcionado às pessoas jurídicas (*hot-money*, desconto de duplicata,

desconto de nota promissória, capital de giro, conta garantida, *vendor* e aquisição de bens) e cinco modalidades de crédito direcionado às pessoas físicas (cheque especial, crédito pessoal, cartão de crédito, aquisição de veículos e aquisição de outros bens que não veículos). O número de bancos que fazem parte da amostra é menor do que o número total de bancos em funcionamento no país devido à falta de informações completas para todo o período sob análise. Possíveis *outliers* também foram eliminados da amostra.

**Gráfico 2 - Grau de concentração segundo as modalidades de crédito**

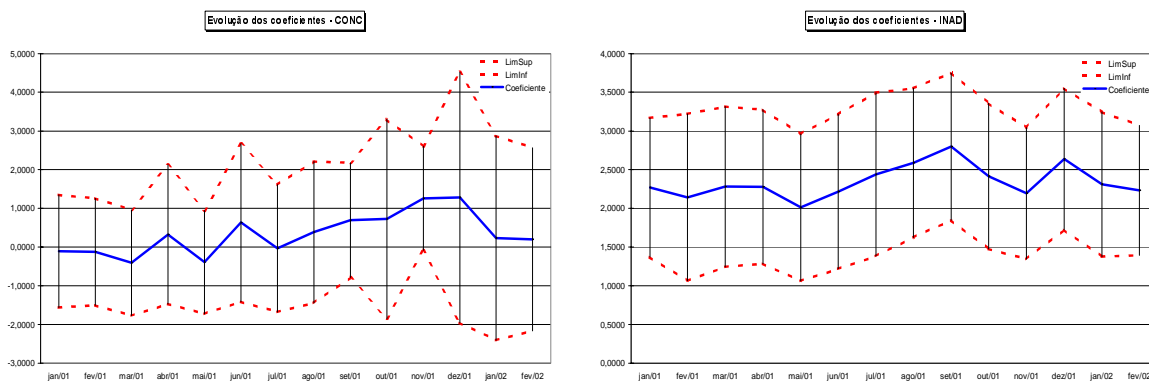


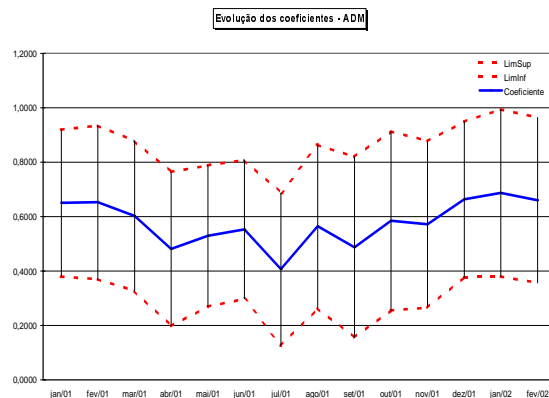
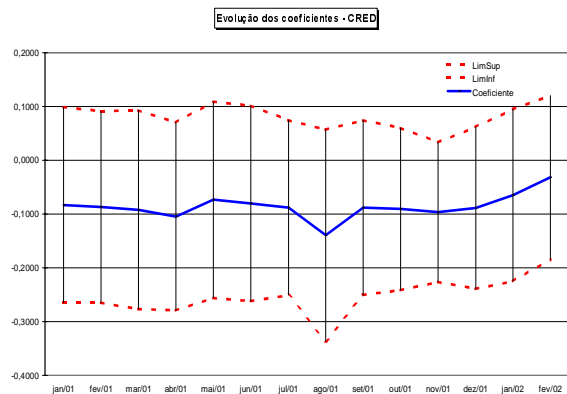
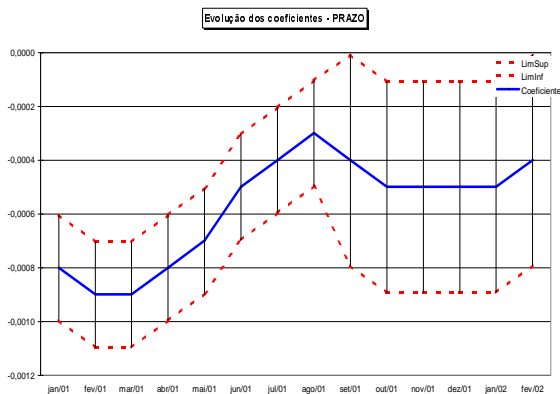
## 5. Resultados

O Quadro 1 (V. Anexo) mostra os resultados da estimação por GEE considerando o grau de concentração. Levando-se em conta que a estimação foi realizada mês a mês, os resultados são bem consistentes. O grau de concentração, medido pelo índice de Herfindahl-Hirschman, não tem influência sobre a taxa de juros sobre empréstimos, contrariando a hipótese do poder de mercado. Ambas as variáveis relacionadas com a

