

O IMPACTO DE REQUERIMENTOS DE CAPITAL NA OFERTA DE CRÉDITO BANCÁRIO NO BRASIL*

Denis Blum

Banco Central do Brasil

Márcio I. Nakane

Banco Central do Brasil e Universidade de São Paulo

Resumo: Nos últimos dez anos, o sistema bancário brasileiro tem mostrado resistência a choques, e concessão de crédito em baixo volume e alto preço. Essa situação motivou a análise da relação entre um instrumento de regulação bancária que visa à higidez do sistema, o requerimento de capital, e a oferta de crédito bancário no Brasil. Foi elaborado um modelo cuja hipótese principal é a incidência, em operações de crédito, de “custos de regulação”, negativamente relacionados aos níveis de capital de um banco. Sob essa hipótese, espera-se encontrar, *ceteris paribus*, uma relação positiva entre o índice de Basileia e a oferta de crédito de bancos, sendo essa relação acentuada em bancos com índice de Basileia inferior ao limite mínimo requerido. A hipótese foi testada pela estimação do modelo com a aplicação do método dos momentos generalizado, utilizando-se dados desagregados de bancos brasileiros. Os resultados obtidos evidenciaram a importância da regulamentação de capital na decisão de oferta de crédito dos bancos, no sentido previsto pelo modelo.

Abstract: Over the last ten years, Brazilian banking system has been resilient to shocks, and its credit concession has been low in volume and expensive. This situation motivated the analysis of the relation between a banking regulation instrument that targets systemic stability - capital requirement - and the credit supply of Brazilian banks. A model was elaborated, with its central hypothesis being the incidence, in credit operations, of “regulation costs”, negatively related to the capital level of a bank. Under this hypothesis, one expects to find, *ceteris paribus*, a positive relation between a bank credit supply and its Basel index. Besides, this relation should be exacerbated in banks whose Basel index stands below the minimum required. The hypothesis was tested through the estimation of the model using the generalized method of moments in non-aggregate Brazilian banking data. The results evidence the importance of capital regulation in banking decision of credit supply, in accordance with the model prediction.

Palavras-chave: crédito, requerimentos de capital, GMM.

Keywords: credit, capital requirements, GMM.

Área Anpec: Área 7 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

Classificação JEL: C33, G21, G28

* As opiniões expressas neste artigo refletem exclusivamente as posições dos autores e não as do Banco Central do Brasil.

O IMPACTO DE REQUERIMENTOS DE CAPITAL NA OFERTA DE CRÉDITO BANCÁRIO NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

Crises no sistema financeiro de um país implicam grandes prejuízos à sociedade, pelo seu papel de financiador dos demais segmentos econômicos e sua possibilidade de criar moeda. Adicionalmente, a dispersão e o baixo grau de informação de credores desse setor, os depositantes, tornam-nos praticamente inaptos a monitorá-lo. Tais peculiaridades seriam suficientes para justificar a existência diferenciada de regulamentação e monitoramento do sistema financeiro. Todavia, deve-se levar em consideração o fato de que a criação de um sistema financeiro estável apresenta custos diretos – as despesas da entidade supervisora, por exemplo – e indiretos, dadas as distorções que se podem originar, como a ineficiência induzida por modelos de regulação que se fundamentam em hipóteses cuja base não seja a maximização de lucros dos bancos (COSTA, 1999).

Levando em conta tais distorções, muitos trabalhos tiveram como escopo o efeito de instrumentos de regulação nas decisões bancárias. Entre esses instrumentos, destacam-se os requerimentos de capital, o modelo de regulação bancária atualmente mais difundido em nível internacional.

Os estudos que avaliam seus impactos no comportamento bancário sob uma ótica teórica podem ser classificados em três principais perspectivas: a do banco como um gerenciador de *portfolios* (consolidada em Kim e Santomero, 1988), a de incentivos à tomada de riscos sob assimetria informacional (como em Giammarino *et al.*, 1993) e a de contratos incompletos entre depositantes, gerentes e acionistas de um banco (Dewatripont e Tirole, 1994, p. 133). Tais formulações, apesar de suas abordagens bastante distintas, têm como ponto em comum vislumbrarem a possibilidade de requerimentos de capital eficientemente elaborados para reduzir problemas de agência e excessivo investimento em ativos de risco. No entanto, baseiam-se em hipóteses muito gerais e apontam esquemas ótimos de regulação que muitos autores consideram inviáveis (FREIXAS; SANTOMERO, 2004).

Não obstante, a análise do banco como um gerenciador de *portfolios* fundamentou a elaboração, em 1988, do Acordo de Basileia (BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, 1988), marco internacional na definição de requerimentos de capital, o qual prevê que bancos devem deter níveis de capital compatíveis com o risco dos ativos em que aplicam.¹ A partir de então, foram elaborados estudos mais específicos, privilegiando a busca de evidências empíricas, do impacto da nova regulação na decisão de alocação de ativos bancários.

Basel Committee on Banking Supervision (1999) compila uma série de trabalhos que enfocam os países do G-10, avaliando se o Acordo diminuiu o risco do sistema financeiro e também se uma queda na oferta de crédito ou uma redução na competitividade de bancos em relação a outras formas de intermediação financeira podem ser considerados seus efeitos colaterais. As evidências encontradas indicam que a implementação do Acordo pode ter induzido bancos a elevar seus níveis de capital e, em alguns países, limitado a oferta de crédito em períodos de fraqueza econômica.

Um segundo grupo de artigos aborda particularmente a redução da oferta de crédito nos EUA entre 1989 e 1994 (o *credit crunch*). Furfine (2001) apresenta uma breve revisão da literatura que buscou explicar as causas desse movimento, destacando os requerimentos de capital mais elevados entre os demais fatores considerados (menor demanda por empréstimos, maior rigor na fiscalização bancária e tendência secular de os bancos registrarem operações de crédito “fora do balanço”).

¹ O Acordo de Basileia foi adotado inicialmente pelos países do G-10, sendo posteriormente implementado em outros países.

Finalmente, há os trabalhos empíricos que abordam diretamente a relação entre requerimentos de capital e oferta de crédito, os quais podem ser classificados em dois grandes grupos. O primeiro deles, que inclui Peek e Rosengreen (1995), Furfine (2001), Soares (2001) e Chiuri *et al.* (2002), analisa o impacto da adoção de requerimentos de capital mais elevados, comparando o volume de crédito ofertado antes e depois da implementação do Acordo de Basiléia.² Já o segundo grupo, no qual se destaca o artigo de Gambacorta e Mistrulli (2004), considera como dada a regulamentação de capital e tenta inferir sua influência na concessão de empréstimos bancários, baseando-se apenas em observações posteriores à implementação do Acordo de Basiléia.

Os artigos diferem em relação ao modelo teórico, amostra, e *proxy* de capitalização considerados. No entanto, um ponto comum de todos os artigos de ambos os grupos é a verificação de uma relação positiva entre um índice de capitalização e a oferta de crédito.

A interpretação de tal resultado, no entanto, é diferente para cada um dos grupos. Os artigos que avaliam o impacto da implementação de requerimentos de capital verificam que choques negativos no capital de bancos podem levar a reduções na oferta de crédito. Já os artigos que consideram a regulamentação de capital como um dos determinantes da concessão de empréstimos verificam que bancos bastante capitalizados estão menos restritos por requerimentos de capital e têm mais oportunidade de expandir sua carteira de crédito.

