



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

251

**Um Exame sobre como os Bancos
Ajustam seu Índice de Basileia no Brasil**

Leonardo S. Alencar
Agosto, 2011

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 251	agosto	2011	p. 1-22
--------------------------	----------	--------	--------	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Adriana Soares Sales – *E-mail*: adriana.sales@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 251.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Cogiv

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-3626

E-mail: editor@bcb.gov.br

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

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

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Atendimento ao Público

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

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

Um Exame Sobre como os Bancos Ajustam seu Índice de Basileia no Brasil¹

Leonardo S. Alencar²

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do autor e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Resumo

A partir de um modelo de ajuste parcial, este artigo procurou examinar o comportamento dos bancos na determinação de seu índice de Basileia. Entre os resultados obtidos, observou-se que ao menos metade dos bancos ajusta seu índice de capital para uma meta pré-determinada, sendo que essa meta, e a velocidade do ajuste em direção a ela, variam consideravelmente de banco para banco. Instituições de maior porte tendem a ter menores índices de capital, e, para a maioria dos bancos, o ajuste de seu índice de Basileia é feito primordialmente pelo lado dos passivos, apesar da velocidade de ajuste dos ativos, e/ou seus riscos, ter-se mostrado superior à dos passivos. Por fim, com a mudança de Basileia I para Basileia II, para o período estudado não foram observadas mudanças significativas no comportamento dos bancos na determinação de seu índice de capital regulamentar.

Palavras-chave: Índice de Basileia; Modelo de ajuste parcial; Administração de capital.

Classificação JEL: G21, G32.

¹ O autor agradece a Ricardo Schechtman, Eduardo José Araújo Lima, Clodoaldo Aparecido Annibal, Adriana Soares Sales, Marcos Soares da Silva e Sérgio Mikio Koyama pelas sugestões dadas ao artigo.

² Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil.

1. Introdução

Os requerimentos de capital estão entre os principais instrumentos da regulação bancária ao prevenir os bancos de tomarem riscos excessivos, e também ao proporcionar maior segurança ao sistema financeiro em momentos adversos da economia (Jokipii e Milne, 2011). Nesse sentido, em 1988 foi introduzido o chamado Acordo de Basileia, atualmente conhecido como Basileia I, no qual os bancos dos países signatários ficaram obrigados a manter um capital mínimo em função de exigências ponderadas pelo risco. Nos anos que se seguiram à introdução do acordo, instituições que até então eram pouco capitalizadas elevaram sua taxa capitalização (Ferreira *et al.*, 2010), de modo que o acordo cumpria, ao menos, parte de seus objetivos.

O acordo de 1988, no entanto, era baseado em uma seleção relativamente pequena de ponderações de risco, e desde sua adoção ocorreu um desenvolvimento significativo na mensuração e na administração de riscos, assim como surgiram novos instrumentos financeiros. Nesse período, diversos bancos passaram a elevar a exposição a riscos sem a necessidade de aumento de seus requerimentos de capital, limitando o alcance do Acordo. Tendo isso em vista, em 2004 foi apresentado um novo Acordo de Basileia, conhecido como Basileia II, que buscou aprimorar a sensibilidade ao risco dos requerimentos de capital.

Entre as contribuições do novo acordo pode-se citar: (1) um relacionamento mais próximo entre o risco e o capital requerido para as diferentes operações; (2) a possibilidade de instituições de maior porte – no caso brasileiro com atuação internacional e participação significativa no SFN – utilizarem uma abordagem avançada com base em sistema interno de classificação de risco na determinação de suas necessidades de capital; (3) uma exigência explícita de requerimentos de capital para o risco operacional; e (4) requerimentos de transparência da informação bancária. Nesse sentido, o novo acordo passou a ser composto por três pilares: o Pilar 1 que considera as exigências de capital para riscos de crédito, de mercado e operacional; o Pilar 2, que trata do processo de supervisão; e o Pilar 3, que se refere à transparência e à disciplina de mercado.

Com relação à possibilidade de instituições de maior porte utilizarem, em Basileia II, uma abordagem de sistema interno de classificação de risco, os Estudos de Impacto Quantitativo (QIS), conduzidos pelo Comitê de Basileia, indicaram que essa adoção permitiria forte redução nas necessidades de capital, diminuindo os custos associados ao capital (cf. Hakenes e Schnabel, 2011). Por outro lado, alguns autores, e.g. Lind (2005), afirmam que muitos dos grandes bancos da economia já vinham implementando, por conta própria, melhores sistemas de administração, medida e mitigação de riscos, o que já permitiria que esses bancos tivessem menores índices de capital em comparação a bancos de menor porte, menos sofisticados. O presente trabalho irá testar essa hipótese para o caso brasileiro, restringindo-se ao Pilar 1. Para isso, será utilizada a literatura de modelos de ajuste parcial relacionada à estrutura de capital bancária.

O modelo utilizado permitirá examinar como os bancos ajustam seu índice de capital no Brasil. Assim, o trabalho examinará se os bancos possuem uma meta para esse índice, se há uma velocidade de ajuste, e se esse ajuste é feito primordialmente pelo lado dos ativos ou dos passivos. Uma vez que o modelo não tratará explicitamente da questão das ponderações de risco, pode-se dizer que ele é muito mais apropriado para o período de Basileia I do que para o de Basileia II. De qualquer forma, permitirá também examinar se, dentre as variáveis analisadas, ocorreu alguma mudança de comportamento com a implantação do novo acordo. De antemão, não se espera que tenha ocorrido alterações no comportamento das variáveis, uma vez que, no Brasil, a maioria das instituições financeiras utiliza a abordagem padrão simplificada de Basileia II, que é similar ao acordo anterior. Os ativos continuam sendo agrupados em diferentes categorias que terão diferentes ponderações de risco, mas altera-se, de modo especial, a definição dos riscos no denominador do índice de capital.