qualidade dos empréstimos dos bancos apresentaram coeficientes estatisticamente significativos. De acordo com o esperado, o coeficiente associado à variável  $INAD_{ijt}$  é positivo. Já o coeficiente negativo, muito embora bastante pequeno, para a variável  $PRAZO_{ijt}$  surpreende à primeira vista. A possibilidade do efeito do prazo dos empréstimos sobre a taxa de juros ser melhor captado através de sua interação com o efeito da inadimplência – a inadimplência aumentaria com o aumento do prazo dos empréstimos – foi testada com a inclusão da variável  $INAD_{ijt} \times PRAZO_{ijt}$  na equação de taxa de juros, não se encontrando nenhum resultado importante. O coeficiente associado a esta variável é estatisticamente igual a zero enquanto que os coeficientes das demais variáveis não sofreram alteração. É possível, ainda, que o sinal negativo esteja captando o fato das modalidades de crédito com prazos mais longos possuírem características intrínsecas que possibilitam a redução da taxa de juros, como garantias reais em caso de inadimplência, por exemplo. Quanto à capacidade gerencial dos bancos, a variável  $CRED_{it}$  mostrou-se não significativa, enquanto que a variável  $ADM_{it}$  apresentou um coeficiente estatisticamente significativo e positivo, conforme esperado. O Gráfico 3 mostra a evolução dos coeficientes no período analisado. Com exceção do coeficiente associado ao grau de concentração, todos os demais coeficientes apresentaram-se estáveis no período analisado.

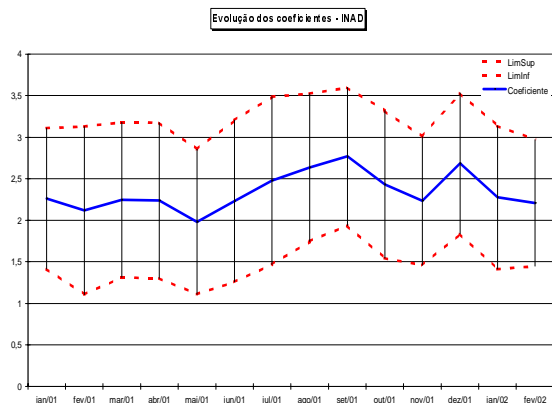
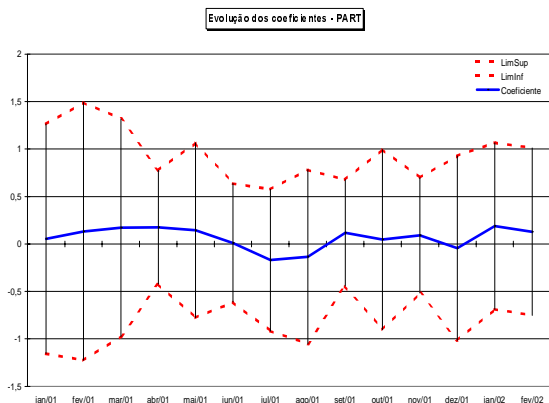
**Gráfico 3 – Evolução dos coeficientes estimados por GEE considerando o grau de concentração como variável explicativa**



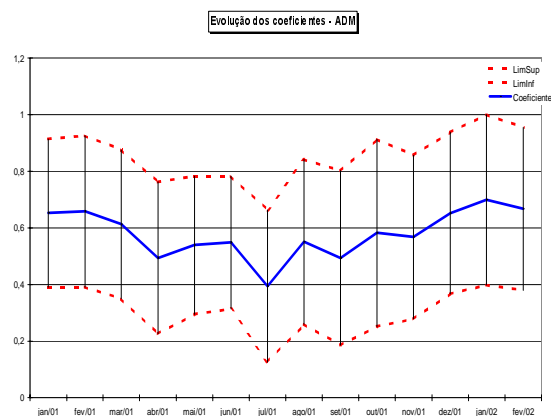
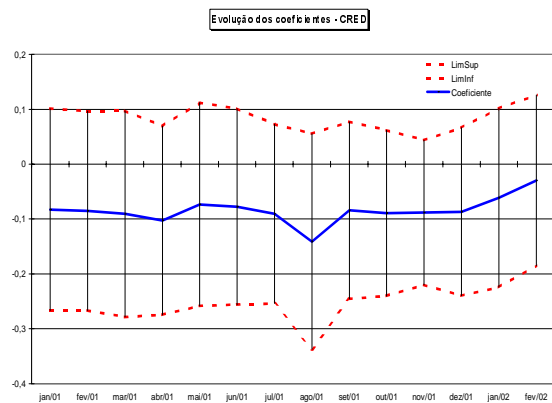
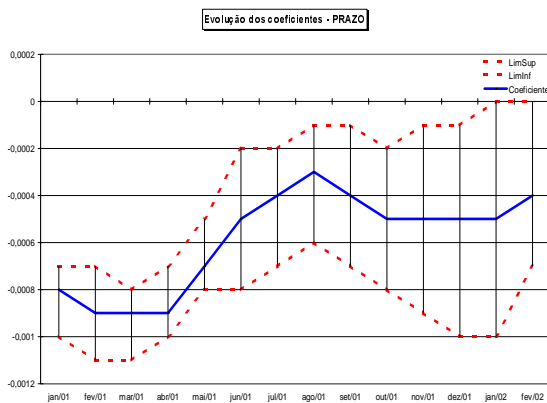


A substituição do grau de concentração pela participação de mercado ( $PART_{ijt}$ ) não alterou substancialmente os resultados. Conforme mostram o Gráfico 4 e o Quadro 2 (V. Anexo), a participação de mercado também não influencia a taxa de juros e os coeficientes das demais variáveis de controle mantêm suas magnitudes, sinais e significância.

**Gráfico 4** – Evolução dos coeficientes estimados por GEE considerando a participação de mercado como variável explicativa







A estimação do modelo com as mesmas variáveis explicativas defasadas de um período também não gerou resultados substancialmente diferentes, seja para o grau de concentração quanto para a participação de mercado.

