

2010

Relatório de Economia Bancária e Crédito



2010

Relatório de Economia Bancária e Crédito



Relatório de Economia Bancária e Crédito

Publicação anual do Banco Central do Brasil (BCB)

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

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(E-mail: conep.depep@bcb.gov.br)

Departamento Econômico (Depec)

(E-mail: depec@bcb.gov.br)

É permitido reprodução das matérias, desde que mencionada a fonte:
Relatório de Economia Bancária e Crédito, 2010.

Central de Atendimento ao Público

Banco Central do Brasil
Secre/Surel/Diate
SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo
70074-900 Brasília – DF
DDG: 0800 9792345
Fax: (61) 3414-2553
Internet: <<http://www.bcb.gov.br>>

Apresentação

Após a repercussão da crise internacional de 2008/2009 na economia brasileira, com virtual paralisação do mercado de crédito, observou-se, em 2009 e acentuadamente em 2010, aumento do saldo das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN). De fato, a robustez do mercado de trabalho e o grau historicamente elevado da confiança de empresários e consumidores, bem como o comportamento dos indicadores de inadimplência, tornaram suportável a expansão da oferta de crédito. O montante total do crédito concedido pelo SFN alcançou R\$1.706 bilhões em dezembro de 2010, com aumento de 20,6% no ano, equivalente a 46,4% do PIB – 44,4% em 2009 e 40,5% em 2008. Em 2010, notou-se expansão do crédito direcionado (16%) e estabilidade da participação dos bancos públicos no total de crédito do SFN – 41,5% em 2009 e 41,9% em 2010 –, com destaque para a retomada do crédito imobiliário e para as operações com recursos do BNDES.

Este Relatório apresenta, na parte I – Evolução Recente do Mercado de Crédito e Decomposição do *Spread* –, no capítulo 1 – Juros e *Spread* Bancário –, o comportamento recente dos principais indicadores do mercado de crédito, entre os quais, a evolução de saldos e taxas de empréstimo, bem como a decomposição do *spread*, a tradicional e a decomposição para clientes preferenciais. No capítulo 2 – Medidas –, apresentam-se as principais medidas adotadas em 2010 no âmbito do crédito e do controle da liquidez e, anexo, o resumo das medidas sugeridas e adotadas no período.

Na parte II – Estudos Seleccionados –, apresenta-se o conjunto de estudos realizados no âmbito do Banco Central do Brasil sobre regulação prudencial, riscos, estabilidade financeira e economia bancária, no intuito de contribuir para melhor entendimento dos mecanismos que favorecem a solidez do sistema financeiro nacional, bem como fortalecer a comunicação do Banco Central com a sociedade, mantendo elevado o grau de transparência.

O primeiro texto – Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro? –, descreve o papel do governo na área de crédito no Brasil, explorando pontos como a presença de bancos públicos e direcionamento do crédito. Para tanto, apresenta histórico sobre a atuação do governo na atividade bancária e creditícia e descreve os três principais grupos de crédito direcionado da economia brasileira. Adicionalmente, mostra a evolução comparativa dos créditos livres e direcionados, bem como a avaliação dos efeitos dos direcionamentos de crédito sobre as taxas médias de juros e *spread* bancário no Brasil.

O artigo Crise Financeira e Restrição de Crédito no Brasil: evidências com base no custo do financiamento bancário investiga a relação entre o grau de restrição financeira das empresas e o aumento no custo do financiamento bancário durante a crise financeira global de 2008. Nesse sentido, utiliza a taxa de juros paga por cada empresa nos respectivos contratos de empréstimo bancário como medida de restrição financeira. Os resultados apontam contração mais severa da oferta de crédito para empresas que já sofrem maiores restrições financeiras. Também sugerem que uma carteira diversificada de credores ajuda a mitigar contração inesperada na oferta de crédito. Além disso, foi constatado que o aumento da taxa de juros foi mais expressiva para as empresas com maior tempo de relacionamento com o credor, indicando um efeito *hold-up* em momento de alta instabilidade financeira. Adicionalmente, a análise sugere que a magnitude do efeito *hold-up* e a importância da existência de vários credores antes da crise foram ainda maiores para as empresas menores, sinalizando maior assimetria de informação nesses contratos.

O terceiro e o quarto artigo exploram a relação entre macroeconomia e estabilidade financeira. O terceiro artigo – Recolhimentos Compulsórios e o Crédito Bancário Brasileiro – avalia a efetividade das medidas macroprudenciais adotadas em 2010 e no início de 2011, por meio do impacto no crédito bancário, bem como o efeito dos recolhimentos compulsórios sob a perspectiva de equilíbrio de mais longo prazo. Foram realizados dois conjuntos de testes. O primeiro avalia em que medida a adoção das medidas macroprudenciais de 2010 afetaram o crédito bancário. O segundo, se os bancos de menor porte responderam com mais intensidade. Os resultados mostram importantes impactos sobre a concessão de crédito para pessoas físicas, sugerindo ainda que a concessão de crédito de bancos menores tende a ser mais afetada. Na análise de equilíbrio de longo prazo, obtêm-se relações do crédito com a taxa efetiva de compulsório, com a taxa Selic e com variáveis de balanço bancário para diversos segmentos e modalidades do crédito bancário.

O quarto artigo – *Default* de Crédito e Ciclos Econômicos: uma investigação empírica das operações de varejo no Brasil –, elaborado com base em dados provenientes do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central, analisa a relação entre o padrão de crédito e os ciclos de negócios no Brasil e, em particular, investiga se o Acordo de Basileia II amplifica períodos de recessão. Para tanto, são avaliadas duas modalidades de crédito, quais sejam o crédito pessoal e o financiamento de veículos, no período de 2003 a 2008. O artigo explora tanto a evidência de séries temporais, com uso de modelo de vetores autorregressivos, quanto a de *cross-section*, por meio de modelos *probit*. Os resultados suportam a hipótese de existência de relação negativa entre ciclos de negócios e inadimplência, mas em magnitude inferior aos sugeridos em estudos anteriores.

No quinto artigo, Estudo sobre a Forma de Ajuste do Índice de Basileia pelos Bancos no Brasil, a meta do índice de capital regulamentar e a velocidade de ajuste em direção a essa meta foram estimadas para cada banco separadamente. Para tanto, recorre-se ao modelo de ajuste parcial de Memmel e Raupach (2010), que lida com o grau de dívida dos bancos. Os resultados indicam grande diferença no comportamento dos bancos, ou seja, que os bancos de maior porte apresentam metas de índice de capital significativamente menores do que os bancos pequenos, tanto no caso de Basileia I quanto no de Basileia II. Isso indica que os grandes bancos, provavelmente, estão implementando melhores sistemas de administração, medida

e mitigação de riscos, o que possibilita a eles terem menores índices de capital em comparação com bancos menores. As estimações também evidenciam que os bancos ajustam seu índice de Basileia principalmente pelo lado dos passivos. Não foram encontradas mudanças significativas no comportamento dos bancos com a passagem de Basileia I para Basileia II.

O sexto artigo – Comparação da Eficiência de Custo para BRIC e América Latina – trata de eficiência bancária. Avalia a estrutura bancária dos quatro principais países com economia emergente – Brasil, Rússia, Índia e China (BRIC) e de alguns países da América Latina, utilizando um modelo de fronteira estocástica para estimar e comparar os valores de eficiência de custo. Adicionalmente, analisa a alteração dos valores de eficiência devido a inclusão de atividades não tradicionais, definidas como receitas não provenientes de juros. Os resultados mostram que a eficiência desses países aumentou no período recente, e que a inclusão da variável de atividades não tradicionais, em geral, aumenta a eficiência bancária média.

O sétimo artigo – Sistema Central de Risco, Appetite ao Risco e o *Spread* dos Empréstimos Bancários – investiga se o SCR teria efeito positivo na redução do *spread* cobrado nos empréstimos bancários. Isso estaria associado ao fato de que maior grau de informação permitiria aos intermediadores financeiros melhor conhecimento e avaliação dos tomadores, o que levaria a redução do fator atribuído ao risco de crédito no *spread* da operação de empréstimo. Os resultados obtidos indicam que o *spread* teria diminuído após a implementação do SCR.

Por fim, um tópico relevante, porém ainda não devidamente explorado na literatura, diz respeito ao sistema bancário cooperativo. O trabalho Cooperativas de Crédito: taxas de juros praticadas e fatores de viabilidade analisa a existência de possível concorrência entre cooperativas de crédito e bancos múltiplos e comerciais. Utilizando dados do SCR e informações sobre o perfil de cada município brasileiro na data base de dezembro de 2010, verifica-se que as taxas de juros cobradas por cooperativas de crédito em operações de crédito pessoal sem consignação são, em média, significativamente menores que as taxas cobradas pelas instituições bancárias. Adicionalmente, ao explorar fatores de viabilidade, os resultados mostram que as cooperativas de crédito tendem a ser constituídas em regiões em que as relações sociais entre os habitantes sejam mais intensas.

Sumário

Parte I – Evolução Recente do Mercado de Crédito e Decomposição do <i>Spread</i>	11
1 – Juros e <i>Spread</i> Bancário.....	13
1 Evolução.....	13
2 Decomposição do <i>spread</i> bancário.....	17
3 Decomposição do <i>spread</i> bancário para clientes preferenciais.....	21
2 – Medidas.....	25
Anexo.....	29
Parte II – Estudos Seleccionados.....	39
1 – Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?.....	41
1 Introdução.....	41
2 Histórico dos bancos oficiais e do crédito direcionado.....	41
3 As operações do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.....	45
4 Crédito habitacional.....	51
5 Crédito rural.....	58
6 Crédito direcionado: evolução recente e considerações acerca do <i>spread</i> bancário.....	62
7 Considerações finais.....	65
Referências.....	67
2 – Crise Financeira e Restrição de Crédito no Brasil: evidências com base no custo do financiamento bancário.....	69
1 Introdução.....	69
2 Crédito bancário no Brasil pré-crise.....	71
3 Estratégia empírica.....	73
3.1 Base de dados.....	74
3.2 Especificação econométrica.....	78
4 Resultados.....	79
5 Conclusões.....	82
Referências.....	84
Apêndice.....	86

3 – Recolhimentos Compulsórios e o Crédito Bancário Brasileiro	89
1 Introdução.....	89
2 Estratégia e resultados empíricos.....	90
2.1 Análise das medidas macroprudenciais de 2010	90
2.2 Análise de longo prazo.....	95
3 Conclusões.....	101
Referências.....	102
Apêndice.....	103
4 – <i>Default</i> de Crédito e Ciclos Econômicos: uma investigação empírica das operações de varejo no Brasil	117
1 Introdução.....	117
2 Revisão da literatura	119
3 Evidências de séries temporais.....	120
4 Evidências dos microdados	123
4.1 Base de dados.....	123
4.2 Modelo <i>probit</i> com componente individual não observado	125
4.3 Resultados.....	129
5 Conclusões.....	133
Referências.....	135
5 – Estudo sobre a Forma de Ajuste do Índice de Basileia pelos Bancos no Brasil.....	139
1 Introdução.....	139
2 Literatura	140
3 Modelo.....	141
4 Dados.....	143
5 Resultados	145
6 Conclusões.....	149
Referências.....	150
6 – Comparação da Eficiência de Custo para BRIC e América Latina.....	153
1 Introdução.....	153
2 Revisão de literatura	154
3 Metodologia	155
4 Resultados empíricos	157
5 Considerações finais	164
Referências.....	166
7 – Sistema Central de Risco, <i>Apetite ao Risco</i> e <i>Spread</i> dos Empréstimos Bancários.....	169
1 Introdução.....	169
2 Especificação do modelo.....	170
3 Dados.....	172
4 Teste empírico	173
4.1 Testes de robustez.....	176
4.2 Teste empírico do Sistema Central de Risco de Crédito usando a variável <i>spread</i>	179
5 Efeitos de longo prazo e análise de sensibilidade.....	180
6 Conclusão	182
Referências.....	183

Apêndice 1.....	184
Apêndice 2.....	185
8 – Cooperativas de Crédito: taxas de juros praticadas e fatores de viabilidade.....	187
1 Introdução.....	187
2 Panorama das cooperativas de crédito no Sistema Financeiro Nacional	188
3 Metodologia e resultados	194
4 Conclusões.....	200
Referências.....	202
Anexo 1.....	203
Anexo 2.....	204

Parte I

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

1

Juros e *Spread* Bancário

1 Evolução

As operações de crédito do sistema financeiro, em 2010, continuaram com sua tendência de expansão, após superação dos impactos da crise financeira internacional de 2008/2009. A expansão do crédito mostrou-se condizente com a evolução da demanda doméstica, especialmente impulsionada pelo dinamismo do mercado de trabalho e pelos indicadores de confiança dos agentes econômicos. As operações destinadas às famílias apresentaram taxas de juros e *spreads* declinantes no ano, evolução oposta à observada para empréstimos às empresas. Houve elevação dos prazos médios das carteiras e recuo das taxas de inadimplência, particularmente no segmento de pessoas físicas.

