2012

Relatório de Economia Bancária e Crédito

BANCO CENTRAL DO BRASIL

2012

Relatório de Economia Bancária e Crédito

BANCO CENTRAL DO BRASIL

Relatório de Economia Bancária e Crédito

Publicação anual do Banco Central do Brasil (BCB)

Os textos e os correspondentes quadros estatísticos são de responsabilidade dos seguintes componentes:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)
(*E-mail*: conep.depep@bcb.gov.br)

Departamento Econômico (Depec) – Evolução do Mercado de Crédito
(*E-mail*: depec@bcb.gov.br)

É permitido reprodução das matérias, desde que mencionada a fonte:
Relatório de Economia Bancária e Crédito, 2012.

Apresentação

As operações de crédito do sistema financeiro mantiveram trajetória de expansão em 2012, em ritmo mais moderado, em linha com o menor dinamismo da atividade econômica. A flexibilização da política monetária nacional, entre outros fatores, conduziu as taxas de juros no mercado de crédito a patamares historicamente baixos. Os níveis de taxas de juros contribuíram para que se observasse tendência favorável tanto do grau de comprometimento de renda das famílias como dos índices de inadimplência. Nesse cenário, o saldo total das operações de crédito do sistema financeiro atingiu R$2,368 trilhões (53,8% do PIB) em dezembro de 2012, com expansão anual de 16,4% em relação a 2011.

Este Relatório apresenta, na parte I – Evolução Recente do Mercado de Crédito e Decomposição do *Spread* –, a dinâmica dos principais indicadores do mercado de crédito, entre os quais saldos e taxas de juros, bem como *spreads* e taxas de inadimplência. Em segundo lugar, apresenta-se a decomposição do *spread* para clientes preferenciais com duas inovações metodológicas: a utilização da taxa de captação das instituições financeiras que apresentaram operações com clientes preferenciais e o cálculo da participação dos custos administrativos. No final da parte I, analisam-se os resultados da Pesquisa Trimestral sobre Condições de Crédito para os segmentos de pessoas jurídicas – grandes empresas, pessoas jurídicas – micro, pequenas e médias empresas, pessoas físicas – crédito voltado ao consumo e pessoas físicas – crédito habitacional, bem como apresenta-se avaliação de sua capacidade preditiva.

Na parte II – Estudos Selecionados –, constam estudos realizados no âmbito do Banco Central sobre regulação prudencial, riscos, estabilidade financeira e economia bancária. Esses trabalhos visam contribuir para aprofundar o entendimento do sistema financeiro nacional, bem como fortalecer a comunicação do Banco Central com a sociedade.

O texto "Insolvência e Contágio no Mercado Interfinanceiro Brasileiro" propõe um modelo de análise de propagação de perdas em redes de instituições financeiras e o aplica ao mercado interfinanceiro brasileiro. O trabalho mostra que instituições financeiras originadoras de contágio são, principalmente, bancos de grande e médio porte, enquanto as vulneráveis a esse processo são, em sua maioria, instituições não bancárias. Aponta, ainda, que o tamanho de uma instituição não é o único determinante de sua importância sistêmica, que também depende da fragilidade das instituições credoras. É, por fim, calculado o valor da perda esperada do sistema financeiro no horizonte de um ano.

No artigo "Um modelo baseado em agentes para crédito bancário", apresenta-se um modelo simplificado para mercado de crédito bancário, base para outros mais elaborados. A aplicação dos modelos considerados no artigo ganhou importância após a crise financeira de 2008, haja vista que constituem uma alternativa a modelos tradicionais que não consideram a heterogeneidade e a interação entre agentes econômicos. Entre os resultados, verificou-se que a taxa de inadimplência responde diferentemente à taxa de juros ou ao valor médio do crédito, dependendo da distribuição do choque de renda dos tomadores.

O artigo "Análise do Comportamento dos Bancos Brasileiros Pré e Pós-Crise *Subprime*" foca no comportamento de captações e aplicações dos bancos brasileiros antes e depois da crise *subprime*. A distribuição, tanto da captação como da aplicação, apresenta mudanças entre esses dois períodos. Adicionalmente, implementa-se um modelo VAR com o objetivo de construir as funções resposta ao impulso e decomposição de variância. Os resultados sugerem que, antes da crise, previsões de variâncias de captações e de aplicações eram independentes. Porém, após a crise, a variância da aplicação é influenciada pela da captação para horizontes maiores que três meses.

O texto "Celeridade do Sistema Judiciário e Créditos Bancários para as Indústrias de Transformação" estuda o papel da celeridade do sistema judiciário na determinação do impacto de uma reforma legal no crédito bancário. São utilizados microdados de crédito para as indústrias de transformação, oriundos do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central do Brasil, combinados com uma medida de celeridade das varas ao nível das comarcas. Entre as conclusões, a análise indica que, após a introdução da nova Lei de Falências, o crédito a tomadores localizados em comarcas com varas mais céleres cresceu mais, bem como foi contratado a menores taxas de juros, maiores prazos e com menores percentuais de garantias reais em relação ao valor do crédito. Sugere também que pequenas e médias indústrias de transformação são as que obtiveram maiores benefícios com a celeridade das varas.

O trabalho "Um Estudo sobre Comportamento de Tomadores e Ofertantes no Mercado de Crédito" procura avaliar efeitos da heterogeneidade dos agentes econômicos, ofertantes e tomadores, no mercado de crédito bancário, e como essas diferenças se refletem na decisão de tomar crédito e nas características das operações. Entre os principais resultados, verificou-se que, após a introdução de medidas macroprudenciais em dezembro de 2010, houve aumento das taxas de juros, principalmente no segmento de bancos grandes. Observaram-se, também, maiores atrasos nos pagamentos dos novos financiamentos e direcionamento da oferta de crédito para tomadores de faixas de renda mais elevadas.

O artigo "Efeitos de Requerimentos Intrassetoriais de Capital sobre *Spreads* de Crédito: o caso dos financiamentos de veículos no Brasil" investiga o impacto do aumento de capital regulatório bancário para financiamentos de veículos com prazos longos e altos LTVs, adotado pelo Banco Central no final de 2010, sobre os *spreads* cobrados nesses financiamentos. Os resultados mostram que houve uma elevação, de no mínimo 13%, dos *spreads* cobrados do mesmo tomador para empréstimos automotivos similares, cujos requerimentos de capital sofreram majoração. Por outro lado, não há evidência de aumento no *spread* cobrado de financiamentos de

veículos cujos requerimentos de capital não foram alterados. As evidências sugerem também que a liberação do capital regulatório, no final de 2011, foi associada, de modo semelhante, a menores *spreads* cobrados em empréstimos automotivos, cujos requerimentos de capital decresceram, embora a redução tenha sido menor que o aumento original.

Sumário

Parte I – Evolução Recente do Mercado de Crédito e Decomposição do *Spread* 8

1 Evolução 9
1.1 Taxas de juros, *spreads* e inadimplência 11
2 Decomposição do *spread* bancário para clientes preferenciais 14
3 Análise de resultados da Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito 17

Parte II – Estudos Selecionados 23

1 – Insolvência e Contágio no Mercado Interfinanceiro Brasileiro 24
1 Introdução 24
2 Literatura 26
3 Metodologia 29
3.1 Algoritmo de compensação de um sistema financeiro 30
3.2 Cálculo de perdas: abordagens possíveis 31
3.3 Cálculo de probabilidades de *default* 33
4 Dados 34
5 Resultados 35
6 Conclusão e comentários finais 40
7 Referências 41

2 – Um modelo baseado em agentes para crédito bancário 43
1 Introdução 43
2 Modelo básico 44
3 Simulações 46
3.1 Resultados das simulações 47
4 Conclusões 48
5 Referências 49
6 Apêndice 50

3 – Análise do Comportamento dos Bancos Brasileiros Pré e Pós-Crise *Subprime* 53
1 Introdução 53
2 Base de Dados 54
3 Análise das propriedades estatísticas das séries de aplicações e captações 56
4 Dinâmica das aplicações e das captações 58

4.1 Escolha de defasagens dos VARs 58
4.2 Função resposta ao impulso 59
4.3 Decomposição de variância 60
5 Conclusão 62
6 Referências 63

4 – Celeridade do Sistema Judiciário e Créditos Bancários para as Indústrias de Transformação 65
1 Introdução 65
2 Descrição dos dados 67
3 A falência no Brasil 69
4 Os resultados empíricos 70
5 Conclusões 76
6 Referências 76
7 Anexo 77

5 – Um Estudo sobre Comportamento de Tomadores e Ofertantes no Mercado de Crédito 78
1 Introdução 78
2 Análises descritivas 80
2.1 Atrasos por faixas de renda 80
2.2 Atributos das operações por grupos de IF 81
3 Análises econométricas 82
3.1 Análise da série agregada de inadimplência por safra 82
3.2 Análise *cross-section* do atraso por safra 83
4 Conclusões 86
5 Referências 87
6 Apêndice 88

6 – Efeitos de Requerimento Intrassetoriais de Capital sobre *Spreads* de Crédito: o caso dos financiamentos de veículos no Brasil 95
1 Introdução 95
2 Metodologia 98
3 Base de dados e caracterização da amostra 100
4 Resultados 101
5 Conclusão 107
6 Referências 107
7 Apêndice: gráficos e tabelas 110

Parte I

Evolução Recente do Mercado de Crédito e Decomposição do *Spread*

1 Evolução

Em 2012, as operações de crédito do sistema financeiro se mantiveram em expansão, no entanto, em ritmo mais moderado do que nos dois anos precedentes.

As condições do mercado de crédito seguiram favoráveis, expressas por recuos das taxas de juros e dos *spreads* bancários, que atingiram mínimos históricos, em ambiente de flexibilização da política monetária. Esse cenário favoreceu a redução do grau de comprometimento da renda das famílias com serviço de dívidas, concorrendo para a contenção dos índices de inadimplência.

A expansão do crédito ao longo da última década e sua crescente importância como elemento transmissor de política monetária, aliadas às transformações ocorridas nos mercados financeiros, especialmente a partir da crise de 2008, ensejaram oportunidade de aprimoramento e ampliação da base de dados de crédito. Nesse sentido, o Banco Central do Brasil (BCB) passou a divulgar conjunto mais extenso e detalhado de informações relativas ao mercado de crédito. Destacam-se modalidades que adquiriram expressão em anos recentes, a exemplo do crédito consignado, cartão de crédito e capital de giro. Além disso, passou-se a fazer maior detalhamento de linhas de crédito consolidadas ao longo do tempo, como financiamentos imobiliário, rural e com recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Essas e outras inovações constituem avanço importante e contribuem para a classificação mais precisa e uniforme das informações produzidas.[1]

Nesse contexto, já considerada a nova estrutura de dados e de acordo com a tabela 1, o saldo total das operações de crédito do sistema financeiro, computados os recursos livres e direcionados, alcançou R$2,368 trilhões em dezembro de 2012, com expansão anual de 16,4%, ante 18,8% em 2011 e 20,6% em 2010, passando a representar, relativamente ao Produto Interno Bruto (PIB), 53,8%, ante 49,1% em 2011 e 45,4% em 2010. Por segmento, as carteiras de crédito referentes a pessoas jurídicas e a pessoas físicas totalizaram R$1,292 trilhão e R$1,076 trilhão, após elevações anuais de 16,1% e 16,8% em 2012, respectivamente.

1 Informações adicionais a respeito das mudanças efetuadas encontram-se detalhadas na nota metodológica "Nova estrutura de dados de crédito" (<http://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/notaempr.pdf>).

Tabela 1 – Evolução do crédito

R$ bilhões

Discriminação	2010	2011	2012	Variação %	
				2011	2012
Total	1 712,7	2 034,0	2 368,4	18,8	16,4
Pessoas jurídicas	936,3	1 112,9	1 292,5	18,9	16,1
Recursos livres	502,6	603,8	706,5	20,1	17,0
Direcionados	433,7	509,1	586,0	17,4	15,1
Pessoas físicas	776,4	921,1	1 075,9	18,6	16,8
Recursos livres	555,2	628,4	692,7	13,2	10,2
Direcionados	221,2	292,7	383,2	32,3	30,9
Participação %:					
Total/PIB	45,4	49,1	53,8		
Pessoas jurídicas/PIB	24,8	26,9	29,4		
Pessoas físicas/PIB	20,6	22,2	24,4		
Recursos livres/PIB	28,1	29,7	31,8		
Recursos direcionados/PIB	17,4	19,4	22,0		

Financiamentos concedidos por bancos públicos alcançaram saldo de R$1,134 trilhão ao final de 2012 (aumento de 27,9% no ano) e corresponderam a 47,9% da carteira total de crédito, comparativamente a 43,6% em 2011. Por sua vez, o estoque de empréstimos realizados por instituições privadas nacionais e estrangeiras cresceu 6,8% e 9,4%, para R$847 bilhões e R$387 bilhões, respectivamente, e atingiu participações de 35,8% e 16,3% (reduções de 3,2 p.p. e 1,1 p.p., nessa ordem, em relação ao registrado em 2011).

Tabela 2 – Crédito a pessoas jurídicas - Saldos

R$ bilhões

Discriminação	2010	2011	2012	Variação %	
				2011	2012
Recursos livres	502,6	603,8	706,5	20,1	17,0
Capital de giro	264,4	310,1	366,4	17,3	18,2
Conta garantida	36,5	43,7	43,1	19,6	-1,3
ACC	29,4	39,7	45,9	35,1	15,8
Financiamentos a exportadores	15,9	28,0	36,9	76,1	31,5
Demais	156,5	182,3	214,2	16,5	17,5
Recursos direcionados	433,7	509,1	586,0	17,4	15,1
BNDES	333,4	393,4	446,7	18,0	13,6
Imobiliário	22,4	32,2	42,9	43,5	33,4
Rural	37,8	43,3	48,8	14,5	12,6
Demais	40,0	40,2	47,6	0,5	18,3

O saldo de empréstimos com recursos livres alcançou R$1,399 trilhão (31,8% do PIB) em dezembro (crescimento de 13,6% no ano), 59,1% do crédito total do sistema financeiro, ante 60,6% em 2011. As carteiras de pessoas jurídicas avançaram 17% no ano e somaram R$706 bilhões (tabela 2), destacando-se aumentos nas modalidades de capital de giro, adiantamentos sobre contratos de câmbio (ACC) e repasses externos, em oposição à redução nas operações de *leasing* de veículos. Os empréstimos a pessoas físicas cresceram 10,2%, ao atingir saldo de R$693 bilhões (tabela 3), sobressaindo-se as expansões do crédito consignado, cartão de crédito a vista e aquisição de veículos, bem como recuo das operações de arrendamento mercantil.

Tabela 3 – Crédito a pessoas físicas – Saldos

R$ bilhões

Discriminação	2010	2011	2012	Variação %	
				2011	2012
Recursos livres	555,2	628,4	692,7	13,2	10,2
Crédito pessoal	201,6	238,9	279,1	18,5	16,9
Consignado	136,3	159,3	188,9	16,9	18,5
Aquisição de veículos	140,3	177,7	193,2	26,6	8,8
Cartão de crédito	100,1	114,0	126,5	13,9	11,0
Cheque especial	16,3	17,6	18,3	8,2	4,0
Demais	96,9	80,2	75,6	-17,2	-5,8
Recursos direcionados	221,2	292,7	383,2	32,3	30,9
BNDES	22,3	24,8	29,2	11,1	17,8
Imobiliário	131,3	189,4	255,4	44,2	34,8
Rural	61,4	72,6	90,7	18,3	24,8
Demais	6,2	5,9	8,0	-4,6	36,1

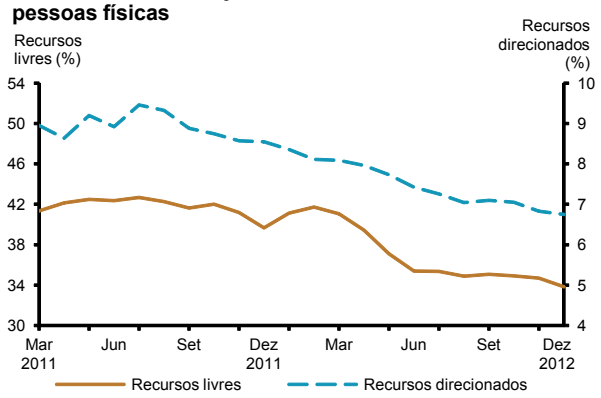
O estoque de financiamentos com recursos direcionados atingiu R$969 bilhões (22% do PIB) em 2012, com expansão anual de 20,9% e participação de 40,9% no total de crédito. Empréstimos a pessoas jurídicas, 60,5% do total de créditos direcionados, cresceram 15,1% no ano, somando R$586 bilhões (tabela 2), com destaque para financiamentos para capital de giro e investimentos, com recursos do BNDES; e crédito imobiliário, que se destinou, quase em sua totalidade, a financiar a construção de unidades habitacionais. No que se refere ao crédito com recursos direcionados que foi concedido a pessoas físicas, em 2012 a expansão alcançou 30,9% (e o estoque, R$383 bilhões), com destaque para os financiamentos imobiliário e rural (tabela 3).

1.1 Taxas de juros, *spreads* e inadimplência

A cobertura das estatísticas sobre taxas de juros das operações de crédito passou a incluir crédito direcionado e, no segmento livre, houve maior detalhamento das operações em relação à estrutura anterior. Nesse sentido, a taxa média de juros relativa ao total de crédito do sistema financeiro, em consonância com a taxa de política monetária e com a acomodação dos índices de inadimplência, recuou 4,8 p.p. no ano, ao atingir 18% ao final de 2012, menor patamar desde março de 2011.

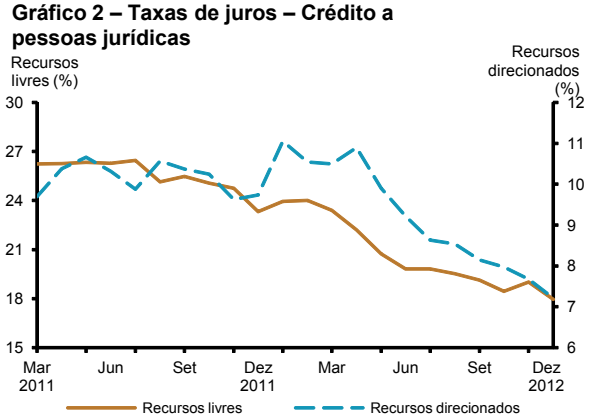
Nas operações com recursos livres, o custo médio diminuiu 5,8 p.p., deslocando-se para 25,3%. Já a taxa média do crédito direcionado recuou 2,3 p.p. em relação a 2011 e atingiu 7%.

Gráfico 1 – Taxas de juros – Crédito a pessoas físicas



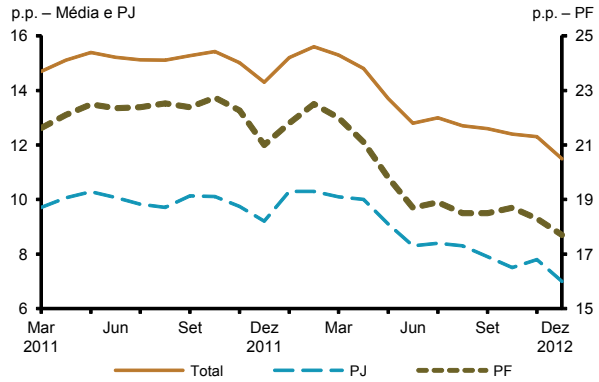
A taxa média de juros nas operações com pessoas físicas diminuiu 5,7 p.p. e alcançou 24,3% em dezembro, traduzindo, principalmente, o decréscimo de 5,8 p.p. na taxa referente ao crédito com recursos livres (para 33,9%), notadamente nas modalidades cheque especial, crédito renegociado e crédito pessoal. No âmbito do crédito direcionado, a taxa média de juros contratada pelas famílias recuou 1,8 p.p. no ano e atingiu 6,8%, com destaque para operações de financiamentos de investimentos com recursos do BNDES, microcrédito e crédito imobiliário.

Gráfico 2 – Taxas de juros – Crédito a pessoas jurídicas



Nas operações com pessoas jurídicas, a taxa média recuou 4,1 p.p. e se situou em 13,3% ao final de 2012. Essa diminuição reflete reduções de 5,3 p.p. e 2,5 p.p. nos créditos contratados com recursos livres e direcionados, respectivamente, cujas taxas médias alcançaram 18% e 7,2%, nessa ordem. No crédito livre, destacou-se a diminuição nos custos médios das modalidades de capital de giro, de desconto de duplicatas e de conta garantida. No crédito direcionado, houve redução nas modalidades de capital de giro e de financiamentos para investimento com recursos do BNDES.

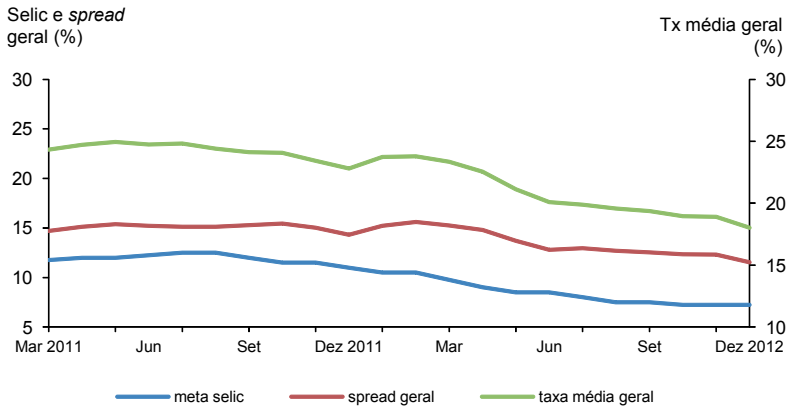
Gráfico 3 – *Spread* médio das operações de crédito



O *spread* bancário médio referente ao total de crédito do sistema financeiro – ou seja, computadas as operações com recursos livres e direcionados – recuou 2,8 p.p. no ano e atingiu 11,5 p.p. em dezembro de 2012, menor nível da série histórica iniciada em março de 2011. Essa variação resultou das reduções de 3,3 p.p. no *spread* de operações com pessoas físicas e de 2,2 p.p. no *spread* de operações com pessoas jurídicas para 17,7 p.p. e 7 p.p., respectivamente. O *spread* relativo ao crédito livre alcançou 17,6 p.p., com recuo de 3,2 p.p., refletindo reduções de 3,4 p.p. e 2,7

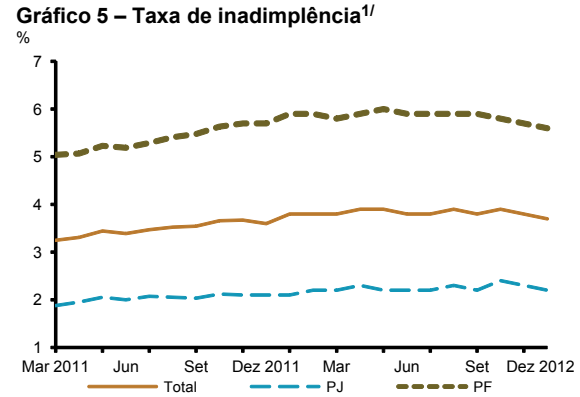
p.p. nos créditos às famílias e às empresas, respectivamente. No tocante ao crédito direcionado, o diferencial entre a taxa ativa e o custo de captação diminuiu 1,3 p.p. no ano e atingiu 2,4 p.p.

Gráfico 4 – Meta Selic X Taxa de Juros X *Spread* Médio Geral



O indicador de inadimplência, equivalente às operações com atraso superior a noventa dias, atingiu 3,7% em dezembro, menor nível em 2012, porém 0,1 p.p. acima do observado em igual período do ano anterior. O percentual de atrasos correspondeu a 5,6% nas operações com recursos livres e a 1% naquelas com recursos direcionados.

Gráfico 5 – Taxa de inadimplência[1/]



1/ Percentual da carteira com atraso superior a noventa dias.

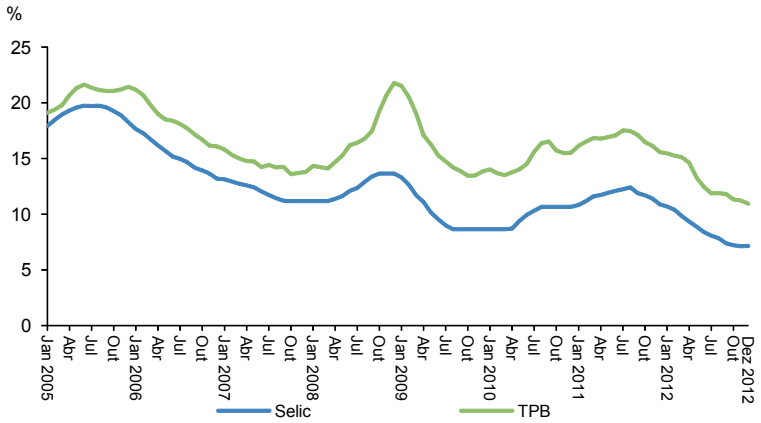
A inadimplência relativa a empréstimos a pessoas físicas recuou 0,1 p.p. no ano, para 5,6%, sendo 8% nas operações com recursos livres e 1,9% nas com recursos direcionados. Assinale-se que o nível de atrasos nos financiamentos de veículos, após elevação a partir do início de 2011, declinou 0,8 p.p. no segundo semestre de 2012 e atingiu 6,4% em dezembro. No tocante às operações com pessoas jurídicas, a taxa de inadimplência situou-se em 2,2%, aumentando 0,1 p.p. em relação a dezembro de 2011. O indicador atingiu 3,7% no segmento livre e 0,5% no direcionado, com destaque para as elevações nas modalidades de capital de giro, conta garantida e financiamentos com recursos do BNDES, bem como para as reduções em crédito rural e financiamentos imobiliários.

2 Decomposição do *spread* bancário para clientes preferenciais

A Taxa Preferencial Brasileira (TPB), apresentada inicialmente em boxe do Relatório de Estabilidade Financeira de setembro de 2011, é calculada a partir das operações de crédito pactuadas mensalmente entre instituições financeiras e os respectivos clientes preferenciais.[2] Por representar taxas de juros utilizadas em operações de elevado valor concedidas a clientes com baixo risco de inadimplência, a TPB permite comparação mais adequada das taxas praticadas no Brasil com as de outros países, fato esse que motivou a elaboração da decomposição do *spread* desse segmento desde o Relatório de Economia Bancária e Crédito (REBC) - 2010.[3]

Conforme verificado no Relatório de Economia Bancária e Crédito - 2011, nota-se que a evolução da TPB continua apresentando comportamento similar ao da taxa básica (taxa Selic), com correlação de 0,88. Note-se que, em 2012, o *spread* de aproximadamente 4,4 p.p. em relação à taxa Selic posicionou-se acima da média observada no período de 2005 a 2011 (4,0 p.p.), contudo, abaixo do *spread* verificado no período após a crise financeira (5,5 p.p.), entre outubro de 2008 e dezembro de 2011.

Gráfico 6 – Selic X TPB



Visando obter maior acurácia na decomposição do *spread* da TPB, bem como atenuar eventuais variações decorrentes do número reduzido de instituições financeiras que atendem sistematicamente clientes preferenciais,[4] foram realizadas algumas atualizações e aperfeiçoamentos na metodologia de cálculo.

A primeira refere-se ao próprio cálculo do *spread*, agora dado pela diferença entre o valor da TPB apurado no mês e a taxa de captação das instituições financeiras que contrataram operações com clientes preferenciais. Anteriormente, considerava-se

2 São considerados clientes preferenciais aqueles que apresentam, simultaneamente, as seguintes características: (i) ser pessoa jurídica; (ii) possuir operações de crédito com três ou mais instituições financeiras; (iii) ter, pelo menos, uma operação em curso normal com valor maior ou igual a R$5 milhões; (iv) possuir, pelo menos, uma operação com classificação de risco "AA"; (v) possuir operações classificadas nos riscos "AA" e "A", cuja soma corresponda a, no mínimo, 90% (noventa por cento) do total de seu endividamento perante o Sistema Financeiro Nacional (SFN); e (vi) não possuir operações com atraso superior a noventa dias que representem mais que 1% do total de seu endividamento junto ao SFN.

3 Publicado em dezembro de 2011.

4 Por mês, são identificadas aproximadamente 610 operações para o cálculo da TPB; contudo, essas operações se encontram concentradas em apenas treze instituições financeiras em média, sendo que somente sete apresentaram operações em pelo menos 75% dos meses avaliados.

como taxa de captação a média, ponderada pelos volumes, de taxas de captação de algumas operações de todas as instituições financeiras.

Uma segunda mudança refere-se ao cálculo do item custo administrativo – parcela do *spread* bancário originada do custeio de despesas com manutenção do processo produtivo das instituições financeiras, como as vinculadas ao fator trabalho (salários, honorários, treinamentos, encargos e benefícios) e à utilização de recursos operacionais (água, energia, comunicações, material de escritório, processamento de dados, propaganda e publicidade, seguro, vigilância, transporte, entre outros).

Visando evitar a fixação de um valor nulo para a participação dessa componente no *spread* da TPB, como na metodologia anterior, bem como um mesmo valor por unidade monetária emprestada, utilizou-se o algoritmo de Aumann-Shapley no intuito de separar os custos relacionados aos produtos de crédito[5] e, posteriormente, calcular o custo médio por operação. Vale ressaltar que a adoção desse algoritmo, apesar de apresentar impacto irrelevante na componente custo administrativo, tem efeito indireto no cálculo da componente de subsídio cruzado.

No que diz respeito aos recolhimentos compulsórios, à cunha fiscal e à inadimplência, foram mantidas as fórmulas de cálculo apresentadas no último Relatório de Economia Bancária e Crédito.[6]

Com informações relativas aos meses de dezembro de 2007 a 2012, as tabelas 4 e 5 apresentam a decomposição do *spread* bancário para clientes preferenciais.[7] As maiores participações percentuais no *spread* das operações com clientes preferenciais continuaram, em 2012, sendo as das componentes "inadimplência" e "margem bruta, erros e omissões" (tabela 4). A componente "inadimplência", após recuar de 2009 a 2011, mudou de tendência em 2012 e voltou aos patamares de 2009. A componente "margem bruta, erros e omissões" se mostrou relativamente estável no período analisado e apresentou em 2008 e em 2011 as maiores participações, assim como na metodologia anterior.

A decomposição na forma de p.p. (tabela 5) apresenta, em outra perspectiva, a evolução nominal das componentes do *spread* de 2007 a 2012. Nota-se que, na crise internacional de 2008, o *spread* apresentou forte elevação (8,4 p.p.), seguido de

---

5 Para a alocação dos custos, foram considerados os seguintes produtos: crédito livre, crédito direcionado, Títulos e Valores Mobiliários (TVM) e câmbio. Mais detalhes sobre a metodologia de decomposição do *spread* podem ser obtidos no Relatório de Economia Bancária e Crédito – 2004 e 2008. Foi avaliada também a possibilidade de alocação do custo para os produtos de crédito via diferença entre o custo total e o custo dos produtos de TVM e câmbio. Para o cálculo do custo dos produtos de TVM e câmbio para cada instituição, foram selecionados os bancos que operavam apenas nesses dois segmentos, sendo calculado um custo médio, o qual foi multiplicado pelo volume monetário das operações desses segmentos. Tendo em vista que esses resultados foram similares aos calculados pela metodologia de alocação de Aumann-Shapley, manteve-se essa última.

6 Assim, admite-se que os recursos para os empréstimos aos clientes preferenciais têm origem no *funding* global da instituição e que uma *proxy* da inadimplência desse segmento pode ser obtida a partir do provisionamento mínimo requerido de todas as operações selecionadas para o cálculo da TPB que estejam na carteira de crédito das instituições financeiras.

7 Em virtude das mudanças metodológicas realizadas para o cálculo do *spread* e da inclusão de novos valores para o cálculo dos custos administrativos por meio do algoritmo de Aumann-Shapley (os quais, apesar de apresentarem impacto irrelevante na componente custo administrativo, apresentam efeito indireto para o cálculo da componente de subsídio cruzado), os valores apresentados neste Relatório diferem em relação aos divulgados no Relatório de Economia Bancária e Crédito de 2011.

acomodação em patamar em torno de 5% de 2009 a 2011. Em 2012, há um retorno aos níveis observados no período pré-crise. Em relação à inadimplência, nota-se que, apesar da tendência decrescente de 2009 a 2011, em 2012 os níveis dessa componente ainda não retornaram aos patamares do período anterior à crise. Os custos administrativos, apesar da mudança metodológica, apresentaram uma média de 0,000247% do *spread* e 0,000014 p.p. para o período de 2007 a 2012, indicando que a adoção de uma participação nula, na metodologia anterior, era plausível.

Tabela 4 - Decomposição do spread bancário prefixado – TPB

Em proporção (%) do *spread*

Discriminação	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1 - Spread Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
2 - Custo Administrativo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3 – Inadimplência	33,85	13,16	33,50	24,40	21,27	33,60
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	9,44	14,52	12,71	11,68	9,06	9,25
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4-5)	56,71	72,33	53,78	63,92	69,67	57,15
6 - Impostos Diretos	22,68	28,93	21,51	25,57	27,87	22,86
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (6-7)	34,02	43,40	32,27	38,35	41,80	34,29

Fonte: Depep

Tabela 5 - Decomposição do spread bancário prefixado – TPB

Em pontos percentuais (p.p.)

Discriminação	2007	2008	2009	2010	2011	2012
A - Taxa de Aplicação	13,79	21,78	13,85	15,53	15,59	10,96
B - Taxa de Captação	10,87	13,34	8,48	10,16	9,76	7,15
1 - Spread Total	2,92	8,44	5,37	5,37	5,83	3,81
2 - Custo Administrativo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3 - Inadimplência	0,99	1,11	1,80	1,31	1,24	1,28
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	0,28	1,22	0,68	0,63	0,53	0,35
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4-5)	1,66	6,10	2,89	3,43	4,06	2,18
6 - Impostos Diretos	0,66	2,44	1,16	1,37	1,62	0,87
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (6-7)	1,00	3,66	1,73	2,06	2,44	1,31

Fonte: Depep

No que diz respeito à componente "compulsório, subsídio cruzado, encargos fiscais e FGC", de modo similar ao observado na metodologia anterior, nota-se significativo aumento em 2008 devido à elevação da TPB (21,8% a.a.) e a consequente ampliação do *spread* que compõe a base de cálculo para os tributos indiretos (PIS, Cofins). Posteriormente, com a diminuição da taxa Selic e da TPB, em dezembro de 2012, para 7,16% a.a. e 10,96% a.a., respectivamente, e, principalmente, com o recuo do *spread* de 8,44% a.a. em 2008 para 3,81% a.a. em 2012, observou-se redução do componente.

A componente "margem bruta, erros e omissões", conforme anteriormente comentado, tende a apresentar valores mais elevados em anos de grandes instabilidades, em parte, reflexo da maior percepção de risco das operações e da sua incorporação gradativa nas classificações de risco.

3 Análise de resultados da Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito

Com o propósito de ampliar e aprimorar o conjunto de informações sobre a conjuntura macroeconômica, desde março de 2011 o Banco Central coleta opiniões sobre as condições do crédito bancário nacional a exemplo do que ocorre em outros países como Estados Unidos (*Senior Loan Officer Opinion Survey on Bank Lending Pratices*), Inglaterra (*Credit Conditions Survey*), Japão (*Senior Loan Officer Opinion Survey on Bank Lending Pratices*), Chile (*Estándares de Aprobación en el Mercado del Crédito Bancario*) e União Europeia (*Bank Lending Survey for the Euro Area*).

Nesse sentido, são preenchidos questionários qualitativos enviados a cada final de trimestre às instituições financeiras representativas dos seguintes segmentos do mercado de crédito: pessoas jurídicas – grandes empresas (PJG); pessoas jurídicas – micro, pequenas e médias empresas (PJM); pessoas físicas – crédito habitacional (PFH); e pessoas físicas – crédito voltado ao consumo (PFC).

Os indicadores se referem à percepção dos agentes a respeito das condições de oferta, de demanda e de aprovação de crédito observadas no trimestre corrente, bem como as expectativas do comportamento dessas três variáveis para o próximo trimestre [8].

Esta seção tem por objetivo apresentar os fatores que determinaram movimentos nas condições de oferta e nas de demanda por crédito, na avaliação dos especialistas consultados; bem como comparar os valores dos indicadores de aprovação com os valores efetivamente observados de novas concessões de crédito em cada um dos segmentos acima mencionados, no período de 2011 a 2012.

Fatores determinantes do comportamento da oferta e demanda por crédito

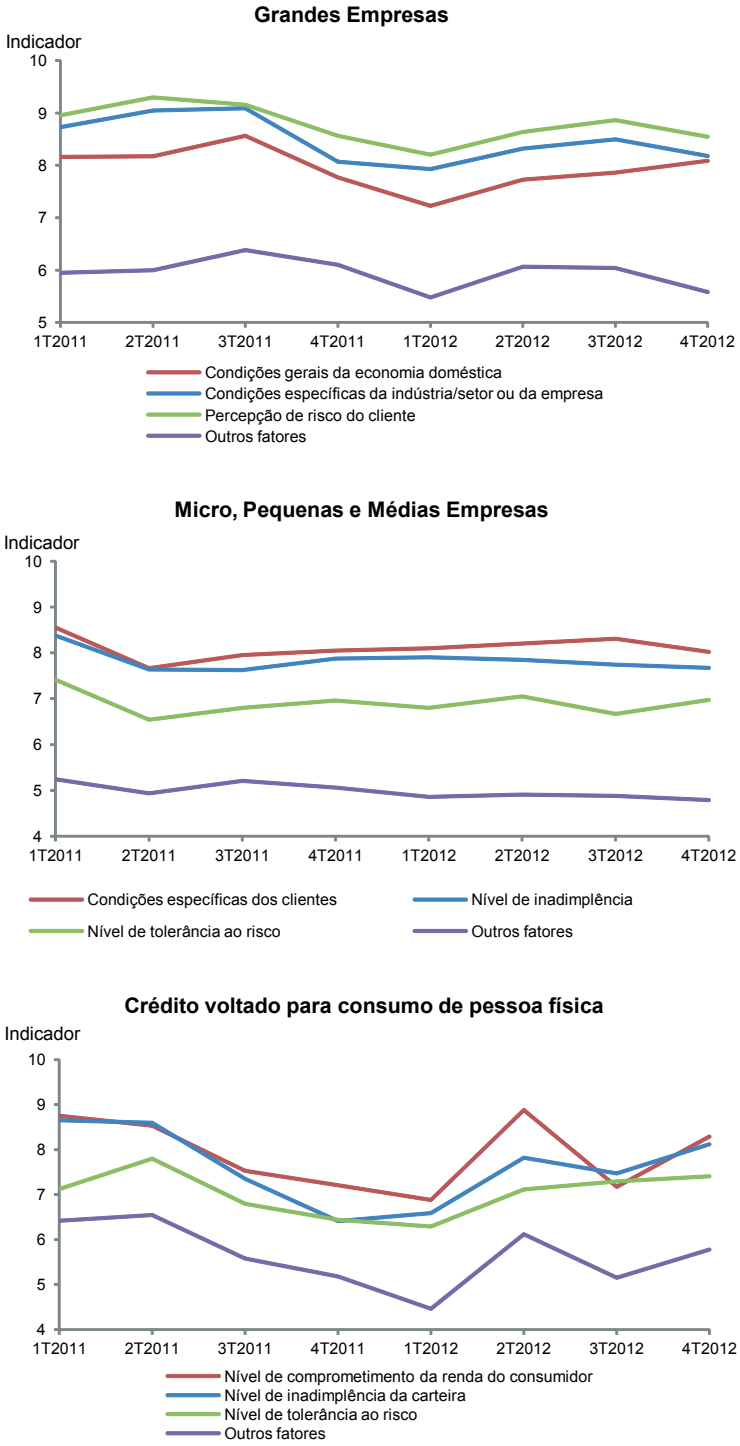
A amostra utilizada na pesquisa trimestral de condições de crédito no Brasil (PTC) engloba 46 conglomerados e instituições financeiras, que, em dezembro de 2012, foram responsáveis pela concessão de cerca de 90% do total de crédito do segmento PJG (22 instituições), 94% do segmento PJM (40 instituições), 83% do segmento PFC (17 instituições) e 99% do segmento PFH (8 instituições).[9]

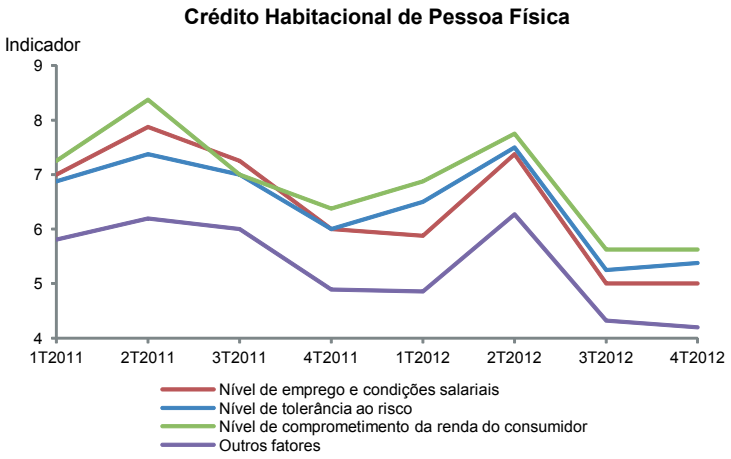
Os respondentes atribuem nota de zero a dez ao grau de importância de cada fator listado (zero para os fatores irrelevantes e dez para fatores que mais influenciam a capacidade ou a disposição de conceder crédito). A figura 1 apresenta a evolução, em cada segmento, da média dos três principais fatores determinantes da oferta, bem como o comportamento médio dos demais itens mencionados como relevantes no processo decisório sobre a política de concessão a ser adotada.