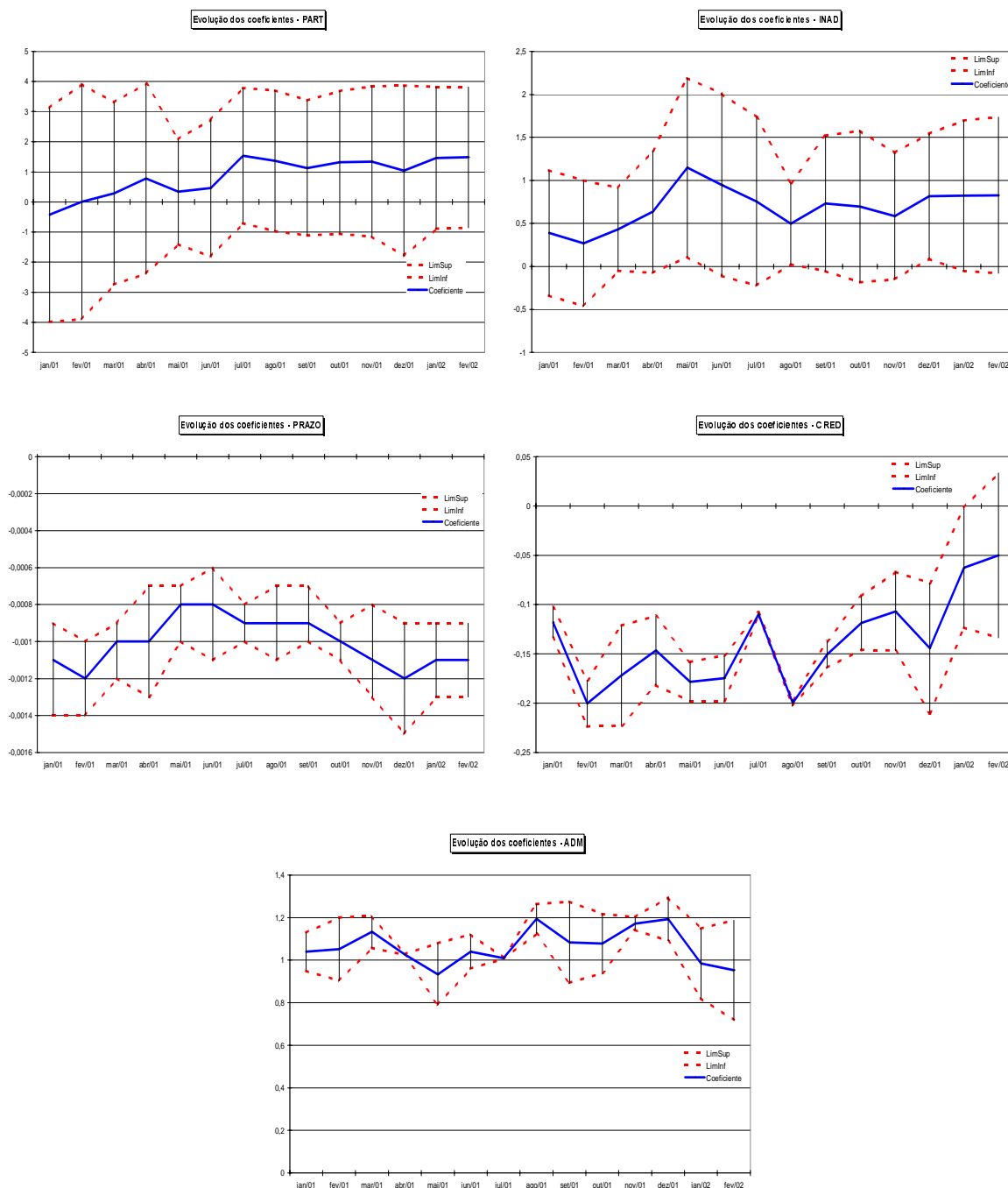
Conforme mostra o Gráfico 2, com exceção do mercado de nota promissória, todos os demais mercados apresentam graus de concentração relativamente baixos, talvez baixos o suficiente para não caracterizar a existência de poder de mercado por parte dos bancos. É possível que esta desconcentração esteja relacionada com a inexistência de importantes barreiras à entrada nos mercados. Com efeito, uma vez que a definição de mercado relevante é baseada no conceito de produto, ou seja, de modalidade de crédito, a entrada de um banco que já atua em determinados mercados de crédito para pessoa jurídica, por exemplo, em um novo mercado de crédito para pessoa jurídica não implicaria grandes custos adicionais em relação à captação de recursos, infra-estrutura física e recursos humanos. Neste sentido, poder-se-ia afirmar que as barreiras à entrada não são elevadas. Se este for o caso, uma grande participação de mercado não se traduziria em maior poder de mercado, pois qualquer tentativa de tirar vantagem desta posição incentivaria a entrada de

novos concorrentes. Isto explicaria o fato de tanto o grau de concentração quanto a participação de mercado apresentarem-se não significativos nas equações estimadas. A exploração do poder de mercado também é limitada pelo grau de substituição entre produtos. Quanto maior o grau de substituição, menor a possibilidade de se exercer o poder de mercado, já que os consumidores tenderiam a trocar de produto. Assim, definição de mercado relevante segundo a modalidade de crédito pode ser muito restrita quando se considera que determinadas modalidades de crédito são substitutas próximas. Se este for o caso, também é de se esperar que as taxas de juros sobre empréstimos não sejam influenciadas pelo grau de concentração ou pela participação de mercado.