O crescimento do crédito mostrou-se mais vigoroso nas carteiras de recursos direcionados, impulsionado pelas operações do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e pelo crédito habitacional. As operações crédito livre para pessoas físicas registraram expansão mais significativa, com destaque para financiamentos para aquisição de veículos e para crédito pessoal consignado em folha de pagamento. Por sua vez, as operações voltadas a pessoas jurídicas apresentaram desempenho moderado e maior participação dos empréstimos destinados ao capital de giro das empresas.

A Tabela 1 mostra que o estoque de crédito total concedido pelo sistema financeiro com recursos livres e direcionados alcançou R\$1.706 bilhões em dezembro de 2010, com crescimento interanual de 20,6%, ante 15,2% em 2009 e 31,1% em 2008. O saldo dos empréstimos totais em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) situou-se em 46,4% ao final de 2010 (44,4% em 2009 e 40,5% em 2008). A participação dos bancos públicos no total da carteira de crédito do sistema financeiro alcançou 41,8% em dezembro de 2010, e a participação das instituições privadas nacionais e a das estrangeiras atingiram 40,8% e 17,4%, respectivamente.

Tabela 1 – Evolução do crédito total

Discriminação	R\$ bilhões				
	2008	2009	2010	Variação (%)	
				t-1	t-2
Total	1.227,3	1.414,3	1.705,8	20,6	39,0
Recursos livres	871,2	954,5	1.116,0	16,9	28,1
Recursos direcionados	356,1	459,8	589,8	28,3	65,6
Participação %:					
Total/PIB	40,5	44,4	46,4		
Recursos livres/PIB	28,7	30,0	30,4		
Recursos direcionados/PIB	11,7	14,4	16,0		

Os financiamentos com recursos direcionados atingiram R\$589,8 bilhões em 2010, com crescimento de 28,3% no ano (Tabela 2), ante 29,1% em 2009 e 29,4% em 2008. A carteira do BNDES, com saldo de R\$357,8 bilhões, que respondeu por 60,7% do segmento, registrou aumento de 26,4%. Destaque-se o crescimento dos empréstimos destinados à habitação, que abrangem recursos da poupança e do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), cuja variação alcançou 50,3% no ano, superando a de 2009 (46,4%) e a de 2008 (36,9%). As operações de crédito para o setor rural aumentaram 10,3% no mesmo período.

Tabela 2 – Evolução do crédito com recursos direcionados

Discriminação	R\$ bilhões				
	2008	2009	2010	Variação (%)	
				t-1	t-2
Total	356,1	459,8	589,8	28,3	65,6
BNDES	209,3	283,0	357,8	26,4	71,0
Direto	107,8	158,1	178,0	12,6	65,2
Repasses	101,5	124,9	179,8	43,9	77,1
Rural	78,3	78,7	86,8	10,3	10,9
Habitação	59,7	87,4	131,4	50,4	120,1
Outros	8,8	10,7	13,8	29,1	55,9

O estoque de crédito com recursos livres alcançou R\$1.116 bilhões em dezembro de 2010, com crescimento de 16,9% no ano (Tabela 3), o que corresponde a 65,4% da carteira total do sistema financeiro, ante 67,5% em 2009. As operações com pessoas físicas cresceram 19,2%, atingindo R\$560 bilhões, com destaque para as variações de 49,1% e de 24,7% em financiamentos de veículos e crédito pessoal, respectivamente. No segmento de pessoas jurídicas, o saldo expandiu 14,7% no ano e alcançou R\$556 bilhões, com aumento de 22,9% nos empréstimos para capital de giro. Os financiamentos lastreados em recursos externos declinaram 11% no ano, evidenciando reduções no saldo de Adiantamentos sobre Contratos de Câmbio (ACC) e de repasses externos.

Tabela 3 – Evolução do crédito com recursos livres

Discriminação	2008	2009	2010	R\$ bilhões	
				Variação (%)	
				t-1	t-2
Total	871,2	954,5	1.116,0	16,9	28,1
Pessoa jurídica	476,9	484,7	556,0	14,7	16,6
Referencial ^{1/}	391,5	397,8	462,7	16,3	18,2
Recursos domésticos	300,7	342,9	413,9	20,7	37,6
Recursos externos	90,8	54,9	48,9	-11,0	-46,2
Leasing	55,3	49,1	41,1	-16,3	-25,6
Rural	3,8	4,0	3,1	-24,0	-18,1
Outros	26,3	33,7	49,1	45,6	86,3
Pessoa física	394,3	469,9	560,0	19,2	42,0
Referencial ^{1/}	277,6	323,8	417,3	28,9	50,4
Cooperativas	16,9	21,1	25,3	19,7	49,1
Leasing	56,7	63,2	45,6	-27,8	-19,6
Outros	43,1	61,8	71,8	16,2	66,8

1/ Crédito utilizado para cálculo da taxas de juros, definido pela Circular nº 2.957, de 30 de dezembro de 1999.

Tabela 4 – Evolução das carteiras de crédito referencial

Discriminação	2008	2009	2010	R\$ bilhões	
				Variação (%)	
				t-1	t-2
Total	669,1	721,6	880,1	22,0	31,5
P. Jurídicas	391,5	397,8	462,7	16,3	18,2
P. Físicas	277,6	323,8	417,3	28,9	50,4
Participação relativa (%)					
PJ	58,5	55,1	52,6		
PF	41,5	44,9	47,4		

A trajetória das taxas de juros relativas às modalidades que compõem o crédito referencial¹ foi condicionada a alguns fatores, como elevação de 200 pontos base (p.b.) na taxa Selic, em 2010, e recomposição dos recolhimentos compulsórios, que repercutiram sobre o custo de captação das instituições financeiras. Além disso, cite-se a evolução da inadimplência referente às operações com pessoas físicas e o crescimento de modalidades com custo mais reduzido nesse segmento. Dessa forma, as taxas e *spreads* no crédito às famílias apresentaram recuo de 2,1 pontos percentuais (p.p.) e de 3,1 p.p., respectivamente, atingindo 40,6% e 28,5%, e no crédito às empresas, taxas e *spreads* apresentaram altas de 2,4 p.p. e de 0,5 p.p., situando-se em 27,9% e em 17%, respectivamente. A taxa média geral alcançou 35% em dezembro de 2010, representando elevação de 0,7 p.p. no ano, ante acréscimo de 2 p.p. na taxa Selic e queda de 0,9 p.p. no *spread* bancário geral (para 23,5%), conforme pode ser visto nos gráficos 1 e 2.

1 Referem-se a créditos livres acompanhados pelo Banco Central para efeito da estimativa dos valores das taxas de juros, *spreads*, prazos médios, inadimplência e fluxos de concessões (Circular nº 2.957, de 30 de dezembro de 1999).

Gráfico 1 – Meta Selic X Taxa de Juros^{1/} X Spread Médio Geral

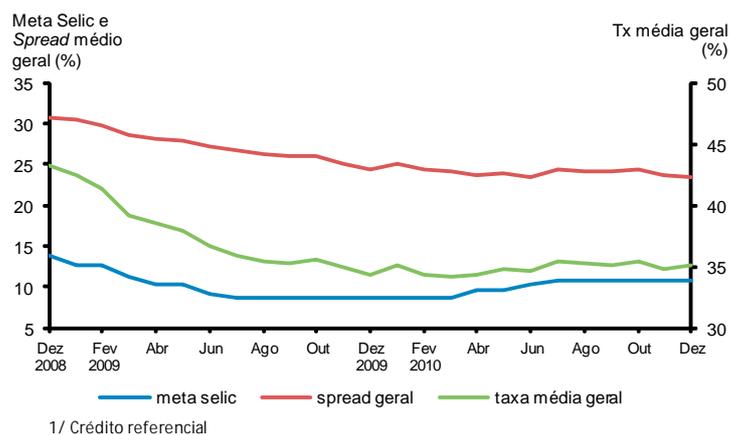
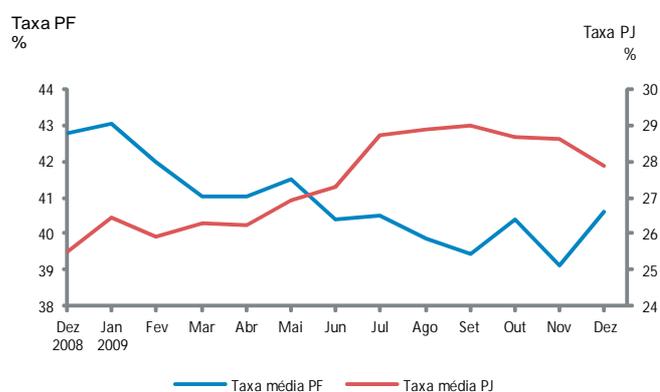


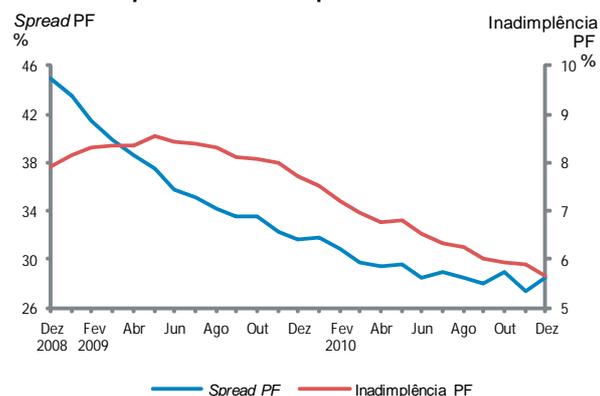
Gráfico 2 – Taxa média PF X Taxa média PJ



A taxa de inadimplência do crédito referencial manteve a trajetória declinante a partir de fevereiro de 2010, conforme Gráfico 3, atingindo 4,5% ao final do ano, após retração de 1 p.p. em doze meses. Houve redução de 2 p.p. e de 0,3 p.p. nas taxas referentes aos segmentos de pessoas físicas e de pessoas jurídicas, respectivamente, as quais se situaram em 5,7% e em 3,5%, respectivamente, em dezembro de 2010.

O declínio da inadimplência, condicionada pela evolução positiva dos indicadores de emprego e de renda, e o aumento da participação relativa de modalidades com *spreads* menores na carteira total desse segmento contribuíram para redução do *spread* bancário nos créditos a pessoas físicas.

Gráfico 3 – Spread PF X Inadimplência PF



2 Decomposição do *spread* bancário

Nesta seção, apresenta-se a decomposição do *spread* bancário, contemplando estimativas específicas para os grupos de bancos públicos, de bancos privados e dos maiores bancos em montante de concessão de crédito. As estimativas foram realizadas com base na metodologia publicada no Relatório de Economia Bancária e Crédito (REBC) de 2008² e estendem-se de 2004 a 2010. Relativamente à decomposição do *spread* bancário total em proporção percentual do próprio *spread* (Tabela 5), destaca-se a participação da “margem bruta, erros e omissões”, que representa a maior parcela do *spread* bancário no período analisado, tendo atingido 54,6% em 2010, percentual superior ao atribuído à inadimplência e ao custo administrativo (28,7% e 12,6%, respectivamente), que mostram redução na participação em relação a 2009.

