



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

108

**O Efeito da Consignação em Folha nas
Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais**

*Eduardo A. S. Rodrigues, Victorio Chu,
Leonardo S. Alencar e Tony Takeda,
Junho, 2006*

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 108	jun	2006	P. 1-30
--------------------------	----------	--------	-----	------	---------

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 108.

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 99 2345

Fax: (61) 3414-2553

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

O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais *

Eduardo A. S. Rodrigues **
Victorio Chu **
Leonardo S. Alencar **
Tony Takeda **

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.

O Crédito com Consignação em Folha de Pagamento é uma modalidade recente de empréstimo, caracterizada por uma cláusula que impõe um desconto no salário do devedor, a fim de pagar a respectiva dívida junto ao banco credor. Este artigo tem como objetivo primário avaliar o impacto dessa modalidade de crédito nas taxas de juros bancárias associadas aos empréstimos concedidos a pessoas físicas. Adaptando um *matching* proposto por Heckman, LaLonde e Smith (1999), e utilizando uma amostra em que os indivíduos se endividam tanto na modalidade tradicional de crédito pessoal, como na de crédito consignado, encontramos evidências de que as regras dessa nova modalidade crédito, por si só, reduziram significativamente essas taxas de juros. A redução equivale à metade da diferença das taxas médias agregadas das duas modalidades. Além disso, apresenta-se uma análise da sensibilidade das estimações, num contexto em que a concessão de empréstimos sucessivos pode influenciar o nível das taxas de juros cobradas.

Palavras-Chave: Crédito Pessoal, Consignação em Folha de Pagamento, Matching, Taxas de Juros Bancárias, Inadimplência.

JEL: C21, E43, G21.

* Agradecemos os comentários e as sugestões de Afonso Sant'Anna Bevilaqua, Márcio I. Nakane, Eduardo Lundberg, Ana Carla Abrão Costa, Marcelo Kfoury Muinhos, Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Katherine Hennings, Ericson S. Costa e dos 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, Banco Central do Brasil. E-mails: eduardo.augusto@bcb.gov.br, victorio.chu@bcb.gov.br, leonardo.alencar@bcb.gov.br e tony.takeda@bcb.gov.br

I – Introdução

O Crédito Consignado em Folha de Pagamento (CC) - também denominado Crédito com Consignação em Folha de Pagamento - é uma modalidade de empréstimo em que o devedor sofre um desconto no salário para pagar sua dívida com o banco. Apesar de a dívida ser do empregado, o empregador retém parte do salário correspondente à prestação devida e transfere o valor para o banco. O limite máximo de retenção corresponde a 30% do salário¹. O Empréstimo Pessoal (EP), por outro lado, permite ao devedor tanto amortizar sua dívida ao receber o salário, como direcionar seus recursos para outras finalidades – sujeito a penalidades (judiciais ou extrajudiciais) que possa vir a receber pela quebra do contrato. O mecanismo de retenção da renda e o de sua transferência ao banco pelo empregador² aumenta a garantia de recebimento na modalidade Crédito Consignado em comparação com o Empréstimo Pessoal. Em virtude do menor risco de *default* na operação consignada, é razoável esperar menor custo para o tomador de recursos nessa modalidade.

De fato, a introdução do Crédito com Consignação em Folha de Pagamento reduziu significativamente as taxas de juros de empréstimos oferecidos às pessoas físicas. Muito se escreveu sobre o assunto, mas há uma pergunta ainda não respondida: qual a diferença entre as taxas de juros do Empréstimo Pessoal e do Empréstimo Consignado quando temos o mesmo devedor em empréstimos com as mesmas condições de prazo e de valor? Em outras palavras, qual é a diferença entre as taxas de juros dessas duas modalidades devida exclusivamente aos diferentes riscos de inadimplência associados a cada uma delas? Neste artigo procuramos responder a essas perguntas e atribuímos a diferença estimada às distintas regras às quais cada modalidade está submetida.

É importante destacar que a opção por estimar essa disparidade de custo, utilizando *o mesmo tomador* em situações desiguais, não é inócua. A diferença média das taxas de juros entre as *modalidades de crédito agregadas* pode, em princípio, esconder alguns fatores relevantes. Por exemplo, o conjunto de clientes pode mudar muito entre modalidades e entre bancos. Além disso, as condições do contrato, tais como valor,

¹ Para uma discussão da evolução recente do mercado de Crédito Consignado, ver Takeda e Bader (2005).

² Esse mecanismo de transferência da responsabilidade do pagamento do devedor para um terceiro ocorre em outras áreas. Na legislação tributária, por exemplo, a empresa retém o imposto de renda de seus funcionários, tornando-se responsável no recolhimento desse imposto. Se a empresa não repassa o imposto retido, ocorre apropriação indevida, situação que é caracterizada como crime.

prazo e garantias, também podem afetar o risco de uma operação. Ao agregarmos todas as operações de crédito e compararmos as médias das taxas de juros, ponderadas ou não pelos valores dos créditos, não podemos inferir com segurança se a diferença entre as taxas é devida apenas à modalidade, ou se é devida também a fatores como os enumerados acima.

Verificamos, na amostra examinada, que um tomador de empréstimos pode contratar uma operação com uma taxa de juros quase 13 pontos percentuais, em termos anualizados, menor quando opta pelo Crédito Consignado, comparativamente ao Crédito Pessoal. Como a diferença das taxas médias de juros anuais das modalidades está próxima dos 25 pontos percentuais, metade dessa diferença poderia ser explicada, por exemplo, pelos diferentes termos dos empréstimos – prazos, valores etc. – e/ou pelas diferentes características dos devedores. Já a outra metade deve resultar exclusivamente das distintas regras de cada produto, que alteram os riscos das operações. Neste último caso, a diferença da taxa de juros do Crédito Consignado em relação ao Crédito Pessoal poderia ser explicada pela redução ou quase eliminação do risco moral³ na modalidade do Consignado.