Em suma, a literatura exposta indica que a dificuldade de mensuração precisa das variáveis envolvidas num modelo ótimo de requerimentos de capital e a necessidade de padronização internacional dessa regulamentação implicaram a adoção de uma sistemática que pode ter tido como efeito colateral a redução das operações de crédito ao setor privado. Por outro lado, há evidências de que após a implementação do acordo, as instituições mais estáveis são as que mais concedem crédito.

No Brasil, a última grande crise bancária decorreu do fim, em 1994, de uma conjuntura de hiperinflação que garantia aos bancos lucros com investimentos de curtíssimo prazo e baixo risco em títulos públicos indexados, além da apropriação de parte dos ganhos de senhoriação (o chamado “*float*”). Segundo Goldfajn, Hennings e Mori (2003), as tempestivas intervenções em bancos com problemas de solvência e a adoção de melhorias na área de regulação prudencial logo no início da estabilização macroeconômica permitiram que a economia brasileira superasse a situação de turbulência. Desde então, o sistema financeiro vem apresentando estabilidade e resistência a choques. Um indicador é a redução do número de instituições bancárias submetidas a regime especial por decretos do Banco Central do Brasil: 49 no período de 1994 a 1998 contra 10 no período de 1999 a 2004.

Por outro lado, nota-se a deficiência do sistema quanto à concessão de crédito, que deveria ser a principal atividade dos intermediários financeiros. Belaisch (2003) aponta que, no ano de 2000, enquanto o percentual de operações de crédito em relação ao PIB era de 70% no Chile, 45% nos EUA e 104% na zona do Euro, no Brasil a relação era de apenas 25%.³ Além disso, a autora mostra a alta relação entre os custos operacionais e as receitas operacionais: 89% no Brasil, superior aos 69% verificada em outros países da América Latina⁴ e aos 61% nos EUA e no Japão. Outra importante característica do sistema bancário brasileiro é o elevado diferencial entre os custos de captação e as taxas de empréstimos livres (*spreads*) praticados: em agosto/2004, o *spread* médio foi de 27,5%.⁵ Finalmente, merece destaque a ínfima concessão de crédito de longo prazo por agentes não-governamentais.

² Há também o trabalho de Saunders e Schumacher (2000), que faz a análise indiretamente, ao considerar os requerimentos de capital entre os componentes da margem de intermediação financeira.

³ Superior, no entanto, à Argentina (21%) ou México (22%).

⁴ Argentina, Chile, Colômbia, México e Peru.

⁵ Sendo 13,1% em empréstimos a pessoa jurídica e 45,7% a pessoa física. Fonte: Banco Central do Brasil.

A situação apresentada de estabilidade e de baixo volume/alto preço do crédito ofertado no sistema bancário brasileiro motiva a investigação da relação entre requerimentos de capital e a oferta de crédito em tal país. Adicionalmente, destaca-se a relevância do tema no contexto atual de definições das regras de implementação do Novo Acordo de Capital (“Basileia 2”).

Assim, este trabalho tem como objetivo avaliar a questão particular do impacto que requerimentos de capital têm atualmente na oferta de crédito de bancos atuantes em território nacional. Note-se que o estudo não pretende comparar a oferta de crédito bancário anterior à implementação dos requerimentos de capital no Brasil com a oferta de crédito bancário posterior a essa regulamentação. Ou seja, não é investigado o impacto da implementação do instrumento no Brasil, e sim se esse, hoje, afeta a decisão de *portfolio* dos bancos.

Para tanto, determinou-se a forma reduzida de um modelo de oferta de crédito levando em consideração os requerimentos de capital. O modelo sugere que o nível de capitalização em relação aos ativos ponderados pelo risco tem um impacto positivo sobre o volume ofertado de crédito, sendo esse impacto mais pronunciado para os bancos que se encontram desequilibrados do ponto de vista regulamentar. Para testar as implicações do modelo, utilizou-se uma amostra de 133 conglomerados financeiros ou bancos que possuíam carteira comercial ou de investimento, no período que se inicia no primeiro trimestre de 2001 e se encerra no segundo trimestre de 2004. Os resultados da estimação desse modelo mostraram a existência de uma relação positiva entre oferta de crédito e um índice de capitalização, sendo a relação mais forte em bancos menos capitalizados.

Além desta introdução, outras cinco seções serão desenvolvidas. Na **Seção 2**, é realizada uma breve exposição do *modus operandi* dos requerimentos de capital no Brasil. Já na **Seção 3**, tendo em vista a busca por evidências empíricas, é desenvolvido, com base na literatura atual, um modelo de oferta de crédito. A **Seção 4** descreve as variáveis e instrumentos utilizados na estimação. Os resultados são apresentados na **Seção 5** e a **Seção 6** conclui.

2 O ACORDO DE BASILÉIA NO BRASIL

No Brasil, a legislação referente a requerimentos de capital segue em sua essência as diretrizes traçadas internacionalmente pelo comitê de Basileia, conforme previsto na Resolução do Conselho Monetário Nacional (CMN) nº 2.099, de 17 de agosto de 1994 e suas modificações.

A mesma resolução também estabelece que a observância dos limites de patrimônio é condição indispensável ao funcionamento das instituições financeiras e determina as penalidades aplicáveis às instituições irregulares, desde a limitação da distribuição de resultados até a liquidação.

A legislação fundamenta-se no índice de Basileia, o qual representa, *grosso modo*, a relação entre o capital próprio de um banco e seus ativos ponderados pelo risco. Operações de crédito ao setor privado possuem a máxima ponderação, enquanto títulos públicos têm peso zero. Desde 1997, o índice mínimo de Basileia requerido aos bancos é de 11%. Nota-se que as instituições vêm maciçamente seguindo a regulamentação. A análise da Figura 1A indica que a maioria das instituições brasileiras apresenta, de 2001 a 2004, índices muito superiores àquele valor, estando a mediana ao redor dos 20.

Uma interpretação para essa distribuição poderia ser a influência de bancos que operam predominantemente com atividades de tesouraria, possuindo baixa relação entre Operações de Crédito e Ativo e, conseqüentemente, elevado índice de Basileia. A Figura 1B, no entanto, descarta essa possibilidade, mostrando que, mesmo considerando-se apenas as instituições que possuem a relação "Operações de Crédito/Ativos" acima da mediana da amostra, a presença de índices de Basileia muito superiores ao mínimo regulamentar ainda é grande.

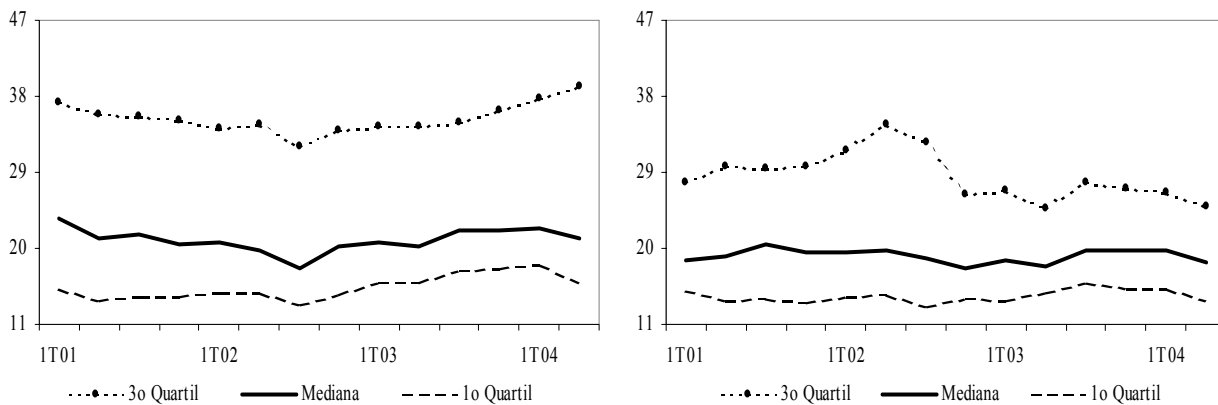


Figura 1

A) Distribuição do índice de Basileia por trimestre nos bancos brasileiros

B) Distribuição do índice de Basileia por trimestre (bancos com alta relação "operações de crédito/ativo")

Se for levado em consideração que um índice de Basileia superior ao mínimo exigido implica maior capital próprio que o requerido, e que, de modo geral, capital é a mais cara das fontes de recursos de um banco, a situação em que se encontra o sistema bancário é uma evidência de que existe um incentivo a que os bancos mantenham consistentemente tal situação, fato que será explorado na elaboração do modelo de oferta de crédito na seção seguinte.