Tabela 5 - Decomposição do *spread* bancário prefixado – Total

Discriminação	Em proporção (%) do <i>spread</i>						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1 - <i>Spread</i> Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
2 - Custo Administrativo	20,42	19,41	17,89	18,15	10,16	14,25	12,56
3 - Inadimplência	24,29	27,57	30,52	28,42	26,71	30,59	28,74
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	9,40	8,07	6,14	6,45	5,23	5,26	4,08
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	45,89	44,95	45,46	46,98	57,90	49,91	54,62
6 - Impostos Diretos	15,63	15,31	15,49	16,04	23,20	19,97	21,89
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	30,25	29,64	29,97	30,95	34,69	29,94	32,73

Fonte: Depep

A decomposição na forma de p.p. apresenta, em outra perspectiva, a evolução nominal das componentes do *spread*. Na Tabela 6 observa-se tendência de queda para quase todos os componentes, fato que corrobora a redução dos juros e do *spread* bancário. Essa tendência de longo prazo não se manteve apenas em 2008, em razão da crise internacional de 2008/2009, quando se observou aumento da inadimplência e da “margem líquida, erros e omissões”. Tais aumentos foram revertidos a partir de 2009, com a recuperação econômica e com a retomada do crescimento do mercado de crédito brasileiro.

Visando separar os itens da decomposição diretamente relacionados à regulação, as tabelas 5 e 6 apresentam o impacto conjunto dos compulsórios sobre depósitos, dos subsídios cruzados, dos encargos fiscais e do Fundo Garantidor de Crédito (FGC). A participação relativa no *spread* desse componente apresentou

2 A alteração mais relevante da nova metodologia em relação à antiga consiste na estimação do efeito dos subsídios cruzados causados pelo direcionamento obrigatório de parte dos depósitos a vista e de poupança para aplicação em crédito rural e/ou crédito habitacional. A nova metodologia usa as taxas efetivas de captação de depósito a vista e de poupança, bem como de depósitos a prazo (neste caso, dadas pelas taxas dos Certificados de Depósitos Bancários – CDBs – para cada banco) como taxa de captação. No que se refere ao impacto dos recolhimentos compulsórios, optou-se pelo uso dos custos efetivos de captação dos depósitos bancários que originam os recolhimentos compulsórios (depósitos a prazo, a vista e/ou de poupança). Essa metodologia incorporou alterações no cálculo do impacto do Fundo Garantidor de Crédito (FGC) e realiza separação dos tributos conforme as respectivas bases de cálculo. A componente relacionada ao custo administrativo continua a ser calculada com base em uma função custo para o setor bancário e a alocação dos custos administrativos para cada produto, por intermédio do algoritmo de Aumann-Shapley. A componente relacionada com a inadimplência manteve a forma de cálculo da metodologia antiga, sendo, portanto, estimada com base nas classificações de risco das carteiras de empréstimo dos bancos e nas respectivas provisões mínimas, conforme parâmetros constantes da Resolução nº 2.682, de 21 de dezembro de 1999).

redução de 57% desde 2004, passando de 9,4% do *spread* para 4,1%. Em p.p., o mesmo comportamento pode ser verificado, com recuo de 3,34 p.p. para 1,14 p.p., a menor participação na decomposição.

Tabela 6 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – Total

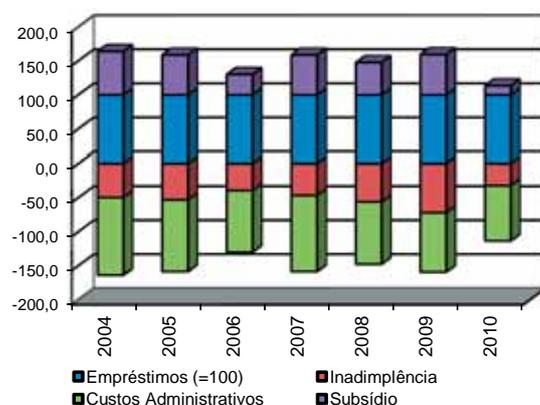
Discriminação	Em pontos percentuais (p.p.)						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
A - Taxa de Aplicação*	53,11	53,33	47,31	40,18	52,91	40,32	39,70
B - Taxa de Captação*	17,55	16,93	12,55	11,78	12,93	10,51	11,83
1 - <i>Spread</i> Total	35,56	36,40	34,76	28,40	39,98	29,81	27,87
2 - Custo Administrativo	7,26	7,06	6,22	5,15	4,06	4,25	3,50
3 - Inadimplência	8,64	10,04	10,61	8,07	10,68	9,12	8,01
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	3,34	2,94	2,13	1,83	2,09	1,57	1,14
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	16,32	16,36	15,80	13,34	23,15	14,88	15,22
6 - Impostos Diretos	5,56	5,57	5,38	4,55	9,28	5,95	6,10
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	10,76	10,79	10,42	8,79	13,87	8,92	9,12

Fonte: Depep

É importante analisar o impacto dos efeitos indiretos da inadimplência e dos custos administrativos, além dos efeitos diretos sobre o *spread* bancário, por meio de subsídios cruzados referentes à inadimplência e aos custos administrativos do crédito rural e do imobiliário.

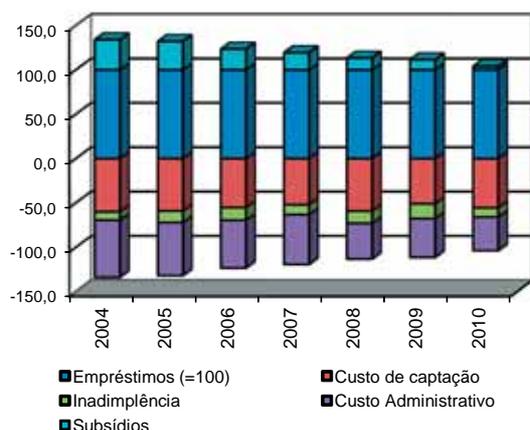
No caso do crédito rural (Gráfico 4), observa-se tendência a redução da inadimplência e dos custos administrativos. Após taxas de inadimplência mais elevadas em dezembro de 2009 (72% da receita de empréstimos rurais), devido, em parte, aos efeitos da crise de 2008/2009, os atrasos de mais de noventa dias diminuíram em 2010 (32% da mesma receita), e os custos administrativos foram reduzidos para 81,5% ao final de 2010, de 112% das receitas de empréstimos rurais de dezembro de 2007. Estimativas do Banco Central mostram que as perdas com inadimplência consomem cerca de 60% da receita desses créditos, sendo os 40% restantes insuficientes para cobrir as despesas administrativas, as quais, isoladamente, absorvem quase toda a receita. De qualquer maneira, é importante destacar que o subsídio cruzado estimado do crédito rural se reduziu de 64% das receitas dos empréstimos rurais em dezembro de 2004 para cerca de 14% no final de 2010.

Gráfico 4 – Subsídio cruzado do crédito rural



No que se refere ao crédito imobiliário (Gráfico 5), com a redução das despesas administrativas, de cerca de 65% das receitas de empréstimos imobiliários em 2004 para quase 38% em 2010, o Banco Central estima que as receitas dos financiamentos sejam suficientes para cobrir a quase totalidade dos custos dessa modalidade de crédito. Dessa forma, o subsídio cruzado estimado reduziu-se de 34% das receitas dos empréstimos habitacionais em dezembro de 2004 para cerca de 4% ao final de 2010.

Gráfico 5 – Subsídio cruzado do crédito imobiliário



Examinando-se a decomposição do *spread* bancário dos bancos públicos (Tabela 7), observa-se importante redução da inadimplência, que absorveu 28,3% do *spread* bancário estimado em 2010, em contraste com os dados observados desde 2004, sempre superiores a um terço (33,3%) dos *spreads* do período. A decomposição apresentada na forma de p.p. (Tabela 8) mostra tendência de redução de todas as componentes da composição dos *spreads* bancários dos bancos oficiais, em especial entre 2008 e 2010, o que explicaria a redução dos juros e *spreads* praticados, sem prejuízo aparente das margens, com reflexos sobre a competitividade dos bancos públicos relativamente aos privados no período recente. A “margem líquida, erros e omissões” dos bancos públicos apresentou, entre 2008 e 2010, a maior participação percentual e absoluta (em p.p.) da série estimada.

Tabela 7 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – Bancos públicos

Discriminação	Em proporção (%) do <i>spread</i>						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1 - <i>Spread Total</i>	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
2 - Custo Administrativo	23,53	21,70	22,19	26,06	13,99	16,69	15,27
3 - Inadimplência	34,72	33,70	35,10	38,15	34,02	34,00	28,28
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	10,39	10,25	9,38	10,90	7,35	6,96	5,45
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	31,36	34,35	33,33	24,89	44,64	42,35	50,99
6 - Impostos Diretos	10,69	11,71	11,35	8,46	17,85	16,94	20,40
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	20,67	22,64	21,97	16,42	26,78	25,41	30,60

Fonte: Depep

Tabela 8 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – Bancos públicos

Discriminação	Em pontos percentuais (p.p.)						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
A - Taxa de Aplicação*	55,65	57,55	48,81	40,19	49,71	44,11	34,12
B - Taxa de Captação*	16,02	16,01	12,14	11,46	12,71	9,89	13,01
1 - <i>Spread Total</i>	39,64	41,54	36,66	28,73	37,00	34,22	21,11
2 - Custo Administrativo	9,33	9,01	8,14	7,49	5,18	5,71	3,22
3 - Inadimplência	13,76	14,00	12,87	10,96	12,59	11,63	5,97
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	4,12	4,26	3,44	3,13	2,72	2,38	1,15
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	12,43	14,27	12,22	7,15	16,52	14,49	10,76
6 - Impostos Diretos	4,24	4,86	4,16	2,43	6,61	5,80	4,31
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	8,19	9,41	8,06	4,72	9,91	8,69	6,46

Fonte: Depep

A decomposição do *spread* bancário dos bancos privados (Tabela 9) apresenta comportamento semelhante ao da decomposição do total dos bancos, com destaque para o crescimento da participação relativa do item “margem bruta, erros e omissões” (63% em 2008, 54% em 2009 e 57% em 2010). Em p.p. (Tabela 10), verifica-se que a tendência de recuo observada desde 2002, na “margem bruta, erros e omissões” sofreu reversão em 2008, quando aumentou para 25,9 p.p. (14,9 p.p. em 2007), recuou em 2009 (15,1 p.p.), mas voltou a subir em 2010 (17,4 p.p.).

Tabela 9 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – Bancos privados

Discriminação	Em proporção (%) do <i>spread</i>						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1 - <i>Spread Total</i>	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
2 - Custo Administrativo	19,74	18,83	16,68	16,16	8,61	12,88	10,76
3 - Inadimplência	22,03	26,02	29,23	25,97	23,75	28,68	29,04
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	9,19	7,52	5,23	5,32	4,38	4,30	3,16
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	49,03	47,63	48,87	52,55	63,26	54,14	57,03
6 - Impostos Diretos	16,71	16,21	16,65	17,95	25,37	21,66	22,88
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	32,33	31,41	32,22	34,61	37,90	32,47	34,15

Fonte: Depep

Tabela 10 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – Bancos privados

Discriminação	Em pontos percentuais (p.p.)						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
A - Taxa de Aplicação*	52,31	52,13	46,89	40,18	53,97	38,68	41,97
B - Taxa de Captação*	17,82	17,14	12,64	11,85	12,99	10,71	11,46
1 - <i>Spread Total</i>	34,49	34,99	34,25	28,32	40,98	27,97	30,51
2 - Custo Administrativo	6,81	6,59	5,71	4,58	3,53	3,60	3,28
3 - Inadimplência	7,60	9,11	10,01	7,35	9,73	8,02	8,86
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	3,17	2,63	1,79	1,51	1,79	1,20	0,97
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	16,91	16,67	16,74	14,88	25,93	15,14	17,40
6 - Impostos Diretos	5,76	5,67	5,70	5,08	10,40	6,06	6,98
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	11,15	10,99	11,04	9,80	15,53	9,08	10,42

Fonte: Depep

A decomposição do *spread* bancário para os maiores bancos do país (Tabelas 11 e 12) mostra, também, comportamento semelhante ao observado para o total de bancos. A “margem bruta, erros e omissões” dos grandes bancos públicos e privados permanece superior à metade do *spread* bancário (59,5% em 2008, 51,5% em 2009 e 55,3% em 2010), evidenciando existência de espaço para redução dos *spreads* bancários.