O artigo está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura, a seção 3 o modelo utilizado, a 4 os dados, os resultados são apresentados na seção 5 e, por fim, a última seção traz as conclusões.

2. Literatura

Há uma vasta literatura sobre as implicações dos dois Acordos de Basileia. Santos (2001) e artigos recentes como o de Andersen (2011) ou Jokipii e Milne (2011), trazem boas revisões da literatura. A maior parte dos estudos recentes lida com a questão de se o novo acordo atribuiu o peso correto para os diferentes grupos de risco (Hakenes e Schnabel, 2011). Outro conjunto de artigos examina os efeitos macroeconômicos do novo acordo, enfatizando de modo especial seus efeitos pró-cíclicos e a endogeneidade do risco financeiro (e.g., Marcucci e Quagliariello, 2009, ou Kashyap e Stein, 2004). Diferentemente dessa literatura, este trabalho examina como os bancos ajustam seu índice de capital, dadas as exigências do acordo.

Diferentes teorias econômicas têm lidado com a questão dos requerimentos de capital e do ajuste do *portfólio* dos bancos. Uma das mais populares é a teoria do *charter value*, ou *franchise value*, segundo a qual, ao definir seu montante de capital, o banco pondera o custo do capital em relação aos benefícios de reduzir a probabilidade de falência, de modo a maximizar seu valor (Elizaldo e Repullo, 2007). O *charter value* seria o valor perdido se o banco fechasse. Nessa teoria, os bancos têm uma preferência, uma meta, para seu nível de capitalização, que pode estar acima ou abaixo do nível requerido pelas autoridades competentes.

Mais recentemente, foi ganhando popularidade uma teoria conhecida como *capital buffer theory*³, uma versão dinâmica da teoria do *charter value*, que passa a considerar custos no ajustamento do capital dos bancos, assim como penalidades quando o nível de capital observado fica abaixo do mínimo requerido. Tendo isso em conta, a teoria do *buffer* prevê que os bancos irão manter um nível de capital acima do mínimo requerido.

Os bancos podem alterar seu índice de capital ou mudando seus ativos ou alterando seu capital. A literatura teórica e empírica enfatiza que os bancos recuperam seu índice de capital mais por mudanças nos ativos do que nos passivos (Hyun e Rhee, 2011). Isso porque, por exemplo, é mais caro obter capital do que reduzir empréstimos.

³ Veja, entre outros, Peura e Keppo (2006) e VanHoose (2007).

A obtenção de capital está associada a custos de tempo e de esforço, além de custos devidos à assimetria de informação.

3. Modelo

Flannery e Rangan (2006), Berger *et al.* (2008) e Memmel e Raupach (2010), entre outros, apresentam modelos de ajuste parcial que lhes permitem testar se as firmas (ou bancos) têm alguma preferência para sua estrutura capital. As preferências podem variar de banco a banco, em função de suas características. Se não houvesse custo no ajustamento do capital, os bancos sempre buscariam estar em sua preferência, meta, de capital. Mas se há esse custo, os bancos ajustam seu índice de capital gradualmente à meta. Ambos os modelos permitem mensurar a velocidade de ajuste em direção à meta.

O presente estudo utiliza o modelo de ajuste parcial de Memmel e Raupach (2010), que lida com o nível de dívida dos bancos. Nesse modelo, o endividamento depende da meta que cada banco determina para seu nível de dívida, e de sua capacidade de ajuste em direção a essa meta. Os bancos podem ajustar seu nível de dívida de duas maneiras. Na primeira, variam o nível de dívida, alterando como contrapartida seu capital. Na segunda, alteram o volume de seus ativos sujeitos a riscos, através de variações em seu endividamento, modificando o valor de seu balanço patrimonial.

Seja R_t um ativo sujeito a risco que segue:

$$\Delta \ln R_t = \mu_r + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que ε_t é distribuído com média zero e desvio padrão σ_r . E sejam N_t o número de unidades de ativo sujeito a risco de um dado banco, A_t os ativos ponderados pelo risco desse banco, tal que $A_t = N_t \times R_t$, C_t o capital exigido, D_t a dívida regulamentar dos bancos dada por $A_t - C_t$, ID_t o índice de dívida dado por D_t/A_t , e \overline{ID} a meta do índice de dívida. A partir dessas definições, suponha que a primeira forma de o banco ajustar seu índice de capital seja dada por alterações no endividamento, tendo como contrapartida o capital, mantendo intacto o lado do ativo. Em termos formais:

$$\Delta \ln D_t = \mu_d + v_p (\ln \bar{ID} - \ln ID_{t-1}) \quad (2)$$

na qual $v_p \geq 0$ é a velocidade de ajuste dos passivos, e μ_d um termo de tendência. Já a variação dos ativos sujeitos a risco, realizada por alterações no índice de endividamento, é modelada por:

$$\Delta \ln N_t = v_a (\ln \bar{ID} - \ln ID_{t-1}) \quad (3)$$

em que $v_a \geq 0$ é a velocidade de ajustamento dos ativos.

