

# DETERMINANTES DO CAPITAL EXCEDENTE NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA\*

Marcos Soares da Silva\*\*

José Angelo Divino\*\*\*

O presente estudo tem como referência o modelo teórico desenvolvido por Estrella (2004), segundo o qual os bancos mantêm capital próprio em virtude da existência de custos de ajustamento de capital. Por conseguinte, propõe-se que o capital excedente dos bancos seja determinado pelo risco das operações ativas e pelo custo de captação de recursos de terceiros. Com o objetivo de testar essas hipóteses para a indústria bancária brasileira, foi estimado um modelo de painel dinâmico com 68 conglomerados financeiros no período de 2000 a 2008. O modelo econométrico estimado inclui ainda variáveis de controle para avaliar o comportamento do capital excedente ao longo dos ciclos de negócios, bem como para verificar de que maneira o perfil da organização financeira quanto a porte e controle de capital afeta a sua política de capitalização. Os resultados obtidos mostram uma persistência no processo de ajustamento de capital excedente do sistema financeiro brasileiro, o que indica a presença de custos de ajustamento de capital.

Palavras-chave: Capital bancário, ciclo de negócios, painel dinâmico.

## 1 INTRODUÇÃO

Com a estabilidade monetária alcançada após a implantação do Plano Real, os bancos brasileiros apresentaram forte redução de receitas de *float*.<sup>1</sup> A perda desses ganhos inflacionários evidenciou sérios problemas de sustentabilidade do setor financeiro e provocou a descontinuidade ou a reestruturação de tradicionais instituições financeiras. Para soerguer o sistema financeiro do país, foi implementada uma ampla reforma bancária cujo histórico encontra-se documentado em Puga (1999). No presente artigo, a atenção será concentrada na política de exigência de capital regulamentar cujas alterações mais relevantes são descritas adiante.

Com o intuito de aumentar a capacidade das instituições financeiras em suportar choques econômicos adversos, o Conselho Monetário Nacional (CMN), por meio da Resolução nº 2.099, de agosto de 1994, em consonância com as diretrizes

---

\* Os autores agradecem a dois pareceristas anônimos pelos valiosos comentários e sugestões. José Angelo Divino agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro. Todos os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores. Este artigo reflete a opinião dos autores. O Banco Central do Brasil (BCB) não se responsabiliza e nem pode ser responsabilizado por prejuízos de qualquer natureza em decorrência do uso das informações deste artigo.

\*\* Analista do BCB e assessor pleno do Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro. *E-mail*: marcos.soares@bcb.gov.br

\*\*\* Diretor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB) e editor da *Revista brasileira de economia de empresas*.

1. Receitas líquidas de aplicação em ativos de curto prazo dos recursos não remunerados tais como depósitos à vista, recursos em trânsito de terceiros, tributos a recolher e obrigações diversas não indexadas a índices de inflação.

do Acordo de Basileia, estabeleceu limites mínimos de capital para a constituição e funcionamento de instituições financeiras e definiu limites adicionais em função do risco dos ativos. Segundo esse normativo, os bancos deveriam cumprir uma razão de capital mínima correspondente a 8% dos ativos ponderados pelo risco.

Com a eclosão da crise financeira asiática, em 1997, o CMN modificou a regra de exigência de capital, com a edição da Resolução nº 2.399, de junho de 1997, aumentando a razão de capital mínima para 10% dos ativos ponderados pelo risco. Com o agravamento da crise financeira internacional, o limite de capital foi novamente elevado para 11% dos ativos ponderados pelo risco em novembro de 1997, com a edição da Circular nº 2.784, do Banco Central do Brasil (BCB).

A partir de julho de 2008, entraram em vigor os efeitos da Resolução nº 3.490, de agosto de 2007, que implantou no Brasil o Novo Acordo de Basileia. Segundo esse regulamento, o cálculo do índice de Basileia passou a considerar operações de crédito ponderadas pelo risco e exposições em ouro, em moeda estrangeira, em operações sujeitas à variação de taxa de câmbio, de taxa de juros, de preço de mercadorias e de preço de ações. Além disso, incorporou cobertura para risco operacional e permitiu que riscos adicionais pudessem ser determinados pelo regulador bancário.

Observa-se que, embora o Brasil possua uma das regras de capital bancário mais severas entre as grandes economias do mundo, os bancos que operam no país têm mantido razão de capital acima do limite normativo. Nos últimos seis anos, o capital excedente das instituições financeiras brasileiras, em média, situou-se em torno de 60% acima do mínimo regulamentar, segundo o BCB (2009b). Conforme mostrado na tabela 1, esse fenômeno também ocorre em outros sistemas financeiros (IMF, 2009).

TABELA 1

**Índice de Basileia de países selecionados**

País	Requerimento	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Argentina	8,0	14,5	14,0	15,3	16,8	16,9	16,8
Brasil <sup>1</sup>	11,0	18,8	18,5	17,4	17,8	17,3	17,7
Canadá	8,0	13,4	13,3	12,9	12,5	12,1	12,7
Estados Unidos	8,0	13,0	13,2	12,9	13,0	12,8	12,8
México	8,0	14,2	14,1	14,3	16,1	15,9	15,3
Reino Unido	8,0	13,0	12,7	12,8	12,9	12,6	12,9

Fonte: International Monetary Fund (IMF) [s.d.].

Nota: <sup>1</sup> BCB.

Dada a presença de custos de ajustamento, a política de requerimento de capital, nos moldes dos Acordos de Basileia I e II, é pró-cíclica. Por essa razão, durante as fases de recessão econômica, as instituições financeiras reduzem a oferta de crédito para se manterem enquadradas nas regras de exigibilidade de capital, o que pode retardar o processo de recuperação do nível de atividade econômica (Estrella, 2004). Tabak, Noronha e Cajueiro (2011) encontraram evidência desse fato para a economia brasileira. A esse propósito, Estrella (2004) propõe que, na presença de custos de ajustamento de capital, quando a restrição de requerimento de capital baseada em valor em risco é ativa (*binding*), há um descolamento entre o ciclo de capital ótimo e o ciclo de risco das operações bancárias.

Essa situação foi experimentada pela economia brasileira entre o quarto trimestre de 2008 e, praticamente, todo o ano de 2009, em consequência do contágio indireto da crise financeira internacional, iniciada ao final de 2008 nos Estados Unidos. Naquela oportunidade, foram registrados redução das fontes de captações externas, contração da oferta de crédito pelos bancos privados que operam no país, redução do nível de atividade econômica e aumento da volatilidade da taxa de câmbio. Efetivamente, a taxa de câmbio variou de R\$ 1,59 a R\$ 2,33 entre junho de 2008 e dezembro de 2008, exigindo dos bancos o cumprimento de chamadas de margens e o provimento de maior volume de disponibilidades para fazer frente a eventuais saídas de caixa inesperadas.

Com o objetivo de assegurar a estabilidade financeira, as autoridades econômicas adotaram um conjunto de medidas prudenciais com a intenção de mitigar os efeitos da referida crise financeira sobre a economia doméstica. O BCB permitiu que a exigibilidade de recolhimentos compulsórios sobre recursos a prazo fosse cumprida por intermédio do cômputo de valores referentes à aquisição de carteira de crédito de bancos de médio e de pequeno porte que enfrentavam então problemas de liquidez, bem como por aplicação em depósitos interfinanceiros (DI) e outros ativos de instituições financeiras classificáveis como capital nível I até o limite de R\$ 7 bilhões. Em dezembro de 2008, o CMN alterou o estatuto do Fundo Garantidor de Crédito (FGC), elevando de 20% para 50% do patrimônio líquido o limite de aquisição de direitos creditórios de instituições financeiras em dificuldades financeiras. Em seguida, o BCB permitiu que os ativos adquiridos pelo FGC fossem abatidos do compulsório requerido em espécie. Ainda nesse contexto, o CMN autorizou o FGC, a partir de abril de 2009, a oferecer garantia complementar a depósitos a prazo de até R\$ 20 milhões emitidos por instituições financeiras – Depósitos a Prazo com Garantia Especial do FGC (DPGE). Esse instrumento deveria ser contratado com prazo entre seis a sessenta meses. Um mês depois, o CMN proibiu o resgate antecipado desses depósitos, a fim de reduzir incertezas quanto ao prazo de resgate dessas operações e facilitar a gestão de fluxo de liquidez dos bancos menores. A contração da oferta de crédito pelos bancos

privados foi compensada pelo forte crescimento da liberação de novas concessões de crédito feitas pelos bancos públicos, notadamente Banco do Brasil (BB) e Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico Social (BNDES).

O objetivo deste artigo é identificar os principais determinantes do capital excedente mantido por instituições financeiras brasileiras, com ênfase no papel desempenhado pelo custo de ajustamento do capital, conforme teoricamente sugerido por Estrella (2004). Com base na literatura relevante, serão investigados os efeitos de outras variáveis que podem afetar o capital excedente: ciclo econômico, composição da carteira de ativos, custos de capital, nível de Quase-Capital e características qualitativas das instituições financeiras, como natureza do controle e porte econômico. Para tanto, será estimado um painel dinâmico com dados microeconômicos de 68 conglomerados financeiros para o período entre 2000 e 2008. No modelo teórico de Estrella (2004), a variável dependente defasada representa o custo de ajustamento do capital no setor bancário, justificando a opção pelo painel dinâmico na estimação econométrica.

Pretende-se examinar se os custos de ajustamento de capital no setor de intermediação financeira são relevantes no país e como se comporta o capital excedente ao longo dos ciclos de negócios. A pesquisa também tem como meta verificar se os fornecedores de capital têm poder disciplinador sobre o perfil de risco das instituições financeiras brasileiras. Serão testadas hipóteses adicionais a fim de verificar se o porte, o tipo de controle de capital e o ramo econômico exercem influência na política de capitalização das instituições financeiras. Acredita-se que a identificação dos aludidos fatores poderá ser útil no processo de elaboração de políticas de estabilidade financeira que se ajustem melhor à realidade do sistema financeiro nacional.

Segundo Allen e Gale (2007), o capital excedente protege a instituição financeira contra choques macroeconômicos agregados que aumentam a demanda de liquidez. O autor demonstra que o mercado interbancário poderia não ser capaz de fornecer liquidez suficiente para evitar a falência de um banco, e o sistema bancário sofreria grandes perdas devido ao efeito de contágio.