Tabela 11 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – Maiores bancos(*)

Discriminação	Em proporção (%) do <i>spread</i>						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1 - <i>Spread Total</i>	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
2 - Custo Administrativo	20,19	19,39	17,26	17,89	9,81	13,48	12,72
3 - Inadimplência	24,53	27,43	30,07	28,52	25,14	29,42	27,88
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	9,95	8,56	6,31	6,84	5,51	5,63	4,07
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	45,33	44,61	46,36	46,76	59,54	51,47	55,32
6 - Impostos Diretos	10,69	11,71	11,35	8,46	17,85	16,94	20,40
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	34,63	32,90	35,01	38,30	41,69	34,53	34,93

Fonte: Depep

Tabela 12 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – Maiores bancos (*)

Discriminação	Em pontos percentuais (p.p.)						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
A - Taxa de Aplicação*	53,11	53,33	47,31	40,18	52,91	40,32	39,70
B - Taxa de Captação*	17,55	16,93	12,55	11,78	12,93	10,51	11,83
1 - <i>Spread Total</i>	35,56	36,40	34,76	28,40	39,98	29,81	27,87
2 - Custo Administrativo	7,18	7,06	6,00	5,08	3,92	4,02	3,55
3 - Inadimplência	8,72	9,99	10,45	8,10	10,05	8,77	7,77
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	3,54	3,11	2,19	1,94	2,20	1,68	1,14
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4)	16,12	16,24	16,12	13,28	23,81	15,34	15,42
6 - Impostos Diretos	3,80	4,26	3,95	2,40	7,14	5,05	5,68
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (5-6)	12,31	11,98	12,17	10,88	16,67	10,29	9,73

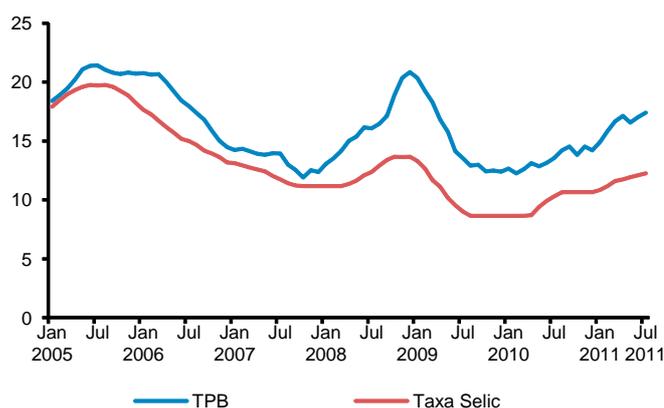
Fonte: Depep

3 Decomposição do *spread* bancário para clientes preferenciais

O Banco Central apresentou, em boxe do Relatório de Estabilidade Financeira de setembro de 2011, metodologia de cálculo da taxa média das operações pactuadas entre instituições financeiras e seus clientes preferenciais, denominada Taxa Preferencial Brasileira (TPB). Essa nova taxa de juros, construída com uso de dados do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central, possibilita melhor comparação das taxas praticadas no Brasil com as de outros países, bem como pode servir como referência para realização de outras operações de crédito, o que deve aumentar a transparência e estimular a concorrência no mercado de crédito doméstico.

Avaliando-se o Gráfico 6, que compara a TPB à taxa Selic, verifica-se que há uma alta correlação entre essas duas séries (correlação de 0,871), e que a taxa obtida pelos clientes preferenciais apresenta, em média, um *spread* em relação à taxa Selic de cerca de 2 p.p. até outubro de 2007, quando se inicia um processo de

Gráfico 6 – TPB e taxa Selic



elevação, atingindo 7,18 p.p. em novembro de 2008. Posteriormente, sofre inversão nessa tendência de alta, voltando a patamares de 4,0 p.p. em meados de 2009, e atinge 4,85 p.p. em julho de 2011.

Para possibilitar melhor entendimento das componentes do *spread* relativo à TPB, aplicou-se para o mês de dezembro de 2006 a 2010 a mesma metodologia de decomposição do *spread aplicada* aos juros referenciais médios. Dessa forma, o *spread* utilizado para a decomposição foi resultado da diferença entre a TPB e a taxa de captação efetiva das instituições financeiras, que é uma média ponderada pelos volumes disponíveis das taxas de captação dos depósitos a vista, a prazo e de poupança de todas as instituições financeiras³. Como as informações dos custos administrativos e do volume de compulsório estão disponíveis apenas para cada instituição financeira, e não por clientes ou operações, foram necessárias as hipóteses seguintes.

1) Custo administrativo – A metodologia de decomposição utiliza o algoritmo de *Aumann-Shapley* para alocação dos custos administrativos totais por unidade de negócio (crédito livre, crédito obrigatório, títulos e valores mobiliários e câmbio), calculando-se um valor de custo para cada unidade monetária emprestada. A utilização dessa unidade para as operações com clientes preferenciais mostrou-se inadequada, uma vez que, sendo, em sua maioria, empréstimos de alto valor, absorvem parcela elevada do custo administrativo da instituição financeira, o que se reflete em participação acentuada desse item na decomposição. O custo administrativo de operações de grande valor deve requerer maior grau de controle e envolvimento de número maior de profissionais. Em proporção ao montante de recursos envolvidos, entretanto, a participação relativa dos custos administrativos é quase desprezível, e, portanto, esse custo foi aqui considerado nulo.

2) Critério de alocação dos recolhimentos compulsórios – Similar ao da decomposição geral pela impossibilidade de identificação da origem dos recursos referentes às operações de crédito com os clientes preferenciais. Assume-se que esses recursos têm origem no *funding* global da instituição, e que o percentual do volume de recolhimentos compulsórios segue o das demais operações de crédito da instituição financeira.

3 Foram realizados testes, calculando-se a taxa de captação somente das instituições financeiras que realizaram empréstimos para os clientes preferenciais, contudo, devido à maior estabilidade dos resultados, optou-se pela utilização da mesma taxa de captação empregada na decomposição dos juros referenciais médios.

3) Inadimplência – De forma análoga à decomposição geral, adota-se a classificação de risco apresentada pela instituição financeira juntamente com os percentuais mínimos obrigatórios de provisionamento, de acordo com a Resolução nº 2.682, de 21

de dezembro de 1999, para cálculo da taxa de inadimplência. Adicionalmente, visando eliminar eventuais valores extremos, foram eliminadas as operações que apresentaram impacto na participação relativa da inadimplência superior ao quantil 99% em cada ano e que modificavam a participação dessa componente de forma significativa⁴.

4) Taxa de juros do SCR – As estatísticas divulgadas pelo Banco Central utilizam o conceito de Custo Efetivo Total (CET), e as taxas apresentadas pelo SCR referem-se a taxas contratadas, não englobando eventuais tributos e custos administrativos adicionais. Nesse sentido, diferentemente do realizado na decomposição dos juros referenciais médios, não é feita a separação dos tributos incidentes na operação (Imposto sobre Operações Financeiras – IOF) e dos custos administrativos adicionais.

Adicionalmente, no processo de agregação das informações das diferentes instituições financeiras, de forma análoga à realizada na decomposição dos juros referenciais médios, optou-se pela ponderação de cada uma das operações pelo

Tabela 13 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – TPB

Discriminação	Em proporção (%) do <i>spread</i>				
	2006	2007	2008	2009	2010
1 - <i>Spread Total</i>	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
2 - Custo Administrativo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3 - Inadimplência	6,85	5,16	6,71	14,22	7,42
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	35,35	26,55	27,97	39,47	12,62
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4-5)	57,80	68,29	65,32	46,31	79,95
6 - Impostos Diretos	21,01	23,78	28,06	21,66	33,09
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (6-7)	36,79	44,51	37,27	24,65	46,86

Fonte: Depep

Tabela 14 – Decomposição do *spread* bancário prefixado – TPB

Discriminação	Em pontos percentuais (p.p.)				
	2006	2007	2008	2009	2010
A - Taxa de Aplicação*	14,52	12,40	20,84	12,42	14,24
B - Taxa de Captação*	12,55	11,78	12,93	10,51	11,83
1 - <i>Spread Total</i>	1,97	0,62	7,91	1,91	2,41
2 - Custo Administrativo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3 - Inadimplência	0,13	0,03	0,53	0,27	0,18
4 - Compulsório + Subsídio Cruzado + Encargos Fiscais e FGC	0,70	0,17	2,21	0,75	0,30
5 - Margem Bruta, Erros e Omissões (1-2-3-4-5)	1,14	0,43	5,17	0,89	1,93
6 - Impostos Diretos	0,41	0,15	2,22	0,41	0,80
7 - Margem Líquida, Erros e Omissões (6-7)	0,72	0,28	2,95	0,47	1,13

Fonte: Depep

volume da carteira da instituição, em vez de fazê-lo pelo volume de concessão, para refletir a importância relativa de cada instituição no mercado de crédito e propiciar maior estabilidade aos resultados, apresentados nas Tabelas 13 e 14.

À semelhança do *spread* bancário total, a participação da “margem bruta, erros e omissões”, no *spread* das operações com clientes preferenciais em

4 Ao final dessa avaliação, foram eliminadas apenas duas observações de 2006.

proporção percentual (Tabela 13), representa a maior parcela no período sob análise. Iniciando-se em 36,79% em 2006, atinge seu menor valor (24,65%) em 2009 e passa para 46,86% em 2010. O segundo componente mais relevante é o item compulsórios, subsídios cruzados, encargos fiscais e FGC, que representa, em média, 28,39% do *spread* (diferentemente da participação na decomposição geral, de 5,43% na média de 2006 a 2010). A inadimplência, excetuando-se o ano de 2009 – provavelmente ainda reflexo da crise financeira de 2008/2009 –, apresentou participação média em torno de 7%, valor muito inferior ao observado na decomposição do *spread* bancário total (em torno de 29%).

A Tabela 14 apresenta decomposição, na forma de p.p., dos componentes do *spread* de 2006 a 2010. Nota-se variação significativa do *spread* das operações com clientes preferenciais, mas em níveis inferiores aos observados no *spread* bancário total⁵. Avaliando-se o comportamento da inadimplência, verifica-se que a redução verificada entre 2006 e 2007 se reverte em 2008, em decorrência, em parte, da crise internacional de 2008/2009, observando-se, posteriormente, retorno à tendência de queda gradual.

Em relação ao impacto conjunto dos compulsórios, subsídios cruzados, encargos fiscais e FGC, verifica-se que a participação média dessa componente, excluindo-se o ano de 2008, é de 0,48 p.p., tendo sido observada elevação em 2008, quando atingiu 2,21 p.p. Quanto à componente “margem bruta, erros e omissões”, sua participação foi, em média, de 1,09 p.p., excetuando-se o ano de 2008, em que houve aumento para 5,17 p.p.

À vista dos resultados obtidos na decomposição do *spread* seja da taxa geral, para os bancos públicos, privados, seja das operações com clientes preferenciais, percebe-se que a participação da inadimplência e da componente “margem bruta, erros e omissões” no *spread* bancário é relevante, havendo espaço para redução dessa componente. Assim, o Banco Central entende que a queda dos *spreads* bancários deve, necessariamente, estar relacionada a ações que visem, entre outros aspectos, aumentar a eficiência do sistema financeiro bem como reduzir a inadimplência.

5 O desvio padrão do *spread* geral é de 4,92, e o do *spread* da TPB é igual a 2,57.

Em 2010, o Banco Central deu continuidade ao processo de recomposição dos depósitos compulsórios e de redução dos benefícios concedidos para regularizar a liquidez bancária afetada pela crise internacional de 2008. Os recolhimentos compulsórios sobre depósitos a vista devem retornar a 45%, com elevação de 42% para 43% a partir de julho de 2010, para 44% a partir de julho de 2012 e para 45% a partir de julho de 2014, mantida a dedução de R\$44 milhões da base de cálculo (Circular nº 3.497, de 24 de junho de 2010).

Os depósitos a prazo e os depósitos interfinanceiros de sociedades de arrendamento mercantil também tiveram seus recolhimentos compulsórios recompostos de 13,5% para 15% a partir de abril de 2010 (Circular nº 3.485, de 24 de fevereiro de 2010). A dedução sobre a exigibilidade calculada após aplicação da alíquota acima, que era de R\$2 bilhões (Circular nº 3.410, de 13 de outubro de 2008), passou a ser de R\$2 bilhões para as instituições financeiras (IFs) com patrimônio de referência (PR) inferior a R\$2 bilhões, de R\$1,5 bilhão para IFs com PR entre R\$2 bilhões e R\$5 bilhões e zero para IFs com PR superior a R\$5 bilhões. O recolhimento, que era feito 40% em títulos públicos e 60% em espécie, sem nenhuma remuneração (Circular nº 3.427, de 19 de dezembro de 2008), passou a ser exigido integralmente em espécie, com remuneração feita com base na taxa Selic (Circular nº 3.485, de 2010).