Este trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresentamos algumas considerações sobre o Crédito Pessoal, sobre o Crédito Consignado e sobre endividamentos sucessivos, que podem influenciar os resultados estimados. Na terceira seção, expomos a metodologia empregada na estimação. Na quarta, apresentamos os dados utilizados. Na quinta, os resultados. E, por fim, na última, tecemos as considerações finais.

II – Crédito Pessoal *versus* Crédito Consignado em Folha de Pagamento

Imagine a existência de bancos e de clientes assalariados interessados em empréstimos. Ao maximizar o lucro, o banco leva em conta que os recursos vieram de seus depositantes e acionistas. Portanto, procura garantir a recuperação dos recursos, acrescidos dos juros, para que possa eventualmente ressarcir depositantes e acionistas,

³ A definição de risco moral (*moral hazard*) não é uniforme na literatura. Mas-Colell *et al.* (1995) apresentam uma visão que engloba dois conceitos principais: a alteração do comportamento dos agentes e ações com elevados custos de monitoramento ou prevenção (*hidden actions*).

bem como custear suas despesas administrativas. No caso do Crédito Pessoal, quando o banco empresta com ou sem garantia atrelada ao crédito, o cliente pode ser um ótimo tomador, que paga sempre em dia e tem excelente controle das suas despesas. Esse controle pode ser muito forte, de forma que, mesmo sofrendo alguma despesa imprevista, ele reduza algum outro gasto para continuar a pagar o seu empréstimo.

No entanto, mesmo clientes com um bom controle orçamentário podem, eventualmente, incorrer em despesas imprevistas de tal magnitude que os tornem inadimplentes – uma vez que podem priorizar essas despesas imprevistas em detrimento do pagamento do empréstimo. Por outro lado, existem devedores pouco disciplinados, que terminam inadimplentes não tanto por situações inesperadas, mas em decorrência de descontrole nos gastos.

Já no caso do Crédito Consignado, tanto situações em que o cliente sofra alguma despesa imprevista, quanto em que não tenha disciplina no controle dos gastos, não ocasionarão a inadimplência. Isso ocorre em virtude do pagamento da dívida ser descontado direto do salário. Além disso, caso o devedor venha a perder o emprego, uma fração da indenização pela rescisão do contrato de trabalho é utilizada automaticamente para pagar, ao menos parcialmente, o crédito devido. Esse fato, além de reduzir a chance de inadimplência, diminui o valor a ser recuperado, caso a parcela da rescisão não quite o débito.

Diante do exposto, podemos afirmar que: (1) a probabilidade de variação imprevista das despesas do assalariado nas duas modalidades de crédito é igual; (2) no caso do Crédito Pessoal, existe a possibilidade de os gastos imprevistos consumirem os recursos inicialmente destinados ao pagamento da dívida, o que não ocorre com o Crédito Consignado. Logo, a modalidade o Crédito Pessoal é menos segura do ponto de vista do banco do que o Crédito Consignado. Conseqüentemente, as operações de Crédito Pessoal irão contemplar um prêmio extra nas respectivas taxas de juros por conta do seu maior risco.

Existe um aspecto da literatura econômica que se sobrepõe de forma relevante ao nosso trabalho. Trata-se da possibilidade de endividamento subsequente ao empréstimo

(*sequential banking*)⁴, o que pode resultar em efeitos adversos tanto no apreçamento, quanto nos aspectos relacionados ao risco moral (é custoso para o credor controlar, prevenir ou impedir a utilização dos recursos para pagar a dívida em outras finalidades). De modo geral, modelos de *sequential banking* afirmam que o nível do endividamento afeta a probabilidade de inadimplência. Além disso, esses modelos estudam questões econômicas ligadas ao fato de o banco não conseguir evitar que o tomador assuma novos compromissos em outros bancos ou credores, após tomar um primeiro empréstimo bancário. Considerando a possibilidade de novo endividamento após o empréstimo, a taxa de juros contratada no primeiro empréstimo pode ser afetada pelos eventuais empréstimos subseqüentes. Se o primeiro banco puder antecipar esse endividamento posterior, alternativamente poderá incluir cláusulas como obrigatoriedade de garantias adicionais nos casos de aumentos relevantes no endividamento do tomador. Por sua vez, a taxa de juros do primeiro empréstimo pode também afetar as taxas de juros dos empréstimos subseqüentes, uma vez que a primeira dívida pode aumentar o risco de inadimplemento das dívidas seguintes.

Na investigação empírica que consta deste trabalho, recorreremos ao conceito de *sequential banking*. Nesse sentido, quatro situações distintas serão consideradas, a saber:

- C1P1: situação em que o tomador contrata operação de Crédito Consignado (provavelmente até o limite) e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Empréstimo Pessoal na mesma data, ambas operações com o mesmo banco;
- C1P2: situação em que o tomador contrata operação de Crédito Consignado (provavelmente até o limite) e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Empréstimo Pessoal em data *posterior*, ambas operações com o mesmo banco;
- P1C2: situação em que o tomador primeiro contrata operação de Empréstimo Pessoal e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Crédito Consignado em outra data, ambas operações com o mesmo banco. Considerando que a operação de Crédito Consignado contempla taxas inferiores, uma justificativa para esse comportamento seria

⁴ Veja, por exemplo, Bizer e DeMarzo (1992).

o desconhecimento desse tipo de arranjo ao efetuar contratação da operação de Empréstimo Pessoal;

- C1P2b: situação em que o tomador primeiro contrata operação de Crédito Consignado (provavelmente até o limite) e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Empréstimo Pessoal em outro banco. Nesse caso, possivelmente o devedor teria atingido o limite de crédito/empréstimo no primeiro banco, ou o banco não operaria com a modalidade de Crédito Pessoal.