Jackson (1999) argumenta que os bancos precisam manter mais capital para sinalizar ao mercado que eles têm capacidade financeira de suportar crises econômicas. Desse modo, poderiam obter classificação de risco mais favorável e captar recursos de terceiros com menor custo. Essa explicação é fundamentada na teoria de disciplina de mercado. Quando o passivo exigível dos bancos não é totalmente segurado contra risco de *default*, os depositantes exigem maior remuneração para compensar os riscos tomados. Então, de acordo com Merton (1977), esse fato motiva os acionistas a aumentarem a sua participação no negócio. Outra justificativa para os bancos manterem capital excedente, segundo Fonseca e Gonzáles (2009),

são os ganhos gerados quando existe poder de mercado. Em estruturas de mercado concentrado, o capital excedente seria ainda usado como instrumento para inibir a entrada de novos concorrentes. De acordo com Ayuso, Pérez e Saurina (2002a), o excesso de capital pode ser usado para prevenir eventuais violações à norma de regulação de capital, dado que o custo de ajustamento de capital é elevado. Nesse caso, o banco previne-se contra choques que possam afetar desfavoravelmente a realização de suas receitas, bem como se antecipa a eventuais mudanças na política de regulação de capital do país.

Na literatura econômica ainda são poucos os estudos empíricos sobre os fatores determinantes do excedente de capital regulamentar (*capital buffer*). A maior parte dos trabalhos tem se preocupado em analisar o comportamento cíclico do capital próprio dos bancos. Somente recentemente, com a eclosão de crises financeiras nas economias desenvolvidas, as pesquisas estão sendo reorientadas para o estudo do excedente de capital regulamentar.

Jokipii e Milne (2008) estimaram um painel não balanceado de bancos da União Europeia (UE) para o período 1997-2004 e identificaram uma correlação negativa e significativa entre capital excedente e taxa de crescimento do produto. Esse resultado sinaliza que o crédito cresce mais rápido do que o produto quando a renda está em expansão. Boucinha (2008) realizou um estudo semelhante para a indústria bancária portuguesa, mediante estimação de um painel dinâmico não balanceado para o período 1994-2004, tendo também encontrado um movimento contracíclico significativo para o capital excedente. Esse fenômeno também foi verificado por Stolz e Wedow (2009) para os bancos hipotecários e bancos cooperativos da Alemanha para o período de 1993 a 2003, por Ayuso, Pérez e Saurina (2002b), para o setor bancário da Espanha, e por Lindquist (2004) para o sistema financeiro da Noruega.

Mais recentemente, Jokipii e Milne (2009) procuraram analisar como o capital excedente afeta o risco tomado pelos bancos norte-americanos. O estudo cobre o período 1986-2006 e mostra que há um padrão que segue os ciclos de negócio, exceto durante a crise econômica de 1991 a 1992. Fonseca e Gonzáles (2009) estimaram um painel de 1.337 bancos de 70 países para o período de 1992 a 2002, tendo concluído que restrições impostas à atividade bancária reduzem a disciplina de mercado e o incentivo para que os bancos mantenham capital excedente. Contudo, medidas que visem ao aumento da transparência das operações bancárias e à redução de garantia dos depósitos bancários contribuem para aumentar o capital excedente mantido pelos bancos.

No caso brasileiro, Araújo, Neto e Linhares (2008) investigaram as razões que levam os bancos brasileiros a manterem um nível de capital superior ao requerido pela legislação e se esse capital excedente afeta o nível de exposição a riscos dos

bancos. Foram considerados 68 bancos entre 2001 e 2005. Os resultados revelaram que o crescimento no nível de capital aumenta a exposição a riscos. Nesse sentido, argumentam que a maior capitalização dos bancos não conduz, necessariamente, a um sistema financeiro mais robusto para enfrentar crises financeiras. Noronha, Tabak e Cajueiro (2010) utilizam um painel balanceado para analisar a relação entre reservas de capital mantidas pelos bancos e o ciclo econômico no período de 2001 a 2009. Concluem que o ciclo de negócios e a política monetária afetam o excesso de capital, o qual está relacionado ao crescimento dos empréstimos. Em períodos de recessão, os bancos aumentam suas reservas de capital e reduzem a expansão de empréstimos, situação em que os efeitos negativos da recessão superam os positivos da maior capitalização.

Nessa mesma linha, Ferreira, Tabak e Cajueiro (2009) investigaram o papel do Acordo de Basileia II sobre a relação entre o capital mantido pelos bancos e o ciclo econômico na economia brasileira. Evidenciaram que aquele capital move-se negativamente com a produção industrial, revelando um comportamento pró-cíclico. Já Barbedo *et al.* (2005) direcionam a análise para a determinação da exigência de capital para cobertura de risco de mercado decorrente da exposição cambial. Destacam que o requerimento de capital pode depender da modelagem utilizada, e o modelo padronizado adotado pela legislação acarreta uma exigência de capital bem acima dos modelos baseados na formulação *Value at Risk* (VaR).

O presente trabalho contribui com a literatura por estudar o comportamento da disciplina de mercado no Brasil mediante a identificação da relação entre custo de captação e capital excedente. Esse é o meio mais direto de examinar se a disciplina de mercado é atuante, ou seja, se os investidores externos de fato punem os bancos mais arriscados, exigindo maior remuneração pelo fornecimento de fundos financeiros. É oportuno ainda destacar que a medida de captação usada neste estudo é mais ampla do que a utilizada em outros trabalhos, que normalmente se restringem ao custo de depósitos bancários. Em segundo lugar, busca-se verificar como se comporta o capital excedente das instituições financeiras ao longo dos ciclos de negócios, controlando simultaneamente o efeito das decisões de aplicações em ativos livres de risco e ativos arriscados. Mostra-se, também, que no Brasil os bancos públicos operam com menor capital excedente. Esse fenômeno provavelmente deve-se ao fato de que as instituições controladas pelo setor público são menos sujeitas à disciplina de mercado. Este trabalho inova ao incluir como regressor as captações de longo prazo classificadas como Quase-Capital. Dado que os fornecedores dessa modalidade de recursos dispõem de informações acima da média de mercado, espera-se que a aludida fonte de recursos seja substituta de capital excedente.

O restante do artigo está organizado do seguinte modo. Na seção 2, descreve-se o modelo teórico de Estrella (2004). A seção 3 apresenta e discute o modelo

econométrico. Na seção 4, é feita a descrição da base de dados. Os resultados dos testes de raiz unitária são reportados na seção 5. Na seção 6, são apresentados e discutidos os resultados das estimações. Finalmente, a seção 7 é dedicada às observações conclusivas.

## 2 MODELO TEÓRICO

O modelo teórico que dá suporte às estimações empíricas foi desenvolvido por Estrella (2004). Nesse modelo, os bancos otimizam dinamicamente os custos de manter o capital numa perspectiva *forward-looking*. Considera-se que os bancos operam em horizonte infinito. No início do período  $t$ , o balanço do banco representativo é dado por:

$$F_t + V_t = D_t + I_t \quad (1)$$

em que  $F_t$  representa o valor da carteira de ativos sem risco,  $V_t$  é o valor da carteira de ativos arriscados,  $D_t$  são depósitos bancários e  $I_t$  é o capital do próprio banco.

Desse modo, as aplicações dos bancos são formadas por ativos sem risco, como títulos públicos cujo retorno é determinístico, e por ativos com risco (por exemplo, operações de crédito), que têm retorno estocástico.<sup>2</sup> O passivo exigível dos bancos é constituído apenas de depósitos bancários. No início de cada período, o capital dos bancos origina-se de duas fontes:

$$I_t = K_{t-1} + R_t \quad (2)$$

em que  $K_{t-1}$  é o capital trazido do período anterior e  $R_t$  representa o valor líquido das captações externas realizadas pelo banco. Essa última fonte pode ser traduzida como a emissão de dívidas subordinadas elegíveis a capital ou de novas ações no mercado de capitais. Portanto, trata-se de recursos que o banco não se obriga a necessariamente restituir ao investidor.

O balanço de rendas do banco é dado por:

$$r_t^F F_t + r_t^V V_t + R_t = r_t^D D_t + \Delta K_t \quad (3)$$

2. Observe-se que os títulos públicos podem carregar risco de mercado (embutido no preço de venda dos títulos) e risco de liquidez (associado à venda de uma grande posição). O excedente de capital, geralmente, está relacionado ao risco de mercado e operacional. O modelo teórico aqui utilizado, porém, desconsidera o risco de mercado, operacional e de liquidez daqueles títulos. A modificação do modelo para incluir algum tipo de risco nos títulos públicos fica como sugestão para pesquisa futura. Os autores agradecem a um parecerista anônimo por levantar este ponto.

em que  $r_t^F$  e  $r_t^D$  são, respectivamente, a remuneração do ativo sem risco e a remuneração dos depósitos. A realização dessas taxas é determinística, ou seja, é conhecida no início do período, e  $r_t^V$  representa o retorno dos ativos arriscados, tendo realização aleatória.

As perdas líquidas do banco são definidas como:

$$L_t = r_t^D D_t = r_t^F F_t - r_t^V V_t \quad (4)$$

em que  $L_t$  é o simétrico da renda líquida ou do lucro. Contudo, segundo Estrella (2004), essa formulação é mais adequada para representação de valor em risco.

No final do período  $t$ , as perdas são reveladas e o capital acumulado dos bancos é dado por:

$$K_t = K_{t-1} + R_t - L_t \quad (5)$$

A equação (5) indica que a variação de capital possui duas fontes: o crescimento externo, pela emissão de novas ações, e o crescimento interno, pela apropriação de resultados.

O retorno do ativo arriscado é modelado como:

$$r_t^V = E[r_t^V] - \eta_t \quad (6)$$

em que  $\eta_t$  é um choque aleatório com média  $E[\eta_t] = 0$ . Então, o valor esperado das perdas líquidas é dado por:

$$E[L_t] = r_t^D D_t - r_t^F F_t - E[r_t^V] V_t \quad (7)$$

e:

$$L_t = E[L_t] + u_t \quad (8)$$

com:

$$u_t = \eta_t V_t \quad (9)$$

em que  $V_t$  determina a escala do risco contido em  $u_t$ .



Considerem-se, inicialmente, dois tipos de custo de capital. Primeiro, há o custo de manter capital, que corresponde à diferença entre a remuneração de capital próprio e a remuneração de emissão de dívidas junto a terceiros. Em segundo lugar, há o custo de bancarrota, ou seja, os custos que são relacionados à interrupção das atividades do banco.

O custo de manter capital é modelado do seguinte modo:

$$C_c = \max\{c_c K_t, 0\} \quad (10)$$

em que  $C_c$  representa o custo de manter capital,  $c_c > 0$  é uma constante de proporcionalidade, e  $K_t$  é o capital próprio mantido pelo banco no período  $t$ .

Admite-se que o componente estocástico das perdas,  $u_t$ , possui uma função de distribuição acumulada contínua e invariante no tempo, expressa por  $F(u_t)$ , conhecida no início do período.

