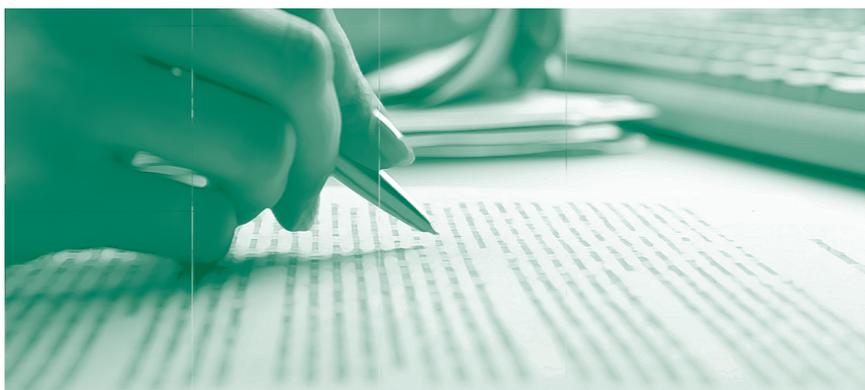


Opacidade e Crédito Bancário: evidências empíricas a partir da NYSE e da NASDAQ

Helder Ferreira de Mendonça,
Renato Falci Villela Loures, Délio José Cordeiro Galvão

Novembro, 2013

Trabalhos para Discussão



337

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 337	novembro	2013	p. 1-27
--------------------------	----------	--------	----------	------	---------

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: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail*: eduardo.lima@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 337.

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

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

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

Fax: (61) 3414-1898

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.

Divisão de Atendimento ao Cidadão

Banco Central do Brasil

Deati/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/?FALECONOSCO>>

Opacidade e Crédito Bancário: evidências empíricas a partir da NYSE e da NASDAQ*

Helder Ferreira de Mendonça**
Renato Falci Villela Loures***
Délcio José Cordeiro Galvão****

Resumo

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

Este artigo faz uma contribuição à literatura sobre opacidade e crédito bancário por meio de evidências empíricas obtidas a partir de dados de 310 bancos da NYSE e da NASDAQ referentes ao período 1990-2009. Além de desenvolver um índice de opacidade com base nas informações de risco dos bancos, a análise empírica identifica e considera eventos de paradas súbitas de crédito. A conclusão principal é que uma redução na opacidade dos bancos promove um ambiente favorável ao desenvolvimento de um sistema bancário saudável, o que, por conseguinte, facilita o fortalecimento da cadeia de crédito e a prevenção de crises financeiras.

Palavras-chave: opacidade bancária; crédito bancário; parada súbita do crédito; crise financeira.

Classificação JEL: E51; G14; G15.

* Uma versão deste artigo encontra-se publicada sob o título "Credit and Bank Opaqueness: How to avoid financial crises?", *Economic Modelling*, 33(1), 605-612.

**Universidade Federal Fluminense Departamento de Economia e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

***Universidade Federal Fluminense, Departamento de Economia.

****Banco Central do Brasil, Departamento de Organização do Sistema Financeiro.

1. Introdução

Desde meados de 2000, e principalmente depois da crise do subprime, uma literatura emergente destaca a relevância da incerteza no sistema bancário. Como sugerido por Morgan (2002) os termos opacidade e incerteza são equivalentes na análise da indústria bancária. O argumento de que as instituições bancárias não são transparentes tem desempenhado um papel central na busca de ferramentas para melhorar a supervisão prudencial de bancos.¹ O terceiro pilar do Novo Acordo de Capital (BIS, 2004) enfatiza que os investidores devem receber informações completas sobre o risco do banco (Ianotta, 2006).

De acordo com Flannery, Kwan, e Nimalendran (2010), é plausível supor que os bancos são menos transparentes durante crises financeiras, o que, por sua vez, faz da identificação de bancos sólidos um assunto nebuloso. Tal ponto é crucial, pois quando a capacidade de crédito enfraquece, a cadeia de crédito pode quebrar (Pritsker, 2010). Como observado por Calvo (2010), a crise do subprime é um evento em que o mercado viu uma queda no fluxo de crédito bancário doméstico para o setor privado. Sendo assim, é possível combinar o argumento de Calvo de que a parada súbita do crédito (CSS, do inglês, *credit sudden stop*) é o problema principal das crises financeiras com a relação entre a opacidade e crédito bancário.

Com base nos argumentos supracitados, torna-se claro que a opacidade bancária, o crédito para o setor privado, e crises financeiras estão interligados. A opacidade do banco produz um ambiente propício para a criação de bolhas com o poder de desencadear uma crise financeira por meio de paradas súbitas do crédito. Como consequência, parece bastante plausível que investidores necessitem de mais informações sobre o risco do banco como uma forma de reduzir a incerteza. Um aumento na transparência bancária promove um ambiente favorável ao desenvolvimento de um sistema bancário sólido, que por sua vez viabiliza o fortalecimento da cadeia de crédito e a prevenção de crises financeiras. O presente estudo está de acordo com essa percepção e contribui para a literatura sobre opacidade bancária e crédito bancário por meio de evidências empíricas obtidas a partir de dados de bancos da NYSE (a bolsa de valores de Nova Iorque) e da NASDAQ (a bolsa de valores eletrônica norte-americana).

¹ Para uma análise sobre regulação financeira e transparência de informação na indústria bancária, ver de Mendonça, Galvão, Loures (2012).

Os dados utilizados na análise empírica correspondem ao período que se estende do primeiro trimestre de 1990 até o quarto trimestre de 2009 levando em consideração 310 bancos da NYSE e da NASDAQ. Como observado por Flannery, Kwan, e Nimalendran (2010), o período em consideração é suficiente para uma análise confiável, pois abrange vários períodos de estresse e tranquilidade. As evidências empíricas referentes ao efeito da opacidade bancária no crédito são obtidas por meio de modelos de dados em painel estimados pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM, do inglês, *Generalized Method of Moments*). Além disso, este estudo considera o impacto causado por paradas súbitas de crédito, a partir da metodologia proposta por Calvo (2010), sobre o crédito bancário.

Além desta introdução o restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção expõe o índice de opacidade e o seu desempenho nos mercados da NYSE e da NASDAQ; a seção 3 apresenta o conjunto de dados e metodologia; a seção 4 mostra evidências empíricas sobre a relação entre a opacidade bancária e o crédito; e a última seção conclui o estudo.

2. Índice de opacidade

Com base no argumento de Iannotta (2006) de que informações sobre o risco bancário são cruciais para um sistema financeiro sólido, criamos um índice de opacidade (*OI*, do inglês, *opacity index*) que considera a diferença entre o risco real assumido pelos bancos (*RR*) e a percepção de risco dos agentes econômicos como uma medida de opacidade bancária. De forma intuitivamente, um *OI* elevado reflete uma assimetria de informações no mercado, o que, por conseguinte, gera uma grande dificuldade em relação ao modo como os depositantes avaliarão a solvência do banco (Flannery, Kwan, Nimalendran, 2010).

Tendo como referência a classificação da *Bloomberg* dos “maiores bancos”, a amostra é constituída de 310 bancos (39 da NYSE e 271 da NASDAQ). O período de análise inclui informações do primeiro trimestre de 1990 até o quarto trimestre de 2009 (17.006 observações para dados desbalanceados).

Neste estudo, *RR* significa o risco de perda total de ativos dos bancos no período t . Para calcular o *RR* fizemos uma adaptação do procedimento adotado por Allen e Bali (2007) para a mensuração do risco de catástrofe de instituições financeiras. Assim, o

primeiro passo foi obter a taxa de retorno sobre os ativos (*ROA*) que é dada por:

$$(1) \quad ROA_{i,t} = 100[(TA_{i,t}/TA_{i,t-1})-1],$$

Onde *TA* significa total de ativos do banco, e *i* são os bancos.²

Depois de calcular o *ROA*, obtivemos o *RR* de cada banco. Uma janela móvel de 5 anos foi aplicada devido à recomendação do Novo Acordo de Capital para a criação de um banco de dados de instituições financeiras que adotam métodos avançados de gerenciamento de risco. Destarte, com base nas informações de 20 períodos e da aplicação do método de simulação de Monte Carlo e do Valor em Risco (*Value at Risk* – *VaR*) de mercado para um nível de significância de 95%, o $RR_{i,t}$ é resultado de:

$$(2) \quad RR_{i,t} = VaR(ROA_{i,t-19}, ROA_{i,t-18}, \dots, ROA_{i,t-1}, ROA_{i,t}; \mu, \sigma, 0.05),$$

Onde μ é a média e σ é o desvio padrão de $(ROA_{i,t-19}, \dots, ROA_{i,t})$, assumindo uma distribuição normal.

