

Recolhimentos Compulsórios e Distribuição das Taxas de Empréstimos Bancários no Brasil*

Eduardo Augusto de Souza Rodrigues**

Tony Takeda**

RESUMO

Este trabalho apresenta uma abordagem semiparamétrica para analisar os efeitos das taxas de recolhimentos compulsórios, remunerados e não remunerados, sobre a distribuição das taxas de empréstimos bancários no Brasil entre Setembro de 2000 e Março de 2004. A estratégia utilizada baseia-se na desenvolvida por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), criada originalmente para captar os efeitos do salário mínimo na desigualdade salarial. Além dos compulsórios, verificamos os efeitos de outros dois fatores, a fim de comparar a importância relativa de cada um deles: i) a taxa de inadimplência na modalidade considerada; ii) e outras características individuais das IFs tais como tamanho e liquidez. Utilizamos um estimador não paramétrico – kernel – da densidade das taxas de juros com pesos apropriados para captar os efeitos de cada um dos fatores. As principais contribuições desse método são permitir uma representação visual clara do impacto de cada um desses fatores, em quais pontos da distribuição dos juros cada um exerce maior influência e qual o peso relativo de cada fator. Utilizamos dados do Cosif e informações prestadas ao Banco Central do Brasil, em virtude da Circular 2.957, e restringimos as estimações para as taxas prefixadas nas modalidades de *Capital de Giro* e *Cheque Especial*. Os resultados apontam para efeitos importantes dos compulsórios sobre os juros e efeitos nulos da variação da inadimplência observada no período.

Palavras-Chave: taxa de recolhimentos compulsórios, taxas de juros, inadimplência, Kernel.

ABSTRACT

This work presents a semi parametric approach to evaluate the role of the Central Bank reserve requirements, both remunerated and non-remunerated, over the bank interest rate distribution in Brazil between September/2000 and March/2004. We adopted the semi parametric approach developed by DiNardo, Fortin and Lemieux (1996), originally constructed to get the effects of minimum wage in wage inequality. We consider two more explanatory factors: i) the default rate; ii) other individual characteristics, like bank size and bank liquidity. We used the kernel method with a careful reweight choice to estimate the counterfactual bank interest rate density associated with each one of the explanatory factors. This procedure allows us to compare the relative weight each factor has on the density of interest rates and yields a visually clear representation of precisely where in the distribution the various factors have greatest impact. We used data from Cosif and from information reported by banks to the Central Bank and we restricted the estimation for two categories of bank loans: *Working Capital* and *Personal Overdrafts*. The results show negligible effects of the variation of the default rate and important effects of reserve requirement rates on banking loan rates.

Keywords: reserve requirement rates, interest rates, default rate, Kernel.

ÁREA 4: Microeconomia, Economia Industrial e Mudança Tecnológica e Métodos Quantitativos
Classificação JEL: C14, E43, E52, G21.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Márcio Issao Nakane, Ana Carla Abrão Costa e Eduardo Lundberg. A visão expressa aqui e os erros cometidos são de inteira responsabilidade dos autores.

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

1. Introdução

Uma das principais preocupações que o Banco Central do Brasil vem demonstrando desde outubro de 1999 refere-se às taxas de juros praticadas pelos bancos em modalidades de empréstimos com recursos livres. O comportamento das taxas bancárias no Brasil revela dois fatos estilizados: o elevado e persistente nível das taxas de juros (e dos *spreads* bancários) e a elevada e persistente dispersão das taxas entre os bancos¹.

Dentre os diversos fatores que podem lançar alguma luz sobre ambos os fatos estilizados, um fator freqüentemente citado, os recolhimentos compulsórios, ainda é pouco explorado na literatura brasileira. Os recolhimentos compulsórios, remunerados ou não, embora dependam essencialmente da política monetária e estejam, por conseguinte, sujeitas a objetivos de política pública mais ampla, podem, em princípio, impedir ganhos de escala e, conseqüentemente, redução de custos que poderiam ser repassados aos tomadores finais. A diminuição dos encaixes obrigatórios poderia, portanto, ajudar a reduzir as taxas cobradas no mercado de crédito e os *spreads* bancários. Além disso, dada a progressividade dos encaixes obrigatórios, mudanças nas regras de recolhimentos poderiam ter efeitos diferenciados em cada banco, o que afetaria a dispersão das taxas cobradas. A relação entre essas variáveis, entretanto, não é imediata, pois os recursos liberados com uma diminuição dos recolhimentos obrigatórios não precisam ser necessariamente direcionados à carteira de crédito para o setor privado.

Embora poucos trabalhos empíricos tenham sido feitos sobre o tema, as evidências apontam para uma relação entre compulsórios e *spreads* bancários bastante próxima de zero ou estatisticamente nula². Nakane e Koyama, (2001a) encontraram uma relação de longo prazo entre o *spread* bancário e algumas variáveis tais como a taxa Selic, o risco país e os impostos indiretos, mas não encontraram coeficiente significativo para os compulsórios sobre depósitos à vista nesta relação. Nakane e Koyama (2001b) utilizaram uma regressão a fim de captar os elementos conjunturais e os elementos de persistência que caracterizam a evolução dos *spreads* no tempo. Novamente os compulsórios sobre depósitos à vista explicam muito pouco da evolução do *spread* bancário³. Finalmente, Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002), investigaram como elementos microeconômicos e macroeconômicos afetam o *spread* dos bancos. Os autores concluíram que os elementos macroeconômicos eram mais importantes para explicar a variável de interesse do que os elementos micro. O recolhimento obrigatório sobre depósitos à vista, entretanto, foi a única variável macro que não apresentou coeficiente significativo⁴.

O presente trabalho procura verificar o impacto dos compulsórios, remunerados e não remunerados, sobre a distribuição das taxas de juros bancárias entre Setembro de 2000 e Março de 2004 no Brasil. O tipo de pergunta a que pretendemos responder é: “como seria a distribuição das taxas de juros em Março de 2004 se o nível dos compulsórios exigidos fossem iguais aos observados em Setembro de 2000?”. Para tal, adaptaremos ao nosso objeto de estudo a abordagem semiparamétrica proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), construída originalmente para captar

¹ Para uma descrição sobre o comportamento da dispersão de taxas de empréstimos por modalidade, ver Nakane e Koyama (2002).

² Esses trabalhos utilizaram a taxa média mensal do compulsório sobre depósitos a vista informada pelo Departamento de Operações Bancárias (Deban) do Banco Central.

³ Neste caso, apenas os compulsórios defasados em três períodos aparecem como significativos, mas ainda assim com coeficiente próximo de zero.

⁴ Os efeitos dos compulsórios sobre a oferta de crédito, por outro lado, parecem ser significativos. Takeda (2003a, 2003b) encontrou evidências de que apertos nos compulsórios restringem o volume de empréstimos bancários (com impactos diferenciados sobre bancos de diferentes tamanhos) e que estes parecem ser o instrumento de política monetária com efeitos mais expressivos.

os efeitos do salário mínimo sobre a desigualdade salarial⁵. Além dos encaixes obrigatórios, consideramos mais dois fatores explicativos sobre a distribuição das taxas praticadas: a taxa de inadimplência da carteira e um conjunto de características observáveis dos bancos, tais como, tamanho, controle e liquidez. Restringimos as modalidades que observaremos a duas modalidades apenas: *Capital de Giro* e *Cheque Especial*⁶.

A abordagem utilizada neste trabalho decompõe a diferença entre as distribuições das taxas de juros dos períodos considerados pelos quatro fatores explicativos. Ela pode, portanto, indicar a importância potencial desses fatores, bem como comparar o peso relativo de cada um sobre os juros cobrados. Além disso, uma das principais contribuições desse método é permitir uma representação visual clara do impacto desses fatores e em quais pontos da distribuição das taxas cada um exerce maior influência. Destacamos também que esta metodologia não impõe *a priori* uma relação funcional entre as variáveis dependente – taxa de juros bancários – e as explicativas.

A limitação deste método, porém, decorre da impossibilidade de captar efeitos indiretos, pois não há modelagem de equilíbrio geral neste trabalho. Além disso, uma vez que o método utilizado não permite controlar os efeitos de variáveis macroeconômicas, já que necessita de variações na dimensão *cross-section* – como ficará claro na seção sobre metodologia –, optamos por estimar os impactos dos fatores com base em períodos que apresentassem semelhanças na trajetória da taxa básica de juros. Nos meses escolhidos, a taxa Selic foi muito próxima (16,56% a.a. em Setembro de 2000 e 16,19% a.a. em Março de 2004), e apresentou uma trajetória bastante parecida, pois vinha sendo reduzida, estabilizou e não havia expectativas de que viria a ser reduzida muito mais. Dessa forma, evitamos que os resultados obtidos sobre as taxas praticadas no mercado possam refletir variações da taxa básica.