Desse modo, o valor esperado do custo de manter capital é dado por:

$$E_t[C_c] = c_c \int_{-\infty}^{K_{t-1} + R_t - E_t[L_t]} (K_{t-1} + R_t - E_t[L_t] - u_t) F'(u_t) du_t \quad (11)$$

O custo de bancarrota é proporcional ao absoluto da perda decorrente do encerramento das atividades do banco, sendo dado por:

$$C_f = \max\{-c_f K_t, 0\} \quad (12)$$

em que  $C_f$  é o custo de bancarrota,  $c_f > 0$  é uma constante de proporcionalidade.

O valor esperado do custo de bancarrota é dado por:

$$E_f[C_f] = c_f \int_{K_{t-1} + R_t - E_t[L_t]}^{-\infty} (-K_{t-1} - R_t + E_t[L_t] + u_t) F'(u_t) du_t \quad (13)$$

Fazendo a hipótese adicional de que o nível de depósitos e de empréstimos é dado, o problema do banco representativo consiste em:

$$\min_{R_t} C = E_t[C_c + C_f] \quad (14)$$

em que o banco escolhe  $R_t$ , o valor líquido das captações externas (emissão de novo capital), para minimizar a soma do custo de manter capital e do custo de bancarrota.

Substituindo as equações (11) e (13) na equação (14) e resolvendo as condições de primeira ordem, chega-se aos seguintes resultados:

$$R_t^* = K^* - K_{t-1} + E[L_t] \quad (15)$$

em que  $K^*$  é definido implicitamente por:

$$P(K_t < 0) = P(u_t > K^*) = 1 - F(K^*) = \frac{C_c}{C_c + C_f} \quad (16)$$

A equação (15) define a trajetória ótima do capital do banco na ausência de custos de ajustamento.

Em seguida, o custo de ajustamento de capital é introduzido no modelo. Estrella (2004) modela esse custo como:

$$C_a = \frac{1}{2} c_a R_t^2 \quad (17)$$

em que  $C_a$  é o custo de ajustamento de capital,  $c_a > 0$  é uma constante de proporcionalidade.

Para formalização mais geral do problema, utiliza-se uma aproximação de Taylor da função custo em torno do estado estacionário para o caso em que não há custo de ajustamento de capital, conforme discutido anteriormente:

$$C \approx \frac{1}{2} (C_c + C_f) F'(K^*) (K_{1-t} + R_t - E_t[L_t] - K^*)^2 \quad (18)$$

Combinando as equações (17) e (18), numa estrutura de horizonte infinito, o problema do banco torna-se:

$$\min_{R_{t+1}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \frac{1}{2} (K_{t+i-1} + R_{t+i} - L_{t+i} - K^*)^2 + \frac{a}{2} R_{t+1}^2 \right\} \quad (19)$$

sujeito a:

$$K_t = K_{t-1} + R_t - L_t$$

sendo:

$$a = \frac{C_a}{[(C_c + C_f)F'(K^*)]} \quad e \quad i = 0, 1, \dots, \infty$$

Substituindo a restrição na função-objetivo e derivando em relação a  $K_{t+i}$ , obtêm-se as condições de primeira ordem:

$$E_t \left\{ K_{t+i+1} - \frac{\gamma}{\beta} K_{t+i} + \frac{1}{\beta} K_{t+i-1} - \frac{1}{\beta} L_{t+i} + L_{t+i+1} + \frac{K^*}{\beta a} \right\} = 0 \quad (20)$$

em que  $\gamma = \frac{1}{a} + 1 + \beta$ . Essa solução permite expressar  $K$  em termos de  $L$ .

Note-se que a equação polinomial característica correspondente a  $K$  na equação (20), expressa por  $\lambda^2 - \frac{\gamma}{\beta}\lambda + \frac{1}{\beta} = 0$ , apresenta duas soluções que satisfazem  $0 \leq \lambda_1 < 1$  e  $\lambda_2 = \frac{1}{\beta\lambda_1} > 1$ . Então, resolvendo-se recursivamente, a solução do problema é:

$$K_t = (1 - \lambda_1)K^* + \lambda_1 \left\{ K_{t-1} + E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda_1 \beta)^i (\beta L_{t+i+1} - L_{t+i}) \right\} - u_t \quad (21)$$

e:

$$R_t = (1 - \lambda_1)(K^* - K_{t-1}) + E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda_1) \lambda_1^i \beta^i L_{t+i} \quad (22)$$

em que a raiz  $\lambda_1$  depende do parâmetro  $a$ , que representa o custo de ajustamento de capital, de modo que  $a = 0 \Rightarrow \lambda_1 = 0$  e  $a \rightarrow \infty \Rightarrow \lambda_1 = 1$ . Logo, a presença de  $K_{t-1}$  no lado direito da equação (21) implica que toda a história de  $L_t$  e, por consequência, de  $V_t$  afetam  $K_t$ .

Num ambiente institucional em que a supervisão bancária estabelece o capital mínimo regulamentar, a escolha da firma bancária fica restrita à determinação do excedente de capital. Assim sendo, pode-se definir o capital excedente como:

$$ECR_t = K_t - \bar{K}_t \quad (23)$$

em que  $ECR_t$  é o capital excedente,  $K_t$  é o capital total do banco e  $\bar{K}_t$  é o valor do capital mínimo regulamentar determinado pelo regulador bancário.

Aplicando-se a definição (23) em (21), tem-se que o capital excedente pode ser explicado por um modelo dinâmico, em que a primeira defasagem da variável

dependente aparece como regressor. De acordo com (21), o coeficiente autorregressivo  $\lambda_1 \in (0, 1)$  está associado ao custo de ajustamento de capital, enquanto  $L$  corresponde a um vetor de covariáveis, envolvendo custo de captação de depósitos e resultado de operações com ativos livres de risco e arriscados. Nesse sentido, o modelo de Estrella (2004) é flexível o suficiente para permitir que outras variáveis, além do custo de ajustamento do capital, sejam consideradas como explicativas do capital excedente. Além de captar a magnitude e significância de outros efeitos para o caso brasileiro, a inclusão de variáveis de controle adicionais é importante também para evitar o viés de omissão de variáveis relevantes, o que afetaria a própria estimação do custo de ajustamento.

### 3 MODELO ECONOMÉTRICO

A princípio, em conformidade com o modelo discutido na seção anterior, a estimação de uma regressão para o capital excedente, Efficient Consumer Response (ECR), deveria ser feita em ambiente de séries temporais. Contudo, essa estratégia de estimação não permitiria controlar para a heterogeneidade individual específica, além de enfrentar a falta de séries históricas longas com informações sobre o setor bancário. Essas limitações podem ser contornadas, usando-se dados em painel que possuem variabilidade tanto na dimensão individual quanto temporal e, por isso, permitem controlar para a heterogeneidade individual não observada.

Além do custo de ajustamento de capital, outras variáveis explicativas serão incluídas no modelo empírico com base em evidências sugeridas por outros autores. Essa estratégia de modelagem visa controlar para os efeitos de outras variáveis sobre o capital excedente, evitando um viés de omissão de variáveis relevantes e confrontando as estimações com os resultados obtidos por outros autores e com algumas especificidades da economia brasileira.

Como se trata de um painel dinâmico, devido à presença da variável dependente defasada entre os regressores, será empregado o estimador proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Este permite o uso de condições de momentos adicionais relativamente ao estimador original de Arellano e Bond (1991), com vistas a corrigir o problema de instrumentos fracos. Vale ressaltar que esse estimador foi usado, entre outros, por Ayuso, Pérez e Saurina (2004), Alfon, Argimon e Bascunana-Ambros (2004), Stolz e Wedow (2009), Boucinha (2008) e por Fonseca e Gonzáles (2009) em estudos sobre excedente de capital bancário. O modelo econométrico que será estimado, seguindo Estrella (2004) e Ayuso, Pérez e Saurina (2004), tem a seguinte estrutura básica:

$$\begin{aligned}
 ECR_{i,t} = & \lambda_1 ECR_{i,t-1} + \beta_1 GAP_t + \beta_2 OPC_{i,t} + \beta_3 CAPT_{i,t} + \\
 & + \beta_4 LIQ_{i,t} + \alpha_k X_{i,t} + \delta + \eta_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{24}$$

em que  $ECR_{i,t}$  é o capital excedente mantido pelo banco  $i$  no período  $t$ ;  $GAP_t$  denota o hiato do produto no período  $t$ , calculado pela aplicação do filtro de Hodrick-Prescott à série do Produto Interno Bruto (PIB) real trimestral;<sup>3</sup>  $OPC_{i,t}$  representa a taxa de crescimento real da carteira de crédito líquida de provisão do banco  $i$  no período  $t$ ;  $CAPT_{i,t}$  é o custo de captação do passivo exigível do banco  $i$  no período  $t$ ;  $LIQ_{i,t}$  representa a taxa de crescimento real da carteira de ativos líquidos do banco  $i$  no período  $t$ ;  $X_{i,t}$  é um vetor de variáveis de controle;  $\lambda_1$ ,  $\alpha_p$ ,  $\beta_k$  e  $\delta$  são parâmetros a serem estimados;  $\eta_i$  é uma variável não observável, que capta características idiossincráticas individuais e é constante no tempo; e  $\varepsilon_{i,t} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

A principal dificuldade na estimação de (24) refere-se à endogeneidade da variável dependente defasada, que é correlacionada com o termo de erro composto. Arellano e Bond (1991) derivaram um estimador em dois estágios a partir de condições de momento válidas. No primeiro estágio, considera-se que os erros são independentes e homocedásticos entre os indivíduos ao longo do tempo. No segundo estágio, são usados os resíduos do passo precedente como estimativa consistente da matriz de variância-covariância, o que permite relaxar, nessa etapa, a hipótese de que os erros são independentes e homocedásticos. As simulações feitas pelos autores mostraram que o estimador em dois estágios é mais eficiente.

Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) identificaram que as variáveis defasadas em nível eram frequentemente instrumentos fracos, inclusive em grandes amostras, devido à persistência das variáveis explicativas. Para resolver esse problema, eles propuseram uma modificação no estimador original de Arellano e Bond (1991) consistente numa metodologia que combina um sistema de regressões em diferenças com regressões em nível. Os instrumentos para as regressões em diferença são os mesmos propostos por Arellano e Bond (1991), enquanto as variáveis instrumentais das regressões em nível são constituídas pelas defasagens da variável explicativa endógena em diferenças. Desse modo, sob a hipótese de estacionariedade do painel, Blundell e Bond (1998) demonstram que o estimador proposto é mais eficiente, ou seja, apresenta menor variância do que o estimador de Arellano e Bond (1991).