Com base no argumento de Kaminsky e Reinhart (1999) de que os preços de ações revelam informações sobre os fundamentos dos bancos e também no procedimento adotado para cálculo do *ROA*, o próximo passo é calcular o retorno, baseado no preço de fechamento (*RCP*, do inglês, *reference closing price*), isto é:

$$(3) \quad RCP_{i,t} = 100[(CP_{i,t}/CP_{i,t-1})-1],$$

Onde *CP* é o preço de fechamento e *t* o período das ações do banco.

Conforme destacado por Flannery, Kwan e Nimalendran (2010) é importante considerar somente volatilidades fundamentais neste tipo de análise. Portanto, o filtro Hodrick- Prescott foi aplicado na série *RCP* (RCP') como uma forma de eliminar as perturbações de curto prazo. Além disso, o cálculo da percepção de risco dos agentes econômicos sobre o risco do banco (*RP*, do inglês, *risk perception*) é similar àquele para o *RR*. Em suma, com base em uma janela móvel de cinco anos é aplicada a simulação de Monte Carlo e, em seguida, a metodologia *VaR*. Como consequência temos:

$$(4) \quad RP_{i,t} = VaR(RCP'_{i,t-19}, RCP'_{i,t-18}, \dots, RCP'_{i,t-1}, RCP'_{i,t}; \mu, \sigma, 0.05),$$

onde μ é a média e σ é o desvio padrão $(RCP'_{i,t-19}, \dots, RCP'_{i,t})$, assumindo uma distribuição normal.

²Os dados para o total de ativos bancários (total assets – BS_TOT_ASSET) foram extraídos do terminal Bloomberg.

Finalmente o índice de opacidade é calculado (a escala vai de “0” (menor opacidade) a 100 (maior opacidade)) por meio da diferença absoluta entre o risco real assumido pelos bancos (equação 2) e a percepção de risco dos agentes econômicos sobre o risco do banco (equação 4). Assim:

$$(5) \quad OI_t = |RR_t - RP_t|.$$

É importante frisar que este estudo segue a observação de Flannery, Kwan e Nimalendran (2010) de que os bancos da NYSE e de NASDAQ não podem ser analisados juntos porque cada mercado possui acordos comerciais diferentes. Além disso, vale ressaltar que dos 31 maiores bancos incluídos na amostra deste estudo (10% da amostra), 22 possuem ações negociadas na NYSE. Portanto, a fim de analisar os bancos considerados grandes demais para falir (“too big too fail”), os 10 maiores bancos da NYSE e os 50 maiores bancos de NASDAQ foram analisados em separado.³

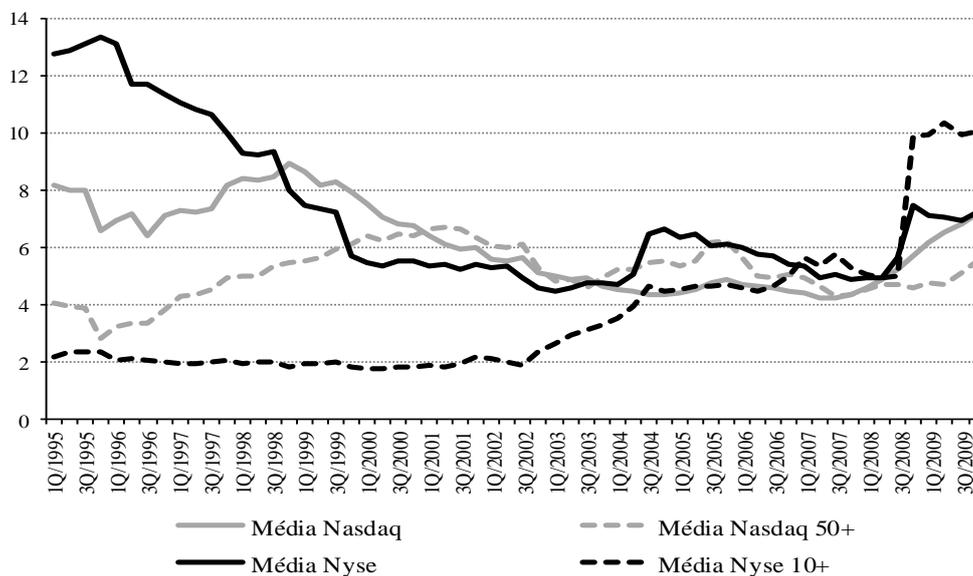
A figura 1 mostra a evolução da média de opacidade dos bancos da NYSE e da NASDAQ. Além disso, também é possível verificar a média para os 10 maiores bancos da NYSE (média Nyse 10+) e os 50 maiores bancos da NASDAQ (média Nasdaq 50+). Devido ao uso de uma janela móvel de 5 anos, o período abrange o primeiro trimestre de 1995 até o quarto trimestre de 2009. Observamos que há uma tendência de convergência entre os índices de opacidade dos maiores bancos e a média a partir do final dos anos 1990 e início dos anos 2000. Entretanto, a tendência é alterada devido à crise do subprime no final da década de 2000.

O comportamento dos bancos da NYSE mostra que, de um modo geral, houve uma tendência de diminuição da opacidade bancária no fim da década de 1990 e início dos anos 2000. Depois desse período, observamos uma estabilidade do *OI* até a crise do subprime quando houve uma elevação súbita do índice. Por outro lado, a variação do *OI* dos 10 maiores bancos da NYSE mostrou, em média, uma estabilidade durante o fim da década de 1990 e princípio dos anos 2000. O período subsequente (terceiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2004) mostra um aumento significativo no *OI*. Uma possível explicação para essa observação refere-se às políticas adotadas pela administração Bush para estimular a economia dos Estados Unidos da América (EUA) depois dos ataques de 11 de setembro de 2001 (ver, Bordo, 2009; e Calomiris 2009). Tais políticas criaram um ambiente favorável à criação de um sistema bancário paralelo,

³A classificação dos maiores e menores bancos foi baseada no total de ativos das instituições financeiras no quarto trimestre de 2009.

o que, por sua vez, reduziu consideravelmente o nível de transparência.⁴

Figura 1
Evolução do Índice de Opacidade (OI)



Nota: "Q" corresponde a "trimestre".

A trajetória do *OI* para os bancos de NASDAQ revela, de modo geral, uma queda na opacidade bancária no início dos anos 2000 e estabilização depois deste período. Embora não tenha ocorrido de forma abrupta como observado para os bancos da NYSE, a figura 1 mostra que a opacidade dos bancos da NASDAQ aumentou durante a crise do subprime. A trajetória do *OI* para os 50 maiores bancos da NASDAQ mostra uma tendência de alta no fim da década de 1990 e início dos anos 2000, e uma relativa estabilização depois desse período. Tal como observado para amostra total, os 50 maiores bancos da NASDAQ não apresentaram um aumento abrupto do *OI* durante a crise do subprime. Em síntese, a figura 1 mostra que há um comportamento diferente do índice de opacidade ao se considerar os bancos da NYSE e da NASDAQ, bem como os maiores bancos em relação aos demais. Uma possível razão para a trajetória (média) dos bancos da NASDAQ acima da (média) observada para os bancos da NYSE na maior parte do período em análise é que, como observado por Flannery, Kwan e Nimalendran

⁴O sistema bancário paralelo é o conjunto de intermediários financeiros não bancários, que fornece crédito, mas cujos membros não estão sujeitos à supervisão regulatória, principalmente devido ao fato de que ele não aceita depósitos bancários tradicionais.

(2004), as ações dos bancos de NASDAQ possuem baixa volatilidade de retorno o que, por conseguinte, faz com que os analistas tenham uma maior capacidade de previsão em relação aos ganhos.