A partir das equações acima, Memmel e Raupach (2010) mostraram que o comportamento do índice de endividamento pode ser estimado como um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$\ln ID_t = \alpha + \beta \ln ID_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

no qual η_t possui distribuição normal com média zero e desvio padrão σ_η . No modelo, também vale:

$$\alpha = v_p \ln \bar{ID} - v_a \ln \bar{ID}^2 = \vartheta \ln \bar{ID} \quad (5)$$

onde $\vartheta \equiv 1 - \beta = v_p - v_a \ln \bar{ID}$. $\vartheta \geq 0$ representa uma medida da velocidade de ajuste do índice de endividamento, tanto do lado do ativo quanto do passivo. Se $\vartheta = 0$, o índice de endividamento não se ajusta após uma alteração no valor dos ativos. Por outro lado, quanto maior ϑ , mais rapidamente o índice de endividamento é ajustado. $\vartheta > 0$ equivale a $\beta < 1$ na equação (3), que é a condição para aquele processo autorregressivo de primeira ordem ser estacionário. Sendo assim, se rejeitamos a hipótese de raiz unitária no logaritmo do índice de endividamento, temos evidências de que é estacionário e que tende a retornar a um dado valor.

No modelo, após algumas suposições, também se pode obter:

$$\Delta \ln A_t = \mu_r + v_a(\ln \bar{ID} - \ln ID_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que $\varepsilon_t \equiv -\eta_t$.

A partir da equação (4), é possível estimar a velocidade de ajuste do índice de endividamento, ϑ , e a meta de índice de endividamento dos bancos, \bar{ID} . Uma vez estimada a equação (4), pode-se utilizar o índice de endividamento, \bar{ID} , na estimação da equação (6), para obter v_a e v_p , tendo em consideração (5). A estimação da equação (6) proporciona, também, a volatilidade dos ativos, mensurada pelo desvio padrão de ε_t .

Após estimar as equações (4) e (6), é possível avaliar a importância relativa que os bancos dão em sua opção por alterar o passivo ou o ativo, tendo em vista alcançar sua meta de índice de endividamento. Uma primeira medida nesse sentido é dada por $\rho \equiv v_a/v_p$, sendo que $\rho > 1$ indica que a velocidade de ajustamento dos ativos é maior do que a velocidade de ajustamento dos passivos. No entanto, ainda que a velocidade de ajuste do ativo seja maior que a do passivo, é possível que o ajuste do índice de endividamento esteja sendo feito, em sua maior parte, pelo lado dos passivos. Para medir esse efeito, calculamos $\phi \equiv v_p/\vartheta = v_p/(v_p - v_a \ln \bar{ID})$. Quando $\phi > 0,5$, o ajuste está sendo feito, principalmente, pelo lado dos passivos.

Memmel e Raupach (2010, p. 514) sugerem que, para o caso dos bancos, o negativo do logaritmo do índice de endividamento é aproximadamente igual ao valor do índice de capital⁴. Dessa forma, pode-se utilizar o modelo acima para estimar como os bancos ajustam seu índice de Basileia. Para termos uma medida da razoabilidade dessa hipótese no caso brasileiro, em dezembro de 2010, a mediana do índice de Basileia dos bancos privados estava em 18,9%, enquanto a mediana do negativo do logaritmo da razão de endividamento (passível exigível sobre ativo total) estava em 18,3%. No entanto, é necessário admitir que, para alguns bancos, o índice de Basileia é consideravelmente distinto do negativo do logaritmo da razão de endividamento.

⁴ A combinação dessa aproximação com a equação (4), e com a definição de ϑ , permite escrever o ajuste do índice de capital, IB , para sua meta, \bar{IB} , como $\Delta IB_{t+1} \approx \vartheta(\bar{IB} - IB_t) - \varepsilon_{t+1}$. Essa última equação representa o modelo de ajustamento parcial usualmente adotado na literatura (cf. Francis e Osborne, 2009), e é uma indicação a favor da compatibilidade do modelo aqui estimado com os modelos usuais da literatura.

4. Dados

Neste trabalho, utilizam-se dados mensais cobrindo o período de julho de 2002 a dezembro de 2010. A base de dados inicial incluiu todos os conglomerados financeiros que possuíam bancos em sua composição, e todos os bancos que não participavam de algum conglomerado na data de dezembro de 2010⁵. Não foram incluídos na amostra os bancos de desenvolvimento e aqueles para os quais havia menos de 54 períodos de dados disponíveis. Com isso, tem-se inicialmente 113 instituições financeiras, sendo a amostra representativa do setor bancário brasileiro.

Para classificar os bancos por tamanho, utiliza-se a Circular nº 3.513, de 03 de dezembro de 2010, que divide em três grupos as instituições financeiras independentes ou integrantes de conglomerado financeiro: aquelas cujo Nível I do Patrimônio Referência (PR) seja inferior a dois bilhões de reais, classificadas, neste trabalho, como pequenas; aquelas cujo Nível I do PR seja igual ou superior a dois bilhões de reais e inferior a cinco bilhões de reais, classificadas como médias; e aquelas cujo Nível I PR seja igual ou superior a cinco bilhões de reais, classificadas como grandes. A partir desse critério, pode-se afirmar que a amostra possui dez bancos grandes, seis bancos médios e noventa e sete bancos pequenos.