A exigibilidade adicional sobre depósitos foi aumentada de 5% para 8% sobre os depósitos a vista, de 4% para 8% sobre depósitos a prazo e depósitos interfinanceiros de sociedades de arrendamento mercantil e mantida em 10% sobre depósitos de poupança (Circular nº 3.486, de 24 de fevereiro de 2010). A dedução sobre a exigibilidade calculada após a aplicação das alíquotas acima também foi alterada de R\$1 bilhão (Circular nº 3.410, de 2008) para R\$2 bilhões no caso das IFs com PR inferiores a R\$2,0 bilhões, para R\$1,5 bilhão para IFs com PR entre R\$2 bilhões e R\$5 bilhões e zero para IFs com PR superior a R\$5 bilhões (Circular nº 3.486, de 2010).

Foram igualmente descontinuadas as deduções de recolhimentos compulsórios e outros benefícios adotados para recompor a liquidez bancária afetada pela crise internacional de 2008. As várias deduções de recolhimentos compulsórios sobre recursos a prazo para aquisição de ativos depósitos interfinanceiros de pequenas e médias IFs, que haviam sido consolidados sob a Circular nº 3.427, de 2008, tiveram

o limite das deduções a 45% das exigibilidades e restrição dos benefícios a operações realizadas até 30 de junho de 2010 (Circular nº 3.485, de 2010). Posteriormente, a Circular nº 3.513, de 3 de dezembro de 2010, restringiu as deduções a 36% das exigibilidades e estendeu o prazo das operações para 30 de junho de 2011, prazo que foi recentemente dilatado para 30 de dezembro de 2011 (Circular nº 3.542, de 24 de junho de 2011).

Em relação às operações realizadas pelo Banco Central em moeda estrangeira e direcionadas a empresas nacionais (Resolução nº 3.672, de 17 de dezembro de 2008), ficou estabelecido que as parcelas teriam vencimento entre 1º de outubro de 2008 e 31 de dezembro de 2009 (Circular nº 3.446, de 26 de março de 2009).

No âmbito de um conjunto de medidas macroprudenciais, em dezembro de 2010 o Banco Central voltou a elevar os recolhimentos e adicionais compulsórios sobre depósitos a vista e a prazo, com impacto estimado em R\$61 bilhões. O recolhimento compulsório sobre depósitos a prazo foi aumentado de 15% para 20%. O limite de dedução do compulsório sobre esses depósitos das IFs com PR abaixo de R\$2 bilhões aumentou de R\$2 bilhões para R\$3 bilhões. Para as IFs com PR igual a R\$2 bilhões, maior que R\$2 bilhões e inferior a R\$5 bilhões, a dedução subiu de R\$1,5 bilhão para R\$2 bilhões (Circular nº 3.513, de 2010).

O adicional de compulsório sobre depósitos a vista e a prazo também foi elevado de 8% para 12%. O limite de dedução do adicional de compulsório sobre depósitos a vista e a prazo das IFs com PR inferior a R\$2 bilhões aumentou de R\$2 bilhões para R\$2,5 bilhões. Para as instituições com PR de valor igual ou maior que R\$2 bilhões e menor que R\$5 bilhões, a dedução passou de R\$1,5 bilhão para R\$2 bilhões (Circular nº 3.514, de 3 de dezembro de 2010).

Com o objetivo de assegurar o crescimento do crédito em base sólida, e complementar as medidas de combate à inflação, o Banco Central também adotou medida prudencial destinada a desestimular a oferta de crédito ao consumo para operações de mais longo prazo. A Circular nº 3.515, de 3 de dezembro de 2010, elevou o requerimento de capital para operações de crédito a pessoas físicas com prazo superior a 24 meses, na forma de aumento do Fator de Ponderação de Risco (FPR), de 100% para 150% na maioria das operações de crédito a pessoas físicas com prazo superior a 24 meses. Com essa decisão, o capital requerido das IFs aumentou de 11% para 16,5% do valor das operações de crédito de pessoas físicas, objeto da medida.

A majoração do FPR não se aplica às operações de crédito rural, às operações de crédito habitacional e ao financiamento ou arrendamento mercantil de veículos de carga. No caso do crédito consignado, essa regra só se aplica às operações com prazo superior a 36 meses. Sobre as operações de financiamento de veículos ou arrendamento mercantil de veículos, o aumento incidirá nas seguintes situações:

- a) prazo entre 24 e 36 meses: quando o valor da entrada for inferior a 20% do valor do bem;
- b) prazo entre 36 e 48 meses: quando o valor da entrada for inferior a 30% do valor do bem;
- c) prazo entre 48 e 60 meses: quando o valor da entrada for inferior a 40% do valor do bem.

Igualmente com o objetivo de desestimular a demanda por crédito de consumo por parte das pessoas físicas, o governo voltou a elevar as alíquotas do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) (Decreto nº 7.456, de 7 de abril de 2011) de 0,0041% ao dia para 0,0082% ao dia, até o máximo de 3,0% (antes 1,5%), mantida sem alteração a alíquota adicional de 0,38% sobre a operação de crédito. Em dezembro de 2008, em razão dos efeitos da crise internacional, as alíquotas do IOF das operações com pessoa física haviam voltado ao patamar anterior ao aumento efetuado, para compensar a eliminação, a partir de 2008, da Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira (CPMF), ou seja, 0,0041% ao dia, até o máximo de 1,5%, mantida a alíquota adicional de 0,38% sobre a operação de crédito (Decreto nº 6.691, de 11 de dezembro de 2008).

Foi aprovada a norma que regula a formação e a consulta a bancos de dados com informações de adimplimento de pessoas físicas e jurídicas para formação de histórico de crédito (Medida Provisória nº 518, de 30 de dezembro de 2010, convertida na Lei nº 12.414, de 9 de junho de 2011).

O Banco Central procedeu a revisão e atualização da coleta de informações sobre as operações de crédito do segmento livre (juros, saldos, concessões, prazo médio e atraso) e sobre a inclusão de informações sobre crédito direcionado. Até o final de 2011 o Banco Central espera divulgar essas novas informações sobre os juros e *spreads* praticados nas operações de crédito. A coleta em regime de produção assistida das novas informações foi iniciada na data base maio de 2010 (Carta Circular nº 3.418, de 22 de outubro de 2009) e em regime de produção definitiva a partir da data base março de 2012 (Carta Circular nº 3.517, de 27 de julho de 2011). Sobre os sucessivos adiamentos da coleta dos novos dados em regime de produção definitiva, é importante salientar que a primeira divulgação desses dados deve vir na forma de uma série mais longa. O principal benefício com a revisão será o acesso mais amplo de informações sobre as operações de crédito, com maior número de modalidades e submodalidades acompanhadas.

Serão acompanhadas as seguintes operações de crédito com recursos livres para pessoas jurídicas: a) desconto de duplicatas; b) desconto de cheques; c) antecipação de faturas de cartão de crédito; d) capital de giro com prazo até 365 dias; e) capital de giro com prazo superior a 365 dias; f) capital de giro com teto rotativo; g) conta garantida; h) cheque especial; i) financiamento imobiliário; j) crédito rural; k) aquisição de veículos; l) aquisição de outros bens; m) arrendamento mercantil de veículos; n) arrendamento mercantil de outros bens; o) vendedor; p) comprar; q) cartão de crédito – rotativo; r) cartão de crédito – parcelado; s) cartão de crédito – compras a vista; t) adiantamento sobre contratos de câmbio (ACC); u) financiamento a importações; v) financiamento a exportações; w) repasse externo; e x) outros créditos livres.

Serão acompanhadas as seguintes operações de crédito com recursos livres para pessoas físicas: a) cheque especial; b) crédito pessoal não consignado; c) crédito pessoal não consignado vinculado a renegociação de dívidas; d) crédito pessoal consignado para trabalhadores do setor público; e) crédito pessoal consignado para trabalhadores do setor privado; f) crédito pessoal consignado para aposentados e pensionistas do INSS; g) financiamento imobiliário; h) crédito rural; i) aquisição

de veículos; j) aquisição de outros bens; k) cartão de crédito – rotativo; l) cartão de crédito – parcelado; m) cartão de crédito – compras a vista; n) arrendamento mercantil de veículos; o) arrendamento mercantil de outros bens; p) desconto de cheques; e q) outros créditos livres.

Serão acompanhadas as seguintes operações de crédito com recursos direcionados para pessoas jurídicas: a) crédito rural controlado; b) financiamento do setor habitacional; c) capital de giro com recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES); d) financiamento de investimentos com recursos do BNDES; e) financiamento ao setor agroindustrial com recursos do BNDES; f) outros créditos direcionados.

Serão acompanhadas as seguintes operações de crédito com recursos direcionados para pessoas físicas: a) crédito rural controlado; b) financiamento para aquisição e construção de residências; c) capital de giro com recursos do BNDES; d) financiamento de investimentos com recursos do BNDES; e) financiamento ao setor agroindustrial com recursos do BNDES; f) microcrédito – consumo; g) microcrédito – microempreendedor; h) microcrédito – consignado; e i) outros crédito direcionados.

Anexo

Súmula das principais medidas adotadas e propostas

Medidas	Observações
Competência do Banco Central	
<p>a) Elevação dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos a vista e a prazo, com impacto esperado de R\$61 bilhões – Além da recomposição dos compulsórios após sua redução para atender as dificuldades de liquidez causadas pela crise internacional de 2008, em dezembro de 2010 os depósitos compulsórios foram aumentados, a saber:</p> <p>I – o recolhimento compulsório sobre depósitos a prazo foi aumentado de 15% para 20%. O limite de dedução do compulsório sobre esses depósitos das instituições financeiras (IFs) com patrimônio de referência (PR) abaixo de R\$2 bilhões aumentou de R\$2 bilhões para R\$3 bilhões. Para as IFs com PR igual a R\$2 bilhões, maior que R\$2 bilhões e inferior a R\$5 bilhões, a dedução subiu de R\$1,5 bilhão para R\$2,5 bilhões (Circular nº 3.513, de 3 de dezembro de 2010);</p> <p>II – o adicional de compulsório sobre depósitos a vista e a prazo também foi elevado de 8% para 12%. O limite de dedução do adicional de compulsório sobre depósitos a vista e a prazo das IFs com PR inferior a R\$2 bilhões aumentou de R\$2 bilhões para R\$2,5 bilhões. Para as IFs com PR de valor igual a R\$2 bilhões, maior que R\$2 bilhões e menor que R\$5 bilhões, a dedução passou de R\$1,5 bilhão para R\$2 bilhões (Circular nº 3.514, de 3 de dezembro de 2010).</p>	<p>Instrumento de Política Monetária</p> <p>A elevação (ou a redução) dos recolhimentos compulsórios é importante instrumento da política monetária e contribui para reduzir (ou expandir) a liquidez bancária por meio da restrição (ou do estímulo) da oferta de crédito.</p> <p>Em razão da recomposição dos compulsórios que se seguiu à superação das dificuldades de liquidez de 2008 e dos aumentos de dezembro de 2010, apresentam-se a seguir os valores vigentes dos recolhimentos compulsórios:</p> <p>a) elevação de 42% para 43% a partir de julho de 2010 para 44% a partir de julho de 2012 e para 45,0% a partir de julho de 2014 sobre os depósitos a vista (Circular nº 3.497, de 24 de junho de 2010), com dedução de R\$44 milhões da base de cálculo (art. 4º da Circular nº 3.274, de 10 de fevereiro de 2005) – recolhimentos não remunerados;</p> <p>b) recomposição de 13,5% para 15% sobre os depósitos a prazo e de depósitos interfinanceiros de sociedades de arrendamento mercantil (Circular nº 3.485, de 24 de fevereiro de 2010) e aumento dos mesmos recolhimentos para 20% (Circular nº 3.513, de 2010). As deduções sobre as exigibilidades também foram alteradas, passando a ser de R\$3 bilhões para IFs com PR inferior a R\$2 bilhões, de R\$2,5 bilhões para IFs com PR entre R\$2 bilhões e R\$5 bilhões e mantida em zero para IFs com PR superior a R\$5 bilhões (Circular nº 3.513, de 2010). O recolhimento que era feito 40% em títulos públicos e 60% em espécie, sem nenhuma remuneração (Circular nº 3.427, de 19 de setembro de 2008) passou a ser exigido integralmente em espécie, com remuneração feita com base na taxa Selic (Circular nº 3.485, de 2010);</p> <p>c) 20% remunerados sobre o total dos depósitos de poupança do Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo (SBPE) (Resolução nº 2.968, de 24 de</p>