Por outro lado, os compulsórios remunerados variaram substancialmente no período, e os encaixes não remunerados, embora não tivessem sua alíquota alterada, apresentaram mudanças nas deduções do recolhimento (como veremos na seção que descreve os dados utilizados). Essas mudanças das regras na dimensão temporal aliada à variabilidade na dimensão *cross-section* é que nos permite captar os efeitos desses fatores.

Este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, apresentamos a metodologia empregada. Na terceira, descrevemos os dados utilizados. Na quarta seção, apresentamos os resultados. Por fim, tecemos as considerações finais.

2. Metodologia

A metodologia desse trabalho seguirá a estratégia proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). Essa abordagem baseia-se em distribuições contrafactuais simples tais como “qual seria a densidade das taxas de juros em XX se as características observáveis dos bancos fossem as mesmas que as observadas em YY?”.

O efeito potencial de cada fator será medido com base nas densidades contrafactuais associadas a cada um deles. Diremos que a diferença entre a densidade de juros em XX e a densidade contrafactual associada à inadimplência, por exemplo, nos dará o efeito potencial que esse fator teria sobre a distribuição de juros. A diferença entre a densidade contrafactual da inadimplência e a contrafactual associada aos compulsórios não remunerados, por sua vez, nos daria o efeito potencial

⁵ Rodrigues e Menezes Filho (2004) utilizaram esta mesma técnica para captar os efeitos do salário mínimo no Brasil.

⁶ Optamos por estimar os efeitos dos compulsórios sobre os tipos de concessões mais representativos (em termos de volume de crédito) da carteira de empréstimos das instituições financeiras. Utilizamos *Cheque Especial* em vez de *Crédito Pessoal*, no entanto, porque as informações prestadas ao Banco Central ainda não distinguem o crédito pessoal consignado em folha de pagamento (vigente apenas a partir do final de 2003) do crédito pessoal não consignado. Os impactos dos fatores explicativos sobre *Desconto de Títulos e Financiamentos* serão avaliados em pesquisa futura.

desses compulsórios já descontados os efeitos da inadimplência, e assim por diante até esgotarmos todos os fatores escolhidos. A diferença entre a densidade do último fator considerado e a densidade de YY captaria as mudanças não explicadas pelos fatores que destacamos. Naturalmente, a soma de todos os efeitos será igual à diferença entre as densidades de XX e de YY. Formalmente, temos que

$$\begin{aligned}
 f_{XX}(r) - f_{YY}(r) &= \{f_{XX}(r) - f_I(r)\} \\
 &+ \{f_I(r) - f_{CNR}(r)\} \\
 &+ \{f_{CNR}(r) - f_{CR}(r)\} \\
 &+ \{f_{CR}(r) - f_h(r)\} \\
 &+ \{f_h(r) - f_{YY}(r)\}
 \end{aligned}$$

onde $f_I(r)$ é a densidade contrafactual associada à inadimplência; $f_{CNR}(r)$, é a densidade contrafactual associada aos recolhimentos compulsórios não remunerados; $f_{CR}(r)$, é a associada aos compulsórios remunerados; e $f_h(r)$, é a associada às demais características observáveis dos bancos⁷.

Ao fazer essa decomposição, calcularemos a média e a variância de cada distribuição e, em seguida, computaremos a diferença entre elas seguindo a ordem da decomposição acima. Por exemplo, uma vez que o nível de inadimplência em XX foi maior que o observado em YY, se, ao calcularmos a diferença entre a média (variância) dos juros de XX e a média (variância) do contrafactual associado à inadimplência, obtivermos uma diferença com valor positivo, então concluiremos que o efeito de um menor nível de inadimplência em XX seria o de diminuir a taxa de juros média em XX (e o de diminuir a dispersão dos juros). Esta interpretação sugere que o aumento da inadimplência observada ao longo do período teria servido para elevar as taxas de juros (e para aumentar a dispersão dos juros). Se a diferença dos índices for negativa, a conclusão é que, ao contrário, o aumento da inadimplência teria servido para reduzir os juros (e diminuir sua dispersão). Além disso, quando dividimos essa diferença pela diferença total do período – isto é, pela diferença entre as médias (variâncias) de XX e de YY – obtemos uma medida da parcela da variação do nível médio de juros (da dispersão dos juros) no período devido à inadimplência. Com base nesta medida, podemos comparar o peso relativo de cada fator explicativo na decomposição. Além disso, exporemos também os gráficos dos contrafactuais, a fim de visualizar em quais pontos das distribuições cada fator tem maior influência.

É importante assinalar ainda que, como o efeito de cada fator depende da ordem da decomposição, devemos inverter a ordem da decomposição na estimação, a fim de não superestimar o impacto de alguns componentes.

Para estimarmos a densidade dos juros, utilizaremos o método de Kernel (Silverman, 1986) adaptado para incluir diferentes pesos para as taxas de juros cobradas por cada banco de acordo com o volume de empréstimos que o banco concede na modalidade considerada. Para as densidades contrafactuais, utilizaremos também o método de Kernel, porém, com a escolha cuidadosa de um reponderador.

2.1 Kernel

O estimador kernel de uma função densidade de probabilidade, $f(r)$, é obtida não parametricamente por meio da seguinte fórmula – adaptada para incluir os pesos por observação:

⁷ As características observáveis dos bancos são: liquidez, tamanho, custos com pessoal, proporção de ativos permanentes sobre o ativo total e controle acionário da Instituição Financeira (pública – federal ou estadual –, privada – com ou sem participação de capital estrangeiro – e estrangeira).

$$\hat{f}(r) = \sum_{i \in S} \frac{\theta_i}{b} \cdot K\left(\frac{r - R_i}{b}\right)$$

onde θ_i é o peso da observação i (calculada como o total de volume de crédito concedido na modalidade pela instituição financeira (IF) sobre o total de crédito do sistema nesta mesma modalidade); S é o conjunto dos índices das observações da amostra; b é o parâmetro de suavização (*bandwidth*); $K(\cdot)$ é a função kernel; e R_i são as taxas de juros observadas na amostra.

A função kernel utilizada será a Gaussiana, e o parâmetro de suavização, b , será escolhido com base na sugestão de Silverman (1986):

$$b = 0.9 \cdot N^{-1/5} \cdot \left\{ \min\left(\hat{\sigma}, \frac{IQR}{1.349}\right) \right\}$$

onde σ é o desvio padrão amostral de R e IQR é o intervalo interquartil (a diferença entre o 75h e o 25h percentis).

2.2 *Contrafactuais*

Para as densidades contrafactuais, será utilizado também o método de Kernel, mas com a escolha cuidadosa de um reponderador. A escolha do reponderador é simples e engenhosa.

Tomemos os dois meses sob análise, XX e YY , e juntemos as observações desses dois meses em um único conjunto. Desse modo, os meses podem ser considerados, dentro desse conjunto, variáveis aleatórias (e podemos associar probabilidades à ocorrência deles). A distribuição dos juros em XX pode ser obtida como a distribuição dos juros desse conjunto condicionada no mês XX . Estendendo um pouco mais esse raciocínio, sabemos que a densidade dos juros em um ponto do tempo (em XX , no caso), $f(r; t_r = XX)$, pode ser obtida como a densidade marginal da densidade conjunta dos juros, r , e dos atributos observáveis dos bancos, z , onde tanto r como z são aqueles obtidos para o mês de XX . Formalmente, temos que:

$$\begin{aligned} f(r; t_r = XX) &= \int_{z \in \Omega_z} f(r, z / t_r = t_z = XX) dz \\ &= \int_{z \in \Omega_z} f(r / z, t_r = XX) \cdot dF(z / t_z = XX) \end{aligned}$$

onde r representa taxa de juros; $f(r)$ é a densidade das taxas de juros; z é o conjunto dos atributos observáveis dos bancos; Ω_z é o conjunto em que estão definidas as características individuais; $t_r = XX$ indica que os juros são aqueles observados em XX ; e $t_z = XX$ indica que as características são aquelas que observamos em XX .

Se quisermos obter a densidade contrafactual que prevaleceria em XX caso a distribuição das características fosse a mesma de YY , as datas referentes a t_r e a t_z deverão ser agora as de XX e de YY , respectivamente. Isto é, os juros seriam aqueles de XX , mas as características seriam as de YY .