3. Dados e metodologia

As duas principais variáveis utilizadas no modelo empírico correspondem ao índice de opacidade (*OI*) apresentado na seção anterior e a razão entre o total de empréstimos e o total de ativos como uma medida do crédito bancário (*BC*, do inglês, *bank credit*).⁵ Devido à hipótese de que uma maior transparência implica menor incerteza, o modelo empírico pressupõe uma relação negativa entre *BC* e *OI*. Em outras palavras, há uma redução nos problemas de seleção adversa e risco moral, o que cria um ambiente propício para o fortalecimento de crédito. Além disso, bancos com maior transparência podem atrair mais depósitos e, dessa forma, aumentar a oferta de crédito.

Tomando como referência Lown e Morgan (2006), as seguintes variáveis são usadas para observar o impacto da opacidade sobre o crédito bancário:⁶

(i) Expectativa da taxa de juros dos EUA (*TB*, do inglês, *Treasury Bill*) – são as expectativas das taxas de juros dos EUA para 3 meses (Taxa das Letras do Tesouro de 3 meses). É esperada uma relação positiva entre *BC* e *TB*. Vale notar que empréstimos com taxas de juros prefixadas são populares no mercado norte-americano, portanto, uma expectativa de elevação das taxas de juros causa um aumento na demanda por empréstimos hoje.

(ii) Expectativa de produto interno bruto dos EUA (*GDP*, do inglês, *gross domestic product*) – previsão do PIB quatro trimestres à frente. O *GDP* possui uma relação positiva com o *BC* devido ao fato de que um aumento do produto tende a elevar o volume de empréstimos.

(iii) Índice de preços de commodities (*COM*) – baseado no Índice de Preços de Commodities Industriais do Instituto de Pesquisa de Ciclo Econômico do *Journal of Commerce* (*JOCIINDEX* Index) – acumulado (quatro trimestres).⁷ Destarte, *COM* é resultado de:

⁵ O total de empréstimos foi obtido a partir do terminal Bloomberg. A divisão pelo total de ativos foi feita para padronizar os dados devido à presença de bancos de diferentes tamanhos.

⁶ Dados relacionados ao *TB* e *PIB* foram coletados a partir do Federal Reserve Bank of Philadelphia.

⁷ Este índice foi coletado do terminal Bloomberg e abrange o preço de 18 commodities.

$$(6) \quad COM_t = 100[(JOCIINDEX_t / JOCIINDEX_{t-4}) - 1].$$

Espera-se uma relação positiva entre as variáveis *BC* e *COM*. Um aumento na produção industrial leva a uma elevação na demanda por commodities industriais, que, por sua vez, provoca um aumento de preço e, como consequência, um aumento na demanda por crédito.

Este estudo faz uso do método de dados em painel. Como apontado por Arellano e Bond (1991), uma vantagem de usar o modelo dinâmico de dados em painel (GMM) e não outros (como, por exemplo, Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados Generalizados) é que além de eliminar os efeitos não observados nas regressões, os parâmetros estimados são confiáveis, mesmo no caso de variáveis omitidas. Em particular, o uso de variáveis instrumentais permite a estimação dos parâmetros de forma mais consistente, mesmo no caso de endogeneidade em variáveis explicativas e a ocorrência de erros de mensuração (Bond, Hoeffler, e Temple, 2001).

Modelos econométricos tradicionais têm como hipótese o fato de o termo de erro não estar correlacionado com seus estimadores. Nos casos em que os estimadores estão correlacionados com o termo de erro, há um problema de endogeneidade e, assim, o resultado das regressões é inconsistente. Wooldridge (2001) apresenta três hipóteses para a existência de variáveis endógenas: variáveis omitidas, erro de medida, e simultaneidade nas regressões. As variáveis podem ser omitidas, por exemplo, quando não são conhecidas ou não estão disponíveis. O erro de medida pode ocorrer quando é necessário medir o efeito parcial de uma variável. Finalmente, a simultaneidade ocorre quando uma das variáveis explicativas também é explicada pela variável dependente.

O modelo empírico desenvolvido neste estudo está sujeito aos problemas acima mencionados. Em suma, nem todas as variáveis explicativas do modelo são conhecidas e mensuráveis. Além disso, o índice de opacidade (*OI*) pode ser influenciado pelo crédito bancário (*BC*), o que, por sua vez, sugere um problema de simultaneidade. Em relação ao problema de endogeneidade, por exemplo, um choque macroeconômico afeta o *BC* e, dessa forma, o *OI*.

Uma solução geral para o problema de endogeneidade é o uso de variáveis instrumentais. Em particular, os modelos GMM permitem o uso de instrumentos que são sequencialmente exógenos o que, por sua vez, evita o problema da endogeneidade. O modelo proposto por Arellano e Bond (1991) consiste na estimação de dados em

painel GMM em primeira diferença como uma forma de eliminar os efeitos não observados. Entretanto, Alonso-Borrego e Arellano (1998), e Blundell e Bond (1998) mostraram que o GMM em primeira diferença tem um viés (para amostras grandes e pequenas) e baixa precisão. Além disso, o uso de defasagens pode gerar instrumentos fracos (Staigere Stock, 1997).

Blundelle Bond (1998) encontraram resultados que dão sustentam ao uso de dados em painel GMM sistêmico ao invés do GMM em primeira diferença. No modelo proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), as regressões em níveis e primeiras diferenças são combinadas (ver Bond, Hoeffler, e Temple, 2001).

A fim de verificar a importância dos instrumentos nos modelos, o teste de sobreidentificação (teste Sargan) foi realizado como sugerido por Arellano (2003). Além disso, a matriz de covariância de White foi aplicada nas regressões. Finalmente, como proposto por Arellano e Bond (1991), testes de correlação serial de primeira ordem (m1) e segunda ordem (m2) foram realizados. É importante destacar que uma premissa dos modelos de sistema GMM é a não correlação da primeira diferença de regressores endógenos, o que implica que não é necessário realizar testes de raiz unitária.

4. Evidências empíricas

Com o objetivo de obter evidências empíricas para a relação entre opacidade bancária e crédito bancário, quatro modelos que utilizam dados em painel (sistema GMM) foram considerados: (i) todos os bancos da NYSE na amostra; (ii) os 10 maiores bancos da NYSE; (iii) todos os bancos de NASDAQ na amostra; e (iv) os 50 maiores bancos de NASDAQ. Além disso, para cada modelo, três especificações foram utilizadas:

$$(7) \quad BC_{i,t} = \mu_0 BC_{i,t-1} + \mu_1 OI_{i,t} + \mu_2 TB_{i,t} + \mu_3 DC_{i,t} + Z_{i,t}^a,$$

$$(8) \quad BC_{i,t} = \vartheta_0 BC_{i,t-1} + \vartheta_1 OI_{i,t} + \vartheta_2 TB_{i,t} + \vartheta_3 GDP_{i,t} + \vartheta_4 DC_{i,t} + Z_{i,t}^b, \text{ e}$$

$$(9) \quad BC_{i,t} = \rho_0 BC_{i,t-1} + \rho_1 OI_{i,t} + \rho_2 TB_{i,t} + \rho_3 GDP_{i,t} + \rho_4 COM_{i,t} + \rho_5 DC_{i,t} + Z_{i,t}^c,$$

onde $Z \sim N(0, \sigma^2)$ e DC é uma variável *dummy* que corresponde à crise do subprime.⁸

⁸Com relação ao DC , este assume valor igual a 1 nos seguintes períodos: primeiro trimestre de 2008, terceiro trimestre de 2008, quarto trimestre de 2008, primeiro trimestre de 2009, segundo trimestre de 2009, e zero caso contrário. A justificativa é que nos períodos mencionados o PIB norte-americano foi negativo. (*Bureau of Economic Analysis* – <http://www.bea.gov/national/index.htm#gdp>).

A tabela 1 mostra os resultados das estimações para os bancos da NYSE. Todas as regressões aceitam a hipótese nula nos testes de Sargan o que, por conseguinte, indica que as restrições de sobreidentificação são válidas. Além disso, ambos os testes de autocorrelação serial (de primeira e segunda ordem) rejeitam a hipótese da presença de autocorrelação serial.