8 Detalhes sobre a construção dos indicadores podem ser verificados no trabalho para discussão 245 – Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito no Brasil.

9 Nessa análise são classificadas como grandes empresas as pessoas jurídicas, não bancárias e não pertencentes à administração pública direta, que no período de análise tenham tido um endividamento bancário igual ou superior a R$ 100 milhões no Sistema Financeiro Nacional.

Figura 1 – Importância histórica dos fatores responsáveis pelo comportamento do indicador de oferta





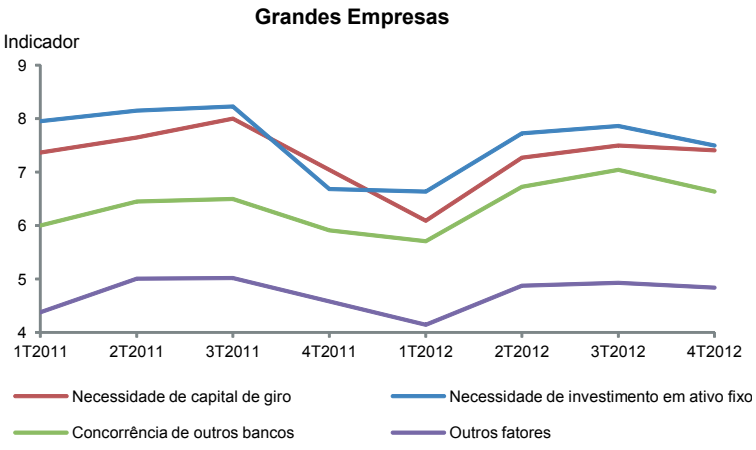
É possível notar que, de forma geral, os fatores mais relevantes estão associados diretamente ao risco de inadimplência ou a aspectos conjunturais que podem comprometer a capacidade de pagamento dos tomadores. Foram avaliados, também, aspectos relacionados à concorrência (bancária e não bancária), à liquidez do mercado, ao custo de *funding*, às normas e à estrutura de capital. Apesar de relevantes, a importância relativa desses itens em todos os segmentos foi menor do que a da inadimplência.

Cabe notar que no segmento de grandes empresas, a preocupação com as condições gerais da economia aparece como o terceiro fator mais relevante. Comportamento similar pode ser identificado também no segmento de crédito habitacional.

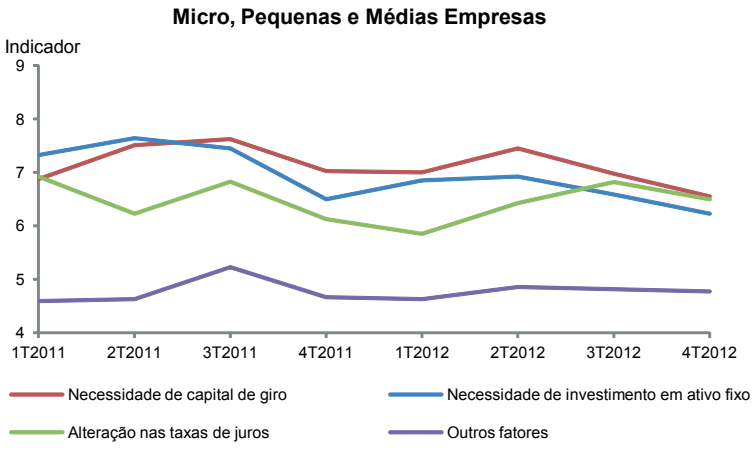
Comparando o segmento de micro, pequenas e médias empresas e o voltado para consumo de pessoa física, identifica-se similaridade tanto em termos dos fatores determinantes como da própria ordem de importância relativa entre eles. Nos dois casos, a capacidade de pagamento do tomador[10] é o fator mais relevante, seguido por inadimplência e tolerância ao risco.

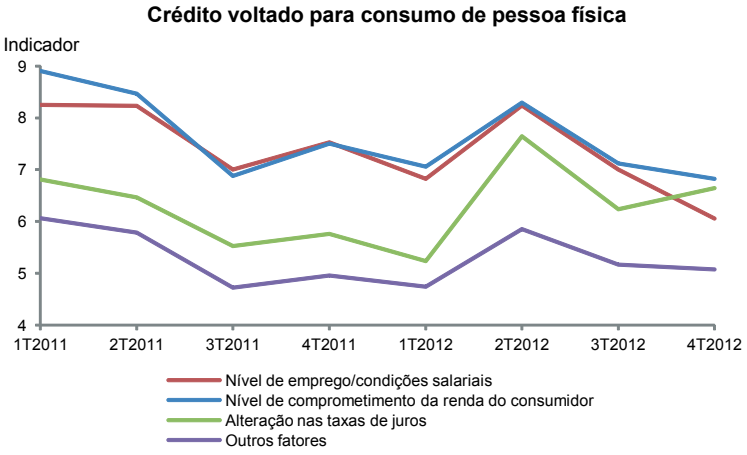
A figura 2 apresenta a evolução média da importância atribuída aos principais fatores que determinam a demanda por crédito.

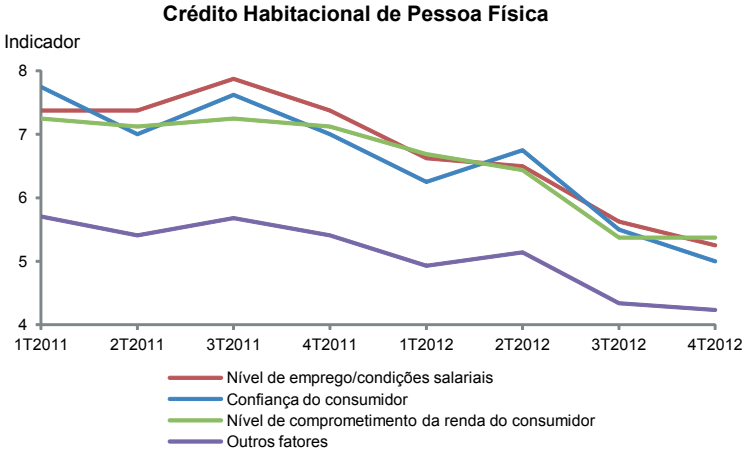
Figura 2 – Importância histórica dos fatores responsáveis pelo comportamento do indicador de demanda



10 No segmento de PJM é expresso pelo fator "condições específicas dos clientes" e no segmento de PFC é expresso pelo fator "nível de comprometimento de renda do consumidor".







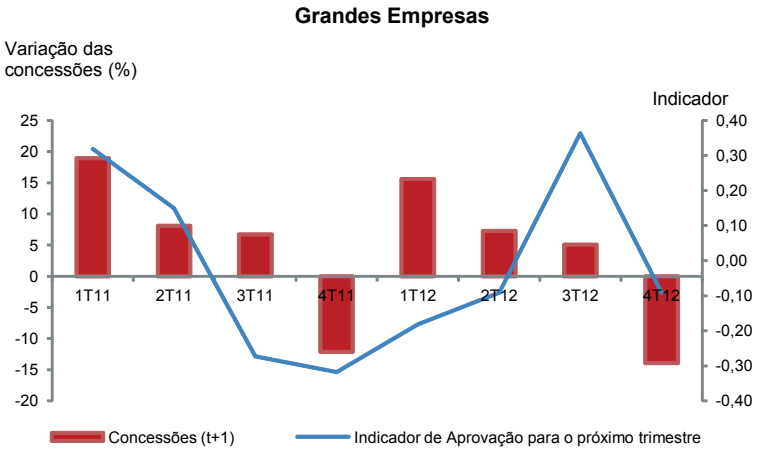
Nas modalidades voltadas a pessoas jurídicas, fatores relacionados à necessidade de reforço do capital de giro e à realização de investimentos são os mais relevantes. Note-se ainda que enquanto para grandes empresas a concorrência é fator decisivo para o dimensionamento da demanda por crédito, no caso de MPMEs, o fator chave é a taxa de juros.

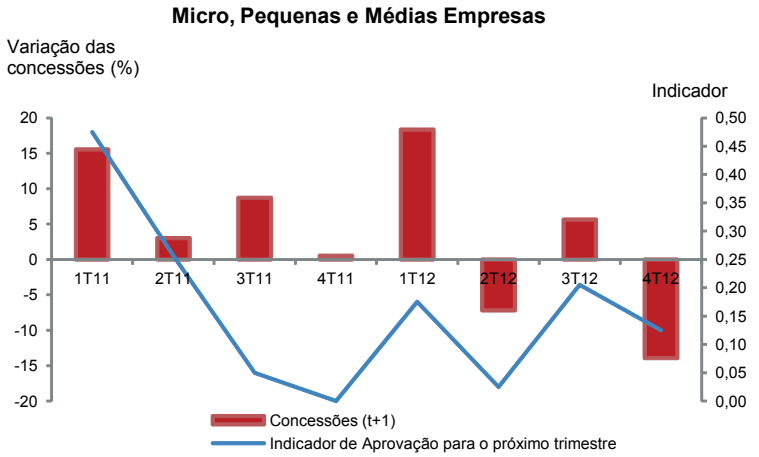
No que se refere à demanda no segmento de pessoas físicas, nível de emprego ou de condições salariais, e nível de comprometimento de renda do consumidor, são os mais importantes tanto no crédito voltado ao consumo quanto no habitacional. Note-se que a taxa de juros aparece como terceiro fator mais importante para o crédito ao consumo; e a confiança do consumidor, para o habitacional.

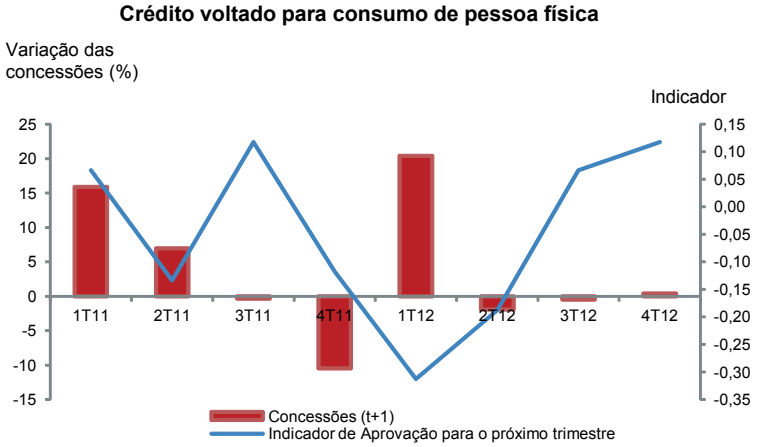
Avaliação da capacidade preditiva do indicador da porcentagem de aprovação de novas concessões

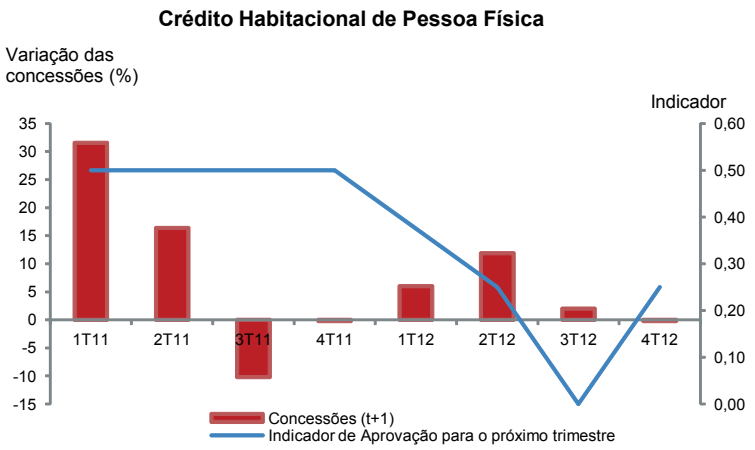
Visando avaliar a capacidade preditiva do indicador de aprovações de novas linhas de crédito, comparou-se o indicador do trimestre em análise (*t*), que se refere às expectativas de concessões para o trimestre seguinte (*t+1*), com as variações percentuais do volume de novas concessões do trimestre subsequente (*t+1*).

Figura 3 – Concessões e indicador de condições de crédito









A figura 3 sugere que, em particular nos segmentos de crédito a "grandes empresas", "micro, pequenas e médias empresas" e de "crédito voltado ao consumo de pessoa física", identifica-se correlação entre as duas séries.

Assim, no segmento PJG, em cinco trimestres, do total de sete, o indicador das condições de crédito antecipou corretamente o sentido da evolução das concessões. No segmento PJM, apenas no terceiro trimestre de 2011 houve divergência. Em linha com a maior volatilidade observada nas concessões, o indicador para o segmento PFC foi menos eficiente. Finalmente, em relação ao segmento PFH, em apenas um período a tendência apontada pelo indicador se confirmou.

Em suma, os indicadores de condições de crédito constituem fonte de informação relevante para a condução da política monetária. Nesse sentido, cabe destacar que as evidências sugerem aderência entre os indicadores e a dinâmica dos diversos segmentos do mercado de crédito.

Parte II

Estudos Selecionados

1 Insolvência e Contágio no Mercado Interfinanceiro Brasileiro

Sergio R. S. Souza*
Benjamin M. Tabak*
Solange M. Guerra*

1 Introdução

A possibilidade de ocorrência de crises financeiras de grande monta e os prejuízos que elas provocam na sociedade justificam o esforço para se identificarem sinais antecedentes a esses eventos, os mecanismos de contágio, as ações prudenciais e de mitigação de riscos, e as ações de combate mais eficazes a serem adotadas quando uma crise está em andamento.

Este trabalho contribui com uma metodologia de identificação e avaliação das vulnerabilidades do sistema financeiro que surgem em mercados nos quais as exposições mútuas dos participantes possam ser representadas por redes. Essa metodologia é utilizada para analisar o processo de contágio de insolvências que pode ocorrer no mercado interfinanceiro brasileiro.

As análises são realizadas por meio de simulações, que fornecem o valor das perdas por contágio induzidas pela quebra das instituições financeiras (IFs) que atuam no mercado interfinanceiro brasileiro. É também calculado o valor da perda esperada do sistema financeiro no horizonte de um ano e, por fim, o valor de um possível contágio de outros mercados induzidos pelos *defaults*.

Investigamos o potencial de contágio por meio de simulações, uma vez que dados desse tipo de ocorrência são escassos, uma vez que IFs potencialmente originadoras de processos de propagação de perdas recebem ajuda antes de falharem.[1] As simulações realizadas neste trabalho têm a finalidade de identificar se o *default* simulado de cada IF no mercado interbancário pode originar contágio e, em caso afirmativo, qual é a severidade do dano ao sistema financeiro. Apesar de existirem diversos canais de contágio no sistema financeiro, escolhemos o mercado interbancário por representar 70% das exposições entre as IFs.

Upper (2011) apresenta uma revisão das simulações que avaliam o perigo de contágio associado ao mercado interbancário, questionando a validade de se realizarem simulações de processos de contágio se iniciando nesse mercado. Segundo ele, não há precedente histórico de falha de bancos devido a perdas em exposições no

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil.
1 Ver Upper (2011).

interbancário. Isso pode ter dois significados: 1) esse canal não é relevante e pode ser ignorado; ou 2) o canal pode ser importante, mas falhas contagiosas são prevenidas por operações de socorro do governo. Outra crítica apresentada por Upper (2011) é a de que os comportamentos de bancos e do governo modelados são muito rudimentares, impossibilitando que as simulações reproduzam adequadamente os mecanismos de contágio identificados e prejudicando a capacidade delas de previsão de crises.

Brunnermeier (2009) analisou os fatores relacionados ao surgimento da bolha no mercado de habitação dos EUA, explicando a sequência de eventos, os mecanismos de contágio e a amplificação das perdas do mercado hipotecário na crise de 2007-2009. Por meio dos seguintes processos, um choque relativamente pequeno pode ser amplificado e fazer a liquidez evaporar:

1) Espirais de perdas e espirais de margem. As espirais de perdas surgem para investidores alavancados e que procuram manter a razão de alavancagem. Quando há perda no valor dos ativos do investidor, inicialmente, o valor da perda se reflete integralmente no seu patrimônio líquido. Quando isso ocorre, ele é obrigado a reduzir o valor tomado emprestado para não exceder a razão de alavancagem, do lado do passivo, e vender ativos. Essa venda pode originar maior redução nos preços, considerando que pode haver outros investidores no mercado na mesma situação. As espirais de margens/*haircuts* reforçam as espirais de perdas. Quando o preço de um ativo sofre quedas significativas, as exigências de margens e os *haircuts* sobem, forçando desalavancagem e mais vendas do ativo, que podem reduzir o preço dele mais ainda. Essa espiral é confirmada empiricamente por Adrian e Shin (2010).

2) Canal de empréstimo. Refere-se à restrição de empréstimos concedidos por emprestadores com capital limitado e situação em declínio. Um dos mecanismos é o entesouramento preventivo (*precautionary hoarding*), que surge se emprestadores precisam de fundos para os projetos e para as estratégias deles e temem perdas que podem se originar de choques. O outro é o *moral hazard* no monitoramento de operações de crédito. O *moral hazard* surge no contexto de intermediários financeiros, que monitoram tomadores de empréstimos em troca de participação nos lucros da operação. Quando essa participação deixa de ser vantajosa, reduzem o esforço de monitoramento, forçando o mercado a emprestar sem monitoramento.

3) Corridas a IFs. Embora as corridas de depositantes praticamente não ocorram mais, as corridas podem se dar em outros contextos: *hedge funds* podem desinvestir ativos líquidos junto a contrapartes; na "corrida de margem", diversas contrapartes requisitam aumento de margem para manter os contratos em aberto; os cotistas de um fundo podem sacar suas cotas.

4) Efeitos de rede: risco de crédito de contraparte e risco de travamento (*gridlock*). Risco que surge em um ambiente de rede de operações na qual cada participante conhece apenas as suas operações. Em momentos de incerteza, os participantes se veem obrigados a fazer seguro de suas exposições, e uma falha pode originar perdas a muitos participantes. Nesse caso, um sistema de compensação multilateral poderia reduzir as exposições por meio de *netting* de posições.

Esses mecanismos de amplificação de perdas e contágio são observados em estruturas mais complexas do que as retratadas nas simulações de sistemas financeiros. Além disso, o processo de decisão dos agentes é também mais complexo.

Upper (2011) não se mostra otimista quanto à possibilidade de se preverem crises por meio da utilização de modelos de contágio. De fato, existem duas dificuldades na modelagem de processos de contágio: a primeira é a de que os processos atualmente identificados são complexos do ponto de vista comportamental; e a segunda provém do fato de que os processos de contágio mudam com o tempo, pois o sistema financeiro, em busca de rentabilidade, passa por reorganizações, tanto estruturais quanto operacionais, trazendo, com isso, novas possibilidades de contágio. Um exemplo disso é a popularização da securitização de carteiras de crédito, com a criação de todas as estruturas (veículos) necessárias ao empacotamento e à distribuição desses títulos e o papel que isso teve na ampliação da crise do *subprime* (Brunnermeier, 2009). Apesar dessas dificuldades, essas simulações são úteis para caracterizar o sistema financeiro, subsidiando as ações de supervisão e as definições das políticas a serem adotadas.

Este trabalho tem como ponto de partida as exposições entre IFs no mercado interfinanceiro e os valores de capital dessas instituições, e, simulando o contágio por meio do balanço, calcula as perdas sistêmicas associadas à quebra de cada IF. Considera-se, nesse cálculo, que as perdas são no horizonte de curto prazo, ou seja, que a taxa de recuperação em caso de *default* é zero, pois, durante o processo de liquidação, os bens da IF estão congelados. A distribuição desses bens entre os credores ocorre em um prazo maior do que o horizonte considerado nessa simulação. O trabalho adota uma abordagem de solvência das IFs, ou seja, se elas sofrem uma perda no mercado interbancário e se tornam insolventes, a solução é receber um aporte de capital. Além do cálculo das perdas associadas ao *default* de IFs, são calculadas as probabilidades de *default* dessas IFs no horizonte de um ano para se obter a perda esperada do sistema financeiro associada ao mercado interfinanceiro em um ano. Para isso, utilizamos o modelo estrutural de Merton (1974) e dados contábeis das IFs. Neste artigo, são também investigadas as IFs que podem ser sistemicamente importantes, são identificadas as que amplificam perdas no processo de contágio e a possibilidade de contágio de outros mercados associada às perdas.

O trabalho está estruturado da seguinte maneira: a seção seguinte apresenta uma revisão de literatura relacionada a processos de contágio em simulações; a seção 3 descreve a metodologia utilizada; a seção 4, os dados; a seção 5, as análises e os resultados; e a seção 6 conclui.

2 Literatura

A ideia de que crises financeiras de maior severidade se iniciam em uma IF, ou em um grupo pequeno de IFs, e depois se espalham, tem motivado pesquisas relacionadas a processos de contágio em redes de IFs. A maioria desses trabalhos utiliza simulações desses processos em redes de IFs interconectadas em uma rede de obrigações.

Allen e Gale (2001) propõem um modelo de equilíbrio com uma rede de quatro bancos. Estudam a reação do equilíbrio a choques de preferência por liquidez sofridos por um dos bancos e concluem que a possibilidade de contágio para os demais bancos depende da estrutura da rede, e que esta é mais robusta quando a estrutura é completa.

Uma ferramenta bastante empregada nessas simulações tem sido o processo de compensação de Eisenberg e Noe (2001). Ela é utilizada neste trabalho e será abordada com mais detalhe na seção seguinte. A ferramenta também foi usada em trabalhos que procuraram reproduzir o efeito conjunto dos fatores de risco de crédito, de mercado, bem como os relacionados às exposições na rede de IFs. Diversos desses trabalhos foram realizados por bancos centrais, devido tanto ao interesse de avaliar o risco do sistema financeiro que supervisionavam quanto pelas restrições de acesso aos dados necessários.

Boss *et al.* (2004b) simularam a reação do sistema financeiro austríaco a choques estocásticos nos fatores de risco de mercado e de crédito, calculando as perdas relacionadas a esses choques, sofridas pela rede de bancos. Concluíram que esse sistema bancário é muito estável e que poucos bancos podem ser classificados como contagiosos. Elsinger *et al.* (2006a) afirmaram que a regulação e o monitoramento de bancos eram realizados para os bancos individuais, com base na hipótese de que o sistema bancário seria saudável se cada banco individual fosse saudável. Segundo esses autores, a análise de bancos individuais não permite que se considerem duas fontes de risco que podem resultar em uma quebra da intermediação financeira em larga escala: correlações nos valores de portfólios dos bancos e interligações de crédito podem transmitir insolvência contagiosamente de um banco para outros bancos em um efeito dominó. Utilizando técnicas-padrão de cálculo de riscos de crédito e mercado e o processo de compensação de Eisenberg e Noe (2001), eles calcularam uma estimativa do valor que um emprestador de última instância deve ter em mãos para injetar no sistema bancário de modo a evitar *defaults* contagiosos. Concluíram também que a correlação entre as exposições é muito mais importante, como fonte de risco sistêmico, do que as ligações financeiras. Seguindo essa mesma linha, Alessandri *et al.* (2009) apresentaram, para o mercado interbancário inglês, um modelo para a quantificação de risco sistêmico a partir dos balanços dos bancos e das interações deles em rede, em um horizonte de três anos. Os cálculos são feitos para cada trimestre, e os resultados são utilizados como ponto de partida no período seguinte.

Outros trabalhos tiveram por objetivo estudar as relações entre a estrutura de rede do sistema financeiro e a robustez dela. Boss *et al.* (2004a) analisaram a estrutura da rede formada pelo mercado interbancário austríaco por meio de técnicas de teoria de redes. Verificaram que a conectividade dos nós da rede tinha distribuição *power law*, afirmando que redes com esse tipo de estrutura permaneceriam estáveis se ocorressem *defaults* aleatórios ou mesmo ataques intencionais. Nier *et al.* (2007), por sua vez, investigaram como o risco sistêmico é afetado pela estrutura do sistema financeiro. Concluíram que, quanto mais capitalizados os bancos, mais resiliente é o sistema bancário contra o contágio de *defaults*, e que o valor das dívidas interbancárias tende a aumentar o risco de contágios em cascata, mesmo que os bancos mantenham capital contra essas exposições. Li (2012) relacionou o risco de contágio às atividades dos bancos e concluiu que o tamanho das exposições interbancárias é o principal fator que determina o efeito desses riscos e que o impacto total dos empréstimos no risco de contágio depende da estrutura da rede.

Cifuentes (2005) propõe modelo para analisar o efeito de problemas de liquidez na solvência de bancos, tendo como ponto de partida as exposições interbancárias e os ativos ilíquidos no balanço. Recomenda a adoção de requerimentos de liquidez, afirmando que podem ser tão eficazes quanto requerimentos de capital na prevenção de falhas contagiosas.

Shin (2008) analisa a relação entre liquidez e risco em um sistema em que as IFs possuem balanços interligados. A liquidez do sistema financeiro como um todo afeta os preços dos ativos, que afetam os balanços das IFs. Por sua vez, os balanços afetam os preços dos ativos, formando um ciclo que pode amplificar os choques no sistema financeiro.

A partir da crise de 2007-2009, são identificados e modelados novos canais de contágio, surgindo preocupação com a amplificação de choques durante o processo de contágio.

Gai (2010) modela dois canais de contágio: contágio direto entre IFs, no qual o *default* de uma IF devedora afeta as suas credoras; e o contágio indireto, no qual IFs com problemas de liquidez vendem seus ativos ilíquidos, resultando em uma queda no preço desses ativos. Os resultados de simulações desse modelo permitem sugerir que sistemas financeiros exibem uma tendência robusta-ainda-que-frágil: enquanto a probabilidade de contágio pode ser baixa, os efeitos podem se espalhar amplamente quando problemas ocorrem.

Battiston *et al.* (2012a) investigam fatores endógenos de amplificação do risco sistêmico por meio do canal de contágio formado por interligações das exposições de crédito. Nesse canal, considera estes mecanismos de contágio: interdependência (propagação no espaço), acelerador financeiro (propagação no tempo) e cascatas de *default*. O processo do acelerador financeiro ocorre quando o efeito de uma mudança na condição financeira de um agente em um período gera uma retroalimentação que leva à variação da condição financeira do agente na mesma direção, no período seguinte. Eles concluem que a diversificação de riscos torna a rede mais resiliente. No entanto, se há presença de acelerador financeiro, a resiliência é máxima para níveis intermediários de diversificação financeira, mas decresce para diversificação maior. Battiston *et al.* (2012b), por sua vez, estudam a propagação de *defaults* em diversas situações de robustez e conectividade em uma rede de relacionamentos de crédito entre IFs, prevendo a possibilidade de que emprestadores de curto prazo não renovem a concessão de empréstimos, caso percebam aumento na fragilidade de seus devedores. Concluem que a diversificação de riscos de crédito junto a muitos tomadores tem efeitos ambíguos no risco sistêmico quando há potencial de ocorrência de corridas de emprestadores de curto prazo de IFs da rede.

Krause e Giansante (2012) analisam efeitos da iliquidez e da insolvência de IFs na avaliação do risco sistêmico no mercado interbancário e afirmam que o tamanho do banco falhando inicialmente é o fator dominante para definir a ocorrência de contágio ou não, mas, para se determinar a extensão dele, são mais importantes as características da rede de empréstimos interbancários. Sugerem que regular apenas o balanço das IFs não é suficiente; é necessária a suplementação por considerações sobre a estrutura das interligações dos bancos.

Upper (2011), avaliando modelos de simulação do mercado interbancário, afirmou que nenhum desses modelos previu a crise do *subprime*, nem desempenhou um papel maior nas decisões de política tomadas durante o período. No entanto, eles promoveram um avanço no entendimento do processo de contágio, principalmente no que se refere à identificação dos bancos críticos para a estabilidade do sistema, que não são identificados somente a partir de dados dos balanços, mas também a partir das interações interbancárias, do capital e da localização deles na rede. Avaliando os modelos analisados no trabalho, ele afirma que são ferramentas úteis em análises de estabilidade financeira, pois põem em evidência as concentrações de risco; no entanto, não podem ser usados como núcleo de um modelo que ajudaria a prever crises.

Algumas críticas aos modelos que analisam os mercados interbancários têm sido tecidas devido aos baixos riscos de exposição encontrados. Cumpre ressaltar que a crise do *subprime* evidenciou que esse mercado é fundamental como fonte de liquidez. Por um lado, o congelamento desses mercados gerou um efeito cascata entre mercados interbancários do mundo todo, originando crises de liquidez e levando IFs à insolvência; por outro, gerou efeitos devastadores sobre a confiança dos agentes econômicos, amplificando as perdas. Os riscos potenciais nos mercados interbancários são grandes devido à rapidez com que o contágio pode se espalhar entre IFs, originando abalos na confiança nos mercados financeiros e culminando em crises de grandes proporções.

Este trabalho utiliza o processo de compensação de Eisenberg e Noe (2001) para identificar a possível ocorrência de insolvência de IFs após a falha de uma delas no mercado interbancário, sem a atuação simultânea de outros mecanismos de contágio. O cálculo do valor de perda esperada no horizonte de um ano, pelo modelo estrutural de Merton (1974), as análises de contágio potencial de outros mercados, assim como a identificação de IFs amplificadoras de perdas no contexto do mercado interbancário, não são realizados nos trabalhos anteriores. Um modelo como esse pode ser utilizado como ferramenta de apoio no processo de supervisão do sistema financeiro. O valor da perda esperada pode ser um indicador da fragilidade do sistema financeiro relacionado ao mercado interfinanceiro e ao processo de contágio modelado. Não se sugere que esse valor seja utilizado como provisão a ser utilizada em caso de *default*, pois, como o socorro representa uma transferência de recursos entre os contribuintes e os credores e acionistas da IF, é necessário saber se o custo social do *default* supera o custo social dessa transferência no processo de tomada de decisão.

3 Metodologia

Neste trabalho, são calculadas as perdas totais do sistema financeiro originadas pela inadimplência de IFs no mercado interfinanceiro. O sistema financeiro é considerado isolado, isto é, excluídos os acionistas das IFs, não é credor ou devedor de entidades externas a ele. O processo de propagação de perdas considerado é o contágio por meio do balanço, no qual a inadimplência de uma IF obriga as suas credoras a baixar de seus balanços os ativos correspondentes. Isso pode tornar insolventes as IFs que sofreram baixas de ativos, tornando-as fontes de choques para as credoras delas. Não são considerados outros processos de contágio, como o originado pela exposição de grupos de IFs a riscos em comum, o originado por espirais de iliquidez ou o devido ao movimento de preços motivado por vendas maciças de ativos.

Esse cálculo utiliza o algoritmo de compensação proposto por Eisenberg e Noe (2001). Esse processo usa uma representação do sistema financeiro como uma rede na qual os nós são IFs e as interligações são os pagamentos que elas devem realizar às demais. Dados, para cada IF, o saldo inicial e os recebimentos e pagamentos a serem realizados, o processo calcula a parcela da dívida efetivamente paga, considerando os possíveis *defaults*. Esse processo de cálculo apresenta as seguintes vantagens: 1) sempre possui solução com sentido econômico, isto é, os pagamentos calculados são não negativos; 2) a solução é única, se o sistema financeiro for regular (definição na seção 3.1); 3) a solução obtida maximiza a soma dos pagamentos realizados; e 4) o algoritmo de cálculo é eficiente: se a rede não possuir ciclos, o cálculo converge para a solução em um número finito de iterações, no máximo igual à distância máxima entre alguma IF do sistema financeiro e um credor dela, direto ou indireto.

Na metodologia adotada neste trabalho, é simulado o *default* fictício de cada IF do sistema financeiro e são identificados os *defaults* induzidos pelo *default* inicial e as respectivas perdas adicionais. Essas perdas são calculadas em unidades monetárias. Obtidas as perdas associadas ao *default* de IFs individuais, são calculadas as probabilidades de *default* dessas IFs no horizonte de um ano para se obter a perda esperada do sistema financeiro associada ao mercado interfinanceiro em um ano, utilizando o modelo estrutural de Merton (1974) e dados contábeis[2] das IFs. Essa perda esperada pode ser vista como uma medida de risco sistêmico associada ao mercado interbancário, mas não como o valor a ser aprovisionado como fundo para resgate a IFs, uma vez que: 1) há grande disparidade entre as perdas induzidas pelas IFs; 2) as IFs de grande porte podem induzir perdas de grande severidade, embora venham apresentando probabilidade de *default* muito baixa (ainda assim, com pouca influência na perda esperada total); e 3) o número de IFs é baixo. Nessas condições, a quebra de uma IF de grande porte e indutora de perdas elevadas não é absorvida por esse fundo de resgate.

A utilização de dados contábeis mensais faz com que, em tempos de turbulência, o modelo não consiga detectar aumentos abruptos nas perdas esperadas do sistema financeiro de *default* de forma tempestiva. Apesar dessa limitação, a medida pode identificar aumentos graduais nessas perdas ao longo de um período maior.

3.1 Algoritmo de compensação de um sistema financeiro

A seguir, é apresentado, de forma resumida, o processo de compensação proposto por Eisenberg e Noe (2001). Mais detalhes sobre ele são encontrados nessa referência.

Sejam:

d_i a dívida total da IF i;

e_i o fluxo de caixa recebido pela IF de fontes externas (fluxo de caixa operacional);

2 Poderiam ter sido utilizados, no cálculo, preços de ações; no entanto, relativamente poucas IFs têm ações em bolsa.

p_i^* o pagamento total efetivado pela IF *i*, como resultado do processo de compensação;

$L_{i,j}$ o elemento da matriz de dívidas que representa a dívida da IF *i* para com a IF *j*, sendo $d_i = \sum_j L_{i,j}$;

$\Pi_{i,j}$ a matriz de proporções da dívida de *i* a ser paga a cada credor *j*, ou seja, $\Pi_{i,j} = L_{i,j} / d_i$

O vetor de pagamentos p_i^* é o ponto fixo do mapa:

$$p_i^* = \min(\sum_j \Pi_{i,j} p_j^* + e_i, d_i) \quad (1)$$

Ou, em notação vetorial:

$$\boldsymbol{p}^* = \min(\boldsymbol{\Pi}^T \boldsymbol{p}^* + \boldsymbol{e}, \boldsymbol{d}) \quad (2)$$

Eisenberg e Noe (2001) demonstram que $\boldsymbol{p}^*$ existe e é único quando o sistema financeiro é regular. Um sistema financeiro é definido como regular se toda órbita de risco *o(i)* das IFs participantes *i* for um *surplus set*. Órbita de risco de uma IF é o conjunto de IFs credoras dela, direta ou indiretamente. *Surplus set* é um conjunto de IFs no qual nenhuma delas é devedora de IF que não pertença ao conjunto; além disso, nesse conjunto, pelo menos uma IF possui fluxo de caixa operacional estritamente positivo. Uma condição suficiente para a regularidade, apontada por Eisenberg e Noe (2001), é a de que todas as IFs tenham fluxo de caixa operacional estritamente positivo; outra condição suficiente possível é a de que todas as IFs sejam fortemente interconectadas[3] e pelo menos uma delas tenha fluxo de caixa operacional positivo.

3.2 Cálculo de perdas: abordagens possíveis

O cálculo das perdas decorrentes do *default* de uma IF utiliza o algoritmo de compensação de Eisenberg e Noe (2001) apresentado anteriormente. Na utilização desse algoritmo, pode-se adotar um enfoque de liquidez ou um enfoque de solvência, sendo o primeiro associado à evolução das disponibilidades das IFs à medida que os pagamentos entre elas são realizados no tempo, e o segundo é associado à identificação de situações de insolvência relacionadas à não realização de pagamentos por IFs. Note-se que a IF insolvente pode permanecer líquida e em funcionamento, até que a supervisão determine a sua liquidação.

Neste trabalho, é adotado o enfoque de solvência, que é mais apropriado à realização de análises relacionadas ao impacto da não realização de pagamentos associados ao passivo de IFs no capital das IFs credoras. Esse tipo de abordagem é utilizado em Elsinger *et al.* (2006a). Nesse enfoque, utiliza-se, como saldo inicial, o valor do *buffer* de capital na data de análise, deduzidos os ativos e os passivos associados aos pagamentos a realizar definidos anteriormente, ou seja, o saldo inicial é o valor que o *buffer* de capital teria se a IF não tivesse esses ativos e passivos. Isso

3 Um grupo de IFs é fortemente interconectado se há um caminho entre qualquer IF do grupo e qualquer outra IF desse grupo. Para isso ser possível, são necessários ciclos.