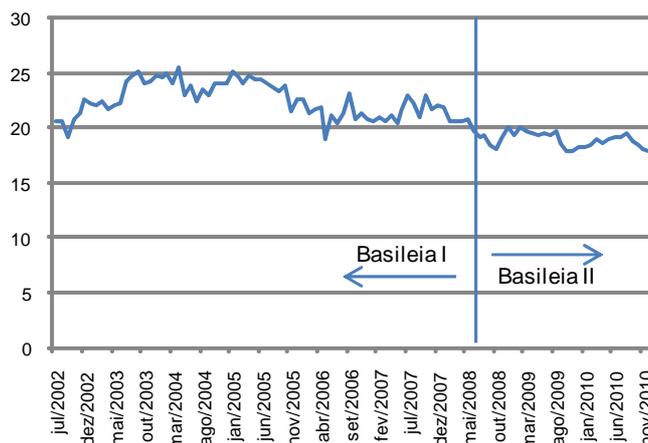
O Acordo de Basileia foi regulamentado por meio da Resolução nº 2.099, de 17 de agosto de 1994 e, desde 1997, a exigência de capital mínimo relativo dos bancos passou a ser de 11%. Com o Comunicado nº 12.746, de 9 de dezembro de 2004, o Banco Central do Brasil apresentou os procedimentos para a implementação da nova estrutura de capital (Basileia II), com cronograma previsto até 2013 (Comunicado 19.028, de 29 de outubro de 2009). Dessa forma, ao longo do período amostral utilizado, houve mudança na regulamentação das exigências de capital no país, sendo que, neste trabalho, o índice de capitalização é o índice de Basileia I até junho de 2008, e a partir desse ponto é o índice de Basileia II⁶.

⁵ A partir desse ponto, definem-se conglomerados financeiros que possuíam bancos em sua composição e os bancos que não participavam de algum conglomerado simplesmente como bancos ou instituições financeiras, sem fazer distinções.

⁶ Mais precisamente, é o índice da abordagem padronizada simplificada de Basileia II.

O Gráfico 1 apresenta a mediana dos bancos da amostra com relação ao índice de capital requerido⁷. Observa-se continuidade do índice com a adoção do padrão Basileia II e, de modo especial, uma queda a partir de janeiro de 2005. Provavelmente os bancos já estavam ajustando o risco de seu capital total, tendo em vista a nova regulamentação que seria implementada⁸.

Gráfico 1 - Mediana do índice de Basileia dos bancos da amostra (%)



A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas do índice de Basileia e das médias de séries de tempo para cada banco. A variância total da razão de capital (obtida a partir do desvio padrão da amostra completa na Tabela 1) é igual a 0,67, enquanto a variação da média das séries de tempo dos bancos é 0,29. Conclui-se que a variação em torno das médias dos bancos é de 0,38, ou seja, 43,84% da variação total nos dados se devem às diferenças entre os bancos e 56,16% são devidas às diferenças ao longo do tempo.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da razão de capital

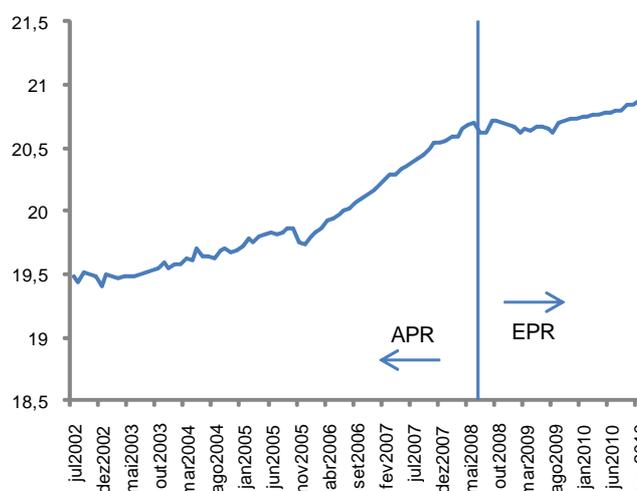
Amostra completa					
Observações	Média (%)	Desvio padrão (%)	10% menores (%)	Mediana (%)	10% maiores (%)
11526	40,52	82,04	12,78	20,56	70,47
Média das séries de tempo					
Observações	Média (%)	Desvio padrão (%)	10% menores (%)	Mediana (%)	10% maiores (%)
113	40,37	54,32	14,11	22,98	65,78

⁷ Em setembro de 2006 há um *outlier* que foi mantido na amostra.

⁸ Nas estimações que serão apresentadas na próxima seção, retiram-se os dois primeiros meses de vigência de Basileia II da amostra, devido à existência de dois *outliers*.

Tendo em vista que o ajuste dos ativos será estimado na equação (6), o Gráfico 2 apresenta a evolução, da média por bancos das estimações, do logaritmo do Ativo Ponderado pelo Risco (APR)⁹, vigente sob Basileia I, e do logaritmo das exposições ponderadas por fator de risco dividido por onze centésimos (EPR)¹⁰, vigente sob Basileia II. Podemos observar uma continuidade na série, mas com uma mudança na taxa de crescimento.

Gráfico 2 - Ativo e Exposição Ponderados pelo Risco



Evolução, da média por bancos, do logaritmo do Ativo Ponderado pelo Risco (APR) e do logaritmo da Exposição Ponderada pelo Risco dividida por onze centésimos (EPR).

5. Resultados

Inicialmente, serão identificados aqueles bancos que procuram manter seu índice de capital em um dado nível. Tendo isso em vista, será testado para quais bancos pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária em seu índice de capital. Sabe-se que quando essa hipótese não é rejeitada, não se pode concluir que esses bancos não estejam ajustando o índice de capital em busca de um dado nível. Essas instituições financeiras podem estar ajustando em direção a uma média, mas a reversão à média não está sendo suficientemente forte de modo que o teste rejeite a hipótese. Na Tabela 2, apresenta-se o

⁹ Veja a Resolução nº 2.891, de 26 de setembro de 2001, do Conselho Monetário Nacional (CMN).