Com o objetivo de avaliar a importância dos argumentos acima, o mesmo modelo foi estimado considerando apenas duas modalidades de crédito: crédito para pessoa jurídica e crédito para pessoa física. Nesta situação, inexistem o efeito-substituição e as barreiras à entrada passam a ser importantes. Os dados referentes às sete modalidades de crédito associadas à pessoa jurídica e às cinco modalidades de crédito associadas à pessoa física foram agrupados nas duas novas modalidades. Novos valores para o grau de concentração e a participação de mercado foram calculados, bem como para a taxa de juros, a inadimplência e o prazo. No caso destas três últimas variáveis, os valores referentes a cada modalidade de crédito original foram ponderados de acordo com a importância relativa de cada uma segundo o volume de operações. O Gráfico 5 e o Quadro 3 (V. Anexo) mostram a evolução dos coeficientes estimados para um modelo que considera apenas duas modalidades de crédito e a participação de mercado como variável relevante. A participação de mercado permanece não significativa, aumentando a robustez do resultado inicial.

Em suma, nem a ausência de barreiras à entrada e nem a presença de um efeito-substituição podem explicar o fato da participação de mercado não influenciar a taxa de juros sobre empréstimos quando o mercado relevante é definido de modo estrito segundo a modalidade de crédito.

**Gráfico 5 – Evolução dos coeficientes estimados por GEE considerando apenas dois mercados**



## 6. Considerações finais

Este trabalho realizou uma análise empírica da relação preço-concentração na indústria bancária brasileira através da estimação pelo método GEE de um modelo uni-equacional da taxa de juros sobre empréstimos praticada pelos bancos em função do grau de

concentração de mercado e de outras variáveis de controle. O principal resultado foi o de que a relação preço-concentração não é estatisticamente significativa para o caso brasileiro. Esta conclusão é distinta da que chegaram Berger & Hannan (1989) para a indústria bancária norte-americana. Segundo a teoria de organização industrial, este resultado seria uma indicação de que os bancos não atuariam como um cartel na fixação das taxas de juros sobre empréstimos. A implicação deste resultado é clara: a intervenção governamental no sentido de diminuir o grau de concentração dos mercados seria inócua para diminuir as taxas de juros.

Entretanto, cabem duas ressalvas a esta conclusão. Em primeiro lugar, conforme citado anteriormente, o grau de concentração verificado para quase todos os mercados ainda é baixo para refletir um possível exercício de poder de mercado por parte dos bancos. Não está descartada a hipótese de que a relação preço-concentração torne-se significativa dentro de um intervalo mais amplo de graus de concentração de mercado. Em segundo lugar, o trabalho ignorou a dimensão geográfica dos mercados devido à inexistência de dados. Esta omissão impede a identificação de um poder de mercado regional, que pode ter alguma relevância nos mercados de crédito voltado para as pessoas físicas e para as pequenas empresas.

O efeito potencial da concentração dos mercados sobre as taxas de juros tem rendido debates acalorados dentro da sociedade brasileira, mas que ainda têm sido pouco fundamentados em análise quantitativa. Este trabalho procurou dar sua contribuição ao debate através deste caminho.

## 7. Referências bibliográficas

Bain, J.S. 1951. "Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-40", The Quarterly Journal of Economics. Vol 65, pp.293-324.

Berger, A.N. & Hannan, T.H. 1989. "The price-concentration relationship in banking". The Review of Economics and Statistics. Vol 71, pp.291-299.

Berger, A.N. & Hannan, T.H. 1992. "The price-concentration relationship in banking: a reply". The Review of Economics and Statistics. Vol 74, pp.376-379.

Bresnahan, T.E. 1989. "Empirical studies of industries with market power", in Schmalensee, R. & Willig, R.D. (eds). Handbook of industrial organization. Amsterdam, North-Holland. Vol 2, pp.1011-1058.

Caves, R.E. & Peltzman, S. 1990. "The concentration-margins relationship reconsidered: comments and discussion". Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics. Vol 1990, pp.322-335.

Demsetz, H. 1973, "Industry structure, market rivalry, and public policy". Journal of Law and Economics. Vol 16, pp.1-10.

Fuchs, V.R. 1961. "Integration, concentration, and profits in manufacturing industries". The Quarterly Journal of Economics. Vol 75, pp.278-291.

Gilbert, R.A. 1984. "Bank market structure and competition: a survey". Journal of Money, Credit and Banking, Vol 16, pp.617-645.

Hannan, T.H. 1991. "Foundations of the structure-conduct-performance paradigm in banking". Journal of Money, Credit and Banking. Vol 23, pp.68-84.

Jackson III, W.E. 1992. "The price-concentration relationship in banking: a comment". The Review of Economics and Statistics. Vol 74, pp.373-376.

Liang, K. Y. & Zeger, L. S. 1986. "Longitudinal data analysis using generalized linear models". Biometrika. Vol 73, pp.13-22.

McCullagh, J.A. N. 1989. "Generalized Linear Models", 3rd ed., Chapman & Hall, London.

Nakane, M.I. 2002. "A test of competition in Brazilian banking". Estudos Econômicos. Vol 32, pp.203-224.

Neuberger, D. 1997. "Structure, Conduct and Performance in Banking Markets". Working Paper No. 12. Universidade Rostock, Rostock.