Admitindo a hipótese que a estrutura de cobrança dos juros em XX não dependa da distribuição dos atributos observáveis dos bancos, isto é, que a distribuição dos juros condicionada nas características não dependa da distribuição dessas características, então a densidade contrafactual pode ser obtida de maneira bastante simples:

$$f_z(r) = \int_{z \in \Omega_z} f(r/z, t_r = XX) dF(z/t_z = YY) \\ = \int f(r/z, t_r = XX) \phi_z(z) dF(z/t_z = XX)$$

onde $f_z(r)$ é a densidade contrafactual associada às características z , e o reponderador ϕ_z é definido como

$$\phi_z(z) \equiv \frac{dF(z/t_z = YY)}{dF(z/t_z = XX)}$$

É possível demonstrar, por meio da Regra de Bayes, que esse reponderador pode ser reescrito como:

$$\phi_z = \frac{\Pr(t_z = YY/z) \Pr(t_z = XX)}{\Pr(t_z = XX/z) \Pr(t_z = YY)}$$

Podemos estimar o reponderador acima da seguinte forma: para as probabilidades não condicionais, utilizamos a razão entre o número de observações em um ano e o número de observações dos dois anos, ambos os anos ponderados pelos respectivos pesos das observações⁸. Para estimar as probabilidades condicionais podemos usar um probit. Neste ponto fica claro porque não podemos usar variáveis que sejam iguais para todas as observações em cada *cross-section* mas que sejam diferentes entre os meses escolhidos (como a taxa Selic, por exemplo): ela tornaria perfeita a previsão de XX (ou de YY) e deixaria o reponderador ou igual a 1 ou inexistente (se os denominadores ficassem iguais a zero).

O modelo padrão de probit é dado por:

$$\Pr(t_z=t/z) = \Pr(\varepsilon > -\beta \cdot H(z)) = 1 - \Phi(-\beta \cdot H(z))$$

Onde $\Phi(\cdot)$ é a distribuição normal cumulativa; e $H(z)$, um vetor que é função de z . Neste trabalho, $H(z)$ é um polinômio com os seguintes argumentos: taxa de inadimplência que o banco enfrenta na modalidade; a taxa de compulsórios não remunerados; a taxa de compulsórios remunerados; o controle acionário da instituição (pública federal, pública estadual, nacional, nacional com participação estrangeira ou estrangeira); tamanho da IF; liquidez da IF; custos com pessoal; e proporção de ativos permanentes sobre o ativo total da IF.

Uma vez que uma estimativa desse reponderador for obtida, ela pode ser utilizada para estimar a densidade contrafactual pelo método de Kernel ponderado pelos pesos das observações.

$$\hat{f}_z(r; t_r = XX, t_z = YY) = \sum_{i \in S_{XX}} \frac{\theta_i}{b} \cdot \hat{\phi}_z(z_i) \cdot K\left(\frac{r - R_i}{b}\right)$$

onde S_{XX} é o conjunto dos índices das observações de XX. Notemos que se o reponderador for igual a 1, estimaremos a verdadeira densidade dos juros de XX.

É importante assinalar, neste ponto, que a densidade contrafactual, calculada sob a hipótese de que a estrutura dos juros em XX não dependa da distribuição dos atributos observáveis, deve ser

⁸ Chamamos a atenção para o fato de que, para essa abordagem, a variação do número de bancos e dos volumes de empréstimos no período não trazem qualquer tipo de problema para estimar os impactos dos fatores, uma vez que essas mudanças são levadas em conta no cálculo das densidades contrafactuais.

interpretada, na verdade, da seguinte forma: “qual seria a densidade dos juros em XX se as características observáveis das IFs fossem as mesmas que as observadas em YY e se as IFs tivessem cobrado juros de acordo com o esquema de cobrança vigente em XX?”. Neste ponto fica claro que, com esta hipótese crucial, efeitos possíveis advindos de um arcabouço de equilíbrio geral ficam desconsiderados nesta abordagem.

É interessante fazer aqui uma comparação desse contrafactual com os contrafactuais obtidos por meio de regressões. Quando fazemos uma regressão e queremos observar qual seria a taxa de juros cobrada por uma IF em XX se ela apresentasse as características médias de uma IF em YY, colocamos esses valores médios nas covariadas da regressão e, dadas as estimativas dos coeficientes da regressão calculadas anteriormente, obtemos qual seria a taxa de juros contrafactual cobrada por essa IF (supondo, evidentemente, que não temos informações sobre as características dos clientes das IFs). No exercício proposto por este trabalho, porém, os juros contrafactuais não são obtidos para cada IF separadamente, mas para a amostra inteira ao mesmo tempo. Isto é, mudamos as características de todos os bancos da amostra e vemos como ficariam os juros cobrados – desconsiderando mudanças no esquema de cobranças. Isto significa que, neste sentido, este exercício exige uma hipótese muito mais forte que a exigida no caso anterior, qual seja, a de que mudamos as características de todos os bancos sem alterar mais nada na economia, enquanto o tipo de exercício anterior permitia a mudança das características de apenas uma instituição sem afetar o resto da economia.

Embora tenhamos apresentado o contrafactual das características z , para cada um dos fatores escolhidos teremos um reponderador diferente. Mesmo o reponderador acima deverá ser substituído para que possamos observar o impacto da inadimplência e dos compulsórios separadamente dos demais atributos observáveis. Esses reponderadores são obtidos aplicando-se o mesmo raciocínio acima.

Para obter a densidade contrafactual associada à inadimplência – e apenas à inadimplência – procedemos da seguinte forma: separarmos as características, z , em um vetor associado à taxa de inadimplência da modalidade, I , e um vetor com as outras características, x . Temos então que a densidade das taxas de juros em XX pode ser reescrita como

$$f(r; t_r = XX, t_{I/x} = XX; t_x = XX) = \iint f(r/I, x, t_r = XX) dF(I/x, t_{I/x} = XX) dF(x/t_x = XX)$$

E, novamente, sob a hipótese de que a estrutura de cobrança dos juros não dependa da distribuição da taxa de inadimplência, a densidade contrafactual para o caso em que *somente* o nível de inadimplência permaneça no mesmo nível de YY é dada por

$$\begin{aligned} f_I(r; t_r = XX, t_{I/x} = YY; t_x = XX) &= \iint f(r/I, x, t_r = XX) dF(I/x, t_{I/x} = YY) dF(x/t_x = XX) \\ &\equiv \iint f(r/I, x, t_r = XX) \phi_I(I, x) dF(I/x, t_{I/x} = XX) dF(x/t_x = XX) \end{aligned}$$

onde o reponderador é:

$$\phi_I(I, x) \equiv \frac{dF(I/x, t_{I/x} = YY)}{dF(I/x, t_{I/x} = XX)}$$

Seguindo o mesmo raciocínio feito para obter o reponderador de todas as características individuais, z , temos que o reponderador acima pode ser escrito como:

$$\phi_I(I, x) = \frac{\Pr(t_{I/x} = YY / I, x)}{\Pr(t_{I/x} = XX / I, x)} \cdot \frac{\Pr(t_{I/x} = XX / x)}{\Pr(t_{I/x} = YY / x)}$$

Mais uma vez, podemos utilizar o modelo probit para estimarmos esse reponderador. No primeiro probit o polinômio utilizado é o mesmo que $H(z)$, no segundo probit, porém, o polinômio é o $H(x)$, que é igual ao anterior exceto por excluir a variável I .

Se a exclusão de I afetar muito pouco os valores previstos pelo probit, então o reponderador terá um valor muito próximo de 1, o que significa que este fator altera muito pouco a distribuição original. Por outro lado, quanto maior a mudança que esta variável impuser sobre os valores previstos da estimação, maior será seu efeito sobre a densidade estimada.

É importante ressaltar aqui que, se as variáveis I e x apresentarem alto grau de multicolinearidade, então a exclusão de I na estimação do probit deverá alterar os coeficientes estimados das variáveis x . Isto significa que a exclusão de I na estimação capta não apenas os efeitos líquidos da inadimplência, mas também os efeitos que surgem em virtude da relação da inadimplência com as demais variáveis.

Os efeitos potenciais dos compulsórios não remunerados e remunerados são obtidos exatamente da mesma forma e os reponderadores associados são, respectivamente, ϕ_{CNR} e ϕ_{CR} . Finalmente, para as demais características observáveis, h , temos o seguinte reponderador:

$$\phi_h = \frac{\Pr(t_h = YY/h)}{\Pr(t_h = XX/h)} \cdot \frac{\Pr(t_h = XX)}{\Pr(t_h = YY)}$$

que capta somente os efeitos líquidos dos atributos h , isto é, “limpos” dos efeitos da inadimplência e dos compulsórios.

2.3 Revertendo a Ordem de Decomposição

Como já havíamos chamado a atenção, uma vez que o efeito de cada fator depende da ordem da decomposição, devemos inverter a ordem da decomposição na estimação, a fim de não superestimar o impacto de alguns componentes.

Para reverter a ordem, aplicamos o mesmo raciocínio da seção anterior. Primeiro, tomamos as taxas de juros de XX e aplicamos o reponderador associado aos atributos observáveis, h . Os efeitos que captaremos, nesse caso, porém, não estarão mais "limpos" da inadimplência nem dos compulsórios. Nesta segunda ordem, apenas a inadimplência terá seus efeitos "limpos" dos demais fatores explicativos. Aplicaremos também outras ordens de decomposição para captarmos os efeitos dos recolhimentos remunerados e não remunerados "limpos" de todos os fatores destacados.