Os coeficientes sobre *OI* são negativos e estatisticamente significativos em todas as especificações. Este resultado está de acordo com a idéia de que uma menor opacidade do banco contribui para a ampliação da cadeia de crédito. Ademais, nos modelos “todos os bancos” e “maiores bancos”, a magnitude dos coeficientes *OI* é bem próxima, o que indica que não há diferença entre bancos grandes e pequenos no que diz respeito ao efeito sobre o crédito bancário.

O coeficiente referente ao crédito bancário defasado é positivo e estatisticamente significativo em todos os modelos. Em suma, um aumento no crédito hoje implica uma elevação no crédito no período subsequente. Em relação às variáveis *TB*, *GDP*, e *COM*, com exceção do coeficiente sobre o *GDP* no modelo “10 maiores bancos”, todos os coeficientes possuem significância estatística. Ademais, os coeficientes são positivos em todos os modelos e, portanto, está em consonância com as hipóteses anteriormente consideradas.

Os resultados das estimações para os bancos de NASDAQ também se encontram na tabela 1. Da mesma forma que observado para as regressões referentes ao NYSE, os testes de Sargan e de autocorrelação validam o uso das variáveis instrumentais e indicam a ausência de autocorrelação serial. Os coeficientes sobre *OI* são negativos e estatisticamente significativos. Tal observação confirma o argumento, inclusive para o caso dos bancos da NASDAQ, de que uma menor opacidade eleva o crédito bancário. Entretanto, ao contrário do observado para os bancos da NYSE, os coeficientes não mostram a mesma magnitude para ambos os modelos (“todos os bancos” e “50 maiores bancos”). Os coeficientes para o modelo “todos os bancos” são menores (em média) do que os observados para os “50 maiores bancos”. Em outras palavras, para os maiores bancos da NASDAQ, a opacidade (*OI*) possui maior efeito sobre o crédito bancário (*BC*). Além disso, os resultados mostram que os coeficientes *OI* para os bancos da NYSE são maiores do que aqueles observados para os bancos de NASDAQ.

Tabela 1
Efeito sobre o crédito bancário (GMM sistêmico)

Regressores	NYSE – todos os bancos						NYSE - 10 maiores bancos					
	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
$BC_{i,t-1}$	0.8974***	0.0008	0.9154***	0.0025	0.9185***	0.0027	0.9417***	0.0016	0.9431***	0.0024	0.9459***	0.0026
$OI_{i,t}$	-0.0160***	0.0012	-0.0152***	0.0037	-0.0138***	0.0036	-0.0179***	0.0028	-0.0156***	0.0030	-0.0127***	0.0035
$TB_{i,t}$	0.1634***	0.0065	0.1623***	0.0126	0.1487***	0.0133	0.1621***	0.0036	0.1574***	0.0055	0.1402***	0.0094
$GDP_{i,t}$			0.1714***	0.0488	0.1050*	0.0597			0.0508**	0.0251	0.0024	0.0260
$COM_{i,t}$					0.0043*	0.0023					0.0047***	0.0009
$DC_{i,t}$	0.1546***	0.0272	0.3583**	0.1738	0.2842*	0.1751	0.1187*	0.0671	0.2205***	0.0746	0.1777**	0.0761
N. instrumentos	22		22		22		26		26		26	
Obs.	1619		1619		1619		286		286		286	
Teste Sargan	34.2095		31.9943		31.2469		67.8805		67.7477		67.6474	
(valor p)	0.46		0.47		0.45		1.00		1.00		1.00	
m1	-2.8995		-3.8916		-3.5384		-3.5644		-3.6148		-3.6866	
(valor p)	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
m2	0.3683		0.1925		0.1571		0.3201		0.3090		0.2915	
(valor p)	0.71		0.85		0.88		0.75		0.76		0.77	

Regressores	NASDAQ – todos os bancos						NASDAQ - 50 maiores bancos					
	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3	
	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão	Coef.	Erro Padrão
$BC_{i,t-1}$	0.8281***	0.0000	0.8360***	0.0001	0.8365***	0.0001	0.9021***	0.0061	0.9084***	0.0062	0.9067***	0.0093
$OI_{i,t}$	-0.0121***	0.0001	-0.0076***	0.0001	-0.0046***	0.0001	-0.0129***	0.0013	-0.0108***	0.0024	-0.0127*	0.0073
$TB_{i,t}$	0.2297***	0.0002	0.2150***	0.0001	0.1961***	0.0003	0.1835***	0.0049	0.1843***	0.0065	0.1868***	0.0078
$GDP_{i,t}$			0.1978***	0.0002	0.0930***	0.0002			0.4317***	0.0068	0.4397***	0.0146
$COM_{i,t}$					0.0080***	0.0000					-0.0005	0.0009
$DC_{i,t}$	0.3513***	0.0022	0.7189***	0.0032	0.6121***	0.0044	0.2561***	0.0686	1.1843***	0.089	1.2126***	0.1146
N. instrumentos	19		19		19		26		26		26	
Obs.	7606		7606		7606		1854		1854		1854	
Teste Sargan	235.5922		235.5606		232.785		45.7258		43.8107		43.7318	
(valor p)	0.35		0.33		0.35		0.36		0.39		0.36	
m1	-1.712		-1.7864		-1.7919		-2.2257		-2.3101		-2.283	
(valor p)	0.09		0.07		0.07		0.03		0.02		0.02	
m2	-1.1199		-1.1714		-1.175		-0.6035		-0.6708		-0.6506	
(valor p)	0.26		0.24		0.24		0.55		0.5		0.52	

Nota: nível de significância estatística: (***) denota 0.01, (**) denota 0.05, e (*) denota 0.1.

Da mesma forma que observado no caso anterior (NYSE), o coeficiente sobre o crédito bancário defasado é positivo e possui significância estatística em todas as especificações. Os resultados para as variáveis TB , GDP , e COM mostram que, com exceção do coeficiente sobre COM no modelo “50 maiores bancos”, todos os coeficientes são positivos e significativos.

4.1. A relação OI-BC na presença de paradas súbitas de crédito

Esta seção examina o efeito da opacidade bancária no crédito bancário mesmo na presença de “paradas súbitas do crédito” (CSS). De acordo com Calvo, Izquierdo, e Talvi (2006), uma parada súbita é definida como uma queda abrupta do crédito em

relação ao seu histórico. Além disso, como apontado por Calvo (2010), paradas súbitas do crédito são o problema central de crises financeiras, tal como observado na crise do subprime.

Com a finalidade de obter evidências da importância da transparência para o crédito bancário na presença de eventos de CSS, a variável dependente (BC) em primeira diferença foi utilizada nas regressões. O uso da primeira diferença permite que seja observado como o OI causa variações em BC (ΔBC). Com base na metodologia utilizada na seção anterior, os seguintes modelos foram considerados:

$$(10) \quad \Delta BC_{i,t} = \sigma_0 \Delta BC_{i,t-1} + \sigma_1 OI_{i,t} + \sigma_2 TB_{i,t} + \sigma_3 DC_{i,t} + \varphi_{i,t}^a,$$

$$(11) \quad \Delta BC_{i,t} = \tau_0 \Delta BC_{i,t-1} + \tau_1 OI_{i,t} + \tau_2 TB_{i,t} + \tau_3 GDP_{i,t} + \tau_4 DC_{i,t} + \varphi_{i,t}^b,$$

$$(12) \quad \Delta BC_{i,t} = \alpha_0 \Delta BC_{i,t-1} + \alpha_1 OI_{i,t} + \alpha_2 TB_{i,t} + \alpha_3 GDP_{i,t} + \alpha_4 COM_{i,t} + \alpha_5 DC_{i,t} + \varphi_{i,t}^c,$$

onde $\varphi \sim N(0, \sigma^2)$.

A tabela 2 apresenta os resultados das estimações para os bancos da NYSE. Em geral, as estatísticas de Sargan e testes de autocorrelação não indicam qualquer problema nas regressões. Os resultados mostram que o coeficiente sobre OI é negativo e estatisticamente significativo. Em outras palavras, mudanças negativas no BC podem ser explicadas por um aumento na opacidade bancária. De um modo geral, os coeficientes OI no caso dos 10 maiores bancos da NYSE são maiores do que os coeficientes encontrados para o modelo “todos os bancos”. Esse resultado indica que o efeito da transparência (baixa opacidade) sobre a variação do crédito bancário é maior quando os maiores bancos são considerados na análise. Em relação às demais variáveis, os sinais e as significâncias estatísticas dos coeficientes estão de acordo com os pressupostos apresentados nas seções anteriores.