é feito dessa forma pois o valor do capital apresentado no balanço considera que os pagamentos relacionados a esses ativos e passivos foram efetivados. A metodologia requer que as exposições entre IFs sejam representadas na matriz de dívidas ***L***; as linhas da matriz representam as dívidas (passivos) das IFs para as IFs nas colunas. Partindo-se do saldo inicial definido anteriormente e realizando-se os pagamentos entre as IFs relacionados aos passivos e ativos que possuem, recompõe-se o valor do *buffer* de capital calculado a partir do balanço, ou seja, as IFs retornam à situação em que se encontram na data de análise, sem entrar em *default*. Com essa configuração, esse modelo pode ser utilizado para verificar como os balanços das IFs do sistema financeiro são afetados quando uma delas não honra seus passivos (entra em *default*). Para isso, escolhe-se uma IF, que é colocada em *default* fictício. Nessa situação, essa IF não paga as suas dívidas, obrigando as suas credoras a baixar do balanço os ativos correspondentes a elas. Essas baixas provocam perda de capital e podem levar algumas dessas IFs à insolvência. Se isso acontecer, esse processo de baixa de ativos e possível *default* se repete até não ocorrer nenhum *default* adicional devido à baixa de ativos nos balanços. A perda total induzida pelo *default* original é o total não pago pelas IFs do sistema financeiro, descontado o valor do *default* original.

Elsinger *et al.* (2006a) também sugerem que, após o *default*, no curto prazo,[4] todos os pagamentos são suspensos, ou seja, o cálculo de perdas considera que, se uma IF entra em *default*, não realiza nenhum pagamento. A repartição dos bens da IF entre os credores ocorre no longo prazo, ao término do processo de liquidação.

No enfoque de solvência, existe possibilidade de o saldo inicial de uma IF (*buffer* de capital), subtraídas as dívidas a receber e somadas as dívidas a pagar, ser menor do que zero. Isso viola a condição de regularidade do sistema financeiro. Eisenberg e Noe (2001) elaboraram o algoritmo considerando que o saldo em caixa inicial e_i é não negativo, sugerindo que, nos casos em que isso não ocorrer, esse saldo negativo seja transformado em um saldo zero e em uma dívida para com um nó adicional (uma IF fictícia), criado para receber esses valores. Essa IF deve ser criada com saldo inicial zero e sem dívidas para com as demais IFs do sistema.

Seguindo Eisenberg e Noe (2001), neste trabalho, IFs com dotação inicial negativa recebem o seguinte tratamento: é criada, no sistema financeiro, uma IF fictícia que recebe pagamentos que correspondem a essas dotações negativas. Para essas IFs, partindo-se do saldo inicial igual a zero e do pagamento adicional à IF fictícia, chega-se ao mesmo saldo final após o processamento de pagamentos e recebimentos.

Para cada IF nessa situação, esse valor negativo é o valor mínimo de captações em outros mercados que forçosamente são relacionadas a aplicações no mercado interfinanceiro; portanto, se a IF não puder resgatar a totalidade das suas aplicações no interfinanceiro, o impacto em outros mercados será, no mínimo, igual a esse valor negativo. Somando-se esses valores para todo o sistema financeiro, tem-se um limitante superior para perdas em outros mercados motivadas por perdas no mercado interfinanceiro.

Depois desse tratamento dos saldos iniciais negativos das IFs do sistema, segue-se o algoritmo de compensação, conforme definido.

4 Isso é coerente com a hipótese, assumida neste modelo, de que a IF é colocada em processo de liquidação assim que entra em *default*; nesse caso, no curto prazo, os pagamentos dela são congelados.

Nos cálculos de perdas de capital sob o enfoque de solvência, do ponto de vista dos efeitos de curto prazo, o algoritmo sofre uma pequena modificação, que o torna semelhante ao algoritmo de Furfine (2003), na qual se considera que, se uma IF está em *default*, não realiza nenhum pagamento:

$$p_i^* = \begin{cases} d_i \text{ se } \sum_j \Pi_{j,i} p_j^* + e_i \geq d_i \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \tag{3}$$

3.3 Cálculo de probabilidades de *default*

O cálculo das probabilidades de *default* das IFs foi feito por meio do modelo estrutural de Merton (1974), que é a análise de direitos contingentes aplicada à medida e à análise de risco de crédito.[5] Nesse modelo, o balanço da instituição é separado nos seus principais componentes: ativos, passivo e capital (patrimônio líquido). A ideia básica dessa abordagem é modelar o capital da instituição como uma opção de compra, com preço de exercício igual ao valor da dívida e prazo até o resgate *T*. No caso de um *default*, os acionistas não recebem nada, porque os ativos não são suficientes para o pagamento integral das dívidas (passivo). Se a instituição não entra em *default*, os acionistas recebem a diferença entre o valor dos ativos e dos passivos. Dessa forma, o valor a ser recebido pelos acionistas é dado por max [A - DB, 0], sendo A o valor dos ativos; e DB, o total da dívida. De acordo com Black e Scholes (1973), o valor a ser recebido pelos acionistas é dado por:

$$E = A \ N(d_1) - DB \ e^{-rT} N(d_2), \tag{4}$$

sendo A o valor implícito do ativo; DB, a dívida a ser paga; r é a taxa de juros livre de risco; T é o prazo até o vencimento da opção; N(·) é a distribuição normal acumulada; e d_1 e d_2 são definidos por:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{A}{DB}\right) + \left(r + \frac{\sigma_A^2}{2}\right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \tag{5}$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{A}{DB}\right) + \left(r - \frac{\sigma_A^2}{2}\right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \tag{6}$$

A partir de Black e Scholes (1973), é possível obter a equação que relaciona as volatilidades de ativos e patrimônio líquido:

$$\sigma_E = N(d_1) \frac{V}{E} \sigma_A \tag{7}$$

Com o valor de mercado e a volatilidade do patrimônio líquido e com o valor contábil das dívidas, é possível estimar o valor implícito de A e σ_A, resolvendo o sistema formado pelas equações (4) e (7). A dívida a ser paga DB é interpretada como uma barreira de *default*. Se o valor implícito dos ativos da instituição cai abaixo dessa barreira, ela entra em *default*. A barreira de *default* é dada por:

5 Análise de direitos contingentes é uma generalização da teoria de apreçamento de opções de Black e Scholes (1973).

$$DB = STD + \alpha\, LTD, \tag{8}$$

sendo STD as dívidas de curto prazo (vencimento até um ano), LTD as dívidas de longo prazo (vencimento a partir de um ano) e α é um parâmetro entre 0 e 1, assumido pela Moody's-KMV, a quem seguimos, em torno de 0,5.[6] Esse parâmetro é uma *proxi* da parcela das dívidas de longo prazo sujeitas a resgate antecipado em caso de estresse.

O prazo até o vencimento T usualmente assumido é um ano e é o horizonte para o qual calculamos as probabilidades de *default*. Tendo definido isso, calcula-se a distância ao *default*, que é o número de desvios-padrão entre o valor dos ativos e a barreira de *default*:

$$D2D = -d_2 \tag{9}$$

Essa distância pode ser usada no cálculo de uma probabilidade de *default* neutra ao risco, assumindo que os ativos tenham uma distribuição log-normal:

$$DP = N(-d_2) \tag{10}$$

A probabilidade de *default* é a área da distribuição dos valores dos ativos abaixo da barreira de *default*. Para mais detalhes, veja Gray e Malone (2008) e Souto et al. (2009).

4 Dados

A análise realizada neste trabalho é baseada em exposições entre IFs que participam do mercado interfinanceiro brasileiro.[7] As exposições se referem a operações de depósitos interfinanceiros (85% em volume), debêntures (13,4%) e operações compromissadas com títulos próprios (1,6%), entre conglomerados financeiros e instituições individuais, perfazendo um total de mais de 300 participantes. Exposições intraconglomerado não são consideradas. As exposições do mercado interbancário doméstico representam aproximadamente 70% da exposição total (sem garantia) entre IFs.[8] O total investido nesse mercado por essas instituições variou entre R$55 bilhões e R$71 bilhões no período analisado, correspondendo a 1,5% dos ativos totais das IFs e a 14% do PR Nível 1 delas.

No Brasil, as operações do mercado interfinanceiro doméstico devem ser registradas na Cetip.[9] As operações são não garantidas e sujeitas a resgate antecipado.

6 De acordo com Souto *et al*. (2009), Moody's-KMV usa α entre 0,5 e 0,6 baseada na calibração do modelo dela. O processo de calibração procurou ajustar o modelo às probabilidades históricas de *default*.

7 Participam do mercado interfinanceiro brasileiro bancos múltiplos, bancos comerciais, bancos de investimento, caixas econômicas, bancos de desenvolvimento, bancos cooperativos, uniões de crédito, associações de poupança e empréstimo, cooperativas de crédito, sociedades corretoras de câmbio, sociedades corretoras de títulos e valores mobiliários, e sociedades distribuidoras de títulos e valores mobiliários.

8 Desse total, estão excluídas operações de crédito entre conglomerados e de cessão de crédito (possuem garantia).

9 Cetip (Cetip S.A. – Mercados organizados) é uma companhia de capital aberto que oferece serviços relacionados ao registro, central depositária, negociação e liquidação de ativos e títulos.

Com base nisso, agregamos as posições em aberto e calculamos as exposições líquidas entre as IFs mencionadas para formar a matriz de exposições para cada data em que a análise é realizada. As exposições líquidas são calculadas para o último dia útil de cada mês no período de julho de 2011 a junho de 2012. Isso é feito para que os valores de exposição sejam contemporâneos às informações disponíveis de *buffer* de capital das IFs. O *buffer* de capital considerado neste trabalho é o valor do capital total da IF (PR Nível 1 + PR Nível 2) que excede a 8% dos seus ativos ponderados ao risco. Utilizamos como referência 8% dos ativos ponderados ao risco, pois entendemos que, se o capital da IF for inferior a esse montante (requerimento de capital mínimo recomendado pelo BCBS – Basel Committee on Banking Supervision), esta terá dificuldades para adequar seu capital e sofrerá intervenção.

As IFs são classificadas por porte (grande, média, pequena e micro), de acordo com a metodologia apresentada no Relatório de Estabilidade Financeira do Banco Central do Brasil (ver BCB, 2012). Os dados de balanço, por sua vez, são informados mensalmente ao Banco Central do Brasil por conglomerados e por IFs individuais, e são utilizados na obtenção do Patrimônio de Referência Nível 1 e de outras informações contábeis, que são usadas nos cálculos de probabilidades de *default*.

A amostra analisada é composta por IFs assim caracterizadas:

quanto ao tipo de controle: cinco públicas federais, sete públicas estaduais, 245 privadas nacionais, 55 privadas de controle estrangeiro e duas privadas com participação estrangeira;

quanto ao macrossegmento: 94 bancos com carteira comercial, 29 bancos sem carteira comercial, 142 cooperativas de crédito, BNDES, dois bancos de desenvolvimento, 33 de mercado de capitais e doze administradoras de recursos de terceiros.

5 Resultados

Os valores de perdas por contágio calculados neste trabalho são perdas potenciais (contrafactuais), isto é, são perdas decorrentes do *default* fictício de IFs. Além disso, são perdas adicionais, pois não incluem as perdas decorrentes do *default* fictício original. Essas perdas se referem aos valores não pagos por IFs que entraram em *default* por contágio originado pela exposição direta ou indireta às que foram colocadas em *default* fictício.

Inicialmente, calculamos o valor das perdas por contágio para cada IF em junho de 2012, relacionando esse valor com a participação dos ativos da IF nos ativos totais do mercado interfinanceiro e com a alavancagem da IF nesse mercado, para investigar uma possível relação entre alavancagem e contágio. Para esse cálculo, utilizamos o algoritmo de *default* fictício de Eisenberg e Noe (2001), modificado para fornecer as perdas de curto prazo, ou seja, com taxa de recuperação zero. A alavancagem de cada IF com recursos do mercado interfinanceiro é dada por $F_i = \Sigma_j L_{ij}/E_i$ e indica tanto a fragilidade dela quanto o seu potencial de amplificação de perdas. Existem IFs de grande participação no mercado interfinanceiro (12% e 14%) com baixa fragilidade. Dessas IFs, o *default* da primeira origina contágio de 0,04% dos ativos de

mercado, e o da segunda origina perdas por contágio da ordem de 4% dos ativos do mercado. As IFs mais frágeis, de alavancagem de 33,6% e 16,3%, têm participação no mercado nitidamente menos expressiva, mas podem originar perdas de 9,4% e 3,0%, respectivamente, que são valores superiores à participação delas no mercado.

A figura 1 apresenta a soma dos valores de perdas por contágio no mercado interfinanceiro por porte da IF originadora. Essa soma não é a perda total associada ao *default* simultâneo das IFs de cada categoria de porte, é a soma das perdas induzidas por contágio originado pelo *default* fictício de cada IF de cada categoria de porte do sistema financeiro, na abordagem de curto prazo, calculadas em simulações separadas. O número apenas é uma medida das participações relativas de cada categoria de porte na soma de todas as perdas por contágio. Observa-se que a soma das perdas é da ordem de 20% dos ativos do interfinanceiro, com pico em novembro de 2011.

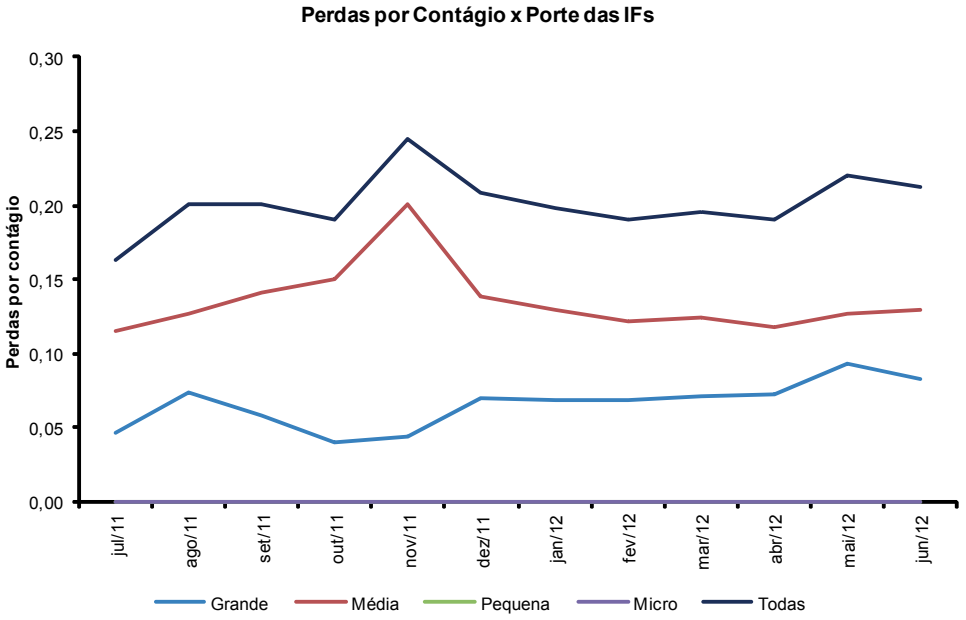
O número de IFs que originam contágio é, em média, igual a dez, sendo no mínimo sete e no máximo onze, no período de análise. Apenas dezessete IFs originam contágio alguma vez no período. A IF que origina o maior contágio é de médio porte e permanece a mesma no período. As IFs colocadas a partir da segunda posição revezam entre si no período. Essas IFs são, quase sempre, de grande e médio porte, com poucas exceções, nas quais IFs de pequeno porte originam contágio. O volume de perdas não parece indicar um aumento no risco sistêmico no período. Quanto ao pico em novembro de 2011, está associado ao *default* adicional (isto é, ela entrou em *default* por motivo de contágio) de uma IF de grande porte amplificadora de perdas que não sofreu *default* adicional em outros períodos. Em outras palavras, nesse período, o *default* fictício de alguma(s) IF(s), na simulação, motivou o *default* adicional (isto é, por contágio) de uma IF com passivo relativamente grande no mercado interfinanceiro. O não pagamento das dívidas desse passivo motivou o aumento de perdas apresentado.

Qualificamos uma IF como amplificadora de perdas se ela possuir alavancagem superior a um. Perdas a partir do montante do seu *buffer* de capital levam-na a *default*, resultando em não pagamento integral dos passivos. Quando a alavancagem da IF é superior a um, ela pode transmitir ao conjunto dos seus credores perdas totais superiores às sofridas por ela, amplificando as perdas em processo de propagação.[10]

No período de análise, o número de IFs amplificadoras de perdas em *default* variou entre catorze e 21, sendo dezoito em média (em novembro de 2011, eram 21 IFs). O grupo de IFs é formado por um banco de pequeno porte e complementado por instituições não bancárias de grande porte. Especificamente, a IF amplificadora que entrou em *default* adicional em outubro de 2011 (um banco) não foi agente de contágio (não levou nenhuma outra a *default*, pois suas credoras estavam capitalizadas), mas aumentou as perdas em processo de propagação.

10 Nos casos em que a alavancagem da IF é superior a um e o total de ativos é inferior ao *buffer* de capital, a IF nunca entra em *default* motivado pelo mercado em análise. No entanto, se entrasse, transmitiria perdas superiores às sofridas por ela.

Figura 1: Soma dos valores de perdas por contágio no mercado interfinanceiro por porte da IF originadora



O número de IFs vulneráveis a *default* por contágio a partir de *defaults* fictícios se manteve razoavelmente estável no período, variando entre 24 e 29. Nesse período, o volume das perdas por contágio seguiu o mesmo padrão.

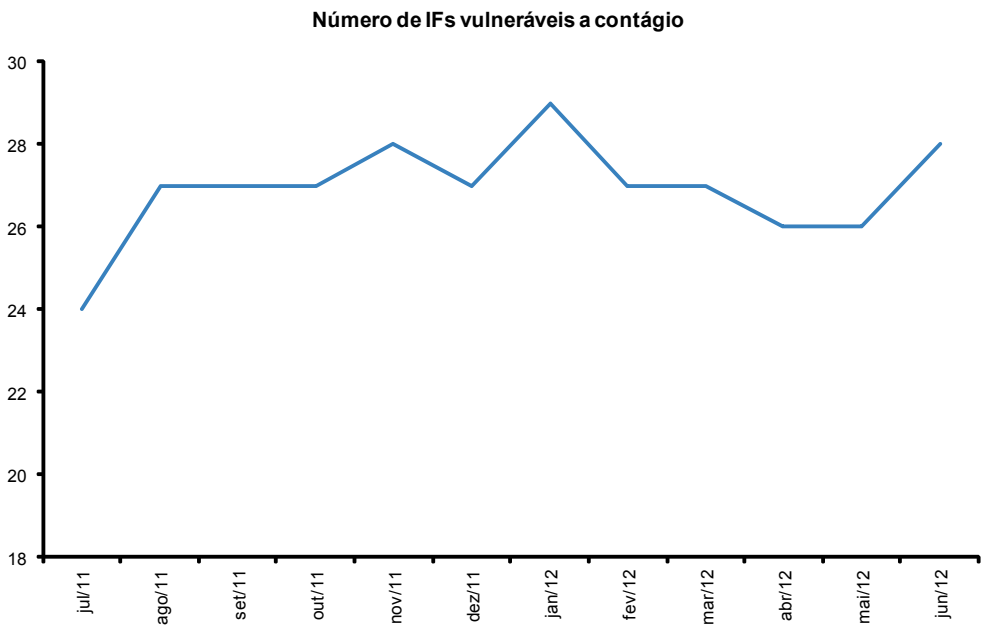
Em média, o conjunto de IFs que entraram em *default* adicional na rodada de *defaults* fictícios tem 27 instituições em cada mês de análise. O maior número de repetições é quatro (ocorreu uma vez em um período), ou seja, há uma IF que entrou em *default* motivado por contágio originado por quatro devedoras diferentes em um período. IFs que entram em *default* adicional um maior número de vezes em uma rodada de *defaults* fictícios estão sujeitas a *default* por contágio originado por maior número de devedoras em um dado período, ou seja, estão em situação vulnerável na rede.

As IFs em *default* adicional em um período são predominantemente instituições não bancárias de grande porte (média: dezessete), seguidas por IFs de médio porte (média: seis), IFs de pequeno porte (em média, duas) e IFs de porte micro (em média, duas). Quanto ao tipo de controle, essas IFs são, quase na totalidade, nacionais privadas. As poucas que não se enquadram nessa situação são privadas de controle estrangeiro ou públicas.

As perdas por contágio calculadas até este ponto resultam do *default* simulado de uma IF. Fazemos o cálculo das probabilidades de *default* das IFs que originam contágio para obter o valor da perda por contágio esperada. O valor da perda por contágio esperada é a soma das perdas produzidas pelo *default* de IFs individuais ponderado pela probabilidade de *default* delas. As probabilidades de *default* (PDs) das IFs têm horizonte de um ano e são calculadas para as treze IFs que originam contágio no período de acordo com a metodologia de Merton (opções). Os demais detalhes desse cálculo são encontrados em Tabak *et al.* (2013). O desvio-padrão da perda esperada do sistema financeiro é calculado com base na matriz de

covariâncias das PDs. Os cálculos foram realizados no período de janeiro de 2012 a junho de 2012, e a unidade de medida é a mesma utilizada em outros cálculos deste trabalho: 1,00 = Σ (ativos investidos no mercado interfinanceiro). Os resultados são apresentados na figura 3.

Figura 2: Número de IFs vulneráveis a contágio no período



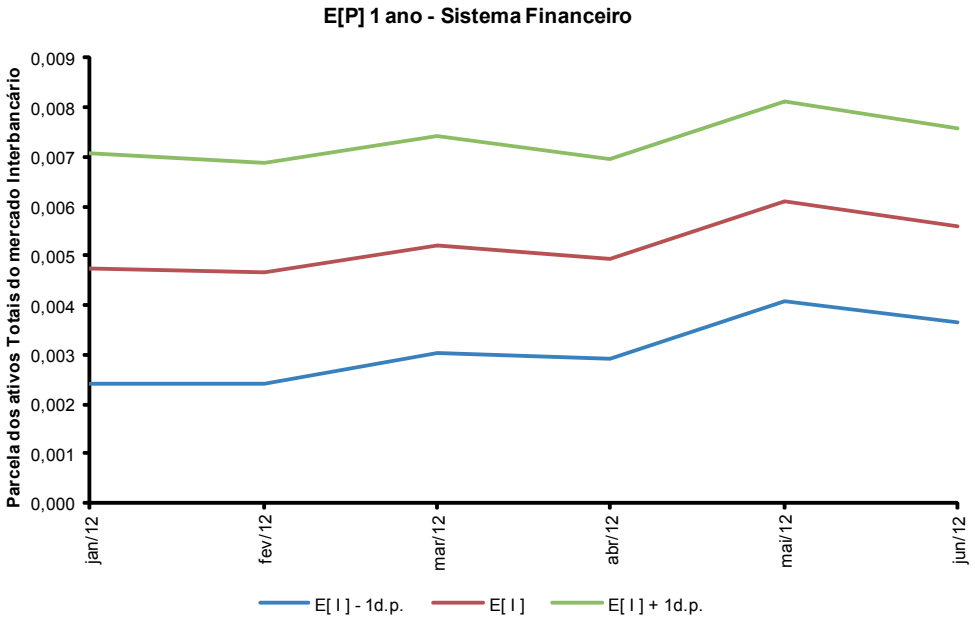
O valor esperado das perdas no horizonte de um ano não tem sofrido variações bruscas nos últimos seis meses. Em junho de 2012, as perdas esperadas conjuntas do sistema financeiro estiveram na faixa de 0,56% do total de depósitos interfinanceiros do sistema. A perda por contágio esperada, no horizonte de um ano, originada pelo *default* de alguma IF, é, no máximo, de 0,8% do total dos ativos do mercado de DI, de acordo com a metodologia proposta.

A seguir, é analisado o contágio de outros mercados originado por *default* de IFs no mercado interfinanceiro. As IFs que podem gerar esse tipo de contágio são aquelas em que ativos interfinanceiros > *buffer* de capital + passivos interfinanceiros; se essas IFs perderem todos os ativos no mercado interfinanceiro, induzirão uma perda de, no mínimo, *buffer* de capital + passivos interfinanceiros em outros mercados. Na prática, quando uma IF entra em *default* e se inicia o processo de liquidação, ela é excluída do mercado; portanto, todos os credores que ela possui nos diversos mercados em que ela atua sofrem perdas. Esse cálculo de perdas em outros mercados, por contágio, não é realizado neste trabalho. O cálculo feito aqui se refere às perdas mínimas sofridas em outros mercados motivadas por perdas de ativos de IFs no mercado interfinanceiro. As IFs que possuem exposição ao mercado interbancário tal que a perda dos ativos delas nesse mercado determina inadimplência em outros mercados, mesmo que eles tenham prioridade no recebimento de dívidas, são aquelas para as quais foi necessário acrescentar uma dívida para com a IF fictícia[11] ao

11 Neste modelo, dívidas de uma IF para com a IF fictícia representam o menor valor possível do passivo daquela, junto a outros mercados, relacionado a aplicações da IF no mercado interfinanceiro. Em outras palavras, se a IF perder todos os seus ativos no interfinanceiro, a menor perda possível sofrida por outros mercados é a do passivo junto à IF fictícia.

início da simulação. Essas IFs poderiam entrar em *default* em mais de um mercado se sofressem perdas de ativos suficientemente elevadas. No período de análise, a relação entre a soma das dívidas para com a IF fictícia e o total das dívidas no mercado interfinanceiro variou de 11,8% a 14,8%, sendo, em média, 13,0%.

Figura 3: Valor esperado de perdas por default no horizonte de um ano



Nos cálculos realizados neste trabalho, praticamente todas as IFs originadoras de contágio causam indiretamente o contágio em outros mercados. Isso ocorre porque praticamente todas as IFs afetadas por elas são potenciais geradoras de contágio em outros mercados: em sua maioria, são cooperativas de crédito sem captação no mercado interfinanceiro e com aplicações em volume superior ao do *buffer* de capital.

A proporção média, no período, entre perdas por contágio de outros mercados e perdas totais é 0,98. Nesse tempo, o grupo de IFs médias originou indiretamente maior contágio do que o de grandes.

O contágio de outros mercados está relacionado a situações em que a perda de ativos das IFs é superior à soma do total dos passivos ao capital delas e não é afetado pelo *default* de IFs amplificadoras de perdas, a não ser que estas provoquem perdas para credores na situação supracitada. As perdas por contágio externo se mantiveram praticamente constantes entre outubro de 2011 e dezembro de 2011. A queda verificada em novembro de 2011 se deve ao pico observado nas perdas totais por contágio (figura 1), motivada pelo *default* da IF amplificadora de perdas.

Foram calculadas as perdas esperadas por contágio de outros mercados, apresentando valores muito próximos aos encontrados para as perdas esperadas totais, apresentadas na figura 3. Entre os principais motivos para essa similaridade, elencamos estes:

1) o valor das perdas totais esperadas inclui os valores das perdas sofridas por outros mercados por contágio;

2) as IFs originadoras de contágio com probabilidades de *default* significativamente maiores que as demais apresentam altos valores de contágio de outros mercados (contágio externo) na cadeia de propagações delas dentro do mercado interfinanceiro.

6 Conclusão e comentários finais

Neste trabalho, foi identificado um pequeno número de IFs que originaram contágio por insolvência no mercado interfinanceiro. Nesse mercado, algumas IFs grandes originam perdas por contágio menores do que IFs médias. Isso não significa que, no geral, as maiores IFs possam ser desprovidas de importância sistêmica, ainda que algumas delas, nesse mercado e no processo de contágio estudado, não tenham originado contágio. No contexto deste trabalho, o ponto de partida para se determinar se uma IF é sistemicamente importante é a condição das IFs credoras. O tamanho da IF é importante somente se ela possui credoras que podem entrar em default por contágio. Assim, um fator importante na determinação da importância sistêmica de uma IF é verificar se ela é fonte de contágio, isto é, se ela possui IFs credoras criticamente expostas a ela e se elas próprias originam contágio. Se isto ocorrer e o valor do contágio for relevante, a IF pode ser considerada sistemicamente importante. A identificação de IFs transmissoras de contágio, de IFs amplificadoras de perdas e das IFs que podem ir a *default* motivado por IFs diferentes (as que possuem mais de uma exposição crítica) pode ser útil no monitoramento de IFs no processo de supervisão. Uma possível ação de mitigação de risco é reduzir o valor das exposições críticas, para que se tornem não críticas.

Como em outros trabalhos similares (por exemplo, Boss *et al.* (2004b) – Áustria; Elsinger *et al.* (2006b) – Reino Unido), não se encontrou, no sistema financeiro brasileiro, no período analisado, nenhuma fonte de estresse particularmente importante. Com relação ao contágio de outros mercados, foi verificado que as perdas em outros mercados motivadas por contágio são proporcionalmente altas em relação às perdas totais. Além disso, o valor esperado em um ano de perdas por contágio em outros mercados é praticamente igual ao valor das perdas totais esperadas em um ano. Isso ocorre porque as IFs originadoras de contágio de maior probabilidade de *default* são de médio porte, e suas principais credoras são IFs cujos ativos no mercado interfinanceiro são superiores à soma do passivo delas nesse mercado com o seu Patrimônio de Referência Nível I (são IFs sensíveis a perdas de ativos e propagam perdas para outros mercados). Assim sendo, havendo *default*, a probabilidade de contágio para outros mercados é grande, devido a essas interconexões em rede das IFs.

Além disso, há poucas IFs amplificando perdas no âmbito do mecanismo de contágio analisado, ou seja, contágio por meio do balanço no mercado interfinanceiro. No entanto, a literatura tem identificado e descrito outros canais de contágio que podem atuar em situação de estresse e amplificar perdas, como, por exemplo, corridas a IFs, entesouramento preventivo, espirais de iliquidez e de margem, e o efeito prejudicial de aceleradores financeiros sobre a diversificação de riscos. Esses mecanismos afetam tanto o sistema financeiro quanto o setor real, uma vez que os

dois interagem, e poderiam se somar ao processo estudado neste trabalho, resultando na possibilidade de perdas maiores do que as já calculadas, devido à amplificação.

Modelos mais completos, incorporando e integrando esses mecanismos, podem não ser capazes de representar bem o fenômeno de contágio para a quantificação de perdas, para indicar a iminência de crises ou para a avaliação de ações de política, devido às dificuldades de calibração que oferecem. No entanto, quando se considera que cada mecanismo de contágio representa uma fonte de estímulos para as IFs modeladas, em uma rede multicamadas, e que a reação delas depende de tomadas de decisão, conclui-se que uma boa fundamentação comportamental, conforme já afirmado por Upper (2011), é essencial para o progresso na área, que caminharia para uma utilização mais extensiva de modelos baseados em agentes.

Não obstante, presentemente, os resultados obtidos com o modelo aqui apresentado são úteis como subsídio à supervisão e à formulação de políticas, e o acompanhamento deles no tempo pode indicar a evolução da concentração de riscos associados ao mercado estudado, no sistema financeiro.

7 Referências

ADRIAN, T.; SHIN, H. S. (2010). Liquidity and Leverage. Journal of Financial. Intermediation 19:418-437.

ALESSANDRI, P.; GAI, P.; KAPADIA, S.; MORA, N.; PUHR, C. (2009). Towards a framework for quantifying systemic stability. *International Journal of Central Banking*, 5 (3), 47-81.

ALLEN, F.; GALE, D. (2001). Financial contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1):1-33.

BATTISTON, S.; GATTI, D. D.; GALLEGATI, M.; GREENWALD, B.; STIGLITZ, J. E. (2012a). Liaisons dangereuses: Increasing connectivity, risk sharing, and systemic risk. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 36(8): 1.121-1.141.

BATTISTON, S.; GATTI, D. D.; GALLEGATI, M.; GREENWALD, B.; STIGLITZ, J. E. (2012b). Default cascades: When does risk diversification increase stability? *Journal of Financial Stability*, 8(3): 138-149.

BCB (2012). *Relatório de Estabilidade Financeira* 11(2), Banco Central do Brasil.

BLACK, F.; SCHOLES, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81:637-659.

BOSS, M.; ELSINGER, H.; SUMMER, M.; THURNER, S. (2004a). Network topology of the interbank market. *Quantitative Finance*, 4(6):677-684.

BOSS, M.; ELSINGER, H.; SUMMER, M.; THURNER, S. (2004b). Contagion flow through banking networks. *Lecture notes in computer science*, 3038:1.070-1.077.

BRUNNERMEIER, M. K. (2009). Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008. *Journal of Economic Perspectives, 23*(1), 77-100.

CIFUENTES, R.; FERRUCCI, G.; SHIN, H. S. (2005). Liquidity risk and contagion. *Journal of the European Economic Association*, 3(2-3):556-566.

EISENBERG, L.; NOE, T. (2001). Systemic risk in financial systems. *Management Science*, 47(2):236-249.

ELSINGER, H.; LEHAR, A.; SUMMER, M. (2006a). Risk Assessment for Banking Systems. *Management Science*, 52(9):1.301-1.314.

ELSINGER, H.; LEHAR, A.; SUMMER, M. (2006b). Using market information for banking system risk assessment. *International Journal of Central Banking*, 2 (1):137-165.

FURFINE, C. (2003). Interbank Exposures: Quantifying the Risk of Contagion. *Journal of Money, Credit & Banking*, 35(1):111-129.

GAI, P.; KAPADIA, S. (2010). Contagion in financial networks. *Proceedings of the Royal Society A-Mathematical Physical and Engineering Sciences*, 466(2.120):2.401-2.423.

GRAY, D.; Malone, S. (2008). *Macrofinancial Risk Analysis*. John Wiley & Sons, New York.

KRAUSE, A.; GIANSANTE, S. (2012). Interbank lending and the spread of bank failures: a network model of systemic risk. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3):583-608.

LI, S. W.; HE, J. M. (2012). The impact of bank activities on contagion risk in interbank networks. *Advances in Complex Systems*, 15(Supp 2). DOI 10.1142/S0219525912500865.

MERTON, R. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: the Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance*, 29(2):449-470.

NIER, E.; YANG, J.; YORULMAZER, T.; ALENTORN, A. (2007). Network models and financial stability. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31:2033-2060.

SHIN, H. S. (2008). Risk and liquidity in a system context. *Journal of Financial Intermediation* 17(3): 315-329.

SOUTO, M.; TABAK, B. M.; VAZQUEZ, F. (2009). Linking financial and macroeconomic factors to credit risk: indicators of Brazilian banks. Working Paper Series 189, Banco Central do Brasil.

TABAK, B. M.; SOUZA, S. R. S.; GUERRA, S. M. (2013). Assessing the Systemic Risk in the Brazilian Interbank Market. Working Paper Series 318, Banco Central do Brasil.

UPPER, C. (2011). Using counterfactual simulations to assess the danger of contagion in interbank markets. *Journal of Financial Stability* 7, 111-125.

2 Um modelo baseado em agentes para crédito bancário

Paulo Evandro Dawid

1 Introdução

Este trabalho apresenta um modelo simplificado para um mercado de crédito bancário, que serve como base para modelos mais elaborados resultantes de inclusão de novas variáveis, diferenciação de tipos de agentes econômicos e incorporação de características particulares do mercado de crédito bancário brasileiro, como os níveis de direcionamento de crédito e de compulsórios sobre depósitos. Após a introdução de um modelo básico e das variáveis de interesse, a análise prossegue num arcabouço que pode ser caracterizado como pertencente à família dos chamados modelos baseados em agentes (MBAs). Os MBAs vêm sendo estudados há cerca de duas décadas num contexto multidisciplinar. A viabilidade de análise de modelos mais complexos e realistas tem sido possibilitada pelo avanço na capacidade de processamento e de memória dos atuais computadores. Sua aplicação a modelos econômicos ganhou momento após a crise financeira de 2008, como possível alternativa a modelos tradicionais que não consideram a heterogeneidade e a interação de agentes econômicos, o que é relevante para a modelagem de mercados financeiros e também estavam ausentes nos modelos macroeconômicos anteriores à crise[1].

O estudo de mercados de crédito vem sendo incorporado em MBAs recentes como partes de modelos mais amplos que consideram conjuntamente outros setores da economia. Dosi *et al.* (2012) apresentam um MBA prototípico, com governo, consumidores, indústrias de bens de capital e de consumo, banco central e setor bancário, com o intuito de avaliar principalmente políticas fiscais em diferentes fases do ciclo econômico e políticas monetárias e suas interações com o setor financeiro. Os principais resultados que destacam são que ajustes fiscais em períodos de recessão podem reforçar efeitos recessivos e retardar uma recuperação e, pelo lado monetário, concluem que, utilizando o *spread* de títulos públicos como instrumento de política, pode-se atingir um bom compromisso de baixo desemprego e estabilidade financeira com o banco central objetivando uma estabilidade conjunta de preço e produto. Erlingsson *et al.* (2013) realizam uma série de simulações em um modelo em que os agentes interagem por meio de diferentes mercados, a saber, de bens de consumo, de trabalho e de crédito ao consumo e imobiliário. Observam então a evolução dos agregados em função de distintas regras de comportamento dos

1 Alguns artigos de divulgação representativos nessa linha incluem *A model approach* (Editorial), **Nature** 460 (7.256): 667, 6 August 2009; *Economics after the crisis. New model army.*, **The Economist**, 19 January 2013; e *Economia,* Antonio Delfim Netto, **Folha de S. Paulo**, 13 de fevereiro de 2013.

agentes, como os critérios adotados pelos bancos para conceder crédito imobiliário, e encontram que um acesso mais fácil ao crédito conduz a um aumento do preço dos ativos, expansão do produto no curto prazo e uma maior instabilidade da economia, com maior probabilidade de existência de períodos recessivos provocados por quedas abruptas do preço dos ativos, que contaminam a economia real. Cincotti *et al.* (2010) também avaliam a interação entre agregados monetários e as dinâmicas de produto e preço, mas considerando os canais de crédito bancário às empresas e de moeda "criada" pelo banco central por meio de políticas explícitas de *quantitative easing*. Os exercícios são realizados no simulador Eurace, que é um projeto de um MBA que procura replicar os mercados europeus e modela suas inter-relações por meio dos lançamentos em partida dobrada nos balanços dos agentes econômicos. O volume de crédito é determinado endogenamente pelas restrições dos bancos e pela demanda das empresas. Os autores avaliam então a influência, via mercado de crédito, das políticas de pagamento de dividendos das empresas sobre o ciclo econômico e obtêm, por exemplo, uma relação positiva entre o percentual dos lucros retirados como dividendos e a amplitude dos ciclos econômicos.

A contribuição deste trabalho e de suas possíveis extensões concentra-se na apresentação da metodologia de modelagem e simulação por agentes e na sua adequação e aplicabilidade especificamente para um mercado de crédito. Partindo-se de um modelo de microeconomia bancária, que procura incorporar características do sistema financeiro brasileiro, e procedendo-se a simulações para avaliar características como risco e demanda de crédito em função de comportamentos dos agentes.

O modelo básico é apresentado na seção 2 e, na seção 3, é introduzida uma abordagem de simulação baseada em agentes, ilustrando algumas de suas características. Nos modelos simulados é obtida, por exemplo, uma curva de demanda por crédito simulada a partir de comportamentos definidos para o ofertante e para os tomadores de crédito. Também é analisado como o tipo de choque de renda a que os tomadores estão sujeitos influencia a taxa de inadimplência.

2 Modelo básico

O modelo simplificado[2] considera um único banco, monopolista ou representativo, atuando como ofertante de crédito ao consumo.