Finalmente, quanto às mudanças não explicadas, cabe ressaltar que, após considerar todos os fatores explicativos, seus efeitos deverão ser iguais nas duas decomposições, pois, apesar das diferentes ordens, os reponderadores em conjunto fornecem os mesmos valores ao final da decomposição. Isto é, independente da ordem, o efeito de todos os fatores em conjunto é calculado por meio do ϕ_z que expusemos no início da seção anterior. Notemos, no entanto, que o efeito sobre a distribuição dos juros do último fator considerado nas decomposições não deverá ser o mesmo nos dois casos, pois a densidade no qual ele está baseado (e com a qual será comparado) é diferente para cada ordem de decomposição.

3. Dados

3.1 Cálculo das Taxas Individuais de Recolhimentos Compulsórios sobre os Depósitos

A existência de progressividade sobre os recolhimentos compulsórios sobre os depósitos bancários é uma importante característica da regulamentação brasileira⁹. Vigorava em Março de 2004, por exemplo, a exigibilidade de recolhimento compulsório e encaixe obrigatório de 45% sobre os recursos à vista. Do saldo dos recursos à vista, porém, deveriam ser deduzidos 44 milhões de reais para se obter a base de cálculo para a aplicação de tal alíquota. Além disso, estavam isentas as instituições que apresentassem exigibilidade de recolhimento sobre os recursos à vista inferior a R\$ 10.000,00, tanto em Março de 2004 como em Setembro de 2000.

Verifica-se também a existência de progressividade do recolhimento compulsório e de encaixe obrigatório sobre os depósitos a prazo assim como na exigibilidade adicional sobre os depósitos. Sobre os depósitos de poupança, porém, não existe progressividade. A Tabela I abaixo mostra as alíquotas e as deduções do recolhimento compulsório e do encaixe obrigatório que vigoravam em setembro de 2000 e em março de 2004¹⁰:

TABELA I – Exigibilidades de Recolhimentos Compulsórios e de Encaixes Obrigatórios sobre os Depósitos Bancários

| | Setembro de 2000 | | Março de 2004 | |
|---------------------------------------|------------------|------------------------------------|---------------|------------------------------------|
| | alíquota (%) | dedução (milhões R\$) ² | alíquota (%) | dedução (milhões R\$) ² |
| Recolhimentos Compulsórios | | | | |
| Depósitos à vista ¹ | 45 | 2 | 45 | 44 |
| Depósitos a prazo ³ | 0 | - | 15 | 30 |
| Depósitos de poupança | 15 | - | 20 | - |
| Exigibilidade adicional sobre: | | | | |
| Depósitos à vista | - | - | 8 | 100* |
| Depósitos a prazo | - | - | 8 | |
| Depósitos de poupança | - | - | 10 | |

¹ Até 15% da base de cálculo pode ser cumprida com o saldo da conta Caixa.

² Dedução sobre a base de cálculo.

³ Exigibilidade em títulos públicos.

* Dedução sobre a exigibilidade total

Uma vez que não havia disponibilidade dos dados de recolhimentos e encaixes efetivos dos bancos na conta *Reservas* no Banco Central, as exigibilidades dos recolhimentos compulsórios foram calculadas usando as alíquotas e os valores das deduções da Tabela I, acima. Utilizamos os dados extraídos do Cosif para obter a base de cálculo sobre a qual aplicamos as normas vigentes no período, pois não há contas no Cosif que capturem separadamente todos os diferentes tipos de recolhimentos¹¹. Apenas para as exigibilidades sobre depósito de poupança foram utilizados os saldos da conta “Banco Central – Recolhimentos Obrigatórios, Depósitos de Poupança”¹².

⁹ Os códigos do Cosif das contas de depósitos consideradas neste trabalho são: 4.1.1.00.00-0, *Depósitos à Vista*; 4.1.2.00.00-3, *Depósitos de Poupança*; e 4.1.5.00.00-2 *Depósitos a Prazo*.

¹⁰ Veja os seguintes normativos do Banco Central do Brasil que dispõem sobre as alíquotas e as deduções dos recolhimentos compulsórios e dos encaixes obrigatórios que vigoravam em Março de 2004: a) sobre os recursos à vista, veja Circular 3.199; b) sobre os depósitos a prazo, Circular 3.091 e 3.127; c) sobre as exigibilidades adicionais do recolhimento compulsório e do encaixe obrigatório sobre os depósitos (à vista, a prazo e de poupança), Circular 3.157. Sobre os que vigoraram em Setembro de 2000: a) sobre os recursos à vista, Circular 3.002.

¹¹ Obtivemos, portanto, apenas uma aproximação dos recolhimentos obrigatórios, já que os compulsórios efetivos são feitos com base numa média de depósitos em um determinado período.

¹² O código dessa conta no Cosif é 1.4.2.33.10-0.

Como os recolhimentos sobre depósitos à vista não são remunerados, a taxa de compulsório não remunerado de um banco i , no instante t ($tcnr$), foi calculada da seguinte forma:

$$tcnr_{it} = \frac{exig_não_rem_{it}}{depósitos\ à\ vista\ do\ banco_{it}}$$

onde $exig_não_rem$ é o valor da exigibilidade sobre depósito à vista.

Os recolhimentos sobre depósito a prazo, sobre poupança e a exigibilidade adicional sobre os depósitos, por outro lado, são remunerados. A taxa de compulsório remunerado de um banco i , no instante t (tcr), foi construída como:

$$tcr_{it} = \frac{exig_tít_{it} + exig_adic_{it} + exig_poup_{it}}{soma\ dos\ depósitos\ à\ vista,\ a\ prazo\ e\ de\ poupança\ do\ banco_{it}}$$

onde $exig_tít$ é dado pelo valor da exigibilidade em títulos públicos sobre os depósitos a prazo; $exig_adic$ é o valor das exigibilidades adicionais sobre os depósitos (à vista, a prazo e de poupança); e $exig_poup$ é o valor da exigibilidade do encaixe obrigatório sobre os depósitos de poupança.

3.2 Construção das Variáveis Observáveis

Utilizamos os dados extraídos do Cosif não apenas para construir as taxas de recolhimentos compulsórios por IF, mas também para construir as características observáveis dos bancos¹³. Os dados contábeis são informados mensalmente pelas instituições financeiras no sistema Cosif do Banco Central do Brasil e, a partir dos saldos dessas contas foram geradas as variáveis: tamanho do banco, índice de liquidez do balanço, índice de custo de pessoal sobre ativos e índice de ativo permanente sobre total de ativos.

Os ativos líquidos (Liq_{it}) são definidos como a soma dos saldos das contas *Aplicações Interfinanceiras de Liquidez* ($c120_{it}$) menos as *Re vendas a Liquidar, posição Financiada*¹⁴ ($c12120_{it}$) mais os *Títulos Públicos Livres*¹⁵ ($c131_{it}$)¹⁶. O índice de liquidez individual, $IndLiq_{it}$, foi definido como a razão de ativos líquidos Liq_{it} sobre o *Ativo Circulante e Realizável a Longo Prazo* ($c100_{it}$), isto é:

$$IndLiq_{it} = (c120_{it} - c12120_{it} + c131_{it}) / c100_{it}$$

¹³ Foram selecionados apenas os bancos que apresentaram concessões novas de operações de crédito em pelo menos uma das duas modalidades: Cheque Especial ou Capital de Giro. O universo dos bancos considerou os bancos múltiplos, os bancos comerciais, o Banco do Brasil e a Caixa Econômica Federal.

¹⁴ A definição de ativos líquidos deste estudo exclui das *Aplicações Interfinanceiras de Liquidez*, conta 1.2.0.00.00-5, os saldos da sub-conta 1.2.1.20.00-2, *Re vendas a Liquidar, posição Financiada*, porque essas operações de compra de títulos com compromisso de revenda são lastreadas com papéis de terceiros.

¹⁵ Em termos das contas do Cosif, os saldos desvinculados da conta 1.3.0.00.00-4, *Títulos e Valores Mobiliários e Instrumentos Financeiros Derivativos*, pertencem à sub-conta 1.3.1.00.00-7, *Livres*.

¹⁶ Neste conceito de ativos líquidos não foi considerado o saldo da conta *caixa*. Isso se deve ao fato de que a relação caixa/ativos é relativamente alta para os bancos de grande porte com muitas agências. Para esses bancos, o *caixa* tem a função, principalmente, de atender aos saques dos depósitos de seus correntistas. Por outro lado, para os bancos de pequeno porte, que são os de maior número na amostra, esse índice é relativamente baixo. Kashyap & Stein (2000) não incluem o *caixa* na definição de liquidez para os bancos dos EUA, pois explicam que a manutenção do *caixa* deve estar refletindo necessidades de reservas e, portanto, não podem ser livremente descartados. Assim, definem como ativos líquidos apenas os títulos (*securities*) e as aplicações em fundos federais.

