

# **Eficiência dos bancos brasileiros e os impactos da crise financeira global de 2008**

Thiago Maciel Arantes  
*CEDEPLAR/Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)*

Bruno de Paula Rocha  
*CEDEPLAR/Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)*

## **Resumo**

Este trabalho analisa as eficiências de custo e de lucro dos bancos brasileiros ao longo do período 2003-2010 e examina os impactos da crise financeira global de 2008 sobre a eficiência bancária brasileira. Além disso, investiga os fatores que determinam as diferenças nos níveis de eficiência entre os bancos brasileiros. Os resultados obtidos a partir da análise de fronteira estocástica apontam para efeitos distintos da crise financeira sobre as eficiências de custo e de lucro. Enquanto a eficiência de lucro foi afetada negativamente pela crise, a eficiência de custo foi afetada positivamente. O efeito positivo da crise sobre a eficiência de custo parece indicar que, durante períodos de crise, os bancos buscam maior racionalização dos componentes do custo, por se tratar de variáveis de mais fácil controle. Já os componentes da receita são os mais afetados nestes períodos, pois dependem de fatores externos aos bancos.

**Palavras-chave:** crise financeira global, eficiência, setor bancário brasileiro

**Classificação JEL:** C33, G01, G21

## **Abstract**

This work analyzes cost and profit efficiencies of Brazilian banks over the period 2003-2010 and examines the impact of the global financial crisis of 2008 on bank efficiency. Moreover, this work investigates the factors that determine differences between the Brazilian banks efficiency. The results obtained from the stochastic frontier analysis indicate there were distinct effects of financial crisis on both cost and profit efficiencies. While profit efficiency was negatively affected by the crisis, cost efficiency was positively affected. The positive effect of the crisis on the cost efficiency seems to indicate that during periods of crisis banks are seeking greater rationalization of cost components. On the other hand, the components of revenue are the most affected in these periods, because they depend on factors external to the banks.

**Keywords:** global financial crisis, efficiency, Brazilian banking sector

**JEL codes:** C33, G01, G21

**Área ANPEC:** 7. Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

# 1 Introdução

Os bancos podem ser definidos como instituições cujas operações consistem em receber depósitos do público e conceder empréstimos. Estas instituições desempenham papéis importantes na economia como prestação de serviços de pagamento, transformação de ativos, gestão do risco, processamento de informações de demandantes de crédito e monitoramento da aplicação dos recursos ofertados (Freixas e Rochet, 1999).

Ao desempenhar suas atividades, os bancos afetam a alocação de recursos, a mitigação dos riscos e o crescimento econômico. No que tange à alocação de recursos, os bancos são capazes de reduzir os custos de transação envolvidos na intermediação de recursos financeiros ao atenuar problemas de informação assimétrica (Freixas e Rochet, 1999). Segundo Allen e Gale (1995), os intermediários financeiros possibilitam também a divisão de riscos entre indivíduos (cross-sectional risk sharing) e entre períodos (intertemporal risk sharing). A primeira permite, por exemplo, suprir a demanda de crédito para execução de um único projeto utilizando recursos de vários depositantes, enquanto a segunda possibilita a suavização de consumo ao longo da vida. Ao canalizar recursos ociosos para atividades produtivas, a intermediação financeira é capaz de aumentar o crescimento econômico e da produtividade (Beck et al., 2000). Além disso, o desenvolvimento da intermediação financeira está associado a taxas maiores de acumulação de capital físico (King e Levine, 1993).

Dada a importância dos bancos para a economia, é desejável que estes operem de forma eficiente. Além disso, segundo Berger e Humphrey (1997), bancos com baixa eficiência são mais suscetíveis à falência do que aqueles que apresentam níveis mais elevados de eficiência. Desta forma, diversos trabalhos buscam medir a eficiência dos bancos e identificar seus possíveis determinantes (Berger e Mester, 1997; Altunbas et al., 2000; Fuentes e Vergara, 2007 e Sensarma, 2008). A maior parte destes trabalhos estima uma fronteira eficiente e mensura a distância média entre os bancos observados e os bancos sobre a fronteira. Esta distância é então utilizada como medida de eficiência.

No Brasil, a eficiência dos bancos também vem sendo discutida. Os objetivos das pesquisas nacionais são variados. Nakane (1999), por exemplo, analisa os impactos da inflação sobre a eficiência dos bancos. Outros trabalhos buscaram investigar a eficiência dos bancos brasileiros após a reestruturação do setor bancário (Silva e Jorge Neto, 2002 e Tecles e Tabak, 2010). Faria Júnior e Paula (2009), por sua vez, analisam os impactos das fusões e aquisições que envolveram parte dos bancos brasileiros sobre seus níveis de eficiência. Já Paula e Faria Júnior (2010) discutem a eficiência dos bancos públicos.

Embora tenha se desenvolvido nos últimos anos, a literatura nacional sobre eficiência bancária carece de estudos que investiguem os impactos da crise financeira mundial de 2008 sobre a eficiência dos bancos brasileiros. Na literatura internacional, são comuns estudos que buscam investigar a relação entre crises econômicas e a eficiência dos bancos (Ono, 2004; Ozkan-Gunay e Tektas, 2006 e Sufian, 2010). Mais recentemente, surgiram trabalhos que analisam especificamente os impactos da crise financeira mundial de 2008 sobre a eficiência bancária (Ersoy, 2009, Vu e Turnell, 2011 e Kablan e Yousfi, 2011).

A crise financeira mundial teve sua origem em 2006 no segmento de hipotecas de alto risco do mercado imobiliário norte-americano. Seus primeiros desdobramentos naquele país começaram a ser percebidos em 2007, com pedidos de falência e aquisições de bancos em dificuldades. Seus efeitos sobre a economia brasileira foram mais intensos a partir de setembro de 2008, quando o anúncio da falência do banco de investimento norte-americano Lehman Brothers provocou pânico no mercado financeiro internacional e valorização da moeda norte-americana.

Segundo Gontijo e Oliveira (2011), a abrupta desvalorização do real afetou principalmente as empresas brasileiras que possuíam dívidas no exterior ou que possuíam contratos derivativos atrelados ao dólar. A saída de recursos estrangeiros do país afetou também os bancos brasileiros que dependiam da captação de recursos externos. Além disso, rumores de perdas de bancos com derivativos de câmbio aumentaram a incerteza quanto à saúde dos bancos, travando o mercado interbancário nacional (Mesquita e Torós, 2010 e Freitas, 2009).

Frente aos impactos da crise financeira internacional sobre a economia brasileira, o presente trabalho investiga os eventuais efeitos da crise sobre a eficiência dos bancos brasileiros. Além disso, procura-se apresentar uma análise mais recente da eficiência destes bancos e seus determinantes.

Com base em uma amostra de 114 bancos observados durante os anos de 2003 e 2010, adotou-se a metodologia proposta por Battese e Coelli (1993,1995) para estimar as fronteiras de custo e de lucro e os determinantes da eficiência dos bancos brasileiros. Os resultados encontrados indicam que a crise financeira global afetou tanto a eficiência de custo, como a eficiência de lucro dos bancos brasileiros. No entanto, os efeitos percebidos foram distintos. Enquanto a crise afetou positivamente a eficiência de custo, o contrário foi percebido para a eficiência de lucro. Este resultado parece indicar que os componentes do custo e da receita dos bancos se comportam de maneira distinta durante períodos de crise. Uma possível explicação para este comportamento seria o maior controle que os bancos possuem sobre os componentes do custo, permitindo uso mais racional dos mesmos em períodos de crise.

Os efeitos assimétricos da crise sobre as medidas de eficiência ressaltam a importância de se analisar tanto a eficiência de custo, como a eficiência de lucro, em estudos desta natureza. Além disso, considerar apenas a primeira medida pode subestimar a eficiência do setor bancário brasileiro. Esta subestimação é possível, pois os bancos que possuem algum poder de mercado podem escolher um nível de produção que proporcione lucros maiores, mas que não necessariamente minimize seus custos. Desta forma, estes bancos podem ser considerados relativamente ineficientes se utilizada apenas a medida de eficiência de custo.

Este artigo está dividido em seis sessões, incluindo esta introdução. A sessão 2 apresenta os efeitos da crise financeira de 2008 sobre a economia brasileira. A sessão 3 consiste da apresentação da metodologia de análise de fronteira estocástica. A sessão 4 especifica o modelo e apresenta os dados amostrais. A sessão 5 discute os resultados obtidos. E, por fim, o sessão 6 conclui o artigo.

## **2 Os impactos da Crise Financeira Global sobre o setor bancário brasileiro**

No Brasil, o primeiro efeito do pânico no mercado financeiro internacional após a queda do banco Lehman Brothers foi a desvalorização do real. Entre os dias 15 de setembro e 16 de outubro de 2008, o dólar acumulou valorização de aproximadamente 20%, refletindo um movimento onde os investidores estrangeiros se desfaziam de suas posições no mercado nacional para cobrir os prejuízos incorridos no exterior. Desta forma, o dólar seguiu em patamares elevados até o primeiro semestre de 2009, quando iniciou uma trajetória de queda.

Segundo Gontijo e Oliveira (2011), a abrupta valorização do dólar afetou principalmente as empresas brasileiras que possuíam dívidas no exterior ou que possuíam contratos derivativos atrelados à moeda norte-americana. As perdas relacionadas à valorização do dólar atingiram grandes empresas nacionais, como a Sadia (perdas de R\$ 760 milhões), a Aracruz (perdas de R\$ 1,9 bilhão, revisto posteriormente para R\$ 2,13 bilhões) e a Votorantim (perdas de R\$ 2,2 bilhões). De acordo com estimativas da época, o número de empresas em situação semelhante poderia chegar a 230, sendo que a demanda destas empresas por dólares contribuiu para a valorização desta moeda frente ao real.

Outro canal de transmissão da crise para a economia brasileira foi a contração da liquidez nos mercados internacionais. Segundo Mesquita e Torós (2010), os bancos brasileiros de médio e pequeno porte, que são mais dependentes de recursos estrangeiros, foram os mais afetados por esta contração da liquidez. Além dos recursos externos, estes bancos têm como importante fonte de recursos os depósitos a prazo, que em geral, são concentrados em poucos depositantes. Com a crescente incerteza no mercado financeiro, houve uma fuga de depósitos dos bancos de pequeno e médio porte para os grandes bancos. Entre agosto de 2008 e janeiro de 2009, o volume total de depósitos cresceu 13%, os depósitos em grandes bancos cresceram 20%, enquanto os depósitos em instituições de pequeno e médio porte contraíram 23% e 11%, respectivamente (Mesquita e Torós, 2010).

Para Freitas (2009), além da dependência de recursos externos e da fuga de depósitos, os bancos pequenos e médios foram afetados também pela contração do crédito entre os próprios bancos sediados no país. Em um ambiente de forte aversão ao risco, causado por rumores crescentes sobre perdas de empresas e bancos com derivativos de câmbio, os bancos que dispunham de recursos adotaram uma postura mais avessa ao risco, concentrando a liquidez e travando o mercado interbancário.