No seu passivo, o banco possui capital próprio K, recebe depósitos a vista DV e depósitos a prazo DP. Sobre os depósitos a vista, há recolhimento compulsório com uma alíquota v não remunerado; e sobre os depósitos a prazo, há recolhimento compulsório a uma alíquota p, remunerado à taxa básica de juros s. O banco paga pelos depósitos a prazo uma taxa um pouco menor que a taxa básica: $s(1 - \varepsilon)$. Assume-se que o ativo do banco é composto de reservas R, apenas as compulsórias, $R = v\ DV + p\ DP$, e o banco pode aplicar os recursos disponíveis em títulos B, que remuneram à taxa básica de juros s, ou em empréstimos ao consumo L, que remuneram à taxa de juros r, fixada pelo banco a cada período. Considera-se também que os empréstimos são pelo prazo de um período. Assim, tem-se a identidade contábil:

2 Baseado em modelos tradicionais de microeconomia bancária, como os apresentados em, *e.g.*, Freixas e Rochet (2008).

$$R + B + L = DV + DP + K, \text{ ou}$$

$$B = (1 - v)DV + (1 - p)DP + K - L. \tag{1}$$

O banco não conhece *a priori* a taxa de inadimplência d a ser apurada no período seguinte, e deve então estimar uma taxa de inadimplência esperada d^e ao definir a taxa de juros r. Considerando que, em caso de inadimplência, o banco não recebe nem os juros nem o principal, a taxa de juros efetiva esperada será

$$r^e = r - d^e(1 + r). \tag{2}$$

O lucro esperado do banco a cada período é dado então por

$$\begin{aligned}\pi^e(r, L) &= r^e L + sB + spDP - s(1 - \varepsilon)DP \\ &= L[r - s - (1 + r)d^e] + s[(1 - v)DV + \varepsilon DP + K].\end{aligned} \tag{3}$$

Se o banco conhece a função demanda por crédito $L_d(r)$ e a estimativa para a taxa de inadimplência esperada, ele pode maximizar seu lucro esperado para definir a taxa de juros ótima r^*. Por exemplo, se a função demanda for linear, $L_d(r)$ $(r)= L_0(r) - \beta\, r$, e a estimativa para a taxa de inadimplência esperada for constante, $d^e = d_0$, tem-se a seguinte condição de primeira ordem:

$$\frac{\partial \pi^e(r, L)}{\partial r} = d_0(2\beta r + \beta - L_0) + \beta(s - 2r) + L_0 = 0,$$

que resulta em

$$r^* = \frac{L_0}{2\beta} + \frac{d_0 + s}{2(1 - d_0)}. \tag{4}$$

A taxa de juros ótima é função então das características da demanda (L_0 e β), da taxa básica s e da taxa de inadimplência d_0.

O banco poderia ter uma estimativa um pouco mais elaborada para a taxa de inadimplência esperada. Por exemplo, se a taxa de inadimplência depende da capacidade de pagamento dos tomadores de crédito, é razoável supor que ela será uma função crescente do valor a ser devolvido para cada empréstimo realizado. Supondo ainda que essa relação vale para o agregado dos empréstimos, a taxa de inadimplência esperada seria uma função do total emprestado somado à renda por juros: $d^e = f(L(1+r))$. Apenas como ilustração, para d^e proporcional a $L(1-r)$:

$$d^e = b\, L(1 - r),$$

tem-se que, pela maximização do lucro esperado, equação (3), a taxa de juros ótima é dada por:

$$\begin{aligned} r^* = {} & \frac{-24\sqrt[3]{3\sqrt{3}\sqrt{b^3\beta^6(27b\beta^4(s+1)^2 - (2b\beta L_0 + \beta(b\beta - 2) + bL_0^2)^3} - 27b^2\beta^5(s+1)}}{144b\beta^2} \\ & - \frac{243^{\frac{2}{3}}(2b\beta L_0 + \beta(b\beta - 2) + bL_0^2)}{144\sqrt[3]{\sqrt{3}\sqrt{b^3\beta^6(27b\beta^4(s+1)^2 - (2b\beta L_0 + \beta(b\beta - 2) + bL_0^2)^3} - 9b^2\beta^5(s+1)}} \\ & + \frac{72b\beta(L_0 - \beta)}{144b\beta^2}. \end{aligned}$$

Nesse caso, ainda se obtém uma forma fechada para a taxa de juros ótima, mas, no caso geral, com funções mais realistas, deve-se recorrer a soluções numéricas, mesmo para modelos simples com variáveis agregadas.

O ponto que se quer salientar aqui é que estudos mais aprofundados para mercados de crédito, em que sabidamente os agentes são heterogêneos em suas características e em suas tomadas de decisão, são em geral intratáveis analiticamente, ou mesmo numericamente, dependendo do nível de detalhamento que se pretende atingir. Assim, uma possibilidade que se apresenta é a simulação computacional desses mercados. As técnicas de simulação, porém, apresentam o problema de como limitar e definir as escolhas de variáveis, parâmetros, equações etc., a fim de que o simulado represente de alguma forma a realidade. A simulação por modelos baseados em agentes (MBAs) procura definir os possíveis comportamentos e características dos agentes, fundados, por exemplo, na teoria microeconômica ou comportamental, e obter, por simulação da dinâmica proposta, os resultados de variáveis agregadas a serem comparados ou validados por dados reais. Os MBAs são particularmente adequados quando se têm, ou se é importante considerar, a heterogeneidade e a interação dos agentes, e se pretende avaliar as agregações de dados individuais. Também é possível incorporar certas regularidades estatísticas, como distribuições de determinadas variáveis, de modo relativamente direto nas simulações.

3 Simulações

A fim de ilustrar a introdução de heterogeneidade no modelo, será considerada uma regra de formação da demanda individual de crédito dos agentes, em vez da curva de demanda agregada conhecida. Aos potenciais agentes consumidores $i = 1,2,...,N$, ou tomadores de crédito, de uma população de tamanho N, será atribuída uma renda Y_i de acordo com uma distribuição conhecida. Cada consumidor terá como objetivo a aquisição de um bem com valor aleatório X_i e tentará tomar emprestado do banco, em cada período, a quantia $L_i = \text{máx}\{Y_i - X_i, 0\}$. O banco concede o empréstimo se o valor estiver dentro do limite da capacidade de pagamento do tomador, *i.e.*, $L_i \in [0, Y_i/(1+r)]$. Os tomadores, porém, estarão sujeitos a um choque de renda aleatório ϕ_i e apresentarão, no período seguinte, uma inadimplência de valor $D_i = \text{máx}\{0, \phi_i + L_i(1+r) - Y_i\}$ e uma correspondente taxa de inadimplência $d_i = D_i\,[L_i\,(1+r)]$.

O banco pode, por exemplo, estimar a taxa de inadimplência esperada para o período seguinte a partir da taxa média de inadimplência observada no presente período, *i.e.*, $d^e_{t+1} = \bar{d}_t$. Para definir a taxa de juros r em cada período, o banco deve também adotar alguma regra, como variar a taxa de juros e observar como seu lucro responde historicamente. Ou, se ele acredita que a curva de demanda é linear, pelo menos na região de interesse, pode-se utilizar o resultado (4) para definir uma regra de ajustamento da taxa de juros ótima:

$$r^*_{t+1} = r^*_t + \frac{\bar{d}_t + s}{2(1-\bar{d}_t)} - \frac{\bar{d}_{t-1} + s}{2\left(1-\bar{d}_{t-1}\right)}. \tag{5}$$

Ou seja, o banco aumentaria a taxa de juros se houvesse um aumento da inadimplência, ou da taxa básica, e a diminuiria caso contrário. Resta avaliar, contudo, se essa regra de formação é estável e conduz a uma taxa ótima para a curva de demanda observada.

3.1 Resultados das simulações

Apresenta-se a seguir o resultado das simulações feitas com o programa de simulação NetLogo para as seguintes escolhas:

- população de potenciais tomadores de tamanho $N = 10^5$;
- taxa básica de juros $s = 0{,}1$, ou seja, 10% por período;
- renda dos tomadores distribuída exponencialmente com média $\mu = 1.500$: $Y_i \approx \text{Exp}(\mu)$;
- valor do bem financiado distribuído normalmente com média ξ: $X_i \approx N(\xi, \xi^{1/2})$;
- valor de crédito do tomador $L_i = \text{máx}\{Y_i - X_i, 0\}$ se $L_i \in [0, Y_i/(1+r)]$;
- dois tipos de choque de renda ϕ_i: (i) distribuído uniformemente no intervalo $[0, c\,Y_i]$, com $c = 0{,}5$; e (ii) distribuído uniformemente no intervalo $[0, c\,Y_i^{1/2}]$, com $c = 17{,}8$, que corresponde ao mesmo risco médio do item (i). Ou seja, o choque é proporcional à renda ou à raiz quadrada da renda;
- inadimplência dos tomadores dada por $d_i = \text{máx}\{0, \phi_i + L_i(1+r) - Y_i\}/[L_i(1+r)]$;
- considera-se, a princípio, que os valores de depósitos e de capital próprio do banco são suficientes para satisfazer a quantidade demandada de crédito.

Para esses exercícios de simulação, não se considera que o banco adota uma regra de formação de sua taxa de juros, como a dada pela equação (5). Em vez disso, são feitas simulações para várias taxas de juros e para valores médios de crédito, em que se pode observar a existência de pontos ótimos. Ou seja, aqui não se está modelando a regra que o banco utiliza para atingir esses pontos ótimos.

A figura 1 apresenta os gráficos dos valores simulados para a curva de demanda agregada de crédito e os lucros correspondentes às operações de crédito, para os dois tipos de choques considerados, taxa de juros r variando no intervalo [0,5], e valor médio do bem $\xi = 4.000$. Observa-se que a curva de demanda não se altera com o tipo do choque empregado, pois ela é definida *ex ante*, em função da renda do tomador. As curvas de lucro apresentam um máximo em função da taxa de juros cobrada pelo banco. Contudo, os valores de taxa de juros ótimos podem não ser facilmente obtidos pelo banco, pois o lucro varia pouco numa faixa relativamente grande em torno do máximo e há o ruído proveniente da característica estocástica do modelo. O choque proporcional à renda no caso (i) resulta numa taxa de juros ótima maior e um menor lucro para o banco.

A figura 2 apresenta os gráficos das taxas de inadimplência simuladas, para os dois tipos de choques considerados: taxa de juros r variando no intervalo [0,5] e valor médio do bem $\xi = 4.000$. Observa-se uma diferença do comportamento da taxa de inadimplência em função da estrutura de risco utilizada nas simulações. Quando o risco é proporcional à renda, a taxa de inadimplência aumenta com o aumento da taxa de juros. Quando o risco é menos do que proporcional à renda, no caso crescendo com a raiz quadrada da renda, ocorre o comportamento inverso: a taxa de inadimplência decresce com o aumento da taxa de juros. Isso porque, quando se aumenta a taxa de juros, há uma exclusão de potenciais tomadores de renda menor, concentrando-se as concessões nas faixas de renda mais altas que possuem, no caso (ii), um risco proporcionalmente menor.

A figura 3 apresenta os gráficos dos valores simulados para a curva de demanda de crédito e os lucros correspondentes às operações de crédito, para os dois tipos de choques considerados: valor médio do bem ξ variando no intervalo [500, 10.000] e taxa de juros r = 1,5. Observa-se que também há um valor médio de bem ótimo que maximiza o lucro do banco, que é maior para o caso (ii). A demanda de crédito agregada também possui um valor máximo, em função do valor médio do bem financiado, e não depende do risco.

A figura 4 apresenta os gráficos das taxas de inadimplência simuladas para os dois tipos de choques considerados: valor médio do bem ξ variando no intervalo [500, 10.000] e taxa de juros r = 1,5. Observa-se aqui o mesmo comportamento qualitativo de quando se varia a taxa de juros, ou seja, a taxa de inadimplência aumenta com o aumento do valor médio do bem para o caso de risco proporcional à renda, e a taxa de inadimplência diminui com o aumento do valor médio do bem no caso de risco menos do que proporcional à renda.

A figura 5 apresenta histogramas de renda Y, valores concedidos L e valores inadimplidos D para uma amostra típica simulada com $N = 10^5$, r = 1,5, ξ = 4.000. O histograma da renda corresponde a uma amostra da distribuição exponencial utilizada, com o intuito de reproduzir o fato empírico de que há mais consumidores nas camadas de rendas menores. O histograma dos valores de crédito concedidos possui uma característica peculiar de apresentar sua moda próxima ao valor máximo de crédito observado. E o histograma de inadimplência apresenta um comportamento mais usual e esperado, com a moda nos valores mínimos e um decréscimo gradual para os valores mais altos.

4 Conclusões

Procurou-se apresentar, neste trabalho, um modelo simplificado de mercado de crédito, a fim de explorar problemas econômicos por meio de simulações computacionais. Os exercícios apresentaram resultados razoáveis esperados e também resultados não intuitivos, como a dependência da taxa de inadimplência da taxa de juros, em função da estrutura de choques a que estão expostos os tomadores de crédito. Nas simulações apresentadas, mostrou-se que, por exemplo, a taxa de inadimplência responde diferentemente (positiva ou negativamente) à taxa de juros ou ao valor médio do crédito, dependendo da distribuição do choque de renda dos tomadores. Esse é um exemplo de resultado que não seria possível de se obter em modelos que não consideram a heterogeneidade das características dos agentes. Assim, esse tipo de modelagem se presta como uma ferramenta adicional para exploração de hipóteses de comportamento e regras utilizadas pelos agentes econômicos. Esses modelos também podem ser estendidos de forma bastante natural e direta, incorporando-se novas variáveis, equações e regras baseadas em dados observados.

5 Referências

CINCOTTI, S.; RABERTO, M.; TEGLIO, A. (2010). *Credit Money and Macroeconomic Instability in the Agent-Based Model and Simulator Eurace*. Economics, The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 4 (2010-26).

DOSI, G. *et al.* (2012). *Income Distribution, Credit and Fiscal Policies in an Agent-Based Keynesian Model*. Journal of Economic Dynamics and Control, Volume 37, Issue 8, August 2013, pages 1.598-1.625.

ERLINGSSON, E.J. *et al.* (2013). *Housing Market Bubbles and Business Cycles in an Agent-Based Credit Economy*. Economics Discussion Papers, 2013-32, Kiel Institute for the World Economy.

FREIXAS, X.; ROCHET, J.C., (2008) *Microeconomics of Banking*. 2. ed. Cambridge, MIT Press.

6 Apêndice

Figura 1: Demanda e lucros versus taxa de juros

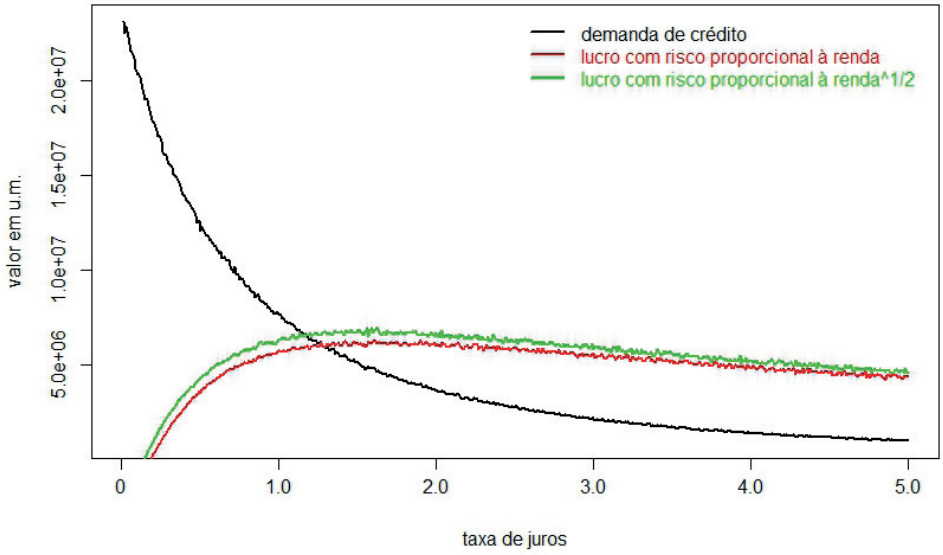


Figura 2: Taxas de inadimplência versus taxa de juros

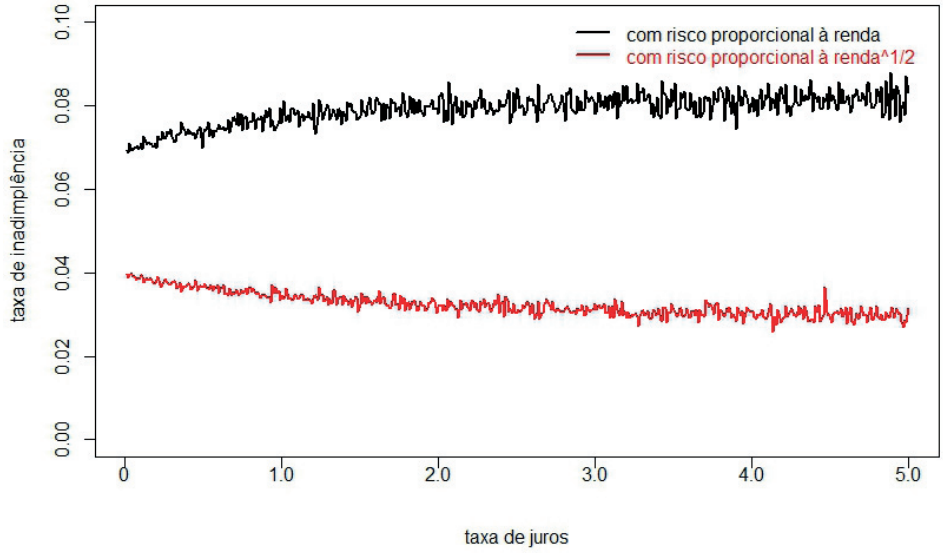


Figura 3: Demanda e lucros versus valor médio do bem

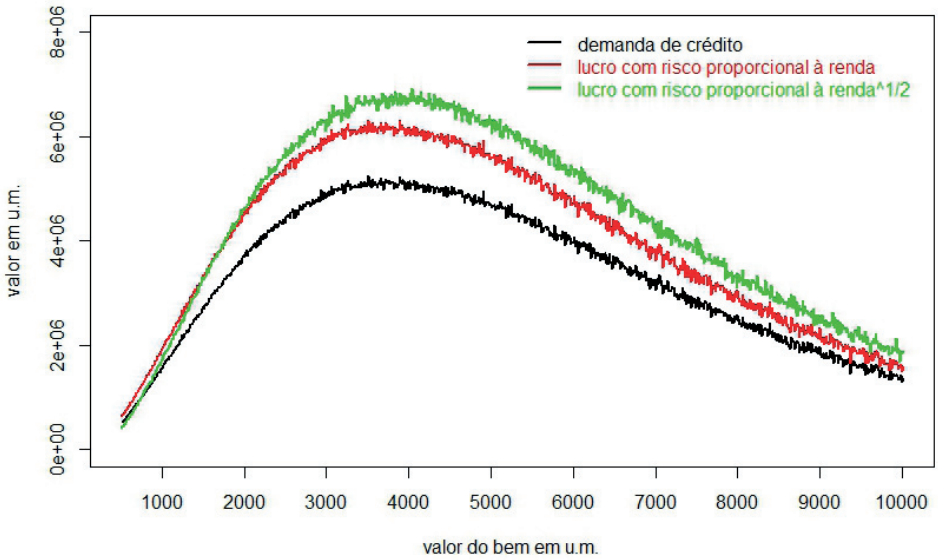


Figura 4: Taxas de inadimplência versus valor médio do bem

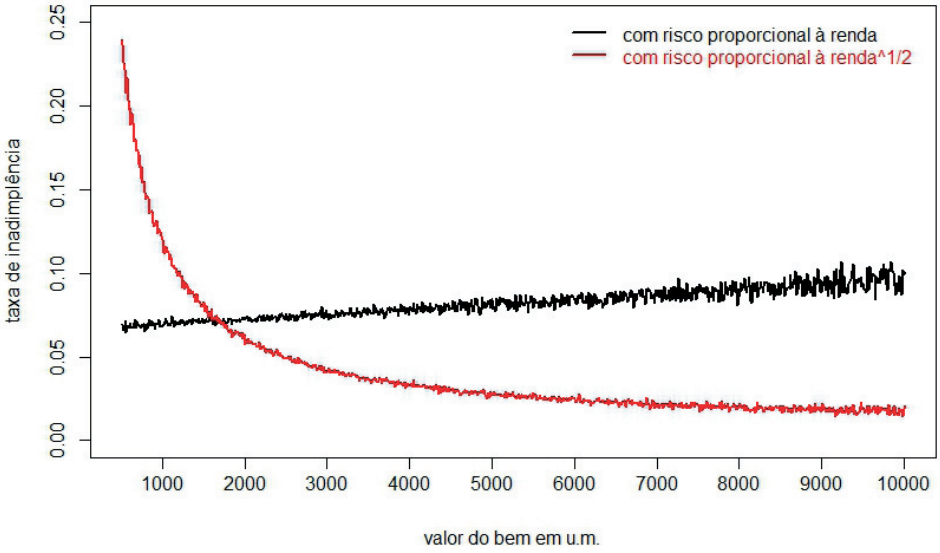
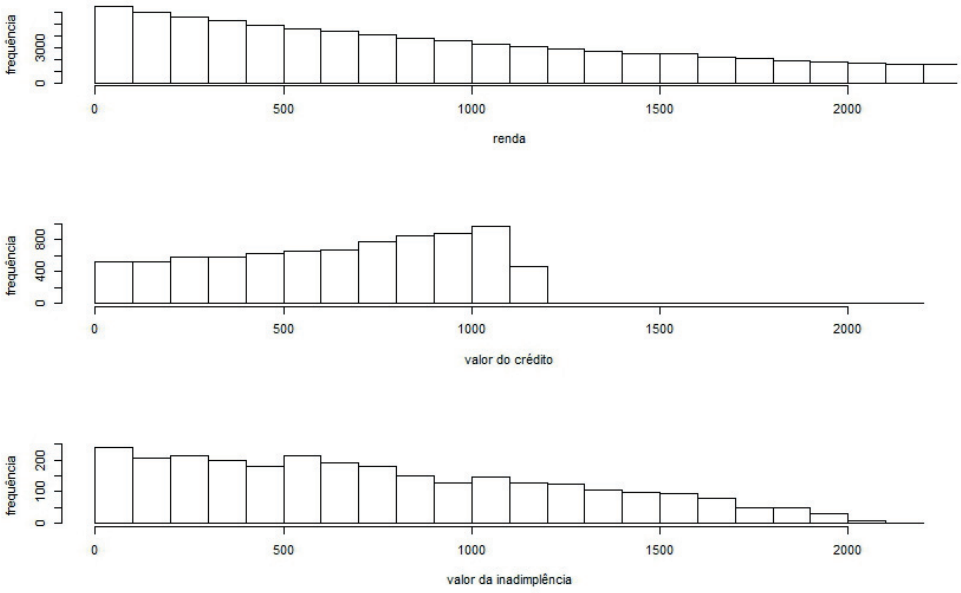


Figura 5: Histogramas de distribuições simuladas típicas de renda, valor do crédito e inadimplência



3 Análise do Comportamento dos Bancos Brasileiros Pré e Pós-Crise *Subprime*

Osmani Teixeira de Carvalho Guillén[1]
José Valentim Machado Vicente[2]
Claudio Oliveira de Moraes[3]

1 Introdução

Conforme assinala Santos (2000), um dos mais importantes papéis dos bancos na economia consiste na intermediação financeira entre os agentes econômicos superavitários (aplicadores de recursos) e os agentes econômicos deficitários (demandantes de crédito). Porém, Bryant (1980) e Diamond e Dybvig (1983) destacam que os bancos são também provedores de liquidez. Portanto, eles precisam administrar a dinâmica das captações e das aplicações de modo a evitar excesso ou escassez de recursos monetários. Nesse contexto, procura-se identificar a dinâmica e conexões de aplicações e captações de recursos dos bancos brasileiros. Mais especificamente, analisaremos o comportamento dos bancos brasileiros no gerenciamento das captações e das aplicações em um período de normalidade do mercado e em um período de crise.

De acordo como Comitê de Supervisão Bancária da Basileia (*Basel Committee on Banking Supervision*, 2008), a liquidez é a capacidade de um banco para financiar aumentos dos ativos e cumprir obrigações, sem incorrer em perdas inaceitáveis. Evidentemente, tal capacidade depende da habilidade da instituição financeira em administrar suas captações e aplicações nos mais diversos cenários da economia. Embora uma série de trabalhos na literatura estudem as implicações de problemas de liquidez (veja, por exemplo, Shin, 2008, Allen, Babus e Carletti, 2009, e Van Den End e Tabbae, 2009), poucos analisam os aspectos do inter-relacionamento dinâmico das captações e das aplicações. O objetivo deste trabalho é preencher, ao menos parcialmente, essa deficiência.

Mais especificamente, a partir de uma base de dados consolidada de captações e aplicações dos bancos brasileiros, e depósitos compulsórios sobre depósitos a prazo total, é feito estudo da evolução dessas séries. Primeiramente, as propriedades estatísticas e econométricas das séries são examinadas. Em seguida, considera-se a dinâmica conjunta das captações e das aplicações. Nessa etapa, a resposta ao impulso e a decomposição de variância são as ferramentas de análise empregadas.

1 Banco Central do Brasil. *E-mail:* osmani.guillen@bcb.gov.br
2 Banco Central do Brasil. *E-mail:* jose.valentim@bcb.gov.br
3 Banco Central do Brasil. *E-mail:* claudio.moraes@bcb.gov.br

Em outra perspectiva, Adrian e Shin (2009) e Acharya, Shin e Yorulmazer (2011), entre outros, mostram que em períodos turbulentos a gestão da liquidez atinge um ponto crítico. Já Borio (2009) aponta que a crise de 2008 revelou a necessidade de revisão dos procedimentos de gestão de liquidez. Dessa forma, a amostra é subdividida em dois subperíodos. O primeiro se estende de junho de 2000 até fevereiro de 2008 (período de relativa calmaria nos mercados internacionais). O segundo engloba dados de março de 2008 até janeiro de 2012, ou seja, após a deflagração da crise do *subprime*[4]. A comparação das dinâmicas captação/aplicações nesses dois períodos permite investigar se houve, de fato, mudança no comportamento bancário doméstico com a crise de 2008. Embora Goodhart (2008) considere que liquidez e solvência sejam indissociáveis, no mercado brasileiro, não observamos quebras bancárias com a crise *subprime*, apenas um forte enxugamento da liquidez. Sendo de fato uma crise de liquidez, é válido avaliar separadamente a dinâmica das captações/aplicações nesses dois períodos.

Em relação às características da distribuição (assimetria e curtose), os dados mostram uma mudança mais significativa da captação que da aplicação entre os dois períodos. A resposta ao impulso para ambas as séries revelou poucas diferenças antes e após a crise do *subprime*. A decomposição de variância aponta que antes da crise as variâncias das captações e das aplicações (créditos) são independentes. Porém, após março de 2008, a variância da aplicação sofre influência da captação.

Analisando os resultados por uma ótica financeira, notamos que antes da crise os bancos foram capazes de aumentar a concessão de crédito sem depender do crescimento dos depósitos. Isso indica que eles dispunham de fontes alternativas de recursos e admitiam reduzir sua liquidez. Após a crise, essa situação mudou. Nessa fase, o aumento da intermediação passa a depender da ampliação da captação, gerando uma concorrência pelos recursos disponíveis.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 apresenta o detalhamento da base de dados. Na Seção 3 fazemos uma análise estatística das séries de captações e aplicações dos bancos brasileiros. Na Seção 4, estudamos a dinâmica conjunta dessas duas séries. A última seção oferece uma conclusão do presente estudo.

2 Base de Dados

Foram analisados dados diários de concessão de crédito e de captação livres, via depósito a prazo, no período de 1º de junho de 2000 a 30 de junho de 2012, do mercado bancário brasileiro. Esses dados foram extraídos das séries temporais publicadas no *site* do Banco Central do Brasil. Para evitar problemas de ruídos em dados de alta frequência, trabalha-se com a média mensal dos dados diários. Além dessas duas séries, usamos o compulsório sobre depósitos a prazo total como variável de controle, cuja amostra inclui observações de setembro de 2001 até junho de 2012.

4 Apesar de em 2009 ter ocorrido uma recuperação dos mercados financeiros, muitos economistas consideram que a crise *subprime* faz parte de uma crise maior que se propagará por mais alguns anos. Veja, por exemplo, as opiniões de Paul Krugman (disponível em <http://www.nytimes.com/2008/07/18/opinion/18krugman.html>) e de Nouriel Roubini (disponível em <http://nourielroubini.blogspot.com/2011/08/roubini-probability-of-double-dip.html>).

A série de concessões de crédito (aplicações) analisada foi consolidada a partir de todas as modalidades de operações de crédito com recursos livres. Nas operações de crédito com recursos livres não existe nenhum direcionamento prévio. Sendo assim, elas representam a livre decisão de concessão dos bancos, nas condições, prazos e produtos desejados.

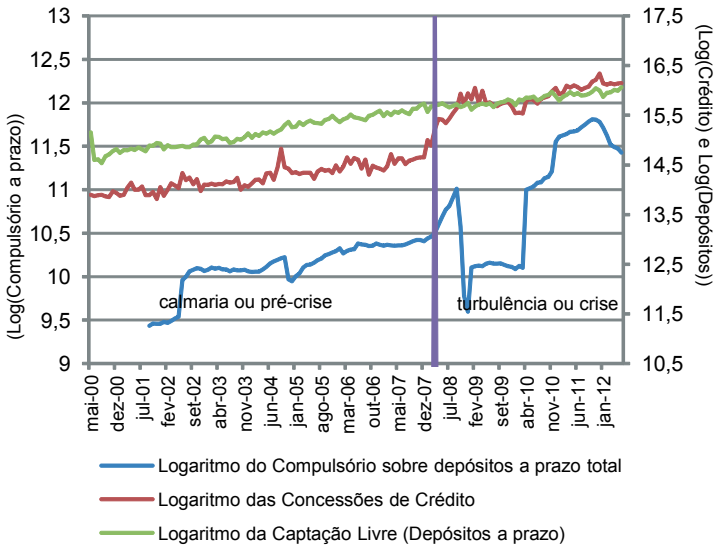
A opção por utilizar apenas recursos livres significa que não será analisado o comportamento das séries de crédito de recursos direcionados, a saber, operações de repasse do BNDES, crédito habitacional, crédito rural e as operações de fomento. O motivo é que todo crédito direcionado possui algum tipo de vinculação normativa com a captação, a exemplo da relação normativa entre poupança e crédito habitacional. Vale ainda salientar que da série de concessões das operações de crédito com recursos livres foram excluídas as concessões de crédito voltadas para o comércio exterior,[5] uma vez que tais operações possuem vinculação com a captação em moeda estrangeira.

Em relação às captações livres, foram excluídos os depósitos a vista. A razão para tal exclusão repousa no fato de que esses depósitos não fazem parte do esforço comercial dos bancos. Os depósitos a vista representariam uma decisão dos clientes. Basicamente, esses depósitos servem para sanar as obrigações imediatas dos correntistas.

A série de compulsório sobre depósitos a prazo total é formada pela soma dos recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras sobre depósitos a prazo em espécie (não remunerados e remunerados) e em títulos.

A Figura 1 apresenta a evolução temporal dessas séries mensais (em logaritmos) no período de estudo. Nota-se que, em 2008 ocorreu um salto positivo na série de captação. Essa quebra estrutural pode ser explicada pela instituição pelo Banco Central do Brasil do recolhimento compulsório do DI das Sociedades de Arrendamento Mercantil - SAMs (Circular nº 3.375, de 31 de janeiro de 2008), cujo efeito foi a diminuição da arbitragem regulatória existente até esse momento. Os bancos que captavam depósitos a prazo por meio das SAMs voltaram a captar via depósito a prazo tradicional.

Gráfico 1 - Evolução temporal das séries em estudo



5 Adiantamento de contrato de câmbio e financiamento a importação.

Com o intuito de analisar o gerenciamento da liquidez dos bancos em momentos de calmaria e de crise no mercado financeiro, a amostra foi subdividida em duas. O marco divisório é a quebra do banco Bear Stearns em março de 2008. Assim, a primeira subamostra compreende dados de junho de 2000 até fevereiro de 2008. Denominamos esse período de calmaria ou pré-crise. A segunda subamostra, chamada de período turbulento ou de crise, se estende de março de 2008 até junho de 2012. Na definição desse segundo período, optou-se por considerar que os efeitos da crise iniciada em 2008 ainda são sentidos em 2012. A base para essa hipótese não é perfeitamente sólida, mas nos parece razoável em vista da opinião de alguns economistas especialistas em crise.[6] Assim, decidiu-se considerar todo o período após março de 2008 como sendo de crise ou de turbulência. Por outro lado, foram realizadas algumas modificações na definição temporal dos dois subperíodos e não encontramos mudanças qualitativas nos resultados.

Ainda com relação à Figura 1, interessante observar que, na parte da amostra correspondente ao período pré-crise, a diferença entre aplicação (livre) e captação (livre) é positiva. Essa diferença gerada por eventual arbitragem regulatória, existente até aquele momento, foi anulada com a edição da Circular nº 3.375/2008.

3 Análise das propriedades estatísticas das séries de aplicações e captações

Nesta seção, apresentamos um exame das propriedades temporais das séries de aplicações e captações. Todas as séries são tomadas em logaritmos. As Tabelas 1 e 2 apresentam as estatísticas descritivas das aplicações, das captações e do compulsório sobre depósitos a prazo total, nos períodos de calmaria e de turbulência.

Da análise dessas tabelas, fica claro que existem diferenças entre as séries nos dois subperíodos.

As aplicações apresentaram assimetria positiva (cauda longa à direita) no período pré-crise e negativa (cauda longa à esquerda) no período turbulento, indicando uma possível retração no crédito. As captações são simétricas para o período pré-crise, apresentando assimetria positiva para o período turbulento, o que indicaria uma mudança no critério de aplicação dos bancos. O desvio padrão das captações foi maior que o desvio padrão das aplicações no período de calmaria. Porém essa relação se inverte no período de crise. As séries de captação e de aplicação são platicúrticas em ambos os períodos. O compulsório tem assimetria negativa. Essa série é leptocúrtica para o período de calmaria e platicúrtica para o período turbulento. Em geral aceitamos a hipótese de normalidade, se excluímos o compulsório no período de calmaria. Uma possível explicação para esse comportamento pode ser originado pela sua utilização como variável de política por parte da autoridade monetária. Para investigar a presença de raízes unitárias, realizamos os testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) e KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)[7]. Os resultados mostram que tanto a captação como a aplicação não apresentam tendências

6 Veja, por exemplo, em <http://nourielroubini.blogspot.com/2011/08/roubini-probability-of-double-dip.html> e <http://www.nytimes.com/2008/07/18/opinion/18krugman.html>.

7 Veja Said e Dickey (1984) e Kwiatkowski e outros (1992).

estocásticas,[8] ou, dito de outra maneira, essas séries são estacionárias em torno de uma tendência determinística. Ao analisarmos a série de depósitos compulsórios, notamos que o teste ADF não rejeita a hipótese nula de raiz unitária, enquanto o teste KPSS não rejeita a hipótese nula de estacionariedade. Como esta série tem diversas quebras, optamos, neste trabalho, por considerar os depósitos compulsórios como estacionários em torno de uma tendência determinística.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas - Período de calmaria.

	Captação	Aplicação	Compulsório
Média	15,16	14,27	10,12
Mediana	15,13	14,24	10,14
Máximo	15,73	15,00	10,46
Mínimo	14,54	13,82	9,44
Desvio padrão	0,31	0,27	0,27
Assimetria	0,01	0,34	-1,31
Curtose	1,80	2,47	4,11
Jarque-Bera	0,06	0,24	0,00
ADF	-10,83	-6,47	-2,71
KPSS	0,103	0,043	0,125
Obsevações	93	93	78

1/ Esta tabela apresenta as estatísticas das Captacões, Aplicacões (Crédito) e depósitos compulsórios no período de junho de 2000 até fevereiro de 2008 (período pré-crise ou de calmaria).

2/ Os dados estão em logaritmos.

3/ A assimetria da distribuicão normal é zero. Assimetria positiva significa que a distribuição tem uma cauda longa à direita e negativa implica que a distribuição tem cauda longa à esquerda.

4/ A curtose da normal é 3. Se a curtose é maior que 3, a distribuição tem um pico (leptocúrtica); se e menor que 3, a distribuição é plana (platicúrtica).

5/ A linha Jarque-Bera contém o p-valor do teste de normalidade de Jarque-Bera. A hipótese nula desse teste é distribuição normal.

6/ As linhas ADF e KPSS apresentam as estatísticas dos respectivos testes de estacionaridade. A hipótese nula do teste ADF é a existência de raízes unitárias (valor crítico a 5% é -3,46), enquanto que o KPSS tem hipótese nula de estacionariedade (valor crítico a 5% é 0,146).

Tabela 2 - Estatísticas descritivas - Período turbulento.

	Captação	Aplicação	Compulsório
Média	15,83	15,85	10,91
Mediana	15,82	15,84	11,02
Máximo	16,06	16,34	11,81
Mínimo	15,61	15,22	9,60
Desvio padrão	0,12	0,25	0,68
Assimetria	0,17	-0,43	-0,17
Curtose	1,91	2,55	1,57
Jarque-Bera	0,24	0,36	0,10
ADF	-5,09	-4,42	-2,23
KPSS	0,124	0,078	0,142
Obsevações	52	52	52

1/ Esta tabela apresenta as estatísticas das Captacões, Aplicacões (Crédito) e depósitos compulsórios no período de março de 2008 até junho de 2012 (período pós-crise ou de turbulência).

2/ Os dados estão em logaritmos.

3/ A assimetria da distribuicão normal é zero. Assimetria positiva significa que a distribuição tem uma cauda longa à direita e negativa implica que a distribuição tem cauda longa à esquerda.

4/ A curtose da normal é 3. Se a curtose é maior que 3, a distribuição tem um pico (leptocúrtica); se e menor que 3, a distribuição é plana (platicúrtica).

5/ A linha Jarque-Bera contém o p-valor do teste de normalidade de Jarque-Bera. A hipótese nula desse teste é distribuição normal.

6/ As linhas ADF e KPSS apresentam as estatísticas dos respectivos testes de estacionaridade. A hipótese nula do teste ADF é a existência de raízes unitárias (valor crítico a 5% é -3,46), enquanto que o KPSS tem hipótese nula de estacionariedade (valor crítico a 5% é 0,146).

8 Embora, como fica claro a partir do exame da Figura 1, ambas as séries apresentam uma tendência determinística.

4 Dinâmica das aplicações e das captações

Na seção anterior, apresentou-se uma investigação das propriedades estatísticas das séries de captações, de aplicações e do compulsório nos períodos de calmaria e turbulento. Nesta seção, será estudado o inter-relacionamento dinâmico dessas séries. Para tal, o seguinte vetor autorregressivo trivariado foi implementado:

$$X_t = A_0 + B.t + \sum_{i=1}^{l} A_i X_{t-i} + \varepsilon_i, \tag{4.1}$$

onde $X_t = [DC_t\ C_t\ A_t]'$, DC_t é o depósito compulsório, C_t é a captação e A_t é a aplicação. O termo $B.t$ é incluído para captar a tendência determinística observada nas séries. O resíduo é um vetor do R^3, $\varepsilon_i \sim (0,\Sigma)$, com $\Sigma \in R^{3x3}$.