3 UM MODELO DE OFERTA DE CRÉDITO

A perspectiva do banco como um gerenciador de *portfolios* orienta, nesta seção, a elaboração de um modelo de oferta de crédito, com vista a buscar evidências empíricas de como essa pode ser afetada pela imposição de requerimentos de capital. A formulação parte de uma relação positiva entre taxa de retorno do crédito e seu volume ofertado. Essa relação, contudo, desloca-se no plano *taxa de retorno x quantidade* de acordo com outros custos decorrentes da própria decisão de oferta do banco. Mais especificamente, a oferta de crédito é função de três fatores:

$$\text{Crédito} = h(\text{taxas de retorno}; \text{requerimentos de capital}; \text{ajuste da oferta à demanda})$$

As **taxas de retorno** definem a rentabilidade da operação, considerando inclusive seu custo de oportunidade. Os **requerimentos de capital**, ponto principal do modelo, determinam os *custos* de regulação, cuja motivação foi buscada em Furfine (*Op. cit.*). Já o **ajuste da oferta à demanda** associa-se ao custo gerado por uma modificação na oferta de crédito não decorrente de uma alteração na demanda. Supõe-se $h(\cdot)$ uma função linear.

Os subitens seguintes mostram de que modo são tratados esses e os demais aspectos do modelo.

3.1 Balanço Patrimonial

Inicialmente, são definidos os itens patrimoniais de um banco. Do lado dos ativos, C_t corresponde às operações de crédito e T_t a títulos públicos (de risco nulo). Do lado dos passivos, D_t corresponde aos depósitos e K_t ao capital.

Por hipótese, os retornos dos ativos estão associados a seu risco de crédito. Assim, definindo-se R_t a taxa de retorno das operações de crédito, S_t a taxa de retorno dos títulos públicos e d_t a taxa de pagamento aos depósitos, espera-se que $R_t > S_t > d_t$, sendo que as taxas podem variar ao longo do tempo.

Normalizando as taxas em relação a d_t :

$$r_t = R_t - d_t \quad (1)$$

$$s_t = S_t - d_t \quad (2)$$

3.2 Taxas de Retorno

O banco pode alocar seus recursos tanto em operações de crédito como em títulos públicos. Considerando-se dada a ordenação dos riscos de cada operação, levam-se em consideração as taxas de retorno na distribuição dos recursos entre as operações ativas.

Espera-se que a oferta de crédito C relacione-se positivamente a sua taxa de retorno r , e negativamente a s , como resultado do incentivo ao gerenciador de *portfolio* em aumentar retorno controlando risco. Supondo-se que tais relações sejam lineares, e sendo Γ_t o vetor contendo os demais fatores que determinam a oferta de crédito e suas defasagens relevantes, obtém-se:

$$C_t = \sum_{j=0}^m \beta_{1j} r_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{2j} s_{t-j} + \Gamma_t, \quad (3)$$

onde: $\sum_{j=0}^m \beta_{1j} > 0$ e $\sum_{j=0}^m \beta_{2j} < 0$

A inclusão de defasagens das variáveis explicativas decorre do fato de que o volume de crédito ofertado por um banco em t reflete não somente a decisão de oferta do período contemporâneo como também as decisões tomadas em períodos anteriores, que foram determinadas por variáveis explicativas de períodos anteriores, dada a baixa liquidez e prazo de vencimento superior a um período de tais operações.

3.3 Requerimentos de Capital

Após o acordo de Basiléia, os bancos passaram a atender requerimentos de capital baseados no risco de seus ativos:

$$IB_t = \frac{K_t}{w_1 C_t + w_2 T_t + O_t} \geq b \quad (4)$$

Ou seja, existe um valor mínimo b exigido para o índice de Basiléia IB (a razão entre o capital e os ativos ponderados pelo risco). w_1 é o fator de ponderação das operações de crédito,

definido por lei e conhecido pelo banco; $w_2 = 0$ é o fator de ponderação dos títulos públicos e O_t corresponde aos demais itens que alteram a exigência de capital (risco de crédito de operações de *swap* e risco de mercado).

Assim como em Furfine (*Op. cit.*), aqui se supõe que um banco cujo capital se aproxime do nível mínimo dado pelo requerimento depara-se com custos crescentes. Ou seja, quando um banco ameaça deixar de atender ao requerimento, os fiscalizadores podem, por exemplo, impor restrições a suas atividades ou exigir que aumente o rigor de seus critérios de provisionamento de operações de crédito. Adicionalmente, quando um banco apresenta de fato deficiências de capital ($IB < b$), novas medidas serão impostas, além das já mencionadas serem aplicadas com maior rigor. Os reguladores podem requerer que a instituição siga um plano de capitalização, restringir a distribuição de dividendos, ou, em casos extremos, decretar a liquidação do banco.

Admite-se que os custos de regulação CR_t são função linear unicamente do índice de Basileia e possuem dois trechos contínuos, como mostrado na Figura 2.⁶

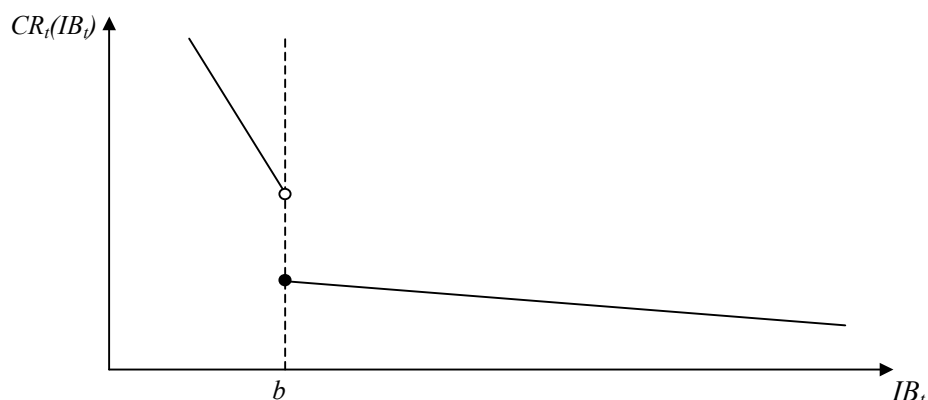


Figura 2 - Custos de regulação

No primeiro trecho, em que $0 < IB < b$, a função custo apresenta maior intercepto e declividade. O segundo trecho, em que $IB \geq b$, indica que um banco que atende aos requerimentos também está sujeito aos custos, porém com menor intensidade.⁷ O ponto de descontinuidade corresponde ao nível mínimo de capital exigido. Dessa forma:

$$CR_t = \alpha_1 + \alpha_2 d1_t - (\pi_1 + \pi_2 d1)IB_t \quad (5)$$

com $\alpha_1, \alpha_2, \pi_1, \pi_2 > 0$, $\pi_2 < \frac{\alpha_2 - \alpha_1}{b}$ e $d1 = 0$ se $IB_t \geq b$; $d1 = 1$ caso contrário.