¹⁰ Veja a Circular nº 3.360, de 12 de setembro de 2007, do Banco Central do Brasil e a Resolução nº 3.490, de 29 de agosto de 2007, do CMN.

número de bancos para os quais foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Nos diferentes níveis de significância, constata-se que é bastante similar a proporção de bancos grandes e pequenos que perseguem uma dada meta para seu índice de capital. Como um todo, observa-se que é possível rejeitar essa hipótese em 57 bancos, no nível de 10% de significância. Uma vez que poucos bancos médios tiveram a hipótese de raiz unitária rejeitada, e tendo em vista uma melhor comparação de como bancos de diferentes portes determinam seu índice de Basileia, essa comparação será feita apenas entre bancos grandes e pequenos.

Tabela 2 - Resultados do teste de raiz unitária no índice de capital
(Augmented Dickey-Fuller)

Nível de significância (%)	No. de bancos	No. de bancos com hipótese de raiz unitária rejeitada	Proporção de bancos com hipótese de raiz unitária rejeitada
Bancos Grandes			
1	10	3	30,00%
5	10	4	40,00%
10	10	5	50,00%
Bancos Médios			
1	6	0	0,00%
5	6	1	16,67%
10	6	2	33,33%
Bancos Pequenos			
1	97	28	28,87%
5	97	42	43,30%
10	97	50	51,55%

Resumo dos resultados do teste ADF, nos quais se incluiu a constante, mas não o termo de tendência. O número de defasagens foi determinado pelo critério de informação de Schwartz.

Seguindo Memmel e Raupach (2010) estimam-se equações separadas para cada banco por se estar interessado nos coeficientes individuais e, assim, não se deseja impor que os coeficientes sejam iguais para os diferentes bancos, tal como é feito no estimador de painel dinâmico clássico.

A Tabela 3 apresenta uma descrição de alguns dos parâmetros estimados – o coeficiente de ajustamento ϑ , a meta para o índice de capital \overline{IB} e a volatilidade dos ativos σ_ε –, assim como uma descrição dos respectivos desvios padrões. A tabela mostra que o coeficiente de ajustamento é diferente entre os diversos bancos, e são significativamente diferentes de zero para a maioria dos bancos. Para o conjunto total de bancos, observa-se que a mediana do coeficiente de ajustamento é de 22,25% por mês.

Isso significa que, quando o banco mediano está fora da sua meta de razão de capital, a cada mês ele reduz a diferença entre o nível atual de capital e a meta em 22,25%, ou seja, se não houver outros choques que o desviem da meta, em menos de três meses o banco mediano diminui pela metade essa diferença. A fim de se ter um padrão de comparação, Memmel e Raupach (2010, Tabela 5) encontraram um coeficiente de ajustamento de 24,30% para um banco alemão mediano, valor relativamente próximo ao encontrado neste trabalho, para o caso brasileiro.

Ao analisar a meta da razão de capital, na Tabela 3, constata-se que o banco mediano da amostra deste trabalho apresenta razão de 18,68%; ou seja, apresenta um excedente de mais de 7 pontos percentuais (p.p.) em relação ao mínimo de 11% exigido no Brasil. Há diversas explicações para os bancos manterem mais capital do que o requerido. Por exemplo, um banco pode optar por manter um nível de capital elevado, para evitar os custos indesejados. Se o nível de capital está baixo, talvez o banco só consiga elevá-lo rapidamente emitindo ações, o que pode ter custos de transação significativos, além do risco de ser acompanhado por reduções nos preços das ações (Berger *et al.*, 2008). Além disso, índices mais elevados de capital mitigam o risco de insolvência dos bancos.

Tabela 3 - Estimativa dos parâmetros

Parâmetro	Coeficiente estimado			Desvios padrões estimados		
	10% menores	Mediana	10% maiores	10% menores	Mediana	10% maiores
Coeficiente de ajustamento ($\hat{\alpha}$)	10,29%	22,25%	44,76%	3,46%	5,79%	7,88%
Meta do índice de capital	13,34%	18,68%	62,84%	0,45%	1,47%	23,03%
Volatilidade dos ativos (σ_e)	1,07%	3,00%	55,20%	-	-	-

Estatísticas descritivas dos parâmetros estimados dos bancos. O coeficiente de ajustamento e a volatilidade dos ativos são mensais. O número de bancos é 57.

A Tabela 4 mostra uma comparação do comportamento dos bancos grandes e pequenos, assim como de Basileia I para Basileia II. Pode-se observar que os bancos grandes apresentam metas de índice de capital significativamente menores do que os bancos pequenos, tanto no caso de Basileia I quanto no de Basileia II. Esses resultados são similares aos obtidos por Berger *et al.* (2008), para os Estados Unidos, e por Francis e Osborne (2009), para o Reino Unido, e corroboram a ideia de Lind (2005) de que os

grandes bancos da economia implementam melhores sistemas de administração, medida e mitigação de riscos, o que permite que tenham menores índices de capital em comparação a bancos menores, menos sofisticados¹¹. Como era esperado, uma vez que atualmente no país a maioria das instituições financeiras está utilizando a abordagem padrão simplificada de Basileia II, e essa abordagem é similar ao acordo anterior, não são observadas mudanças significativas no comportamento dos bancos de Basileia I para Basileia II. A única mudança significativa é a do coeficiente de ajustamento dos bancos pequenos, que é acompanhada de uma redução da meta do índice de capital. Esse resultado pode indicar que os bancos pequenos estão aprimorando a administração de seus riscos.