4.1 Escolha de defasagens dos VARs

O número de defasagens (l) foi escolhido pelos métodos usuais recomendados na literatura de vetores autorregressivos. A Tabela 3 resume os critérios de seleção de modelos para até oito defasagens no período de calmaria. Escolhemos um VAR de ordem um ($l = 1$) para o período de calmaria.

Tabela 3 - Critérios de seleção da ordem do VAR (período de calmaria)

Lag	AIC	SC	HQ
0	-6,44	-6,25	-6,37
1	**-7.50***	**-7.02***	**-7.31***
2	-7,40	-6,63	-7,10
3	-7,27	-6,21	-6,85
4	-7,21	-5,86	-6,67
5	-7,16	-5,52	-6,51
6	-7,27	-5,34	-6,50
7	-7,18	-4,96	-6,29
8	-7,17	-4,67	-6,18

1/ * indica a defasagem escolhida pelo modelo
2/ AIC: critério de informação de Akaike. SC: critério de informação de Schwarz. HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

A Tabela 4 exibe os critérios de seleção de modelos para até oito defasagens no período de crise. Como há divergência entre os critérios de seleção da ordem do VAR para o período de nervosismo, optamos pelo número de defasagens indicado pelo critério de informação de Hannan-Quinn ($l = 3$), como sugerido em Athanasopoulos *et al.* (2011). Essa diferença do período de calmaria e de nervosismo nos critérios de seleção da ordem do VAR pode ser mais um indicativo de mudança das relações entre as variáveis em estudo.

Tabela 4 - Critérios de seleção da ordem do VAR (período de crise)

Lag	AIC	SC	HQ
0	-3,08	-2,85	-2,99
1	-5,31	**-4.74***	-5,09
2	-5,41	-4,51	-5,07
3	**-5.88***	-4,64	**-5.40***
4	-5,84	-4,26	-5,24
5	-5,72	-3,81	-4,99
6	-5,67	-3,42	-4,81
7	-5,84	-3,25	-4,85
8	-5,79	-2,87	-4,67

1/ * indica a defasagem escolhida pelo modelo
2/ AIC: critério de informação de Akaike. SC: critério de informação de Schwarz. HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

4.2 Função resposta ao impulso

A partir dos VARs escolhidos na seção anterior calculamos a função resposta ao impulso. Essa função mede os efeitos sobre valores (esperados) futuros de uma variável de choques em um dado ponto do tempo. A escolha apropriada do vetor de choques hipotéticos é crucial para as propriedades da função impulso-resposta.

A metodologia tradicional, sugerida por Sims (1980), é a de aplicar a decomposição de Cholesky na matriz de variância-covariância dos resíduos, Σ, para resolver o problema que ronda a escolha dos choques. A partir desse ponto, podem-se calcular as funções impulso-resposta ortogonalizadas. Como já é conhecido na literatura, essas funções impulso-resposta ortogonalizadas variam com a ordenação das variáveis.

Neste artigo, optamos por usar a função impulso-resposta generalizada sugerida por Pesaran e Shin (1998). Nessa metodologia escrevemos o VAR da equação (4.1) como uma representação média móvel infinita. A partir dessa representação, podemos aplicar um choque em um elemento qualquer, por exemplo o j-ésimo, e integrar os efeitos de outros choques usando a distribuição histórica dos erros.

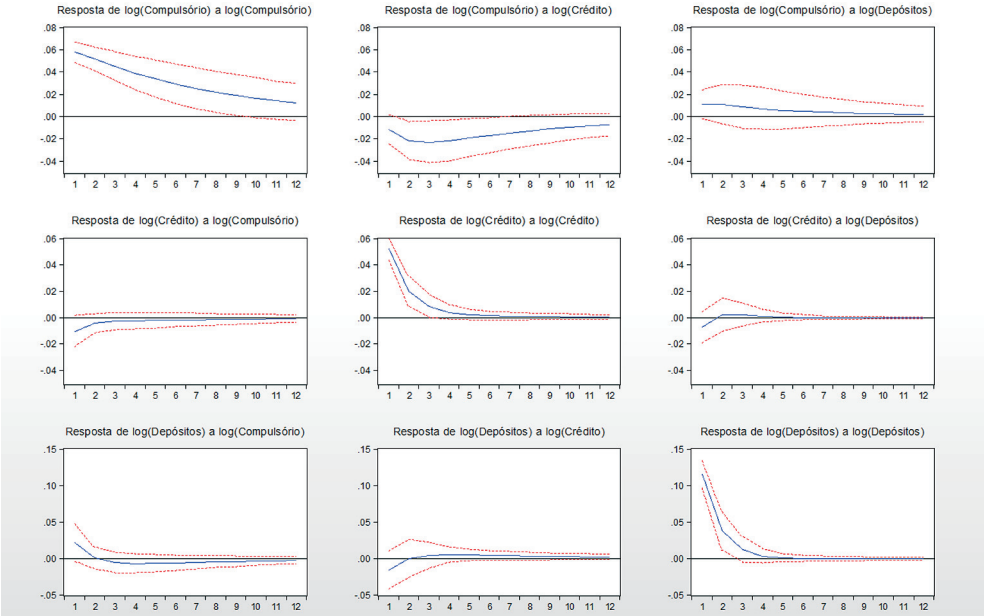
As Figuras 2 e 3 ilustram a função resposta ao impulso generalizada de um desvio padrão nos períodos antes e após a crise, respectivamente.

Observe que em linhas gerais, as respostas aos choques têm comportamento semelhante no período de calmaria e de turbulência. Por exemplo, um choque positivo na captação, provoca um aumento de captação que se prorroga de quatro a sete meses. Nos dois períodos, a resposta da captação ao crédito foi mais intensa do que a resposta do crédito à captação. Esse resultado é interessante. Primeiramente, um choque no crédito, como um crescimento nos empréstimos, faz com que os bancos aumentem o esforço comercial no sentido de influenciar os depositantes com uma reação no mesmo sentido. Por outro lado, quando há um choque nos depósitos, os bancos pouco reagem na ponta das aplicações, o que representaria um resultado contraintuitivo.[9] Em suma, há uma dinâmica no sentido crédito para captação, mas a recíproca não é verdadeira. Por fim, a reação da aplicação a choques na própria

9 Interessante notar que, no período turbulento, a captação reage negativamente à aplicação em um horizonte de quatro meses.

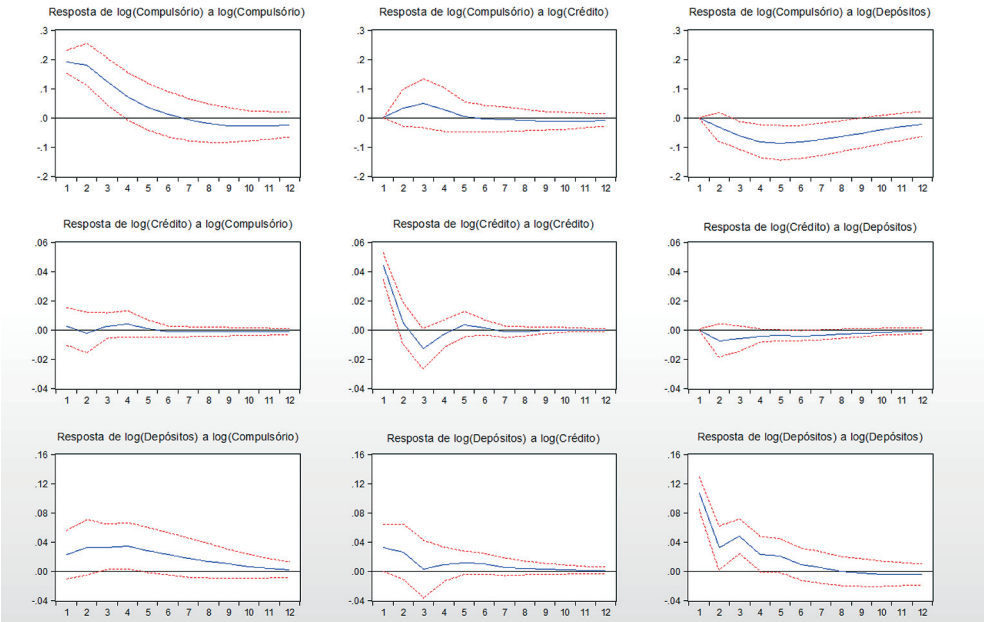
aplicação tem efeito de curto prazo e positivo. O compulsório tem efeitos pequenos com o sinal esperado antes da crise e não tem efeitos no período turbulento, enquanto os efeitos sobre depósitos podem ser desconsiderados porque não esperamos que esse efeito exista.

Figura 2 - Funções resposta ao impulso generalizadas (antes da crise).



As figuras acima descrevem a evolução das funções resposta ao impulso generalizadas, Pesaran e Shin (1998), a um choque de um desvio padrão (Inovações +/- 2 DP) - antes da crise.

Figura 3 - Funções resposta ao impulso generalizadas (após a crise).



As figuras acima descrevem a evolução das funções resposta ao impulso generalizadas, Pesaran e Shin (1998), a um choque de um desvio padrão (Inovações +/- 2 DP) - antes da crise.

4.3 Decomposição de variância

Enquanto a função resposta ao impulso exibe o efeito do choque em uma variável endógena sobre as outras variáveis endógenas, a decomposição de variância separa a variação de cada variável endógena nas contribuições dos diversos choques das variáveis que compõem o VAR. Então, a decomposição de variância informa sobre a importância relativa de cada inovação aleatória que afeta as variáveis no VAR.

As Tabelas 5 e 6 apresentam as decomposições de variâncias para as séries de compulsório, captação e aplicação em ambos os períodos. Podemos observar que no período antes da crise, as variáveis crédito e captação não são influenciadas uma pela outra, e a contribuição do compulsório é baixa e constante.

Por outro lado, no período pós-crise, a variância da captação é afetada pelo crédito e pelo compulsório. A variância do crédito depende da captação em horizontes superiores a dois meses e não é afetada pelo compulsório. Portanto, enquanto antes da crise os bancos tinham autonomia para operar crédito, após a crise o crescimento do crédito passa a ser explicado pelo comportamento dos depósitos, denotando mudança quanto à dinâmica da liquidez.

Tabela 5 - Decomposição de variância (%) - Período de calmaria.

Horizonte	Compulsório			Crédito			Captação		
(meses)	Compulsório	Crédito	Captação	Compulsório	Crédito	Captação	Compulsório	Crédito	Captação
1	100,00	0,00	0,00	3,96	96,04	0,00	3,57	1,04	95,39
2	97,78	2,22	0,00	4,02	95,20	0,78	3,21	0,94	95,85
3	95,88	4,10	0,02	4,16	94,67	1,17	3,42	0,96	95,61
4	94,58	5,37	0,05	4,29	94,41	1,30	3,77	1,02	95,21
5	93,73	6,19	0,08	4,41	94,26	1,33	4,10	1,07	94,83
6	93,16	6,73	0,10	4,51	94,16	1,33	4,36	1,11	94,52
7	92,78	7,10	0,12	4,59	94,08	1,34	4,57	1,14	94,29
8	92,51	7,35	0,14	4,64	94,02	1,34	4,72	1,17	94,11
9	92,32	7,53	0,15	4,69	93,98	1,33	4,84	1,18	93,98
10	92,19	7,66	0,16	4,72	93,94	1,33	4,93	1,20	93,88
11	92,09	7,75	0,16	4,75	93,92	1,33	4,99	1,21	93,80
12	92,02	7,82	0,16	4,77	93,90	1,33	5,04	1,21	93,74

A decomposição de variância separa a variação na variável endógena nos componentes dos choques do VAR. Esta decomposição fornece uma medida da importância relativa de cada inovação aleatória sobre as variáveis que compõem o VAR.

Tabela 6 - Decomposição de variância (%) - Período de crise.

Horizonte	Compulsório			Crédito			Captação		
(meses)	Compulsório	Crédito	Captação	Compulsório	Crédito	Captação	Compulsório	Crédito	Captação
1	100,00	0,00	0,00	3,13	96,87	0,00	2,35	4,64	93,01
2	96,74	1,34	1,92	18,96	80,87	0,16	3,54	5,00	91,46
3	90,56	3,77	5,67	18,08	79,98	1,94	7,11	4,59	88,30
4	87,77	5,12	7,11	23,46	66,41	10,14	6,54	19,30	74,15
5	85,49	6,83	7,68	29,32	61,07	9,61	7,27	20,45	72,28
6	82,61	9,07	8,32	34,24	56,74	9,02	7,41	20,34	72,25
7	80,08	11,06	8,87	36,42	54,08	9,50	7,36	20,78	71,86
8	78,39	12,32	9,28	39,90	51,08	9,02	7,53	20,76	71,71
9	77,36	13,11	9,52	42,07	49,24	8,69	7,94	20,57	71,49
10	76,93	13,51	9,56	43,28	48,28	8,45	8,16	21,36	70,48
11	76,88	13,68	9,44	43,86	47,71	8,44	8,75	21,25	69,99
12	77,05	13,67	9,28	43,99	47,42	8,58	9,13	21,12	69,74

A decomposição de variância separa a variação na variável endógena nos componentes dos choques do VAR. Esta decomposição fornece uma medida da importância relativa de cada inovação aleatória sobre as variáveis que compõem o VAR.

5 Conclusão

Neste trabalho estudou-se o comportamento dos bancos brasileiros na atividade de gerenciamento da liquidez via análise das séries agregadas de compulsório, captação e aplicação. Nossa amostra é composta de dados mensais de junho de 2000 a junho de 2012. Os testes ADF e KPSS indicam que as séries em estudo são estacionárias em torno de uma tendência determinística, ou seja, rejeitamos que essas séries sejam passeios aleatórios. Foram investigados dois períodos distintos, antes e após a crise do *subprime* de 2008. O marco divisório para essas duas subamostras é a quebra do banco Bear Stearns em março de 2008.

As funções resposta ao impulso generalizadas têm comportamento semelhante no período de calmaria e turbulento. Um choque positivo na captação provoca aumento de captação que se extende por um período de quatro a sete meses. Nos dois períodos a resposta da captação ao crédito foi mais intensa do que a resposta do crédito à captação. Esse resultado é interessante porque choques no crédito fazem com que os bancos aumentem o esforço no sentido de influenciar os depositantes com reação no mesmo sentido. Por outro lado, quando há choque nos depósitos, os bancos pouco reagem na ponta das aplicações, o que representa um resultado contraintuitivo que poderá ser explorado em estudos futuros. Em suma, há uma dinâmica no sentido crédito para captação, mas a recíproca não é verdadeira. Por fim, a reação da aplicação a choques na própria aplicação tem efeito de curto prazo e positivo. O compulsório tem efeitos pequenos com o sinal esperado antes da crise e não tem efeitos no período turbulento.

A decomposição de variância mostrou que antes da crise, as previsões de variância das variáveis crédito e captação não são influenciadas uma pela outra e a contribuição do compulsório é baixa e constante. Por outro lado, no período pós-crise, a variância da captação é afetada pelo crédito e pelo compulsório. A variância do crédito depende da captação em horizontes superiores a dois meses e não é afetada pelo compulsório.

Portanto podemos inferir que, enquanto antes da crise os bancos tinham autonomia para operar o crédito (empréstimos), após a crise o crescimento do crédito passa a ser explicado pelo comportamento dos depósitos, denotando possível mudança quanto à dinâmica da liquidez.

6 Referências

Acharya, V. V., H. S. Shin e T. Yorulmazer (2011). Crisis Resolution and Bank Liquidity. *Review of Financial Studies* 24 (6), pp. 2166-2205.

Adrian, T. e H. S. Shin (2009). Money, Liquidity and Monetary Policy. *American Economic Review* (papers and proceedings), 99, pp. 600-605.

Allen, F., A. Babus e E. Carletti (2009). Financial Crises: Theory and Evidence. *Annual Review of Financial Economics*, 1 (1), pp. 97-116.

Athanasopoulos, G., Guillen, O.T.C., Issler, J.V. e F.Vahid (2011). Model Selection, Estimation and Forecasting in VAR Models with Short-run and Long-run Restrictions, *Journal of Econometrics*, Vol. 164(1), 116-129.

Basel Committee on Banking Supervision (2008). *Principles for Sound Liquidity Risk Management and Supervision*.

Borio, C. (2009). Ten Propositions about Liquidity Crises. BIS Working Paper, n. 293.

Bryant, J. (1980). A Model of Reserves, Bank Runs, and Deposit Insurance. *Journal of Banking and Finance*, 4, pp. 335-344.

Diamond, D. W. e P. H. Dybvig (1983). Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy*, 91 (3) pp. 401-419.

Goodhart, C. (2008). Liquidity Risk Management. *Financial Stability Review* – Special issue on liquidity, n. 11.

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.

Pesaran, M.H. and Y. Shin. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters* 58 pp 17-29.

Said E. e D. A. Dickey (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, pp. 599-607.

Santos, J. A. (2000). Bank Capital Regulation in Contemporary Banking Theory: A Review of the Literature. BIS Working Paper, n. 90.

Shin, H. S. (2008). Risk and Liquidity in a System Context. *Journal of Financial Intermediation*, 17, pp. 315-329.

Sims, C.A. (1980). A Comparison of Interwar and Postwar Cycles: Monetarism Reconsidered. *American Economic Review* 70 pp 250-257.

Van den End, J.W. e M. Tabbae (2009).When Liquidity Risk Becomes a Macro-prudencial Issue: Empirical Evidence of Bank Behaviour, DNS Working Paper, n. 230.

4 Celeridade do Sistema Judiciário e Créditos Bancários para as Indústrias de Transformação*

Jacopo Ponticelli[1]
Leonardo S. Alencar

1 Introdução

A proteção aos direitos dos credores é chave para o desenvolvimento do mercado de crédito em uma economia. Nos países onde direitos de credores são fracamente protegidos, a oferta de crédito é limitada, o custo do crédito é elevado e as operações são usualmente de curto prazo (BAE; GOYAL, 2009). Para desenvolver o mercado de crédito e aumentar o acesso de firmas e famílias a financiamentos, os direitos dos credores devem ser protegidos tanto através de regras legais quanto por instituições que garantam o cumprimento da lei. A literatura recente mostrou que tanto a lei em si, quanto o cumprimento da mesma, garantido pelo sistema judiciário, são cruciais para o desenvolvimento financeiro. No entanto, na maior parte dos casos, essas duas dimensões foram estudadas separadamente ou usando dados comparando países (LA PORTA et al., 1997; DJANKOV et al., 2008). Este artigo examina a interação dessas duas dimensões utilizando dados microeconômicos. De modo particular, estuda a dependência em relação à celeridade do sistema judiciário do efeito de uma reforma legal sobre o mercado de crédito. Nesse sentido, tem por base o trabalho de Ponticelli (2013), o qual analisou essa questão examinando os efeitos sobre o investimento das firmas e sua produtividade. Diferentemente daquele artigo, o presente trabalho é focado no crédito bancário.

Considera-se aqui uma reforma específica: a nova Lei de Falências introduzida no Brasil em 2005. Essa lei aumentou substancialmente as chances de credores recuperarem empréstimos quando a firma devedora é liquidada. Anteriormente à lei, a baixa taxa de recuperação dos credores – e dos credores com garantias em particular – era usualmente apresentada como trava ao desenvolvimento financeiro e com explicação para altas taxas de juros no Brasil. Em princípio, a nova Lei de Falências beneficiou não somente credores, mas também tomadores de empréstimos por tornar o crédito bancário mais barato.[2]

---

* Este texto reflete a visão dos autores, e não necessariamente a do Banco Central do Brasil (BCB) ou de seus membros. Os autores agradecem a Bruno Martins, Eduardo Lima e Sérgio Mikio Koyama pelos comentários e sugestões. Também agradecem a David Pereira e Bruno Galati, do Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro, pela ajuda na extração dos dados.

1 Jacopo Ponticelli é afiliado à Universidade de Chicago, Booth School of Business, e Leonardo S. Alencar ao Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil.

2 Os efeitos da Nova Lei de Falências sobre o mercado de crédito foram examinados, por exemplo, por Araújo *et al.* (2012) e Funchal (2008).

Na presente análise empírica, utilizam-se dados microeconômicos do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central do Brasil. Para o período amostral aqui examinado, esse banco de dados contém informações detalhadas de cada operação de crédito realizada pelas instituições financeiras com valor acima de R$5.000,00 (cinco mil reais). O foco são os créditos para firmas, em particular para as indústrias de transformação. Esse banco de dados também contém informação da localização do tomador do crédito, o que é fundamental para o artigo por permitir uma correspondência entre cada operação de crédito e a comarca onde o tomador está situado. As leis brasileiras não permitem aos credores escolher em qual comarca recorrer à justiça para recuperar o empréstimo feito a uma empresa que vai à falência. Essas leis estabelecem que casos de falência devem ser julgados na comarca onde a sede da firma está localizada. Pela prática estabelecida entre juízes brasileiros, considera-se a sede como a localização onde a maior parte da atividade econômica da firma ocorre. Assim, a localização geográfica do tomador determina qual comarca irá lidar com um eventual processo de falência. Além disso, as comarcas são bastante heterogêneas em termos de tempo gasto para a resolução dos casos no Brasil. Em algumas, os processos são resolvidos em menos de um ano, em outras, em mais de trinta anos. Assim, quando a nova Lei de Falências entrou em vigor, a celeridade de cada comarca tornou-se fator-chave para que os credores obtivessem benefícios com a reforma.

A estratégia de identificação deste artigo é baseada em um modelo de diferenças em diferenças, para o qual a nova Lei de Falências, introduzida em 2005, é a fonte de variação no tempo, e o acúmulo de processos dos juízes, entre comarcas, é a fonte de variação *cross-section*. Espera-se que varas lentas tenham um efeito negativo no incentivo para emprestar tanto sob a velha lei quanto sob a nova lei. A ideia chave é que, para credores com garantia (que no período pré-reforma não esperavam recuperar seu crédito independentemente da velocidade de julgamento), a celeridade das varas tornou-se um fator crítico em determinar as chances de recuperação dos créditos somente no período posterior à reforma. A fim de controlar o potencial viés proveniente da correspondência não aleatória entre tomadores de empréstimos e comarcas, explora-se aqui o alto nível de detalhe dos dados do SCR e introduzem-se efeitos fixos para as diferentes modalidades de crédito[3] e para as diferentes categorias de riscos que as instituições financeiras atribuem a cada operação de crédito. Esse conjunto de efeitos fixos permite comparar créditos que financiam a mesma modalidade de investimento e que foram enquadrados na mesma categoria de risco por parte do credor, mas que se diferenciam pela localização do tomador de empréstimo.

Entre os resultados obtidos, encontrou-se que, após a introdução da reforma, comarcas com maior celeridade – medida pelo menor acúmulo de processos por juiz – experimentaram maior aumento no número de operações de crédito para as indústrias de transformação, e que esses créditos tiveram, em média, menores taxa de juros, maiores prazos de concessão e proporcionalmente menores requerimentos de garantia real por empréstimo. Além disso, os resultados encontrados sugerem que, após a reforma, pequenas e médias indústrias de transformação são as que obtiveram maiores benefícios com a celeridade das varas.

3 Os efeitos fixos utilizados consideram as subdivisões das modalidades apresentadas no SCR.

Além da presente seção, o artigo é organizado como se segue: a seção 2 descreve os dados, a seção 3 apresenta uma breve revisão da nova Lei de Falência, a seção 4 analisa os principais resultados do artigo e a seção 5 apresenta a conclusão.

2 Descrição dos dados

Este estudo utiliza, principalmente, duas bases de dados. Os dados sobre as operações de crédito provêm do SCR do Banco Central do Brasil, enquanto que os dados relativos ao Sistema Judiciário Brasileiro provêm da "Justiça Aberta", uma base de dados administrada pelo Conselho Nacional de Justiça (CNJ).

O SCR reúne informações de todas as operações de crédito acima de um dado valor, realizadas por instituições financeiras que operam no Brasil. Os dados de operações de crédito referem-se tanto a pessoas físicas quanto a pessoas jurídicas. O valor a partir do qual uma operação é obrigada a ser registrada nessa base de dados mudou ao longo do tempo, mas permaneceu estável em R$5.000,00 (cinco mil reais) no período aqui estudado: de janeiro de 2003 a dezembro de 2009.[4] A informação de cada uma dessas operações é transmitida mensalmente, e de modo direto, das instituições financeiras ao Banco Central. Para cada operação, o SCR registra a modalidade – i.e., distingue entre empréstimos, títulos descontados, financiamento à exportação e à importação etc. – e a classificação de risco da operação de crédito feita pela instituição financeira que emitiu o crédito. Também se pode observar a localização do tomador de empréstimo, identificado pelo código do município onde a empresa está registrada, o que é fundamental para o objetivo deste artigo, por permitir fazer uma correspondência entre cada tomador de empréstimo e cada comarca.[5]

No período em estudo, em torno de um terço do mercado de crédito brasileiro – especialmente empréstimos de longo prazo – era composto por créditos direcionados emitidos pelos três maiores bancos públicos: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), Caixa Econômica Federal (CEF) e Banco do Brasil.[6] Optou-se por restringir o estudo ao crédito não direcionado, aquele que é livremente emitido por instituições financeiras, sejam essas privadas ou públicas. Também se optou por examinar créditos com taxas de juros prefixadas, que representam em torno de 90% das operações em comparação às operações de crédito com taxas pós-fixadas ou flutuantes, consideradas as operações de crédito concedidas pela própria instituição. Além disso, são consideradas apenas as operações de crédito para as indústrias de transformação.[7],[8] Com isso, esse estudo examina em torno de 12.877.000 operações de crédito registradas entre janeiro de 2003 e dezembro de 2009.

---

4 A partir de 2012, o SCR passou a conter dados de todas as operações de créditos iguais ou superiores a R$1.000,00.

5 O Brasil tem, atualmente, 5.564 municípios, sendo que cada comarca pode abranger um ou mais municípios.

6 Lundberg (2011) apresenta uma análise detalhada do crédito direcionado no Brasil.

7 As indústrias de transformação são definidas como aquelas com classificação setorial de dois dígitos do CNAE 2.1 de 10 a 33.

8 Essa escolha permite comparar os resultados aqui obtidos com os de Ponticelli (2013), que documentou como as indústrias de transformação que operavam em comarcas mais céleres no Brasil experimentaram um maior crescimento de investimento e de produtividade após a reforma da Lei de Falências em 2005.

O Painel A da Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis financeiras obtidas a partir do SCR.[9] O valor nominal inicial médio de um crédito a uma indústria de transformação brasileira é em torno de R$53.000,00. O menor valor observado para os empréstimos é de R$5.000,00, valor a partir do qual as instituições financeiras eram obrigadas, para o período em estudo, a registrar suas operações de crédito no SCR.[10] A taxa anual média de juros é em torno de 32%, mas pode ser superior a 100%, dependendo da modalidade da operação. O prazo médio de um crédito é ligeiramente inferior a seis meses, com uma amplitude que vai de 1 semana a 6 anos. A razão média do valor da garantia real em relação ao valor do crédito é de 0,28. É importante observar aqui que muitos dos empréstimos na base de dados não possuem garantias reais, mas apenas garantias fidejussórias (i.e., uma terceira parte se compromete a pagar a dívida no caso de o devedor principal não arcar com suas obrigações). As operações de crédito são classificadas em ordem crescente de risco em 10 possíveis níveis: AA, A, B, C, D, E, F, G, H e HH, sendo que as operações classificadas como HH são créditos baixados como prejuízo.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas

Painel A: Variáveis do setor financeiro

Variável	Média	Min	Max	Desv. Padrão	Observações
Valor do crédito, mês inicial	53.144	5.000	1.266.098.048	953.230	12.569.742
Taxa de juros anual	32,1	0,0	164,7	25,9	12.569.742
prazo (em dias)	168	7	2.180	356	9.401.014
valor da garantia real / valor do empréstimo	0,28	0,00	5,04	0,68	12.569.742
risco da operação	11,22	5	50	5,37	12.569.742
risco do cliente	15,60	5	45	6,33	7.233.818
log (valor do empréstimo, no mês inicial)	9,59	8,52	13,24	1,01	12.569.742
log (prazo, em dias)	4,23	0,00	7,69	1,11	9.401.014

Painel B: Variáveis do setor judiciário

Variável	Média	Min	Max	Desv. Padrão	Observações
Anos esperados na vara	5,4	0,7	27,5	4,3	2,398
Processos pendentes por juiz	2.958,8	27	16,832	2,840.20	2,401
Taxa de recursos (recursos/sentença)	0,1	0	1	0,1	2,398
log (processos pendentes por juiz), (2009)	7,6	3,3	11,2	0,9	2,401

Os dados do Sistema Judiciário Brasileiro provêm da "Justiça Aberta", uma base de dados produzida pelo CNJ, e cobrem todas as varas e juízes do país.[11] As variáveis judiciais são construídas com a mesma metodologia proposta em Ponticelli (2013). Este estudo está interessado na celeridade das varas que lidam com casos de falência. Como uma *proxy* para essa celeridade, utiliza-se o acúmulo de processos por juiz em varas cíveis de uma dada comarca. O acúmulo por juiz é definido como o número de processos pendentes em uma vara no começo do ano, sobre o número de juízes trabalhando naquela vara ao longo do ano. Quando uma comarca tem mais de uma vara cível, aplica-se uma média ponderada de acúmulo por juiz entre as varas,

9 No Anexo, são apresentadas as distribuições estatísticas das principais variáveis utilizadas no artigo. Não é apresentada a distribuição do requerimento de garantias reais em relação ao valor do crédito porque a maioria desses dados ou é zero ou é um.

10 Observou-se também uma pequena fração de empréstimos com valor abaixo de R$5.000,00, que foram desconsiderados no presente estudo.

11 Esses dados podem ser obtidos em www.cnj.jus.br. Ponticelli (2013) apresenta uma descrição detalhada dessa base de dados.

utilizando como peso o número total de casos pendentes em cada vara. Os dados cobrem 2.507 comarcas, 92% das existentes no Brasil.[12]

O Painel B da Tabela 1 apresenta estatísticas descritivas das principais variáveis judiciárias. A unidade de observação é a comarca, e todos os dados referem-se a 2009. O número esperado de anos na vara é calculado como a soma dos processos pendentes e novos ao longo do ano, dividido pelos processos encerrados. O número médio de anos esperados na vara é de 5,4, sugerindo que demoraria um pouco mais de cinco anos para que se encerrasse um processo cível iniciado em uma vara brasileira em 2009. Observe também a alta heterogeneidade ao longo da *cross-section*. O número de anos esperados varia de menos de 1 ano a 27,5 anos. Na análise empírica, vamos usar como principal variável explicativa o número de processos pendentes por juiz.

3 A falência no Brasil

Até 2005, a maior parte da legislação que regula os processos de falências no Brasil era regida pela Lei nº 7.661 de 1945. Essa lei era considerada desfavorável aos credores, uma vez que os ativos da firma liquidada eram vendidos, e as dívidas eram pagas na seguinte ordem: os passivos trabalhistas, seguidos dos fiscais e, somente depois de pagos esses passivos, os empréstimos com garantias seriam pagos, seguidos dos empréstimos sem garantias. Vale observar que a garantia dos empréstimos era colocada junto com o resto dos ativos da firma e, então, usada para pagar os credores na ordem estabelecida pela lei.

Outra desvantagem dos credores no processo de liquidação era a chamada sucessão dos passivos, que implicava, no caso de liquidação, que os passivos fiscais, trabalhistas e outras dívidas da firma fossem transferidos para o comprador da firma.[13] Isso diminuía o valor de mercado dos ativos das firmas insolventes, que precisavam ser descontados pelo valor conhecido da dívida e do risco associado a uma eventual dívida desconhecida. A sucessão, somada à ordem de prioridade de pagamentos citada anteriormente, fazia com que as chances de recuperação fossem mínimas, uma vez que o processo oficial de falência começasse.

Em 9 de junho de 2005, uma nova lei que regula os procedimentos de falências (Lei nº 11.101/2005) entrou em vigor no Brasil. Entre as inovações dessa nova lei, estava a prioridade do crédito com garantia sobre os passivos fiscais. Além disso, foi introduzido um teto de 150 salários mínimos por empregado na devolução dos passivos trabalhistas. Essas medidas tiveram impacto direto na taxa esperada de recuperação do crédito com garantia. E mesmo os créditos sem garantia passaram a ter prioridade sobre alguns passivos fiscais. Na nova lei, também foi removida a sucessão dos passivos quando a firma era vendida integralmente, o que aumentava dessa firma na falência e, consequentemente, a taxa de recuperação dos credores. A partir da implantação da nova lei, o valor de recuperação dos credores dos empréstimos passou de 0,2% em 2005 para 12,1% em 2007, atingindo 17,9% em 2012 (cf. World Bank, 2013).

12 Varas em áreas remotas não têm um juiz permanente. Isso explica, em parte, por que os dados não cobrem todas as comarcas.

13 Deve-se observar, no entanto, que a sucessão dos passivos não se aplicava quando os ativos das firmas eram vendidos separadamente em vez de conjuntamente.

4 Os resultados empíricos

Nesta seção, é testada a hipótese de indústrias de transformação atuando em comarcas mais céleres terem sido mais beneficiadas a partir da introdução da nova Lei de Falências. O artigo foca a atenção, principalmente, em quatro variáveis: o número de empréstimos para as indústrias de transformação, a taxa anual de juros cobrada, o prazo da operação de crédito e o uso de garantias reais.[14]

A forma básica das equações estimadas nesta seção é a que segue:

$$y_{ijsrt} = \alpha_j + \alpha_s + \alpha_r + \alpha_t + \beta log\left(\frac{acúmulo}{juiz}\right)_j \times pós_t + \varepsilon_{ijsrt} \quad (1)$$

Na equação (1), *i* identifica a operação de crédito, *j* identifica a localização geográfica da indústria de transformação que recebeu o crédito, *s* identifica a modalidade do crédito, *r* é a classificação de risco dada pelo banco àquele crédito e *t* é o período do tempo. A variável do mercado de crédito que varia entre operações de crédito e tempo é dada por *y*. O principal coeficiente de interesse é β, o coeficiente da interação entre uma medida de falta de celeridade (acúmulo de processos por juiz) e uma *dummy* $pós_t$ (pós-reforma) que é igual a 1 para os meses posteriores à introdução da nova Lei de Falências (junho de 2005), e zero para os meses anteriores. A equação (1) é um modelo de diferença em diferenças, onde a medida da falta de celeridade representa o tratamento heterogêneo ao qual o crédito está exposto no momento da reforma. A primeira preocupação com a estratégia de identificação é dada por uma correspondência não aleatória entre os tomadores de empréstimos e as comarcas. A fim de controlar o melhor possível o viés potencial advindo dessa correspondência não aleatória, é introduzido, além de efeitos fixos para a comarca (α_j) e para o tempo (α_t), um conjunto de efeitos fixos que buscam capturar as características invariantes no tempo das diferentes modalidades de crédito (α_s) e das diferentes classificações de risco feitas pelos bancos para cada operação de crédito (α_r). Esse conjunto de efeitos fixos permite a comparação de créditos que financiam a mesma modalidade de investimento (e.g., capital de giro, financiamento de exportação etc.) e que obtiveram a mesma classificação de risco por parte do emprestador, mas que diferem na localização do tomador de empréstimo.

A fim de controlar outras características que também podem afetar o impacto da reforma, nas condições financeiras foi acrescentado um conjunto de controles ao nível da comarca em interação com a *dummy* pós reforma $(pós_t)$. Os controles no âmbito de cada comarca incluídos nas regressões foram: a renda média per capita, a presença de uma vara especializada em falências, a população, o número de agências bancárias, a densidade populacional e a participação da agricultura no PIB. A equação estimada com controles é a seguinte:

$$y_{ijsrt} = \alpha_j + \alpha_s + \alpha_r + \alpha_t + \beta log\left(\frac{acúmulo}{juiz}\right)_j \times pós_t + \gamma(controles)_j \times pós_t + \varepsilon_{ijsrt} \quad (2)$$

14 A fim de evitar que valores extremos inconsistentes influenciem fortemente as estimações, essas quatro variáveis foram *winsorizados* ao nível de um por cento; isto é, valores que estavam abaixo do primeiro percentil e acima do nonagésimo nono percentil foram igualados aos valores desses percentis.

A Tabela 2 apresenta as estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) das equações (1) e (2) para duas variáveis: número de operações de crédito para as indústrias de transformação[15] e a taxa de juros anual.

Tabela 2 - Número de operações de crédito e taxa de juros

Variáveis	(1) log(Quantidade de operações)	(2) log(Quantidade de operações)	(3) Taxa de juros	(4) Taxa de juros
log(Processos pendentes / juiz)$_j$ x pós	-0,017***	-0,013**	0,386**	0,482**
	[0,005]	[0,006]	[0,175]	[0,207]
Vara de falência$_j$ x pós		-0,042**		-0,562
		[0,021]		[0,770]
(Renda média das famílias)$_{j,2000}$ x pós		0,021		-0,581
		[0,025]		[0,810]
log(População)$_{j,2000}$ x pós		0,002		0,519
		[0,009]		[0,334]
log(No. de agências bancárias)$_{j,2000}$ x pós		-0,002		-0,001
		[0,011]		[0,392]
log(Densidade populacional)$_{j,2000}$ x pós		0,000		-0,280*
		[0,004]		[0,147]
(Participação da agricultura no PIB)$_{j,2000}$ x pós		0,000		-0,077***
		[0,001]		[0,020]
Efeito fixo da comarca	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo do mês	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo da modalidade	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo do risco	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	1,358***	1,378***	-0,201	-4,677
	[0,273]	[0,287]	[1,611]	[3,739]
Observações	1.353.422	1.330.386	11.568.754	11.499.667
R2 Ajustado	0,452	0,453	0,435	0,434
No. de comarcas	2.263	1.934	2.263	1.934

Obs.: Entre colchetes são apresentados os erros padrões robustos que consideram como clusters as comarcas. Níveis de significância:*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

O coeficiente da interação entre os processos pendentes por juiz e a *dummy* pós-reforma é negativo e significante na coluna (1). Isso sugere que comarcas com menos processos pendentes experimentaram maior aumento no número de operações de crédito para as indústrias de transformação após a introdução da reforma. Na coluna (2), é acrescentado um conjunto de controles no nível da comarca, em interação com a *dummy* pós-reforma. O coeficiente continua negativo, estável em termos de magnitude, e estatisticamente significativo. A magnitude desse coeficiente na coluna (2) implica que, controlando pela modalidade do crédito e por sua classificação de risco, comarcas que tenham um acúmulo de processos por juiz em uma magnitude de um desvio padrão menor experimentaram um aumento 1% maior no número de operações de crédito após a introdução da reforma.

15 Vale observar que, quando a variável explicada é o número de operações de crédito para as indústrias de transformação, os dados foram agregados ao nível de comarca-mês-modalidade da classificação do risco de crédito.