O custo com pessoal no banco i , $CustPes_i$, é definido, neste trabalho, como a soma dos saldos das contas *Despesas de Honorários*, *Despesas de Pessoal (Benefícios)*, *Despesas de Pessoal (Encargos Sociais)*, *Despesas de Pessoal (Proventos)*, *Despesas de Pessoal (Treinamento)*, *Despesas de Remuneração de Estagiários*, *Impostos e Contribuições sobre Salários*.¹⁷ O índice do custo com pessoal de cada banco i , no instante t , $IndCustPes_{it}$ é definido como $CustPes_{it}$ sobre $c100_{it}$, ou seja:

$$IndCustPes_{it} = CustPes_{it} / c100_{it}$$

O ativo permanente de cada banco i , $perm_i$, é definido como a soma dos saldos das contas *Investimentos*, *Imobilizado de Uso*, *Imobilizado de Arrendamento* e *Ativo Permanente Diferido*¹⁸. O índice de imobilização, $IndImob_{it}$, é definido, neste trabalho, como $perm_{it}$ sobre a soma de $perm_{it}$ e $c100_{it}$, ou seja:

$$IndImob_{it} = perm_{it} / (perm_{it} + c100_{it})$$

Finalmente, o tamanho do banco é medido por meio da conta *Ativo Circulante e Realizável a Longo Prazo* de cada banco e corrigido pelo IGP-DI a preços de março de 2004.

Os dados sobre o tipo de controle acionário público (federal ou estadual), privado (com ou sem participação estrangeira) ou estrangeiro foram obtidos do sistema UNICAD do Banco Central do Brasil. Utilizamos também os dados fornecidos diariamente pelas instituições financeiras ao Banco Central, de acordo com a Circular 2.957, para as taxas de juros praticadas e para a inadimplência nas operações de crédito das modalidades de *Capital de Giro* e de *Cheque Especial*. A taxa de juros mensal de um banco em cada modalidade no mês considerado foi obtida calculando-se uma média das taxas mensais informadas diariamente, ponderadas pelo volume das operações. A inadimplência foi calculada como a razão entre o valor dos créditos em atraso a mais de noventa dias e o valor da carteira na modalidade considerada.

3.3 Estatísticas Descritivas

Na modalidade *Capital de Giro*, verificamos, na Tabela II, que as taxas de juros prefixadas médias aumentaram de 2.14 % a.m. para 2.46 % a.m. e a inadimplência passou de 4.2 % para 4.4 %. O montante concedido, corrigido pelo IGP-DI a preços de março de 2004, caiu, assim como o número de bancos e a participação dos bancos privados no volume de créditos. A participação dos bancos públicos, no entanto, dobrou. Por outro lado, na modalidade de *Cheque Especial*, a taxa de juros média diminuiu de 7.86 % a.m. para 7.63 % a.m., mas a inadimplência aumentou de 3.1 % para 5.4 %. O número de bancos que concede esse tipo de empréstimo também caiu assim como o valor médio da carteira e a participação dos bancos públicos.

¹⁷ No Cosif, os códigos dessas contas de despesas são: 8.1.7.18.00-5, 8.1.7.27.00-3, 8.1.7.30.00-7, 8.1.7.33.00-4, 8.1.7.36.00-1, 8.1.7.37.00-0 e 8.1.9.90.20-1.

¹⁸ No Cosif os códigos dessas contas são: 2.1.0.00.00-3, 2.2.0.00.00-2, 2.3.0.00.00-1, 2.4.0.00.00-0.

| TABELA III | Capital de Giro* | | Cheque Especial* | |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | set/00 | mar/04 | set/00 | mar/04 |
| Taxa de Juros Mensal* | 2.14 (0.61) | 2.46 (0.65) | 7.86 (0.92) | 7.63 (0.48) |
| Inadimplência | 4.20% (0.098) | 4.40% (0.053) | 3.10% (0.034) | 5.40% (0.072) |
| Valor Médio da Carteira*** | 147 (306) | 133 (294) | 171 (399) | 146 (298) |
| Proporção de IFs Públicas | 6.5% | 14.2% | 32.6% | 15.4% |
| # IFs Públicas | 10 | 10 | 13 | 12 |
| Proporção de IF s Privadas Nacionais | 60.9% | 50.0% | 40% | 47.5% |
| # IFs Privadas Nacionais | 59 | 48 | 37 | 28 |
| Proporção de IFs Estrangeiras | 32.6% | 35.4% | 27.3% | 37.3% |
| # IFs Estrangeiras | 28 | 23 | 12 | 11 |
| # Bancos | 97 | 81 | 62 | 51 |

* Desvio-padrão entre parênteses

** Ponderadas pelo valor da carteira na modalidade

*** Em milhões de Reais, corrigido pelo IGP-DI a preços de Março de 2004.

Dentre as características observáveis dos bancos, Tabela III, merece destaque a diferença entre as taxas dos recolhimentos compulsórios nos dois momentos analisados. A taxa média do recolhimento compulsório *não* remunerado diminuiu de 18,6 % para 8,4 %. A taxa agregada, porém, isto é, o volume total recolhido dividido pelo total de depósitos à vista, manteve-se praticamente estável, passou de 44,75 % para 43,57 %. O decréscimo daquela taxa média reflete o aumento da dedução na base de cálculo dessa exigibilidade.

Com relação às taxas médias do recolhimento compulsório remunerado (Tabela III), houve um expressivo aumento. Essa taxa passou de 1,5 % para 8,5 %. No agregado, isto é, olhando para a soma dos recolhimentos de todos os bancos sobre o total de depósitos, também houve um significativo aumento nessa taxa, que passou de 5,57 % para 21,7 %. Em termos de montantes absolutos também houve aumento na importância dos recolhimentos compulsórios remunerados, que equivaliam a aproximadamente 46 %, em setembro de 2000, e passaram para cerca de 75 % do montante do total de exigibilidades de recolhimentos compulsórios (não remunerados e remunerados). As demais características individuais apresentaram pouca variabilidade entre os meses escolhidos.

TABELA III - Características Observáveis dos Bancos*

| | set/00 | mar/04 |
|---------------------------------|------------------|------------------|
| Taxa de Comp. Rem. | 0.015 (0.027) | 0.085 (0.078) |
| Taxa Agregada de Comp. Rem. | 0.0557 | 0.217 |
| Taxa de Comp. Não Rem. | 0.186 (0.20) | 0.084 (0.163) |
| Taxa Agregada de Comp. Não Rem. | 0.4475 | 0.4357 |
| Tamanho** | 7.98 (25.3) | 7.85 (25) |
| Índice de Liquidez | 0.28 (0.23) | 0.29 (0.24) |
| Índice de Custo com Pessoal | 0.007 (0.006) | 0.009 (0.018) |
| Índice de Imobiliação | 0.089 (0.11) | 0.086 (0.14) |

* Médias simples e desvio-padrão entre parênteses

** Em bilhões de Reais, corrigido pelo IGP-DI a preços de Março de 2004.

4. Resultados

4.1 Capital de Giro

Uma vez que os efeitos de cada fator dependem da ordem de decomposição, optamos por expor primeiro os resultados do que chamamos de ordem inversa na seção de metodologia a fim de captarmos os efeitos dos compulsórios e da inadimplência livres das características individuais dos bancos. A Tabela IV mostra a diferença entre as médias e os desvios-padrão das distribuições das taxas de juros entre bancos na modalidade *Capital de Giro*. Em cada célula, expomos a diferença entre a média (desvio-padrão) de uma distribuição e a média (desvio-padrão) de outra distribuição. Por exemplo, a primeira célula nos diz que a diferença entre a média dos juros de Março de 2004 e de Setembro de 2000 foi de 0.32 pontos percentuais. Da mesma forma, vemos que o desvio-padrão aumentou neste período em 0.04 p.p..

Quando observamos os efeitos das características individuais dos bancos, vemos que, se os bancos tivessem apresentado em 2004 as mesmas características que tinham em 2000, a taxa de juros média seria maior e a dispersão seria um pouco menor. Lembramos, porém, que tais efeitos não estão livres dos demais fatores da decomposição. Como veremos mais tarde, quando utilizarmos outra ordem, esses efeitos são reduzidos significativamente.

Com relação aos efeitos dos recolhimentos remunerados, na quarta coluna da Tabela IV, notamos que, se os compulsórios remunerados exigidos em 2004 fossem do mesmo nível que os exigidos em 2000, isto é, se fossem exigidos menos encaixes, a taxa de juros média teria sido menor do que a que vigorou em 2004, descontadas as características dos bancos. A diferença entre essas médias seria de 1.16 p.p.. A razão entre essa diferença (1.16 p.p.) e a variação da média do período (0.32 p.p.), é de 362.5%. Isso indica que, descontadas as características individuais, a variação na taxa de juros média devida aos compulsórios remunerados teria sido 3.625 vezes maior que a variação da

taxa de juros média observada no período. Esse é o fator que impõe a maior variação sobre a média dos juros, mesmo considerando aquilo que esta abordagem não consegue explicar (as mudanças não explicadas, expostas na sétima coluna da Tabela). Todos os demais fatores dessa decomposição atuaram no sentido de compensar os efeitos desses compulsórios (particularmente os fatores não explicados). Se fizermos uma extrapolação, lembrando que esta abordagem não consegue explicar a trajetória completa das variáveis entre os dois meses escolhidos, este resultado sugere que a evolução dos compulsórios remunerados ao longo do período pode ter servido para pressionar as taxas de juros para cima (e os demais fatores em conjunto podem ter servido para segurar o crescimento das taxas de juros entre esses dois pontos no tempo). Além disso, observamos que este fator também provoca mudanças na forma da distribuição, uma vez que afeta bastante o desvio-padrão dos juros entre os bancos. A progressividade nos recolhimentos deve explicar boa parte de porque esses recolhimentos não provocam um deslocamento paralelo da densidade dos juros.