Peltzman, S. 1977. "The gains and losses from industrial concentration". Journal of Law and Economics. Vol 20, pp.229-263.

Ravenscraft, D.J. 1983. "Structure-profit relationships at the Line of Business and industry level". The Review of Economics and Statistics. Vol 65, pp.22-31.

Salinger, M. 1990. "The concentration-margins relationship reconsidered". Brookings Papers on Economic Activity. Vol 1990, pp.287-321.

Scherer, F.M. et al. 1987. "The validity of studies with Line of Business data: comment". The American Economic Review. Vol 77, pp.205-217.

Shepherd, W.G. 1986. "Tobin's q and the structure-performance relationship: comment". The American Economic Review. Vol 76, pp.1205-1210

Smirlock, M. 1985. "Evidence on the (non) relationship between concentration and profitability in banking". Journal of Money, Credit and Banking, Vol 17, pp.69-83.

Smirlock, M., Gilligan, T. & Marshall, W. 1984. "Tobin's q and the structure-performance relationship". The American Economic Review. Vol 74, pp.1051-1060

Vesala, J. 1995. Testing for competition in banking: behavioral evidence from Finland. Bank of Finland, Helsinki, 206p.

Weiss, L.W. 1963. "Average concentration ratios and industrial performance". Journal of Industrial Economics. Vol 11, pp.237-254.

**Anexo**

Quadro 1

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JAN2001	Intercepto	-3.4748	0.1723	-20.17	<.0001
	CONC	-0.1099	0.7427	-0.15	0.8823
	INAD	2.2707	0.4588	4.95	<.0001
	PRAZO	-0.0008	0.0001	-9.24	<.0001
	CRED	-0.0832	0.0929	-0.89	0.3709
	ADM	0.6500	0.1378	4.72	<.0001
FEV2001	Intercepto	-3.4885	0.1605	-21.74	<.0001
	CONC	-0.1217	0.7051	-0.17	0.8630
	INAD	2.1417	0.5505	3.89	0.0001
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-10.50	<.0001
	CRED	-0.0872	0.0909	-0.96	0.3375
	ADM	0.6523	0.1441	4.53	<.0001
MAR2001	Intercepto	-3.4145	0.1552	-22.00	<.0001
	CONC	-0.4064	0.6992	-0.58	0.5611
	INAD	2.2798	0.5285	4.31	<.0001
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-10.80	<.0001
	CRED	-0.0923	0.0943	-0.98	0.3278
	ADM	0.6027	0.1406	4.29	<.0001
ABR2001	Intercepto	-3.4677	0.1944	-17.84	<.0001
	CONC	0.3238	0.9170	0.35	0.7240
	INAD	2.2793	0.5071	4.49	<.0001
	PRAZO	-0.0008	0.0001	-10.47	<.0001
	CRED	-0.1047	0.0891	-1.18	0.2399
	ADM	0.4812	0.1445	3.33	0.0009
MAI2001	Intercepto	-3.3827	0.1550	-21.83	<.0001
	CONC	-0.3933	0.6800	-0.58	0.5630
	INAD	2.0099	0.4848	4.15	<.0001
	PRAZO	-0.0007	0.0001	-7.54	<.0001
	CRED	-0.0737	0.0932	-0.79	0.4291
	ADM	0.5294	0.1324	4.00	<.0001
JUN2001	Intercepto	-3.5259	0.2115	-16.67	<.0001
	CONC	0.6310	1.0430	0.60	0.5452
	INAD	2.2152	0.5098	4.35	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0001	-3.27	0.0011
	CRED	-0.0805	0.0927	-0.87	0.3854
	ADM	0.5531	0.1303	4.25	<.0001

(continua...)

Quadro 1

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JUL2001	Intercepto	-3.3519	0.1441	-23.27	<.0001
	CONC	-0.0337	0.8389	-0.04	0.9679
	INAD	2.4367	0.5386	4.52	<.0001
	PRAZO	-0.0004	0.0001	-3.47	0.0005
	CRED	-0.0882	0.0830	-1.06	0.2877
	ADM	0.4069	0.1433	2.84	0.0045
AGO2001	Intercepto	-3.4289	0.1642	-20.88	<.0001
	CONC	0.3827	0.9327	0.41	0.6816
	INAD	2.5886	0.4914	5.27	<.0001
	PRAZO	-0.0003	0.0001	-2.63	0.0085
	CRED	-0.1398	0.1003	-1.39	0.1636
	ADM	0.5641	0.1530	3.69	0.0002
SET2001	Intercepto	-3.4689	0.1772	-19.57	<.0001
	CONC	0.6938	0.7565	0.92	0.3591
	INAD	2.7984	0.4859	5.76	<.0001
	PRAZO	-0.0004	0.0002	-2.44	0.0146
	CRED	-0.0883	0.0828	-1.07	0.2863
	ADM	0.4878	0.1691	2.88	0.0039
OUT2001	Intercepto	-3.4709	0.1689	-20.55	<.0001
	CONC	0.7236	1.3132	0.55	0.5816
	INAD	2.4162	0.4805	5.03	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.82	0.0048
	CRED	-0.0908	0.0770	-1.18	0.2380
	ADM	0.5848	0.1678	3.48	0.0005
NOV2001	Intercepto	-3.5417	0.1664	-21.29	<.0001
	CONC	1.2570	0.6856	1.83	0.0667
	INAD	2.1936	0.4334	5.06	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.34	0.0195
	CRED	-0.0966	0.0662	-1.46	0.1443
	ADM	0.5715	0.1562	3.66	0.0003
DEZ2001	Intercepto	-3.5837	0.1755	-20.42	<.0001
	CONC	1.2802	1.6534	0.77	0.4388
	INAD	2.6379	0.4665	5.65	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.47	0.0133
	CRED	-0.0889	0.0768	-1.16	0.2467
	ADM	0.6636	0.1456	4.56	<.0001

(continua...)