⁶ Note-se que, no modelo de Furfine (2001), os custos são contínuos.

⁷ O modelo de Furfine (2001) ainda permite que os custos assumam diferentes intensidades em diferentes períodos, o que corresponderia ao grau de coação da entidade fiscalizadora, mas esse aspecto não será abordado aqui.

De (4), verifica-se que $\frac{\partial IB_t}{\partial C_t} < 0$. De (5), conclui-se que um aumento na oferta de créditos, *ceteris paribus*, causa uma redução em IB_t , que implica um aumento de CR_t . Esse aumento, por sua vez, corresponde a um deslocamento para baixo da oferta de crédito no plano *taxa de retorno x quantidade*. Assim, um aumento na taxa de retorno das operações de crédito (ou uma redução em s , que teria o mesmo efeito qualitativo), que resultaria em aumento do volume ofertado, é atenuado pelo aumento dos custos de regulação, e o efeito líquido é um aumento menor da oferta de crédito. Ou seja, um banco em uma situação em que seu IB está elevado em $t-n$ sofre a incidência de um custo de regulação menor e possui maior incentivo a aumentar sua oferta de crédito em t em relação a uma situação em que fosse baixa sua capitalização. Supondo que a oferta de crédito desloca-se proporcionalmente ao aumento dos custos de regulação:

$$C_t = -\sum_{j=0}^m \gamma_j CR_{t-j} + \Gamma_t, \quad \sum_{j=0}^m \gamma_j > 0 \quad (6)$$

E, como consequência:

$$C_t = \sum_{j=0}^m [-\eta_{1j} - \eta_{2j} d1 + (\phi_{1j} + \phi_{2j} d1_{t-j}) IB_{t-j}] + \Gamma_t \quad (7)$$

Verifica-se, assim, uma relação positiva entre a oferta de crédito e o índice de capitalização (ϕ_1), sendo esse efeito mais pronunciado nos bancos desenquadrados (ϕ_2). A formulação apresentada diferencia o caso em que uma eventual relação positiva entre IB e oferta de crédito é observada simplesmente pela existência de instituições extremamente descapitalizadas (IB baixo), que são explicitamente forçadas a reduzir sua carteira de créditos, do caso em que tal custo é menos intenso, porém incidente mesmo em bancos mais capitalizados.

Tais relações vão ao encontro das especificações avaliadas por Peek e Rosengreen (*Op. cit.*) e Chiuri *et al.* (*Op. cit.*), e também são compatíveis com outras razões teóricas segundo as quais existiria uma relação positiva entre índice de capitalização e oferta de crédito. Em Saunders e Schumacher (*Op. cit.*) e Gambacorta e Mistrulli (*Op. cit.*), por exemplo, os bancos frequentemente escolhem endogeneamente manter maiores níveis de capital do que o requerido, como prevenção a choques em seus patrimônios devido a riscos como o de inadimplência. Assim, poderiam, de maneira ótima, abster-se de conceder novos empréstimos visando a reduzir o risco de apresentarem insuficiência de capital no futuro.

Em resumo, ao se controlar os demais fatores que influenciam a oferta de crédito, espera-se que bancos com maior índice de Basileia apresentem maior oferta de crédito. Além disso, espera-se esse efeito seja exacerbado em bancos que se encontrem desenquadrados.

3.4 Ajuste da Oferta à Demanda

Caso um banco deseje modificar o volume de empréstimos privados concedidos em taxa diferente da demanda, arcará com custos. Razões para tais custos de ajuste à demanda

poderiam ser a quebra de contratos implícitos (Sharpe, 1990), perda de escala (Diamond, 1984) ou de receitas (Berger *et al.*, 1993), no caso de diminuição da oferta quando a demanda é crescente, ou a eventual piora de qualidade de tomadores no caso de aumento da oferta quando a demanda é baixa.

Assim, o custo de ajuste à demanda é mínimo quando a oferta de crédito cresce em taxa idêntica ao crescimento da demanda, o que implica que, para cada banco, uma alteração na quantidade de empréstimos concedida decorrente de uma mudança na demanda não traz custos, enquanto que uma alteração originada por uma mudança da oferta os acarreta.

Sendo C_t^* a demanda de crédito de um banco, o custo de ajuste à demanda CA_t é dado por:

$$CA_t = \delta(C_t - C_t^*)^2 \quad (8)$$

No entanto, a demanda não é observável. Pode-se supor, porém, que os bancos não ofertam consistentemente volumes diferentes de sua demanda, com vista a minimizar CA_t . Em decorrência, dadas as demais variáveis que afetam a oferta de crédito, essa será, em t , proporcional à oferta de crédito em $t-1$ e a variáveis que deslocam a demanda. Essas variáveis tanto podem ser macroeconômicas como características do próprio banco que sinalizem um movimento de sua demanda.⁸ Desta forma:

$$C_t = \lambda C_{t-1} + \sum_{j=0}^m \theta_j Y_{t-j} + \phi_j \psi_t + \Gamma_t \quad (9)$$

onde Y_t é um vetor de variáveis macroeconômicas que deslocam a demanda e ψ_t é um vetor de características do banco.

3.5 Oferta de crédito

De (3), (7) e (9), obtém-se a seguinte forma reduzida da oferta de crédito:

$$C_t = \alpha' + \lambda C_{t-1} + \sum_{j=0}^m \beta_{1j} r_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{2j} s_{t-j} + \sum_{j=0}^m \left[-\alpha_{2j} d1 + (\pi_{1j} + \pi_{2j} d1_{t-j}) IB_{t-j} \right] + \sum_{j=0}^m \theta_j Y_{t-j} + \phi_j \psi_t + c + u_t \quad (10)$$

onde c é um vetor de características não observáveis do banco, constantes no tempo, que afetam a oferta de crédito e u_t corresponde aos demais fatores que explicam a oferta de crédito não incluídos no modelo.

⁸ Note-se que algumas variáveis macroeconômicas, além de sinalizar o deslocamento da demanda, deslocam também a oferta de crédito. Esse efeito é captado pelas mudanças em r e s . Ver seção 5.3.

4 ESTIMAÇÃO

Nesta seção é feita uma breve discussão sobre as variáveis utilizadas na estimação da forma reduzida da oferta de crédito e também sobre a amostra utilizada. A fonte de dados é o *Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro - COSIF*, que contém os saldos das contas dos balanços de todos os bancos em operação no Brasil.

4.1 Oferta de crédito

Utiliza-se como variável dependente $\log(C_{it})$ o logaritmo natural do total de créditos livres (não direcionados) concedidos pelo banco i no instante t , o que é compatível com a hipótese do modelo teórico de que os bancos concedem crédito orientados pelas possibilidades de lucros, e não por direcionamentos legais.⁹

4.2 Rentabilidades das carteiras ativas

As variáveis r_{it} e s_{it} correspondem, respectivamente, às taxas de retorno das operações de crédito e da carteira de renda fixa, ambas líquidas dos custos de depósitos. As *proxies* utilizadas consistem na taxa de retorno das carteiras, calculadas como a receita da operação aferida no trimestre dividida pelo saldo médio da carteira no trimestre, líquida da taxa de pagamento aos depósitos. Assume-se que tais *proxies* sejam redundantes na equação estrutural, e que a correlação entre as rentabilidade reais (não observadas) em t e as demais variáveis explicativas em s é zero, para $s \geq t$, quando se controla pela *proxy*.