Tabela 4 - Média dos parâmetros estimados para cada banco

	Bancos grandes	Bancos pequenos	Teste de hipótese da igualdade das médias (Bancos grandes vs. pequenos)
Basileia I			
Coeficiente de ajustamento ($\hat{\alpha}$)	35,21% (8,75%)	27,98% (7,25%)	[41,65%]
Meta do índice de capital	15,66% (0,58%)	38,65% (5,80%)	[0,22%]***
Volatilidade dos ativos ($\hat{\sigma}_e$)	9,36%	14,51%	[34,65%]
Basileia II			
Coeficiente de ajustamento ($\hat{\alpha}$)	30,44% (11,99%)	41,07% (12,94%)	[31,42%]
Meta do índice de capital	16,52% (1,24%)	32,27% (5,37%)	[0,99%]***
Volatilidade dos ativos ($\hat{\sigma}_e$)	5,62%	16,42%	[0,91%]***
Teste de hipótese da igualdade das médias (Basileia I vs. II)			
Coeficiente de ajustamento	[77,09%]	[0,37%]***	
Meta do índice de capital	[33,16%]	[14,88%]	
Volatilidade dos ativos	[23,42%]	[62,66%]	
No. de bancos	5	50	

O coeficiente de ajustamento e a volatilidade dos ativos são mensais. Entre parênteses estão as médias dos desvios padrões estimados dos coeficientes e não o desvio padrão dos coeficientes estimados. Entre colchetes estão os p-valores dos testes de hipótese. Os testes de hipótese são testes t para a igualdade das médias. *** indica significância ao nível de 1%

¹¹ De modo complementar, esse resultado também pode ser explicado pela maior diversificação por parte dos grandes bancos, por seu menor custo esperado para obter capital rapidamente, pelas economias de escalas na administração dos riscos, e pela expectativa, por parte dos bancos, de que o governo não permitiria a falência de um banco grande com implicações sistêmicas, ou de bancos *too big to fail* (cf. Berger *et al.*, 2008).

O modelo apresentado na seção 2 também permite avaliar se o ajuste no índice de capital no Brasil ocorre mais do lado do ativo ou do passivo. A Tabela 5 mostra a distribuição das medidas ρ e ϕ . Pode-se observar que, para a maioria dos bancos, o ajuste se dá principalmente por meio dos passivos (mediana de ϕ acima de 0,5). Esse resultado é similar ao obtido por Memmel e Raupach (2010), mas diferente do usualmente encontrado na literatura (cf. Hyun e Rhee, 2011). Por outro lado, a velocidade de ajuste dos ativos é, para a maior parte dos bancos, superior que a dos passivos, indicado pelo valor da mediana de $\rho > 1$.¹²

O teste de hipótese de igualdade de médias, apresentado na Tabela 5, não permite afirmar que tenha ocorrido uma mudança significativa no comportamento dos parâmetros ρ e ϕ , quando comparamos o período de Basileia I com o período da abordagem padrão simplificada de Basileia II. Esse resultado era esperado, dada à similitude das duas abordagens. Uma vez que a amostra de bancos grandes fica muito pequena quando v_a e v_p são maiores do que zero, não se apresenta o teste de desigualdade de médias entre bancos pequenos e grandes para ϕ e ρ , assim como não se apresenta os resultados separando os bancos por porte.

¹² O modelo estimado considera ativos ponderados pelo risco, que também podem variar por uma alteração que afete os riscos, mas não o valor dos ativos. Sendo assim, os resultados indicam que a maior parte dos bancos ajusta seu índice de Basileia mais através dos passivos do que pelos ativos, ou por mudanças nos riscos desses últimos. Da mesma forma, pode-se dizer que os ativos, e/ou seus riscos, são ajustados mais rapidamente que os passivos.

Tabela 5 - Comparação do ajuste do ativo em relação ao passivo

	Amostra	No. de bancos	Média	10% menores	Mediana	10% maiores
Basileia I						
ϕ : importância relativa do passivo no ajuste do índice de capital	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos	51	0,620	0,346	0,634	0,879
	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos, e $\hat{\nu}_a$ significativo	29	0,524	0,241	0,580	0,741
ρ : velocidade do ajuste do ativo em relação à velocidade de ajuste do passivo	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos	51	4,826	0,188	2,924	8,655
	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos, e $\hat{\nu}_a$ significativo	29	6,945	0,334	4,427	10,997
Basileia II						
ϕ : importância relativa do passivo no ajuste do índice de capital	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos	36	0,593	0,151	0,648	0,870
	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos, e $\hat{\nu}_a$ significativo	15	0,442	0,143	0,396	0,745
ρ : velocidade do ajuste do ativo em relação à velocidade de ajuste do passivo	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos	36	9,463	0,522	2,187	13,199
	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos, e $\hat{\nu}_a$ significativo	15	11,610	0,781	5,520	13,996
Teste de hipótese da igualdade das médias (Basileia I vs. II)						
ϕ : importância relativa do passivo no ajuste do índice de capital	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos		[59,00%]			
	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos, e $\hat{\nu}_a$ significativo		[22,43%]			
ρ : velocidade do ajuste do ativo em relação à velocidade de ajuste do passivo	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos		[29,83%]			
	$\hat{\nu}_a$ e $\hat{\nu}_p$ positivos, e $\hat{\nu}_a$ significativo		[44,35%]			

A importância de mudanças no passivo, em relação ao ativo, no ajuste do índice de Basileia é medida por ϕ ; a variável ρ compara diretamente a velocidade de ajuste dos ativos em relação à velocidade de ajuste dos passivos. Entre colchetes estão os p-valores dos testes de hipótese. Os testes de hipótese são testes t para a igualdade das médias.