Quadro 1

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JAN2002	Intercepto	-3.4611	0.1721	-20.11	<.0001
	CONC	0.2346	1.3462	0.17	0.8617
	INAD	2.3099	0.4764	4.85	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.09	0.0364
	CRED	-0.0650	0.0816	-0.80	0.4258
	ADM	0.6873	0.1566	4.39	<.0001
FEV2002	Intercepto	-3.4780	0.1626	-21.39	<.0001
	CONC	0.1987	1.2066	0.16	0.8692
	INAD	2.2329	0.4285	5.21	<.0001
	PRAZO	-0.0004	0.0002	-2.00	0.0450
	CRED	-0.0319	0.0777	-0.41	0.6816
	ADM	0.6602	0.1552	4.25	<.0001

Quadro 2

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JAN2001	Intercepto	-3.4890	0.1151	-30.32	<.0001
	PART	0.0529	0.6169	0.09	0.9316
	INAD	2.2626	0.4323	5.23	<.0001
	PRAZO	-0.0008	0.0001	-10.10	<.0001
	CRED	-0.0826	0.0939	-0.88	0.3790
	ADM	0.6524	0.1337	4.88	<.0001
FEV2001	Intercepto	-3.5066	0.1105	-31.73	<.0001
	PART	0.1325	0.6928	0.19	0.8484
	INAD	2.1176	0.5152	4.11	<.0001
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-11.17	<.0001
	CRED	-0.0851	0.0927	-0.92	0.3591
	ADM	0.6585	0.1363	4.83	<.0001
MAR2001	Intercepto	-3.4654	0.1068	-32.43	<.0001
	PART	0.1731	0.5847	0.30	0.7671
	INAD	2.2445	0.4765	4.71	<.0001
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-11.75	<.0001
	CRED	-0.0907	0.0959	-0.95	0.3445
	ADM	0.6127	0.1343	4.56	<.0001
ABR2001	Intercepto	-3.4327	0.1049	-32.72	<.0001
	PART	0.1767	0.3066	0.58	0.5643
	INAD	2.2365	0.4779	4.68	<.0001
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-12.83	<.0001
	CRED	-0.1023	0.0878	-1.17	0.2438
	ADM	0.4937	0.1367	3.61	0.0003
MAI2001	Intercepto	-3.4314	0.1074	-31.96	<.0001
	PART	0.1447	0.4708	0.31	0.7586
	INAD	1.9818	0.4452	4.45	<.0001
	PRAZO	-0.0007	0.0001	-7.67	<.0001
	CRED	-0.0732	0.0945	-0.77	0.4388
	ADM	0.5390	0.1247	4.32	<.0001
JUN2001	Intercepto	-3.4463	0.1108	-31.10	<.0001
	PART	0.0124	0.3183	0.04	0.9690
	INAD	2.2313	0.4961	4.50	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0001	-3.47	0.0005
	CRED	-0.0775	0.0911	-0.85	0.3950
	ADM	0.5487	0.1197	4.58	<.0001

(continua...)

Quadro 2

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JUL2001	Intercepto	-3.3504	0.0913	-36.68	<.0001
	PART	-0.1713	0.3809	-0.45	0.6530
	INAD	2.4781	0.5149	4.81	<.0001
	PRAZO	-0.0004	0.0001	-3.36	0.0008
	CRED	-0.0906	0.0834	-1.09	0.2773
	ADM	0.3945	0.1371	2.88	0.0040
AGO2001	Intercepto	-3.3817	0.1066	-31.72	<.0001
	PART	-0.1359	0.4676	-0.29	0.7713
	INAD	2.6357	0.4543	5.80	<.0001
	PRAZO	-0.0003	0.0001	-2.61	0.0091
	CRED	-0.1408	0.1002	-1.41	0.1599
	ADM	0.5505	0.1483	3.71	0.0002
SET2001	Intercepto	-3.3856	0.1039	-32.57	<.0001
	PART	0.1179	0.2860	0.41	0.6801
	INAD	2.7684	0.4233	6.54	<.0001
	PRAZO	-0.0004	0.0002	-2.64	0.0082
	CRED	-0.0842	0.0824	-1.02	0.3068
	ADM	0.4938	0.1572	3.14	0.0017
OUT2001	Intercepto	-3.3944	0.0922	-36.81	<.0001
	PART	0.0471	0.4840	0.10	0.9225
	INAD	2.4309	0.4530	5.37	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.91	0.0036
	CRED	-0.0890	0.0771	-1.15	0.2483
	ADM	0.5824	0.1685	3.46	0.0005
NOV2001	Intercepto	-3.3887	0.1018	-33.29	<.0001
	PART	0.0924	0.3094	0.30	0.7653
	INAD	2.2337	0.3949	5.66	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.47	0.0135
	CRED	-0.0882	0.0672	-1.31	0.1895
	ADM	0.5676	0.1476	3.85	0.0001
DEZ2001	Intercepto	-3.4497	0.0884	-39.04	<.0001
	PART	-0.0441	0.4962	-0.09	0.9292
	INAD	2.6861	0.4325	6.21	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.53	0.0116
	CRED	-0.0865	0.0781	-1.11	0.2679
	ADM	0.6522	0.1457	4.48	<.0001

(continua...)