Uma medida alternativa de rentabilidade, como as taxas efetivamente cobradas pelos bancos (preços *ex-ante*) não foi utilizada por não estarem disponíveis os volumes de crédito concedidos diariamente para cálculo de uma média ponderada mensal. Ademais, para o cálculo da rentabilidade de títulos de renda-fixa, estavam disponíveis apenas os preços *ex-post*.

4.3 Variáveis regulatórias

Os custos associados a níveis de capital regulamentares – cuja existência constitui a hipótese testada neste trabalho – são avaliados pela inclusão das variáveis $\log(IB_{it})$ (logaritmo do índice de Basileia, IB), $d1_{it}$ (variável binária que indica se o IB do banco i se encontra abaixo do limite regulamentar em t), a interação entre as duas variáveis e suas respectivas defasagens.

É possível admitir que tais variáveis estejam correlacionados a fatores não observáveis que também afetam a oferta de crédito. Por exemplo: a expansão da carteira de crédito pode estar relacionada à avaliação do banco pelo mercado, que relutaria em financiar instituições menos capitalizadas. Nesse caso, o coeficiente do $\log(IB_{it})$ estaria medindo não só o efeito da supervisão bancária na oferta de crédito como também o efeito da chamada “disciplina de mercado”, e a variável seria considerada endógena. Outra fonte de endogeneidade seria a própria relação negativa entre a oferta de crédito e o índice de Basileia, como mostrado em (4). Para tratar a questão, será utilizada a variável instrumental *insp*, que corresponde ao total

⁹ O detalhamento das contas utilizadas encontra-se no Apêndice 1.

de inspeções diretas, medidas em *dias x homem*, a que a instituição foi submetida no trimestre. Assume-se que a variável *insp* seja significativa na projeção linear de $\log(IB_{it})$, de $d1_{it}$ e de $d1_{it}\log(IB_{it})$ nas variáveis exógenas e não correlacionada com o erro da equação (10).

4.4 Variáveis macroeconômicas

O vetor Y_{it} inclui um indicador de produção agregada $\log(PIB_t)$, o indicador da taxa básica de juros de títulos do governo $Selic_t$, a taxa de câmbio nominal $Cambio_t$ e a variação de um índice de preços $IPCA_t$. Note-se que essas variáveis controlam também as variações temporais macroeconômicas.

A hipótese de que a atividade econômica em crescimento implica maior demanda por empréstimos e financiamentos justifica a inclusão do indicador de produção agregada. Já a taxa de câmbio nominal Real/Dólar e a taxa média de juros de curto prazo de títulos públicos têm um efeito duplo. Por um lado provocam deslocamento na curva de oferta de crédito na medida em que influenciam a rentabilidade de operações indexadas, respectivamente, a moedas estrangeiras e a juros de títulos públicos. Por outro lado, deslocam a demanda por crédito na medida em que sua oscilação indica incerteza e altera expectativas com relação ao cenário macroeconômico, dadas as ações dos agentes privados e da autoridade monetária [ver, por exemplo, Koyama e Nakane (2002)]. A inflação também é considerada por esse efeito.

4.5 Características dos bancos

O vetor ψ_{it} contém uma variável binária que indica se o banco é público ($Público_i$), a representatividade dos ativos totais do banco i em relação ao total de ativos do sistema em t ($AtivoAT_{it}$) e um indicador de liquidez [$\log(Liquidez_{it})$].

4.6 Amostra

A amostra selecionada é composta por todos os conglomerados financeiros que contenham ao menos um banco comercial ou de investimento e que optaram pela apuração consolidada do índice de Basiléia, e por bancos que possuam carteira comercial ou de investimento e que apuram o índice de Basiléia individualmente (“bancos” doravante).¹⁰ São considerados apenas bancos que operam com crédito. A amostra se inicia com 133 bancos e termina com 118. Os dados foram ajustados para fusões e aquisições ocorridas no período¹¹, assim como para mudanças na opção de apuração de limites operacionais.¹² Os dados são trimestrais, no período de janeiro de 2001 a junho de 2004 (14 trimestres).

A Tabela 3 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis discutidas, considerando-se dados trimestrais

¹⁰ Não foram considerados os bancos de desenvolvimento devido a suas especificidades quanto à alocação e captação de recursos.

¹¹ Ou seja, quando um banco passa a fazer parte de um conglomerado, sai da amostra, e os dados do conglomerado adquirente passam a refletir também as informações desse banco.

¹² Isso foi feito considerando-se como uma mesma unidade seccional um banco que apurava seu limite individualmente e passou a apurá-lo de maneira consolidada.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas da amostra

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$\log(C)$	1732	5,35	2,28	-6,21	10,76
r	1717	4,49 % a.t.	50,93 % a.t.	-2075,86 % a.t.	170,60 % a.t.
s	1653	1,37 % a.t.	13,24 % a.t.	-196,51 % a.t.	399,66 % a.t.
$\log(IB)$	1755	3,24	0,79	1,06	11,00
$d1$	1755	0,02	0,13	0	1
$d1 \log(IB)$	1755	0,04	0,29	0	2,40
$\log(PIB)$	14	4,90	0,03	4,86	4,95
<i>Selic</i>	14	4,52 % a.t.	0,72 % a.t.	3,64 % a.t.	6,00 % a.t.
<i>Cambio</i>	14	2,82 R\$/US\$	0,47 R\$/US\$	2,06 R\$/US\$	3,60 R\$/US\$
<i>IPCA</i>	14	2,28 % a.t.	1,52 % a.t.	1,15 % a.t.	6,56 % a.t.
<i>Público</i>	1755	0,12	0,32	0	1
<i>AtivoAT</i>	1755	0,80 %	2,44 %	0,00 %	20,02 %
$\log(Liquidez)$	1754	1,759	3,617	-5,924	16,172

5 RESULTADOS

O modelo teórico de estimação utilizado é a versão proposta por Arellano e Bond (1991) do método dos momentos generalizados (GMM). A especificação estimada corresponde à equação (10), e inclui uma defasagem da variável dependente, defasagens das variáveis associadas ao custo de regulação e correlação contemporânea e até uma defasagem das demais variáveis explicativas.

Tal especificação, por um lado, é compatível com o prazo médio das operações de crédito do sistema financeiro (213 dias em agosto de 2004¹³). Por outro, reflete o fato de que as ações da entidade supervisora possuem certa defasagem em relação às operações dos bancos. Por esses motivos não se incluiu a correlação contemporânea das variáveis associadas ao custo de regulação (índice de Basileia e indicador de desenquadramento).¹⁴

A Tabela 4 apresenta os resultados em três partes. No **Painel a**, estão as somas dos coeficientes das defasagens estatisticamente significantes (ao nível de 5%) de cada variável. No **Painel b**, estão as somas dos coeficientes das variáveis que não apresentaram significância estatística ao nível de 5%.

No **Painel c**, encontram-se as estatísticas de teste necessárias aos testes de especificação propostos por Arellano e Bond (1991).