A escassez de crédito no mercado nacional, a desaceleração da economia mundial e a incerteza passaram a afetar a indústria, que iniciou em outubro a demissão de funcionários e anúncios de férias

coletivas, sendo o setor automobilístico o mais afetado. Os indicadores da economia nacional e mundial levaram grandes empresas como a Usiminas e a Vale do Rio Doce a reduzir, ou mesmo adiar, investimentos planejados para 2009, o que ampliou a expectativa de desaceleração da economia brasileira (Gontijo e Oliveira, 2011).

Embora o PIB brasileiro tenha crescido 5,1% em 2008, o último trimestre foi marcado por uma contração de 3,6% em relação ao trimestre anterior, influenciado principalmente pelo recuo de 7,4% no PIB da indústria neste período (BCB, 2008a, BCB, 2009a). Esta contração no último trimestre demonstrou que a economia brasileira iniciava um período de desaceleração, o que foi confirmado após a divulgação dos dados do PIB para o primeiro trimestre de 2009. Os dados revelaram nova contração do PIB, desta vez de 0,9%, sendo mais uma vez fortemente influenciado pelo desempenho de indústria que apresentou contração de 4,2%.

A primeira medida das autoridades brasileiras após o agravamento da crise, em setembro de 2008, foi realizada pelo Banco Central. No dia 19 de setembro, quatro dias após a queda do Lehman Brothers, o Banco Central fez um leilão de US\$ 500 milhões na tentativa de conter a valorização da moeda norteamericana. Passados sete dias, a autoridade monetária realizou um novo leilão com o mesmo volume, US\$ 500 milhões (Gontijo e Oliveira, 2011). No entanto, estas medidas foram insuficientes para conter o dólar que na semana seguinte ao segundo leilão acumulou alta de quase 11%.

Para diminuir os impactos da contração do crédito no mercado interbancário, que prejudicava principalmente as instituições de pequeno e médio porte, o Banco Central aumentou de R\$ 100 milhões para R\$ 1 bilhão o valor a ser deduzido no cálculo da exigibilidade adicional sobre depósitos à vista, depósitos a prazo e depósitos de poupança. Além disso, a alíquota adicional sobre recursos à vista e a prazo foi reduzida de 8% para 5%, sendo que esta última foi posteriormente reduzida para 4% (BCB, 2008a).

Ainda com o intuito de ajudar os bancos que passavam por problemas de liquidez, o Banco Central passou a incentivar, a partir de outubro de 2008, a aquisição por parte dos grandes bancos, de carteiras de crédito de bancos pequenos e médios, mediante abatimento de até 60% dos recolhimentos sobre recursos a prazo dos bancos que adquirissem carteiras de créditos de instituições com patrimônio de referência abaixo de R\$ 7 bilhões (BCB, 2008a). A Circular 3.427 determinou ainda que o cumprimento da exigibilidade de recolhimento compulsório e de encaixe obrigatório sobre recursos a prazo realizado pelos bancos fosse efetuado mediante títulos públicos (40%) e em espécie (60%), sendo que a parte o recolhimento em espécie não teria nenhum tipo de remuneração. Ao eliminar remuneração de parte dos recursos recolhidos, o Banco Central criou mais um incentivo a aquisição das carteiras de crédito dos bancos de menor porte. Porém, de acordo com Freitas (2009), a ação do Banco Central não surtiu o efeito desejado, pois os grandes bancos preferiram manter os recursos no compulsório.

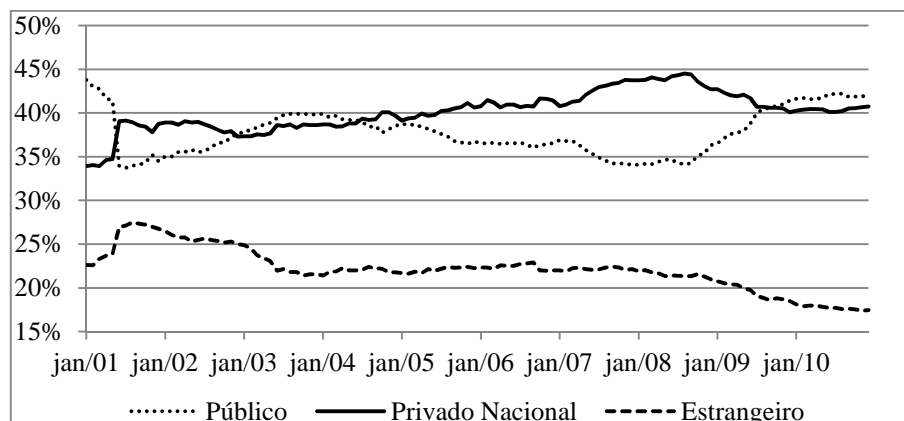
Freitas (2009) aponta como ponto de retomada da liquidez no mercado bancário, a criação do Depósito a Prazo com Garantia Especial (DPGE) do FGC. A garantia dada pelo FGC buscava mitigar as incertezas quanto à recuperação dos recursos depositados no caso de falência da instituição. Estes depósitos tinham prazo mínimo inicial de seis meses e máximo de sessenta meses e limites de R\$ 20 milhões por depositante em cada instituição bancária. No entanto, para emitir um DPGE a instituição deveria dar uma contribuição para o FGC. Esta medida possibilitou a captação de R\$ 14,4 bilhões, desde sua implantação até 15 de janeiro de 2010, beneficiando principalmente os bancos pequenos e médios (BCB, 2009a).

Como pode ser visto, as ações do Banco Central estiveram voltadas para a promoção da liquidez no sistema bancário, sem deixar de lado a preocupação com as pressões inflacionárias, comprovada pela manutenção da taxa Selic em 13,75% até o dia 21 de janeiro de 2009. Por outro lado, a principal preocupação do Governo era a reativação da economia brasileira, sendo este o principal objetivo de suas ações.

As principais ferramentas utilizadas pelo Governo foram a renúncia fiscal e o aumento do crédito via bancos públicos. No final de outubro de 2008 o governo anunciou a liberação de duas linhas de crédito de R\$ 3 bilhões para o setor da construção civil, através da Caixa Econômica Federal (CEF), e autorizou a associação entre o Banco do Brasil e empresas de financiamento de automóveis, disponibilizando para isso R\$ 4 bilhões. O objetivo era facilitar o crédito para financiamento de

automóveis, para ajudar a indústria automobilística que viu suas vendas caírem 11% naquele mês, em relação ao mês anterior (Gontijo e Oliveira, 2011).

GRÁFICO 1 – Participação dos bancos no estoque de crédito brasileiro por tipo de propriedade



Fonte: Banco Central do Brasil

Como podemos ver no Gráfico 1, a partir de agosto de 2008 a participação do setor financeiro privado nacional no estoque de operações de crédito inicia uma trajetória de queda, passando de 44,53% naquele mês para 40,70% em agosto de 2009. Neste mesmo período, a participação do setor financeiro privado estrangeiro passou de 21,35% para 18,84%, mantendo trajetória de queda. Para reduzir os efeitos da contração do crédito no setor financeiro privado, o governo aumentou a oferta de crédito via bancos públicos, elevando a participação dos bancos públicos no estoque de operações de crédito de 34,11% em agosto de 2008 para 40,47% em agosto de 2009. A ação dos bancos públicos garantiu a elevação da razão crédito/PIB neste período que atingiu 43% em agosto de 2009 ante 38,4% em agosto de 2008.

Frente às evidências de que o setor bancário brasileiro foi atingido pela crise financeira de 2008, utilizaremos o método de análise de fronteira estocástica para verificar se a crise, de fato, afetou a eficiência de custo e de lucro dos bancos brasileiros.

### 3 Metodologia

O método de Análise de Fronteira Estocástica (SFA) foi proposto simultaneamente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977). Este método consiste na estimação de uma fronteira de produção, de custo ou de lucro estocástica para uma determinada indústria, sendo a eficiência medida pelo desvio de uma determinada firma em relação à fronteira. Esta abordagem surgiu como alternativa aos modelos determinísticos até então desenvolvidos por utilizar métodos estatísticos, ao invés de programação matemática para medir os níveis de eficiência as firmas.

Embora tenha sido desenvolvido inicialmente para dados em cross-section, Pitt e Lee (1981) estenderam o modelo para incorporar dados em painel. Este modelo, originalmente proposto para uma função de produção pode ser expresso por:

$$y_{it} = f(x_{it}; \beta) \cdot \exp(v_{it} - u_i) \quad (1)$$

Onde  $y_{it}$  é a produção da firma  $i$  no período  $t$ ,  $f(.)$  Representa a função de produção,  $x_{it}$  é um vetor de insumos,  $\beta$  é um vetor de parâmetros a serem estimados,  $v_{it}$  é um termo de erro aleatório que segue uma distribuição iid  $N(0, \sigma_v^2)$  e  $u_i$  é o termo de ineficiência que segue uma distribuição iid  $N^+(0, \sigma_u^2)$ .

Além de estenderem o modelo de Aigner, Lovell e Schmidt (1977) para dados em painel, Pitt e Lee (1981) buscaram também investigar os determinantes da eficiência das firmas. Para tanto, estes propuseram uma análise em dois estágios. Na qual, no primeiro estágio estima-se o nível de eficiência de cada uma das  $N$  firmas, enquanto no segundo estágio, estas  $N$  estimativas são regredidas contra um conjunto de variáveis relacionadas à eficiência. Porém, este modelo possui algumas limitações. A primeira delas é a de que a eficiência de cada uma das  $N$  firmas analisadas era fixa ao longo do tempo, hipótese esta que torna mais restritiva à medida que o número de períodos analisados aumenta. Além

disso, segundo Coelli et al (2005), a utilização do nível de eficiência estimado no primeiro estágio como variável dependente no segundo viola a hipótese de independência na distribuição dos termos de ineficiência, assumida no primeiro estágio, resultando em estimadores viesados da parte determinística da fronteira de produção e da eficiência técnica.

Battese e Coelli (1993, 1995) apresentaram um modelo que além de assumir um termo de ineficiência variável no tempo, possibilita investigar os determinantes da eficiência em um único estágio, sendo então uma alternativa ao método de dois estágios apresentado por Pitt e Lee (1981). O modelo de Battese e Coelli (1993, 1995) é expresso por:

$$y_{it} = f(\mathbf{x}_{it}; \boldsymbol{\beta}) \cdot \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (2)$$

$$u_{it} = \mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Onde  $y_{it}$ ,  $f(\cdot)$ ,  $\mathbf{x}_{it}$ ,  $\boldsymbol{\beta}$  e  $v_{it}$  são definidos como anteriormente,  $u_{it}$  é o termo de ineficiência variável no tempo que segue uma distribuição  $N^+(\mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\delta}, \sigma_u^2)$  independente de  $v_{it}$ ,  $\mathbf{z}_{it}$  é um vetor de variáveis relacionadas à ineficiência,  $\boldsymbol{\delta}$  é um vetor de parâmetros a ser estimado e  $\varepsilon_{it}$  segue uma distribuição truncada em  $-\mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\delta}$ , com média zero e variância  $\sigma_u^2$ . Os vetores de parâmetros  $\boldsymbol{\beta}$  e  $\boldsymbol{\delta}$  e as variâncias  $\sigma_v^2$  e  $\sigma_u^2$  são estimadas simultaneamente utilizando o estimador de Máxima Verossimilhança. Como sugerido por Battese e Corra (1977), a função de verossimilhança é expressa tendo como argumentos os vetores  $\boldsymbol{\beta}$ ,  $\boldsymbol{\delta}$ ,  $\sigma^2$  e  $\gamma$ , onde  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  e  $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ . Se  $\gamma = 0$ , os desvios em relação à fronteira determinística são provocados por fatores puramente aleatórios, isto é, não há ineficiência.