Medidas	Observações
	<p>junho de 2002, atual Resolução nº 3.932, de 16 de dezembro de 2010) e poupança rural (Resolução nº 2.971, de 27 de junho de 2002, atual MCR 6.4.1 – Resolução nº 3.224, de 29 de julho de 2004).</p> <p>Também foi alterada a exigibilidade adicional sobre depósitos (Circular nº 3.514, de 2010):</p> <p>a) de 8% para 12% de recolhimentos sobre depósitos a vista;</p> <p>b) de 8% para 12% de recolhimentos sobre os depósitos a prazo e depósitos interfinanceiros de sociedades de arrendamento mercantil;</p> <p>c) 10% sobre depósitos de poupança (Circular nº 3.157, de 11 de outubro de 2002, atual Circular nº 3.486, de 24 de fevereiro de 2010).</p> <p>A dedução sobre a exigibilidade calculada depois da aplicação das alíquotas acima foi aumentada de R\$2 bilhões para R\$2,5 bilhões (Circular nº 3.485, de 2010) e para R\$3 bilhões (Circular nº 3.514, de 2010) no caso de IF com PR inferior a R\$2 bilhões; e aumentada de R\$1,5 bilhão para R\$2 bilhões (Circular nº 3.485, de 2010) e para R\$2,5 bilhões (Circular nº 3.514, de 3 de dezembro de 2010) no caso de IF com PR entre R\$2 bilhões e R\$5 bilhões; e mantida em zero para IF com PR superior a R\$5 bilhões.</p>
<p>b) Aplicações diretas e indiretas dos recolhimentos compulsórios em créditos – Estabelecimento de prazos e limites com a finalidade de acabar gradualmente com os benefícios concedidos por conta das dificuldades de liquidez de 2008.</p>	<p>A Circular nº 3.427, de 2008, consolidou as diversas normas (Circulares nº 3.407, de 2 de outubro de 2008, nº 3.411, de 13 de outubro de 2008, e nº 3.417, de 30 de outubro de 2008, entre outras) para efeito da utilização de recolhimentos compulsórios sobre recursos a prazo para a aquisição de ativos depósitos interfinanceiros de pequenas e médias IFs. Só poderiam ser objetos de dedução as aquisições e os depósitos interfinanceiros realizados até 30 de junho de 2010, prazo que foi estendido para 30 de junho de 2011 (Circular nº 3.513, de 2010) e, posteriormente, para 30 de dezembro de 2011 (Circular nº 3.542, de 24 de junho de 2011).</p> <p>A Circular nº 3.485, de 2010, estabeleceu que as deduções de ativos e depósitos interfinanceiros na forma da Circular nº 3.427, de 2008, só poderiam ser realizadas até o limite de 45% da exigibilidade, limite que foi reduzido pela Circular nº 3.513, de 2010, para 36% da exigibilidade.</p>

Medidas	Observações
<p>c) Operações especiais do Banco Central para resguardar a liquidez do Sistema Financeiro Nacional e das operações internacionais do país – Medidas adotadas para regularizar a liquidez e compensar a escassez de linhas de crédito internacional causadas pela crise internacional iniciada em setembro de 2008.</p>	<p>A Medida Provisória nº 442, de 6 de outubro de 2008, entre outras disposições, autorizou o Conselho Monetário Nacional a estabelecer critérios de avaliação de ativos recebidos pelo Banco Central em operações de desconto em moeda nacional (estabelecidos pela Resolução nº 3.622, de 9 de outubro de 2008) e de operações de crédito do Banco Central em moeda estrangeira (regulados pela Resolução nº 3.672, de 17 de dezembro de 2008).</p> <p>Para as operações de crédito em moeda estrangeira na forma da Resolução 3.672, de 2008, ficou estabelecido que as parcelas direcionadas a empresas nacionais teriam vencimento entre 1º de outubro de 2008 e 31 de dezembro de 2009 (Circular nº 3.446, de 26 de março de 2009).</p>
<p>d) Medida macroprudencial – Majoração do requerimento de capital para operações de crédito a pessoas físicas com prazo superior a 24 meses, na forma de aumento do Fator de Ponderação de Risco (FPR) de 100% para 150% na maioria das operações de crédito a pessoas físicas com prazo superior a 24 meses (Circular nº 3.515, de 3 de dezembro de 2010).</p>	<p>A majoração do FPR significa que o requerimento de capital das IFs aumentou de 11% para 16,5% do valor das operações de crédito de pessoas físicas objetos da medida. Dessa forma, o governo procura complementar as medidas de combate à inflação por meio do desestímulo da oferta de crédito ao consumo para operações de mais longo prazo.</p> <p>No caso do crédito consignado, a regra só se aplica às operações com prazo superior a 36 meses.</p> <p>Sobre as operações de financiamento de veículos ou arrendamento mercantil de veículos, o aumento incidirá nas seguintes situações:</p> <ul style="list-style-type: none"> i) prazo entre 24 e 36 meses: quando o valor da entrada for inferior a 20% do valor do bem; ii) prazo entre 36 e 48 meses: quando o valor da entrada for inferior a 30% do valor do bem; iii) prazo entre 48 e 60 meses: quando o valor da entrada for inferior a 40% do valor do bem. <p>A majoração do FPR não se aplica às operações de crédito rural, às operações de crédito habitacional e ao financiamento ou ao arrendamento mercantil de veículos de carga.</p>

Medidas	Observações
<p>e) Flexibilização do direcionamento obrigatório do crédito – Medidas destinadas a reduzir os subsídios cruzados no crédito.</p>	<p>Não implementado</p> <p>Hoje as IFs são obrigadas a destinar:</p> <p>a) 25% de seus depósitos a vista em operações de crédito rural, com taxas favorecidas, com a exigibilidade aumentada transitoriamente para 30% pela Resolução nº 3.623, de 14 de outubro de 2008, com cronograma de redução estabelecida pela Resolução nº 3.704, de 26 de março de 2009, de 1 ponto percentual anual a partir de julho de 2010, de forma que atinja 25% em julho de 2014;</p> <p>b) 65% de sua captação em cadernetas de poupança a operações de crédito imobiliário, sendo, no mínimo, 80% em operações de financiamento habitacional no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação (SFH), com o restante aplicado em financiamento de habitações, com taxas de mercado (Resolução nº 2.706, de 30 de março de 2000, atual Resolução nº 3.932, de 16 de dezembro de 2010);</p> <p>c) 2% de seus depósitos a vista a operações de microfinanças, com taxas máximas fixadas pelo governo (Resolução nº 3.109, de 24 de setembro de 2003, atual Resolução nº 3.422, de 30 de novembro de 2006).</p> <p>Apesar de o grupo de trabalho interministerial (Banco Central, Ministério da Fazenda e Ministério da Agricultura) ter discutido o crédito rural, não houve progresso nessa área. O direcionamento de crédito para esse fim depende de opções de mercado para o crédito rural.</p>
<p>f) Transparência nas operações bancárias – Medida para levantar informações detalhadas sobre juros e encargos das principais operações de crédito e divulgá-las à população pela internet.</p>	<p>Implementado</p> <p>Desde outubro de 1999, as informações básicas sobre os juros cobrados pelas IFs estão disponíveis na página do Banco Central na internet. A partir de 31 de maio de 2000, as IFs passaram a prestar, ao Banco Central, informações diárias detalhadas de suas operações de crédito (Circular nº 2.957, de 30 de dezembro de 1999, e Comunicado nº 7.569, de 25 de maio de 2000). A coleta de informações sobre as operações de crédito do segmento livre (juros, saldos, concessões, prazo médio e níveis de atraso) está em revisão e atualização. A revisão foi programada para ter início com a coleta dos dados da data base maio de 2010, em regime de produção assistida, e após a</p>

Medidas	Observações
	<p>coleta de dados da data base agosto de 2010, em regime definitivo (Circular nº 3.445, de 26 de março de 2009, que revoga a Circular nº 2.957, de 1999, e Carta Circular nº 3.418, de 22 de outubro de 2009). Entretanto, essa implementação foi adiada para a data base fevereiro de 2011, no caso da coleta em regime de produção assistida, e para a data base julho de 2011, no caso da coleta definitiva (Carta Circular nº 3.451, de 7 de junho de 2010).</p>
<p>g) Informação do Custo Efetivo Total – Desde 3 de março de 2008, as IFs devem informar a seus clientes pessoas físicas, previamente à contratação da operação, o custo total da operação, expresso em taxa percentual anual.</p>	<p>Implementado</p> <p>O Custo Efetivo Total (CET) deve ser calculado com base em todos os fluxos de liberação e pagamentos previstos, taxa de juros utilizada, tributos, tarifas, seguros e outras despesas cobradas do cliente, ainda que relativas ao pagamento de serviços de terceiros contratados pela instituição, mesmo quando tais despesas forem objeto de financiamento (Resolução nº 3.517, de 6 de dezembro de 2007).</p>
<p>h) Implementação do novo Sistema de Informações de Crédito do Banco Central – Com a reestruturação da antiga Central de Risco de Crédito, foi implementado, em 1º de julho de 2004, o novo Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central. A medida visou aumentar o número e a qualidade das informações disponíveis, assim como agilizar as consultas pelas IFs.</p>	<p>Implementado</p> <p>As IFs devem fornecer mensalmente, ao Banco Central, dados sobre seu risco de crédito, informações individualizadas sobre as operações dos clientes (responsabilidades acima de R\$5 mil) e das operações relevantes (acima de R\$5 milhões), bem como dados complementares semestrais (Resolução nº 3.658, de 17 de dezembro de 2008).</p>
<p>i) Portabilidade de informações cadastrais – Medida para aumentar a concorrência bancária, que autoriza os clientes a transferir seu cadastro de uma IF para outra.</p>	<p>Implementado</p> <p>Desde 2 de abril de 2001, as IFs são obrigadas a fornecer a seus clientes, quando solicitadas por eles, suas principais informações cadastrais dos dois últimos anos, que compreendem os dados pessoais, o histórico das operações de crédito e financiamento e o saldo médio mensal mantido em conta-corrente, as aplicações financeiras e as demais modalidades de investimento realizadas (Resolução nº 2.808, de 21 de dezembro de 2000, atual Resolução nº 2.835, de 30 de maio de 2001). Essas informações podem ser fornecidas a terceiros, desde que formalmente autorizado, caso a caso, pelo cliente.</p>

Medidas	Observações
<p>j) Portabilidade das operações de crédito – Medida para aumentar a concorrência no mercado de crédito, que autoriza renegociação de uma operação com outra IF.</p>	<p>Implementado</p> <p>A Resolução nº 3.401, de 6 de setembro de 2006, dispôs sobre quitação antecipada de operações de crédito. Com ela, ficou possível a transferência, por solicitação do próprio mutuário, da operação de crédito contratada com uma IF para outra, cabendo à última realizar a quitação antecipada do crédito.</p> <p>A regulação da cobrança de tarifa por liquidação antecipada de operações de crédito (art. 2º da Resolução nº 3.401, de 2006) foi revogada pela Resolução nº 3.516, de 6 de dezembro de 2007, ficando vedada a cobrança desse tipo de tarifa sobre operações de crédito contratadas a partir da data de publicação dessa norma. Em seu lugar, foi regulada a forma de cálculo do valor presente dos pagamentos para efeitos de amortização ou resgate antecipado das operações de crédito. Para esse cálculo, deverá ser utilizada:</p> <p>a) no caso das operações com prazo a decorrer inferior a doze meses, a taxa de juros contratual; e</p> <p>b) no caso das operações com prazo superior a doze meses, a taxa equivalente ao somatório do <i>spread</i> contratado com a taxa Selic apurada na data do pedido do pagamento antecipado.</p>
<p>k) Promoção de mais concorrência no cheque especial – Medida para proporcionar mais transparência quanto a juros, encargos e outras condições praticadas nessas operações.</p>	<p>Implementado</p> <p>Os bancos comerciais estão obrigados a fornecer, desde 2 de abril de 2001, mesmo nos extratos mensais gratuitos, informações detalhadas sobre os encargos financeiros cobrados em operações de cheque especial (Resolução nº 2.808, de 2000, atual Resolução nº 2.835, de 2001). As informações devem compreender o período de incidência da cobrança, a taxa de juros efetivamente cobrada e os valores debitados a cada mês.</p>
<p>l) Redução de exigências burocráticas – Medida para revisar exigências que podem ser consideradas excessivas em relação a operações de pequeno valor.</p>	<p>Ação permanente</p> <p>O Banco Central exige dos bancos e das IFs grande número de informações. Algumas podem estar em duplicidade ou se tornar pouco necessárias. Isso se configura na composição dos custos dos bancos, custos de observância, vinculados às exigibilidades de envio de informações ao órgão fiscalizador.</p>