¹³ Considerando apenas operações pré-fixadas. Fonte: Banco Central do Brasil.

¹⁴ Adicionalmente, a exclusão da correlação contemporânea de tais variáveis permite controlar melhor sua endogeneidade.

Tabela 4 - Resultados da Estimação

O modelo teórico de estimação utilizado é a versão proposta por Arellano e Bond (1991) do método dos momentos generalizados (GMM). Além de *insp*, as variáveis *PIB*, *IPCA*, *Câmbio*, *Selic* e *Público* são incluídas na matriz de instrumentos. *r*, *s*, *AtivoAT* e *log(Liquidez)* são utilizados como instrumentos apenas de períodos futuros. *Público* é incluído na equação após os dados terem sido diferenciados. São feitas as hipótese usuais de correlação entre instrumentos e regressores. Os coeficientes foram obtidos no primeiro estágio da estimação, com desvios padrões robustos à heterocedasticidade. As estatísticas dos testes de autocorrelação dos erros de 1a e 2a ordem (m_1 e m_2) foram obtidas nos dois estágios, e a do teste de validade dos instrumentos (*s*), no segundo estágio.

a. Estimador GMM – Soma dos Coeficientes Estatisticamente Significantes a 5%Variável Dependente: $\Delta \log(C_{it})$

Variável Explicativa	Coefficiente	Desvio-Padrão	Nível Descritivo
$\Delta \log(C_{t-1})$	0,794	0,086	0,000
Δr	0,202	0,053	0,000
Δs	0,365	0,119	0,002
$\Delta d1$	-1,707	0,652	0,009
$\Delta \log(IB)$	0,256	0,113	0,024
$\Delta d1 \log(IB)$	0,813	0,278	0,003
ΔPIB	2,272	0,798	0,004
$\Delta Selic$	-10,521	5,430	0,053
$\Delta Câmbio$	-0,182	0,053	0,001

b. Estimador GMM – Soma dos Coeficientes não Estatisticamente Significantes a 5%

Variável Explicativa	Coefficiente	Desvio-Padrão	Nível Descritivo
$\Delta IPCA$	4,676	3,254	0,151
<i>Público</i>	0,007	0,010	0,518
$\Delta AtivoAT$	6,754	4,915	0,169
$\Delta \log(Liquidez)$	0,001	0,008	0,898

c. Testes de Especificação

Estatística de Teste	1º Estágio		2º Estágio	
	Valor Calculado	Nível Descritivo	Valor Calculado	Nível Descritivo
m_1	-2,95	0,003	-2,63	0,009
m_2	-0,75	0,455	-0,75	0,451
<i>s</i>	-		116,82	1,000

5.1 Testes de Especificação

A não-autocorrelação de segunda ordem dos erros em primeira diferença, avaliada pela estatística m_2 , não pode ser rejeitada em nenhum dos modelos, o que indica não-autocorrelação dos erros em nível. O teste de validade dos instrumentos, realizado nos modelos em dois estágios e avaliado pela estatística s não pode rejeitar a hipótese nula. Portanto, dados os testes realizados, não há como rejeitar as hipóteses de consistência assumidas.

5.2 Análise dos Resultados

5.2.1 Requerimentos de Capital

Pela análise dos coeficientes estimados, verifica-se que a situação de desenquadramento, como esperado do ponto de vista teórico, reduz significativamente a oferta de crédito de uma instituição nos períodos posteriores. Além disso, tanto o índice de Basileia como sua interação com o indicador de desenquadramento apresentam sinais positivos e significância estatística.

Assim, dados os demais controles, bancos que apresentarem menores índices de capitalização serão aqueles que oferecerão menores quantias de créditos livres em períodos futuros. Considerando-se também as hipóteses de exogeneidade dessa variável, o resultado corrobora a aceitação da hipótese principal deste trabalho, de que requerimentos de capital influenciam a oferta de crédito de bancos atuantes em território brasileiro, mesmo quando a situação de desenquadramento é controlada. A defasagem do efeito pode ser entendida dada a distância temporal entre a realização das operações bancárias e a ação da fiscalização, assim como o tempo necessário ao ajuste na carteira de crédito de uma instituição. Cabe ressaltar que este resultado – uma relação positiva entre o índice de capitalização e a oferta de crédito – encontra-se alinhado com os resultados obtidos por Peek e Rosengren (*Op. cit.*), Chiuri *et al.* (*Op. cit.*) e Gambacorta e Mistrulli (*Op. cit.*).

Os resultados obtidos na estimação desses coeficientes permitem que se verifique o efeito esperado de uma alteração no limite mínimo exigido para o índice de Basileia (b) sobre a oferta de crédito num banco que se encontre numa situação limítrofe (“banco marginal”). *Ceteris paribus*, antes da alteração em b , a oferta esperada de crédito do banco marginal é dada por:

$$\sum_{j=0}^m \phi_{1j} \Delta \log(IB_{it-j}) + \text{outros fatores} \quad (11)$$

Após um aumento em b , o banco marginal torna-se desenquadrado, e sua oferta esperada de crédito passa ser:

$$\sum_{j=0}^m \eta_{2j} \Delta d1_{it-j} + \sum_{j=0}^m \phi_{1j} \Delta \log(IB_{it-j}) + \sum_{j=0}^m \phi_{2j} \Delta d1_{it-j} \log(IB_{it-j}) + \text{outros fatores} \quad (12)$$

O efeito esperado na oferta de crédito do banco marginal é dado, portanto, pelo resultado de (12) – (11):

$$Efeito\ esperado = \sum_{j=0}^m \eta_{2j} \Delta d1_{it-j} + \sum_{j=0}^m \phi_{2j} \Delta d1_{it-j} \log(IB_{it-j}) \quad (13)$$

Substituindo-se os coeficientes pelos valores estimados (sendo $IB = 11$):

$$Efeito\ esperado = -1,707 + 0,813 \cdot (2,398) = 0,242$$

Ou seja, a elevação do limite mínimo requerido do índice de Basileia é insuficiente para reduzir a oferta de crédito do banco marginal, de modo que, para esse tipo de banco, não se verifica um *trade-off* de solvência por oferta de crédito.

Os resultados obtidos também possuem uma implicação na formulação da regulamentação bancária. Como foi exposto, o fato de os bancos brasileiros apresentarem níveis de capital elevados não significa que requerimentos de capital não os afetam, na média. Dada a relação causal estabelecida, ao reduzir seus níveis de capital, mesmo sem atingir o limite mínimo, o banco médio reduziria sua oferta de crédito e, conseqüentemente, sua exposição ao risco. Assim, o formulador da política deveria considerar que a existência de custos de regulação e incentivos a que bancos possuam mais capital do que o exigido indica que o nível mínimo legal poderia estar abaixo do que seria considerado como limite mínimo ideal a ser mantido pelos bancos de modo a garantir a estabilidade do sistema.

Deve-se destacar que, apesar da existência de taxas de empréstimos elevadas e do baixo volume de crédito no Brasil, concomitantemente à presença de bancos altamente capitalizados, os resultados aqui apresentados não permitem que se estabeleça uma relação conflitiva entre estabilidade do sistema financeiro e eficiência na concessão de crédito.

5.2.2 Demais Variáveis Explicativas

O coeficiente da variável dependente defasada foi obtido com nível de significância inferior a 1% e coeficiente menor do que 1, o que indica estacionariedade do modelo.