Quadro 2

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JAN2002	Intercepto	-3.4426	0.0985	-34.96	<.0001
	PART	0.1892	0.4478	0.42	0.6726
	INAD	2.2743	0.4401	5.17	<.0001
	PRAZO	-0.0005	0.0002	-2.11	0.0347
	CRED	-0.0613	0.0832	-0.74	0.4613
	ADM	0.6992	0.1535	4.55	<.0001
	FEV2002	Intercepto	-3.4611	0.1042	-33.21
PART		0.1307	0.4500	0.29	0.7715
INAD		2.2090	0.3892	5.68	<.0001
PRAZO		-0.0004	0.0002	-2.02	0.0437
CRED		-0.0297	0.0794	-0.37	0.7086
ADM		0.6672	0.1466	4.55	<.0001

Quadro 3

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JAN2001	Intercepto	-3.4046	0.1560	-21.82	<.0001
	PART	-0.4256	1.8157	-0.23	0.8147
	INAD	0.3901	0.3714	1.05	0.2935
	PRAZO	-0.0011	0.0001	-10.17	<.0001
	CRED	-0.1180	0.0078	-15.12	<.0001
	ADM	1.0400	0.0460	22.62	<.0001
FEV2001	Intercepto	-3.4041	0.1333	-25.55	<.0001
	PART	0.0055	1.9939	0.00	0.9978
	INAD	0.2697	0.3734	0.72	0.4702
	PRAZO	-0.0012	0.0001	-11.01	<.0001
	CRED	-0.2002	0.0119	-16.77	<.0001
	ADM	1.0520	0.0760	13.84	<.0001
MAR2001	Intercepto	-3.4253	0.1592	-21.51	<.0001
	PART	0.2802	1.5437	0.18	0.8560
	INAD	0.4314	0.2462	1.75	0.0797
	PRAZO	-0.0010	0.0001	-14.53	<.0001
	CRED	-0.1719	0.0259	-6.65	<.0001
	ADM	1.1335	0.0384	29.54	<.0001
ABR2001	Intercepto	-3.4266	0.1439	-23.80	<.0001
	PART	0.7803	1.6085	0.49	0.6276
	INAD	0.6355	0.3623	1.75	0.0794
	PRAZO	-0.0010	0.0001	-7.03	<.0001
	CRED	-0.1465	0.0179	-8.19	<.0001
	ADM	1.0265	0.0013	808.51	<.0001
MAI2001	Intercepto	-3.3812	0.1626	-20.80	<.0001
	PART	0.3409	0.8887	0.38	0.7013
	INAD	1.1498	0.5308	2.17	0.0303
	PRAZO	-0.0008	0.0001	-10.71	<.0001
	CRED	-0.1783	0.0102	-17.57	<.0001
	ADM	0.9347	0.0741	12.62	<.0001
JUN2001	Intercepto	-3.3956	0.1476	-23.01	<.0001
	PART	0.4582	1.1591	0.40	0.6926
	INAD	0.9494	0.5400	1.76	0.0787
	PRAZO	-0.0008	0.0001	-6.02	<.0001
	CRED	-0.1746	0.0119	-14.69	<.0001
	ADM	1.0412	0.0411	25.31	<.0001

(continua...)

Quadro 3

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JUL2001	Intercepto	-3.3360	0.1195	-27.91	<.0001
	PART	1.5402	1.1464	1.34	0.1791
	INAD	0.7565	0.5000	1.51	0.1303
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-17.65	<.0001
	CRED	-0.1100	0.0011	-104.60	<.0001
	ADM	1.0095	0.0011	919.50	<.0001
AGO2001	Intercepto	-3.3208	0.1465	-22.67	<.0001
	PART	1.3663	1.1927	1.15	0.2520
	INAD	0.4984	0.2421	2.06	0.0395
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-7.71	<.0001
	CRED	-0.1996	0.0016	-124.24	<.0001
	ADM	1.1944	0.0356	33.57	<.0001
SET2001	Intercepto	-3.3192	0.1425	-23.30	<.0001
	PART	1.1293	1.1443	0.99	0.3237
	INAD	0.7329	0.4018	1.82	0.0681
	PRAZO	-0.0009	0.0001	-11.73	<.0001
	CRED	-0.1506	0.0069	-21.81	<.0001
	ADM	1.0846	0.0974	11.14	<.0001
OUT2001	Intercepto	-3.3301	0.1359	-24.51	<.0001
	PART	1.3133	1.2099	1.09	0.2777
	INAD	0.6976	0.4502	1.55	0.1213
	PRAZO	-0.0010	0.0001	-15.04	<.0001
	CRED	-0.1186	0.0138	-8.58	<.0001
	ADM	1.0788	0.0709	15.21	<.0001
NOV2001	Intercepto	-3.3584	0.1348	-24.91	<.0001
	PART	1.3436	1.2736	1.05	0.2914
	INAD	0.5859	0.3752	1.56	0.1184
	PRAZO	-0.0011	0.0001	-7.87	<.0001
	CRED	-0.1068	0.0204	-5.23	<.0001
	ADM	1.1720	0.0155	75.83	<.0001
DEZ2001	Intercepto	-3.3687	0.1106	-30.45	<.0001
	PART	1.0409	1.4429	0.72	0.4706
	INAD	0.8157	0.3715	2.20	0.0281
	PRAZO	-0.0012	0.0001	-9.00	<.0001
	CRED	-0.1444	0.0338	-4.27	<.0001
	ADM	1.1928	0.0523	22.82	<.0001

(continua...)