6. Conclusões

Este trabalho apresentou estimativas de um modelo de ajuste do índice de capitalização para os bancos brasileiros. Dentre os resultados obtidos, constata-se que os bancos de maior porte apresentam metas de índice de capital significativamente menores do que os bancos pequenos, tanto no caso de Basileia I quanto no de Basileia II. Esse resultado indica que os grandes bancos da economia, provavelmente, estão implementando melhores sistemas de administração, medida e mitigação de riscos, o que permite que tenham menores índices de capital em comparação a bancos menores, menos sofisticados. Uma explicação complementar para esse resultado encontra-se na expectativa de que o governo não permitiria a falência de um banco grande com implicações sistêmicas (*too big to fail*). De modo que esses bancos manteriam menores índices de capital, apesar de maiores índices estarem associados a menores probabilidades de falência.

Outro resultado do artigo foi a não observação de mudanças significativas no comportamento dos bancos na determinação de seu índice de capital com a mudança de Basileia I para Basileia II. Era um resultado esperado, uma vez que, atualmente no país, a maioria das instituições financeiras utiliza a abordagem padrão simplificada de Basileia II, similar à de Basileia I. Por fim, observou-se que, para a maioria dos bancos no Brasil, o ajuste do índice de capital é feito primordialmente no lado dos passivos, enquanto que a velocidade de ajuste dos ativos, e/ou de seus riscos, para a maior parte desses bancos, é superior à dos passivos.

Referências bibliográficas:

ANDERSEN, H. Procyclical implications of Basel II: Can the cyclicity of capital requirements be contained? **Journal of Financial Stability**, 7, p.138–154, 2011.

BERGER, A.; DE YOUNG, R.; FLANNERY, M.; LEE, D.; ÖZTEKIN, Ö. How do large banking organizations manage their capital ratios? **Journal of Financial Services Research**, 34, p.123–149, 2008.

ELIZALDE, A; REPULLO, R. Economic and regulatory capital in banking: What is the difference? **International Journal of Central Banking**, 3, p. 87–117, 2007.

FERREIRA, R.; NORONHA, A.; TABAK, B.; CAJUEIRO, D. O comportamento cíclico do capital dos bancos brasileiros. **Trabalho para Discussão**, Banco Central do Brasil, n.222, 2010.

FLANNERY, M.; RANGAN, K. Partial adjustment toward target capital structures. **Journal of Financial Economics**, 79, p. 469–506, 2006.

FRANCIS, W.; OSBORNE, M. On the behaviour and determinants of risk-based capital ratios: Revisiting the evidence from UK banking institutions. **Occasional Paper Series**, Financial Services Authority, n.31, 2009.

HAKENES, H.; SCHNABEL, I. Bank size and risk-taking under Basel II. **Journal of Banking & Finance**, 35, p. 1436–1449, 2011.

HYUN, J.; RHEE, B. Bank capital regulation and credit supply. **Journal of Banking & Finance**, 35, p. 323–330, 2011.

JOKIPII, T.; MILNE, A. Bank capital buffer and risk adjustment decisions. **Journal of Financial Stability**, 7, p. 165–178, 2011.

KASHYAP, A.; STEIN, J. Cyclical implications of the Basel II capital standards. Federal Reserve Bank of Chicago. **Economic Perspectives**, 28, p.18–31, 2004.

LIND, G. Basel II: The new framework for bank capital. Sveriges Riskbank. **Economic Review**, 2, p. 22–38, 2005.

MARCUCCI, J.; QUAGLIARIELLO, M. Asymmetric effects of the business cycle on bank credit risk. **Journal of Banking and Finance**, 33, p. 1624–1635, 2009.

MEMMEL, C.; RAUPACH, P. How do banks adjust their capital ratios? **Journal of Financial Intermediation**, 19, p.509–528, 2010.

PEURA, S.; KEPPONEN, J. Optimal bank capital with costly recapitalization. **Journal of Business**, 79, p.2163–2201, 2006.

SANTOS, J. Bank Capital Regulation in Contemporary Banking Theory: A Review of the Literature. **Financial Markets, Institutions and Instruments**, 10, p. 48–84, 2001.

VANHOOSE, D. Theories of bank behavior under capital regulation. **Journal of Banking and Finance**, 31, p. 3680–3697, 2007.

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website
<http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>

Working Paper Series

The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at
<http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>