Dessas situações, a análise mais interessante está associada a P1C2: primeiro se toma o Empréstimo Pessoal, depois solicita-se o Crédito Consignado no mesmo banco. Um resultado esperado e intuitivo seria o de que a ordem das operações realizadas não alterasse a diferença entre as taxas. A nossa conjectura, considerando que o Crédito Consignado apresenta menor risco para o credor, devido ao mecanismo de desconto em folha, é que haveria aumento da taxa de juros do Crédito Consignado para compensar o maior risco do Empréstimo Pessoal concedido anteriormente. Essa conjectura pode ser racionalizada da forma que se segue. A pequena probabilidade, citada no início desta seção, de ocorrer endividamento posterior tornou-se certeza nesse caso. Como o risco do Crédito Consignado para assalariados não depende de gastos imprevistos, conforme exposto anteriormente, não há variação de risco no Crédito Consignado. Conseqüentemente, o ajuste para compensar o aumento do risco da dívida existente (Empréstimo Pessoal) é realizado na concessão do Crédito Consignado com taxas de juros superiores ao risco desta última modalidade.

III – Metodologia

A fim de estimar o valor da esperança condicional para a diferença entre as taxas de juros, denotaremos por Y_1 a taxa de juros da operação de Crédito Consignado e por $C=1$ o indicador referente ao Crédito Consignado; por Y_0 a taxa de juros da operação de Crédito Pessoal e por $C=0$ o indicador do Crédito Pessoal. Gostaríamos de verificar, portanto, o valor de $\Delta=Y_1 - Y_0$ para cada cliente, isto é, a diferença entre a taxa de juros que uma mesma pessoa obteria, tomando empréstimo em Crédito Pessoal (CP) ou em Crédito Consignado em Folha de Pagamento (CC). A diferença média das taxas, por sua

vez, seria dada por $E(\Delta)$. Por hipótese, os clientes têm acesso a ambas as modalidades de crédito.

Se supusermos que as taxas cobradas pelos bancos dependem de fatores observáveis, X , e de fatores não observáveis ao econometrista, U , o cálculo simples da média $E(Y_1|C=1) - E(Y_0|C=0)$ não deverá estimar $E(Y_1 - Y_0)$ consistentemente, pois os grupos $C=1$ e $C=0$ podem ser bastante diferentes em razão de diferentes X s e U s, conforme discutido na introdução. Em outras palavras, dado X (implícito na nossa argumentação), $E(Y_0|C=0)$ poderia não ser uma boa *proxy* para a média $E(Y_0)$, pois a primeira $- E(Y_0|C=0)$ - capta a taxa de juros média dos clientes que efetivamente optaram pelo Empréstimo Pessoal, enquanto a segunda $- E(Y_0)$ - capta a média *populacional* das taxas de juros de Crédito Pessoal, caso todos os clientes optem por essa modalidade (o que incluiria os clientes que, na nossa amostra, optaram por $C=1$). Caso a opção por $C=0$ fosse aleatória (ou independente das taxas de juros), então poderíamos esperar $E(Y_0|C=0) = E(Y_0)$. Caso contrário, como parece ser a nossa condição, podemos esperar $E(Y_0|C=0) \neq E(Y_0)$, o que nos traz um problema de viés de seleção⁵.

A fim de evitar viés na estimação de $E(Y_1 - Y_0)$, devido às diferenças não observáveis entre os clientes, optamos por comparar o devedor em uma situação ($C=1$) com ele mesmo na outra situação ($C=0$). Uma vez que o Sistema de Informações de Crédito (SCR) possui menos informações sobre os clientes do que os bancos possuem no momento de apreçar o crédito, a vantagem dessa opção seria evitar a comparação de pessoas potencialmente muito diferentes entre si⁶.

⁵ O mesmo argumento vale para $E(Y_1|C=1)$ e $E(Y_1)$.

⁶ Para corrigir o problema de viés na estimação, as técnicas de *matching* sugerem estimar a média condicionada em X : $E(Y_1|C=1, X=x) - E(Y_0|C=0, X=x)$. Sob a hipótese de que os devedores não optem por uma modalidade C com base em fatores não observáveis ao econometrista (hipótese de exogeneidade), as técnicas de *matching* são suficientes para recuperar o efeito médio do tratamento. Mas, no nosso caso, essa hipótese parece muito forte, pois as taxas de juros respondem a algumas características dos clientes que não aparecem nos dados do SCR, e os devedores podem, em princípio, optar por uma modalidade pelas vantagens relativas devidas a essas características. Um trabalhador autônomo, por exemplo, sequer teria acesso ao Crédito Consignado, e essa característica do devedor não está informada no SCR.

Os modelos de seleção e de variáveis instrumentais (IV convencional ou variável instrumental local - LIV) evitam esse problema, mas exigem ao menos uma variável que afete a decisão do indivíduo entre $C=1$ ou $C=0$, mas não faça parte das variáveis que ajudem a determinar as taxas de juros cobradas (restrição de exclusão). Os dados do SCR, no entanto, não trazem nenhuma variável que claramente satisfaça essa exigência.