A tabela 2 também apresenta os resultados das regressões relativas aos bancos da NASDAQ. Os testes de Sargan e de autocorrelação indicam que não há problema de autocorrelação ou sobreidentificação em quaisquer especificações. Da mesma forma como observado para os bancos da NYSE, o coeficiente OI foi negativo e estatisticamente significativo em todas as regressões. Tal resultado mostra a importância do OI para explicar variações no crédito bancário e pode indicar sua relevância mesmo na presença de CSS. Ao contrário dos resultados observados para o caso dos bancos da NYSE, os coeficientes OI para os maiores bancos da NASDAQ foram menores (em

média) do que aqueles observados para o modelo “todos os bancos”. Mais uma vez, com exceção do coeficiente referente à variável *COM* no modelo “50 maiores bancos”, os demais coeficientes estão de acordo com a hipótese adotada nas seções anteriores.

Tabela 2
Efeito sobre o crédito bancário(primeira diferença–GMM sistêmico)

Variáveis Explanatórias	NYSE todos os bancos						NYSE 10 maiores bancos					
	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3	
	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error
<i>ABC_{t-1}</i>	-0.1038***	0.0135	-0.0702***	0.0057	-0.0896***	0.0109	-0.1718***	0.0024	-0.1711***	0.0034	-0.1902***	0.0066
<i>OI</i>	-0.0077***	0.0013	-0.0023***	0.0005	-0.0017*	0.0010	-0.0179***	0.0043	-0.0113**	0.0051	-0.0187***	0.0057
<i>TB</i>	0.0954***	0.0263	0.1021***	0.0049	0.0781***	0.0253	0.0480***	0.0047	0.0333***	0.0061	0.0090	0.0090
<i>GDP</i>			0.4344***	0.0121	0.2572***	0.0320			0.2872***	0.0082	0.1337***	0.0160
<i>COM</i>					0.0080*	0.0042					0.0099***	0.0009
<i>DC</i>	-0.0520	0.2206	0.8970***	0.0768	0.5681*	0.2975	-0.0139	0.0509	0.4996***	0.0326	0.3591***	0.0270
N. instrumentos	22		22		22		7		7		7	
Obs.	1619		1619		1619		316		316		316	
Sargan test	38.7183		31.8932		31.2098		43.1657		42.3828		42.9502	
(p-value)	0.27		0.47		0.46		1.00		1.00		1.00	
m1	-1.8027		-3.1280		-2.3865		-1.6060		-1.6475		-1.7719	
(p-value)	0.07		0.00		0.02		0.11		0.10		0.08	
m2	-1.1009		-0.8721		-1.0141		-0.4012		-0.4184		0.0442	
(p-value)	0.27		0.38		0.31		0.69		0.68		0.96	

Variáveis Explanatórias	NASDAQ todos os bancos						NASDAQ 50 maiores bancos					
	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3	
	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error
<i>ABC_{t-1}</i>	-0.0091***	0.0003	-0.0153***	0.0006	-0.0320***	0.0009	-0.0477***	0.0144	-0.0365**	0.0145	-0.0310*	0.0173
<i>OI</i>	-0.1136***	0.0000	-0.0547***	0.0003	-0.0248***	0.0002	-0.0515***	0.0025	-0.0311***	0.0028	-0.0336***	0.0038
<i>TB</i>	0.1455***	0.0008	0.1288***	0.0011	0.1109***	0.0018	0.1688***	0.0006	0.1653***	0.0030	0.1669***	0.0051
<i>GDP</i>			0.3095***	0.0011	0.2357***	0.0017			0.4797***	0.0183	0.4946***	0.0232
<i>COM</i>					0.0079***	0.0001					-0.0012***	0.0007
<i>DC</i>	-0.4026***	0.0086	0.2064***	0.0126	0.1531***	0.0174	-0.1841***	0.0425	0.9313***	0.1023	0.9382*	0.1066
N. instrumentos	15		15		15		21		21		21	
Obs.	7606		7606		7606		1854		1854		1854	
Sargan test	232.8629		232.0582		229.0318		45.0332		43.3655		43.3489	
(p-value)	0.31		0.32		0.34		0.39		0.41		0.37	
m1	-2.0277		-1.9202		-1.8061		-2.0043		-2.6947		-2.7253	
(p-value)	0.04		0.05		0.07		0.05		0.01		0.01	
m2	-1.4234		-1.3841		-1.4700		-1.2399		-1.4680		-1.3673	
(p-value)	0.15		0.17		0.14		0.22		0.14		0.17	

Nota: nível de significância estatística: (***) denota 0.01, (**) denota 0.05, e (*) denota 0.1.

Para estudar, de forma específica, o efeito da opacidade bancária sobre o crédito bancário na presença de CSS (período referente ao primeiro trimestre de 1995 até o quarto trimestre de 2009) foi adotada a metodologia desenvolvida por Calvo (2010) para detectar eventos de CSS. De acordo com essa metodologia, o primeiro passo é calcular a soma do crédito fornecido por todos os bancos no período t e então deflacionar esta série pelo Índice de Preços ao Consumidor dos Estados Unidos. Ainda de acordo com essa perspectiva, o fluxo de crédito é a variação do crédito bancário entre t e $t-1$. Assim, a variação do fluxo de crédito corresponde ao fluxo de crédito em t menos o fluxo de crédito em $t-1$ ($Ch(tQx)$). É assumido que $\mu(tQx)$ é a média da série $Ch(\bullet)$ do primeiro trimestre de 1995 até o período tQx , e $\sigma(tQx)$ é o desvio padrão desta mesma série. Assim, o CSS é resultado de:

$$(13) \quad Ch(tQx) - \mu(tQx) < -2\sigma(tQx).$$

De forma a observar a diferença da ocorrência de eventos de CSS para bancos da NYSE e da NASDAQ, a figura 2 mostra eventos de CSS para “todos os bancos” (NYSE e NASDAQ), os “10 maiores bancos” da NYSE, e os “50 maiores bancos” da NASDAQ. A análise de “todos os bancos” da NYSE mostra três eventos de CSS. O primeiro (quarto trimestre de 1997 ao segundo trimestre de 1998) corresponde à crise asiática ocorrida no final dos anos 1990. O segundo (quarto trimestre de 2001) corresponde aos ataques terroristas de 11 de setembro de 2001. O terceiro (primeiro trimestre de 2009) é devido à crise do subprime. Também é possível identificar os eventos supracitados para o caso dos bancos da NASDAQ. Além disso, o aumento das taxas de juros nos EUA entre julho de 2004 e julho de 2006 pode explicar os eventos de CSS no quarto trimestre de 2004 e primeiro trimestre de 2006.⁹

Com o objetivo de observar o efeito de eventos de CSS sobre o crédito bancário, uma variável *dummy* ($DCSS$) foi incluída nas equações (7), (8), e (9). Destarte:

$$(14) \quad BC_{i,t} = \gamma_0 BC_{i,t-1} + \gamma_1 OI_{i,t} + \gamma_2 TB_{i,t} + \gamma_3 DC_{i,t} + \gamma_4 DCSS_{i,t} + \vartheta_{i,t}^0;$$

$$(15) \quad BC_{i,t} = \gamma_5 BC_{i,t-1} + \gamma_6 OI_{i,t} + \gamma_7 TB_{i,t} + \gamma_8 GDP_{i,t} + \gamma_9 DC_{i,t} + \gamma_{10} DCSS_{i,t} + \vartheta_{i,t}^1; \text{ e}$$