TABELA IV – Capital de Giro

| Estatística | Mudança Total 2004 - 2000 | Efeitos de: | | | | | Mudanças Não Explicadas |
|----------------------|---------------------------------|------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|----------------------------|
| | | Características | | | | | |
| | | Individuais | Comp. Rem. | Comp. Não Rem. | Inadimplência | | |
| Média | 0.32 | -0.23 -71.88% | 1.16 362.50% | -0.06 -18.75% | -0.01 -3.13% | -0.54 -168.75% | |
| Desvio-Padrão | 0.04 | 0.16 386.06% | 0.08 187.50% | -0.04 -105.77% | 0.00 -6.49% | -0.15 -361.30% | |

Os efeitos de um aperto nos compulsórios não remunerados (a redução da isenção de R\$ 44 milhões que vigorou em Março de 2004 para R\$2 milhões, que vigorou em Setembro de 2000), por outro lado, (quinta coluna da Tabela) trariam aumentos na taxa de juros média e no desvio-padrão das taxas. Isto sugere que, mesmo que a alíquota de 45% sobre Depósitos a Vista tenha permanecido constante no período, a mudança nas regras de recolhimentos não remunerados pode ter tido efeitos diferenciados sobre os juros cobrados pelos bancos e o alívio que alguns tiveram com relação a esse fator no período deve ter contribuído para a redução dos juros nesta modalidade. Esse fator, entretanto, parece ter efeitos menores que os associados aos compulsórios remunerados, pois impõe uma variação, descontados os outros dois fatores já utilizados na decomposição, de 18.75% sobre a variação da taxa de juros média no período.

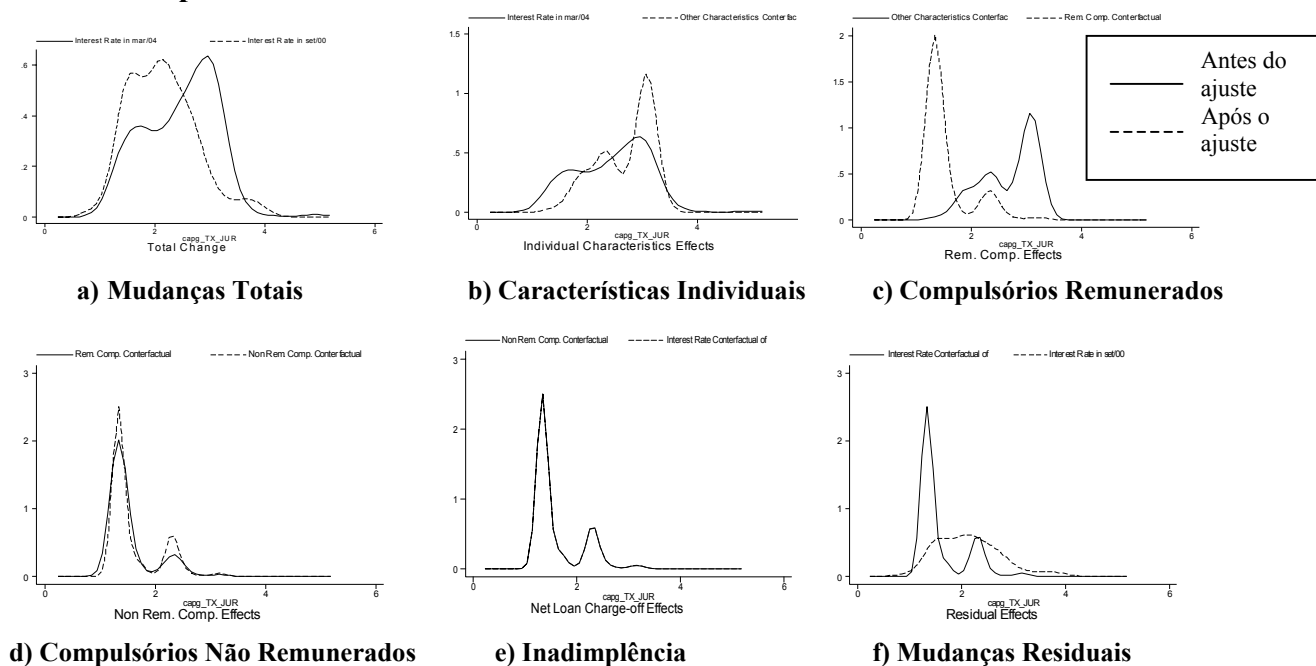
A inadimplência, por sua vez, teve efeitos muito próximos de zero, o que nos indica que, limpos das características observáveis dos bancos e dos compulsórios, a inadimplência não explica a variação das taxas de juros no período. Com relação a este resultado, antes de qualquer interpretação, fazemos a seguinte ressalva: uma vez que esta abordagem não incorpora efeitos advindos de um arcabouço de equilíbrio geral, o efeito da mudança do nível de inadimplência não está acompanhado por uma mudança na forma como os bancos concedem crédito e, portanto, não está acompanhado por mudanças no perfil dos tomadores da carteira de capital de giro. Feita essa ressalva, destacamos duas interpretações possíveis para o resultado que obtivemos: a) uma interpretação bastante simples pode derivar da observação de que a inadimplência variou muito pouco na dimensão temporal. Como resultado, esse fator consegue explicar muito pouco da variação nas taxas praticadas observada no período. b) Outra interpretação deriva da forma como definimos inadimplência neste trabalho – o valor dos créditos em atraso há mais de noventa dias sobre o valor da carteira – e as taxas de empréstimos utilizadas – as das novas concessões. Neste caso, o resultado implica que os juros cobrados em

contratos assinados hoje respondem muito pouco à inadimplência de contratos assinados ontem, ou seja, à inadimplência atual da carteira¹⁹.

Quando nos voltamos aos gráficos das distribuições, vemos em primeiro lugar, no gráfico de mudanças totais (Gráfico Ia), que a distribuição dos juros é bimodal, tanto em Setembro de 2000 (linha tracejada) como em Março de 2004 (linha cheia). Notamos também que a densidade em 2004 está mais à direita e menos compacta que em 2000. As características individuais (relacionadas com os demais fatores) empurrariam um pouco a distribuição para a direita e acentuariam a concentração em torno das duas modas (Gráfico Ib).

A diminuição dos compulsórios remunerados, por outro lado, teria o efeito de empurrar bastante a distribuição para a esquerda (Gráfico Ic), o que reduziria substancialmente a média dos juros. O interessante é que, além disso, esse deslocamento da densidade não seria paralelo e concentraria bastante as observações em torno da moda com taxas de juros menores, e não mais em torno da moda com taxas de juros maiores. Um aperto nos compulsórios não remunerados, por seu turno, traria um pequeno deslocamento para a direita da densidade e, o que parece ser mais importante, aumentaria a concentração em torno da moda com taxas de juros mais elevadas, aumentando a média e a dispersão das taxas de juros (Gráfico Id). A inadimplência praticamente não altera a distribuição anterior e as mudanças residuais diminuiriam a concentração em torno das modas (Gráficos Ie e If).

Gráfico I – Capital de Giro



Quando revertemos a ordem de decomposição, exposta na Tabela V, notamos, em primeiro lugar, que o efeito da inadimplência torna-se substancialmente mais elevado. Tal resultado deve-se à relação que esta variável guarda com as demais variáveis utilizadas neste trabalho, já que seu efeito isolado é próximo de zero. A mesma interpretação pode ser aplicada aos efeitos das demais características individuais, já que nesta ordem de decomposição seu efeito é próximo de zero tanto sobre a média como sobre o desvio-padrão (sexta coluna da Tabela V), embora seus efeitos pareçam grandes na primeira decomposição.

¹⁹ Refizemos este mesmo exercício substituindo a essa medida de inadimplência por uma medida de atrasos na carteira, isto é, o valor dos créditos com atraso maior do que 15 dias sobre o valor da carteira. Os resultados deste exercício são bastante próximos aos resultados que apresentamos aqui, tanto no sinal dos efeitos quanto nas suas magnitudes.