Por outro lado, essa estratégia não nos permitirá estimar exatamente o valor de $E(Y_1 - Y_0)$. Se indicarmos por $W=1$ os clientes que fizeram, num determinado período, ao menos uma operação de Crédito Pessoal e ao menos um Empréstimo Consignado, então estimaremos o valor de $E(Y_1 - Y_0 | W=1)$. Dentre as desvantagens dessa abordagem, estão as diferenças potenciais entre os clientes aqui escolhidos ($W=1$) e os demais clientes com créditos em aberto no Sistema Financeiro Nacional (SFN). Além disso, há o fato de que utilizaremos um menor número de observações na estimação do que utilizaríamos caso todo o banco de dados fosse usado.

III.1. Estratégia de identificação

Podemos imaginar que a taxa de juros de uma operação de crédito ($Y_{i,t}$) responda à modalidade do empréstimo, $C_{i,t}$, e às características desse empréstimo, $X_{i,t}$ (que inclui os termos do contrato, o banco com o qual foi contratado e as características do devedor). Formalmente, podemos escrever:

$$Y_{i,t} = f(X_{i,t}, C_{i,t}),$$

onde o subscrito refere-se ao cliente i e à operação t . Dessa forma, $Y_{1,i,t} = f(X_{i,t}, C_{i,t}=1)$ para as operações consignadas; e $Y_{0,i,t} = f(X_{i,t}, C_{i,t}=0)$ para os empréstimos pessoais.

Se o vetor de características do empréstimo, $X_{i,t}$, puder ser decomposto em uma série de fatores observáveis que variam com a operação de crédito, $Z_{i,t}$ (como o prazo e o valor da operação, por exemplo), e uma série de fatores que não dependam da operação específica, U_i (como a renda, a riqueza ou a ocupação do cliente, por exemplo), podemos reescrever a equação acima como:

$$Y_{i,t} = f(Z_{i,t}, U_i, C_{i,t}).$$

Uma vez que a equação acima ainda é muito geral, precisamos restringi-la um pouco mais, se desejamos extrair mais informações sobre o comportamento das taxas de juros das diferentes modalidades. Por conseguinte, admitimos, como de praxe em trabalhos econométricos, uma separação aditiva entre os termos da função f . Mais especificamente, admitimos a separação aditiva entre os fatores que variam com o tipo

de contrato ($Z_{i,t}$), os fatores que não variam (U_i) e a modalidade $C_{i,t}$. Sob essa hipótese, podemos especificar a determinação das taxas de juros da seguinte forma:

$$Y_{i,t} = g(Z_{i,t}) + h(U_i) + \alpha_i C_{i,t},$$

onde o $g(\cdot)$ é uma função de $Z_{i,t}$; $h(\cdot)$, uma função qualquer de U_i ; $C_{i,t}$ é o tipo de modalidade escolhida pelo devedor i na operação t ; e α_i o efeito que $C_{i,t}=1$ tem na taxa de juros para o cliente i , quando comparado a $C_{i,t}=0$, tudo o mais constante.

Sob essa especificação, condicionando em $Z_{i,t}=z_{i,t}$, em $U_i=u_i$ (que omitimos abaixo para tornar a notação mais limpa) e em $W=1$, temos que a diferença média das taxa de juros entre as operações de Crédito Consignado e Pessoal é dada por:

$$\begin{aligned} E(Y_{1,i,t} - Y_{0,i,t'} \mid W=1) &= E\{[g(z_{i,t}) + h(u_i) + \alpha_i] \mid W=1\} - E\{[g(z_{i,t'}) + h(u_i)] \mid W=1\} \\ &= E\{\alpha_i + g(z_{i,t}) - g(z_{i,t'}) \mid W=1\} \\ &= E(\alpha_i \mid W=1) + g(z_{i,t}) - g(z_{i,t'}). \end{aligned}$$

O objetivo deste trabalho é estimar $\alpha = E(\alpha_i \mid W=1)$, isto é, a diferença média das taxas de juros devida apenas às diferentes regras de cada modalidade. É evidente que a simples diferença entre $Y_{1,i,t}$ e $Y_{0,i,t'}$ (dado $W=1$) trará, na verdade, uma estimativa viesada para α – a não ser que as operações tivessem os mesmos $Z_{i,t}=z_{i,t}$. Para corrigir esse problema e estimarmos α sem viés, basta ajustarmos para $g(\cdot)$, isto é:

$$E\{[Y_{1,i,t} - g(z_{i,t})] \mid W=1\} - E\{[Y_{0,i,t'} - g(z_{i,t'})] \mid W=1\} = E(\alpha_i \mid W=1) = \alpha.$$

É importante destacar que um aspecto crucial da nossa estimação reside em que o intervalo de tempo entre uma operação e outra seja curto o suficiente para evitar que haja grandes mudanças nas características individuais dos clientes (U_i , observáveis ou não) e/ou que haja efeitos macroeconômicos que afetem os devedores em um instante, mas não os afetem em outro momento. Optamos por créditos tomados dentro de um

mesmo mês (como ficará claro na seção de Dados) e admitimos que, dado o intervalo máximo possível entre as operações, as únicas diferenças entre os empréstimos decorrerão dos termos dos contratos e dos bancos em que os empréstimos foram contratados, isto é, decorrerão de diferenças em variáveis disponíveis no SCR: o valor da operação, o prazo, a presença de garantias reais e/ou fidejussórias, a instituição financeira (IF) em que o crédito é tomado e o tempo de relacionamento do cliente com essa IF.

III.2. Estratégia de estimação

Seguindo a estratégia proposta por Heckman, LaLonde e Smith (1999, seção 7.6.11) para dados em painel, faremos um *matching* do indivíduo i na operação t , com ele mesmo na operação t' :

$$Y_{1,i,t} - Y_{0,i,t'}$$

caso o indivíduo i tome apenas um empréstimo de cada modalidade.