Os dois estimadores ora discutidos, *Difference Generalized Method of Moments* (GMM) e *System GMM*, podem apresentar deficiências quando aplicados a problemas com pequeno número de unidades *cross-section*. Nessa situação, os erros-padrão assintóticos do estimador em dois estágios são enviesados para baixo, enquanto o estimador em um estágio é assintoticamente ineficiente mesmo na presença de homocedasticidade dos erros. Considerando que a matriz de pesos usada para estimação dos parâmetros no segundo estágio é baseada em estimativas iniciais

3. PIB a preços de mercado, índice encadeado dessazonalizado (média 1995 = 100), cuja fonte é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

consistentes dos parâmetros, Windmeijer (2005) identificou que a variação extra, decorrente da presença desses parâmetros estimados no peso da matriz, justifica em grande medida a diferença entre os desvios-padrão em amostras pequenas e a variância assintótica do estimador *System GMM* em dois estágios. Desse modo, o referido autor estima essa diferença e, a partir dela, propõe um mecanismo de correção da variância estimada para amostras finitas. As simulações de Monte Carlo mostraram que a estimativa corrigida da matriz de variância produz resultados mais precisos em amostras finitas. Assim sendo, quando aplicada a correção proposta por Windmeijer (2005), garante-se que o estimador *System GMM* em dois estágios fornece erros-padrão não enviesados em amostras pequenas.

Outra dificuldade encontrada na aplicação desse estimador é o excesso de instrumentos relativamente às condições de momento, o que pode causar problema de sobreidentificação. Para verificar se os instrumentos são válidos, deve-se realizar o teste de sobreidentificação proposto por Hansen (1982) cuja hipótese nula é dada por  $E_t [Z_{it}, \epsilon_{it}] = 0$ , sendo  $Z_{it}$  o vetor de instrumentos. A estatística de teste apresenta distribuição qui-quadrado com  $(q - k)$  graus de liberdade, em que  $q$  e  $k$  são, respectivamente, o número de condições de momento e o número de parâmetros estimados.

Como destacado anteriormente, as condições de momento usadas na construção do estimador *System GMM* são válidas apenas se os erros não são autocorrelacionados. O teste de autocorrelação é aplicado para a equação em primeira diferença. Normalmente, rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem para o modelo em primeira diferença sem que esse fato constitua problema de especificação incorreta do modelo. A hipótese nula para a autocorrelação de segunda ordem é dada por  $E_t [\Delta \epsilon_{it-2}, \Delta \epsilon_{it-2}] = 0$ . A não rejeição dessa hipótese sinaliza que as condições de momento utilizadas são válidas.

O capital excedente ( $ECR_{i,t}$ ) é a diferença percentual entre a razão de capital total do banco e a razão de capital regulamentar mínima definida pelo banco central. A variável dependente defasada incluída como regressor tem a finalidade de identificar a persistência do capital excedente. Segundo Estrella (2004), o parâmetro  $\lambda_1$  em (24) é interpretado como o custo de ajustamento de capital. Agénor, Alper e Silva (2009) também interpretam esse parâmetro como custo de ajustamento de capital. Eles chegaram a esse resultado a partir da solução de um modelo de equilíbrio geral novo-keynesiano com inclusão explícita de bancos comerciais e do regulador bancário. Espera-se que  $\lambda_1$  se situe no intervalo entre 0 e 1 e seja crescente em relação ao custo de ajustamento de capital. A hipótese nula,  $\lambda_1 = 0$ , significa que os custos de ajustamento de capital são desprezíveis, enquanto valores de  $\lambda_1$  positivos e significantes implicam a presença de custos de ajustamento de capital.

Seguindo Boucinha (2008), será utilizada a variável hiato do produto ( $GAP$ ), calculada pela aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (1980) à série trimestral real

do PIB, para captar os efeitos dos ciclos de negócios no capital excedente mantido pelos bancos. Observe-se que a variável *GAP* não varia entre indivíduos, o que não impede sua inclusão em um modelo de dados em painel por causa da variabilidade temporal. Busca-se captar efeitos comuns a todos os indivíduos de mudanças ao longo do tempo no ciclo econômico. Variáveis de tendência, por exemplo, entram em modelos de painel dessa mesma forma. Além disso, o hiato não aparece diretamente na derivação do modelo teórico de Estrella (2004). Contudo, ele entra na estimação como uma variável de controle para o ciclo econômico e que teve a sua importância evidenciada por outros autores, como Noronha, Tabak e Cajueiro (2010), Ferreira, Tabak e Cajueiro (2009), Boucinha (2008) e outros.

Uma relação positiva entre capital excedente e *GAP* indica que os bancos formam reservas de capital durante os períodos de crescimento econômico para cobrir o aumento de perdas esperadas nos períodos recessivos, quando o requerimento de capital deve tornar-se maior em razão do aumento de riscos. Contrariamente, um sinal negativo para o coeficiente  $\beta$  em (24) significa que os bancos expandem a carteira de ativos arriscados durante os períodos de crescimento econômico e não avaliam adequadamente os riscos tomados. Assim sendo, nas fases recessivas, tem-se de aumentar capital para se resguardar contra perdas de ativos não realizáveis. De acordo com exercício de calibragem realizado por Agénor, Alper e Silva (2009), durante os períodos recessivos, a taxa de realização de receitas se reduz, exigindo que os bancos mantenham mais capital para cobertura de risco. Lindquist (2004), Boucinha (2008) e Stolz e Wedow (2009) encontraram evidências empíricas de que o capital excedente dos bancos apresenta comportamento contracíclico. Para o caso brasileiro, Noronha, Tabak e Cajueiro (2010) e Ferreira, Tabak e Cajueiro (2009) mostraram que há uma relação negativa significativa entre aquela variável e o capital dos bancos.

A variável “taxa de crescimento real da carteira de crédito líquida de provisão” (*OPC*) é usada como uma *proxy* para a carteira de ativos arriscados que aparece no modelo teórico. A expansão desse tipo de aplicação exige comprometimento do capital regulamentar, visto que a supervisão bancária determina que os bancos mantenham uma dada razão de capital por ativos ponderados pelo risco. Logo, espera-se que haja um efeito negativo de variações em *OPC* sobre a variável dependente capital excedente. Angora, Distinguin e Rugemintwari (2009) encontraram um sinal negativo significativo para a taxa de crescimento real da carteira de crédito de bancos de 15 países da UE para o período de 1992 a 2006. No trabalho empírico de Boucinha (2008), para o setor bancário português, essa variável não se mostrou significativa. Já a variável taxa de crescimento real da carteira de ativos líquidos, seguindo aqueles mesmos autores, será uma *proxy* para a carteira de ativos sem risco do modelo teórico.

A variável “custo de captação” ( $CAPT$ ) é calculada como o custo médio ponderado de captação de depósitos bancários, obrigações por operações compromissadas, recursos de aceites, letras imobiliárias, letras hipotecárias, debêntures, títulos de desenvolvimento econômico, obrigações por empréstimos de ouro, recursos de letras de crédito imobiliário e obrigações por títulos e valores mobiliários no exterior. Assim sendo, essa medida dá uma dimensão mais próxima do custo financeiro efetivo do passivo exigível enfrentado pelas instituições financeiras ao fazerem uso de fontes externas de capital.<sup>4</sup>

O custo de capital constitui fator determinante no processo de definição da estrutura de capital dos bancos. Dado que, à medida que cresce o endividamento, os investidores exigem maior remuneração, os bancos devem sinalizar ao mercado que têm capacidade financeira para fazer novos aportes de capital próprio. Assim sendo, espera-se que o custo de captação ( $CAPT$ ) afete positivamente o capital excedente ( $ECR_{i,t}$ ). Um sinal positivo do coeficiente  $\beta_3$  em (24) corrobora as teorias de disciplina de mercado, ou seja, ocorre uma substituição de capitais de terceiros por recursos próprios quando o risco percebido pelo mercado é elevado.

Fonseca e Gonzáles (2009) usaram o custo líquido de captação de depósitos, medido pela diferença entre a taxa de remuneração de depósitos e a taxa de remuneração de títulos públicos, como medida do custo de capital dos bancos. Esse custo é um elemento essencial na definição da estrutura de capital dos bancos, além de ser um indicador do custo financeiro efetivo enfrentado pelas instituições financeiras ao recorrerem a fontes externas de capital. Para um painel de bancos de 70 países, os autores identificaram uma relação positiva significativa entre custo de captação e capital excedente.

A variável “ativo líquido” ( $LIQ$ ) denota a taxa de crescimento real da carteira de ativos líquidos, a qual é constituída por disponibilidades imediatas, aplicações interfinanceiras de liquidez, títulos públicos federais, certificados de depósitos bancários (CDBs), cotas de fundos de investimento, ações de companhias abertas, cotas de fundos de renda variável e reservas mantidas pelas instituições financeiras no BCB. O impacto dessas operações no requerimento de capital do banco está associado mais a riscos de mercado. O risco de crédito é reduzido e está associado à probabilidade de *default* de contraparte. As instituições financeiras que operam em atividades típicas de tesouraria tendem a manter maiores excedentes de capital, a fim de sinalizar solidez financeira e adequada capacidade de liquidez. Por esse motivo, espera-se que o sinal do coeficiente  $\beta_4$  seja positivo na equação (24).

4. O passivo exigível é definido como o conjunto das captações das instituições financeiras, envolvendo depósitos a vista, depósitos a prazo, depósitos de poupança, depósitos interfinanceiros; obrigações por operações compromissadas; recursos de aceites cambiais, letras financeiras, letras imobiliárias, debêntures, títulos no exterior; redesconto do BCB; obrigações por empréstimos, repasses e fundos financeiros e de desenvolvimento; operações de câmbio com características de captação; contratos por assunção de obrigações; e obrigações por operações de venda ou de transferência de ativos financeiros. Em suma, essas exigibilidades representam os recursos de terceiros obtidos regularmente no mercado pela instituição financeira.



A variável taxa de crescimento real das captações classificadas como Quase-Capital (QC) é usada como controle para testar a hipótese de que instituições financeiras que têm acesso a capital de nível 2 mantêm menor volume de capital excedente. A inclusão dessa variável no modelo empírico é uma novidade na literatura. O grupo contábil Quase-Capital é formado por depósitos para garantia de patrimônio líquido exigido, dotações para aumento de capital, resultados de exercícios futuros, dívidas subordinadas elegíveis a capital e instrumentos híbridos de capital e dívidas. Embora não se trate de capital próprio da instituição financeira, o BCB admite que tais recursos, em função de sua estabilidade, sejam computados como capital de nível 2 para fins de cumprimento do índice de capital regulamentar mínimo.<sup>5</sup>

No Brasil, o requerimento de capital é baseado em riscos. Além das parcelas exigidas para cobertura de riscos de crédito, há previsão normativa para fazer face ao risco de variação de preços de ações, *commodities*, câmbio, *swap* e risco operacional. As exposições a riscos de taxa de juros são separadas entre carteira de negociação (*trading book*) e carteira de não negociação (*banking book*). Na primeira carteira, existem quatro parcelas de capital cuja metodologia-padrão de apuração do valor em risco é definida por norma da autoridade reguladora, a saber: exposições a taxa de juros prefixadas; taxas de cupons de moedas estrangeiras; de cupons de índices de preços; de cupons de taxas de juros. Para as exposições que não estão na carteira de negociação, não existe metodologia predefinida, mas critérios mínimos devem ser observados pelas instituições financeiras, a fim de calcular esse componente do patrimônio de referência exigido.<sup>6</sup> Uma discussão sobre os modelos usados na apuração das parcelas de capital para risco de crédito é feita por Yanaka e Holland (2010).