Medidas	Observações
Proposição de medidas legais	
I – No âmbito do Poder Executivo	
<p>a) Impostos indiretos sobre a intermediação financeira – Para desestimular a demanda por crédito de consumo por parte das pessoas físicas, o governo voltou a elevar as alíquotas do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) (Decreto nº 7.456, de 7 de abril de 2011) de 0,0041% ao dia para 0,0082% ao dia, até o máximo de 3,0% (antes 1,5%), mantida sem alteração a alíquota adicional de 0,38% sobre a operação de crédito.</p>	<p>Regulação da demanda por crédito – Os impostos indiretos sobre o crédito e a intermediação financeira tendem a ser repassados como custo aos tomadores de crédito. Em razão da importância do crédito para a economia, a maior parte dos países evita imposição desse tipo de imposto. Como tais impostos, em especial o IOF, são partes integrantes e importantes da arrecadação tributária, sua redução depende fundamentalmente da regulação da demanda por crédito e das condições da execução do orçamento fiscal.</p> <p>Em razão dos efeitos da crise internacional, as alíquotas do IOF das operações com pessoa física haviam voltado ao patamar anterior ao aumento efetuado para compensar a eliminação, em 2008, da Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira (CPMF), ou seja, 0,0041% ao dia, até o máximo de 1,5%, mantida a alíquota adicional de 0,38% sobre a operação de crédito (Decreto nº 6.691, de 11 de dezembro de 2008).</p>
<p>b) Incidência de Imposto de Renda e de Contribuição Social sobre o Lucro Líquido sobre provisionamento de créditos – A regulamentação tributária deveria reconhecer as exigências contábeis das IFs, já que são instituições sob intensa regulação e fiscalização do Banco Central.</p>	<p>Proposta</p> <p>A regulação do BC é mais conservadora do que as normas da Secretaria da Receita Federal (SRF) no que se refere ao reconhecimento de créditos não recebidos (inadimplência), o que faz com que as IFs recolham Imposto de Renda (IR) e Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) sobre receitas e lucros que o Banco Central não reconhece (que passam a ser registradas na contabilidade das IFs como créditos tributários, passíveis de retornarem mediante abatimento do IR/CSLL de exercícios futuros).</p>
II – No âmbito do Poder Legislativo	
<p>a) Criação da Cédula de Crédito Bancário – Disseminar a utilização de um título de crédito mais simples e eficaz no trâmite judicial.</p>	<p>Implementado</p> <p>Sancionada em 2 de agosto de 2004, a Lei nº 10.931, que dispõe sobre o patrimônio de afetação, também trata em seus artigos da Cédula de Crédito Bancário (CCB) e dos Certificados de Cédula de Crédito Bancário (CCCB), revogando a MP nº 2.160-25, de 23 de agosto 2001 (originalmente MP nº 1.925, de 15 de outubro de 1999).</p>

Medidas	Observações
	<p>Por sua característica de título executivo judicial, a CCB independe de um processo de conhecimento para sua execução judicial, o que agiliza e reduz os custos de cobrança de dívidas bancárias na Justiça. As CCCBs negociáveis em mercado também são importantes para aumentar a liquidez e o atrativo na concessão de crédito bancário.</p>
<p>b) Esclarecimento sobre anatocismo (juros sobre juros) no Sistema Financeiro Nacional – Esclarecer que o dispositivo da Lei da Usura não se aplica ao SFN.</p>	<p>Implementado</p> <p>A MP nº 1.963-17, de 30 de março de 2000, atual MP nº 2.170-36, de 23 de agosto de 2001, em seu artigo 5º, esclarece que, nas operações do SFN, é admissível a capitalização de juros com periodicidade inferior a um ano.</p> <p>A nova legislação que institui e regula as CCBs (Lei nº 10.931, de 2 de agosto de 2004) contempla a capitalização dos juros nas operações de crédito com a utilização desse título executivo.</p>
<p>c) Alienação fiduciária – Aumentar o alcance desse eficiente instituto de garantia ao crédito, antes restrita a bens móveis.</p>	<p>Implementado</p> <p>A Lei nº 10.931, de 2004, que dispõe sobre o patrimônio de afetação, também modifica a legislação que trata de alienação fiduciária, estendendo sua utilização até mesmo a operações em garantia de coisa fungível ou de direito. Com a nova lei, perde a relevância o art. 22 da MP nº 2.160-25, de 2001 (originalmente MP nº 2.063-22, de 23 de junho de 2001). A alienação fiduciária, antes restrita a bens móveis, principalmente veículos, poderá ser feita sobre outros bens e direitos, como títulos e outros créditos.</p>
<p>d) Separação juros e principal – Possibilitar a segmentação das parcelas controversas no processo de cobrança de empréstimos do SFN, como o faz a recente legislação específica de contratos de financiamento imobiliário.</p>	<p>Proposta</p> <p>É muito comum que devedores se aproveitem da ineficiência e da demora dos processos judiciais para adiar o pagamento de suas obrigações. Uma das formas de fazer isso é questionar pontos pouco relevantes, relacionados à cobrança dos encargos financeiros devidos. Normalmente, é muito difícil para o devedor justificar irregularidades quanto ao principal.</p> <p>A Lei nº 10.931, de 2004, ao tratar dos contratos de financiamento de imóveis, regula o tratamento dos valores controversos e incontroversos nas ações judiciais. Pelo seu artigo 50, o devedor deve discriminar os valores controversos, obrigando-se a manter o pagamento normal dos valores incontroversos, no tempo e no modo contratados.</p>

Medidas	Observações
<p>e) Contrato eletrônico de crédito – Trabalhar pelo estabelecimento de lei que regulamente a proteção das partes contratantes em operações transitadas pela internet e por outros meios eletrônicos.</p>	<p>Implementado A MP nº 2.200, de 28 de junho de 2001, atual MP nº 2.200-2, de 24 de agosto de 2001, institui a Infraestrutura de Chaves Públicas Brasileira (ICP-Brasil), para garantir a autenticidade, a integridade e a validade jurídica dos contratos eletrônicos.</p>
<p>f) Consignação de pagamentos de créditos pessoais no salário do trabalhador.</p>	<p>Implementado A Lei nº 10.820, de 17 de dezembro de 2003, dispõe sobre o desconto de prestação de operações de crédito em folha de pagamento dos salários dos empregados.</p>
<p>g) Cadastro positivo – Regulamentar os bancos de dados privados de proteção ao crédito, aumentando a proteção legal das atividades relativas a informações e relatórios de crédito.</p>	<p>Implementado Aprovada a lei que regulamenta a formação e a consulta a bancos de dados com informações de adimplemento de pessoas físicas e jurídicas para a formação histórico de crédito (Medida Provisória nº 518, de 30 de dezembro de 2010, convertida na Lei nº 12.414, de 9 de junho de 2011).</p>

Parte II

Estudios Seleccionados

1

Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?¹

Eduardo Luis Lundberg²

1 Introdução

Com taxas de juros de mercado altas para padrões internacionais, muitos se perguntam como é possível, no Brasil, a oferta de crédito de longo prazo. A resposta é que ela é feita majoritariamente na forma de créditos direcionados³, sob a liderança de três grandes bancos públicos federais. O crédito para investimentos das empresas é realizado, em grande parte, por meio de operações diretas e repasses do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Os financiamentos habitacionais são, em grande parte, concedidos no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação (SFH), sendo a principal instituição financiadora a Caixa Econômica Federal (CEF), e o crédito rural é especialidade do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), que tem o Banco do Brasil como principal agente financiador.

A seguir, apresenta-se breve histórico da atuação do governo, no papel de regulador, na atividade bancária e de crédito (parte 2) e discorre-se sobre a instituição, a evolução recente e as principais operações dos três principais grupos de crédito direcionado do Sistema Financeiro Nacional (SFN), a saber as operações do BNDES (parte 3), o crédito habitacional (parte 4) e o crédito rural (parte 5). Este artigo também apresenta o comportamento recente dos saldos do crédito direcionado em relação aos demais créditos, algumas considerações sobre os efeitos do crédito direcionado no cômputo dos *spreads* bancários médios (parte 6) e considerações finais (parte 7).

2 Histórico dos bancos oficiais e do crédito direcionado

O primeiro banco comercial brasileiro foi o Banco do Brasil, instituição pública fundada pelo príncipe regente D. João VI (Alvará de 12 de outubro de 1808). Após a volta da família real para Portugal e o saque de grande parte de depósitos dessa instituição, foi fechado o primeiro Banco do Brasil em setembro de 1829.

1 O autor agradece aos comentários dos colegas Lauro Teruo Hayashi e Renato Baldini Júnior, ambos do Departamento Econômico (Depec), e de Marcos Ribeiro de Castro, do Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep). As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade de seu autor e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

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

3 Créditos direcionados são aqueles destinados a determinados setores ou atividades, realizados com recursos regulados em lei ou normativo.

Em 1853, para garantir continuidade das atividades de dois bancos privados em dificuldades – o Banco do Brasil, de Mauá, e o Banco Comercial do Rio de Janeiro –, foi constituído o segundo Banco do Brasil, que se conserva como instituição governamental, mediante capitalização e fusão daqueles bancos privados. Outros bancos públicos foram constituídos no século XX, alguns deles também mediante capitalização de bancos privados em dificuldades. O Banco de Crédito Real de Minas Gerais, fundado em 1889, tornou-se banco oficial estadual em 1919, e o Banco de Crédito Agrícola e Hipotecário do Estado de São Paulo, fundado em 1909, foi estatizado em 1926, recebendo o nome de Banco do Estado de São Paulo (Banespa).

Maior número de bancos oficiais foi fundado desde a crise de 1929 até 1964, período em que vigorou a Lei da Usura (Decreto nº 22.626, de 7 de abril de 1933), que limitava os juros a 12% ao ano (a.a.) e que, associada à instabilidade macroeconômica do período, estabelecia desincentivos à oferta de crédito. A CEF foi fundada em janeiro de 1861, como casa de penhores, captando recursos de pequenos depositantes com juros de 6% a.a. Apenas a partir da década de 1930, passou a ser mais ativa no mercado de empréstimos. Suas tradicionais operações de crédito imobiliário tiveram início em 1931. O Banco da Prefeitura do Distrito Federal e o Banco de Crédito do Estado do Rio foram fundados em 1945 e 1950, respectivamente, e, em 1975, com a fusão do estado da Guanabara e do Rio de Janeiro, deram origem ao Banco do Estado do Rio de Janeiro (Banerj). Por sua vez, o BNDES foi fundado em 1952⁴, com o objetivo de financiar a nascente indústria brasileira.

As reformas financeiras realizadas a partir de 1964, como a instituição da correção monetária (Lei nº 4.357, de 16 de julho de 1964), a constituição do Banco Central do Brasil (BCB) e o fim da Lei da Usura (Lei nº 4.595, de 31 de dezembro de 1964) contribuíram para que houvesse melhores condições de financiamento da dívida pública, bem como estabilização econômica e aumento da oferta de crédito. A utilização do instituto da correção monetária⁵ em suas operações também contribuiu para crescimento dos financiamentos do BNDES, que nesse período também passaram a ser importantes para fomentar o crescimento das exportações do país. A instituição do SFH e a extensão da correção monetária às operações desse sistema (Lei nº 4.380, de 21 de agosto de 1964) favoreceram a caderneta de poupança e o financiamento imobiliário, contribuindo para consolidar a CEF na liderança do segmento. A instituição do Sistema Nacional de Crédito Rural (Lei nº 4.829, de 5 de novembro de 1965), com participação e coordenação do BCB, por sua vez, contribuiu para incrementar a oferta de crédito ao setor rural, sob liderança do Banco do Brasil.