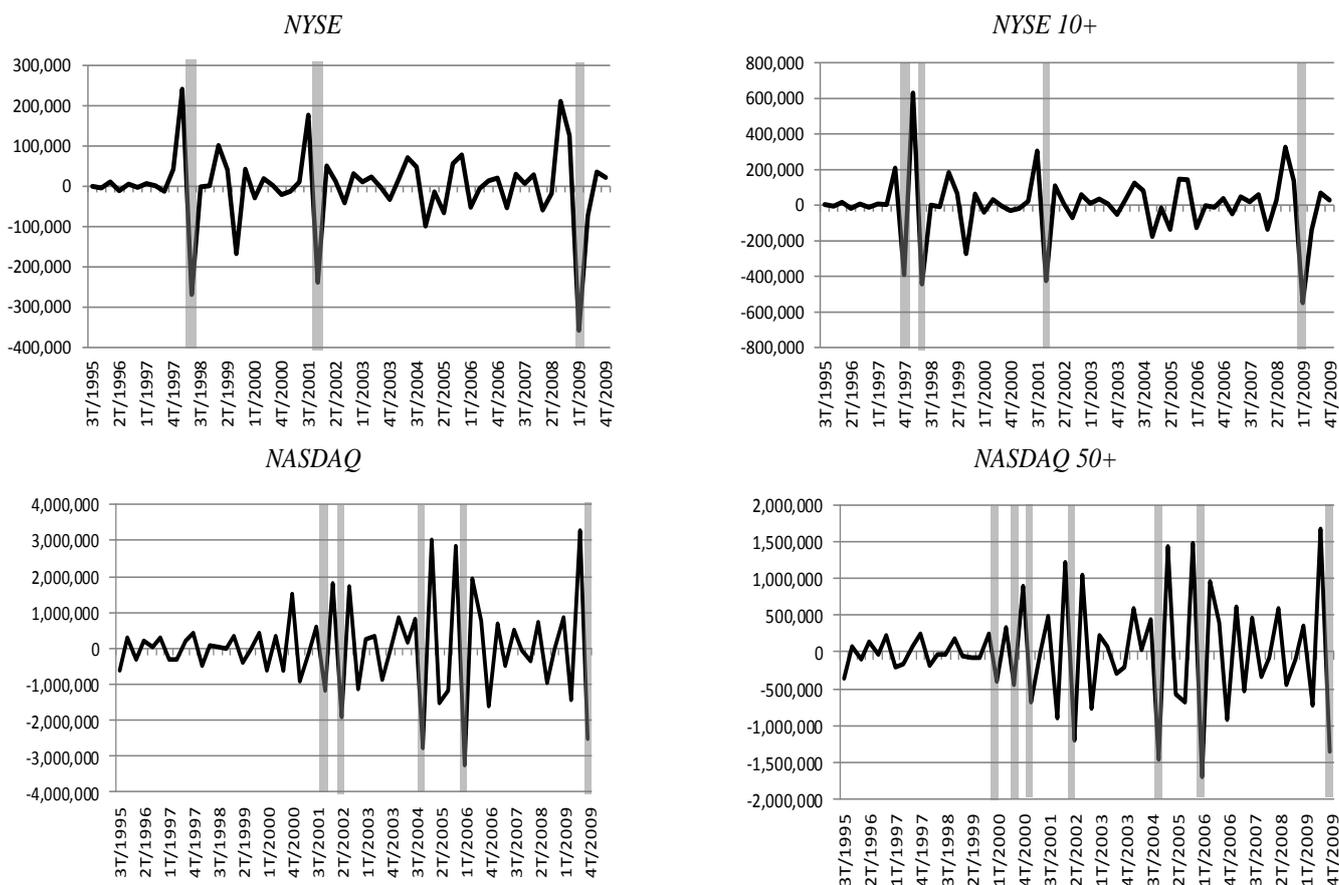
$$(16) \quad BC_{i,t} = \gamma_{11} BC_{i,t-1} + \gamma_{12} OI_{i,t} + \gamma_{13} TB_{i,t} + \gamma_{14} GDP_{i,t} + \gamma_{15} COM_{i,t} + \gamma_{16} DC_{i,t} + \gamma_{17} DCSS_t + \vartheta_t^2,$$

onde $\vartheta \sim N(0, \sigma^2)$.

⁹ Estes resultados estão de acordo com aqueles encontrados por Calvo (2010).

A tabela 3 mostra os resultados das estimações para o caso dos bancos da NYSE. Os testes de Sargan e de autocorrelação indicam que os modelos estão sobre identificados e não há autocorrelação serial. Os resultados indicam que, mesmo com a presença de CSS, o índice de opacidade é relevante para explicar o crédito bancário em todas as especificações. Observa-se que os coeficientes *OI* são negativos e possuem significância estatística, o que, por sua vez, está de acordo com a idéia de que uma baixa opacidade bancária contribui para o aumento no crédito bancário. Este resultado é particularmente relevante para os maiores bancos da NYSE, que, de uma forma geral, mostraram o maior efeito do *OI* no crédito bancário. Conforme esperado, as variáveis *DCSS* possuem coeficientes negativos com significância estatística para todas as especificações.

Figura 2
Parada súbita de crédito



Da mesma forma que observado nas seções anteriores, os resultados que se encontram na tabela 3 revelam que os coeficientes referentes à variável BC_{t-1} possuem significância estatística e são positivos em todas as especificações. Além disso, com relação às variáveis TB , GDP , e COM (com exceção dos coeficientes TB e GDP na especificação 3 para os “10 maiores bancos”) todos os coeficientes são significantes e os sinais confirmam as hipóteses anteriormente adotadas.

Tabela 3
Efeito sobre o crédito bancário com CSS (GMM – sistêmico)

Variáveis Explanatórias	NYSE todos os bancos						NYSE 10 maiores bancos					
	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3	
	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error
BC_{t-1}	0.9050***	0.0025	0.9299***	0.0015	0.9403***	0.0025	0.9855***	0.0022	0.9898***	0.0023	0.9955***	0.0032
OI	-0.0136***	0.0027	-0.0077***	0.0026	-0.0093**	0.0037	-0.0154***	0.0028	-0.0122***	0.0033	-0.0063*	0.0036
TB	0.1437***	0.0178	0.1242***	0.0132	0.1027***	0.0239	0.0623***	0.0155	0.0524***	0.0157	0.0260	0.0182
GDP			0.2128***	0.0123	0.1306***	0.0466			0.0869***	0.0298	0.0434	0.0292
COM					0.0060***	0.0023					0.0064***	0.0014
DC	0.1013***	0.0569	0.4822***	0.0678	0.3178**	0.1440	0.2262***	0.0659	0.3780***	0.0694	0.3517***	0.0704
$DCSS$	-0.5463***	0.2459	-0.3615*	0.1873	-0.5448*	0.3118	-1.3037***	0.0103	-1.2524***	0.0202	-1.2039***	0.0200
N. instrumentos	22		22		22		7		7		7	
Obs.	1619		1619		1619		316		316		316	
Sargan test	30.4810		30.9432		35.0361		22.4550		22.4602		22.2184	
(p-value)	0.59		0.47		0.28		0.99		0.98		0.98	
m1	-3.0376		-4.1336		-3.8332		-3.4707		-3.5288		-3.6319	
(p-value)	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
m2	0.2736		0.0368		-0.0672		0.3489		0.3339		0.3124	
(p-value)	0.78		0.97		0.95		0.73		0.74		0.76	

Variáveis Explanatórias	NASDAQ todos os bancos						NASDAQ 50 maiores bancos					
	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3	
	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error	Coef.	Std. Error
BC_{t-1}	0.9505***	0.0001	0.9679***	0.0001	0.9725***	0.0001	0.8899***	0.0075	0.9037***	0.0068	0.9022***	0.0096
OI	-0.1384***	0.0002	-0.0870***	0.0002	-0.0594***	0.0002	-0.0495***	0.0094	-0.0232***	0.0071	-0.0267**	0.0109
TB	0.1644***	0.0008	0.1458***	0.0005	0.1277***	0.0005	0.1956***	0.0078	0.1869***	0.0080	0.1903***	0.0087
GDP			0.2448***	0.0011	0.1914***	0.0015			0.4142***	0.0147	0.4285***	0.0183
COM					0.0062***	0.0001					-0.0010	0.0009
DC	-0.1970***	0.0100	0.2332***	0.0063	0.1806***	0.0093	0.2170**	0.0877	1.1119***	0.1393	1.1408***	0.1553
$DCSS$	-0.0836***	0.0062	-0.0165***	0.0047	-0.0178***	0.0049	-0.2834***	0.0246	-0.2425***	0.0271	-	0.2399***
N. instrumentos	15		15		15		20		20		20	
Obs.	7606		7606		7606		1854		1854		1854	
Sargan test	229.8886		231.4889		232.7176		45.0386		43.7624		43.7027	
(p-value)	0.34		0.32		0.27		0.35		0.36		0.32	
m1	-1.7371		-1.9574		-2.0434		-2.3835		-2.1890		-2.1443	
(p-value)	0.08		0.05		0.04		0.02		0.03		0.03	
m2	-1.1113		-1.2752		-1.3375		-0.2904		-0.5839		-0.5503	
(p-value)	0.27		0.20		0.18		0.77		0.56		0.58	

Nota: nível de significância estatística: (***) denota 0.01, (**) denota 0.05, e (*) denota 0.1.