Quando olhamos para os compulsórios, notamos que os efeitos dos compulsórios não remunerados (quarta coluna) mudam de sinal quando comparado à outra ordem de decomposição, o que coloca em dúvida à interpretação dada anteriormente. Tal mudança de sinal deve ser resultado da relação que existe entre os compulsórios não remunerados e os remunerados, já que na decomposição anterior captamos os efeitos limpos desta relação. Os efeitos dos compulsórios remunerados, por sua vez, continuam com o mesmo sinal que obtivemos anteriormente, mas com magnitude um pouco menor: impõem uma variação de 93.75% sobre a variação na média dos juros do período e de 103% sobre a mudança observada no desvio-padrão.

TABELA V – Capital de Giro

| Estatística | Efeitos de: | | | | | | |
|----------------------|---------------------------------|-------------------|-----------------|-----------------|---------------|-------------------|----------|
| | Mudança Total 2004 - 2000 | | | | | Características | Mudanças |
| | | Inadimplência | Comp. Não Rem. | Comp. Rem. | Individuais | Não Explicadas | |
| Média | 0.32 | -0.97 -301.56% | 1.53 476.56% | 0.30 93.75% | 0.00 0.00% | -0.54 -168.75% | |
| Desvio-Padrão | 0.04 | -0.25 -604.33% | 0.40 954.57% | 0.04 103.13% | 0.00 7.93% | -0.15 -361.30% | |

A fim de captar os impactos dos compulsórios remunerados e não remunerados limpos de qualquer outro fator utilizado neste trabalho, colocamos essas variáveis, uma de cada vez, no final da ordem de decomposição (Tabela VI). Quando pusemos os compulsórios não remunerados no "fim da fila", seu efeito apareceu mais uma vez com sinal negativo, tanto sobre a média como sobre o desvio-padrão, o que indica que uma política mais restritiva neste aspecto aumentaria a taxa de juros média e a dispersão entre bancos. Este fator imporia uma variação de 25%, limpa dos demais fatores, sobre a variação da média observada no período e sua evolução deve ter, de fato, servido para reduzir os juros.

Quando pusemos os compulsórios remunerados no "fim da fila", os sinais dos efeitos se mantiveram, ou seja, o aperto feito no período deve ter servido para aumentar as taxas de juros cobradas pelos bancos. Além disso, observamos que este fator traria maiores mudanças na taxa média e na dispersão do que os compulsórios não remunerados, pois impõem mudança de 246.9% sobre a variação da média e de 548% sobre a mudança do desvio-padrão.

TABELA VI – Capital de Giro

| Estatística | Efeitos de* | |
|----------------------|-------------------|-----------------|
| | Comp. Não Rem. | Comp. Rem. |
| Média | -0.08 -25.00% | 0.79 246.88% |
| Desvio-Padrão | -0.05 -116.35% | 0.23 548.08% |

* Efeitos limpos de todos os outros fatores utilizados na decomposição

4.2 Cheque Especial

Os resultados obtidos na modalidade *Cheque Especial*, como veremos, foram bastante parecidos com os observados na modalidade *Capital de Giro*, o que sugere alguma robustez dos efeitos dos fatores sobre as taxas praticadas no mercado de crédito. Na Tabela VII, vemos, em primeiro lugar, que a taxa de juros média do cheque especial diminuiu 0.23 p.p. entre Setembro de 2000 e Março de 2004. Vemos também que a dispersão das taxas entre os bancos diminuiu no período.

As características individuais, relacionadas com as demais variáveis, elevariam as taxas e reduziriam o desvio-padrão se estivessem iguais às características observadas em 2000 (terceira coluna da Tabela VII). Observamos, na quarta coluna, que um alívio nos compulsórios remunerados, por outro lado, reduziria a taxa de juros média (embora, neste caso, aumentasse a dispersão). Esse é o fator que tem o maior efeito dentre as variáveis selecionadas (maiores inclusive que as mudanças não explicadas), pois traria uma variação de 360% sobre a variação na média das taxas observadas e de 322.6% sobre o desvio-padrão. Este resultado sugere novamente que o aperto efetuado nesta variável ao longo do período deve ter servido para pressionar as taxas do cheque especial para cima. Os efeitos de uma restrição nas deduções dos recolhimentos compulsórios não remunerados, por sua vez, líquido dos efeitos dos compulsórios remunerados, seriam o de aumentar a média dos juros (embora diminuíssem e o desvio-padrão). Esse fator importaria uma variação de 243.3% com relação à variação na taxa média dos juros. Aqui, mais uma vez, os resultados indicam que o aumento das deduções pode ter servido para reduzir as taxas praticadas (mas também, para aumentar a dispersão). Por fim, a inadimplência, mais uma vez, tem efeitos muito próximos de zero.

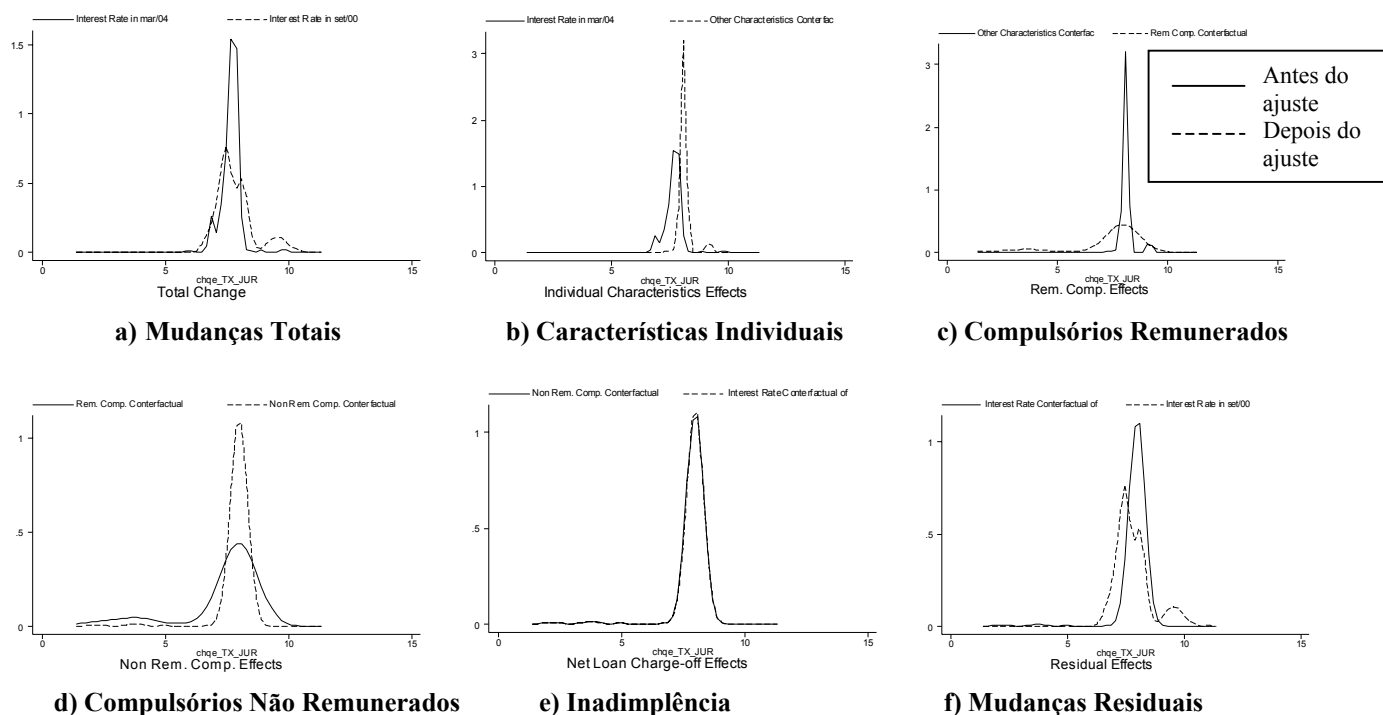
TABELA VII – Cheque Especial

| Estatística | Efeitos de: | | | | | | |
|----------------------|---------------------------------|-----------------|------------|----------------|---------------|----------------|--|
| | Mudança Total 2004 - 2000 | Características | | | | Mudanças | |
| | | Individuais | Comp. Rem. | Comp. Não Rem. | Inadimplência | Não Explicadas | |
| Média | -0.23 | -0.51 | 0.81 | -0.55 | 0.00 | 0.02 | |
| | | 223.89% | -359.73% | 243.32% | 1.81% | -9.29% | |
| Desvio-Padrão | -0.43 | 0.23 | -1.40 | 0.91 | 0.01 | -0.18 | |
| | | -52.09% | 322.57% | -209.32% | -3.22% | 42.06% | |

Com relação aos gráficos das densidades, vemos em primeiro lugar, que elas são bastante concentradas em torno da única moda (Gráficos II). No gráfico de mudanças totais (Gráfico IIa), vemos ainda que a distribuição dos juros em Março de 2004 (linha cheia) é mais compacta e está um pouco mais à direita que a distribuição em Setembro de 2000 (linha tracejada). As características individuais (relacionadas com os demais fatores) empurrariam um pouco a distribuição para a direita e aumentaria a concentração (Gráfico IIb).