Quadro 3

	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	Prob >  Z
JAN2002	Intercepto	-3.3392	0.1408	-23.72	<.0001
	PART	1.4663	1.2025	1.22	0.2227
	INAD	0.8226	0.4463	1.84	0.0653
	PRAZO	-0.0011	0.0001	-12.26	<.0001
	CRED	-0.0625	0.0310	-2.02	0.0439
	ADM	0.9853	0.0833	11.82	<.0001
FEV2002	Intercepto	-3.3570	0.1452	-23.11	<.0001
	PART	1.4813	1.1938	1.24	0.2146
	INAD	0.8285	0.4635	1.79	0.0739
	PRAZO	-0.0011	0.0001	-10.73	<.0001
	CRED	-0.0503	0.0427	-1.18	0.2382
	ADM	0.9536	0.1198	7.96	<.0001

# 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>*

- |           |                                                                                                                                                   |          |
|-----------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------|
| <b>1</b>  | <b>Implementing Inflation Targeting in Brazil</b><br><i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombin e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>            | Jul/2000 |
| <b>2</b>  | <b>Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>                       | Jul/2000 |
|           | <b>Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>                                           | Jul/2000 |
| <b>3</b>  | <b>Private Sector Participation: A Theoretical Justification of the Brazilian Position</b><br><i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>              | Jul/2000 |
| <b>4</b>  | <b>An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models</b><br><i>Pedro H. Albuquerque</i>                                      | Jul/2000 |
| <b>5</b>  | <b>The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study</b><br><i>Ilan Goldfajn e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>                   | Jul/2000 |
| <b>6</b>  | <b>Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo e Marta Baltar J. Moreira</i> | Jul/2000 |
| <b>7</b>  | <b>Leading Indicators of Inflation for Brazil</b><br><i>Marcelle Chauvet</i>                                                                      | Set/2000 |
| <b>8</b>  | <b>The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto</i>   | Set/2000 |
| <b>9</b>  | <b>Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity</b><br><i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i>                                          | Nov/2000 |
| <b>10</b> | <b>Análise do Financiamento Externo a Uma Pequena Economia</b><br><i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i>         | Mar/2001 |
| <b>11</b> | <b>A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil</b><br><i>Michael F. Bryan e Stephen G. Cecchetti</i>                                | Mar/2001 |
| <b>12</b> | <b>A Test of Competition in Brazilian Banking</b><br><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 e 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** Ago/2002  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- 18 **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Abr/2001  
*Paulo Springer de Freitas e Marcelo Kfoury Muinhos*
- 19 **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model** Maio/2001  
*Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas e Fabio Araújo*
- 20 **Credit Channel without the LM Curve** Maio/2001  
*Victorio Y. T. Chu e 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 e 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** Ago/2001  
*Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn e Alexandre Antonio Tombini*
- 25 **Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Ago/2001  
*Pedro Fachada*
- 26 **Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the case of Brazil** Ago/2001  
*Marcelo Kfoury Muinhos*

<b>27</b>	<b>Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais</b> <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i>	Set/2001
<b>28</b>	<b>Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: Uma Abordagem de Expectativas Racionais</b> <i>Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito</i>	Nov/2001
<b>29</b>	<b>Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil</b> <i>Pedro H. Albuquerque e Solange Gouvêa</i>	Nov/2001
<b>30</b>	<b>Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates</b> <i>Benjamin Miranda Tabak e Sandro Canesso de Andrade</i>	Nov/2001
<b>31</b>	<b>Algumas Considerações Sobre a Sazonalidade no IPCA</b> <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub</i>	Nov/2001
<b>32</b>	<b>Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil</b> <i>Mauro Costa Miranda</i>	Nov/2001
<b>33</b>	<b>Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation</b> <i>André Minella</i>	Nov/2001
<b>34</b>	<b>Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises</b> <i>Arminio Fraga e Daniel Luiz Gleizer</i>	Nov/2001
<b>35</b>	<b>Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços</b> <i>Tito Nécias Teixeira da Silva Filho</i>	Dez/2001
<b>36</b>	<b>Can Emerging Markets Float? Should They Inflat on Target?</b> <i>Barry Eichengreen</i>	Fev/2002
<b>37</b>	<b>Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations</b> <i>Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada e Sérgio Goldenstein</i>	Mar/2002
<b>38</b>	<b>Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro</b> <i>Frederico Pechir Gomes</i>	Mar/2002
<b>39</b>	<b>Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio</b> <i>Paulo Castor de Castro</i>	Mar/2002
<b>40</b>	<b>Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas</b> <i>Aloisio Araujo e Márcia Leon</i>	Abr/2002
<b>41</b>	<b>Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro</b> <i>Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho</i>	Jun/2002
<b>42</b>	<b>Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio</b> <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella</i>	Jun/2002

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

- 60 Delegated Portfolio Management** Dez/2002  
*Paulo Coutinho e Benjamin Miranda Tabak*
- 61 O Uso de Dados de Alta Frequência na Estimação da Volatilidade e do Valor em Risco para o Ibovespa** Dez/2002  
*João Maurício de Souza Moreira e Eduardo Facó Lemgruber*