No caso das estimações para os bancos da NASDAQ (vide tabela 3), os testes de Sargan e de autocorrelação asseguram a robustez dos resultados. Além disso, em consonância com a teoria, os coeficientes referentes à opacidade (*OI*) são negativos e significantes em todos os modelos. Em suma, pode-se dizer que o *OI* é relevante para a explicação do crédito bancário mesmo na presença de eventos de CSS. Para o caso dos bancos de NASDAQ, o efeito do *OI* sobre o crédito bancário é menor para os maiores bancos. Os demais resultados não apresentaram diferença significativa em comparação àqueles observados nas estimações anteriores.

5. Considerações finais

Este artigo analisou os efeitos da opacidade sobre o crédito bancário a partir de dados de bancos da NYSE e da NASDAQ. Três indicadores tiveram um papel fundamental neste estudo: o índice de opacidade, o crédito bancário, e os eventos de parada súbita de crédito. Como forma de sumariar a evidência empírica, a tabela 4 apresenta o efeito do choque de um desvio padrão do índice de opacidade no período $t-1$ sobre o crédito bancário no período t . Com esse objetivo, os coeficientes *OI* são considerados em três análises diferentes: (i) “efeito sobre o crédito bancário” (equações 7, 8, e 9); (ii) “efeito sobre o crédito bancário – primeira diferença” (equações 10, 11, e 12); e (iii) “efeito sobre o crédito bancário com CSS” (equações 14, 15, e 16).

Tabela4*Efeito do índice de opacidade sobre o crédito bancário*

		Des. Padrão	Coefficiente	Efeito – OI
<i>“Efeito sobre o crédito bancário”</i> (mod. 1)	NYSE	9.42	-0.0150	-0.1413
	NYSE 10+	5.39	-0.0154	-0.0830
	NASDAQ	6.40	-0.0081	-0.0518
	NASDAQ 50+	7.76	-0.0121	-0.0939
<i>“Efeito sobre o crédito bancário – primeira diferença”</i> (mod. 2)	NYSE	9.42	-0.0039	-0.0367
	NYSE 10+	5.39	-0.0160	-0.0862
	NASDAQ	6.40	-0.0644	-0.4120
	NASDAQ 50+	7.76	-0.0387	-0.3002
<i>“Efeito sobre o crédito bancário com a CSS”</i> (mod. 3)	NYSE	9.42	-0.0102	-0.0961
	NYSE 10+	5.39	-0.0113	-0.0609
	NASDAQ	6.40	-0.0949	-0.6072
	NASDAQ 50+	7.76	-0.0331	-0.2568

É observado que um choque no índice de opacidade (mod. 1) tem o maior efeito sobre o crédito bancário para o modelo que considera todos os bancos da NYSE. Em outras palavras, um choque no índice de opacidade implica uma queda no crédito bancário em cerca de 14 pontos percentuais (p.p.). Quando a primeira diferença do crédito bancário é considerada na análise, os resultados indicam que o impacto mais relevante é observado para o caso de “todos os bancos” da NASDAQ. Um choque no índice de opacidade provoca uma diminuição na variação do crédito bancário de 41p.p. O resultado de um impacto da opacidade na variação do crédito bancário ser maior para a NASDAQ em comparação com a NYSE pode ser uma consequência do fato de que a maioria dos bancos menores (a maioria deles na NASDAQ) é mais conservadora (aumento nas restrições de crédito) que os bancos maiores, que são grandes demais para falir (a maioria na NYSE) quando submetidos a choques. Finalmente, quando o CSS é incluído na análise, o modelo que considera todos os bancos da NASDAQ apresenta o maior impacto na redução do crédito bancário (61 p.p.).

É importante destacar que, conforme esperado do ponto de vista teórico, todos os modelos estimados mostram que o impacto do índice de opacidade sobre o crédito bancário é significativo. Sem dúvida, esta é uma observação muito importante para estudos que buscam ferramentas para mitigar crises financeiras. Em suma, a transparência bancária contribui para a redução da incerteza no sistema financeiro e, portanto, pode criar um ambiente propício à ampliação do crédito sem gerar bolhas especulativas.

6. Referências

- ALLEN, L., BALI, T.G. (2007). “Cyclicality in catastrophic and operational risk measurements.” *Journal of Banking and Finance*, 31(4), 1191-1235.
- ALONSO-BORREGO, C., ARELLANO, M. (1998). “Symmetrically normalized instrumental variable estimation using panel data.” *CEMFI Working Paper* No. 9612, September.
- ARELLANO, M. (2003). “Panel data econometrics.” Oxford University press.
- ARELLANO, M., BOND, S. (1991). “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations.” *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- ARELLANO, M., BOVER, O. (1995). “Another look at the instrumental variable estimation of error-components model.” *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- BIS – Bank for International Settlements (2004). “International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards”, Basel.
- BLUNDELL, R., BOND, S. (1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models.” *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- BOND, S. R., HOEFFLER, A, TEMPLE, J. (2001). “GMM estimation of empirical growth models.” *CEPR Discussion Paper* 3048, London.
- BORDO, M.D. (2009). “The crisis of 2007: the same old story, only the players have changed.” *Working Paper, Rutgers University*.
- CALOMIRIS, C.W. (2009) “The subprime turmoil: what’s old, what’s new, and what’s next.” *Journal of Structured Finance*, 15(1), p. 6-52.
- CALVO, G.A. (2010). “Looking at financial crises in the eye: some basic observations.” *Columbia University*.
- CALVO, G.A., IZQUIERDO, A., TALVI, E. (2006). “Association sudden stops and Phoenix miracles in emerging markets.” *American Economic Review*, 96(2), 405-410.
- de MENDONÇA, H.F., GALVÃO, D.J.C., LOURES, R.F.V. (2012) “Financial Regulation and Transparency of Information: evidence from banking industry.” *Journal of Economic Studies*, 39(4), 380-397.

- FLANNERY, M.J., KWAN, S.H., NIMALENDRAN, M. (2010). “The 2007-2009 financial crisis and bank opaqueness.” *Federal Reserve Bank of San Francisco*, September 30.
- IANNOTTA, G. (2006). “Testing for opaqueness in the European banking industry: evidence from bond credit ratings.” *Journal of Financial Services Research*, 30(3), 287-309.
- KAMINSKY, G.L., REINHART, C.M. (1999). “The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems”, *American Economic Review*, 89(3), 473–500.
- LOWN, C, MORGAN, D. P. (2006). “The credit cycle and the business cycle: new findings using the loan officer opinion survey.” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(6), 1575-1597.
- MORGAN, D. (2002). “Rating banks: risk and uncertainty in an opaque industry.” *American Economic Review*, 92(4), 874-888;
- PRITSKER, M. (2010). “Informational easing: improving credit conditions through the release of information.” Federal Reserve Bank of New York – *Economic Policy*.
- STAIGER, D., STOCK, J. H. (1997). “Instrumental variables regression with weak instruments.” *Econometrica*, 65(3), 557-586.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2001). “Econometric analysis of cross-section and panel data.” Cambridge, MA: MIT Press.