A diminuição dos compulsórios remunerados, por outro lado, teria o efeito de aumentar a dispersão e engordar um pouco a cauda inferior da densidade – o que provocou uma queda na média dos juros (Gráfico IIc). Um aperto nos compulsórios não remunerados, por seu turno, provocaria novamente uma grande concentração em torno da moda e “achataria” as caudas da densidade, com efeitos maiores sobre a cauda inferior do que sobre a cauda superior – o que traria a média mais uma vez para cima (Gráfico IId). A inadimplência não alteraria a distribuição anterior e as mudanças residuais trariam a dispersão um pouco mais para a esquerda e aumentariam a dispersão (Gráficos IIe e II f).

Gráfico II – Cheque Especial



Ao invertermos a ordem de decomposição (Tabela VIII), observamos que a inadimplência passa a apresentar um efeito bastante grande sobre a média e sobre o desvio-padrão e as características individuais passam a ter efeitos muito próximos de zero quando descontados os demais fatores. Os compulsórios sobre depósitos a vista passam, novamente, a apresentar sinal diferente da decomposição anterior, mas nesse caso seus efeitos são praticamente nulos. Finalmente, o impacto dos compulsórios remunerados tem o mesmo sentido que o da decomposição anterior, mas sua magnitude é um pouco menor.

TABELA VIII – Cheque Especial

| Estatística | Efeitos de: | | | | | |
|----------------------|---------------|-------------|---------------|----------------|-----------------|-------------|
| | Mudança Total | Mudanças | | | Características | |
| | | 2004 - 2000 | Inadimplência | Comp. Não Rem. | Comp. Rem. | Individuais |
| Média | -0.23 | -0.46 | 0.01 | 0.20 | 0.00 | 0.02 |
| | | 203.54% | -4.42% | -88.94% | -0.88% | -9.29% |
| Desvio-Padrão | -0.43 | 0.47 | -0.06 | -0.63 | -0.02 | -0.18 |
| | | -107.27% | 14.73% | 146.02% | 4.46% | 42.06% |

Por fim, quando tentamos limpar os compulsórios das demais variáveis colocando-os no final da decomposição, observamos mais uma vez resultados um pouco parecidos com os obtidos para a modalidade *Capital de Giro* (Tabela IX). Os recolhimentos não remunerados desta vez trariam uma variação de 105.27% da variação média dos juros (e de 230% do desvio-padrão), um efeito com magnitude menor que o da primeira decomposição feita sobre *Cheque Especial*, mas com o mesmo sinal, isto é, uma diminuição nas deduções teria elevado as taxas cobradas em Março de 2004 (e reduzido sua dispersão). Os recolhimentos remunerados, por sua vez, imporiam uma variação de 73%

da variação média dos juros (e 116% do desvio-padrão). Uma vez mais, esses efeitos ocorrem na direção esperada, isto é, reduções nas alíquotas teriam diminuído a taxa de juros média.

Destacamos, por fim, dois aspectos com relação a esta modalidade: a metodologia empregada explica, neste caso, uma boa parte das mudanças observadas na taxa de juros média, pois as mudanças residuais dão conta de apenas 9.3% da variação da média no período; e as deduções sobre recolhimentos do depósito à vista parecem provocar maiores impactos sobre as taxas praticadas no *Cheque Especial* do que os compulsórios remunerados (ao contrário do que observamos na modalidade *Capital de Giro*).

TABELA IX – Cheque Especial

| Estatística | Efeitos de* | |
|---------------|----------------|------------|
| | Comp. Não Rem. | Comp. Rem. |
| Média | -0.24 | 0.17 |
| | 105.27% | -73.05% |
| Desvio-Padrão | 0.52 | -0.51 |
| | -230.84% | 116.24% |

* Efeitos limpos de todos os outros fatores utilizados na decomposição

5. Considerações Finais

A despeito do debate a respeito da relação entre recolhimentos compulsórios e taxas de empréstimos bancários no Brasil, este tema ainda é pouco explorado na literatura brasileira. Além disso, os poucos trabalhos que exploraram essa relação não encontraram evidências significativas entre as variáveis. O presente trabalho, porém, encontrou evidências de que esses recolhimentos compulsórios podem de fato afetar as taxas de juros cobradas pelos bancos. Acreditamos que a diferença nos resultados decorre da metodologia empregada aqui, mas, além disso, decorre também da forma como construímos os recolhimentos compulsórios. Apesar da evidente limitação das aproximações feitas em virtude da ausência dos recolhimentos efetivos, acreditamos trazer um avanço no uso dessas variáveis ao tratá-las como características observáveis das IFs, que variam na dimensão *cross-section*, em vez de tratá-las como uma taxa agregada sobre o sistema financeiro, pois foi exatamente este tratamento que nos permitiu captar os impactos dos compulsórios sobre os juros.

Com base nos contrafactuais estimados, encontramos evidências que sugerem que o aumento das alíquotas sobre depósitos a prazo e poupança e a criação de novos recolhimentos obrigatórios remunerados (exigibilidades adicionais) entre Setembro de 2000 e Março de 2004 devem ter servido para aumentar as taxas de juros cobradas no período. Ao que parece, maiores restrições sobre os recursos à disposição dos bancos impedem ganhos de escala (se esses ganhos de fato existirem) e afetam o preço das modalidades de empréstimos. Por outro lado, o alívio concedido aos menores bancos por meio do aumento das deduções para os recolhimentos não remunerados sobre depósitos à vista, embora não deva ter tido efeito direto sobre os grandes bancos (nem sobre seus clientes que estiverem numa situação de *lock-in*), deve ter sido suficiente para alterar a taxa de juros média. Além disso, ambos os tipos de recolhimentos parecem ter importância relativa diferente para cada modalidade de empréstimo: os encaixes remunerados parecem afetar mais os juros na modalidade *Capital de Giro* do que os encaixes não remunerados; já no *Cheque Especial*, ao contrário, os recolhimentos não remunerados parecem ter maiores impactos nas taxas praticadas.

Com base no exercício feito aqui, é possível inferir que os recolhimentos compulsórios formam um instrumento de política monetária bastante eficaz, pois parecem afetar não apenas o volume de

crédito concedido pelas instituições, como as evidências obtidas por Takeda (2003a e 2003b) apontam, mas também as taxas de juros cobradas junto aos tomadores finais de recursos. Além disso, se supusermos que os compulsórios não provocam mudanças diretas nas taxas de captação dos bancos, poderíamos concluir que os compulsórios têm efeitos diretos sobre os *spreads* bancários. Tal raciocínio, porém, deve ser feito com cuidado, porque, uma vez que as taxas de captação seguem de perto a taxa Selic e como as decisões sobre a meta da taxa Selic não podem ser feitas totalmente desvinculadas das decisões sobre compulsórios, a relação entre compulsórios e *spread* não deve ser tão direta assim.

Por último chamamos a atenção para um resultado curioso que obtivemos aqui: o efeito nulo da inadimplência sobre os juros. Este resultado pode refletir a pouca variabilidade da inadimplência entre os meses observados; ou a importância para os juros da inadimplência esperada (*ex-ante*) e não da inadimplência atual da carteira (*ex-post*).

Referências Bibliográficas

Afanasieff, T. S., Lhacer, P. M. V. e Nakane, M. I. (2002) "The Determinants of Bank Interest Spreads in Brazil", *Working Paper do Banco Central do Brasil*, n. 46.

DiNardo, J., Fortín, N. e Lemieux, T. (1996) "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages: 1973-1992: a Semi-Parametric Approach", *Econometrica*, vol. 64, pp. 1001-1044.

Kashyap, A. K. e Stein, J. C. (2000) "What Do a Million Observation on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?" *American Economic Review*, vol. 90 n.3, pp. 407-428

Nakane, M I. e Koyama, S. M. (2001a) "Os Determinantes do *Spread* Bancário no Brasil" *Juros e Spread Bancário no Brasil*, Banco Central do Brasil.

Nakane, M I. e Koyama, S. M. (2001b) "O *Spread* Bancário Segundo Fatores de Persistência e Conjuntura" *Juros e Spread Bancário no Brasil*, Banco Central do Brasil.

Nakane, M I. e Koyama, S. M. (2003) "Search Costs and the Dispersion of Loan Interest Rates in Brazil". *Cemla Papers and Proceedings*.

Rodrigues, E. A. S. e Menezes-Filho, N. A. (2004) "Salário Mínimo e Desigualdade no Brasil, 1981-1999: Uma Abordagem Semiparamétrica" Dissertação de Mestrado, FEA-USP.

Silverman, B. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman & Hall.

Takeda, T. (2003a) "O Canal de Empréstimos no Brasil através dos Balanços Patrimoniais Bancários" Dissertação de Mestrado, FEA-USP.

Takeda, T. (2003b) "Efeitos da Política Monetária sobre a Oferta de Crédito", *Economia Bancária e Crédito*, Banco Central do Brasil.