Na situação mais geral, em que o indivíduo i toma mais de um empréstimo de cada modalidade, faremos uma média das operações:

$$\frac{\sum_{j=1}^{n1} Y_{1,i,t_j}}{n1} - \frac{\sum_{j'=1}^{n0} Y_{0,i,t_{j'}}}{n0},$$

onde o subscrito j (j') refere-se às diferentes operações consignadas (pessoais) feitas pelo indivíduo i ; $n1$ é o total de operações feitas na modalidade $C=1$; e $n0$, o total feito na modalidade $C=0$.

Conforme exposto na seção anterior, as variáveis individuais que não mudam no tempo são eliminadas com a subtração, mas aquelas que se alteram precisam ser ajustadas. A saída é utilizar um “ajustador” $A_{i,t}(Y_{i,t})$:

$$A_{i,t}(Y_{i,t}) = Y_{i,t} - g(Z_{i,t}).$$

Podemos estimar $g(\cdot)$ de forma paramétrica ou não-paramétrica. Uma vez estimado $g(\cdot)$, obtemos $\hat{A}(Y_{i,t})$ e podemos construir a diferença ajustada por $Z_{i,t}$, ou seja:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n1} \hat{A}(Y_{1,i,t_j})}{n1} - \frac{\sum_{j=1}^{n0} \hat{A}(Y_{0,i,t_j})}{n0}.$$

Finalmente, podemos estimar o efeito médio do tratamento, utilizando a média de α_i :

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^{N_w} \hat{\alpha}_i}{N_w},$$

onde N_w é o número de clientes selecionados ($W=1$). Temos, portanto, que

$$\hat{\alpha} \rightarrow E(\alpha_i | W = 1).$$

O intervalo de confiança será construído por *bootstrap*.

III.3. Discussão sobre a estimação e o endividamento subsequente

Como destacado na seção II, a ordem em que os clientes fazem as operações pode, eventualmente, afetar as taxas cobradas. Observamos, nos dados, clientes que tomam recursos primeiro no Crédito Pessoal e depois no Crédito Consignado e vice-versa. Para os devedores que as fizeram num mesmo banco, o acréscimo de risco de pagamento percebido pelo banco pode, em princípio, ser repassado para as taxas de juros. Por exemplo, a taxa cobrada no Crédito Pessoal (caso esse seja o segundo empréstimo feito – Situação C1P2) pode ser maior do que seria sem o aumento de risco percebido pelo banco. Isso tornaria a taxa observada do Crédito Pessoal, $Y_{0,t}$, maior do que a taxa que observaríamos, se não houvesse o acréscimo de risco percebido. Se, ao contrário, o segundo empréstimo for no Crédito Consignado (Situação P1C2), a taxa poderá ser elevada, refletindo o maior risco de pagamento do primeiro empréstimo (de Crédito Pessoal).

Por outro lado, se o devedor fizer o segundo empréstimo em outro banco, este último não terá como detectar o aumento do risco de crédito do cliente, em virtude do tempo necessário para que as informações sejam repassadas pelas IFs ao SCR, bem como para que este as disponibilizem para consulta pelos bancos. Além disso, outro problema pode

aparecer: as taxas poderão refletir algum poder de barganha do cliente e/ou diferentes formas de competição entre os bancos nas modalidades de interesse. A fim de avaliar se esses problemas afetam significativamente a estimação de α , faremos as estimativas para os diferentes grupos acima e veremos se os resultados são sensíveis aos problemas citados.

IV – Descrição dos Dados Utilizados

Utilizamos dados do SCR relativos a dezembro de 2003, considerando todas as operações iniciadas nesse mês e com valor acima de R\$5 mil. Selecionamos os bancos comerciais, os múltiplos com carteira comercial, o Banco do Brasil e a Caixa Econômica Federal⁷.

Na amostra, observamos 34.800 operações de Crédito Pessoal (CP) e 27.500 operações de Crédito Consignado em Folha de Pagamento (CC). A taxa de juros média do Crédito Pessoal foi de 69% a.a., e a do Consignado, de 44% a.a., portanto, uma diferença de 25 pontos percentuais. O valor médio dos empréstimos foi de R\$11.650,00 para o CP e de R\$9.300,00 para o CC. Os prazos médios foram de 1,2 e de 2,5 anos, respectivamente. A tabela 1 sintetiza essas informações.

Tabela 1

	Crédito Pessoal	Crédito Consignado
Observações	34.874	27.548
Taxa de Juros*	69,18	44,20
Valor*	11.650,62	9.301,21
Prazo*	1,20	2,59

*Taxa de juros ao ano; Valor em R\$; Prazo em anos

⁷ Lembramos que, em dezembro de 2003, o SCR era um sistema novo, e os bancos estavam se adaptando às exigências do Banco Central do Brasil. Por esse motivo, cortamos informações que não pareciam confiáveis, para minimizar os possíveis erros de informação da amostra, como taxas de juros extremamente baixas (abaixo de 10% a.a., que correspondiam a 30% dos dados originais em Crédito Pessoal e Crédito Consignado). Esses valores podem corresponder, em grande medida, a erros no fornecimento das informações. As operações que apresentavam taxas entre 0% e 1% a.a., por exemplo, formavam 18,7% do banco de dados original.

Como os clientes selecionados para estimar $\alpha = E(\alpha_i/W=1)$ podem ser muito diferentes dos demais, e como na tabela acima cada observação corresponde a um contrato diferente (em que um mesmo cliente pode aparecer diversas vezes caso tenha feito mais de um empréstimo), vamos comparar o perfil dos clientes selecionados para o teste ($W=1$) com o tipo de cliente mais comum em cada modalidade: aqueles que tomaram apenas um empréstimo no período (ou CP, ou CC).