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>

- | | | |
|------------|---|----------|
| 297 | Avaliando a Volatilidade Diária dos Ativos:
a hora da negociação importa?
<i>José Valentim Machado Vicente, Gustavo Silva Araújo,
Paula Baião Fisher de Castro e Felipe Noronha Tavares</i> | Nov/2012 |
| 298 | Atuação de Bancos Estrangeiros no Brasil:
mercado de crédito e de derivativos de 2005 a 2011
<i>Raquel de Freitas Oliveira, Rafael Felipe Schiozer e Sérgio Leão</i> | Nov/2012 |
| 299 | Local Market Structure and Bank Competition: evidence from the
Brazilian auto loan market
<i>Bruno Martins</i> | Nov/2012 |
| 299 | Estrutura de Mercado Local e Competição Bancária: evidências no
mercado de financiamento de veículos
<i>Bruno Martins</i> | Nov/2012 |
| 300 | Conectividade e Risco Sistêmico no Sistema de Pagamentos Brasileiro
<i>Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo César de Castro Miranda e
Sergio Rubens Stancato de Souza</i> | Nov/2012 |
| 300 | Connectivity and Systemic Risk in the Brazilian
National Payments System
<i>Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo César de Castro Miranda and
Sergio Rubens Stancato de Souza</i> | Nov/2012 |
| 301 | Determinantes da Captação Líquida dos Depósitos de Poupança
<i>Clodoaldo Aparecido Annibal</i> | Dez/2012 |
| 302 | Stress Testing Liquidity Risk: the case of the Brazilian Banking System
<i>Benjamin M. Tabak, Solange M. Guerra, Rodrigo C. Miranda and Sergio
Rubens S. de Souza</i> | Dec/2012 |
| 303 | Using a DSGE Model to Assess the
Macroeconomic Effects of Reserve Requirements in Brazil
<i>Waldyr Dutra Areosa and Christiano Arrigoni Coelho</i> | Jan/2013 |
| 303 | Utilizando um Modelo DSGE para
Avaliar os Efeitos Macroeconômicos dos
Recolhimentos Compulsórios no Brasil
<i>Waldyr Dutra Areosa e Christiano Arrigoni Coelho</i> | Jan/2013 |
| 304 | Credit Default and Business Cycles:
an investigation of this relationship in
the Brazilian corporate credit market
<i>Jaqueline Terra Moura Marins and Myrian Beatriz Eiras das Neves</i> | Mar/2013 |

- 304 Inadimplência de Crédito e Ciclo Econômico: um exame da relação no mercado brasileiro de crédito corporativo** Mar/2013
Jaqueline Terra Moura Marins e Myrian Beatriz Eiras das Neves
- 305 Preços Administrados: projeção e repasse cambial** Mar/2013
Paulo Roberto de Sampaio Alves, Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo, Antonio Negromonte Nascimento Junior e Leonardo Pio Perez
- 306 Complex Networks and Banking Systems Supervision** May/2013
Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas and Benjamin M. Tabak
- 306 Redes Complexas e Supervisão de Sistemas Bancários** Maio/2013
Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas e Benjamin M. Tabak
- 307 Risco Sistêmico no Mercado Bancário Brasileiro – Uma abordagem pelo método CoVaR** Jul/2013
Gustavo Silva Araújo e Sérgio Leão
- 308 Transmissão da Política Monetária pelos Canais de Tomada de Risco e de Crédito: uma análise considerando os seguros contratados pelos bancos e o spread de crédito no Brasil** Jul/2013
Debora Pereira Tavares, Gabriel Caldas Montes e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén
- 309 Converting the NPL Ratio into a Comparable Long Term Metric** Jul/2013
Rodrigo Lara Pinto Coelho and Gilneu Francisco Astolfi Vivan
- 310 Banks, Asset Management or Consultancies' Inflation Forecasts: is there a better forecaster out there?** Jul/2013
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 311 Estimação não-paramétrica do risco de cauda** Jul/2013
Caio Ibsen Rodrigues Almeida, José Valentim Machado Vicente e Osmani Teixeira de Carvalho Guillen
- 312 A Influência da Assimetria de Informação no Retorno e na Volatilidade das Carteiras de Ações de Valor e de Crescimento** Jul/2013
Max Leandro Ferreira Tavares, Claudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo
- 313 Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation** Jul/2013
João Barata R. B. Barroso, Luiz A. Pereira da Silva and Adriana Soares Sales
- 314 Long-Run Determinants of the Brazilian Real: a closer look at commodities** Jul/2013
Emanuel Kohlscheen
- 315 Price Differentiation and Menu Costs in Credit Card Payments** Jul/2013
Marcos Valli Jorge and Wilfredo Leiva Maldonado
- 315 Diferenciação de Preços e Custos de Menu nos Pagamentos com Cartão de Crédito** Jul/2013
Marcos Valli Jorge e Wilfredo Leiva Maldonado

316	Política Monetária e Assimetria de Informação: um estudo a partir do mercado futuro de taxas de juros no Brasil <i>Gustavo Araújo, Bruno Vieira Carvalho, Claudio Henrique Barbedo e Margarida Maria Gutierrez</i>	Jul/2013
317	Official Interventions through Derivatives: affecting the demand for foreign exchange <i>Emanuel Kohlscheen and Sandro C. Andrade</i>	Jul/2013
318	Assessing Systemic Risk in the Brazilian Interbank Market <i>Benjamin M. Tabak, Sergio R. S. Souza and Solange M. Guerra</i>	Jul/2013
319	Contabilização da Cédula de Produto Rural à Luz da sua Essência <i>Cássio Roberto Leite Netto</i>	Jul/2013
320	Insolvency and Contagion in the Brazilian Interbank Market <i>Sergio R. S. Souza, Benjamin M. Tabak and Solange M. Guerra</i>	Aug/2013
321	Systemic Risk Measures <i>Solange Maria Guerra, Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo Andrés de Souza Penaloza and Rodrigo César de Castro Miranda</i>	Aug/2013
322	Contagion Risk within Firm-Bank Bivariate Networks <i>Rodrigo César de Castro Miranda and Benjamin Miranda Tabak</i>	Aug/2013
323	Loan Pricing Following a Macro Prudential Within-Sector Capital Measure <i>Bruno Martins and Ricardo Schechtman</i>	Aug/2013
324	Inflation Targeting and Financial Stability: A Perspective from the Developing World <i>Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva</i>	Sep/2013
325	Teste da Hipótese de Mercados Adaptativos para o Brasil <i>Glener de Almeida Dourado e Benjamin Miranda Tabak</i>	Set/2013
326	Existência de equilíbrio num jogo com bancarrota e agentes heterogêneos <i>Solange Maria Guerra, Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza e Benjamin Miranda Tabak</i>	Out/2013
327	Celeridade do Sistema Judiciário e Créditos Bancários para as Indústrias de Transformação <i>Jacopo Ponticelli e Leonardo S. Alencar</i>	Out/2013
328	Mercados Financeiros Globais – Uma Análise da Interconectividade <i>Marcus Correia Lima Filho, Rodrigo Cesar de Castro Miranda e Benjamin Miranda Tabak</i>	Out/2013
329	Is the Divine Coincidence Just a Coincidence? The Implications of Trend Inflation <i>Sergio A. Lago Alves</i>	Oct/2013
330	Forecasting Multivariate Time Series under Present-Value-Model Short- and Long-run Co-movement Restrictions <i>Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, Alain Hecq, João Victor Issler and Diogo Saraiva</i>	Oct/2013
331	Measuring Inflation Persistence in Brazil Using a Multivariate Model <i>Vicente da Gama Machado and Marcelo Savino Portugal</i>	Nov/2013

- 332 **Does trade shrink the measure of domestic firms?** Nov/2013
João Barata R. B. Barroso
- 333 **Do Capital Buffers Matter? A Study on the Profitability and Funding Costs Determinants of the Brazilian Banking System** Nov/2013
Benjamin Miranda Tabak, Denise Leyi Li, João V. L. de Vasconcelos and Daniel O. Cajueiro
- 334 **Análise do Comportamento dos Bancos Brasileiros Pré e Pós-Crise Subprime** Nov/2013
Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, José Valentim Machado Vicente e Claudio Oliveira de Moraes
- 335 **Why Prudential Regulation Will Fail to Prevent Financial Crises. A Legal Approach** Nov/2013
Marcelo Madureira Prates
- 336 **Traditional and Matter-of-fact Financial Frictions in a DSGE Model for Brazil: the role of macroprudential instruments and monetary policy** Nov/2013
Fabia A. de Carvalho, Marcos R. Castro and Silvio M. A. Costa