A extensão do modelo de Battese e Coelli (1993, 1995) para a estimação das fronteiras estocásticas de custo e de lucro é dada por:

$$c_{it} = c(\mathbf{y}_{it}, \mathbf{w}_{it}; \boldsymbol{\beta}) \cdot \exp(v_{it} + u_{it}) \quad (4)$$

$$l_{it} = l(\mathbf{y}_{it}, \mathbf{w}_{it}; \boldsymbol{\beta}) \cdot \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (5)$$

Onde  $c_{it}$  e  $l_{it}$  representam, respectivamente, o custo variável e o lucro da firma  $i$  no período  $t$ ,  $\mathbf{y}_{it}$  é um vetor de produtos,  $\mathbf{w}_{it}$  é um vetor de preços de insumos e  $\boldsymbol{\beta}$ ,  $v_{it}$  e  $u_{it}$  são definidos como anteriormente. As medidas de eficiência obtidas a partir das fronteiras estocásticas de custo e de lucro são apresentadas nas equações abaixo.

$$EC_{it} = \frac{c(\mathbf{y}_{it}, \mathbf{w}_{it}; \boldsymbol{\beta}) \cdot \exp(v_{it})}{c_{it}} = \exp(-u_{it}) \quad (6)$$

$$EL_{it} = \frac{l_{it}}{l(\mathbf{y}_{it}, \mathbf{w}_{it}; \boldsymbol{\beta}) \cdot \exp(v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (7)$$

Os estimadores de  $EC_{it}$  e  $EL_{it}$  são representados por  $E[\exp(-u_{it}) | v_{it} + u_{it}]$  e  $E[\exp(-u_{it}) | v_{it} - u_{it}]$ , respectivamente.

## 4 Especificação do modelo e dados amostrais

### 4.1 Especificação do modelo

Neste estudo, assume-se que as funções de custo e lucro são representadas pela forma funcional flexível de Fourier, proposta por Gallant (1982), e aplicada à análise de eficiência no setor bancário por diversos trabalhos (Mitchell e Onvural, 1996; Berger e Mester, 1997; Altunbas et al., 2000; Fujiwara, 2006 e Fuentes e Vergara, 2007).

A função flexível de Fourier é uma aproximação global, que inclui termos de uma função translog padrão e termos trigonométricos de Fourier. Esta função é capaz de aproximar globalmente uma função da sua forma verdadeira, porque as funções seno e cosseno nela contidas são mutuamente ortogonais no intervalo  $[0, 2\pi]$  (Berger e Mester, 1997). Segundo Mitchell e Onvural (1996), a utilização da forma flexível de Fourier pode evitar erros graves na especificação das funções de fronteira. Desta forma, a especificação da função custo flexível de Fourier é apresentada na equação (8).

$$\begin{aligned}
\ln CV_{it} = & \beta_0 + \sum_{n=1}^p \beta_n (\ln w_n)_{it} + \sum_{n=1}^m \xi_n (\ln y_n)_{it} + \sum_{n=1}^z \alpha_n (\ln k_n)_{it} \\
& + \frac{1}{2} \left[ \sum_{n=1}^p \sum_{j=1}^p \beta_{nj} (\ln w_n \ln w_j)_{it} + \sum_{n=1}^m \sum_{j=1}^m \xi_{nj} (\ln y_n \ln y_j)_{it} + \sum_{n=1}^z \sum_{j=1}^z \alpha_{nj} (\ln k_n \ln k_j)_{it} \right] \\
& + \sum_{n=1}^p \sum_{j=1}^m \eta_{nj} (\ln w_n \ln y_j)_{it} + \sum_{n=1}^p \sum_{j=1}^z \Omega_{nj} (\ln w_n \ln k_j)_{it} + \sum_{n=1}^m \sum_{j=1}^z \psi_{nj} (\ln y_n \ln k_j)_{it} + \tau_1 T_t \quad (8) \\
& + \tau_2 (T^2)_t + \sum_{n=1}^m [\phi_n \cos(x_n)_{it} + \omega_n \sin(x_n)_{it}] \\
& + \sum_{i=1}^m \sum_{j \geq 1}^m \{ \phi_{nj} \cos(x_n + x_j)_{it} + \omega_{nj} \sin(x_n + x_j)_{it} \} + v_{it} + u_{it}
\end{aligned}$$

Onde  $CV_{it}$  é o custo variável (custos operacionais, financeiros e administrativos) do banco  $i$  no período  $t$ ,  $w_n$  é o preço do  $n$ -ésimo insumo,  $y_n$  é o quantidade ofertada do  $n$ -ésimo produto e  $k_n$  é a quantidade do  $n$ -ésimo insumo ou produto quase-fixo. Os termos de tendência  $T$  e  $T^2$  são incluídos no modelo para captar os efeitos de fatores tecnológicos como *learning by doing* e mudanças organizacionais que impactem no uso mais eficiente dos insumos existentes (Altunbas et al., 2000).

Os termos  $x_n$  são os valores ajustados do logaritmo natural de cada um dos  $m$  produtos, de modo que eles pertençam ao intervalo  $[0, 1 \times 2\pi; 0, 9 \times 2\pi]$ . Seguindo Altunbas et al. (2000), aplicaremos os termos de Fourier somente aos *outputs*, deixando os efeitos dos preços dos insumos e das quantidades dos insumos ou produtos quase-fixos serem definidos inteiramente pelos termos da função translog. Assim como Berger e Mester (1997), estes valores serão calculados da seguinte forma:

$$(x_n)_{it} = 0,2\pi + \frac{1,8\pi - 0,2\pi}{\max(\ln y_n) - \min(\ln y_n)} [(\ln y_n)_{it} - \min(\ln y_n)] \quad (9)$$

Por último, o termo de erro composto é representado por  $(v_{it} + u_{it})$ , onde o termo de erro aleatório  $v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$  e o termo que capta a ineficiência da firma  $u_{it} \sim N^+(\lambda_{it}, \sigma_u^2)$ .

A especificação da função lucro é basicamente a mesma da função custo, sendo necessário apenas substituir o custo variável ( $CV_{it}$ ) pelo lucro ( $L_{it}$ ) e o termo de erro composto  $(v_{it} + u_{it})$  por  $(v_{it} - u_{it})$ . Para evitar lucros negativos, seguimos Berger e Mester (1997) e somamos ao lucro de cada firma em cada um dos  $t$  períodos o termo  $(|\pi_{min}| + 1)$ , onde  $\pi_{min}$  representa o menor valor do lucro observado em toda a amostra.

Definidos os modelos, devemos impor algumas restrições de simetria na parte *translog* da função de custo e da função de lucro, que são dadas por:

$$\beta_{nj} = \beta_{jn}; \quad \xi_{nj} = \xi_{jn}; \quad \alpha_{nj} = \alpha_{jn} \quad e \quad \eta_{nj} = \eta_{jn}$$

Precisamos, também, satisfazer a hipótese de homogeneidade de grau um nos preços. Esta hipótese implica as seguintes condições:

$$\sum_{n=1}^p \beta_n = 1; \quad \sum_{n=1}^p \beta_{nj} = 0; \quad \sum_{n=1}^p \eta_{nj} = 0 \quad e \quad \sum_{n=1}^p \Omega_{nj} = 0$$

Para garantir que estas restrições sejam atendidas, o custo variável ( $CV$ ), o lucro ( $L$ ) e os  $p$  preços de insumos serão normalizados pelo preço do  $p$ -ésimo insumo.

Além de estimar o nível de eficiência dos bancos brasileiros, estamos interessados também em fatores relacionados a este desempenho e, principalmente, nos possíveis efeitos da crise financeira mundial sobre o mesmo. Para isso, a ineficiência dos bancos é modelada como na equação 3. Seguindo Battese e Coelli (1993, 1995), os parâmetros das equações 3 e 8, juntamente com os termos  $\sigma^2$  e  $\gamma$ , serão estimadas simultaneamente por máxima verossimilhança utilizando o software estatístico Frontier 4.1<sup>1</sup>, e os níveis de eficiência serão definidos como nas equações 6 e 7.

<sup>1</sup> O software Frontier 4.1 é um software livre e pode ser encontrado em: <<http://www.uq.edu.au/economics/cepa/frontier.htm>>.

## 4.2 Dados amostrais

Serão considerados neste trabalho dados semestrais de bancos em operação no Brasil entre o primeiro semestre de 2003 e o segundo semestre de 2010. A maior parte dos dados foi extraída das demonstrações contábeis trimestrais dos bancos, com exceção dos dados referentes ao capital físico de algumas instituições, provenientes das demonstrações financeiras mensais. Tanto os dados trimestrais como os mensais são disponibilizados pelo BCB.

A definição dos produtos e insumos utilizados pelos bancos será realizada de acordo com a teoria da intermediação financeira, proposta por Sealey e Lindley (1977), segundo a qual os bancos utilizam capital, trabalho, materiais de expediente e fundos emprestados para produzir empréstimos e outros ativos remunerados. Além disso, seguindo trabalhos mais recentes (Altunbas et al, 2000 e Lozano-Vivas; Pasiouras, 2010 e Rondon, 2011), vamos considerar a prestação de serviços no vetor de *outputs*, pois segundo Lozano-Vivas e Pasiouras (2010), a omissão de produtos não tradicionais dos bancos, medidos pela prestação de serviços, por exemplo, pode gerar índices de eficiência subestimados.

Desta forma, considerou-se neste trabalho que os bancos ofertam crédito e arrendamento mercantil ( $y_1$ ), medidos pelo estoque de operações de crédito e arrendamento mercantil ao final de cada semestre; aplicações financeiras em tesouraria ( $y_2$ ), medidas pelo estoque de aplicações em títulos e valores mobiliários ao final de cada semestre; e prestação de serviços ( $y_3$ ), medida pelo volume de receitas com prestação de serviços ao final de cada semestre<sup>2</sup>.