Serão consideradas, também, variáveis qualitativas adicionais de controle. Por exemplo, o tipo da instituição financeira, se de direito público – União ou Unidade Federativa (UF) – ou privado, e o porte das instituições financeiras, classificadas de acordo com o ativo total, serão modelados por variáveis *dummies*. Esse procedimento coaduna com a prática comum na literatura (Noronha, Tabak e Cajueiro, 2010; Ferreira, Tabak e Cajueiro, 2009; Boucinha, 2008; e outros) A variável *dummy DPUBLICO* assume valor 1 caso o capital da entidade financeira seja controlado por pessoa jurídica de direito público (União ou UF) e 0, no caso

5. Os credores de dívidas subordinadas e de instrumentos híbridos de capital e dívida possuem incentivos para monitorar riscos da instituição devedora, uma vez que teriam muito a perder em caso de falência do banco, pois: i) esse tipo de passivo não é beneficiário de mecanismos de seguros de depósitos; ii) a maturidade geralmente longa e a limitada liquidez diminuem a possibilidade de o investidor dividir o custo de *default*; iii) os investidores são pessoas ou organizações que dispõem de informações acima da média do mercado; iv) os contratos possuem cláusulas que permitem ao credor exercer influência sobre a administração do banco em situações especiais; v) dada a escala dos negócios, o custo de monitoramento é relativamente baixo; e vi) a meta de rentabilidade da operação é definida *ex ante*, de modo que o aumento de risco tomado pelo banco não beneficia os proprietários do capital de nível 2.

6. Maiores informações sobre essa matéria podem ser encontradas na Resolução nº 3.490, do CMN, de 29 de agosto de 2007.

contrário. A variável *dummy DCRED* possui valor 1 quando a carteira de operações de crédito corresponde a pelo menos 50% do ativo total do banco e 0, no caso contrário. O porte dos bancos é representado pelo logaritmo natural do ativo total. Ordenada essa variável, os bancos que se situaram abaixo do 10º percentil foram classificados como bancos de pequeno porte (*DPEQ*) e os bancos que se situaram acima do 90º percentil foram classificados como de grande porte (*DGDE*).

#### 4 BASE DE DADOS

Os microdados usados na presente pesquisa foram extraídos dos documentos contábeis 4010 e 4040, do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF), disseminados pelo BCB. A amostra foi definida segundo os critérios adiante discutidos.

A entidade observada é o conglomerado financeiro ou a instituição financeira isolada, quando esta não fizer parte de um conglomerado financeiro. A legislação brasileira define conglomerado financeiro como o conjunto de entidades financeiras vinculadas diretamente ou não por participação acionária ou por controle operacional efetivo, caracterizado pela administração ou gerência comum, ou pela atuação no mercado sob mesma marca ou nome comercial. Esse nível de consolidação dos dados evita problemas de dupla contagem de operações ativas e passivas intrafirmas e permite homogeneizar a política operacional adotada pela entidade bancária. Dentro de um conglomerado financeiro pode-se encontrar as seguintes organizações financeiras: bancos comerciais, bancos de investimento, sociedades financeiras, sociedades de *leasing* e arrendamento mercantil, corretoras e distribuidoras de títulos. No período considerado, o número de conglomerados financeiros reduziu-se de 169 em setembro de 2000 para 137 em dezembro de 2008.

Foram considerados apenas os conglomerados financeiros que dispunham de balanços (ou balancetes) publicados para todos os trimestres compreendidos entre setembro de 2000 e dezembro de 2008. Decidiu-se não trabalhar com dados antecedentes a dezembro de 2000 porque durante o período seguinte à implantação do Plano Real a indústria bancária brasileira passou por um amplo processo de reestruturação e frequentes mudanças na regulação prudencial. Nessa fase, registrou-se um grande número de fusões e aquisições e o ingresso de bancos de controle estrangeiro no mercado nacional. A partir de 2008, o BCB modificou estruturalmente o requerimento de capital exigido das instituições financeiras, adotando no país o Acordo de Basileia 2. Por esse motivo, julgamos conveniente não estender o período amostral além daquele exercício.

Não foram considerados na amostra os conglomerados financeiros que tinham menos de um ano de funcionamento em setembro de 2000. Essa medida se justifica devido ao fato de que durante a fase pré-operacional os indicadores econômico-

financeiros da entidade não continham informação econômica relevante para os propósitos do estudo. Também não foram incluídos na amostra conglomerados financeiros cuja carteira de crédito representa menos de 20% de seu ativo total. Com isso, não entram na amostra aquelas entidades que possuem baixo nível de atividade de intermediação financeira e que funcionam meramente como tesouraria de seu conglomerado econômico. Note-se que, enquanto a média registrada do índice de Basileia para o conjunto do sistema bancário era de 17,7% em 2008, essas instituições financeiras apresentavam um índice de capitalização médio de 87%. É oportuno salientar que esses procedimentos também foram adotados por Boucinha (2008), a fim de evitar distorções nos dados, em estudo realizado para o sistema português.

Uma vez aplicados todos os critérios mencionados anteriormente, a amostra ficou constituída por 68 entidades financeiras para o período de setembro de 2000 a dezembro de 2008, totalizando 2.312 observações em um painel balanceado. Conjuntamente, as referidas instituições financeiras são responsáveis por cerca de 90% das operações de crédito realizadas no país e possuem 85% do patrimônio líquido do sistema financeiro em dezembro de 2008. Esse mesmo número de conglomerados financeiros é considerado no estudo de Araújo, Neto e Linhares (2008). Na tabela 2, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis definidas na seção anterior.

TABELA 2

**Estatísticas descritivas da amostra**

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>ECR</i>	2.312	16,8	20,7	-11,8	88,5
<i>OPC</i>	2.312	4,4	23,4	-99,1	149,7
<i>CAPT</i>	2.312	7,3	6,6	0,2	46,9
<i>LIQ</i>	2.312	3,2	19,7	0,4	93,6
<i>QC</i>	2.312	4,5	17,1	-99,9	87,4

Fonte: BCB.

Como se pode observar, no período examinado, o *ECR* mantido pelos bancos situou-se, em média, 16,8% acima do requerimento mínimo de capital estabelecido pelo BCB em 11%. Um valor negativo do capital excedente denota uma situação de déficit na qual o capital do banco encontra-se abaixo do limite exigido pela regulação bancária. No período considerado, as operações de crédito líquidas de provisão (*OPC*) e a carteira de ativos líquidos (*LIQ*) apresentaram crescimento médio de 4,4% e 3,2% ao trimestre, respectivamente. Um valor como -0,99 significa que o banco liquidou sua carteira de crédito ou de ativos líquidos. As captações de Quase-Capital (*QC*) tiveram taxa de crescimento médio de 4,5% ao trimestre, apresentando elevada variância, fato que também é comum ao comportamento da variável *OPC*. O custo de captação (*CAPT*) é expresso em taxa nominal anualizada.

Em média, o custo de captação de recursos de terceiros situou-se em 7,3% ao ano (a.a.) no período considerado.

## 5 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

O estimador proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) assume estacionariedade dos dados em painel. A fim de verificar o cumprimento dessa condição, foram aplicados os testes de raiz unitária propostos por Levin, Lin e Shu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003) e Maddala e Wu (1999), os quais serão abreviados por LLC, IPS e Fisher, respectivamente. Uma discussão sobre as estruturas e as propriedades desses testes é apresentada no anexo.

Os resultados são apresentados na tabela 3. No nível de significância de 5% rejeita-se a hipótese de que as séries microeconômicas do painel possuem raiz unitária. Assim, de acordo com os testes realizados, o painel de microdados é estacionário, permitindo a estimação do modelo dinâmico proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) com as séries em nível.

TABELA 3

### Testes de raiz unitária para um painel de conglomerados financeiros

Variável	LLC			IPS			Fisher		
	Valor-t	TD	Lag <sup>1</sup>	t-bar	TD	Lag <sup>1</sup>	Choi Z	TD	Lag <sup>1</sup>
<i>ECR</i>	-4,9***	{1}	0,35	-4,1***	{1}	0,35	-4,2***	{1}	0,35
<i>OPC</i>	-25,8***	{1}	0,32	-26,6***	{1}	0,32	-23,8***	{1}	0,32
<i>CAPT</i>	-15,7***	{1}	2,42	-20,0***	{1}	2,42	-19,2***	{1}	2,42
<i>LIQ</i>	-4,6**	{1}	0,31	-7,6***	{1}	0,31	-7,3***	{1}	0,31
<i>QC</i>	-20,4***	{1}	0,82	-31,7***	{1}	0,82	-24,5***	{1}	0,82

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Corresponde ao número de defasagens selecionadas nas equações individuais.

Obs.: \* p < 0,10; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

O painel de dados contém ainda uma variável macroeconômica, o hiato do produto, que é variante no tempo, mas comum a todos os indivíduos. Para essa variável, procedemos ao teste de raiz unitária com quebra estrutural exógena proposto por Saikkonen e Lutkepohl (2002) e Lane, Lutkepohl, Saikkonen (2002). O teste consiste em examinar a presença de raiz unitária em uma série de tempo univariada filtrada de termos determinísticos, que podem envolver *dummies* de impulso e de nível.

Para o período analisado, foi identificada uma quebra estrutural no segundo trimestre de 2003, oportunidade em que a economia brasileira recuperou-se da incerteza provocada pela sucessão presidencial de 2002. O teste foi aumentado com a inclusão de três termos autorregressivos para correção de autocorrelação nos resíduos. O valor da estatística de teste encontrado foi de -2,97, enquanto o valor crítico tabelado por Lane, Lutkepohl, Saikkonen (2002) para o nível de

significância de 5% é de  $-2,88$ . Portanto, o resultado encontrado situa-se na região de rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, indicando que a série de hiato do produto também é estacionária.

## 6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O painel dinâmico foi estimado usando o estimador sistema GMM em dois estágios de Blundell e Bond (1998). O conjunto de instrumentos utilizados na estimação é formado pelas primeiras diferenças defasadas das séries nas equações em nível e pelos níveis defasados das séries nas equações em primeira diferença.