A rentabilidade da carteira de crédito, como se previa, é positivamente relacionada à oferta de crédito. Já o indicador de rentabilidade da carteira de renda fixa, ao contrário do esperado, mostrou-se significativamente positivo. Note-se, no entanto, que o efeito desse indicador pode ter sido captado pela variável *Selic*, que, é significativamente negativo. Vale ressaltar que a relação negativa encontrada entre oferta de crédito e taxa *Selic* alinha-se a outros resultados já encontrados na literatura, como Takeda (2003) e Graminho e Bonomo (2002).¹⁵

A relação entre oferta de crédito e produto interno bruto é também significativamente positiva, corroborando a hipótese de que maior atividade econômica no país gera maior demanda por crédito. Já a taxa de câmbio guarda relação negativa com a variável dependente. Uma possível explicação seria o fato de que aumentos em reais no preço do dólar elevam a rentabilidade de títulos públicos. Outra interpretação possível é que desvalorizações do

¹⁵ Apesar de terem esses últimos autores encontrado uma relação não significativa quando consideravam apenas bancos grandes ou apenas bancos médios.

câmbio podem indicar cenários de maior risco, nos quais a oferta de crédito é reduzida. As variações do índice de inflação *IPCA* não podem ser consideradas significativas neste modelo. Uma das justificativas pode ser o fato de seu efeito ter sido captado tanto pela taxa *Selic* como pela taxa de câmbio, com as quais é fortemente correlacionada.

Finalmente, as características de controle (*Público*), *market-share* (*AtivoAT*) e liquidez não apresentaram relação significativa com a oferta de crédito.

5.3 Outras Especificações

Foram avaliadas especificações considerando diferentes defasagens incluídas, indicadores de rentabilidade das carteiras, indicadores de desenquadramento, características do banco e variáveis macroeconômicas, o que não alterou os resultados qualitativos. O detalhamento das estimações com diferentes especificações encontra-se no Apêndice 2 deste trabalho.

6 CONCLUSÃO

Neste trabalho foram apresentadas razões teóricas pelas quais requerimentos de capital influenciam o volume de crédito bancário ofertado, porque tal tipo de regulamentação imporia um custo adicional à concessão de crédito de bancos e alteraria a decisão de operações ativas resultante de suas maximizações de lucros. Além disso, verificou-se que a maior parte dos bancos consistentemente apresenta níveis de capital acima do que lhes é imposto.

Esses fatores motivaram a elaboração de um modelo cuja hipótese principal é a incidência, em operações de crédito, de “custos de regulação”, que seriam negativamente relacionados aos níveis de capital de um banco. Sob essa hipótese, espera-se encontrar, *ceteris paribus*, bancos com maior índice de capitalização (índice de Basiléia) com maior oferta de crédito.

A hipótese foi testada pela estimação do modelo por meio do método dos momentos generalizado. Os resultados obtidos indicaram uma relação positiva entre índice de Basiléia e oferta de crédito, acentuada em bancos desenquadrados, evidenciando a importância da regulamentação de capital na decisão de oferta de crédito dos bancos, no sentido previsto pelo modelo e em linha com a literatura analisada. Uma implicação é a possibilidade de que o formulador da regulamentação estabeleça como nível mínimo legal de capital um valor inferior ao que seria ideal do ponto de vista da estabilidade do sistema bancário. Ressalta-se a importância de tal resultado no contexto atual das definições do novo acordo de Basiléia.

Um aspecto importante a ser futuramente explorado é o impacto, na economia real, de uma alteração na oferta de crédito causada pela imposição de requerimentos de capital. Condição necessária para tal impacto seria a verificação de que os agentes econômicos deficitários possuem pouca possibilidade de substituição de crédito bancário por outras fontes de financiamento. Contudo, ainda que tal condição seja verificada¹⁶, o efeito de alterações da oferta de crédito bancário sobre o produto é dúbio. No caso de uma redução, por exemplo, o impacto seria negativo, na medida em que se dificultaria o acesso a empréstimos e financiamentos por seu encarecimento. No entanto, os limites de capital poderiam induzir à redução na tomada de risco, o que diminuiria a possibilidade de quebras e aumentaria a eficiência dos empréstimos concedidos, levando, finalmente, a um aumento do produto real.

¹⁶ Como é feito, por exemplo, em Graminho e Bonomo, (*Op. cit.*)

REFERÊNCIAS

- ARELLANO, M., BOND, S., 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *Review of Economic Studies*, **58**, 277-297.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2004, Plano Contábil das Instituições Financeiras (COSIF) em Legislação, Normas e Manuais no *site* internet: www.bcb.gov.br.
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, 1988, "International convergence of capital measurement and capital standards." BIS.
- _____, 1999, "Capital requirements and bank behaviour: The impact of the Basel Accord." *Working Paper* 1.
- BELAISCH, A., 2003, "Do Brazilian banks compete?" *IMF Working Paper* 03/103.
- BERGER, A. N., HANCOCK, D. e HUMPHREY, D. B., 1993, "Bank efficiency derived from the profit function." *Journal of Banking and Finance*, **17**, 317-3471.
- CHIURI, M. C., FERRI, G. e MAJNONI, G., 2002, "The macroeconomic impacts of bank capital requirements in emerging economies: past evidence to assess the future." *Journal of Banking and Finance*, **26**, 881-904.
- COSTA, A. C., 1999, *A regulação bancária no Brasil*. Rio de Janeiro: EPGE, Fundação Getúlio Vargas. Dissertação de Mestrado em Economia.
- DEWATRIPONT, M. e TIROLE, J., 1994, *The prudential regulation of banks*. The MIT Press.
- DIAMOND, D. W., 1984, "Financial intermediation and delegated monitoring." *Review of Economics Studies*, **51**, 393-414.
- EDIZ, S., MICHEL, I. e PERRAUDIN, W., 1998, "The impact of capital requirements on U.K. bank behaviour." *FRBNY Economic Policy Review*, October.
- FREIXAS, X. e SANTOMERO, A. M., 2004, "Regulation of Financial Intermediaries, A Discussion." in BATTACHARYA, S., BOOT, A. e THAKOR, A. (editors), *Credit Intermediation and the Macroeconomy, Models and Perspectives*. Oxford University Press.
- FURFINE, C., 2001, "Bank portfolio allocation: the impact of capital requirements, regulatory monitoring and economic conditions." *Journal of Financial Services Research*, **20**, 33-55.
- GAMBACORTA, L. e MISTRULLI, P. E., 2004, "Does bank capital affect lending behaviour?" *Journal of Financial Intermediation*, **13**, 436-457.
- GIAMMARINO, R. M., LEWIS, T. R. e SAPPINGTON, D. E. M., 1993, "An incentive approach to banking regulation." *The Journal of Finance*, **48**, 1523-1542.
- GOLDFAJN, I., HENNINGS, K. e MORI, H., 2003, "Brazil's financial system: resilience to shocks, no currency substitution, but struggling to promote growth." *Working Paper Series n. 75*, Banco Central do Brasil.
- GRAMINHO, F. M. e BONOMO, M. A., 2002, "O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica." Artigo apresentado no XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC.
- KIM, D. e SANTOMERO, A. M., 1988, "Risk in banking and capital regulation." *The Journal of Finance*, **43**, 1219-1233.
- KLEIN, M. A., 1971, "A theory of the banking firm." *Journal of Money, Credit and Banking*, **3**, 205-218.
- KOYAMA, S. M. e NAKANE, M., 2002, "Os determinantes do spread bancário no Brasil." *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*, nº 19.
- PEEK, J. e ROSENGREEN, E., 1995, "The credit crunch: neither a borrower nor a lender be." *Journal of Money, Credit and Banking*, **27**, 625-638.
- RIME, B., 1998, "Capital requirements and bank behaviour: empirical evidence for Switzerland." *Swiss National Bank*.
- SAUNDERS, A. e SCHUMACHER, L., 2000, "The determinants of bank interest margins: an international study." *Journal of International Money and Finance*, **19**, 813-832.
- SHARPE, S.A., 1990, "Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: a stylized model of customer relationships." *Journal of Finance*, **45**, 1069-1087.
- SOARES, R. P., 2001, "Evolução do crédito de 1994 a 1999: uma explicação." *Texto para Discussão nº 808*, IPEA.
- TAKEDA, T., ROCHA, F. e NAKANE, M., 2003, *The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil*. Artigo apresentado no XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC.