Assume-se ainda que os bancos utilizam três insumos variáveis: depósitos e fundos, despesas administrativas e trabalho. Por se tratar de insumos variáveis utilizamos na fronteira seus preços. O preço dos depósitos e fundos emprestados ( $w_1$ ) é definido como a razão entre as despesas de captação e o estoque de depósitos e fundos emprestados; o preço das despesas administrativas ( $w_2$ ) é dado pela razão entre as despesas administrativas e o ativo circulante de cada banco<sup>3</sup>; e o preço do trabalho ( $w_3$ ) é calculado pela razão entre as despesas com pessoal no semestre e o número de trabalhadores.

Por último, considerou-se que os bancos utilizam um insumo quase-fixo. Por se tratar de um insumo quase-fixo, utiliza-se na definição da fronteira sua quantidade. Desta forma, o capital físico ( $k$ ) é medido em reais pelo estoque de imóveis de uso, móveis e equipamentos e sistemas de comunicação, processamento de dados, segurança e transporte. Por ser considerado um insumo quase-fixo, nas fronteiras estimadas considera-se sua quantidade e não o seu preço.

As variáveis explicativas que compõem os modelos são:

*público*: variável *dummy* que assume valor 1 para os bancos públicos.

*privado nacional*: variável *dummy* que assume valor 1 para os bancos privados nacionais<sup>4</sup>.

*ativo*: logaritmo natural do ativo total de cada banco.

*ativo2*: quadrado da variável *ativo*.

*pl/ativo*: razão entre o patrimônio líquido e o total de ativos.

*cld/credito*: razão entre as provisões para operações de crédito e arrendamento mercantil e o estoque de operações de crédito e arrendamento mercantil líquido de provisão.

*depav/deptot*: razão entre depósitos à vista e o total de depósitos.

*fun/ativo*: razão entre os fundos emprestados e o total de ativos.

A utilização destas variáveis é justificada pela adoção em trabalhos nacionais relacionados à eficiência bancária (Nakane, 1999; Silva e Jorge Neto, 2002 e Fujiwara, 2006).

As *dummies público* e *privado nacional* foram incluídas no modelo para captar possíveis efeitos da estrutura de propriedade sobre a ineficiência de custo e lucro dos bancos. Neste caso, os bancos estrangeiros formam a categoria de referência.

<sup>2</sup> A definição do produto “serviços” seguiu Rondon (2011).

<sup>3</sup> O cálculo do preço deste insumo teve por base o estudo de Costa e Nakane (2004), porém, dada agregação dos dados fornecidos pelo BCB, algumas contas do Cosif consideradas na definição das despesas administrativas não foram utilizadas pelos autores citados.

<sup>4</sup> Os bancos privados nacionais são definidos como os bancos privados controlados por residentes, mesmo que possuam participação minoritária estrangeira.



A variável *ativo* é utilizada como *proxy* para tamanho que, juntamente com sua forma quadrática *ativo2*, tem como objetivo verificar a existência de uma relação não linear entre tamanho e eficiência. A variável *pl/ativo*, por sua vez, reflete a participação de ativos próprios do banco em relação ao seu ativo total. A inclusão desta variável busca identificar se o nível de capitalização dos bancos possui relação com a ineficiência.

Como *proxy* para qualidade do crédito, utilizamos a variável *cld/crédito*. O objetivo é investigar se os bancos que ofertam crédito de melhor qualidade são mais ou menos ineficientes do que os demais. Quanto maior a razão entre a provisão para créditos com liquidação duvidosa e os créditos líquidos de provisão, pior a qualidade do crédito ofertado. Já as variáveis *depav/deptot* e *fun/ativo* buscam captar a relação entre diferentes fontes captação de recursos e a ineficiência.

São propostos 4 modelos de ineficiência, que serão estimados simultaneamente à fronteira de custo e de lucro. Em três deles, além das variáveis citadas anteriormente, utilizaremos as *dummies* de crise, definidas como:

*crise<sub>1</sub>*: variável *dummy* que assume valor unitário para o segundo semestre de 2008 e o primeiro semestre de 2009.

*crise<sub>2</sub>*: variável *dummy* que assume valor unitário para o segundo semestre de 2008.

*crise<sub>3</sub>*: variável *dummy* que assume valor unitário para os períodos compreendidos entre o segundo semestre de 2008 e o segundo semestre de 2010.

As *dummies* de crise, utilizadas também por Vu e Turnell (2011) e Kablan e Yousfi (2011), buscam captar os efeitos da crise financeira sobre a ineficiência dos bancos brasileiros. A *dummy crise<sub>1</sub>* capta o efeito médio da crise quando esta atingiu o Brasil, no segundo semestre de 2008 e no semestre seguinte quando seus efeitos mais agudos ainda eram percebidos. A *dummy crise<sub>2</sub>*, por sua vez, capta apenas o efeito imediato da crise, antes que as ações do Governo surtisse efeito. E por último, a *dummy crise<sub>3</sub>* busca verificar se os efeitos da crise sobre os bancos perduraram até o final do período analisado.

Para a definição da amostra foram desconsideradas as observações que apresentaram valor nulo para quaisquer das variáveis que compõem as fronteiras de custo e lucro. Além disso, das observações restantes foram descartadas ainda aquelas identificadas como outliers, que definimos como os 2% valores mais elevados do preço do trabalho e das despesas administrativas e das razões entre cada um dos três produtos e o total de ativos de cada banco<sup>5</sup>. Esta escolha foi feita devido à menor perda de informação, principalmente, durante o período da crise financeira. O resultado foi uma amostra não balanceada composta por 114 bancos independentes ou conglomerados financeiros, observados entre o primeiro semestre de 2003 e o segundo semestre de 2010, totalizando 1.324 observações. A amostra é bastante representativa, pois responde, em média, por 98,3% do ativo total do Consolidado I do Sistema Financeiro Nacional, 99,4% do estoque de crédito e o mesmo percentual dos depósitos totais. Dos 114 bancos, 62 são bancos privados nacionais, 39 são bancos estrangeiros e 13 são bancos públicos.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas nos modelos. Podemos observar que todas as variáveis apresentam assimetria positiva, com índices que variam de 2,25 a 13,85. No entanto, nas fronteiras estocásticas estimadas são considerados os logaritmos naturais de cada uma destas variáveis, o que reduz a assimetria. Esta, por sua vez, é um reflexo da presença de um número reduzido de grandes bancos. Nesta amostra, por exemplo, os cinco maiores bancos em cada período responderam, em média, por 65% do total de ativos do Consolidado I do Sistema Financeiro Nacional.

---

<sup>5</sup> Outras definições de *outliers* foram testadas, com resultados bastante robustos (não reportados). Estas estimativas podem ser obtidas junto aos autores.

TABELA 1 – Estatísticas descritivas (em milhares de R\$)

	Média	Mediana	Valor Mínimo	Valor Máximo	Desvio Padrão	Assimetria
<b>Custo Variável</b>	1.714.057	174.354	1.543	41.993.875	4.827.925	4,242
<b>Lucro</b>	253.130	21.075	- 494.851	6.955.703	824.462	4,987
<b>Títulos</b>	6.993.194	613.313	18	158.314.051	19.990.978	4,493
<b>Crédito</b>	9.868.474	775.663	20	334.193.046	32.228.273	5,428
<b>Prestação de serviços</b>	318.780	11.039	2	6.128.555	974.350	3,879
<b>Trabalho</b>	6.452	207	5	126.426	20.375	4,060
<b>Depósitos e fundos empr.</b>	20.873.091	1.635.143	218	604.110.303	66.287.149	4,967
<b>Despesas administrativas</b>	360.400	34.664	720	8.255.121	999.713	4,087
<b>Capital físico</b>	1.319.110	11.650	47	97.326.847	7.116.595	9,552
<b>Preço - trabalho<sup>1</sup></b>	105	79	9	500	83	2,150
<b>Preço - dep. e fundos empr.<sup>2</sup></b>	0,0694	0,0572	0,0002	1,7628	0,0699	13,851
<b>Preço - desp. adm.<sup>2</sup></b>	0,0259	0,0145	0,0011	0,1802	0,0309	2,335
<b>Ativo Total</b>	29.649.893	2.477.049	42.924	779.303.944	90.893.419	4,866

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil

Notas: 1/ milhares de reais por trabalhador. 2/ R\$ por R\$.

## 5 Resultados

As fronteiras de custo e lucro foram estimadas com base em 4 modelos de ineficiência. Os modelos 1, 2 e 3 adotam as *dummies crise*<sub>1</sub>, *crise*<sub>2</sub> e *crise*<sub>3</sub>, respectivamente, enquanto o modelo 4 não possui *dummy* para captar os efeitos da crise. Os coeficientes estimados das fronteiras estocásticas de custo e de lucro tendo por base o modelo 1 de ineficiência e os testes de especificação do modelo estão apresentados no Anexo. Os testes de razão de verossimilhança conduzidos para verificar a especificação do modelo rejeitaram as hipóteses nulas de que as funções de custo e de lucro são representadas pela função translog e pela função Coob-Douglas. O teste de razão de verossimilhança rejeitou também a hipótese nula de que os parâmetros  $\gamma$  de ambas as funções são iguais a zero<sup>6</sup>, o que nos permite afirmar que parte do ruído do modelo está associada à ineficiência.

### 5.1 Determinantes da ineficiência de custo

A Tabela 2 apresenta os coeficientes estimados dos quatro modelos utilizados para explicar a ineficiência de custo. Um fato importante a ser notado nestes resultados é a estabilidade dos coeficientes estimados nos quatro modelos.

O coeficiente positivo e estatisticamente significativo da *dummy público* indica que os bancos públicos foram, em média, menos eficientes do que os bancos estrangeiros (categoria de referência), mantendo tudo mais constante. Já os bancos privados nacionais apresentaram níveis médios de eficiência estatisticamente iguais aos dos bancos estrangeiros. A maior ineficiência dos bancos públicos é encontrada também por Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008), Silva e Jorge Neto (2002) e Fujiwara (2006). De acordo com Silva e Jorge Neto (2002), a maior ineficiência dos bancos públicos pode estar relacionada à manutenção, por parte destes, de agências deficitárias em localidades afastadas dos grandes centros e ao elevado número de funcionários.

<sup>6</sup> Para a hipótese nula  $\gamma = 0$ , a distribuição da razão de verossimilhança segue uma qui-quadrado mista com 12 graus de liberdade. A razão de verossimilhança foi igual a 495,84, enquanto o valor crítico ao nível de significância de 5%, que pode ser encontrado na Tabela 1 de Kodde e Palm (1986), foi igual a 20,41.