As colunas (3) e (4) apresentam, respectivamente, estimações das equações (1) e (2) quando a variável explicada é a taxa anual de juros da operação de crédito. Ambos os coeficientes são positivos e significativos. Além disso, o acréscimo de controles relativos às comarcas em interação com a *dummy* pós-reforma não altera a magnitude ou a significância das estimações. A fim de ilustrar a magnitude das estimativas, vale considerar o caso de duas indústrias de transformação operando em duas comarcas distintas que têm a diferença de um desvio padrão em termos de acúmulo de processos pendentes. As estimativas sugerem que, no período após a reforma, a indústria que funciona na comarca com processos pendentes por juiz na magnitude de um desvio padrão a menos poderia obter uma taxa de juros 0,5% menor em uma operação de crédito da mesma modalidade e com o mesmo nível de risco.

A Tabela 3 apresenta as estimativas por MQO das equações (1) e (2) para duas variáveis adicionais: o prazo das operações de crédito, medido pelo logaritmo do número de dias entre o começo da operação e seu vencimento, e o requerimento de garantias reais nessas operações, medido pela razão entre o valor da garantia real no momento em que o crédito foi emitido e o valor inicial da operação. Os coeficientes do acúmulo de processos pendentes em interação com a *dummy* pós-reforma apresentados nas colunas (1) e (2) são negativos e significativos quando acrescentamos os controles relativos às comarcas, o que sugere que os tomadores de empréstimo localizados em comarcas com varas com menos acúmulos são capazes de obter crédito com maiores prazos após a introdução da reforma. O tamanho do coeficiente na coluna (2) implica que, controlando pela modalidade e pelo nível de risco, comarcas com um desvio padrão a menos de processos pendentes experimentaram um aumento 3% maior nos prazos das operações de crédito para indústrias de transformação após a introdução da reforma.

As colunas (3) e (4) apresentam, respectivamente, estimações das equações (1) e (2) quando a variável explicada é a razão entre o valor da garantia real e o valor inicial do crédito. Os coeficientes apresentados nessas duas colunas do acúmulo de processos dividido pelo número de juízes, interagido com a *dummy* pós-reforma são ambos positivos e significativos. Isso sugere que tomadores de empréstimo localizados em comarcas com menor acúmulo de processos necessitaram de menos garantias reais para obter suas operações de crédito após a introdução da reforma. A magnitude do coeficiente na coluna (4) implica que, controlando pela modalidade do crédito e pelo nível do risco, as indústrias de transformação que operam em comarcas com um desvio padrão a menos de acúmulo de processos necessitam requerimentos de garantias reais 2% menores após a introdução da reforma.

Tabela 3 - Prazo e requerimentos de garantia real

Variáveis	(1) log (Prazo da operação)	(2) log (Prazo da operação)	(3) Garantia	(4) Garantia
log(Processos pendentes / juiz)$_j$ x pós	-0,019	-0,040***	0,015*	0,018*
	[0,022]	[0,010]	[0,008]	[0,011]
Vara de falência$_j$ x pós		0,047		-0,037
		[0,040]		[0,039]
(Renda média das famílias)$_{j,2000}$ x pós		-0,048*		0,112***
		[0,028]		[0,032]
log(População)$_{j,2000}$ x pós		0,009		-0,028
		[0,016]		[0,020]
log(No. de agências bancárias)$_{j,2000}$ x pós		-0,028*		0,023
		[0,015]		[0,025]
log(Densidade populacional)$_{j,2000}$ x pós		-0,007		-0,013*
		[0,007]		[0,007]
(Participação da agricultura no PIB)$_{j,2000}$ x pós		0,002**		0,003***
		[0,001]		[0,001]
Efeito fixo da comarca	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo do mês	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo da modalidade	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo do risco	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	4,447***	4,683***	-0,192**	-0,028
	[0,180]	[0,192]	[0,075]	[0,206]
Observações	8.728.314	8.672.561	11.568.754	11.499.667
R2 Ajustado	0,464	0,464	0,131	0,132
No. de comarcas	2.246	1.926	2.263	1.934

Obs.: Entre colchetes são apresentados os erros padrões robustos que consideram como clusters as comarcas. Níveis de significância:*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

O SCR contém informações sobre o porte das pessoas jurídicas tomadoras de empréstimo. Esse porte é dividido em quatro categorias: micro, pequeno, médio e grande.[16] Para avaliar se o efeito do acúmulo de processos por juiz no impacto da reforma da Lei de Falências depende do porte do tomador de empréstimo, estima-se a seguinte equação:

$$y_{ijsrt} = \alpha_j + \alpha_s + \alpha_r + \alpha_t + \beta log\left(\frac{acúmulo}{juiz}\right)_j \times porte \times pós_t + \sum_{c=1}^{4} \theta_c(porte_c) \times pós_t + \sum_{c=2}^{4} \delta_c(porte_c) + \gamma(controles)_j \times pós_t + \varepsilon_{ijsrt} \quad (3)$$

onde $porte_c$ é uma *dummy* que pode assumir valores entre 1 e 4 e identifica, respectivamente, micros, pequenas, médias e grandes indústrias de transformação. A Tabela 4 apresenta estimações por MQO da equação (3) para taxa de juros, prazo do crédito e uso de garantias reais no crédito, por categoria de porte dos tomadores de empréstimos. Os efeitos apresentados nas Tabelas 2 e 3 têm o mesmo sinal e são significativos quando o acúmulo de processos por juiz interage com as *dummies* de porte para as pequenas e médias indústrias de transformação. Para as micro e grandes indústrias, encontra-se efeito apenas nas garantias exigidas. Esse resultado sugere que, após a reforma, as pequenas e médias indústrias de transformação são as que tiveram maiores benefícios com a celeridade das varas.

5 Conclusões

16 Os limites dessas categorias são baseados no faturamento anual da firma. Embora bancos diferentes possam ter classificações ligeiramente diferentes, usualmente são consideradas microempresas aquelas com faturamento abaixo de R$500 mil, pequenas empresas entre R$500 mil e R$10 milhões, empresas médias entre R$10 milhões e R$150 milhões, e empresas grandes aquelas com faturamento acima de R$150 milhões.

Tabela 4 - Variáveis financeiras por porte do tomador de empréstimo

Variáveis	(1) Taxa de juros	(2) log (Prazo da operação)	(3) Garantia
log(Processos pendentes / juiz)$_j$ x pós x micro	0,553	-0,041	0,034*
	[0,409]	[0,028]	[0,020]
log(Processos pendentes / juiz)$_j$ x pós x pequena	0,693***	-0,073***	0,030
	[0,210]	[0,020]	[0,018]
log(Processos pendentes / juiz)$_j$ x pós x média	0,781***	-0,063***	0,040**
	[0,266]	[0,015]	[0,020]
log(Processos pendentes / juiz)$_j$ x pós x grande	-0,424	0,006	0,066**
	[0,485]	[0,037]	[0,031]
micro x pós	-6,272	0,881***	0,456
	[4,381]	[0,333]	[0,362]
pequena x pós	-5,611	1,361***	0,516
	[3,699]	[0,303]	[0,351]
média x pós	-8,418**	1,002***	0,329
	[4,022]	[0,270]	[0,351]
grande x pós	-0,005	0,445	-0,153
	[5,026]	[0,399]	[0,400]
pequena	-1,561**	-0,021	-0,108***
	[0,639]	[0,019]	[0,017]
média	-7,022***	0,098***	0,030*
	[0,676]	[0,018]	[0,017]
grande	-7,135***	0,099***	0,493***
	[0,898]	[0,031]	[0,061]
Vara de falência$_j$ x pós	0,162	0,076	-0,045
	[0,887]	[0,057]	[0,071]
(Renda média das famílias)$_{j,2000}$ x pós	0,515	-0,097**	0,179***
	[0,746]	[0,043]	[0,057]
log(População)$_{j,2000}$ x pós	-0,398	0,034	-0,102***
	[0,343]	[0,021]	[0,032]
log(No. de agências bancárias)$_{j,2000}$ x pós	0,554	-0,052**	0,086**
	[0,399]	[0,024]	[0,038]
log(Densidade populacional)$_{j,2000}$ x pós	-0,533***	-0,020**	-0,006
	[0,169]	[0,009]	[0,011]
(Participação da agricultura no PIB)$_{j,2000}$ x pós	-0,063**	0,004***	0,001
	[0,020]	[0,001]	[0,002]
Efeito fixo da comarca	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo do mês	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo da modalidade	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo do risco	Sim	Sim	Sim
Constante	33,539***	3,843***	-0,082***
	[0,585]	[0,036]	[0,017]
Observações	6.502.251	4.829.745	6.502.251
R2 Ajustado	0,493	0,475	0,108
No. de comarcas	1.902	1.894	1.902

Obs.: Entre colchetes são apresentados os erros padrões robustos que consideram como clusters as comarcas. Níveis de significância:*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

Este artigo estudou como instituições pré-existentes a uma reforma de legislação que afeta o setor financeiro podem determinar o impacto dessa reforma no mercado de crédito. Focou-se aqui no caso do Brasil por dois motivos. Em primeiro lugar, em 2005 o Brasil introduziu uma Nova Lei de Falências; em segundo lugar, o Sistema Judiciário Brasileiro é fragmentado (mais de 2.500 comarcas) e heterogêneo em termos de celeridade. Para se testar a hipótese de que as indústrias de transformação atuando em comarcas mais céleres tenham sido beneficiadas a partir da introdução da nova Lei de Falências, foram utilizados microdados do SCR do Banco Central do Brasil em correspondência com uma medida de celeridade ao nível das comarcas. Os resultados sugerem que, após a introdução da reforma, comarcas com menos acúmulos de casos por juiz experimentaram maior aumento no número de operações de crédito para indústrias de transformação, e essas operações tiveram, em média, menor taxa de juros, maiores prazos e menores requerimentos de garantias reais. Além disso, após a reforma, as pequenas e médias indústrias de transformação são as que obtiveram maiores benefícios com a celeridade das varas.

6 Referências

ARAÚJO, A.; FERREIRA, R.; FUNCHAL, B. The Brazilian bankruptcy law experience. **Journal of Corporate Finance**, 18(4), p. 994-1.004, 2012.

BAE, K.; GOYAL, V. Creditor rights, enforcement and bank loans. **Journal of Finance**, 64 (2), p. 823-860, 2009.

DJANKOV, S.; HART, O.; MCLIESH, C.; SHLEIFER, A. Debt Enforcement around the World. **Journal of Political Economy**, 116 (6), p. 1105-1149, 2008.

FUNCHAL, B. The Effects of the 2005 Bankruptcy Reform in Brazil. **Economics Letters**, 101 (1), p. 84-86, 2008.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Legal Determinants of External Finance. **Journal of Finance**, 52 (3), p. 1.131-1.150, 1997.

LUNDBERG, E. L. Bancos oficiais e crédito direcionado: o que diferencia o mercado de crédito brasileiro?, **Trabalhos para Discussão**, 258, Banco Central do Brasil, 2011.

PONTICELLI, J. Court enforcement and firm productivity: evidence from a bankruptcy reform in Brazil. **Working Paper**, 2013.

WORLD BANK. Doing Business 2013: Smarter Regulations for Small and Medium-Size Enterprises. Washington, DC: World Bank Group, 2013.

7 Anexo – Distribuições das variáveis utilizadas no artigo

Figura 1 – Distribuições das variáveis explicativas e de controle

Obs.: Os dados estão ao nível da comarca. O acúmulo de casos por juiz provém do Conselho Nacional de Justiça, a renda média per capita e a população provêm do Censo de 2000, e o número de agências do ESTBAN, do Banco Central do Brasil.

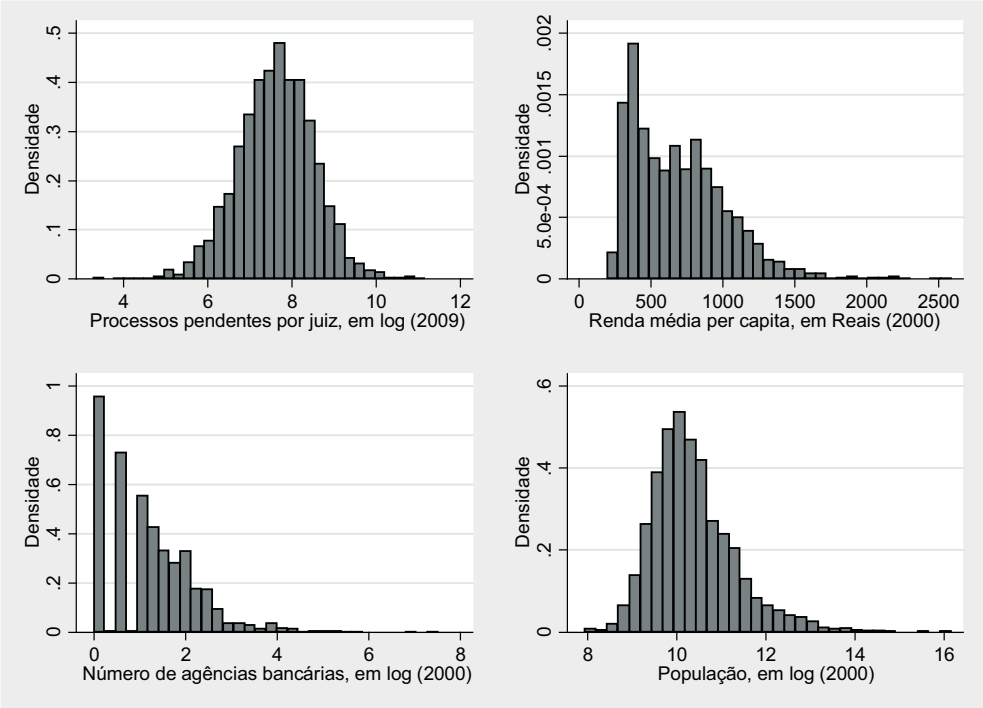
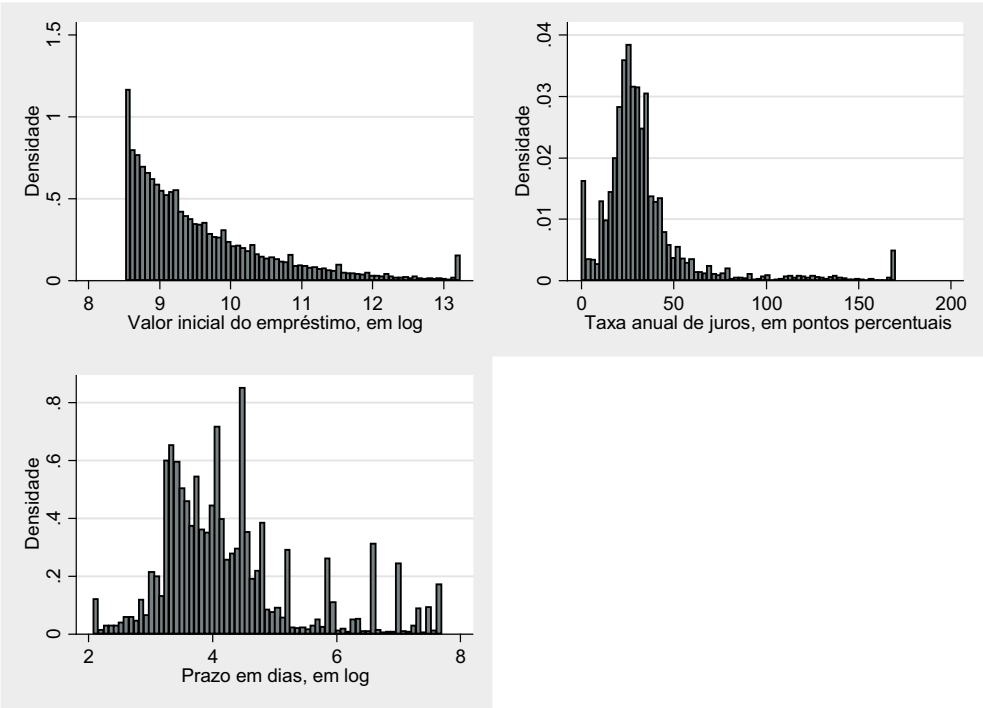


Figura 2 – Distribuições das variáveis explicadas

Obs.: Os dados estão ao nível da operação de crédito. A fonte é o SCR do Banco Central do Brasil.



5 Um Estudo sobre Comportamento de Tomadores e Ofertantes no Mercado de Crédito

Tony Takeda
Paulo Evandro Dawid

1 Introdução

Com a ascensão de parte significativa de brasileiros na pirâmide de renda, ampliou-se a fronteira de consumo. Contudo, para a maior parcela da população, apesar do avanço da renda, o acesso à aquisição, por exemplo, de um automóvel, somente é viável por meio de um financiamento. No mercado de crédito brasileiro há o jargão que "uma prestação mensal que caiba no bolso" é o principal fator para que uma pessoa contrate um financiamento para aquisição de um bem. Assim, o tomador poderia dar menos importância à taxa de juros e ao prazo da operação, apesar de essas variáveis serem cruciais na determinação do valor da prestação mensal. Do lado das instituições financeiras (IFs) concedentes do crédito, a principal preocupação é se o financiamento será quitado. Além do risco intrínseco do tomador, as IFs tentam controlar a inadimplência considerando precipuamente a renda do tomador, ou seja, as IFs também se pautam em parte pelo critério de "caber no bolso". Portanto, as avaliações dos ofertantes de crédito são, principalmente, baseadas na renda do tomador e, ao não considerarem outras características, podem subestimar o risco de inadimplência de alguns segmentos.

O objetivo deste trabalho é avaliar alguns efeitos da heterogeneidade dos agentes econômicos, ofertantes e tomadores, no mercado de crédito bancário, e como essas diferenças se refletem em suas tomadas de decisão e nas características de suas operações. Para tanto, são analisados dados de contratos de financiamento de veículo para pessoas físicas (PFs) no período de maio de 2010 a fevereiro de 2013 no Brasil. Essa escolha se deu porque o mercado de crédito automotivo é relativamente estruturado, com a atuação de instituições financeiras de diversos portes e características, e tomadores de crédito em amplo espectro de renda. O período escolhido engloba duas importantes medidas macroprudenciais direcionadas ao mercado de financiamento de veículos, de moderação de crédito em dezembro de 2010 e sua reversão em novembro de 2011. Nesse período, também houve uma medida de política de crédito, de redução de taxas de juros por parte dos bancos públicos a partir de abril de 2012. A implantação e os reflexos dessas medidas acarretaram significativas variações nos atributos das operações de crédito, como prazo, taxa de juros, valor concedido e valor da prestação, o que proporciona um rico conjunto de dados para análises econométricas. Este estudo tenta, então, identificar e explicar alguns dos comportamentos distintos encontrados, em função da heterogeneidade dos financiadores e financiados, e de suas possíveis estratégias de decisão. Mais

particularmente, procura-se avaliar os efeitos mencionados sobre a inadimplência das operações de crédito, tendo em vista que essa é uma variável chave tanto para as tomadas de decisão das concedentes de crédito como para a orientação de políticas creditícias e prudenciais. Uma inovação deste trabalho consiste na utilização do conceito e dos dados de inadimplência por safra fornecidos pelo BCB. Esse conceito tem a vantagem de avaliar as características dos contratos em atraso concedidos especificamente em cada mês, isolando os efeitos de estoque. Além disso, pode-se estimar a taxa de inadimplência final da carteira concedida em um determinado mês a partir das taxas de pagamentos em atraso, por safra, dos primeiros meses seguintes à concessão, ou usar essas taxas de atraso como *proxy* para a taxa de inadimplência final. Neste trabalho, foram utilizadas as taxas de pagamentos em atraso por safra após seis meses da concessão. Normalmente, os estudos de inadimplência consideram a medida tradicional do percentual de pagamentos com mais de 90 dias de atraso como variável de interesse. Alternativamente, Correa *et al.* (2011) utilizaram a classificação do risco da operação como uma outra possibilidade de indicador de *default*.

Em linhas gerais, os resultados deste trabalho são compatíveis com o seguinte histórico do mercado de crédito automotivo no período analisado. Os bancos privados de maior porte tiveram primeiramente uma reação de preço às medidas de moderação de dezembro de 2010, ou seja, aumentaram a taxa de juros dos financiamentos, presumivelmente, para manter a receita esperada de juros, visto que as medidas implicariam uma queda no número de contratos de prazo acima de 24 meses. Esse aumento do custo dos financiamentos[1], devido aos juros maiores e à redução dos prazos, resultou em uma proporção maior dos novos contratos direcionados aos tomadores de renda mais alta, em concordância ao critério supracitado de "caber no bolso". Em termos do comportamento da inadimplência, a variável chave aqui analisada, esperar-se-ia que a redução do volume de novas concessões de crédito associada ao direcionamento para os tomadores de renda mais alta, que possuem historicamente uma menor taxa de inadimplência, conduziriam ao resultado esperado de redução do inadimplemento. Ocorreu, no entanto, um crescimento na taxa de inadimplência dos novos financiamentos, que foi maior para as faixas de tomadores de renda mais alta. Os resultados obtidos das análises econométricas sugerem que o mencionado aumento do custo do crédito, principalmente dos juros, contribuíram para esse aumento observado da inadimplência. Isso porque, em uma operação de crédito, um aumento do custo para o tomador, *ceteris paribus,* leva a um aumento da probabilidade de *default*, devido a sua restrição orçamentária. Ou, do ponto de vista do concedente do crédito, o retorno maior proporcionado pelas maiores taxas de juros, implica maior risco dessas operações. O fato do aumento da inadimplência ter sido maior para as faixas maiores de renda pode ser explicado, provavelmente, pela utilização de critérios mais restritivos aplicados pelas IFs para avaliar o risco dos tomadores de renda mais baixa, além do "caber no bolso". Esse aumento inicial da taxa de juros dos bancos privados de grande porte também resultou em uma perda de suas participações nesse mercado de financiamento automotivo, visto que os demais segmentos, bancos públicos, de montadoras e de menor porte não acompanharam esse aumento expressivo nos juros.

Com esse aumento da inadimplência nos primeiros meses de 2011, as IFs passaram a ser mais criteriosas nas novas concessões, explorando mais intensamente, por exemplo, o cadastro de seus próprios clientes bancários, dos quais possuem mais

1 Ver, por exemplo, Martins e Schechtman (2013).

informações históricas. A reversão das medidas de moderação em novembro de 2011 também possibilitaram a redução posterior das taxas de juros. Contudo, os juros só tiveram uma redução mais expressiva a partir de maio de 2012, possivelmente pelo efeito da queda das taxas de juros praticadas pelos bancos públicos. As taxas de inadimplência das novas concessões, por sua vez, iniciaram uma queda a partir de meados de 2011, por conta provavelmente dos critérios mais restritivos das IFs. Nota-se também que as IFs mantiveram esse comportamento mais cauteloso desde então, o que se reflete em uma redução da participação dos tomadores de menores renda nas novas concessões.

O restante do trabalho está organizado em três seções. A seção 2 traz uma análise descritiva da evolução do número de contratos e dos respectivos atrasos de pagamento, por faixa de renda de número de salários mínimos (SMs) dos tomadores, no período analisado, além de uma descrição dos atributos médios dos financiamentos de veículos, desagregados por categoria da IF concedente: bancos grandes, bancos públicos, bancos vinculados a montadoras de veículos e demais IFs de menor porte. Na seção 3, são apresentadas duas análises econométricas: (3.1) uma análise da série mensal agregada de inadimplência no mercado de financiamento de veículos em função dos atributos médios das operações, em que a variável dependente é a taxa de inadimplência mensal por safra, ou seja, são considerados os percentuais finais de operações não pagas em relação às operações contratadas exclusivamente em cada mês; (3.2) uma análise *cross-section* do atraso dos pagamentos das prestações em quatro datas base relevantes, antes e depois de medidas macroprudenciais e creditícia, separados por faixas de renda dos tomadores. Por fim, as conclusões são apresentadas na seção 4.

2 Análises descritivas

2.1 Atrasos por faixas de renda

Em dezembro de 2010, foram editadas medidas macroprudenciais voltadas a moderar a concessão de crédito com prazos superiores a 24 meses na modalidade financiamento de veículos, e com prazos acima de 36 meses para o crédito pessoal[2], e, em novembro de 2011[3], foram revertidas as medidas de moderação de 2010 para os financiamentos de veículos. As Tabelas 1 e 2 apresentam uma análise preliminar sobre o comportamento do mercado de financiamento de veículos para pessoas físicas. Nota-se que a proporção do valor em atraso dos financiamentos seis meses após a contratação[4] cresceu após a medida de dezembro de 2010 e, quando se observa

2 Vide Circular nº 3.515 do BCB, de 3 de dezembro de 2010.

3 Vide Circular nº 3.563 do BCB, de 11 de novembro de 2011.

4 Para acompanhar os atrasos nas carteiras de crédito, usa-se, neste trabalho, o conceito de inadimplência por safra. Nessa técnica, os contratos de créditos em uma modalidade são agrupados por mês da contratação (denominada de safra do mês em questão) e esses agrupamentos são comparados entre si quanto aos atrasos dessa carteira, após determinados números de períodos da contratação. Essa técnica pode também ser usada para a comparação das safras da carteira de crédito próprias de uma determinada IF e para se compararem a(s) safra(s) da IF com a dos outros integrantes do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Na Tabela 1, usou-se a janela de seis meses, pois verifica-se que, com esse número de meses da contratação, é possível ter uma medida inicial indicativa dos atrasos para cada safra em cada mês e serviria como uma *proxy* antecedente para a inadimplência por safra. Os autores agradecem a Jaime Gregório e a Simone M. Hirakawa, ambos do Desig.

o comportamento nas faixas de renda dos tomadores, no período de fevereiro a novembro de 2011, percebe-se que as variações mais acentuadas desses atrasos foram nas faixas de renda mais alta. Por outro lado, a proporção de atrasos decresceu após a medida de reversão de novembro de 2011 e após a política de juros baixos iniciada pelos bancos públicos a partir de abril de 2012.

Tabela 1 - Proporção do valor em atraso após 6 meses da concessão, apurado para faixas de períodos e faixas de renda, ponderado pela carteira ativa

Faixa de renda	Julho a novembro de 2010 (a)	Fevereiro a novembro de 2011 (b)	(b) - (a) / (a) %	Janeiro a abril de 2012 (c)	(c) - (a) / (a) %	Julho a setembro de 2012 (d)	(d) - (a) / (a) %
Até 3 SM	0,0189	0,0219	**15,6%**	0,0128	**-32,2%**	0,0100	**-47,3%**
Mais de 2 a 5 SM	0,0132	0,0166	**26,0%**	0,0098	**-25,9%**	0,0085	**-35,5%**
Mais de 5 a 20 SM	0,0101	0,0139	**37,0%**	0,0082	**-18,9%**	0,0062	**-39,1%**
Acima de 20 SM	0,0131	0,0199	**52,3%**	0,0101	**-22,6%**	0,0082	**-37,4%**

Fonte: SCR

A exploração mais intensiva na oferta de crédito para as faixas de renda mais altas poderia explicar o avanço relativo maior nos atrasos após seis meses nesse agrupamento de tomadores.

Tabela 2 - Proporção dos contratos, apurado para faixas de períodos e faixas de renda

Faixa de renda	Julho a novembro de 2010 (a)	Fevereiro a novembro de 2011 (b)	(b) - (a) / (a) %	Janeiro a abril de 2012 (c)	(c) - (a) / (a) %	Julho a setembro de 2012 (d)	(d) - (a) / (a) %
Até 3 SM	0,2170	0,2040	**-5,9%**	0,1990	**-7,9%**	0,1580	**-26,9%**
Mais de 2 a 5 SM	0,4040	0,3990	**-1,2%**	0,3870	**-4,3%**	0,3700	**-8,5%**
Mais de 5 a 20 SM	0,2990	0,3030	**1,2%**	0,3200	**6,8%**	0,3560	**18,9%**
Acima de 20 SM	0,0800	0,0940	**17,5%**	0,0940	**17,7%**	0,1160	**44,9%**

Fonte: SCR

O resultado da Tabela 2 mostra que, de fato, a exigência de uma prestação mensal maior, a partir de dezembro de 2010, determinou, relativamente, um maior número de operações com tomadores na faixa de renda mais alta. Uma análise econométrica dos possíveis efeitos sobre o atraso de pagamento é realizada na seção 3.

2.2 Atributos das operações por grupos de IF

Descrição dos gráficos dos atributos das concessões de financiamentos de veículos para pessoas físicas entre maio de 2010 e fevereiro de 2013:

- No Gráfico 1, nota-se que a taxa de juros média parte de um patamar próximo a 20% ao ano (a.a.) e inicia um processo de elevação após dezembro de 2010, até atingir cerca de 25% a.a. em abril de 2011, principalmente, devido a um comportamento fortemente prudencial das IFs de maior porte a partir de dezembro de 2010, que aumentaram significativamente as taxas de juros, com a expectativa de aumento da inadimplência dos novos contratos. Porém, esse aumento nas taxas de juros por parte dos bancos de maior porte abriu espaço para que as IFs de menor

porte melhorassem a participação nesse mercado a partir de 2011. Verifica-se que essa taxa manteve-se relativamente alta, entre 23% a.a. e 24% a.a., mesmo após a reversão das medidas macroprudenciais de moderação do crédito de novembro de 2011. E, em razão da política de taxas de juros menores liderada pelos bancos públicos, as taxas de juros iniciam um processo de queda a partir de abril de 2012, quando a taxa de juros média operou numa faixa de 18,7% a.a. a 20,0% a.a., de junho de 2012 a fevereiro de 2013.

- O Gráfico 2 mostra que os valores médios dos contratos dos bancos públicos, a partir de março de 2011, são significativamente maiores quando comparados com os valores dos outros grupos de IFs. Nota-se que para as IFs de menor porte os contratos apresentam valores médios de concessão menores, denotando que podem estar sendo concedidas a tomadores de renda mais baixa.

- No Gráfico 3, o prazo médio situa-se em 1.393 dias em maio de 2010. É notável que a dispersão dos prazos dos contratos entre os grupos de IFs diminui a ponto de esses prazos convergirem para um valor próximo a 1.250 dias nos meses finais da amostra.

- O Gráfico 4 mostra que, após dezembro de 2010, houve aumento na dispersão do lucro esperado médio por concessão. Com a reversão das medidas de moderação do crédito em novembro de 2011, houve convergência do lucro esperado médio com continuidade da convergência após a política de juros baixos dos bancos públicos, a partir de abril de 2011, porém em um patamar mais baixo.

- O Gráfico 5 mostra uma tendência de diminuição do número de operações de financiamento dos bancos de maior porte. Esse fato fez a participação desse grupo de bancos cair de 81% em agosto de 2010 para 61,2% em junho de 2012, conforme Gráfico o 6. Contudo, nota-se uma sensível recuperação nos últimos meses da amostra, com a participação atingindo 68% em fevereiro de 2013. É notável o crescimento da participação dos bancos públicos, com menos de 2% até novembro de 2011 e com um pico de 12,2% em junho de 2012.

- O Gráfico 10 mostra que o valor médio da prestação é maior para os bancos públicos e que, após novembro de 2011, esse valor é menor, possivelmente, em razão de maiores prazos e menores taxas de juros (a partir de abril de 2012). Nota-se que, apesar do menor valor médio da prestação das IFs de menor porte, a partir de 2012, houve um pequeno aumento no valor médio da prestação de suas operações.

3 Análises econométricas

3.1 Análise da série agregada de inadimplência por safra

Nesta seção, apresenta-se uma análise da série de inadimplência no mercado de financiamento de veículos a PFs, com o objetivo de se identificar algum padrão na relação entre a inadimplência e as características médias das concessões mensais ao longo do tempo. A variável dependente analisada é a taxa de inadimplência mensal por safra (Gráfico 9), ou seja, os percentuais finais de operações não pagas em relação às operações contratadas exclusivamente em cada mês, no período de janeiro de 2005 a outubro de 2011.

Foram estimadas regressões lineares, tendo como variável de interesse a taxa de inadimplência das safras de financiamento mensais e como variáveis explicativas a própria taxa de inadimplência defasada em um período, a média das taxas de juros ponderada pelas concessões, o prazo médio das concessões, o valor médio das concessões ajustado pelo rendimento médio real efetivo das pessoas ocupadas (RMREF) e a série mensal do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) com ajuste sazonal como controle macroeconômico. As regressões foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e por mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), utilizando os próprios regressores defasados como instrumentos, a fim de minimizar os efeitos de uma possível endogeneidade na especificação do modelo. Também foi realizada uma regressão com as primeiras diferenças das variáveis dependentes e independentes. Os dados da inadimplência por safra foram obtidos a partir das informações do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR), e as demais variáveis utilizadas nas regressões provêm do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB.

Os resultados das regressões encontram-se na Tabela 3. Os coeficientes estimados da taxa média de juros e do prazo médio, pelos três métodos, apresentam resultados semelhantes: mesmos sinais, pequenas diferenças nos níveis de significância e valores próximos, o que é compatível com a hipótese de pequena relevância de eventuais problemas de endogeneidade ou presença de raiz unitária na especificação do modelo. Admitindo-se que o termo autorregressivo com valor expressivo, em torno de 0,9, indica o caráter persistente da inadimplência e explica boa parte de eventuais variáveis explicativas relevantes e omissas do modelo, podem-se interpretar os coeficientes estimados para as demais variáveis como seus efeitos marginais sobre a inadimplência. Tem-se, então, uma estimativa de como os atributos médios, definidos no mês de contratação dos financiamentos, afetam a inadimplência futura das operações da respectiva safra mensal.

Assim, prosseguindo a análise dos resultados, a taxa de juros, o prazo e o valor das concessões possuem um efeito positivo sobre a taxa geral de inadimplência por safra. Os coeficientes positivos da taxa de juros e do valor das concessões são compatíveis com a hipótese de que um maior custo do financiamento ou um maior valor das prestações impactam positivamente a inadimplência. Por essa análise do valor da prestação, o coeficiente do prazo deveria ser negativo, pois um prazo maior, *ceteris paribus*, implica menor valor das prestações. No entanto, há pelo menos dois outros fatores que justificariam um coeficiente positivo. Primeiramente, um prazo maior implica maior custo total do financiamento e, por outro lado, o tomador permanece um maior período exposto a eventuais choques de renda ou de custos, que podem afetar sua capacidade de pagamento. Portanto, o coeficiente positivo obtido para o prazo indica que na taxa de inadimplência agregada prevalecem os mencionados efeitos de custo ou choque, o que pode não valer para subgrupos desagregados, em que o efeito do valor da prestação prevalece, como alguns resultados das seções seguintes indicam.

3.2 Análise *cross-section* do atraso por safra

O estudo desta seção toma por base a ideia de safras de inadimplência. Para as estimações, são testados os fatores que afetam os atrasos de pagamentos

exatamente seis meses após a contratação, para quatro safras de contratações dos financiamentos de veículos para pessoas físicas (concedidos em novembro de 2010, em abril de 2011, em março de 2012 e em setembro de 2012). A escolha dessas quatro datas-base deve-se aos eventos anteriores e posteriores à introdução de medidas macroprudenciais e de política de crédito. A data-base 1, novembro de 2010, antecede as medidas macroprudenciais de dezembro de 2010. A data-base 2, abril de 2011, foi escolhida por que, a partir desse mês, estavam praticamente consolidados os efeitos das medidas de dezembro de 2010. A data-base 3, março de 2012, foi adotada por que, a partir desse mês, estavam praticamente consolidados os efeitos das medidas de reversão de novembro de 2011. A data-base 4, setembro de 2012, foi selecionada por que, a partir desse mês, estava consolidada a política de juros menores liderada pelos bancos públicos (baixa das taxas de juros iniciada em abril de 2012). A Tabela 4, com os detalhes das estimações, encontra-se no Apêndice. Todas as variáveis utilizadas nas regressões são coletadas nos contratos individuais de financiamento, constantes do SCR.

Renda dos tomadores dos financiamentos

Para o conjunto dos contratos, os maiores atrasos após seis meses da contratação estão associados aos tomadores de maior renda, como se observa na variável "renda" na Tabela 4 (Total). Porém, esse efeito diminui nas concessões das datas-base 2 e 3 e volta a subir na data-base 4. À frente, para cada fator será detalhada a análise dos efeitos sobre os atrasos, separados por faixa de renda, quando existirem evidências notáveis a partir das regressões. Isso contribuirá para o entendimento do jargão "prestação que cabe no bolso" e seu relacionamento com a inadimplência.

Taxa de juros dos financiamentos

Para o conjunto dos contratos, maiores taxas de juros estão associadas a maiores atrasos. E, quando se olha por faixa de renda, nota-se, para as concessões da data-base 2, excetuando-se o grupo de tomadores com mais de 20 SMs, que esse efeito foi aumentado em todas as outras faixas, com maior efeito para as de até 1 SM a 3 SMs. Mas, na data-base 3, com taxas de juros menores, o efeito das taxas de juros sobre os atrasos diminui em relação aos contratos da data-base 2, para todas as faixas de renda. O efeito do aumento da taxa de juros sobre os atrasos na data-base 2 é indicativo de que o aumento do custo do financiamento tem impacto importante no aumento da inadimplência. Apesar de o efeito da taxa de juros no atraso continuar a diminuir para as faixas de 1 a 10 SMs, na data-base 4, esse efeito aumenta para as faixas de renda acima de 10 SMs.

Prazo dos financiamentos

Para o conjunto dos contratos, maiores prazos estão associados a maiores atrasos para as concessões das datas-base 1 e 2. Nota-se a troca de sinal para esse efeito para os contratos da data-base 3. Uma possível explicação é que, a partir desse período, as IFs poderiam estar mais criteriosas na concessão e, assim, com tomadores de melhor qualidade de risco, um aumento no prazo poderia diminuir os atrasos.

Isso porque, nesse caso, maiores prazos diminuem o valor da prestação mensal e, dessa forma, a prestação caberia no bolso com mais folga. Verifica-se que o sinal negativo para o coeficiente do prazo é mantido na data-base 4.

Montante do financiamento

Para o conjunto dos contratos, maiores montantes de financiamento estão associados a menores atrasos para as concessões das datas-base 1, 2 e 4. Uma possível interpretação para esse resultado é que montantes maiores de financiamento podem estar associados a tomadores com maior capacidade de quitação do pagamento do financiamento. Contudo, é notável para a faixa de renda de 1 a 2 SMs, que o coeficiente de 0,029 do montante sobre o atraso torna-se significativo quando se olham os contratos das datas-base 1 e 2, mesmo com a diminuição da participação dessa faixa de renda das concessões da data-base 2. Para a faixa de renda de 10 a 20 SMs, nota-se também que o montante se torna significativo da data-base 1 para a 2.

Prestação mensal do financiamento

Para o conjunto dos contratos, o aumento no valor da prestação está associado a maiores atrasos de pagamento nas datas-bases 2 e 3. Também foi o fator associado às características do contrato com efeito significante mais expressivo para os aumentos dos atrasos das concessões da data-base 2. Para ratificar esse fato, verifica-se que o coeficiente da prestação é que apresenta a maior variação positiva no efeito sobre o atraso na data-base 2, principalmente nas faixas de renda acima de 2 SMs Tal resultado decorre, provavelmente, da ação das IFs que aumentaram a participação de contratos para tomadores das faixas de renda mais altas na data-base 2. Esse direcionamento da oferta de financiamentos implicou aumento relativo maior do coeficiente da prestação sobre o atraso, para a faixa de 5 a 10 SMs, que passou de 0,08 para 0,43, da data-base 1 para a 2. Também é notável que os contratos das faixas de até 1 SM e de 1 a 2 SMs apresentam coeficientes estimados não significativos para o efeito da prestação mensal sobre o atraso na data-base 2, pois os tomadores dessas faixas de menor renda não comportariam aumento expressivo do valor das prestações, visto que estas passariam a não mais caber no bolso.