Na tabela 2 vemos as diferenças entre os grupos. Notamos, em primeiro lugar, que cerca de um terço das operações de CP, e quase 60% das de CC, foram feitas com clientes que tomaram apenas um tipo de empréstimo ao longo de dezembro de 2003. As taxas de juros que esses clientes obtiveram são próximas da observada na amostra inteira, embora os valores tenham sido, em média, menores, e os prazos, em média, três meses maiores.

Tabela 2

	Clientes com uma Operação no SFN		Clientes da Amostra ($W=1$)	
	Crédito Pessoal	Crédito Consignado	Crédito Pessoal	Crédito Consignado
Observações	10613	15833	179	171
Taxa de Juros*	68,54	44,37	71,62	44,88
Valor*	7.607,47	7.847,53	10.246,74	14.018,75
Prazo*	1,56	2,67	1,77	2,55
Tempo de Relacionamento*	5,5	5,72	7	7,85
Clientes novos	15%	10,55%	5%	5%

*Taxa de juros ao ano; Valor em R\$; Prazo e Tempo de Relacionamento em anos

Quando analisamos os clientes constantes da amostra ($W=1$), constatamos que formam uma parcela pequena do total do SCR: temos 167 clientes (em razão do limite do SCR de créditos acima de R\$5 mil e após os cortes que fizemos explicados na nota de rodapé 7). Temos 179 operações em CP e 171 em CC, o que dá uma média de 1,07 empréstimo em CP e de 1,02 em CC por pessoa. Não obstante, as taxas de juros médias são similares às taxas das amostras maiores: 71% a.a. para CP e 44% a.a. para CC. Os prazos também são parecidos com os demais: 1,75 para CP e 2,5 para CC. Os valores dos empréstimos, por outro lado, são claramente maiores para o grupo selecionado:

R\$10 mil para CP e R\$14 mil para CC. Como seria de se esperar, esses clientes demandam muito mais recursos em média que os clientes mais típicos. Essa procura por mais recursos pode, em princípio, torná-los significativamente diferente dos demais clientes do SFN. Além disso, notamos que eles são mais conhecidos pelos bancos que os clientes típicos, uma vez que possuem, em média, sete anos de relacionamento com os bancos em que tomaram empréstimos, contra uma média de cinco anos e meio daqueles em que só tomaram um empréstimo. Ademais, a proporção de clientes que acabaram de iniciar um relacionamento, isto é, que estão obtendo pela primeira vez um empréstimo em um banco específico, é de 5% dos clientes com $W=1$ e entre 10% e 15% dos clientes com um crédito no SFN.

Destacamos, por fim, que a regulamentação do Crédito Consignado para trabalhadores do setor privado e para aposentados e pensionistas do INSS entrou em vigor apenas em 17 de setembro de 2003, com a Medida Provisória 130, posteriormente promulgada na Lei 10.820, de 17 de dezembro de 2003. Por esse motivo, embora não possamos identificar a ocupação dos devedores na amostra, acreditamos que ela seja constituída fundamentalmente por funcionários públicos. Tendo em vista que o perfil dos tomadores de recursos no mercado de Crédito Consignado (e a forma como as taxas de juros respondem a esse perfil) pode ter mudado muito de 2003 para 2005, nossos resultados não poderão ser diretamente aplicados aos dias atuais, sem o risco de incorrerem em viés de seleção. Além disso, ainda que alguns aposentados e pensionistas do INSS já estivessem tomando empréstimos com consignação, provavelmente estariam fora de nossa amostra, dado o valor médio de seus créditos (entre R\$2 mil e R\$3 mil)⁸.

V – Resultados

Conforme exposto na seção III, a estimação do parâmetro $\alpha = E(\alpha_i/W=1)$ exige previamente “filtrar” as taxas de juros das variáveis $Z_{i,t}$, que mudam com o tipo de contrato acertado. A especificação da função $g(Z_{i,t})$ foi a seguinte: um polinômio de quarto grau com o valor da operação; um polinômio também de quarto grau para o prazo; uma *dummy* para a presença de garantias reais (rgar); outra *dummy* para a presença de garantidores (garantias fidejussórias, gf); uma *dummy* para cada banco

⁸ Ver Takeda e Bader (2005).

(omitidas na tabela abaixo); e uma *dummy* que indica se o cliente tem mais que seis meses de relacionamento com a IF em que tomou o crédito (igual a 1, se o tempo for maior ou igual a seis meses, e igual a 0, caso contrário).⁹ O resultado da estimação está exposto na tabela 3. Utilizamos a matriz robusta de White, e o R-quadrado obtido foi igual a 0,72. Embora pudéssemos estimar $g(Z_{i,t})$ de forma não-paramétrica, a especificação acima passou no teste RESET de especificação.