TABELA 2 – Variáveis explicativas da ineficiência de custo

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>constante</b>	-15,459*** (1,117)	-15,272*** (0,915)	-12,778*** (0,847)	-15,117*** (0,997)
<b>privado nacional</b>	0,015 (0,021)	0,024 (0,023)	0,033 (0,040)	0,023 (0,044)
<b>público</b>	0,146*** (0,038)	0,175*** (0,041)	0,227*** (0,036)	0,146*** (0,017)
<b>ativo</b>	2,049*** (0,141)	2,014*** (0,115)	1,719*** (0,058)	2,004*** (0,125)
<b>ativo2</b>	-0,064*** (0,004)	-0,062*** (0,004)	-0,055*** (0,004)	-0,063*** (0,004)
<b>pl/ativo</b>	-1,003*** (0,137)	-1,077*** (0,137)	-1,497*** (0,492)	-1,089*** (0,087)
<b>cld/crédito</b>	-0,191** (0,081)	-0,236*** (0,070)	-0,205** (0,096)	-0,269*** (0,082)
<b>depav/dep.tot</b>	0,159** (0,068)	0,241*** (0,055)	0,258*** (0,083)	0,182* (0,095)
<b>fun/ativo</b>	0,336*** (0,058)	0,348*** (0,065)	0,394*** (0,060)	0,378*** (0,021)
<b>crise<sub>1</sub></b>	-0,044 (0,027)			
<b>crise<sub>2</sub></b>		-0,075*** (0,026)		
<b>crise<sub>3</sub></b>			-0,138** (0,067)	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os símbolos \*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, variáveis significantes ao nível de 1%, 5% e 10%. Os erros padrão estão entre parênteses.

Na literatura nacional, porém, não há um consenso no que tange à relação entre o tipo de propriedade e ineficiência de custo. Os resultados obtidos por Tecles e Tabak (2010), por exemplo, apontam os bancos estrangeiros como sendo os menos eficientes. Já em Nakane (1999), os bancos menos eficientes foram os bancos privados nacionais e os bancos públicos foram os mais eficientes<sup>7</sup>.

Assim como em trabalhos anteriores (Nakane, 1999; Silva e Jorge Neto, 2002 e Fujiwara, 2006), os respectivos coeficientes positivo e negativo das variáveis *ativo* e *ativo2* apontam para uma relação em formato de “U” invertido entre tamanho e ineficiência. Isto indica que os bancos de médio porte são, em média, mais ineficientes do que os bancos de pequeno e grande porte. Silva e Jorge Neto (2002) associam a maior eficiência dos bancos de grande porte à sua capacidade de captar recursos a custos mais baixos no mercado, seja pela maior diversificação de produtos, que diminui os riscos assumidos, ou pela força de sua marca e reputação no mercado, que passam maior segurança para seus clientes. Já os bancos de pequeno porte, ainda segundo os autores, apresentam, em média, níveis de eficiência maiores devido a sua estrutura mais enxuta, capaz de compensar os custos mais elevados de captação de recursos.

A razão entre o patrimônio líquido e o total de ativos (*pl/ativo*) apresentou relação negativa com a ineficiência. Resultados análogos foram encontrados na literatura nacional por Nakane (1999), Silva e Jorge Neto (2002) e Tecles e Tabak (2010), e na literatura internacional por Lozano-Vivas e Pasiouras (2010) e Altunbas et al. (2000). Como o patrimônio líquido representa os recursos próprios da empresa, uma proporção maior destes em relação ao ativo total implica maiores perdas para os acionistas em caso de falência, o que pode ocasionar maior fiscalização por parte dos mesmos, incentivando o uso mais eficiente dos recursos. Este resultado é compatível com a hipótese de que problemas de risco moral envolvidos na administração dos recursos das empresas fazem com que firmas com maior participação de recursos próprios sejam mais eficientes. Outra razão, segundo Fonseca e González (2010), é a de que os depositantes, em geral, exigem retornos maiores sobre seus recursos aplicados em bancos com níveis

<sup>7</sup> Nakane (1999) classifica os bancos privados nacionais em bancos com participação estrangeira e sem participação estrangeira.

baixos de capital próprio. Desta forma, ao elevar os níveis de capital, os bancos conseguem captar recursos a custos mais baixos.

O coeficiente associado a variável *cld/crédito*, considerada como *proxy* para qualidade do crédito, aponta para uma relação positiva entre a oferta de crédito de boa qualidade (*cld/crédito* baixo) e a ineficiência de custo. Este resultado é encontrado por Tecles e Tabak (2010) e Fujiwara (2006), e pode estar relacionado a custos elevados de monitoração incorridos por bancos que buscam manter um nível de inadimplência baixo. Na literatura nacional, Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008) encontraram relação inversa entre qualidade e ineficiência, enquanto Nakane (1999) e Silva e Jorge Neto (2002) não encontraram nenhuma relação estatisticamente significativa entre estas variáveis.

Os bancos que possuem participação elevada de depósitos à vista em relação ao total de depósitos (*depav/dep.tot*) são, em média, mais ineficientes do que os demais. Este resultado é corroborado por Silva e Jorge Neto (2002) e Fujiwara (2006). De acordo com Silva e Jorge Neto (2002), embora os depósitos à vista sejam fontes de recursos não onerosas, sua relação positiva com a ineficiência pode estar relacionada à elevada incidência de reserva compulsória sobre os mesmos.

O coeficiente positivo da variável *fun/ativo* indica que os bancos com razão elevada entre fundos emprestados e o total de ativos são, em média, mais ineficientes que os demais, *ceteris paribus*. Este resultado foi encontrado por Nakane (1999) e Silva e Jorge Neto (2002), e pode estar relacionado aos custos elevados de obtenção de recursos junto a outras instituições financeiras e ao Banco Central, que são contabilizados nesta variável.

Em relação aos impactos da crise financeira mundial sobre a eficiência de custo dos bancos brasileiros, os coeficientes negativos e estatisticamente significantes das *dummies crise<sub>2</sub>* e *crise<sub>3</sub>* indicam que a crise financeira mundial teve um impacto negativo sobre a ineficiência dos bancos. Uma possível explicação para este resultado é que durante o período mais intenso da crise, o segundo semestre de 2008, os bancos buscaram utilizar seus recursos da maneira mais eficiente possível, seja porque o preço dos insumos, como dos depósitos e fundos emprestados, aumentaram durante este período, ou devido à escassez de recursos no mercado interbancário. Além disso, esta busca por maior eficiência no controle dos custos parece ter impactado positivamente a eficiência de custo no restante do período, efeito este captado pela *dummy crise<sub>3</sub>*. Kablan e Yousfi (2011) e Vu e Turnell (2011) não encontram evidências de que a crise tenha afetado a eficiência de custo dos bancos islâmicos e australianos, respectivamente.

## 5.2 Determinantes da ineficiência de lucro alternativa

As variáveis utilizadas no modelo de ineficiência de lucro são as mesmas adotadas no modelo de custo e seus coeficientes estimados estão reportados na Tabela 3. Assim como anteriormente, os valores dos coeficientes variam pouco entre os modelos e seus sinais não se alteram entre os quatro modelos.

Todas as *dummies* de propriedade (*público* e *privado nacional*) são significantes e apresentam sinais negativos. Este resultado mostra que durante o período analisado os bancos públicos foram, em média, os mais eficientes<sup>8</sup>, mantendo tudo mais constante, seguidos pelos bancos privados e pelos bancos estrangeiros. Este resultado aponta para uma possível deficiência na geração de receitas por parte dos bancos privados nacionais e estrangeiros, visto que estes apresentaram índices médios de eficiência de custo superiores aos dos bancos públicos. Estes últimos, por sua vez, se mostram capazes de cumprir seu papel social sem afetar sua capacidade de gerar lucro de forma eficiente. Este resultado pode ser um reflexo das medidas adotadas pelo governo após o Plano Real (PROEF e PROES), que reestruturaram os bancos públicos federais e incentivaram a saída dos bancos públicos estaduais ineficientes. Tecles e Tabak (2010) também analisam a eficiência de lucro dos bancos brasileiros, no entanto, seus resultados não possibilitam afirmar que a diferença entre as eficiências médias dos bancos públicos, privados e estrangeiros estão associadas ao tipo de propriedade.

---

<sup>8</sup> O teste t rejeitou a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes das *dummies público* e *privado nacional* em todos os modelos, possibilitando concluir que os bancos públicos são mais eficientes do que os bancos privados nacionais.

TABELA 3 – Variáveis explicativas da ineficiência de lucro

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>constante</b>	-40,095** (18,47)	-44,069** (20,226)	-47,414** (21,665)	-47,29** (23,365)
<b>privado nacional</b>	-3,245*** (0,365)	-2,89*** (0,405)	-3,401*** (0,398)	-3,327*** (0,455)
<b>público</b>	-6,623*** (0,602)	-5,969*** (0,942)	-6,503*** (0,718)	-7,465*** (0,801)
<b>ativo</b>	4,102* (2,136)	4,507* (2,444)	4,995* (2,629)	5,160* (2,820)
<b>ativo2</b>	-0,122* (0,063)	-0,132* (0,075)	-0,15* (0,081)	-0,155* (0,087)
<b>pl/ativo</b>	4,428** (2,242)	4,781** (2,053)	5,191*** (1,707)	4,777** (2,421)
<b>cld/crédito</b>	1,842** (0,882)	2,398*** (0,837)	2,723** (1,070)	3,497*** (1,297)
<b>depav/dep.tot</b>	0,116 (0,770)	-0,055 (1,287)	-0,344 (1,259)	-0,047 (1,333)
<b>fun/ativo</b>	-5,335*** (0,558)	-5,317*** (0,611)	-5,875*** (1,269)	-7,332*** (1,399)
<b>crise<sub>1</sub></b>	4,877*** (0,667)			
<b>crise<sub>2</sub></b>		6,854*** (0,771)		
<b>crise<sub>3</sub></b>			3,320*** (0,368)	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os símbolos \*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, variáveis significantes ao nível de 1%, 5% e 10%. Os erros padrão estão entre parênteses.

Na literatura internacional, não há consenso quanto aos impactos do tipo de propriedade sobre a eficiência de lucro dos bancos. No estudo de Tabak, Fazio e Cajueiro (2011), os bancos estrangeiros apresentaram eficiência de lucro média maior que os demais bancos. Por outro lado, Fuentes e Vergara (2007) e Sensarma (2008), analisando o setor bancário chileno e indiano, respectivamente, observaram que os bancos estrangeiros foram menos eficientes do que os bancos domésticos.

As variáveis *ativo* e *ativo2* foram significantes em todos os modelos, desta forma, assim como nos modelos de ineficiência de custo, os bancos de médio porte foram, em média, mais ineficientes do que os bancos de pequeno e grande porte. No caso dos bancos de grande porte, a maior eficiência pode estar relacionada ao elevado número de clientes destes bancos, o que possibilita maiores oportunidades de venda de produtos. Já os bancos de pequeno porte, que atuam geralmente em nichos de mercado, podem estar sendo beneficiados por ganhos na diferenciação de produtos.

Na literatura internacional, a relação entre tamanho e a ineficiência de lucro é controversa. Vu e Turnell (2011) não encontraram evidências de relação entre estas duas variáveis. Tabak, Fazio e Cajueiro (2011) e Sensarma (2008), no entanto, encontraram relação negativa entre tamanho e ineficiência, enquanto Berger e Mester (1997) encontram evidências de que nos EUA os bancos de pequeno porte foram menos ineficientes do que os demais durante o período analisado pelos autores.