- | | |
|--|----------|
| 211 Pessimistic Foreign Investors and Turmoil in Emerging Markets: the case of Brazil in 2002
<i>Sandro C. Andrade and Emanuel Kohlscheen</i> | Aug/2010 |
| 212 The Natural Rate of Unemployment in Brazil, Chile, Colombia and Venezuela: some results and challenges
<i>Tito Nícias Teixeira da Silva</i> | Sep/2010 |
| 213 Estimation of Economic Capital Concerning Operational Risk in a Brazilian banking industry case
<i>Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão and Renato Falci Villela Loures</i> | Oct/2010 |
| 214 Do Inflation-linked Bonds Contain Information about Future Inflation?
<i>José Valentim Machado Vicente and Osmani Teixeira de Carvalho Guillen</i> | Oct/2010 |
| 215 The Effects of Loan Portfolio Concentration on Brazilian Banks' Return and Risk
<i>Benjamin M. Tabak, Dimas M. Fazio and Daniel O. Cajueiro</i> | Oct/2010 |
| 216 Cyclical Effects of Bank Capital Buffers with Imperfect Credit Markets: international evidence
<i>A.R. Fonseca, F. González and L. Pereira da Silva</i> | Oct/2010 |
| 217 Financial Stability and Monetary Policy – The case of Brazil
<i>Benjamin M. Tabak, Marcela T. Laiz and Daniel O. Cajueiro</i> | Oct/2010 |
| 218 The Role of Interest Rates in the Brazilian Business Cycles
<i>Nelson F. Souza-Sobrinho</i> | Oct/2010 |
| 219 The Brazilian Interbank Network Structure and Systemic Risk
<i>Edson Bastos e Santos and Rama Cont</i> | Oct/2010 |
| 220 Eficiência Bancária e Inadimplência: testes de Causalidade
<i>Benjamin M. Tabak, Giovana L. Craveiro e Daniel O. Cajueiro</i> | Out/2010 |
| 221 Financial Instability and Credit Constraint: evidence from the cost of bank financing
<i>Bruno S. Martins</i> | Nov/2010 |
| 222 O Comportamento Cíclico do Capital dos Bancos Brasileiros
<i>R. A. Ferreira, A. C. Noronha, B. M. Tabak e D. O. Cajueiro</i> | Nov/2010 |

223	Forecasting the Yield Curve with Linear Factor Models <i>Marco Shinobu Matsumura, Ajax Reynaldo Bello Moreira and José Valentim Machado Vicente</i>	Nov/2010
224	Emerging Floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies <i>Emanuel Kohlscheen</i>	Nov/2010
225	Expectativas Inflacionárias e Inflação Implícita no Mercado Brasileiro <i>Flávio de Freitas Val, Claudio Henrique da Silveira Barbedo e Marcelo Verdini Maia</i>	Nov/2010
226	A Macro Stress Test Model of Credit Risk for the Brazilian Banking Sector <i>Francisco Vazquez, Benjamin M. Tabak and Marcos Souto</i>	Nov/2010
227	Uma Nota sobre Erros de Previsão da Inflação de Curto Prazo <i>Emanuel Kohlscheen</i>	Nov/2010
228	Forecasting Brazilian Inflation Using a Large Data Set <i>Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo</i>	Dec/2010
229	Financial Fragility in a General Equilibrium Model: the Brazilian case <i>Benjamin M. Tabak, Daniel O. Cajueiro and Dimas M. Fazio</i>	Dec/2010
230	Is Inflation Persistence Over? <i>Fernando N. de Oliveira and Myrian Petrassi</i>	Dec/2010
231	Capital Requirements and Business Cycles with Credit Market Imperfections <i>P. R. Agénor, K. Alper and L. Pereira da Silva</i>	Jan/2011
232	Modeling Default Probabilities: the case of Brazil <i>Benjamin M. Tabak, Daniel O. Cajueiro and A. Luduvico</i>	Jan/2011
233	Emerging Floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies <i>Emanuel Kohlscheen</i>	Jan/2011
234	Cyclical Effects of Bank Capital Requirements with Imperfect Credit Markets <i>Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva</i>	Jan/2011
235	Revisiting bank pricing policies in Brazil: Evidence from loan and deposit markets <i>Leonardo S. Alencar</i>	Mar/2011
236	Optimal costs of sovereign default <i>Leonardo Pio Perez</i>	Apr/2011
237	Capital Regulation, Monetary Policy and Financial Stability <i>P.R. Agénor, K. Alper, and L. Pereira da Silva</i>	Apr/2011
238	Choques não Antecipados de Política Monetária e a Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil <i>Fernando N. de Oliveira e Leonardo Ramos</i>	Abr/2011

- 239 SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach** Apr/2011
Marcos R. de Castro, Solange N. Gouvea, André Minella, Rafael C. Santos and Nelson F. Souza-Sobrinho
- 240 Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE Model** Apr/2011
Fabia A. de Carvalho and Marcos Valli
- 241 Macro Stress Testing of Credit Risk Focused on the Tails** May/2011
Ricardo Schechtman and Wagner Piazza Gaglianone
- 242 Determinantes do Spread Bancário Ex-Post no Mercado Brasileiro** Maio/2011
José Alves Dantas, Otávio Ribeiro de Medeiros e Lúcio Rodrigues Capelletto
- 243 Economic Activity and Financial Institutional Risk: an empirical analysis for the Brazilian banking industry** May/2011
Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão and Renato Falci Villela Loures
- 244 Profit, Cost and Scale Efficiency for Latin American Banks: concentration-performance relationship** May/2011
Benjamin M. Tabak, Dimas M. Fazio and Daniel O. Cajueiro
- 245 Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito no Brasil** Jun/2011
Clodoaldo Aparecido Annibal e Sérgio Mikio Koyama
- 246 Impacto do Sistema Cooperativo de Crédito na Eficiência do Sistema Financeiro Nacional** Ago/2011
Michel Alexandre da Silva
- 247 Forecasting the Yield Curve for the Euro Region** Aug/2011
Benjamin M. Tabak, Daniel O. Cajueiro and Alexandre B. Sollaci
- 248 Financial regulation and transparency of information: first steps on new land** Aug/2011
Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão and Renato Falci Villela Loures
- 249 Directed clustering coefficient as a measure of systemic risk in complex banking networks** Aug/2011
B. M. Tabak, M. Takami, J. M. C. Rocha and D. O. Cajueiro
- 250 Recolhimentos Compulsórios e o Crédito Bancário Brasileiro** Ago/2011
Paulo Evandro Dawid e Tony Takeda