APÊNDICE 1 - CONTAS UTILIZADAS

As seguintes contas são referentes aos *créditos livres*:

<i>Carteira ativa:</i>		<i>Receitas:</i>	
Código	Título Contábil	Código	Título Contábil
1.6.1.00.00	Empréstimos e Títulos Descontados	7.1.1.03.00	Rendas de Adiantamentos a Depositantes
1.6.2.00.00	Financiamentos	7.1.1.05.00	Rendas de Empréstimos
		7.1.1.10.00	Rendas de Títulos Descontados
		7.1.1.15.00	Rendas de Financiamentos
		7.1.1.20.00	Rendas de Fin. a Exportações
		7.1.1.23.00	Rendas de Fin. de Moedas Estrangeiras
		7.1.1.25.00	Rendas de Fin. com Interveniência
		7.1.1.52.00	Rendas de Refin. de Op. c/ Gov. Federal

Títulos públicos de baixo risco podem ser representados pela carteira de títulos de renda fixa (RF), a qual corresponde ao saldo das seguintes contas:¹⁷

<i>Carteira ativa:</i>		<i>Receitas:</i>	
Código	Título Contábil	Código	Título Contábil
1.3.1.10.00	Títulos de RF	7.1.5.10.00	Rendas com Títulos de RF
1.3.2.10.00	Títulos de RF Vinculados a Recompras	7.1.5.75.00	Lucros com Títulos de RF
1.3.4.00.00	Vinculados ao Banco Central	8.1.5.20.00	Prejuízos com Títulos de RF
1.3.5.00.00	Vinc. à Aq. de Ações de Emp. Estatais		
1.3.6.00.00	Vinculados à Prestação de Garantias		
(-)1.3.6.10.80	Títulos de Renda Variável		
(-)1.3.6.15.80	Títulos de Renda Variável		
(-)1.3.6.20.80	Títulos de Renda Variável		

Foram considerados como depósitos os saldos das seguintes contas:

<i>Carteira ativa:</i>		<i>Receitas:</i>	
Código	Título Contábil	Código	Título Contábil
4.1.1.00.00	Depósitos à Vista	8.1.1.10.00	Despesas de Depósitos de Poupança
4.1.2.00.00	Depósitos de Poupança	8.1.1.20.00	Despesas de Depósitos Interfinanceiros
4.1.3.00.00	Depósitos Interfinanceiros	8.1.1.30.00	Despesas de Depósitos a Prazo
4.1.5.00.00	Depósitos a Prazo		

As taxas de retorno foram obtidas dividindo-se o saldo das contas de resultado acumulado no trimestre pela média trimestral dos saldos mensais das respectivas carteiras ativas (ou passivas).¹⁸

¹⁷ Idealmente, utilizaria-se apenas a carteira de títulos livres. No entanto, não há como apurar a rentabilidade dessa carteira isoladamente.

¹⁸ Dado que os resultados dos bancos são apurados semestralmente, os resultados de junho e dezembro são líquidos dos resultados de março e setembro, respectivamente.

APÊNDICE 2 - AVALIAÇÃO DE ESPECIFICAÇÕES ALTERNATIVAS

Para chegar-se à especificação final do modelo, inicialmente foram avaliadas cinco de suas dimensões, descritas nos itens de (a) a (e) abaixo:

- a) Indicador de desenquadramento $d1$
 - 1. Indicador de índice de Basileia inferior a 11
 - 2. Indicador de “zona de pressão”, ou seja, $d1 = 1$ se o índice de Basileia for inferior à mediana dos índices de Basileia de bancos que atuam no mesmo segmento¹⁹
- b) Medida de rentabilidade das carteiras ativas e passiva
 - 1. $R - d$ e $S - d$
 - 2. $R - S$ e $R - d$
 - 3. Apenas $R - S$
 - 4. R, S e d
 - 5. Apenas R
- c) Defasagens incluídas no modelo
 - 1. Variáveis associadas ao custo de regulação: 1ª e 2ª defasagens
Demais variáveis: correlação contemporânea e 1ª defasagem
 - 2. Todas as variáveis: apenas 1ª e 2ª defasagens (sem correlação contemporânea)
 - 3. Todas as variáveis: correlação contemporânea e 1ª defasagem
 - 4. Todas as variáveis: correlação contemporânea e 1ª e 2ª defasagens
 - 5. Todas as variáveis: apenas correlação contemporânea
- d) Características dos bancos
 - 1. Público incluída em nível, após diferenciação dos dados
 $\log(\text{liquidez})$ e AtivoAT incluídas como seqüencialmente exógenas
 - 2. Público, $\log(\text{liquidez})$ e AtivoAT incluídas em nível, após diferenciação dos dados
- e) Variáveis macroeconômicas
 - 1. Inclusão dos indicadores macroeconômicos
 - 2. Variáveis binárias indicativas de trimestre

Em nenhum dos modelos apresentados as hipóteses nulas dos testes de não-autocorrelação de segunda ordem dos erros em primeira diferença e de validade dos instrumentos puderam ser rejeitadas.

É possível fazer-se a seguinte análise dos resultados obtidos:

- i) A maioria dos resultados corrobora as conclusões previstas pela teoria e resumidas na especificação apresentada no Capítulo 5;
- ii) Quando tal fato não foi verificado, nota-se a existência de dois padrões: ou todos os sinais relativos às variáveis associadas ao custo de regulação estavam invertidos em

¹⁹ Os segmentos são definidos a partir de análise de *cluster*, considerando indicadores financeiros das instituições.

relação à teoria (situação verificada nas especificações que incluíam correlação contemporânea de tais variáveis), ou os coeficientes mostraram-se estatisticamente insignificantes.

O passo seguinte foi obter uma formulação mais parcimoniosa da especificação favorita, eliminando da mesma as defasagens de cada variável com menor nível descritivo, obtendo-se a especificação cujos resultados da estimação estão apresentados na seção 5.

Finalmente, foram realizados os seguintes testes adicionais de robustez:

- 1) Substituição do indicador de liquidez (que se mostrou estatisticamente insignificante) por um indicador de recolhimentos compulsórios efetivos
- 2) Exclusão do instrumento exógeno (variável *insp*) da matriz de instrumentos (pois ao se optar pela especificação que exclui a correlação contemporânea das variáveis potencialmente endógenas, o instrumento perde importância)
- 3) Tratamento da variável *r* como endógena (excluindo suas defasagens da matriz de instrumentos)

Em nenhum dos três casos os resultados qualitativos foram alterados. No primeiro teste verificou-se que o indicador de recolhimentos compulsórios não pode ser considerado estatisticamente significativo ao nível de 5%.