A variável *pl/ativo* apresentou relação positiva e significativa com a ineficiência. Este resultado pode estar relacionado ao fato de que bancos mais capitalizados são mais conservadores em relação à aplicação de seus recursos. Desta forma, estes bancos podem estar abrindo mão de uma rentabilidade maior por mais estabilidade. Vu e Turnell (2011) encontram resultado análogo, enquanto Tecles e Tabak (2010) e Tabak, Fazio e Cajueiro (2011) encontram relação negativa entre capitalização e ineficiência.

O coeficiente positivo e estatisticamente significativo da variável *cld/crédito* indica que os bancos que geram crédito de melhor qualidade apresentam, em média, índices de eficiência de lucro maiores do que os demais bancos. Este resultado é compartilhado por Fuentes e Vergara (2007) e Tabak, Fazio e Cajueiro (2011). Esta relação é inversa à obtida nos modelos de ineficiência de custo, e pode estar

indicando que os bancos que incorrem em custos mais elevados para garantir a qualidade do crédito ofertado são recompensados com receitas mais elevadas que compensam estes custos.

A variável *depav/dep.tot* não apresentou relação significativa com a ineficiência de lucro. Já a relação entre o total de empréstimos e repasses governamentais em relação ao total de ativos (*fun/ativo*) apresentou relação negativa com a ineficiência. Mais uma vez, os coeficientes dos modelos de ineficiência de custo e lucro apontam relações inversas. Neste caso, o coeficiente negativo desta variável indica que os bancos com proporção maior deste tipo de recurso foram capazes de compensar seus custos elevados de captação, gerando receitas a partir dos mesmos de maneira eficiente.

Por último, as três *dummies* de crise apresentaram coeficientes positivos e significantes, indicando que a crise financeira mundial afetou de maneira adversa a eficiência de lucro dos bancos brasileiros. O valor mais elevado<sup>9</sup> da *dummy crise<sub>2</sub>* indica que o impacto da crise no segundo semestre de 2008 foi maior do que nos demais períodos considerados. As *dummies crise<sub>1</sub>* e *crise<sub>3</sub>* indicam, ainda, que mesmo após as ações do Banco Central no segundo semestre de 2008 e no primeiro semestre de 2009, os bancos não conseguiram recuperar os níveis de eficiência do período anterior à crise. Assim como no caso brasileiro, os bancos australianos estudados por Vu e Turnell (2011), também foram afetados negativamente pela crise financeira mundial.

Se combinarmos o impacto positivo da crise financeira sobre a eficiência de custo e o impacto negativo da mesma sobre a eficiência de lucro, podemos concluir que a crise afetou de maneira negativa a capacidade dos bancos de gerar receitas. Este impacto negativo pode estar associado a maior cautela dos bancos durante a crise e a queda na atividade econômica. Os efeitos distintos da crise financeira sobre a eficiência de custo e de lucro ressaltam mais uma vez a necessidade de se analisar as duas medidas de eficiência.

### 5.3 Eficiência

Esta seção apresenta os níveis de eficiência estimados de diversas perspectivas. O objetivo é reforçar e facilitar a visualização dos resultados obtidos até o momento. A Tabela 4 apresenta os níveis médios de eficiência para os períodos pré-crise, crise, pós-crise e para o período como um todo<sup>10</sup>.

TABELA 4 – Eficiências médias de custo e lucro

Período	Eficiência de custo	Eficiência de lucro	Número de observações
Pré-crise	0,572	0,754	921
Crise <sup>1</sup>	0,614	0,608	164
Pós-crise	0,595	0,749	239
<b>Total</b>	<b>0,582</b>	<b>0,735</b>	<b>1.324</b>

Fonte: Elaboração própria.

Nota: 1/ Considerou-se como crise o segundo semestre de 2008 e o primeiro semestre de 2009.

Se considerado todo o período, a eficiência média de custo foi de 0,582, indicando que os bancos, em média, desperdiçam aproximadamente 42% dos seus custos. A eficiência média de lucro, por sua vez, foi de 0,735, e nos diz que devido a custos excessivos, receitas deficientes ou ambos, os bancos brasileiros perderam, em média, aproximadamente 26% do lucro potencial. Nos estudos aplicados ao Brasil, a eficiência de custo variou entre 0,43 (Fujiwara, 2006) e 0,91 (Tabak, Fazio e Cajueiro, 2002). No caso da eficiência de lucro, este índice oscilou entre 0,49 (Tabak, Fazio e Cajueiro, 2002) e 0,75 (Tecles e Tabak, 2010).

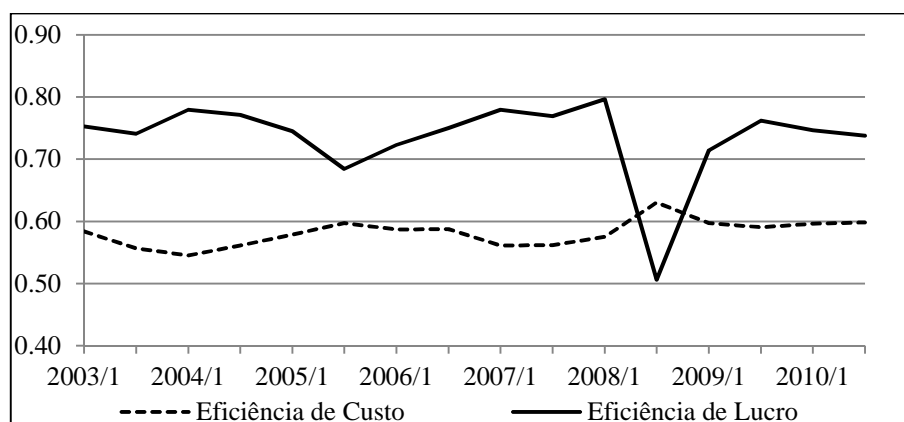
Podemos observar que a eficiência de custo média aumenta durante a crise e, embora decresça no período pós-crise, mantém-se num patamar superior ao observado no período pré-crise. Este comportamento reforça os resultados obtidos nos modelos de ineficiência de custo. Já a eficiência de

<sup>9</sup> Testes t conduzidos rejeitaram as hipóteses de igualdade estatística entre os coeficientes associados às *dummies crise<sub>1</sub>*, *crise<sub>2</sub>* e *crise<sub>3</sub>*, ao nível de 5% de significância.

<sup>10</sup> Os índices de eficiência apresentados nesta sessão foram estimados com base nas fronteiras de custo e lucro que adotam o Modelo 1 de ineficiência (modelo que inclui a *dummy crise<sub>1</sub>*).

lucro média apresenta uma forte queda durante a crise e, apesar de atingir nível próximo ao observado antes da crise, não se recupera completamente no último período. Este movimento inverso entre a eficiência de custo e de lucro fica mais evidente no Gráfico 2, onde é possível observar que, no segundo semestre de 2008, o pico na eficiência de custo coincide com uma queda brusca na eficiência de lucro.

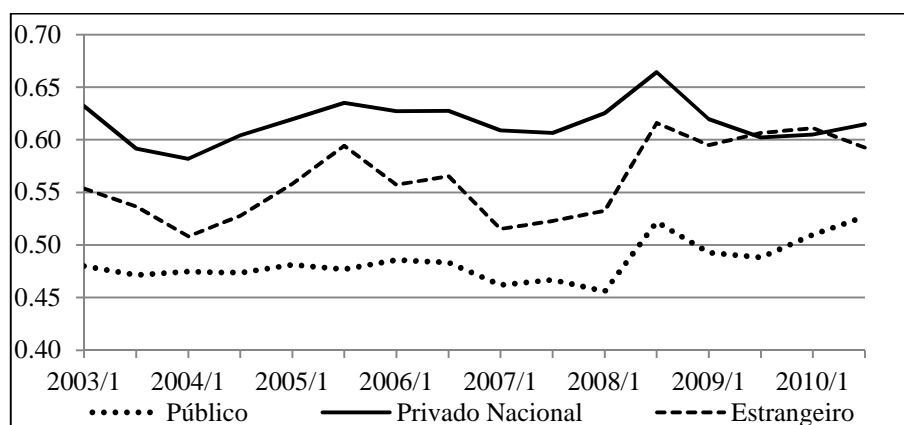
GRÁFICO 2 – Eficiência de custo e eficiência de lucro



Fonte: Elaboração própria.

Como os bancos possuem uma capacidade maior de controlar seus custos do que suas receitas, o aumento da eficiência de custo pode estar associado a uma tentativa de melhorar os resultados num momento em que a desaceleração econômica e a preferência dos bancos pela liquidez dificultavam a geração de receitas. Além disso, como já foi dito anteriormente, a elevação no custo dos insumos e a escassez dos mesmos no mercado interbancário, especialmente no segundo semestre de 2008, podem ter elevado os esforços para utilizar os insumos de maneira mais eficiente nos bancos com recursos limitados pela concentração da liquidez.

GRÁFICO 3 – Eficiência de custo por tipo de propriedade



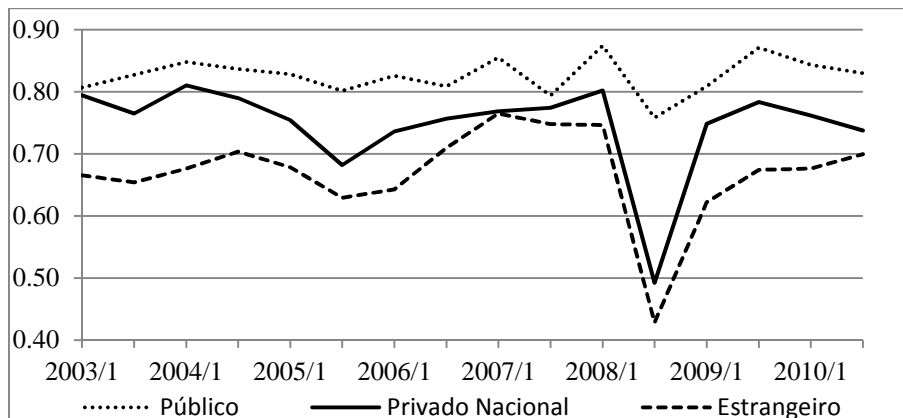
Fonte: Elaboração própria.

O Gráfico 3 apresenta a evolução da eficiência de custo média por tipo de propriedade ao longo do período. Nota-se que no segundo semestre de 2008 todas as categorias de bancos apresentam um pico que, como visto anteriormente, foi uma resposta à crise financeira mundial.