Provisão dos financiamentos

Para o conjunto dos contratos, maiores provisões estão associadas a maiores atrasos. Esse é um resultado esperado, pois a provisão é proporcional ao risco da operação atribuído pela IF.

Anos no SCR dos financiamentos

Para o conjunto dos contratos, as operações de clientes que estão há mais tempo registrados no SCR estão associadas a menores atrasos. Ou seja, quanto maior o número de anos que o cliente está registrado no SCR, maior o histórico disponível do tomador para o banco analisar seu risco de crédito.

Cliente novo no SFN

Para o conjunto dos contratos, o fato de o cliente ser novo no SFN está associado a maiores atrasos. Complementarmente ao item anterior, a informação de que o cliente é novo no SFN sugere que o banco não possui histórico de crédito do cliente no SFN.

Tipo de banco

Para o conjunto dos contratos, as concessões dos bancos de maior porte estão associadas relativamente a maiores atrasos nas datas-bases 2, 3 e 4, quando comparadas com os contratos das demais IFs. Com menor participação nesse mercado, os contratos dos bancos públicos apresentam atrasos relativamente menores quando comparados aos contratos dos demais bancos. Contudo, apesar de os contratos das IFs de menor porte estarem associados relativamente a maiores atrasos das concessões da data-base 1, nota-se que, na data-base 2, os contratos dessas instituições foram associados a menores atrasos quando comparados a bancos de maior porte. Uma possível explicação para esse fenômeno seria a influência do expressivo aumento das taxas de juros após a data-base 1, por parte dos bancos de maior porte,na migração dos novos tomadores para as IFs de menor porte. Como a participação das IFs de menor porte aumentou na data-base 2, com menor indicador de atrasos, isso denotaria que os tomadores migrados somados à clientela tradicional dessas IFs poderiam ser de melhor classificação de risco do que a classificação apenas da clientela anterior dessas IFs de menor porte.

Vale ressaltar que os coeficientes da *dummy* dos bancos de maior porte sobre o efeito no atraso para as faixas de até 1 SM, 1 a 2 SMs e 2 a 3 SMs decaíram para as concessões das datas-bases 2, 3 e 4 quando comparados com a data-base 1. E aumentaram na data-base 3 e 4 para as faixas de 3 a 20 SM. Esse comportamento poderia retratar o direcionamento da oferta dos financiamentos desses bancos para a clientela de maior renda, na busca por tomadores capazes de assumir uma prestação que caiba no bolso, a partir de dezembro de 2010.

4 Conclusões

Apesar de a modalidade de financiamento de veículos para pessoas físicas ser considerada um mercado relativamente homogêneo para muitos estudos, de fato, há diferenças significativas nas suas características, tanto do lado dos ofertantes do crédito, bem como do lado dos tomadores. Neste trabalho, foram analisados e testados os efeitos da heterogeneidade de grupos de IFs concedentes de crédito e dos atributos dos contratos (taxa de juros, prazo, prestação mensal e montante financiado) sobre atrasos dos contratos seis meses após a contratação para as faixas de renda dos tomadores. Foram encontradas evidências de que maiores valores da prestação mensal, em geral, estão associados a mais atrasos de pagamento dos financiamentos. Verificou-se que: (i) após a medida de moderação do crédito em dezembro de 2010, houve um aumento das taxas de juros, principalmente por parte dos bancos grandes; (ii) esse aumento da taxa de juros acarretou maiores atrasos nos pagamentos dos novos financiamentos; e (iii) ocorreu um direcionamento da oferta de crédito para

tomadores de faixa de renda mais alta. Outra consequência importante do aumento das taxas de juros após dezembro de 2010 foi uma perda expressiva de participação dos bancos grandes no mercado de crédito automotivo. Após novembro de 2011, manteve-se a participação maior dos tomadores das faixas de renda mais alta, porém, com menores níveis de atrasos nas novas concessões para todas as faixas de renda. A partir de abril de 2012, iniciou-se uma política de juros baixos capitaneada pelos bancos públicos. Tal ação definiu uma trajetória de participação crescente dos bancos públicos, em termos de quantidade de operações, com um pico de 12,2% em junho de 2012 e um retorno para um patamar de 6% em fevereiro de 2013. Com a política de juros baixos, percebe-se uma participação maior de tomadores das faixas de rendas mais altas nos novos financiamentos, com níveis de atraso ainda menores para os novos contratos em todas as faixas de renda.

Verificou-se, ainda, que um dos principais critérios para a contratação de uma operação de crédito, por parte das concedentes e dos tomadores, é o conceito de restrição orçamentária, comumente divulgado como "a prestação cabe no bolso". As IFs avaliam, principalmente, se a prestação do financiamento é compatível com a renda do tomador. Este, por sua vez, tem como um dos principais fatores de decisão o mesmo critério de "caber no bolso", em detrimento, por vezes, de outros, tais como o custo total do financiamento, taxa de juros etc. Observou-se que a utilização predominante desse critério de restrição orçamentária, por parte das IFs anteriormente à medida de moderação de dezembro de 2010, associou-se a um aumento de inadimplência. Pelo lado dos tomadores, os resultados econométricos indicam que o custo do crédito, mais especificamente a taxa de juros, impacta a inadimplência, de forma robusta e significativa, nos períodos analisados. Isso sugere que os tomadores, guiados supostamente pelo critério de "caber no bolso", não levariam em consideração esse relevante fator de custo do crédito nas suas decisões de financiamento.

5 Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2010), "Circular 3515", 3 de dezembro.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2011), "Circular 3563", 11 de novembro.

CORREA, A.S. et al. (2011), "Credit Default and Business Cycles: An Empirical Investigation of Brazilian Retail Loans", Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão 260.

MARTINS, B.; SCHECHTMAN, R. (2013), "Loan Pricing Following a Macro Prudential Within-Sector Capital Measure", Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão 323.

6 Apêndice

Gráfico 1 – Taxa de juros ponderada

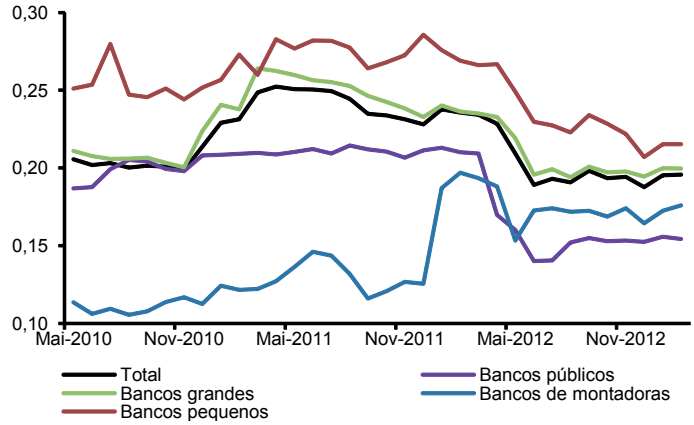


Gráfico 2 – Valor médio das concessões (em R$)

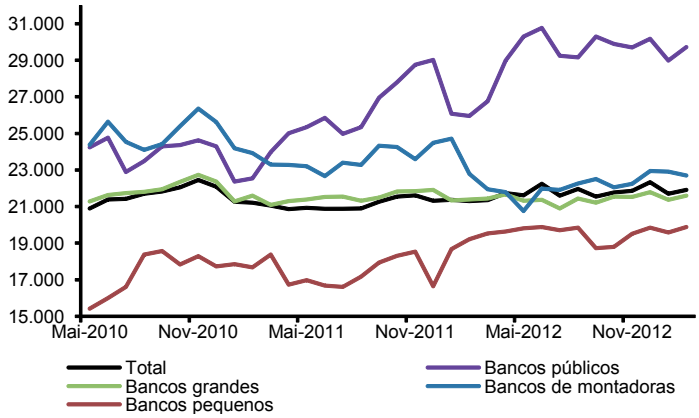


Gráfico 3 – Prazo médio das concessões (em dias)

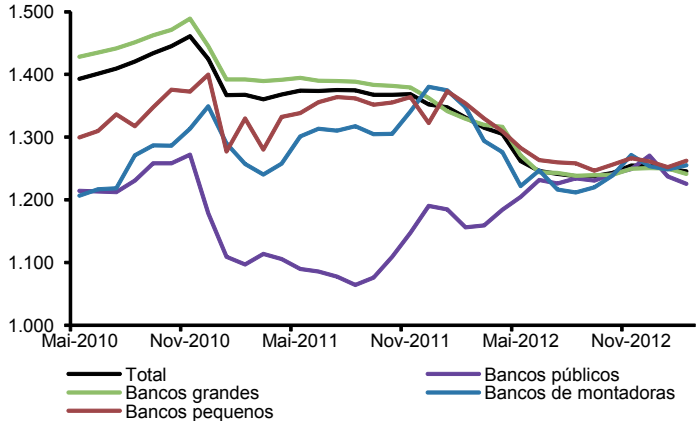


Gráfico 4 – Lucro esperado médio por concessão (em R$)

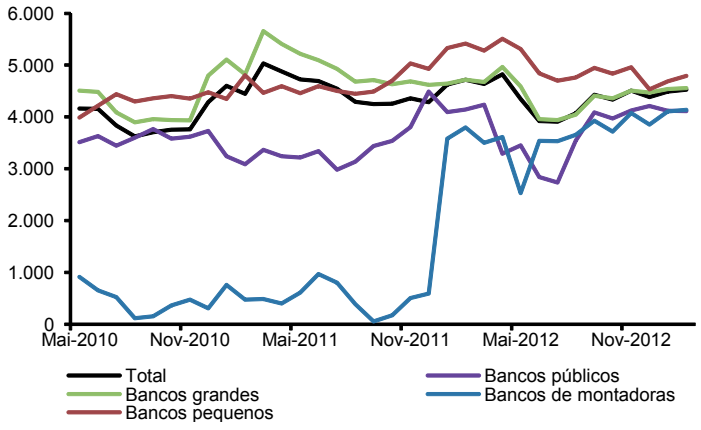


Gráfico 5 – Número de operações

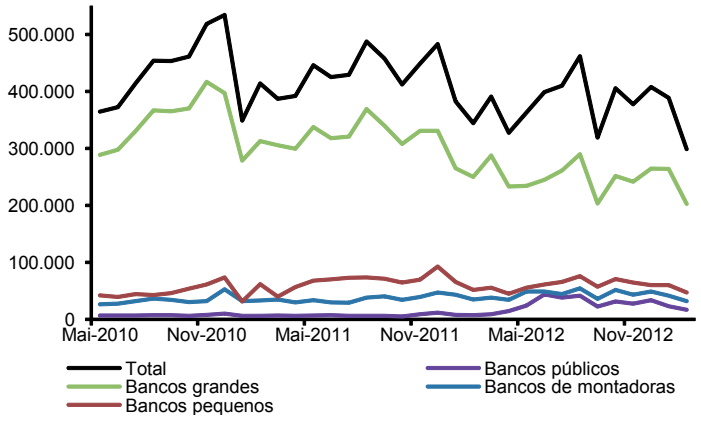


Gráfico 6 – Participação no número de operações

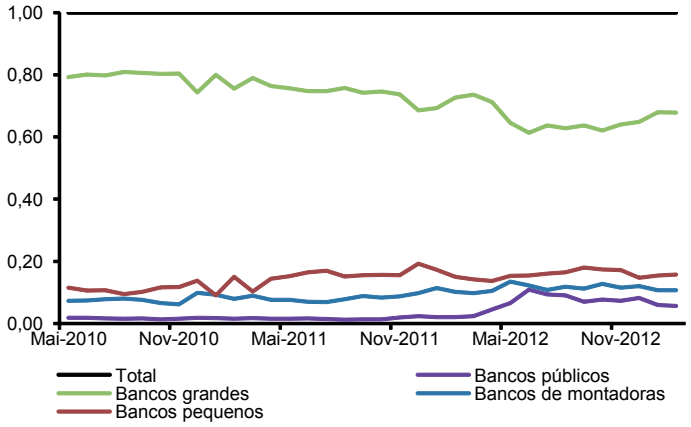


Gráfico 7 – Participação no valor das operações

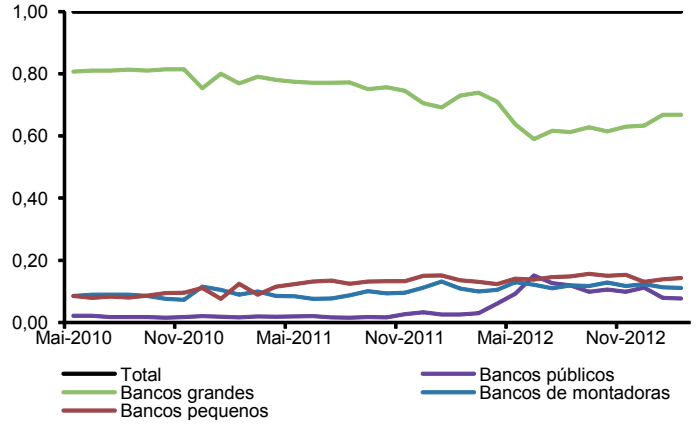


Gráfico 8 – Participação no lucro esperado

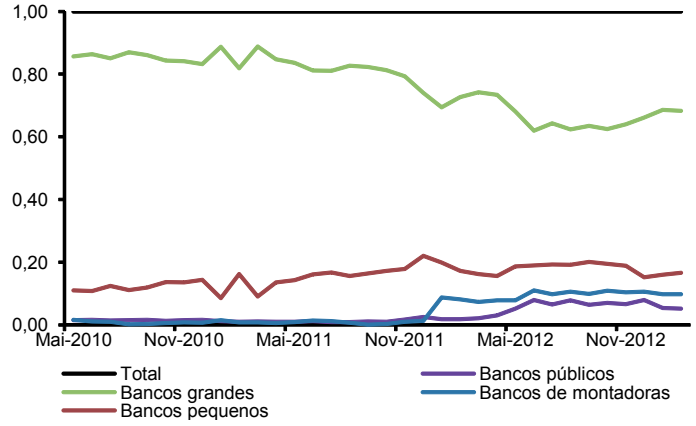


Gráfico 9 – Inadimplência final estimada por safra

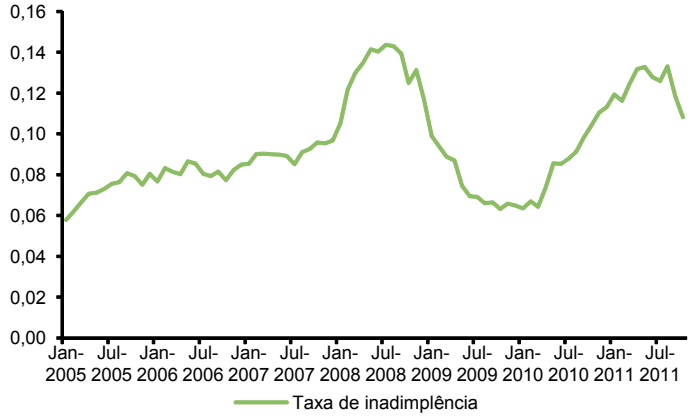


Gráfico 10 – Valor médio das prestações (em R$)

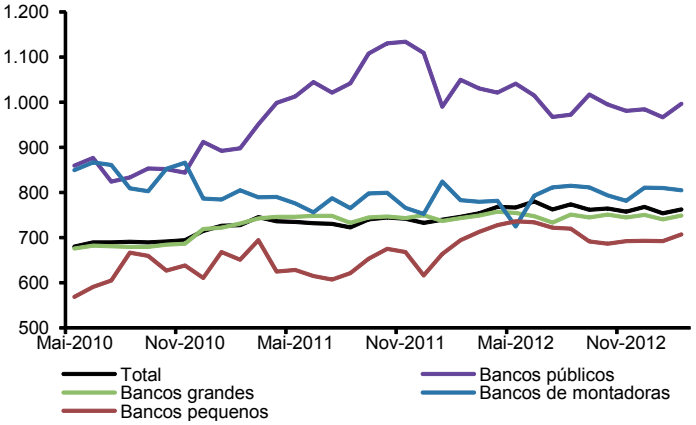


Tabela 3 – Efeitos marginais na taxa de inadimplência mensal por safra de financiamento de veículos a PFs - jan/2005 a out/2011

	MQO-Nível	MQ2E-Nível	MQO-1a.diferença
taxa de inadimplência (t-1)	0.90694***	0.89695***	
	(0.04379)	(0.06556)	
taxa média de juros (t)	0.19072***	0.25306**	0.22656***
	(0.06610)	(0.12440)	(0.07225)
prazo médio (t)	0.00246***	0.00299**	0.00269**
	(0.00076)	(0.00130)	(0.00134)
valor médio / rmref (t)	0.00363***	0.00595***	-0.00042
	(0.00105)	(0.00175)	(0.00124)
IBC-Br-sa (t)	-0.00995***	-0.01308***	0.09429*
	(0.00290)	(0.00381)	(0.05025)
dummy(jan/2009)	-0.01714***	-0.01556***	-0.01389**
	(0.00544)	(0.00577)	(0.00543)
constante	-0.13256***	-0.17142**	-0.00186
	(0.04379)	(0.08108)	(0.00149)
n obs.	82	82	81
R^2 ajustado	0.953		0.281
Teste de especificação: Chi^2(4)		2.8664 [0.58]	
Teste beta = 0: Chi^2(6)		1534.6 [0.00]***	

Notas: 1) Erros padrão estão entre parênteses. Significância: ***=1%, **=5%, *=10%.

2) Instrumentos adicionais para MQ2E-1 e MQ2E-2: taxa média de juros (t-1), (t-2),(t-3); prazo média (t-1); valor médio (t-1),(t-2),(t-3).

3) Modelos estimados pelo pacote econométrico Oxmetrics 6.01.

Tabela 4 - Efeitos marginais no percentual de atrasos após 6 meses da contratação.

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
total	constante	**-1,858**	***	**-1,769**	***	**-0,427**	***	**-0,383**	***
	taxa de juros	**0,074**	***	**0,074**	***	**0,049**	***	**0,041**	***
	prazo	**0,019**	***	**0,016**	***	**-0,006**	***	**-0,004**	***
	valor	**-0,007**	**	**-0,004**	**	-0,001		**-0,004**	***
	prestação	0,036		**0,161**	***	**0,108**	**	0,055	
	valor provisionado	**0,178**	***	**0,105**	***	**0,104**	***	**0,252**	***
	renda	**0,090**	***	**0,065**	***	**0,018**	***	**0,030**	***
	anos no SCR	**-0,169**	***	**-0,138**	***	**-0,062**	***	**-0,044**	***
	dummy (novo no SFN)	**0,426**	***	**0,469**	***	**0,206**	***	**0,271**	***
	dummy (banco grande)	**0,213**	***	**0,088**	***	**0,337**	***	**0,321**	***
	dummy (IF menor porte)	**1,478**	***	**-0,104**	***	**0,163**	***	0,012	
	dummy (banco público)	**-0,859**	***	**-0,532**	***	**-0,222**	***	**-0,171**	***
	n. obs	486.110		361.253		343.763		291.372	

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
até 1 SM	constante	**-1,507**	***	**-2,031**	***	**-1,449**	***	**-1,071**	***
	taxa de juros	**0,050**	***	**0,090**	***	**0,064**	***	**0,049**	***
	prazo	**0,026**	***	0,017		0,003		-0,004	
	valor	-0,008		0,007		-0,031		**0,013**	*
	prestação	0,371		0,293		1,514		0,138	
	valor provisionado	0,176		0,360	**	0,079		**0,389**	***
	anos no SCR	**-0,211**	***	**-0,176**	***	**-0,102**	***	**-0,026**	**
	dummy (novo no SFN)	-0,180		-0,266		-0,002		-0,020	
	dummy (banco grande)	**1,264**	***	**0,823**	***	**0,746**	***	**0,823**	***
	dummy (IF menor porte)	**1,744**	***	-0,125		-0,032		**-0,242**	***
	dummy (banco público)	**-0,354**	***	**0,850**	**	0,070		**0,432**	*
	n. obs	11.039		8.001		10.221		10.975	

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
1 a 2 SM	constante	**-1,528**	***	**-2,260**	***	-0,385		-0,054	
	taxa de juros	**0,073**	***	**0,095**	***	**0,062**	***	**0,042**	***
	prazo	**0,008**	*	**0,004**	*	-0,011		**-0,007**	***
	valor	-0,010		**0,029**	***	-0,005		-0,000	
	prestação	**1,060**	*	0,153		0,784		0,368	
	valor provisionado	**0,240**	***	0,072		0,098		0,181	
	anos no SCR	**-0,150**	***	**-0,086**	***	**-0,071**	***	**-0,019**	***
	dummy (novo no SFN)	0,007		0,068		-0,018		**0,154**	***
	dummy (banco grande)	**0,791**	***	**0,605**	***	**0,147**	***	-0,014	
	dummy (IF menor porte)	**0,409**	***	**-0,780**	***	**-0,740**	***	**-0,839**	***
	dummy (banco público)	**-0,681**	***	-0,228		**-0,607**	***	**-0,310**	***
	n. obs	87.247		62.302		55.839		38.929	

Notas: 1) Significância: ***=1%, **=5%, *=10%.
2) Modelos estimados pelo pacote estatístico R-2.15.2, com erros robustos a heterocedasticidade.

Tabela 4 - Efeitos marginais no percentual de atrasos após 6 meses da contratação. (continuação)

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
2 a 3	constante	**-1,068**	***	**-2,206**	***	**-0,483**	***	-0,066	
SM	taxa de juros	**0,076**	***	**0,098**	***	**0,061**	***	**0,045**	***
	prazo	-0,002		**0,006**	***	**-0,012**	***	**-0,012**	***
	valor	**0,011**	**	0,007		**0,014**	***	**0,009**	*
	prestação	0,189		**0,363**	**	0,076		-0,011	
	valor provisionado	**0,260**	***	**0,184**	**	**0,307**	***	**0,502**	***
	anos no SCR	**-0,074**	***	**-0,067**	***	**-0,049**	***	**-0,021**	***
	dummy (novo no SFN)	**0,075**	*	**0,305**	***	-0,028		**0,193**	***
	dummy (banco grande)	**0,411**	***	**0,253**	***	**0,133**	***	**0,115**	***
	dummy (IF menor porte)	**-0,170**	*	**-1,071**	***	**-0,461**	***	**-0,634**	***
	dummy (banco público)	**-0,777**	***	**-0,256**	***	**-0,443**	***	-0,124	*
	n. obs	90.232		65.619		59.356		49.825	

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
3 a 5	constante	**-1,059**	***	**-1,312**	***	**-0,929**	***	**-0,251**	**
SM	taxa de juros	**0,064**	***	**0,074**	***	**0,054**	***	**0,046**	***
	prazo	**0,006**	*	**0,007**	***	**-0,005**	**	**-0,012**	***
	valor	0,010		**0,008**	**	0,005		0,005	
	prestação	0,018		**0,317**	***	0,268		0,025	
	valor provisionado	**0,328**	***	**0,118**	***	0,090		**0,527**	***
	anos no SCR	**-0,063**	***	**-0,072**	***	**-0,032**	***	**-0,024**	***
	dummy (novo no SFN)	**0,204**	***	**0,294**	***	**0,137**	***	**0,151**	***
	dummy (banco grande)	**0,187**	***	**-0,119**	**	**0,420**	***	**0,325**	***
	dummy (IF menor porte)	**0,231**	**	**-0,802**	***	**0,180**	***	-0,045	
	dummy (banco público)	**-0,803**	***	**-0,582**	***	0,098		-0,043	
	n. obs	103.227		76.324		73.042		63.384	

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
5 a 10	constante	**-0,835**	***	**-1,248**	***	**-0,534**	***	**-0,383**	***
SM	taxa de juros	**0,052**	***	**0,057**	***	**0,047**	***	**0,043**	***
	prazo	**0,005**	***	**0,014**	***	**-0,009**	***	**-0,007**	***
	valor	**0,008**	**	0,003		0,005		0,000	
	prestação	0,078		**0,430**	***	0,186		0,122	
	valor provisionado	**0,080**	***	**0,112**	***	**0,177**	***	**0,257**	***
	anos no SCR	**-0,062**	***	**-0,091**	***	**-0,029**	***	**-0,028**	***
	dummy (novo no SFN)	**0,330**	***	**0,561**	***	**0,349**	***	**0,280**	***
	dummy (banco grande)	**0,225**	***	0,034		**0,403**	***	**0,420**	***
	dummy (IF menor porte)	**0,187**	**	**-0,451**	***	**0,281**	***	**0,194**	***
	dummy (banco público)	**-0,521**	***	**-0,392**	***	-0,053		**0,062**	***
	n. obs	99.112		76.799		73.359		63.776	

Notas: 1) Significância: ***=1%, **=5%, *=10%.
2) Modelos estimados pelo pacote estatístico R-2.15.2, com erros robustos a heterocedasticidade.

Tabela 4 - Efeitos marginais no percentual de atrasos após 6 meses da contratação. (continuação)

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
10 a 20	constante	**-0,282**	***	**-0,329**	***	-0,054		**-0,134**	**
SM	taxa de juros	**0,031**	***	**0,039**	***	**0,032**	***	**0,040**	***
	prazo	**0,004**	***	**0,003**	***	**-0,005**	**	**-0,007**	***
	valor	-0,001		**0,003**	**	-0,005		-0,000	
	prestação	**0,150**	**	**0,121**	***	**0,259**	**	0,060	
	valor provisionado	0,156		**0,095**	***	**0,094**	***	**0,246**	***
	anos no SCR	**-0,072**	***	**-0,076**	***	**-0,032**	***	**-0,024**	***
	dummy (novo no SFN)	**0,155**	**	**0,476**	***	**0,352**	***	**0,466**	***
	dummy (banco grande)	**0,176**	***	**0,088**	***	**0,231**	***	**0,254**	***
	dummy (IF menor porte)	0,126		**-0,335**	***	0,048		0,040	
	dummy (banco público)	**-0,406**	***	**-0,376**	***	**-0,235**	***	**-0,129**	***
	n. obs	46.994		38.062		38.992		33.654	

		nov/2010		abr/2011		mar/2012		set/2012	
> 20	constante	**-0,786**	***	-0,252		**0,335**	***	0,123	
SM	taxa de juros	**0,141**	***	**0,082**	***	**0,050**	***	**0,069**	***
	prazo	**0,015**	***	**0,013**	***	-0,003		**-0,007**	**
	valor	-0,002		**-0,005**	**	**-0,004**	*	**-0,004**	*
	prestação	**0,071**	*	**0,160**	**	0,073		0,067	
	valor provisionado	**0,070**	**	**0,070**	*	**0,051**	*	**0,103**	***
	anos no SCR	**-0,336**	***	**-0,230**	***	**-0,129**	***	**-0,107**	***
	dummy (novo no SFN)	**2,054**	***	**2,573**	***	**1,462**	***	**1,648**	***
	dummy (banco grande)	**-0,744**	***	**-0,364**	***	**0,177**	***	0,043	
	dummy (IF menor porte)	**2,641**	***	**0,976**	***	**0,483**	***	**0,479**	***
	dummy (banco público)	**-1,183**	***	**-0,628**	***	**-0,290**	***	**-0,138**	***
	n. obs	48.259		34.146		32.954		30.829	

Notas: 1) Significância: ***=1%, **=5%, *=10%.
2) Modelos estimados pelo pacote estatístico R-2.15.2, com erros robustos a heterocedasticidade.

6 Efeitos de Requerimento Intrassetoriais de Capital sobre *Spreads* de Crédito: o caso dos financiamentos de veículos no Brasil*

Bruno Martins[1]
Ricardo Schechtman[2]

1 Introdução

Recentemente, a política macroprudencial de variar exigências de capital sobre créditos concedidos a setores que possam estar exibindo particular exuberância tem sido discutida e usada em alguns países (CGFS, 2012). Tais requerimentos setoriais de capital focam nos riscos relativos oriundos dessa aparente exuberância e, dessa forma, tentam contrapor-se a esse específico movimento creditício. A experiência do mercado brasileiro de crédito para financiamento de veículos em 2009 e 2010 constitui exemplo de uma evolução setorial que gerou preocupações de natureza prudencial. A rápida expansão na concessão de novos empréstimos automotivos, acompanhada de prazos de vencimentos mais longos, maiores LTVs (*Loan-to-value*) e, simultaneamente, *spreads* decrescentes (veja gráficos 3, 4, 5 e 6 do apêndice) naturalmente chamaram atenção. A origem subjacente desses movimentos poderia estar relacionada aos maiores incentivos à tomada de risco decorrentes da abundante liquidez transmitida aos mercados de crédito brasileiros pelos fluxos internacionais de capital (SILVA e HARRIS, 2012). Por sua vez, a manifestação particular no setor de financiamento de veículos poderia estar relacionada a ambiente de forte competição, aliado à percepção de oportunidades de arbitragem regulatória.

De modo a lidar com as preocupações citadas acima, uma nova regulação brasileira de capital bancário foi estabelecida em 3 de dezembro de 2010, com formato semelhante, porém não idêntico, às exigências setoriais de capital (BCB, 2010). O requerimento de capital foi elevado apenas para determinados alvos dentro do setor de financiamento de veículos para pessoa física: novos financiamentos com prazos longos e LTVs altos. Mais especificamente, as ponderações regulatórias de risco foram duplicadas, de 75% para 150%, para o universo de financiamentos apresentados na

* As opiniões expressas nesse artigo são exclusivamente de seus autores e não refletem necessariamente as opiniões do Banco Central do Brasil ou de seus membros. Os autores agradecem a Henri Fraisse, Eduardo Lima, Walter Novaes, Tony Takeda e aos participantes do workshop do Comitê da Basiléia "*Bank regulation and liquidity risk in a global financial system: a workshop on applied banking research*" (junho, 2013), do VIII Seminário sobre Riscos, Estabilidade Financeira e Economia Bancária do Banco Central do Brasil (agosto,2013) e dos seminários do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, por seus comentários e sugestões. Os autores são gratos também a Jaime Gregório e Simone Hirakawa (Departamento de Supervisão Indireta) pela valiosa ajuda na extração e análise de dados.

1 *E-mail*: bruno.martins@bcb.gov.br
2 *E-mail*: ricardo.schechtman@bcb.gov.br

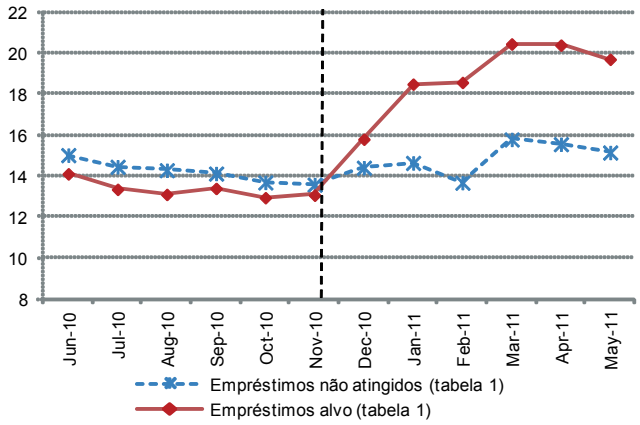
Tabela 1.[3] Os financiamentos de veículos restantes não sofreram qualquer aumento de capital e continuaram a ser ponderados a 75%.[4] Imagina-se que tal política de requerimento intrassetorial de capital tenha sido inesperada para os participantes do mercado, uma vez que se tratou do primeiro instrumento macroprudencial baseado em capital adotado no Brasil.

Tabela 1: universo de financiamentos alvo da nova regulação

Prazo	(24-36]	(36-48]	(48-60]	>60
LTV(%)	>80	>70	>60	Todos

Nos gráficos mencionados anteriormente, nota-se, em dezembro de 2010, acentuada contração no volume mensal de novos financiamentos, com certa estabilização a partir dessa data, e clara reversão nas trajetórias de prazo e de LTV, ambas com uma tendência de redução a partir de então. Além disso, o comportamento dos *spreads* e do volume total de crédito das operações-alvo e não alvo da nova regulação podem ser vistos nos gráficos 1 e 2. No Gráfico 1, em dezembro de 2010 é possível notar aumento acentuado do *spread* de novos financiamentos-alvo relativamente aos novos financiamentos não alvo. Isso seria consistente com a hipótese de os bancos repassarem majoritariamente para os novos financiamentos-alvo de veículos os próprios custos maiores de financiamento, resultantes de maiores exigências de capital.[5] Observa-se também no Gráfico 2 que o crédito total para financiamentos-alvo decresce acentuadamente de dezembro de 2010 até março de 2011, enquanto o crédito total aos financiamentos não alvo mantém tendência moderada de crescimento desde junho de 2010 e durante a maior parte do período mostrado.[6] Dessa forma, sugere-se, que o movimento descrito dos financiamentos-alvo, com aumento de *spreads* e diminuição de volumes, seja governado pela oferta bancária.

Gráfico 1: Spread cobrado em novos financiamentos de veículos (média mensal - %)

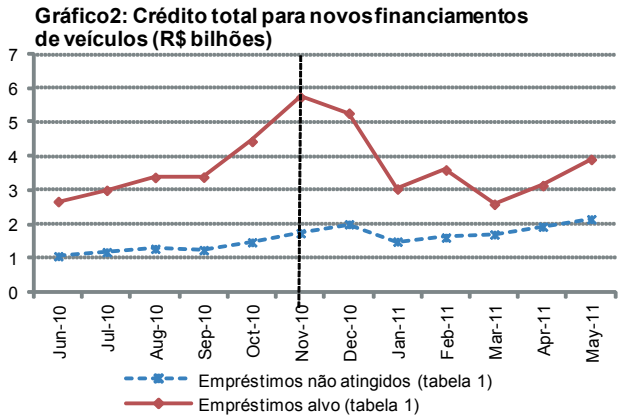


3 Atualmente, o percentual de capital requerido sobre cada exposição é de 11% multiplicado pela ponderação regulatória. A abordagem de modelos internos de risco de crédito ainda não foi operacionalizada no Brasil.

4 O capital adicional necessário para os financiamentos concedidos depois de 3 de dezembro de 2010 deveria estar constituído em 1º de julho de 2011. Embora os bancos tivessem sete meses para ajustar suas reações, a resposta na precificação foi imediata, como informa o parágrafo seguinte.

5 Os cálculos do Gráfico 1 tiveram como base um universo de financiamentos ligeiramente distinto daquele subjacente aos cálculos do Gráfico 6. Dessa forma, os níveis de *spread* dos empréstimos não são exatamente os mesmos nos dois gráficos.

6 Em 11 de novembro de 2011, a regulação foi novamente alterada, abolindo a maioria dos aumentos anteriores de ponderação de risco para os financiamentos de veículos (BCB, 2011). Os efeitos de tal alteração são analisados em Martins e Schechtman (2013).



A conjectura de causalidade de maiores requerimentos de capital para maiores *spreads* nos empréstimos bancários assume o seguinte mecanismo de transmissão. Primeiramente, maiores requerimentos de capital aumentam a meta ótima para a razão de capital dos bancos (e.g. BERROSPIDE & EDGE, 2009; FRANCIS & OSBORNE, 2009).[7] A necessidade de constituir mais capital pode, então, ser endereçada com a cobrança de maiores *spreads* nos novos empréstimos. Também, a maior posição (futura) de capital dos bancos eleva os seus custos totais de financiamento, devido à presença de fricções financeiras (e.g. ADMATI, 2011), que são então repassados aos *spreads*.[8] Entretanto, a real intensidade das fricções financeiras e, consequentemente, do aumento nos *spreads* bancários constitui objeto de grande debate na literatura recente sobre regulação de capital bancário (e.g. BCBS 2010a; KASHYAP *et al.*, 2010; MILES *et al.* 2013). Este artigo contribui para esse debate, oferecendo nova evidência de efeitos materiais sobre *spreads* bancários da ampliação de exigências de capital.

Mais especificamente, a principal contribuição deste artigo é examinar os efeitos da nova medida macroprudencial intrassetorial anteriormente descrita sobre os *spreads* bancários de financiamentos de veículos.[9] O fato de que somente parte desses financiamentos tenha sido objeto da nova regulação naturalmente motiva a questão de como o *spread* desses financiamentos mudou em relação ao *spread* daqueles que não eram objeto da medida. Se os bancos apreçam cada empréstimo baseado em seu custo marginal de financiamento, então eles aumentarão mais fortemente o *spread* dos empréstimos-alvo que o dos não alvo, posteriormente à nova regulação. A análise gráfica prévia sugere que esse é o caso, e tal hipótese é investigada econometricamente nas seções seguintes. Ao fazê-lo, uma limitação é a de que o conjunto dos empréstimos não alvo não é um grupo de controle perfeito para o tratamento do aumento de capital, uma vez que também pode ser indiretamente afetado pela medida macroprudencial. Migração de demanda de empréstimos-

7 Isso não significa que os bancos tenham *ex ante* um capital efetivo igual ao requerimento mínimo, mas simplesmente que as exigências de capital são restrições ativas nas decisões de capital dos bancos.

8 Além de repassar esse maior custo aos tomadores por meio de elevações nos *spreads* dos empréstimos, os bancos podem ainda adotar outras estratégias, tais como cortes em despesas operacionais por meio de aumentos de produtividade. Todavia, tais estratégias podem ser factíveis apenas em médio e longo prazo. Maiores exigências de capital podem também implicar maior racionamento de crédito pelos bancos.

9 Variações nos tamanhos, prazos e LTVs dos empréstimos concedidos, bem como variações mais gerais na composição de risco das carteiras dos bancos (*risk shifting*), não são diretamente analisadas nesse artigo.

alvo para os não alvo (o tradicional efeito substituição) poderia aumentar o *spread* dos empréstimos não alvejados pela regulação. É também possível que os bancos compensem parcialmente o aumento de capital nos empréstimos-alvo, aumentando também o *spread* dos empréstimos não alvo. Essas questões são retomadas na análise dos resultados.

Este artigo está ligado à literatura empírica que trata dos efeitos de choques no capital dos bancos sobre a oferta de crédito bancário. Essa literatura enfrenta o desafio de desacoplar os efeitos de oferta dos de demanda. Com efeito, condições econômicas desfavoráveis podem produzir perdas bancárias, diminuindo o capital dos bancos, ao mesmo tempo em que geram queda no número e nos valores dos empréstimos concedidos, devido às menores oportunidades de crédito. Um modo de lidar com esse desafio é o uso de "experimentos naturais", nos quais o choque de capital não está relacionado às oportunidades de empréstimo. Peek & Rosengreen (1997) e Houston *et al.* (1997) são exemplos dessa abordagem, na qual os choques de capital e a oferta de crédito afetada ocorrem em partes diferentes do conglomerado financeiro.[10] Aiyar *et al.* (2012) e Jimenez *et al.* (2012) são também exemplos dessa abordagem, porém na qual os choques de capital derivam de modificações regulatórias específicas. Todavia, ações regulatórias podem ainda ser parcialmente endógenas às características do crédito bancário, de modo que esses dois estudos tentam controlar para características banco-específicas da demanda por crédito. Um modo efetivo de controlar para efeitos de demanda é utilizar dados ao nível de empréstimo com a inclusão de efeitos fixos (e.g. JIMENEZ *et al.*, 2012). Este artigo faz uso de uma mudança de capital regulatório e efeitos fixos aplicados a dados ao nível de empréstimo para controlar por variações não observadas na demanda de crédito. Note que efeitos fixos são particularmente importantes para a análise de requerimentos intrassetoriais de capital porque migração de demanda pode claramente alterar características não observadas de tomadores dos grupos de empréstimos-alvo e não alvo dentro de cada banco. Finalmente, vale destacar que, diferentemente da maior parte da literatura de capital bancário (e.g. AIYAR *et al.*, 2012; JIMENEZ *et al.*, 2012), o enfoque deste artigo é em preços e não em quantidades. Nesse sentido, o artigo relaciona-se também à literatura empírica sobre mudanças em políticas de apreçamento de empréstimos. Em particular, em termos de metodologia, este artigo aproxima-se de Santos (2011), que investiga o comportamento de apreçamento de empréstimos *corporate* de bancos americanos em seguida à crise *subprime*.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta e discute a metodologia, a seção 3 descreve e caracteriza os dados utilizados, a seção 4 apresenta e discute os resultados e a seção 5 conclui.