Na escolha do número de defasagens procurou-se evitar correlação com o termo de erro ( $\varepsilon_{it}$ ), bem como conter o uso excessivo de instrumentos disponíveis. Para tanto, a matriz de instrumentos foi condensada (*collapse*) de modo que apenas a segunda, a terceira e a quarta defasagens dos regressores fossem utilizadas como variáveis instrumentais. O teste de restrições de sobreidentificação de Hansen (1982) tem como hipótese nula a ausência de correlação entre os instrumentos utilizados e o termo de erro da regressão. Os resultados obtidos em todas as especificações do modelo não permitem a rejeição da hipótese nula, o que indica que os instrumentos usados são válidos. O teste de autocorrelação dos resíduos de Arellano e Bond (1991) indica que há autocorrelação de primeira ordem e rejeita a hipótese de autocorrelação de segunda ordem para as equações em primeira diferença em todas as especificações estimadas do modelo ao nível de significância de pelo menos 5%. Assim sendo, verifica-se o cumprimento das hipóteses subsequentes de ausência de correlação das defasagens (acima da segunda) dos regressores em nível com a primeira diferença dos erros e ausência de correlação das primeiras diferenças dos regressores com o erro em nível. Assim, os testes de diagnóstico aplicados revelam que os instrumentos são válidos e que não há problema de especificação nos modelos estimados. Os resultados são apresentados na tabela 4.

A primeira especificação estimada do modelo econométrico, regressão (1), apoia-se no modelo teórico de Estrella (2004), no qual o capital excedente é explicado por suas realizações passadas, pelo custo de captação e pelo desempenho da carteira de ativos arriscados e da carteira livre de risco. O valor estimado de  $\lambda_1$  é significativo no nível de significância de 1%, confirmando a hipótese de presença de custos de ajustamento de capital na indústria bancária brasileira.

Conforme se pode observar na tabela 5, a literatura internacional registra valores expressivamente menores no custo de ajustamento do capital do setor financeiro de outras economias. Constitui exceção a Alemanha, que possui um coeficiente estimado cuja ordem de grandeza situa-se próximo da encontrada no presente artigo. Todos esses trabalhos usaram painel dinâmico na estimação e têm como variável dependente o capital excedente dos bancos, de modo que os coeficientes associados ao termo autorregressivo são comparáveis entre si.

TABELA 4

**Estimação de sistema GMM em dois estágios: variável dependente ECR**

Variável explicativa	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$ECR_{t-1}$	0,9230*** (0,0420)	0,9208*** (0,0415)	0,9069*** (0,0570)	0,8533*** (0,0607)	0,8528*** (0,0604)
$OPC$	-0,0830*** (0,0338)	-0,0793*** (0,0311)	-0,0847*** (0,0365)	-0,0807*** (0,0302)	-0,0827*** (0,0299)
$CAPT$	0,1475*** (0,0550)	0,1572*** (0,0574)	0,1422*** (0,0551)	0,1105* (0,0619)	0,1078* (0,0226)
$LIQ$	0,0605*** (0,0164)	0,0601*** (0,0169)	0,0798** (0,0422)	0,1229*** (0,0460)	0,1285*** (0,0460)
$GAP$		-0,1742*** (0,0534)	-0,1744*** (0,0552)	-0,1520** (0,0533)	-0,1479*** (0,0536)
$DCRED * ECR_{t-1}$			0,1239* (0,0731)	0,1650** (0,0955)	0,1643* (0,0954)
$DPEQ * ECR_{t-1}$				0,0789** (0,0389)	0,0786** (0,0391)
$DGDE * ECR_{t-1}$				-0,1108* (0,0606)	-0,1041* (0,0613)
$DPUBLICO$				-3,9516** (1,6645)	-3,9617** (1,6575)
$QC$					-0,3741* (0,2067)
Constante	-1,3187** (0,5824)	-1,4129** (0,5857)	-2,0045*** (0,5818)	-1,9410*** (0,6665)	-1,8786*** (0,6621)
Número de observações	2.312	2.312	2.312	2.312	2.312
AR1 (valor-p)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR2 (valor-p)	0,635	0,660	0,456	0,491	0,501
Hansen (valor-p)	0,527	0,509	0,639	0,794	0,799

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Desvio-padrão entre parênteses.

Obs.: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

TABELA 5

**Custo de ajustamento de capital excedente**

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	0,92
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	0,93
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	0,46
Fonseca e Gonzáles (2009)	1995-2002	Painel de 70 países	0,26
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	0,40
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	0,34

Fonte: Elaboração dos autores.

A explicação para a diferença identificada pode ser encontrada na política de regulação do sistema financeiro brasileiro. O BCB, desde 1994, tem exercido forte controle dos limites de capital regulamentar e imputado severas punições às instituições financeiras nos casos de desenquadramento. Além disso, o próprio regulamento de capital tem sido aperfeiçoado com certa frequência. Assim sendo, acredita-se que as instituições financeiras se antecipam à política de regulação, mantendo uma folga de capital que seja suficiente para enfrentar eventuais mudanças nas normas do BCB ou na política econômica. A elevada rentabilidade propiciada pelos ativos livres de risco, notadamente títulos emitidos pelo setor público federal, também exerce significativa influência no excedente de capital mantido pelas instituições financeiras.

Conforme esperado, encontrou-se uma relação negativa significativa a 1% entre a variável taxa de crescimento real das operações de crédito líquidas de provisão (*OPC*) e o capital excedente (*ECR*). Esse comportamento é explicado pelo fato de que toda expansão de ativos de risco deve ser acompanhada pelo aumento da exigibilidade de capital regulamentar determinada pelo regulador bancário. Na tabela 6, apresentam-se outros resultados encontrados na literatura internacional, nos quais se observa também uma relação negativa entre risco e capital excedente, exceto o trabalho de Boucinha (2008) cujo resultado não é significativo estatisticamente.

TABELA 6

**Relação entre ativo de risco e capital excedente**

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	Negativo
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	Negativo
Fonseca e Gonzáles (2009)	1995-2002	Painel de 70 países	Negativo
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	Negativo
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	Não significativo
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	Negativo

Fonte: Elaboração dos autores.

O coeficiente associado ao *CAPT* apresentou valor positivo e significativo a 1%. Essa constatação também foi encontrada por Fonseca e Gonzáles (2009) para um painel de 70 países. O resultado sugere que capital próprio e capital de terceiros são fontes substitutas de recursos que podem ser utilizadas para financiamento de ativos financeiros. Então, as instituições financeiras que têm custos mais elevados de captação fazem maior uso de capital próprio, enquanto os bancos com facilidade de acesso a fontes alternativas de capital podem manter menores estoques de capital excedente e realizar captações de recursos de terceiros apenas quando precisar de liquidez. Por outro lado, a relação positiva entre custo de captação e capital excedente dá sustentação à tese de que a disciplina de mercado é efetiva no

mercado bancário brasileiro. Portanto, os investidores externos têm exigido um prêmio de risco maior dos bancos percebidos como mais arriscados.

A taxa de crescimento real dos ativos líquidos (*LIQ*) apresenta uma relação positiva com o capital excedente (*ECR*). Esse resultado sugere que a maior disponibilidade de ativos líquidos provoca menor comprometimento da razão de capital. Isso ocorre porque a exigibilidade de capital para esses ativos é substancialmente menor do que para as demais categorias de ativos em função dos riscos subjacentes.

Na segunda especificação estimada do modelo econométrico, regressão (2), acrescentou-se a variável *GAP*, que representa desvios do produto em relação ao equilíbrio de longo prazo. Conforme discutido anteriormente, a inclusão desse regressor tem a finalidade de verificar o comportamento do capital excedente mantido pelos bancos ao longo dos ciclos de negócios. O coeficiente obtido é negativo e significativo a 1%, indicando que, durante as fases de expansão da renda, os bancos reduzem o capital excedente. Esse fato é explicado pelo aumento do comprometimento de capital regulamentar exigido para suportar o incremento de riscos decorrentes da expansão da oferta de crédito. Por outro lado, dado que a taxa de reembolso de crédito se reduz durante as recessões econômicas, os bancos são incitados a aumentar o capital exigido para cobertura de perdas. Nessa situação, é provável que os bancos promovam uma contração do crédito a fim de cumprir os limites de capital regulamentar, o que prejudicaria a recuperação da economia. Os resultados encontrados para a relação entre ciclo econômico e capital excedente, apresentados na tabela 7, confirmam a evidência aqui obtida para a economia brasileira.

TABELA 7

**Relação entre hiato do produto e capital excedente**

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	Negativo
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	Negativo
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	Negativo
Noronha, Tabak e Cajueiro (2010)	2000-2010	Brasil	Negativo
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	Negativo
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	Negativo

Fonte: Elaboração dos autores.

A terceira especificação estimada do modelo econométrico, regressão (3), busca testar a hipótese de que os bancos que se dedicam preponderantemente à atividade de crédito precisam manter um volume maior de capital excedente. O coeficiente estimado é positivo e significativo a 10% para a variável *dummy* multiplicativa que denota a pertinência da instituição financeira ao segmento de banco de crédito. Portanto, o parâmetro  $\lambda_1$  aproxima-se de 1 no caso de bancos de crédito, indicando que o custo de ajustamento de capital é mais elevado nesse



segmento de mercado. Esse resultado mostra que, devido à maior exposição a riscos de crédito e de variação de taxa de juros, os bancos do setor de crédito precisam manter maiores reservas de capital, com a finalidade de proteger-se contra choques agregados não sistemáticos.

A regressão (4) acrescenta ao modelo mais três variáveis de controle com vistas a testar duas hipóteses adicionais: *i*) verificar se o porte do banco exerce influência na sua política de capitalização e *ii*) verificar se bancos públicos mantêm menor razão de capital excedente.

O coeficiente estimado apresenta sinal negativo e significativo no nível de significância de 10% para a *dummy* indicativa de banco de grande porte. Para a *dummy* indicativa de instituições financeiras de pequeno porte, encontrou-se um sinal positivo, significativa a 5%. Esse resultado revela que as instituições de maior porte têm menor custo de ajustamento de capital e, portanto, mantêm menor razão de capital excedente. Essa conduta pode ser explicada pelos argumentos adiante dispostos. Os bancos de grande porte têm mais oportunidade de diversificar riscos, são mais resistentes a choques de liquidez, conforme demonstra Allen e Gale (2007), e há certo consenso entre as autoridades econômicas de que bancos de grande porte não podem ser liquidados, pois haveria graves distúrbios em outros setores da economia. Na tabela 8, pode-se observar que o mesmo resultado é encontrado em trabalhos para outros países.