Tabela 3

Taxa de Juros	Coefficientes	Desvio Padrão
prazo **	0,268	0,104
prazo^2 *	-0,002	0,001
prazo^3 **	0,000	0,000
prazo^4 **	0,000	0,000
valor	-0,001	0,002
valor^2	0,000	0,000
valor^3	0,000	0,000
valor^4	0,000	0,000
rel	-0,481	3,890
rgar *	-24,186	6,010
gf *	9,742	2,833
constante *	54,34641	23,1055

*/** Denotam significância a 1% e 5 %, respectivamente

Após a estimação acima, tomamos os resíduos, $A_{i,t}(Y_{i,t}) = Y_{i,t} - g(Z_{i,t})$, e construímos o estimador de $\alpha = E(\alpha_i/W=1)$. O resultado está na tabela 4. Observamos que a diferença média entre as taxas de juros cobradas na modalidade de Crédito com Consignação em Folha de Pagamento e de Crédito Pessoal, para os mesmos clientes e descontadas as diferenças entre os termos do contrato e o relacionamento banco-cliente é de 12,73 pontos percentuais (e significativa a 5% de confiança). Isto é, um cliente, ao tomar

⁹ Não incluímos a classificação de risco da operação entre as covariadas, porque teríamos dificuldade de interpretar a direção de causalidade dos resultados estimados, uma vez que o risco da operação pode depender da taxa de juros acertada.

empréstimo com consignação em folha de pagamento, consegue uma taxa de juros quase 13 pontos percentuais menor do que se tomar um Crédito Pessoal.

Tabela 4¹⁰

Parâmetro	Estimativa	Intervalo de Confiança
α	-12,73	[-16,14 ; -9,37]

Conforme exposto na tabela 2 na seção Dados, a diferença média entre as taxas de juros das duas modalidades para os clientes da amostra ($W=1$) é de 26,74 pontos percentuais. No entanto, uma vez que “filtramos” os efeitos das diferenças nos termos do contrato, das diferentes políticas de crédito dos bancos e do tempo de relacionamento entre banco e cliente, a diferença das taxas passa a ser aproximadamente metade daquela exposta na tabela 2. Inferimos que uma mudança de regras sob as quais um empréstimo pode ser concedido e que reduza significativamente a probabilidade de *default* da operação, supondo as demais variáveis constantes, pode reduzir de fato a taxa de juros de forma bastante significativa.

Como exposto de forma sucinta na seção II, o Crédito Consignado difere do Crédito Pessoal fundamentalmente em três dimensões: a) por impedir que despesas imprevistas provoquem inadimplência do devedor; b) por diminuir o espaço de decisões do cliente que aumentem a probabilidade de não pagamento da dívida, ainda que ele tenha condições de honrá-la (*default* estratégico); e c) por reduzir a possibilidade de inadimplência e a perda dada a inadimplência devido ao termo do contrato de empréstimo que compromete parte da rescisão contratual para o pagamento da dívida em caso de demissão. Todas essas diferenças, a nosso ver, têm como resultado primordial a diminuição do risco da operação consignada com a imediata contrapartida em termos de menores taxas de juros.

O resultado obtido aqui, porém, não está livre de limitações. À parte a análise de sensibilidade que faremos na próxima subseção, não podemos deixar de destacar o fato

¹⁰ O intervalo de confiança foi obtido por *bootstrap*, com correção de viés, construído com duzentas replicações.

de a nossa amostra, além de pequena, ser um pouco particular. Em primeiro lugar, os dados do SCR consideram apenas dívidas individuais acima de R\$5 mil. Como atualmente existem muitos empréstimos consignados para aposentados e pensionistas do INSS abaixo desse valor, nossos resultados podem não refletir a situação presente da economia. Além disso, uma vez que acreditamos que os devedores dessa amostra sejam, em sua maioria, funcionários públicos, não podemos estender a estimação para os demais tipos de pessoas físicas, sob pena de incorrerem em viés de seleção. Por exemplo, a baixa probabilidade de perder o emprego que os funcionários públicos enfrentam pode tornar os empréstimos consignados relativamente mais vantajosos para eles do que para os trabalhadores do setor privado, o que pode, potencialmente, alterar o impacto da modalidade nas taxas de juros para todo o conjunto da população.

Por outro lado, se imaginarmos que o apreçamento nas duas modalidades leva igualmente em conta o setor em que o trabalhador atua (isto é, se a função $g(U_i)$ for igual para as duas modalidades e para os dois tipos de clientes), podemos imaginar que este fator seria eliminado do diferencial das taxas com a subtração empregada na metodologia deste trabalho. Se isto for verdade, então a estimação obtida aqui pode ser bastante razoável para os trabalhadores do setor privado também. Esta conjectura, entretanto, não é passível de teste com os dados que temos em mãos.

Finalmente, outro motivo por que os resultados obtidos podem não refletir a situação presente da economia é a redução (ou, talvez, eliminação) do risco do Judiciário nas operações consignadas após a decisão do Superior Tribunal de Justiça (STJ), de junho de 2005, em favor da legalidade do desconto em folha de salário dos trabalhadores para pagamento de dívidas bancárias. Esse menor risco jurídico dos empréstimos consignados sugere que a diferença média das taxas atualmente deve ser ainda maior do que a que estimamos para dezembro de 2003¹¹. Em pesquisas futuras pretendemos utilizar amostras mais recentes para diminuir, em parte, algumas dessas limitações do presente trabalho.

¹¹ Agradecemos a Ericson S. Costa por nos chamar a atenção para este ponto. Para um estudo dos efeitos de decisões judiciais no mercado de empréstimos com consignação em folha de pagamento, ver Costa e De Mello (2006).

Análise de sensibilidade

Conforme discutimos na metodologia, a estimação de α depende de alguns fatores, como a ordem dos empréstimos, caso eles tenham sido feitos no mesmo banco e caso tenham sido feitos em bancos diferentes.

No caso das operações ocorrerem no mesmo banco temos três possibilidades quanto à ordem dos empréstimos: primeiro o Crédito Consignado seguido do Pessoal em datas diferentes (Situação C1P2); ou primeiro o Crédito Pessoal seguido do Consignado também em dias diferentes (Situação P1C2); ou se os empréstimos foram feitos no mesmo dia (Situação C1P1). Dos 167 devedores da amostra, apenas 51 fizeram as operações no mesmo banco, e, dentre esses, apenas quatorze estão na primeira situação (C1P2); somente cinco na segunda situação (P1C2); e 32, no terceiro caso (C1P1).