2 Metodologia

Estima-se a seguinte equação que explica o $spread_{i,b,l,t}$, cobrado do tomador i pelo banco b para um novo financiamento de veículo l no tempo t:

10 No caso de Peek & Rosengreen (1997), eles também ocorrem em países diferentes.

$$\log(spread_{i,b,l,t,}) = c + \gamma \,.\, Financiamento_alvo_l + \alpha \,.\, Nova\ regulação_t + \beta \,.\, Nova\ regulação_t \times Financiamento_alvo_l + \text{controles de banco}_{b,t-1} + \text{controles de empréstimo}_l + \text{controles de tempo}_t + \text{efeito fixo}_{i,b} + \text{erro}_{i,b,l,t} \quad (1)$$

na qual $Nova\ regulação_t$ = 1 depois de 3 de dezembro de 2010 e zero antes dessa data, $Financiamento_alvo_l$ = 1 se o novo financiamento l atende os critérios da tabela 1 e 0 caso contrário.

O coeficiente β é o parâmetro de maior interesse em (1). Ele mede o impacto relativo do aumento de capital regulatório sobre o *spread* cobrado nos financiamentos que receberam maiores ponderações de risco em comparação aos financiamentos não alvo da medida. Se os bancos apreçam cada empréstimo baseando-se largamente no seu custo marginal de financiamento, então aumentarão o *spread*, depois da nova regulação, mais dos financiamentos-alvo (tabela 1), ou seja, β>0. A variável *Nova regulação* captura fatores agregados que afetam os *spreads* do mesmo modo para todos os financiamentos de veículos, a despeito de obedecerem ou não aos critérios da Tabela 1. Por outro lado, algum repasse dos maiores custos totais de financiamento dos bancos para financiamentos de veículo não alvo e alguma migração de demanda de financiamentos alvo para não alvo, depois da nova regulação (o tradicional efeito de substituição), podem também produzir aumento de *spreads* de financiamentos não alvo, o que seria consistente com um sinal positivo também para α.[11] Em outras palavras, financiamentos fora dos critérios da Tabela 1 podem também ser indiretamente afetados.[12]

A variável *spread* é computada como a diferença entre a taxa cobrada no financiamento do veículo e a taxa de juros básica da economia brasileira (Selic diária). Utiliza-se o logaritmo do *spread* (*Lspread=log(spread)*) como variável dependente. Os controles de banco compreendem indicadores de posição financeira do banco, risco do banco e eficiência bancária. Eles incluem a razão de capital sobre os ativos (*Capital*), logaritmo dos ativos totais (*Lativos*), posição em caixa e títulos negociáveis sobre ativos totais (*Liquidez*), recolhimentos compulsórios sobre ativos totais (*Compulsórios*), montante dos financiamentos de veículo em atraso relevante (*Non performing loans - NPL*), retorno sobre os ativos (*ROA*), entre outros. *Dummies* de tempo (uma para cada mês) capturam a fase do ciclo de negócios e tendências seculares. O conjunto de controles de empréstimo inclui o logaritmo do tamanho do financiamento (*Ltamanho*), o logaritmo do prazo do financiamento (*Lprazo*) e o *LTV*. Empréstimos de maior tamanho ou de prazo mais longo, ou empréstimos com colaterais relativamente menores, podem representar maior risco de crédito, de modo que o efeito dessas variáveis sobre os *spreads* pode ser positivo. Por outro lado, esses controles de empréstimo são conjuntamente determinados com os *spreads* e também refletem características da demanda por crédito. Por exemplo, financiamentos mais caros (*spreads* maiores) podem estar associados a uma menor demanda por tamanhos maiores e a uma preferência por prazos mais curtos, o que permite também o surgimento de sinais negativos. Os modelos são estimados com e sem os controles de empréstimo.[13]

---

11 Esses fatores também podem reduzir o impacto original nos financiamentos-alvo, mas, como os financiamentos-alvo e os não alvo não são substitutos perfeitos, a expectativa para b>0 permanece inalterada.

12 Finalmente, observe em (1) que *Financiamento-alvo* controla para diferenças discretas entre os grupos de financiamentos-alvo e não alvo, enquanto os controles de empréstimos tratam de diferenças contínuas entre os dois grupos.

13 Observe que, como somente empréstimos novos são considerados, não há opção de uso de variáveis defasadas como instrumentos.

De modo similar, a variável indicadora *Financiamento-alvo* é possivelmente determinada conjuntamente com os *spreads* e reflete também decisões dos tomadores. Entretanto, ela situa-se no centro da análise e não faz sentido excluí-la na estimação de (1). Para endereçar as preocupações com a influência de sua endogeneidade (e, novamente, também dos controles de empréstimo) sobre as estimativas, adota-se uma abordagem de equiparação de empréstimos ("*matching*"). Isso significa que, ao conduzir a transformação de efeitos fixos, considera-se adicionalmente somente financiamentos com prazos, volumes e LTVs similares ou, ao menos, que se situem todos dentro ou todos fora dos critérios da Tabela 1 (ausência de migração). Observe que essa abordagem é equivalente a adicionar uma dimensão tipo do financiamento aos efeitos fixos da Equação (1). Finalmente, em um controle adicional de robustez, os financiamentos equiparados são restringidos para serem suficientemente próximos, de modo a desconsiderar tomadores cujas características possam apresentar grande variação ao longo do período analisado.

3 Base de dados e caracterização da amostra

As fontes de dados para este artigo advêm do Sistema de Informações de Crédito (SCR) e do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (Cosif), ambos geridos pelo Banco Central do Brasil. A primeira fonte fornece informações sobre as taxas de juros e os controles de empréstimo, enquanto a segunda provê informações sobre a maioria dos controles de banco. A amostra usada na estimação da Equação (1) tem periodicidade mensal e compreende os novos financiamentos de veículos para pessoa física concedidos no período de junho de 2010 até maio de 2011.

O SCR é um amplo repositório de dados de todos os empréstimos superiores a R$ 5.000,00, concedidos por instituições financeiras no Brasil.[14] Entretanto, ele não contém informações suficientes do tomador do empréstimo, de modo que não se pode controlar apropriadamente pelos diversos aspectos relacionados ao perfil de risco dos tomadores. Dessa forma, adota-se estratégia similar à de Santos (2011), com o uso de efeitos fixos de tomador ou de tomador-banco na maioria das regressões. Tais efeitos fixos auxiliam no controle de características não observadas do tomador e do banco. Consequentemente, a maioria das estimações está baseada somente em tomadores que obtiveram ao menos duas operações de financiamento de veículo (de um mesmo banco, no caso de efeitos fixos tomador-banco) no período analisado. Observa-se que, como o período amostral compreende apenas um ano, não se esperam mudanças significativas nas características de um mesmo tomador ao longo desse período. Não obstante, em alguns exercícios de robustez, adiciona-se a restrição de que financiamentos de um mesmo banco feitos a um mesmo tomador estejam separados, no máximo, por um número específico de meses.

A amostra possui 3.072.068 novos financiamentos de veículos, 425 instituições financeiras[15] e 2.951.064 tomadores, após a remoção de *outliers.*[16] Desses,

14 Esse limite foi recentemente diminuído e, atualmente, é de R$1.000,00.

15 No restante do artigo, o termo "banco" será usado para designar qualquer instituição financeira autorizada a conceder empréstimos.

16 Em função dos valores de empréstimo coletados, a amostra concentra-se fortemente em financiamentos de automóveis. Isso é consistente com o escopo de aplicação da nova regulação de capital, que excluiu a grande maioria dos veículos de carga.

38.435 tomadores obtiveram ao menos dois financiamentos da mesma instituição financeira ao longo do período amostral. Para 10.821 tomadores, tais financiamentos foram concedidos somente antes da nova regulação; para 10.058 tomadores, tais financiamentos foram concedidos somente depois da nova regulação; e para 21.382 tomadores, pelo menos um financiamento foi concedido antes e um depois da nova regulação. Desse último grupo, 14.851 tomadores contrataram o mesmo tipo de financiamento antes e depois da nova regulação, enquanto 3.368 migraram de financiamento-alvo para financiamento não alvo e 3.574 tomadores migraram em sentido oposto depois da nova regulação. Ademais, existem 230 instituições financeiras que concederam pelo menos dois financiamentos para o mesmo tomador durante o período amostral.

A caracterização da amostra em termos das variáveis ao nível de empréstimo é apresentada na Tabela 2. Todas as diferenças das variáveis entre os dois períodos (antes e depois da nova regulação) são significativas ao nível de 1%, devido ao grande número de observações. Os *spreads* médios depois da nova regulação são consideravelmente maiores, o que pode ser atribuído ao comportamento dos financiamentos alvo descritos no Gráfico 1. O tamanho, prazo e LTV médio dos financiamentos são mais baixos depois da nova regulação, o que é consistente com respostas de demanda aos *spreads* mais altos prevalecentes nesse período. Entretanto, essas reduções são pequenas em termos relativos, o que pode contribuir para que o potencial impacto advindo da endogeneidade dos controles de empréstimos seja pequeno em nossas estimações. A mudança no número de empréstimos entre os dois períodos de tempo é também relativamente muito pequena. A percentagem de financiamentos-alvo torna-se menor depois da nova regulação, o que pode estar relacionado a uma maior preferência entre tomadores e/ou bancos por financiamentos não alvo nesse período.

Tabela 2: Estatísticas descritivas dos empréstimos: amostra usada nos modelos para a equação 1

Variáveis de empréstimo	Antes da nova regulação	Depois da nova regulação	Diferença	Estatística-t
Spread (taxa anual)	13.41	17.32	3,91***	460
Tamanho (R$)	20,841	20,187	-654***	-34.57
Prazo (meses)	48.65	46.96	-1,69***	122.88
LTV	0.81	0.78	-0,028***	-110.41
% de financiamentos alvo	0.698	0.64	-0,057***	-106.81
Número de empréstimos	1,525,914	1,546,154	20,240	

Vale destacar que o setor de financiamento de veículos é altamente concentrado, com quatro instituições financeiras detendo cerca de três quartos do mercado automotivo, e onze instituições detendo aproximadamente 95% do mercado. Essas frações são bastante estáveis ao longo do período amostral. A percentagem do mercado detida por cada instituição financeira é também geralmente estável temporalmente.

4 Resultados

Para apurar se a nova regulação contribuiu para o aumento relativo dos *spreads* dos financiamentos-alvo, na Tabela 3 a Equação (1) é estimada adicionando-se, sequencialmente, diferentes conjuntos de controles. Como características dos

tomadores são um componente chave para qualquer análise do risco subjacente a decisões de apreçamento, o modelo (1) é estimado com efeitos fixos de tomador (somente). Já que a amostra utilizada não contém variáveis ao nível de tomador, efeitos fixos são a única forma de se levar em consideração características do tomador. O modelo (1) indica que o *spread* de um financiamento-alvo aumentou 26% acima do *spread* de um financiamento não alvo depois da regulação, para o mesmo tomador. Essa é a magnitude do coeficiente da interação *Nova regulação x Financiamento-alvo*, que é significativo ao nível de confiança de 1%. Esse aumento de 26% do *spread* traduz-se em uma adição de 3,49 p.p. ao *spread* médio prevalecente antes da nova regulação (tabela 2). Como características bancárias também desempenham papel nas políticas de apreçamento dos empréstimos, controles de banco são adicionados no modelo (2). O coeficiente da interação cai para 23%, porém continua significativo ao nível de 1%. Para controlar para o fato de que tomadores podem ter obtido financiamentos de bancos diferentes depois da nova regulação, efeitos fixos tomador-banco são incluídos no modelo (3). Conforme esperado, isso reduz substancialmente o tamanho da amostra. O modelo (3) indica que o *spread* cobrado pelo mesmo banco para o mesmo tomador aumentou, depois da nova regulação: 17% mais para um financiamento-alvo em comparação com um não alvo. Esse efeito permanece significativo a 1%. Como as características do financiamento são também fatores-chave na determinação do risco do empréstimo, e já que alguns deles podem ser determinados conjuntamente com os *spreads*, é particularmente importante examinar o que ocorre quando os controles de empréstimo são incluídos na regressão. O modelo (4) mostra que a magnitude da interação muda muito pouco, permanecendo altamente significativa, enquanto a qualidade do ajuste aumenta substancialmente (R^2-ajustado). Finalmente, no modelo (5), o conjunto de controles é ampliado para incluir *dummies* de tempo que possam capturar a influência do ciclo de negócios e tendências seculares. Novamente, o coeficiente da interação muda apenas muito pouco e permanece altamente significativo. Os resultados são robustos quando as *dummies* de tempo são substituídas por tendências lineares (não mostrado).

Os coeficientes das variáveis *Financiamento_alvo* e *Lprazo*, quando presentes na tabela 3, são sempre negativos e significativos. A razão pode estar relacionada ao comportamento da demanda: financiamentos mais caros podem estar associados a uma menor preferência por prazos mais longos e, portanto, por financiamentos-alvo. Alternativamente, os sinais negativos poderiam também apontar para um contexto de forte expansão na oferta de crédito de longo prazo antes da nova regulação. Observe que essa expansão está por trás das preocupações de natureza prudencial discutidas na introdução.[17] Todos os modelos da Tabela 3 também mostram um sinal positivo e significativo para a variável *Nova regulação*, apesar das magnitudes bastante distintas. Isso sugere que os *spreads* dos financiamentos não alvo também aumentaram depois da nova regulação. O modelo (5) mostra esse aumento igual a 6,46%, portanto quase 30% do aumento total de *spread* dos financiamentos-alvo (22,93% = 6,46% + 16,47%). Examinaremos adiante o quanto esse aumento nos financiamentos não alvo é robusto com relação a controles adicionais por heterogeneidades não observadas.

17 Ademais, o sinal negativo de *Ltamanho* poderia ser explicado por uma menor demanda por empréstimos maiores quando os *spreads* são mais altos. Por outro lado, o sinal positivo significativo de *LTV* é consistente com o comportamento da oferta de crédito dos bancos.

Tabela 3: Modelos para equação (1)

Variável dependente: Lspread	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Financiamento alvo	-0,1973***	-0,1366***	-0,1174***	-0,0675***	-0,0649***
	(0,0039)	(0,0041)	(0,0062)	(0,0073)	(0,0072)
Nova regulação	0,0536***	0,0252***	0,0810***	0,0911***	0,0646***
	(0,0041)	(0,0054)	(0,0082)	(0,0078)	(0,0141)
Nova regulação x Financiamento alvo	0,2599***	0,2300***	0,1675***	0,1680***	0,1647***
	(0,0050)	(0,0051)	(0,0076)	(0,0071)	(0,0071)
Ltamanho				-0,2378***	-0,2382***
				(0,0045)	(0,0045)
Lprazo				-0,1087***	-0,1135***
				(0,0098)	(0,0098)
LTV				0,3020***	0,3175***
				(0,0153)	(0,0152)
Efeitos fixos de tomador	Sim	Sim	-	-	-
Efeitos fixos tomador-banco	-	-	Sim	Sim	Sim
Controles de banco	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles de empréstimo	Não	Não	Não	Sim	Sim
Controles de tempo	Não	Não	Não	Não	Sim
Nº de observações	229,332	212,366	79,174	71,909	71,909
R^2 (ajustado)	0.0960	0.2150	0.1060	0.2455	0.2604

Nota: *, ** e *** indicam coeficientes estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros padrão robustos estão entre

Os sinais dos controles de banco (defasados), omitidos por economia de espaço na Tabela 3, são geralmente consistentes com nossas expectativas. Em geral, encontramos efeitos positivos significativos para *NPL*, *Liquidez*, *Compulsórios* e *ROA,* e sinais negativos significativos para Lativos e *Capital*. O sinal de *NPL* pode significar que bancos que experimentam altos níveis de risco de crédito requerem compensação em termos de maiores *spreads*. Similarmente, um banco com alta *Liquidez* ou altos *Compulsórios* pode escolher *spreads* mais elevados para compensar o baixo retorno de seus ativos líquidos e recolhimentos compulsórios, explicando os sinais positivos. Por outro lado, o sinal positivo de *ROA* pode ter motivos endógenos, ou seja, que a alta rentabilidade seja geralmente obtida com o auxílio de *spreads* mais altos. Quanto ao sinal negativo de *Lativos*, bancos maiores são geralmente mais diversificados, sugerindo um risco de crédito mais baixo, e podem também ter melhor acesso aos mercados financeiros, enfrentando menores custos de financiamento. Ambas as implicações levam a *spreads* mais baixos. Finalmente, *Capital* (defasado) mais alto traduz em uma melhor posição financeira do banco, levando a custos de financiamento mais baixos e, ao mesmo tempo, reduzindo a necessidade de levantar capital adicional. Ambas as implicações levam novamente a *spreads* mais baixos.[18]

18 Observe que isso não se opõe ao efeito positivo *contemporâneo* do aumento do capital regulatório sobre o *spread* (o tema central deste artigo).

A Tabela 4 examina a robustez de nossas estimativas à adição sequencial de controles adicionais para efeitos não observados, mantendo-se nas regressões o conjunto integral de variáveis observáveis. O modelo (3) é a especificação de referência (*baseline*), com efeitos fixos tomador-banco, idêntica ao modelo (5) da Tabela 3. Os modelos (1) e (2) possuem número menor de controles para efeitos não observados que o modelo (3), enquanto os modelos de (4) a (7) possuem número maior. O modelo (1) não controla por qualquer característica não observada, em particular por características de tomador. Isso permite que as estimativas do modelo (1) sejam baseadas no conjunto total de tomadores de financiamentos de veículos, que podem ter obtido apenas um único financiamento durante o período amostral. Observe que o número de observações usadas nessa estimação é cerca de 40 vezes o número correspondente ao modelo de referência. O coeficiente da interação *Nova regulação x Financiamento alvo* é de novo igual a 26%, enquanto o coeficiente de *Nova regulação* (e de *Lprazo*) torna-se não significativo. O modelo (2) possui efeitos fixo de tomador e, portanto, sua estimativa está baseada em tomadores com múltiplos financiamentos, porém não necessariamente do mesmo banco. O número de observações é quase o triplo do número correspondente ao modelo de referência. O coeficiente da interação é 20%, mais alto, porém já mais próximo daquele obtido no modelo de referência. O modelo (3) de referência baseia-se em tomadores com múltiplos financiamentos originados de um mesmo banco e já foi comentado anteriormente. Por sua vez, o modelo (4) é estimado com base somente em tomadores que tenham obtido, antes e depois da nova regulação, financiamentos de um mesmo banco, de modo a reduzir preocupações sobre seleção amostral. Isso reduz nossa amostra substancialmente para cerca de metade da amostra do modelo de referência, porém o R^2 ajustado é maior que no modelo (3). Todas as estimações mostradas (incluindo o coeficiente da interação) são também muito próximas em termos de significância e magnitude às do modelo de referência, exceto pelo efeito da variável *Nova regulação* cuja magnitude cai e se torna apenas fracamente significativa. Nesse modelo, o aumento do *spread* de financiamentos não alvo é somente de 17,5% do aumento total dos financiamentos-alvo (20,00% = 3,51% +16,49%).

De modo a endereçar preocupações sobre a endogeneidade dos controles de empréstimo e do indicador *Financiamento-alvo*, abordagens de equiparação *(matching)* são adotadas nos modelos (5) e (6) da Tabela 4. Como primeira estratégia de equiparação, consideram-se apenas (para o mesmo tomador e mesmo banco) os financiamentos que se situem todos dentro ou todos fora dos critérios da tabela 1.[19] Isso descarta, por exemplo, tomadores que tenham migrado de financiamentos-alvo antes da nova regulação (e.g. prazos longos) para financiamentos não alvo depois da nova regulação (e.g. prazos curtos). Portanto, essa abordagem controla, em particular, para a possibilidade de que os bancos tenham apreçado seus financiamentos diferentemente caso os tomadores tenham mudado o seu tipo de contrato. Note que a presença ou não de mudança para cada tomador individualmente pode adicionar informação aos bancos sobre o risco desse tomador. Todas as estimativas mostradas no modelo (5), incluindo o coeficiente da interação, são novamente muito próximas em termos de significância e magnitude àquelas dos modelos (3) e (4), porém a variável *Nova regulação* perde a significância. Dessa forma, não é possível argumentar, de acordo com o modelo (5), que os financiamentos não alvo também experimentaram *spreads* mais elevados depois da nova regulação. No modelo (6), os

19 Quando não há migração e efeitos fixos são empregados, o efeito de *Financiamento-alvo* não pode ser identificado.

financiamentos equiparados possuem ainda a restrição de prazos, tamanhos e LTVs similares (no máximo distantes 20% em cada variável). Essa abordagem controla, por exemplo, para efeitos de interações entre características não observadas de tomador com as características observadas do financiamento, que podem ser importantes nas decisões de precificação. O coeficiente de *Nova regulação* x *Financiamento-alvo* é ainda altamente significativo, com magnitude similar à dos modelos anteriores; *Nova regulação* se mantém não significativa. Essa última estratégia de equiparação torna a amostra cerca de seis vezes menor que a do modelo (5), porém um R^2-ajustado substancialmente mais alto é obtido. As insignificâncias de L*prazo* e *LTV* resultam do fato de que essa abordagem de equiparação reduz muito a variabilidade das características dos empréstimos dentro de cada par tomador-banco.

Tabela 4: Análise de robustez nos modelos para a equação (1)

Variável dependente: Lspread	(1)[1]	(2)[2]	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Financiamento alvo	-0,0624*	-0,0681***	-0,0649***	-0,0702***			
	(0,0372)	(0,0047)	(0,0072)	(0,0097)			
Nova regulação	-0.0040	0,0273***	0,0646***	0,0351*	0.0248	0.0781	0.0497
	(0,0382)	(0,0083)	(0,0141)	(0,0206)	(0,0268)	(0,0506)	(0,0854)
Nova regulação x Financiamento alvo	0,2618***	0,2033***	0,1647***	0,1649***	0,1570***	0,1646***	0,1284***
	(0,0491)	(0,0046)	(0,0071)	(0,0084)	(0,0097)	(0,0197)	(0,0346)
Ltamanho	-0,4104***	-0,2870***	-0,2382***	-0,2272***	-0,2395***	-0,2095**	-0.2754
	(0,0213)	(0,0025)	(0,0045)	(0,0064)	(0,0085)	(0,0897)	(0,1806)
Lprazo	-0.1022	-0,1549***	-0,1135***	-0,1062***	-0,1122***	0.4268	-0.9645
	(0,0670)	(0,0065)	(0,0098)	(0,0129)	(0,0199)	(0,3705)	(1,0536)
LTV	0,6106***	0,3454***	0,3175***	0,3185***	0,3013***	0.0435	0,3858*
	(0,0747)	(0,0087)	(0,0152)	(0,0205)	(0,0287)	(0,1068)	(0,2145)
Efeitos fixos	Não	Tomador	Tom-banco	Tom-banco	Tom-banco	Tom-banco	Tom-banco
Antes e depois da nova regulação	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Equiparado por tipo de financiamento (sem mi	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Equiparado também por (prazo, LTV, tamanho	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Pequena distância entre financiamentos equip	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Controles de banco	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles de empréstimo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	2,851,357	212,366	71,909	38,038	21,110	3,401	729
R^2 (ajustado)	0.5029	0.4078	0.2604	0.2905	0.3211	0.4483	0.3884

Nota: *, ** e *** indicam coeficientes estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros padrão robustos es

[1] Erros padrão ajustados para 101 clusters de banco. [2] Dummies de banco são também incluídas.

Mesmo considerando financiamentos equiparados, características não observadas de tomador podem variar ao longo do tempo, afetando os resultados. Assim, no modelo (7), financiamentos equiparados são restritos àqueles suficientemente próximos (distantes no máximo noventa dias). Com essa pequena distância temporal, mais similar torna-se o perfil de risco do tomador nos instantes em que este obtém os financiamentos. A estimação resultante baseia-se no menor número de observações de todos os modelos da Tabela 4 (cerca de 5 vezes menor que no modelo [6]), porém *Nova regulação* x *Financiamento alvo* permanece significativa ao nível de confiança de 1% (com magnitude menor que em modelos anteriores). De acordo com o modelo (7), os bancos aumentaram em 13% o *spread* cobrado do mesmo tomador para financiamentos similares que atendem os critérios da Tabela 1 depois que a nova regulação foi introduzida. Esse aumento de 13% do *spread* traduz-se em um adição de 1,74 p.p. ao nível médio de *spread* prevalecente antes da nova regulação (tabela 2). Esse é ainda um efeito considerável, tendo-se em mente que o *spread* médio dos financiamentos-alvo aumentou uma parcela de 2,73 p.p. de novembro de 2010 para o mês seguinte (Gráfico 1). Não houve aumento significativo nos *spreads* de financiamentos fora dos critérios da Tabela 1, de acordo com os modelos de (5) a (7). Os resultados do modelo (6) são qualitativamente similares quando são usadas diferentes distâncias nas equiparações por prazo, tamanho e LTV. Os resultados do modelo (7) são qualitativamente similares quando distâncias temporais maiores são usadas para selecionar financiamentos obtidos em datas próximas.

Tabela 5: Análise de robustez nos modelos para a equação (1)

Variável dependente: Lspread	(1)[1]	(2)[2]	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Financiamento alvo	0.0235	-0,1317***	-0,1122***	-0,1091***			
	(0,0668)	(0,0041)	(0,0062)	(0,0081)			
Nova regulação	-0.0329	0.0071	0,0612***	0.0118	-0.0022	0.0695	0.0395
	(0,0265)	(0,0096)	(0,0158)	(0,0229)	(0,0304)	(0,0506)	(0,0842)
Nova regulação x Financiamento alvo	0,3024***	0,22813***	0,1632***	0,1566***	0,1505***	0,1634***	0,1272***
	(0,0360)	(0,0051)	(0,0076)	(0,0089)	(0,0103)	(0,0197)	(0,0345)
Efeitos fixos	Não	Tomador	Tom-banco	Tom-banco	Tom-banco	Tom-banco	Tom-banco
Antes e depois da nova regulação	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Equiparado por tipo de financimento (sem migraçã	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Equiparado também por (prazo, LTV, tamanho)	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Pequena distância entre financiamento equiparado	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Controles de banco	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles de empréstimo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	2,851,357	212,366	71,909	38,038	21,110	3,401	729
R^2 (ajustado)	0.2213	0.2259	0.1176	0.1747	0.2039	0.4457	0.3755

Nota: *, ** e *** indicam coeficientes estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros padrão robustos estão

[1] Erros padrão ajustados para 101 clusters de banco. [2] Dummies de banco são também incluídas.

Devido à potencial endogeneidade dos controles de empréstimo, os mesmos modelos da Tabela 4 são estimados sem esses controles na Tabela 5. Nas novas estimações, o coeficiente da interação *Nova regulação* x *Financiamento-alvo* é sempre significativo ao nível de 1%, com magnitudes em geral muito próximas daquelas dos modelos correspondentes da tabela 4.[20] Uma observação igualmente importante é que, exceto pelo modelo (3), o coeficiente de *Nova regulação* nunca é significativo.[21] Assim, a evidência combinada das tabelas 6 e 7 não permite concluir que o *spread* dos financiamentos não alvo tenha também aumentado devido à introdução da nova regulação. Consequentemente, os efeitos de substituição relativos à migração da demanda de financiamentos-alvo para financiamentos não alvo devem ter sido limitados. O mesmo pode ser dito do potencial repasse dos maiores custos totais de financiamento dos bancos para os financiamentos de veículos não alvejados pela regulação.

5 Conclusão

Este artigo investiga as consequências para os *spreads* de crédito de uma medida macroprudencial intrassetorial baseada em capital adotada no Brasil. Devido a preocupações de natureza prudencial relacionadas a expansão do setor de financiamento de veículos, requerimentos de capital regulatório foram elevados para financiamentos com prazos longos ou LTVs altos específicos. Este artigo mostra que os bancos brasileiros aumentaram os *spreads* cobrados para o mesmo tomador em financiamentos similares, depois do aumento do capital regulatório, para o conjunto de financiamentos alvo da nova regulação. Comparativamente ao conjunto de financiamentos não alvo, o aumento foi de, ao menos, 13%. O resultado é altamente significativo do ponto de vista estatístico e robusto a uma variedade de controles para heterogeneidades não observadas e a estimações em subamostras. Por outro lado, a evidência de aumento dos *spreads* cobrados para o conjunto de financiamentos não alvo não é forte, dada a falta de robustez. Em teoria, *spillovers* para o conjunto de financiamentos não alvo poderiam ser causados por repasses parciais dos maiores custos totais de financiamento dos bancos também para esses empréstimos e/ou por migração de demanda de financiamentos alvo para financiamentos não alvo. Conclui-se, assim, que esses *spillovers*, se presentes, foram limitados.

6 Referências

ADMATI, Anat R.; DE MARZO, Peter M.; HELLWIG, Martin F.; PFLEIDERER, Paul (2011). Fallacies, irrelevant facts and myths in the discussion of capital regulation: Why bank equity is *not* expensive, Stanford University, **Working Paper**.

AIYAR, Shiekhar; CALOMIRIS, Charles W.; WIELADEK, Tomasz (2012). Does macro-pru leak? Evidence from a UK policy experiment, **NBER Working Paper** 17822.

20 As magnitudes são um pouco mais distanciadas para os modelos (1) e (2).

21 E essa insignificância é mantida mesmo que as *dummies* de tempo sejam substituídas por uma tendência linear.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2010). **Circular 3.515**, dezembro, 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL(2011). **Circular 3.563**, novembro, 2011.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION (2010a). An assessment of the long-term economic impact of stronger capital and liquidity requirements, **Bank for International Settlements**, agosto, 2010.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION (2010b). Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer, **Bank for International Settlements**, dezembro, 2010.

BERROSPIDE, Jose M.; EDGE, Rochelle M. (2009). Linkages between the financial and real sectors: some lessons from the subprime crisis, Federal Reserve Board, **Working Paper,** 2009.

COMMITTEE ON THE GLOBAL FINANCIAL SYSTEM (2012). Operationalizing the selection and application of macro prudential instruments, **CGFS Papers**, n.48.

WILLIAM, Francis; e OSBORNE, Matthew (2009). Bank regulation, capital and credit supply: Measuring the Impact of Prudential Standards, **FSA Occasional Paper,** n. 36.

JIMENEZ, Gabriel; ONGENA, Steven; PEYDRÓ, José L.; SAURINA, Jesús (2012). Credit Supply: identifying balance-sheet channels with loan applications and granted loans, **American Economic Review,** v. 102(5), p. 2301-26.

JIMENEZ, Gabriel; SAURINA, Jesus; ONGENA, Steven; PEYDRO, Jose-Luis (2012). Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers and credit supply: Evidence from the spanish dynamic provisioning experiment, Barcelona Graduate School of Economics, **Working Paper**, n. 628.

HOUSTON, Joel; JAMES, Christopher; MARCUS, David (1997). Capital market frictions and the role of internal capital markets in banking, **Journal of Financial Economics** 46, p. 135-164.

KASHYAP, Anil K.; STEIN, Jeremy C.; HANSON, Samuel (2010). An analysis of the impact of "substantially heightened" capital requirements on large financial institutions, University of Chicago and Harvard University, **Working Paper**.

MARTINS, Bruno; SCHECHTMAN, Ricardo (2013). Loan pricing following a within-sector macro prudential capital measure, Banco Central do Brasil, **Trabalho para discussão, n.** 323.

MILES, David; JING, Yang; MARCHEGGIANO; Gilberto (2013). Optimal bank capital, **The Economic Journal**, v. 123, n. 567, p. 1-37.

MODIGLIANI, Franco; MERTON, H. Miller (1958). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment, **American Economic Review**, n. 48, p. 261-297.

PEEK, Joe; ROSENGREN, Eric (1997). The international transmission of financial shocks: The case of Japan, **American Economic Review**, 1997, n. 87, p. 495-505.

SANTOS, João A. C. (2011). Bank corporate loan pricing following the subprime crisis. **Review of Financial Studies**, 24(6), p. 1916-1943.

SILVA, Luiz A. Pereira; HARRIS, Ricardo E. (2012). Sailing through the Global Financial Storm: Brazil´s recent experience with monetary and macro prudential policies to lean against the financial cycle and deal with systemic risks, Banco Central do Brasil, **Trabalho para discussão,** n. 290.

7 Apêndice: gráficos e tabelas

Gráfico 1: Spread cobrado em novos financiamentos de veículos (média mensal - %)

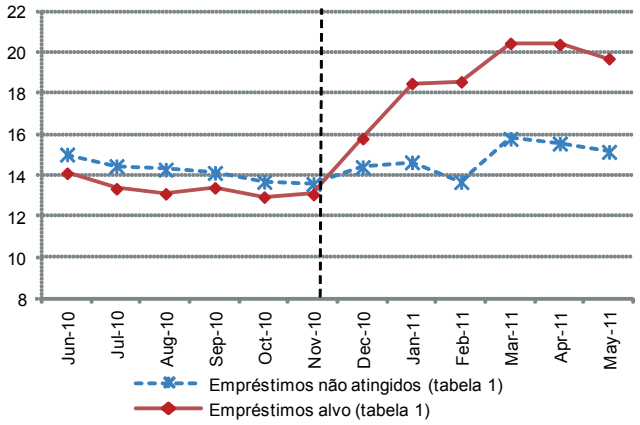


Gráfico2: Crédito total para novos financiamentos de veículos (R$ bilhões)

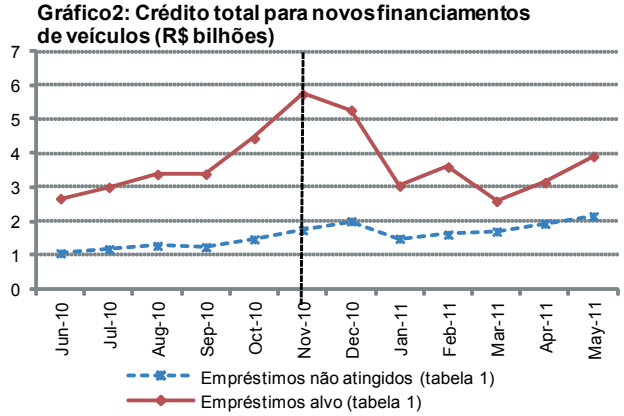


Gráfico 3: Crédito para novos financiamentos de veículos (R$ bilhões)

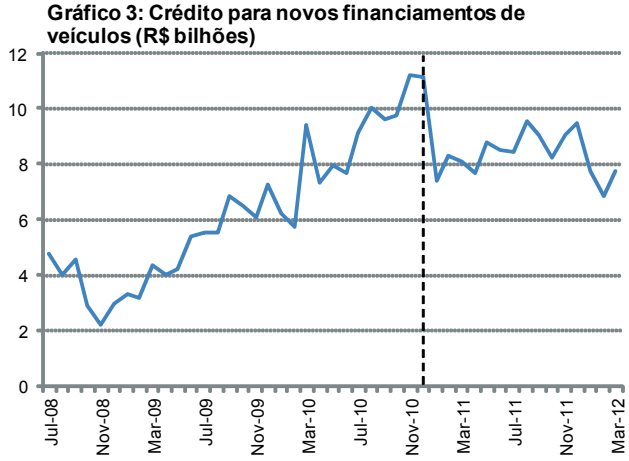


Gráfico 4: Novos empréstimos por faixa de prazo (fração - %)

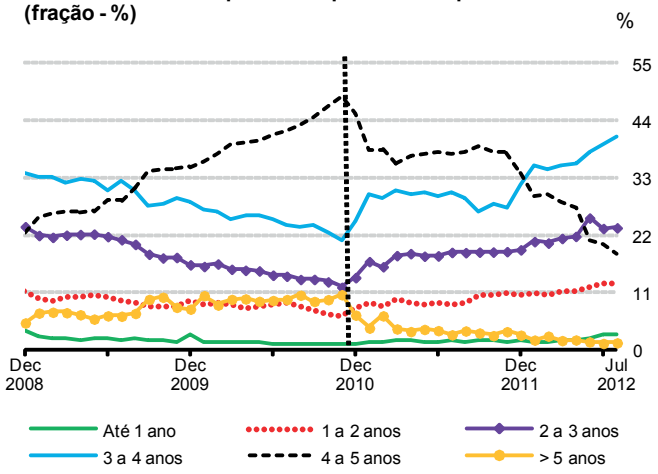


Gráfico 5: Novos empréstimos por faixa de LTV (fração - %)

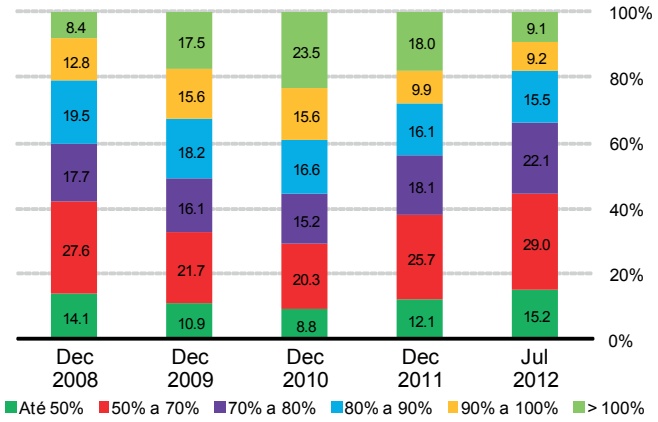
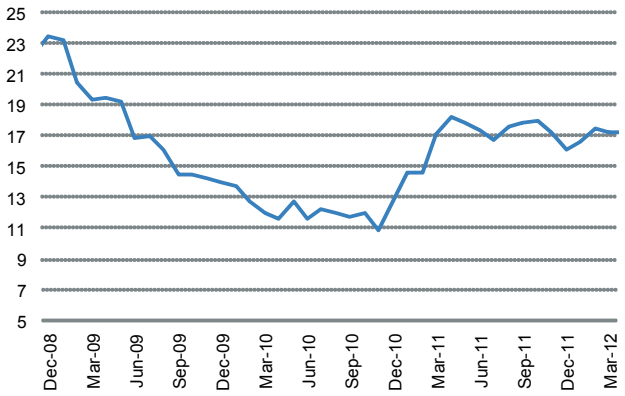


Gráfico 6: *Spread* dos financiamentos de veículos (média mensal - %)



BANCO CENTRAL DO BRASIL