A evolução dos níveis médios de eficiência de lucro ao longo do período é apresentada no Gráfico 4. Observa-se que o impacto da crise financeira foi maior no segundo semestre de 2008 do que no primeiro semestre de 2009, fato este já identificado pelas *dummies*  $crise_1$  e  $crise_2$ . Um fato importante a ser notado é a tendência de queda na eficiência lucro apresentada pelos bancos estrangeiros no segundo semestre de 2007. Este comportamento pode estar relacionado à maior sensibilidade destes bancos a condições adversas no cenário externo. Já a eficiência média dos bancos privados nacionais vinha de uma tendência de alta iniciada em no primeiro semestre de 2006 e, embora tenham sido fortemente afetados

pela crise no segundo semestre de 2008, conseguiram atingir no semestre seguinte, nível médio de eficiência próximo ao observado no período imediatamente anterior à crise. A eficiência média dos bancos públicos, por sua vez, apresentou comportamento mais instável ao longo do período, alternando movimentos de elevação e queda. Porém, o movimento de queda no segundo semestre de 2008 foi maior do que os anteriores, sendo o nível médio de eficiência recuperado apenas no final de 2009.

GRÁFICO 4 – Eficiência de lucro por tipo de propriedade



Fonte: Elaboração própria.

O impacto maior da crise sobre os bancos privados nacionais e estrangeiros pode estar relacionado à queda na oferta de crédito por parte dos mesmos neste período, enquanto os bancos públicos assumiram postura oposta. Além disso, os bancos privados nacionais e estrangeiros de pequeno e médio porte podem ter encontrado maiores dificuldades para negociar suas carteiras de crédito no mercado interbancário, visto que os bancos de grande porte que antes adquiriam estas carteiras assumiram neste período uma posição mais conservadora. Os bancos públicos, por outro lado, ao contarem com a garantia dos seus controladores (União e Estados), não teriam problemas de captação.

## 6 Conclusão

Este estudo estimou as medidas de eficiência de custo e de lucro dos bancos brasileiros entre os anos de 2003 e 2010 utilizando a metodologia proposta por Battese e Coelli (1993, 1995). Os resultados mostraram que a eficiência de custo média dos bancos brasileiros foi de 0,58. Isto indica que durante este período os bancos brasileiros desperdiçaram em média 42% dos seus custos. Já a eficiência de lucro foi de 0,74. Neste caso, os bancos deixaram de ganhar, em média, 26% do lucro potencial.

Em relação à crise financeira de 2008, esta apresentou impactos distintos sobre as eficiências de custo e de lucro. Enquanto esta afetou positivamente a eficiência de custo, o inverso foi observado para a eficiência de lucro. Além disso, a eficiência de lucro mostrou-se mais sensível aos efeitos provocados pela crise, principalmente no segundo semestre de 2008. Já a eficiência de custo mostrou apenas um leve pico no segundo semestre de 2008. Neste período, a escassez de recursos no mercado interbancário parece ter incentivado os bancos a utilizarem os recursos disponíveis de forma mais eficiente, o que aumentou a eficiência de custo. Por outro lado, a queda na atividade econômica e a maior preferência dos bancos por liquidez reduziram a capacidade de geração de receitas, o que pode explicar a queda da eficiência de lucro.

Os efeitos assimétricos da crise sobre as medidas de eficiência consideradas neste estudo ressaltam a importância de se analisar tanto a eficiência de custo como a eficiência de lucro. A eficiência na geração de lucro parece estar sujeita a variações que estão fora do controle da firma bancária, como o nível de atividade econômica. Por outro lado, medidas internas de melhorias de gestão de recursos e processos podem ser empregadas como reação a eventos externos, como a crise de 2008. Além disso, considerar apenas a medida de eficiência de custo pode subestimar a eficiência do setor bancário brasileiro. Esta subestimação é possível, pois os bancos que possuem algum poder de mercado podem escolher um nível



de produção que proporcione lucros maiores, mas que não minimize seus custos. Desta forma, estes bancos podem ser considerados relativamente mais ineficientes se utilizada apenas a medida de eficiência de custo.

## Referências

AIGNER, D. J.; LOVELL, A. K. e SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*. v.6, n.1, p.21-37, jul. 1977.

ALTUNBAS, Y.; LIU, M.; MOLYNEUX, P e SETH, R. Efficiency and risk and Japanese banking. *Journal of Banking and Finance*. v.24, n.10, p.1605-1628, out. 2000.

BATTESE, G. E. e COELLI, T. J. A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects. *Armidale: Department of Econometrics. University of New England*, 1993. 27p. (Working Papers in Econometrics and Applied Statistics, 69)

BATTESE, G. E. e COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production for panel data. *Empirical Economics*. v.20, n.2, p.325-332, 1995.

BATTESE, G. E. e CORRA, G. Estimation of a production Frontier model with application to the pastoral zone of Easter Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, v.21, n.3, p. 167-179, 1977.

BECK, T.; LEVINE, R. e LOAYZA, N. Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*. v.58, n.1-2, p. 261-300, 2000

BERGER, A. N.; MESTER, L. J. Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of institutions. *Journal of Banking and Finance*. v.21, n.7, p.895-947, jul. 1997.

COELLI, T. J. et al. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 2. ed. Springer, 2005. 249p.

ERSOY, I. The impact of the global financial crisis on the efficiency of foreign banks in Turkey. In: *International Conference on Finance and Banking: Structural and regional impacts of financial crises*, 12, 2009, Ostravice. *Anais eletrônicos*. Ostravice: ICFB, 2009.

FREITAS, M. C. P. Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito. *Revista Estudos Avançados*. v. 23, n. 66, p.125-145, 2009.

FREIXAS, X. e ROCHET, J. *Microeconomics of Banking*. Cambridge: The MIT Press, 1999. 312p.

FUENTES, R. E VERGARA, M. Is Ownership Structure a Determinant of Bank Efficiency? Santiago: Central Bank of Chile, 2007. (Working Papers Central Bank of Chile, 456)

FUJIWARA, T. A mensuração do produto, eficiência e economias de escala dos bancos brasileiros. 2006. 60f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

GALLANT, A. R. Unbiased determination of production technologies. *Journal of Econometrics*. v.20, n.2, 285-324, nov. 1982.

GONTIJO, C. e OLIVEIRA, F. A. Subprime: os 100 dias que abalaram o capital financeiro mundial e os efeitos da crise sobre o Brasil. Belo Horizonte, mar. 2011. 176p.

KABLAN, S. e YOUSFI, O. Performance of Islamic Banks across the world: an empirical analysis over the period 2001-2008. Germany: University Library of Munich, 2011. 30p. (MPRA PAPER, 28695)

KING, R. G. e LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*. v.108, n.3, p. 717-737, 1993.

- KODDE, D. A. e PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*. v.54, n.5, p.1243-1248, set. 1986.
- LOZANO-VIVAS, A. e PASIOURAS, F. The impact of non-traditional activities on the estimation of bank efficiency: International evidence. *Journal of Banking and Finance*. v.34, n.7, p.1436-1449, jul. 2010.
- MEEUSEN, W. e van den BROECK, J. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*. v.18, n.2, p.435-444, jun. 1977.
- MESQUITA, M. e TORÓS, M. Considerações sobre a atuação do Banco Central na crise de 2008. Brasília: Banco Central do Brasil, 2010. 25p. (Trabalhos para discussão, 202)
- MITCHELL, K. e ONVURAL, N. M. Economies of scale and scope at large commercial banks: Evidence from the Fourier Flexible functional form. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.28, n.2, p.178-199, 1996.
- NAKANE, M. I. Productive efficiency in Brazilian banking sector. São Paulo: IPE/USP, 1999. 40p. (Texto para Discussão , 20/99)
- ONO, S. The Impact of the Russian Financial Crisis on the Efficiency of Russian Banks. *Economic Journal of Hokkaido University*, v.33, p.151-176, Jul 2004.
- OZKAN-GUNAY, E.N., TEKTAS, A. Efficiency Analysis of the Turkish Banking Sector in Precrisis and Crisis Period: A DEA Approach. *Contemporary Economic Policy*. v.24, n.3, p.418-431, 2006.
- PAULA, L. F.; FARIA JÚNIOR, J. A. Eficiência dos bancos públicos no Brasil: Uma avaliação empírica. In: Jayme Jr, F.; Crocco, M.. (Org.). *Bancos Públicos e Desenvolvimento*. Rio de Janeiro: IPEA, v., p. 259-287, 2010.
- PITT, M. M.; LEE, L.-E. Measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, v.9, n.1, p.43-64, ago. 1981.
- RONDON, L. V. Competitividade e eficiência do Sistema Financeiro Nacional: 1995-2008. 2011. 207f. Tese (Doutorado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2011.
- RUIZ, C.; TABAK, B. M.; CAJUEIRO, D. O. Mensuração da eficiência bancária na Brasil: A inclusão de indicadores macroprudenciais. *Revista Brasileira de Finanças*.v.6, n.6, p.411-436, 2008.
- SEALEY, C.; LINDLEY, J. Inputs, outputs and a theory of production and cost of depository financial institutions. *Journal of Finance*, v.32, n.4, p.1251-1266, set. 1977.
- SENSARMA, R. Deregulation, ownership and profit performance of banks: evidence from India. *Applied Financial Economics*. V.18, n.19, p.1581-1585, out. 2008.
- SILVA, T.; JORGE NETO, P. Economia de escala e eficiência nos bancos brasileiros após o Plano Real. *Estudos Econômicos*, v.32, n.4, p.577-619, 2002.
- SUFIAN, F., The impact of the Asian financial crisis on bank efficiency: The 1997 experience of Malaysia and Thailand. *Journal of International Development*. v.22, n.7, p.866-889, 2010.
- TABAK, B. M.; FAZIO, D. M. e CAJUEIRO, D. O. Profit, cost and scale efficiency for Latin American banks: concentration-performance relationship. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. 37p. (Working Papers Series, 244)
- TECLES, P. e TABAK, B. M. Determinants of Bank Efficiency: the case of Brazil. Brasília: Banco Central do Brasil. 2010. 38f. (Working Papers Series, 210)
- VU, H; TURNELL, S. Cost and profit efficiency of Australian banks, and the impact of the global financial crisis. *Economic Record*. v.87, n.279, p.525-536, 2011.