No caso de o empréstimo em consignação ter sido feito antes, esperamos que a taxa de juros do Pessoal fique maior do que seria se o banco não enxergasse o acréscimo de risco, o que deverá aumentar a diferença entre as taxas observadas. De fato, conforme esperado, o primeiro grupo (C1P2) apresenta uma diferença um pouco maior que a obtida na seção anterior: 14,35 pontos percentuais. No segundo caso, quando Crédito Pessoal aparece antes do consignado, esperamos que a taxa do consignado aumente, diminuindo a diferença entre as taxas cobradas. Mais uma vez, o resultado é o esperado: a distância média das taxas é de 8,85 pontos percentuais. No terceiro caso – ambos os empréstimos feitos no mesmo dia (C1P1) –, o efeito *a priori* é ambíguo. Obtivemos aqui a distância 10,65 pontos percentuais. Em que pese o número muito pequeno de observações nesses subgrupos, o que impede uma inferência mais robusta, os resultados estão dentro do esperado e não são muito distantes do efeito médio estimado anteriormente.

No caso dos clientes que fizeram operações com bancos diferentes, que totalizam 116, a diferença estimada é de 13,1 pontos percentuais, muito próxima da amostra total com $W=1$. Lembramos que, nesse caso, esse valor não pode ser explicado nem por diferentes políticas de crédito entre os bancos, nem por diferenças devido ao tempo de relacionamento entre o banco e o cliente, uma vez que os efeitos desses fatores já foram eliminados ao tomarmos o resíduo $A_{i,t}(Y_{i,t})$. Como ressalva, destacamos ainda que, se a

forma de competição entre os bancos for diferente para cada modalidade, parte da diferença encontrada aqui pode ser devida a essa forma diferenciada de competição entre os produtos. Isolar os efeitos de diferentes formas de competição, entretanto, não é trivial.

VI – Considerações Finais

O objetivo principal deste trabalho foi estimar a diferença das taxas de juros entre operações de Empréstimo Pessoal e Crédito Consignado para um mesmo devedor e com as mesmas condições de prazo, valor etc. A diferença estimada foi 12,73 pontos percentuais a favor do Crédito Consignado – quase metade da diferença das taxas de juros observadas no mercado, na qual se comparam taxas de devedores que estão em situações diferentes.

Em que pesem as limitações deste trabalho (tais como o número pequeno de observações e as particularidades da amostra utilizada), esse resultado sugere que metade da diferença entre as taxas cobradas pelas duas modalidades deve-se ao fato de serem distintas as regras às quais cada uma está submetida. Em particular, sabemos que as normas do Crédito Consignado favorecem a redução da inadimplência esperada. Por conseguinte, acreditamos que o resultado obtido reflita o fato de que, em situações nas quais as normas sirvam para reduzir a probabilidade de *default*, as taxas de juros (e os *spreads* bancários) ficam significativamente menores.

Referências Bibliográficas

Bizer, D. S. e DeMarzo, P. M. (1992), “Sequential Banking”, *Journal of Political Economy*, v.100(1), pp. 41-61.

Costa, A. C. A. and De Mello, J. M. P. (2006), “Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazilian Payroll Loans,” *NBER Working Paper Series*, no.12252.

Heckman, J., LaLonde, R. J., e Smith, J. A. (1999), "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs", in: O. Ashenfelter e D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. III.

Mas-Colell, A., Whinston, M. D. e Green, J. R. (1995), *Microeconomic Theory*. Oxford Economic Press.

Takeda, T. e Bader, F. L. C. (2005), “Consignação em Folha de Pagamento – Fatores da Impulsão do Crédito”, in *Economia Bancária e Crédito*, Banco Central do Brasil.

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 <i>Marcio Magalhães Janot</i>	Mar/2001
14	Evaluating Core Inflation Measures for Brazil <i>Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo</i>	Mar/2001
15	Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility? <i>Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak</i>	Mar/2001
16	Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	Mar/2001
	Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	Jul/2001
17	Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Abr/2001
	Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Aug/2002
18	A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil <i>Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Apr/2001
19	Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo</i>	May/2001
20	Credit Channel without the LM Curve <i>Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane</i>	May/2001
21	Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência <i>Pedro H. Albuquerque</i>	Jun/2001
22	Decentralized Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	Jun/2001
23	Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira <i>Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane</i>	Jul/2001
24	Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality <i>Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini</i>	Aug/2001
25	Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00 <i>Pedro Fachada</i>	Aug/2001
26	Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil <i>Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Aug/2001
27	Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i>	Set/2001

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

- 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
<i>Ana Carla A. Costa and João M. P. de Mello</i> | Apr/2006 |
| 103 | The Effect of Adverse Supply Shocks on Monetary Policy and Output
<i>Maria da Glória D. S. Araújo, Mirta Bugarin, Marcelo Kfoury Muinhos and Jose Ricardo C. Silva</i> | Apr/2006 |
| 104 | Extração de Informação de Opções Cambiais no Brasil
<i>Eui Jung Chang e Benjamin Miranda Tabak</i> | Abr/2006 |
| 105 | Representing Roommate's Preferences with Symmetric Utilities
<i>José Alvaro Rodrigues-Neto</i> | Apr/2006 |
| 106 | Testing Nonlinearities Between Brazilian Exchange Rates and Inflation Volatilities
<i>Cristiane R. Albuquerque and Marcelo Portugal</i> | May/2006 |
| 107 | Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking
<i>Márcio I. Nakane, Leonardo S. Alencar and Fabio Kanczuk</i> | Jun/2006 |