TABELA 8

**Relação entre porte dos bancos e capital excedente**

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	Negativo
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	Negativo
Fonseca e Gonzáles (2009)	1995-2002	Painel de 70 países	Negativo
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	Negativo
Alfon, Argimon e Buscanana-Ambros (2004)	1998-2002	Reino Unido	Negativo
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	Negativo
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	Negativo

Fonte: Elaboração dos autores.

O coeficiente estimado da variável *dummy* que identifica os bancos cujo controle de capital pertence ao Estado apresenta sinal negativo, sendo significativo a 5%. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que um banco público tem maior facilidade em obter assistência de liquidez junto ao BCB ou em negociar um aumento de capital junto ao governo, caso seja atingido por uma crise financeira. Dessa forma, mantém menor capital excedente do que as demais instituições financeiras analisadas.

Na regressão (5), incorpora-se ao modelo a variável *QC*. A finalidade é examinar se o acesso a captações de longo prazo, representadas por recursos que podem ser computados como capital de segundo nível para fins de cumprimento da exigência de capital regulamentar, exerce influência na decisão de capitalização da instituição financeira. O coeficiente estimado apresenta-se negativo e significativo a 10%, indicando que bancos que têm acesso a recursos classificados como Quase-Capital mantêm menor razão de capital excedente.

No período examinado, essa modalidade de captação ganhou importância no mercado brasileiro, crescendo de 0,15% do ativo total em setembro de 2000 para 3,43% do ativo total do sistema financeiro, com média de 2,01% em todo o período. Relativamente à composição de capital, as captações de recursos classificáveis como Quase-Capital representavam 9,7% do patrimônio líquido das instituições financeiras em dezembro de 2008, sendo que, no caso dos oito maiores conglomerados financeiros que operam no país, tal número alcançou 40,4%. Esse fato sugere que a estrutura de captação dos bancos brasileiros tem aberto espaço para o exercício de maior disciplina de mercado, o que contribui para melhorar as condições de estabilidade financeira.

Portanto, os resultados obtidos sugerem que a disciplina de mercado influencia o comportamento da administração das instituições financeiras brasileiras, que ajusta o risco e a estrutura de capital à medida que varia o custo de captação de recursos de terceiros.

## 7 CONCLUSÃO

O propósito do presente estudo foi investigar, mediante estimação de um painel dinâmico, os fatores determinantes do capital excedente mantido pelas instituições financeiras no Brasil relativamente à razão de capital regulamentar mínima estabelecida pela regulação bancária, com atenção especial dedicada ao custo de ajustamento do capital. O modelo teórico de Estrella (2004) serviu como referência para a evidência empírica, que contou com 68 conglomerados financeiros no período de setembro de 2000 a dezembro de 2008.

A forte persistência do coeficiente autorregressivo de primeira ordem da variável dependente usada como regressor sugere que os custos de ajustamento de capital são elevados no Brasil. Na literatura internacional, com exceção do sistema financeiro alemão, o valor estimado desse coeficiente situou-se abaixo de 0,40. Para o referido país, Stolz e Wedow (2009) encontraram um coeficiente de 0,93. Para o modelo com a inclusão de controles, encontrou-se um coeficiente de 0,85 para o caso brasileiro. Por um lado, esse fato pode ser explicado pela forte presença da supervisão bancária brasileira no controle de enquadramento das instituições financeiras aos limites de capital regulamentar. Assim sendo, a fim de evitar as punições previstas, o sistema

financeiro mantém uma margem de segurança, constituída de capital excedente, capaz de suportar eventuais contingências. Desse modo, os bancos se antecipam a mudanças nas regras de capitalização ou no ambiente econômico. Por outro lado, o setor público precisa renegociar uma dívida líquida, que representa 48% do PIB, com a emissão de títulos públicos com prazo médio de 34 meses. Em 2008, os juros nominais pagos pelo governo brasileiro corresponderam a 5,45% do PIB. Essa situação fiscal permite que os bancos do país realizem aplicações em ativos livres e obtenham remuneração acima do padrão internacional. Assim sendo, como as referidas aplicações em títulos e valores mobiliários têm risco de crédito nulo, não há comprometimento de limite de capital regulamentar, o que justifica o excesso de capital mantido pelos bancos.

O capital excedente mostrou-se sensível à variação de risco tomado pelas instituições financeiras. Um crescimento da carteira de operações de crédito contribui para a elevação dos riscos assumidos pelos bancos. Para compensar esse aumento de risco, o capital regulamentar exigido pelo BCB é elevado, o que provoca redução do capital excedente. Já um crescimento da carteira de ativos livres de risco promove uma redução relativa dos riscos tomados pelos bancos, resultando em aumento do excesso de capital.

Os resultados encontrados fornecem evidências de que a disciplina de mercado é ativa no mercado bancário brasileiro. As instituições financeiras reagem a um aumento no custo de captações de recursos de terceiros, elevando a participação do capital próprio. Além disso, observa-se que os bancos monitorados por fornecedores institucionais de capital operam com menor razão de capital excedente. Portanto, a presença de disciplina de mercado contribui para a estabilidade financeira e ainda permite que se reduza o custo de observação da supervisão bancária.

Corroborando evidências empíricas encontradas para outras economias por Stolz e Wedow (2009), Jokippi e Milne (2008), Boucinha (2008), Ayuso, Pérez e Saurina (2002b) e Noronha, Tabak e Cajueiro (2010), o capital excedente dos bancos comporta-se de modo contracíclico no Brasil. Esse fato tem como consequência a amplificação dos ciclos econômicos, dificultando a recuperação do nível de atividade econômica após um período de recessão e permitindo uma rápida expansão da oferta de crédito durante as fases de crescimento econômico. Com vistas a preservar a estabilidade financeira, o supervisor bancário poderia estabelecer um requerimento de capital adicional para cobertura de riscos associados a desvios da razão entre crédito e produto de equilíbrio de longo prazo. Desse modo, evita-se que haja um *boom* de crédito sem adequado lastro de capital próprio durante as fases em que a economia está crescendo. Ademais, as reservas de capital adicional constituídas nesse período poderiam ser utilizadas tanto para cobertura de riscos do

estoque de crédito como para amparar a concessão de novas operações de crédito nos períodos de retração do nível de atividade econômica.

Observou-se ainda que os bancos de crédito possuem maior razão de capital excedente. Considerando que a regressão foi controlada para risco de crédito, esse resultado sugere que as instituições que se dedicam, preponderantemente, à atividade de crédito estejam mais sujeitas a riscos operacionais. Isto ocorre porque o processo de concessão e administração de crédito exige que se disponha de uma ampla estrutura de apoio operacional, que é suscetível a fraudes, a danos a ativos físicos, a falhas em sistemas de tecnologia da informação e a falhas diversas de execução.

Foram encontradas evidências de que os bancos de grande porte mantêm menor razão de capital excedente, enquanto as instituições financeiras de pequeno porte necessitam dispor de mais capital disponível. Essa situação pode ser explicada pelo fato de que as maiores organizações financeiras reúnem melhores condições para diversificação de riscos, além de serem mais resistentes a choques agregados. A relação negativa entre porte econômico e capital excedente em outras economias foi identificada anteriormente por Ayuso, Pérez e Saurina (2002b), Alfon, Argimon e Bascunana-Ambros (2004), Boucinha (2008), Jokippi e Milne (2008), Fonseca e Gonzáles (2009) e Stolz e Wedow (2009).

Finalmente, constatou-se que os bancos públicos possuem menor razão de capital excedente, o que pode ser justificado pela possibilidade remota de terem suas atividades paralisadas. Além de executarem programas de governo, o que as torna imprescindíveis no seu mercado de atuação, essas organizações possuem acesso facilitado a operações de assistência de liquidez. Diferentemente do acionista privado, o controlador dos bancos públicos dispõe de maior capacidade financeira, podendo realizar, quando se fizer necessário, operações de aumento de capital.

Os resultados do presente estudo mostraram que a disciplina de mercado é um mecanismo relevante para a manutenção da estabilidade financeira, pois é capaz de sensibilizar a política de capitalização das instituições financeiras. Com efeito, esse instrumento valida os requerimentos de capital mínimo e complementa o trabalho de verificação realizado pela supervisão bancária. Em vista disso, recomenda-se a adoção de medidas no sentido de aumentar a difusão da disciplina de mercado. Para tanto, poder-se-ia incentivar a captação de dívidas subordinadas e instrumentos de capital e dívida, que em dezembro de 2008 representavam apenas 3,4% do passivo exigível do sistema financeiro brasileiro, conforme dados do BCB (2009b). Outra alternativa seria encorajar a abertura de capital das instituições financeiras. Com essa medida, as fontes de captação de recursos estáveis seriam ampliadas, o que poderia contribuir para reduzir o custo de capital e o risco tomado pelos bancos. Ademais, por se tratar de recursos não restituíveis, as instituições financeiras tornar-se-iam menos suscetíveis aos efeitos de flutuação dos ciclos de negócios.

A partir do segundo semestre de 2008, com a implantação do Novo Acordo de Capital (Basileia II) no Brasil, houve expressivas mudanças nos conceitos e na metodologia de cálculo do requerimento de capital mínimo exigido das instituições financeiras. O risco operacional foi incluído de forma gradual no cálculo do requerimento de capital. No que tange ao risco de mercado, o regulamento passou a considerar as parcelas de requerimento de capital para riscos de variação de cupons de moedas, de índice de preço e de taxa de juros, afora as parcelas relativas aos riscos inerentes às operações com ações e com mercadorias. Desse modo, espera-se que a introdução dessa nova regulamentação de capital tenha impacto no padrão cíclico do capital excedente das instituições financeiras. A verificação empírica dessa hipótese, porém, é deixada como sugestão para pesquisa futura.

## ABSTRACT

This paper follows the theoretic model developed by Estrella (2004) in which banks maintain equity capital to reduce the adjustment cost of capital. We claim that excess capital of banks is determined by the risk level of assets and cost of debts. In order to test these hypotheses for the Brazilian banking industry, we estimate a dynamic panel data model with 68 financial clusters in the period from 2000 to 2008. The econometric model includes some control variables to measure the behavior of the excess capital during the business cycle and to analyze the role of the financial intermediaries' profile (size and capital control) in their capitalization policies. Our results indicate that there is persistence in the adjustment process of the excess capital in the Brazilian financial system, suggesting that there are costs to adjusting capital.

Keywords: Banking capital, real business cycles, dynamic panel data.