## Anexos

TABELA A1 – Fronteira de custo estimada

Variável	Parâmetro	Coefficiente <sup>1</sup>	Erro-Padrão	Variável	Parâmetro	Coefficiente	Erro-Padrão
<i>constante</i>	$\beta_0$	-4,375***	1,339	$\ln k$	$\alpha_1$	-0,001	0,068
$\ln w_1$	$\beta_1$	-0,379***	0,129	$\ln k \ln k$	$\alpha_2$	-0,015***	0,006
$\ln w_2$	$\beta_2$	0,814***	0,103	$\ln w_1 \ln k$	$\Omega_1$	-0,036***	0,008
$\ln w_3$	$\beta_3$	0,565 <sup>2</sup>		$\ln w_2 \ln k$	$\Omega_2$	-0,001	0,006
$\ln w_1 \ln w_1$	$\beta_{1,1}$	0,117***	0,013	$\ln w_3 \ln k$	$\Omega_3$	0,037 <sup>2</sup>	
$\ln w_1 \ln w_2$	$\beta_{1,2}$	-0,140***	0,011	$\ln y_1 \ln k$	$\psi_1$	-0,003	0,005
$\ln w_1 \ln w_3$	$\beta_{1,3}$	0,023 <sup>2</sup>		$\ln y_2 \ln k$	$\psi_2$	-0,009	0,007
$\ln w_2 \ln w_2$	$\beta_{2,2}$	0,211***	0,013	$\ln y_3 \ln k$	$\psi_3$	0,010**	0,004
$\ln w_2 \ln w_3$	$\beta_{2,3}$	0,071 <sup>2</sup>		$T$	$\tau_1$	0,001	0,006
$\ln w_3 \ln w_3$	$\beta_{3,3}$	-0,094 <sup>2</sup>		$T^2$	$\tau_2$	0,001**	0,001
$\ln y_1$	$\xi_1$	1,349***	0,391	$\text{sen}(x_1)$	$\omega_1$	-0,461*	0,247
$\ln y_2$	$\xi_2$	0,593*	0,360	$\text{sen}(x_2)$	$\omega_2$	-0,212	0,329
$\ln y_3$	$\xi_3$	0,433	0,267	$\text{sen}(x_3)$	$\omega_3$	0,406*	0,210
$\ln y_1 \ln y_1$	$\xi_{1,1}$	-0,032	0,033	$\text{sen}(x_1 + x_1)$	$\omega_{1,1}$	0,652***	0,169
$\ln y_1 \ln y_2$	$\xi_{1,2}$	-0,039***	0,010	$\text{sen}(x_1 + x_2)$	$\omega_{1,2}$	0,282	0,225
$\ln y_1 \ln y_3$	$\xi_{1,3}$	-0,015***	0,005	$\text{sen}(x_1 + x_3)$	$\omega_{1,3}$	-0,136	0,139
$\ln y_2 \ln y_2$	$\xi_{2,2}$	0,066**	0,032	$\text{sen}(x_2 + x_2)$	$\omega_{2,2}$	0,194	0,186
$\ln y_2 \ln y_3$	$\xi_{2,3}$	-0,006	0,006	$\text{sen}(x_2 + x_3)$	$\omega_{2,3}$	-0,190	0,120
$\ln y_3 \ln y_3$	$\xi_{3,3}$	-0,004	0,034	$\text{sen}(x_3 + x_3)$	$\omega_{3,3}$	0,038	0,049
$\ln w_1 \ln y_1$	$\eta_{1,1}$	-0,010	0,009	$\text{cos}(x_1)$	$\varphi_1$	1,876***	0,569
$\ln w_1 \ln y_2$	$\eta_{1,2}$	0,067***	0,009	$\text{cos}(x_2)$	$\varphi_2$	0,682	0,643
$\ln w_1 \ln y_3$	$\eta_{1,3}$	0,030***	0,007	$\text{cos}(x_3)$	$\varphi_3$	0,276	0,591
$\ln w_2 \ln y_1$	$\eta_{2,1}$	0,030***	0,009	$\text{cos}(x_1 + x_1)$	$\varphi_{1,1}$	0,373***	0,144
$\ln w_2 \ln y_2$	$\eta_{2,2}$	-0,005	0,008	$\text{cos}(x_1 + x_2)$	$\varphi_{1,2}$	-0,711***	0,175
$\ln w_2 \ln y_3$	$\eta_{2,3}$	-0,012**	0,005	$\text{cos}(x_1 + x_3)$	$\varphi_{1,3}$	0,260**	0,127
$\ln w_3 \ln y_1$	$\eta_{3,1}$	-0,020 <sup>2</sup>		$\text{cos}(x_2 + x_2)$	$\varphi_{2,2}$	0,493***	0,144
$\ln w_3 \ln y_2$	$\eta_{3,2}$	-0,062 <sup>2</sup>		$\text{cos}(x_2 + x_3)$	$\varphi_{2,3}$	-0,193	0,184
$\ln w_3 \ln y_3$	$\eta_{3,3}$	-0,018 <sup>2</sup>		$\text{cos}(x_3 + x_3)$	$\varphi_{3,3}$	0,193**	0,080
	$\sigma^2$	0,058***	0,003				
	$\gamma$	0,638***	0,019				

Log Verossimilhança = 108,39

Fonte: Elaboração própria.

Nota: 1/ Os símbolos \*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, variáveis significantes ao nível de 1%, 5% e 10%. 2/ Estes coeficientes foram calculados utilizando as restrições impostas sobre os parâmetros da fronteira estocástica.

TABELA A2 – Testes de especificação para a fronteira de custo

Hipótese Nula	Estatística de Teste	Graus de Liberdade	Valor Crítico
$H_0: \phi_n = \omega_n = \phi_{nj} = \omega_{nj} = 0, \quad \text{para todo } n, j$	117,65	18	28,87
$H_0: \beta_{nj} = \xi_{nj} = \alpha_{nj} = \eta_{nj} = \Omega_{nj} = \psi_{nj} = \tau_2 = \phi_n = \omega_n = \phi_{nj} = \omega_{nj} = 0, \quad \text{para todo } n, j$	1.305,18	40	55,76

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A3 – Fronteira de lucro estimada

Variável	Parâmetro	Coefficiente <sup>1</sup>	Erro-Padrão	Variável	Parâmetro	Coefficiente	Erro-Padrão
<i>costante</i>	$\beta_0$	15,545***	1,200	$\ln k$	$\alpha_1$	-0,062	0,106
$\ln w_1$	$\beta_1$	0,260	0,268	$\ln k \ln k$	$\alpha_2$	0,018**	0,008
$\ln w_2$	$\beta_2$	0,937***	0,152	$\ln w_1 \ln k$	$\Omega_1$	-0,031**	0,014
$\ln w_3$	$\beta_3$	-0,197 <sup>2</sup>		$\ln w_2 \ln k$	$\Omega_2$	0,021**	0,010
$\ln w_1 \ln w_1$	$\beta_{1,1}$	0,082***	0,028	$\ln w_3 \ln k$	$\Omega_3$	<sup>2</sup>	
$\ln w_1 \ln w_2$	$\beta_{1,2}$	0,029	0,018	$\ln y_1 \ln k$	$\psi_1$	-0,007	0,008
$\ln w_1 \ln w_3$	$\beta_{1,3}$	-0,111 <sup>2</sup>		$\ln y_2 \ln k$	$\psi_2$	-0,006	0,010
$\ln w_2 \ln w_2$	$\beta_{2,2}$	-0,014	0,021	$\ln y_3 \ln k$	$\psi_3$	0,003	0,006
$\ln w_2 \ln w_3$	$\beta_{2,3}$	-0,015 <sup>2</sup>		$T$	$\tau_1$	0,052***	0,009
$\ln w_3 \ln w_3$	$\beta_{3,3}$	0,126 <sup>2</sup>		$T^2$	$\tau_2$	-0,003***	0,001
$\ln y_1$	$\xi_1$	1,563***	0,419	$\text{sen}(x_1)$	$\omega_1$	-0,477	0,425
$\ln y_2$	$\xi_2$	-1,193***	0,410	$\text{sen}(x_2)$	$\omega_2$	0,594	0,475
$\ln y_3$	$\xi_3$	-0,902**	0,408	$\text{sen}(x_3)$	$\omega_3$	0,669**	0,317
$\ln y_1 \ln y_1$	$\xi_{1,1}$	-0,107***	0,037	$\text{sen}(x_1 + x_1)$	$\omega_{1,1}$	0,413*	0,245
$\ln y_1 \ln y_2$	$\xi_{1,2}$	-0,040**	0,017	$\text{sen}(x_1 + x_2)$	$\omega_{1,2}$	0,032	0,319
$\ln y_1 \ln y_3$	$\xi_{1,3}$	0,022**	0,009	$\text{sen}(x_1 + x_3)$	$\omega_{1,3}$	-0,117	0,216
$\ln y_2 \ln y_2$	$\xi_{2,2}$	0,148***	0,041	$\text{sen}(x_2 + x_2)$	$\omega_{2,2}$	-0,464**	0,224
$\ln y_2 \ln y_3$	$\xi_{2,3}$	0,031***	0,010	$\text{sen}(x_2 + x_3)$	$\omega_{2,3}$	0,283	0,211
$\ln y_3 \ln y_3$	$\xi_{3,3}$	0,059	0,050	$\text{sen}(x_3 + x_3)$	$\omega_{3,3}$	0,113	0,070
$\ln w_1 \ln y_1$	$\eta_{1,1}$	-0,011	0,017	$\text{cos}(x_1)$	$\varphi_1$	2,259***	0,631
$\ln w_1 \ln y_2$	$\eta_{1,2}$	0,115***	0,015	$\text{cos}(x_2)$	$\varphi_2$	-2,360***	0,805
$\ln w_1 \ln y_3$	$\eta_{1,3}$	0,001	0,011	$\text{cos}(x_3)$	$\varphi_3$	-0,852	0,845
$\ln w_2 \ln y_1$	$\eta_{2,1}$	0,012	0,014	$\text{cos}(x_1 + x_1)$	$\varphi_{1,1}$	0,023	0,206
$\ln w_2 \ln y_2$	$\eta_{2,2}$	-0,089***	0,012	$\text{cos}(x_1 + x_2)$	$\varphi_{1,2}$	-0,035	0,271
$\ln w_2 \ln y_3$	$\eta_{2,3}$	0,017**	0,009	$\text{cos}(x_1 + x_3)$	$\varphi_{1,3}$	0,253	0,188
$\ln w_3 \ln y_1$	$\eta_{3,1}$	-0,001 <sup>2</sup>		$\text{cos}(x_2 + x_2)$	$\varphi_{2,2}$	-0,087	0,202
$\ln w_3 \ln y_2$	$\eta_{3,2}$	-0,026 <sup>2</sup>		$\text{cos}(x_2 + x_3)$	$\varphi_{2,3}$	-0,400*	0,238
$\ln w_3 \ln y_3$	$\eta_{3,3}$	-0,018 <sup>2</sup>		$\text{cos}(x_3 + x_3)$	$\varphi_{3,3}$	-0,104	0,116
	$\sigma^2$	3,363 ***	0,317				
	$\gamma$	0,988 ***	0,001				

Log Verossimilhança = - 518,77

Fonte: Elaboração própria.

Nota: 1/ Os símbolos \*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, variáveis significantes ao nível de 1%, 5% e 10%. 2/ Estes coeficientes foram calculados utilizando as restrições impostas sobre os parâmetros da fronteira estocástica.

TABELA A4 – Testes de especificação para a fronteira de lucro

Hipótese Nula	Estatística de Teste	Graus de Liberdade	Valor Crítico
$H_0: \phi_n = \omega_n = \phi_{nj} = \omega_{nj} = 0$ , para todo $n, j$	192,49	18	28,87
$H_0: \beta_{nj} = \xi_{nj} = \alpha_{nj} = \eta_{nj} = \Omega_{nj} = \psi_{nj} = \tau_2 = \phi_n = \omega_n = \phi_{nj} = \omega_{nj} = 0$ , para todo $n, j$	1.045,91	40	55,76

Fonte: Elaboração própria.