## REFERÊNCIAS

- AGÉNOR, P. R.; ALPER, K.; SILVA, L. P. **Capital requirements and business cycles with credit market imperfection**. The School of Economic Studies, University of Manchester, Centre for Growth and Business Cycle Research, 2009 (Discussion Paper Series, n. 124).
- ALFON, I.; ARGIMON, I.; BASCUNANA-AMBROS, P. **What determines how much capital is held by UK banks and building societies?** UK Financial Services Authority, 2004 (Occasional Paper, n. 22).
- ALLEN, F.; GALE, D. **Understanding financial crises**. New York: Oxford University Press, 2007.
- ANGORA, A.; DISTINGUIN, I.; RUGEMINTWARI, C. **Excess capital of European banks: does bank heterogeneity matter?** University of Limoges, 2009 (Working Paper).
- ARAÚJO, L. A. D.; NETO, P. M. J.; LINHARES, F. **Capital, risco e regulação dos bancos no Brasil. Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 3, p. 459-486, 2008.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies limited**, n. 58, p. 277-297, 1991.
- \_\_\_\_\_; BOVER, O. Another look at instrumental variables estimation of error-component models. **Journal of econometrics**, n. 115, p. 125-157, 1995.

AYUSO, J.; PÉREZ, D.; SAURINA, J. **Are capital buffers pro-cyclical?** Evidence from Spanish panel data. Banco de España, 2002a (Working Paper, n. 224).

\_\_\_\_\_. Los determinantes del excedente de recursos propios de las entidades españolas. **Revista de estabilidad financiera**, Banco de España, n. 2, 2002b.

\_\_\_\_\_. Are capital buffers pro-cyclical? Evidence from Spanish panel data. **Journal of financial intermediation**, v. 13, p. 249-264, 2004.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2008.

BARBEDO, C. H. S. *et al.* Avaliação de modelos de cálculo de exigência de capital para risco cambial. **Revista brasileira de finanças**, v. 3, n. 2, p. 223-249, 2005.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de estabilidade financeira**, n. 1, 2009a.

\_\_\_\_\_. **Relatório de estabilidade financeira**, n. 2, 2009b.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, 1998.

BOUCINHA, M. **The determinants of Portuguese bank capital buffers**. Banco de Portugal, 2008 (Working Paper, n. 1).

ESTRELLA, A. The cyclical behavior of optimal bank capital. **Journal of banking & finance**, n. 28, p. 1.469-1.498, 2004.

FERREIRA, R. A.; TABAK, B. M.; CAJUEIRO, D. O. **O comportamento cíclico do capital dos bancos brasileiros**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37. 2009.

FONSECA, A. R.; GONZÁLES, F. How bank capital buffers vary across countries: the influence of cost of deposits, market power and bank regulation. **Journal of banking & finance**, 2009.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, n. 4, v. 50, p. 1.029-1.954, 1982.

HAYASHI, F. **Econometrics**. Princeton: Princeton University Press, 2000.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. **Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation**. Carnegie Mellon University, 1980. Manuscript.

IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit root in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, n. 115, p. 53-74, 2003.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. World economic and financial surveys. **World economic outlook database**, 2009.

\_\_\_\_\_. **Global financial stability report**. [s.d.].

JACKSON, P. **Capital requirements and bank behavior: the impact of the Basel Accord**. Basel Committee on Banking Supervision, 1999 (Working Paper, n. 1).

JOKIPII, T.; MILNE, A. The cyclical behaviour of European bank capital buffers. **Journal of banking & finance**, n. 32, p. 1.440-1.451, 2008.

\_\_\_\_\_. **Bank capital buffer and risk adjustment decisions**. Swiss National Bank, 2009 (Working Papers, n. 9).

- LANE, M.; LUTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of time series analysis**, 2002.
- LEVIN, A.; LIN, C.; SHU, C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, n. 108, p. 108-124, 2002.
- LINDQUIST, K. Bank's capital: how important is risk. **Journal of international money and finance**, n. 23, 2004.
- MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford bulletin of economics and statistics**, n. 61, p. 631-652, 1999.
- MERTON, R. C. An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees. **Journal of banking & finance**, n. 1, p. 3-11, 1977.
- NORONHA, A. C. B. T. F.; TABAK, B. M.; CAJUEIRO, D. O. **Bank capital buffers, lending growth and economic cycle**: empirical evidence for Brazil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38. 2010.
- PUGA, F. P. **Sistema financeiro brasileiro**: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.
- SAIKKONEN, P.; LUTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric theory**, n. 18, p. 313-348, 2002.
- STOLZ, S.; WEDOW, M. Bank's regulatory capital buffer and the business cycle: evidence for german. **Journal of financial stability**. n. 137, 2009.
- TABAK, B. M.; NORONHA, A. C.; CAJUEIRO, D. Bank capital buffers, lending growth and economic cycle: empirical evidence for Brazil. **Bank for international settlements**, n. 4, 2011.
- YANAKA, G.; HOLLAND, M. Basileia II e exigência de capital para risco de crédito dos bancos no Brasil. **Revista brasileira de finanças**, v. 8, n. 2, 2010.
- WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of econometrics**, n. 126, p. 25-51, 2005.

(Original submetido em janeiro de 2011. Última versão recebida em abril de 2012. Aprovado em julho de 2012.)

## ANEXO

### TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL

Discutem-se, a seguir, os testes de raiz unitária propostos por Levin, Lin e Shu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003) e Maddala e Wu (1999), os quais serão abreviados por LLC, IPS e Fisher, respectivamente.

O teste LLC assume que há independência entre os indivíduos que compõem o painel. A hipótese nula é que cada série individualmente contém raiz unitária contra a hipótese alternativa de que as séries são estacionárias. A equação de teste é dada por:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{K_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (\text{A.1})$$

em que  $d_{mt}$  indica o vetor de variáveis determinísticas e  $\alpha_{mi}$  corresponde ao vetor de coeficientes para o modelo  $m = 1, 2$  e  $3$ . Especificamente,  $d_{1t} = [\phi]$ ,  $d_{2t} = \{1\}$  e  $d_{3t} = \{1, t\}$  representam, respectivamente, a equação de teste sem inclusão de termos deterministas, com inclusão de termo constante e com a inclusão de constante e de tendência. A escolha de  $m$  e  $k_i$  deverá ser feita de modo que  $\varepsilon_{it}$  não apresente autocorrelação serial.

A implementação do teste é feita em três etapas. Primeiro, estima-se uma regressão para cada *cross-section* separadamente com o objetivo de identificar o número ótimo de defasagens. Para dado  $T$ , escolhe-se  $k_{\max}$  e examina-se por meio da estatística-t se uma ordem de defasagem inferior é mais adequada. Uma vez definido  $k_p$ , deve-se regressar  $\Delta y_{it}$  sobre  $\Delta y_{i,t-L}$  e  $d_{mt}$  para obter  $\hat{\varepsilon}_{it}$ ; e regressar  $y_{i,t-1}$  sobre  $\Delta y_{i,t-L}$  e  $d_{mt}$  para obter  $\hat{v}_{it}$  em que  $L = 1, \dots, k_p$ . Para controlar a heterogeneidade entre os indivíduos, esses erros devem ser normalizados. O segundo passo consiste em estimar a variância de longo prazo sob a hipótese nula de raiz unitária. Essa estatística será usada para cálculo da estatística-t ajustada da equação de teste de raiz unitária. No último passo, regride-se  $\tilde{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{v}_{it} + \tilde{\xi}_{it}$ , em que  $\tilde{\varepsilon}_{it}$  e  $\hat{v}_{it}$  são os resíduos padronizados obtidos na primeira etapa e  $\tilde{\xi}_{it}$  é um ruído branco. Esta última regressão possui  $N\tilde{T}$  observações, em que  $\tilde{T} = T - \bar{k} - 1$  e  $\bar{k} = \sum_{i=1}^N k_i / N$ .

A estatística de teste para a hipótese nula  $H_0: \rho = 0$  é dada por  $t_\sigma = \frac{\hat{\rho}}{\sigma(\hat{\rho})}$ .

O teste IPS é menos restritivo, pois permite heterogeneidade no parâmetro autorregressivo de primeira ordem sob a hipótese alternativa. A hipótese nula do teste é que todas as séries têm raiz unitária, isto é,  $H_0: \rho_i = 0$  para todo  $i$ . A hipótese alternativa permite que haja raiz unitária para alguns (mas não todos) indivíduos do painel:

$$H_1: \rho_i < 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N_1; \text{ e } \rho_i = 0 \text{ para } i = N_1 + 1, \dots, N \quad (\text{A.2})$$

devido a fração de indivíduos que é estacionária ser não nula, isto é,  $\lim_{N \rightarrow \infty} \left( \frac{N_1}{N} \right) = \delta$ , em que  $0 < \delta \leq 1$ . A equação de teste é dada por:

$$\Delta y_{it} = \alpha_1 + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{k_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \varepsilon_{it} \quad (\text{A.3})$$



A estatística t-bar do teste IPS é definida como a média dos testes Dickey-Fuller aumentado – Augmented Dickey-Fuller (ADF) – individuais.

O teste de Fisher é uma versão multivariada dos testes de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron proposta por Maddala e Wu (1999). Esse teste consiste na realização de  $N$  testes de raiz unitária para cada indivíduo do painel. A estatística de teste é dada por  $P_\lambda = -2 \sum \ln(p_i)$ , sendo  $p_i$  o valor-p referente a cada indivíduo do painel.  $P_\lambda$  possui distribuição  $\chi^2$  com  $2N$  graus de liberdade. A hipótese nula e a hipótese alternativa são as mesmas consideradas para o teste IPS. A equação de teste pode incluir termos determinísticos e o número de defasagens do termo aumentado na especificação ADF deve ser determinado de modo a produzir resíduos não correlacionados. O teste de raiz unitária de Fisher pode ser aplicado também a painel não balanceado.

Choi (2001 *apud* Baltagi, 2008) propôs a seguinte estatística para o teste de Fisher:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=1}^T \Phi^{-1}(p_i) \quad (\text{A.4})$$

em que  $\Phi$  é a função de distribuição acumulada normal. Como  $0 \leq p_i \leq 1$ , então  $\Phi^{-1}(p_i)$  possui distribuição  $N(0, 1)$ . O autor demonstrou que quando  $T$  vai para infinito,  $Z$  converge para  $N(0, 1)$ .

Os casos de presença de correlação serial nos resíduos foram tratados com a inclusão de termos aumentados na equação de teste de raiz unitária. Para definição do número máximo de defasagem, usou-se a regra  $L_{\max} = T^{1/4} + 2$ , conforme recomendação de Hayashi (2000) para pequenas amostras, em que  $T = 34$  é o número de períodos de tempo do painel. Desse modo,  $L_{\max} = 34$  ficou determinado como sendo o número máximo de defasagens na equação de teste de cada país. A escolha de  $k_i$  em cada equação individual foi definida mediante uso do critério de informação de Schwarz. Para fins de realização do teste LLC, a estimação da variância de longo prazo foi feita com base no método kernel de Bartlett, enquanto a seleção da janela foi feita pelo método de Newey-West. Os resultados dos testes estão reportados na tabela 3.