O período que se seguiu a essas reformas (1968 a 1973) ficou conhecido como “milagre brasileiro”, caracterizado por inflação cadente, expansão do crédito e crescimento médio do Produto Interno Bruto (PIB) de mais de 10% a.a.

4 Originalmente sob o nome de Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE).

5 Instituída para servir de atualização das Obrigações do Tesouro Nacional (Lei nº 4.357, de 16 de julho de 1964), reajustáveis trimestralmente por índices de preços fixados pelo Ministério da Fazenda, deu origem ao instituto da correção monetária, importante instrumento que facilitou a intermediação financeira no Brasil no contexto de elevadas taxas inflacionárias. Além da indexação das Obrigações do Tesouro, a correção monetária por índices de preços passou a ser aplicada aos atrasos tributários, ao valor dos ativos imobilizados das empresas e às operações do sistema financeiro nacional, em especial às contas em cadernetas de poupança e do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço, às dívidas de crédito imobiliário e das operações do BNDES, entre outros casos. A desindexação da economia brasileira, ou seja, o fim da correção monetária se iniciou com o Plano Cruzado – Decreto-Lei nº 2.284, de 10 de março de 1986.

Nesse período, manteve-se elevada a participação dos bancos oficiais no total dos empréstimos bancários realizados, que registraram 62,6% em 1968, 63,4% em 1970, 59,7% em 1973 e 66,0% em 1975.

Após o primeiro grande aumento dos preços do petróleo em 1973, o Brasil passou a viver longa fase de crises e instabilidade, culminando com inflação muito elevada e crescente entre 1980 e 1994. Em certa medida, a indexação garantia preservação do poder de compra da moeda e das aplicações financeiras, mas, ainda assim, houve redução da intermediação financeira e do crédito na economia. Nesse cenário de inflação, riscos e incertezas, os bancos públicos e o crédito direcionado constituíam-se as principais fontes de financiamento das atividades econômicas no país.

Com o sucesso da estabilização econômica promovida pelo Plano Real, em junho de 1994, o governo federal iniciou processos de enfrentamento dos prejuízos e desequilíbrios acumulados durante o período inflacionário no sistema bancário e financeiro. Diversos bancos privados foram liquidados, e alguns grandes bancos privados (entre os quais o Nacional, o Econômico e o Bamerindus) foram colocados em regime de administração especial temporária (RAET) e vendidos a outros bancos entre 1995 e 1997, com ajuda do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do SFN (Proer).

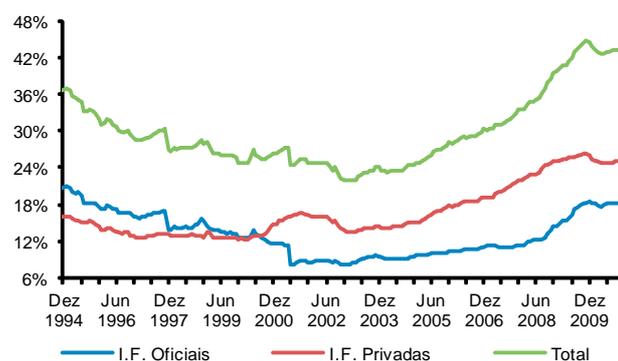
Os bancos estaduais estavam, em sua grande parte, insolventes devido aos empréstimos a controladores, o que levou à intervenção, federalização das dívidas e privatização de grande parte deles, entre os quais os maiores (Banespa e Banerj), com ajuda do Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (Proes). Por sua vez, o saneamento dos bancos públicos federais foi feito com o Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais (Proef), com transferência, em 2001, de créditos de difícil liquidação desses bancos para a Empresa Gestora de Ativos (Emgea), constituída especialmente para gerir tais créditos. Segundo Goldfajn *et. al* (2003), os prejuízos do Proer foram estimados em cerca de 0,9% do PIB, os do Proes, em cerca de 5,7% do PIB, calculados pela diferença entre a aquisição pelo governo federal das dívidas dos governos estaduais com seus bancos e as receitas da privatização. O saneamento promovido pelo Proef foi calculado em 2,1% do PIB.

Além dos prejuízos representados pelo Proer, Proes e Proef, podem ser associadas à inflação as dívidas do Fundo de Compensação de Variações Salariais (FCVS), que garantiam os desequilíbrios financeiros entre os índices da correção dos salários e dos saldos devedores dos créditos habitacionais. Segundo dados atuais⁶, tais responsabilidades estão estimadas em cerca de R\$110,1 bilhões, o que equivale a 4,3% do PIB de 2000 a preços atuais (época da renegociação desses débitos – Lei nº 10.150, de 21 de dezembro de 2000), ou seja, cerca de 50% do montante estimado dos prejuízos somados do Proer, Proes e Proef (8,7% do PIB).

6 Segundo dados do Desig (<<http://www.bcb.gov.br/fis/SFH/port/est2010/12/quadro61.pdf>>), em dezembro de 2009 o déficit global estimado do FCVS (dívida vencida + dívida a vencer + dívida potencial) somava R\$110.002,1 milhões.

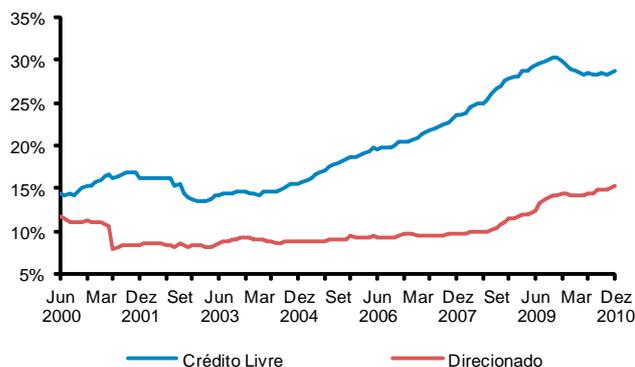
Assim, conforme mostra o Gráfico 1, após crescimento durante alguns meses depois da estabilização promovida pelo Plano Real (junho de 1994), o crédito do SFN apresentou período de cerca de nove anos de retração como porcentagem do PIB, passando de cerca de 37,0% do PIB no primeiro trimestre de 1994 para 21,8% no primeiro trimestre de 2003. O segmento das instituições financeiras oficiais foi o principal responsável por essa queda nos saldos do crédito do SFN, com alteração de sua participação de 20,9% para 8,2% do PIB no mesmo período. Em grande parte, isso se explica pelas intervenções e privatizações de bancos oficiais estaduais – que levou, até mesmo, à aquisição pelo governo federal de dívidas dos governos estaduais para com seus bancos (Proes) – e pela reestruturação dos bancos oficiais federais, com importantes baixas de créditos de difícil liquidação acumulados no período inflacionário.

Gráfico 1 – Crédito do SFN/PIB



Não obstante o forte ajuste do SFN e, em particular, das instituições financeiras do governo, tais bancos oficiais eram ainda responsáveis por 37,5% do crédito do SFN em 2002, dos quais três grandes instituições financeiras federais totalizavam 33,7% dos créditos do sistema (Banco do Brasil, com 14,9%; CEF, 5,7%; e BNDES, apenas com as operações diretas, 13,1%). Entretanto, a importância do estado na atividade creditícia não se limita à presença de bancos oficiais, mas alcança o direcionamento de créditos ao setor rural e habitacional com base nos depósitos a vista e de poupança captados, tanto por bancos públicos como por bancos privados. Assim, os chamados créditos direcionados abrangem tanto as operações diretas e os repasses do BNDES como as aplicações obrigatórias de todos os bancos em crédito rural e habitacional, segmentos liderados por dois grandes bancos governamentais federais, Banco do Brasil e CEF, respectivamente.

Gráfico 2 – Crédito do SFN/PIB



Superada a fase de reestruturação do sistema financeiro, em particular dos bancos oficiais, e a indefinição do período eleitoral de 2002, o crédito passou a crescer fortemente a partir de 2003, sob liderança do crédito livre concedido pelas instituições financeiras privadas (Gráfico 2). Essa forte expansão do crédito livre apontava, pelo menos até 2007, redução da importância relativa dos créditos direcionados, cuja participação diminuiu de 37,5% do total das operações em 2002 para 29,4% ao final de 2007. No entanto, com a crise internacional, os empréstimos dos bancos oficiais e, em especial, os créditos direcionados voltaram a crescer, compensando certa perda de dinamismo do crédito livre e aumentando a participação relativa no total de créditos do SFN em 2009.

3 As operações do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

O BNDES é uma instituição do governo federal dedicada ao apoio a investimentos realizados por empresas brasileiras. Por meio de suas operações diretas e indiretas (repasses), o BNDES é responsável por cerca de 20% do saldo do crédito concedido pelo SFN, tendo os desembolsos totais de crédito e investimento dessa instituição atingido o recorde histórico de R\$168,4 bilhões em 2010, com crescimento de cerca de 160% em relação a 2007. Os principais beneficiários dessas operações foram o setor industrial e o de infraestrutura, conforme pode ser visto na Tabela 1.

Tabela 1 – Operações de crédito e investimento do BNDES

	Desembolsos em R\$ bilhões				
	2006	2007	2008	2009	2010
Indústria	27,1	26,4	39,0	63,5	78,8
-Química e Petroquímica	2,6	4,3	5,6	25,6	33,8
-Alimentação e Bebidas	3,6	4,8	10,1	8,8	13,5
-Material de Transporte	9,4	4,8	7,5	8,8	10,2
-Metalurgia	2,5	3,6	3,7	5,3	4,9
-Mecânica	3,2	3,4	3,4	4,2	5,3
-Extrativa mineral	1,5	1,1	3,3	3,2	1,5
-Outros	4,3	4,4	5,4	7,6	9,6
Infraestrutura	15,8	25,6	35,1	48,7	52,4
-Energia Elétrica	3,2	6,4	8,6	14,2	13,3
-Transportes	7,8	12,2	17,1	27,2	33,6
-Telecomunicações	2,1	3,4	6,2	3,8	2,1
-Outros	2,7	3,6	3,2	3,5	3,4
Agropecuária	3,4	5,0	5,6	6,9	10,1
Comércio e Serviços	5,0	7,8	11,2	17,3	27,1
Total	51,3	64,9	90,9	136,4	168,4

Fonte: BNDES – Relatórios anuais (www.bndes.gov.br)

O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE) foi instituído em 20 de junho de 1952 (Lei nº 1.628, de 20 de junho de 1952), para ser o principal formulador e executor da política nacional de desenvolvimento econômico. Inicialmente organizado na forma de autarquia federal vinculada ao Ministério da Fazenda, recebeu como primeiras incumbências elaborar análises de projetos e atuar como órgão de governo na implementação de políticas destinadas a favorecer a industrialização do país. Como fontes de financiamento, o BNDE contou

inicialmente com recursos externos do Banco Mundial e do *Export-Import Bank* (Eximbank) dos Estados Unidos, recursos do Tesouro Nacional e do extinto Fundo de Reparcelamento Econômico, cuja principal fonte era uma taxa adicional de 0,5% sobre o imposto de renda devido por pessoas físicas e jurídicas.

O BNDE foi transformado em empresa pública federal pela Lei nº 5.662, de 21 de junho de 1971, dotado de personalidade jurídica de direito privado e patrimônio próprio, aumentando sua autonomia e flexibilidade administrativa. Com o Decreto-Lei nº 1.940, de 25 de maio de 1982, passou a chamar-se Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), e foi instituído o Fundo de Investimento Social (Finsocial), cabendo ao BNDES administrar e aplicar os recursos em programas e projetos de interesse governamental.

A partir de 1988, o BNDES passou a ser gestor de 40% dos recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), que passaram, então, a se constituir na principal fonte de recursos desse banco. O artigo 239 da Constituição Federal de 1988 determinou que as contribuições para o Programa de Integração Social (PIS) e para o Programa de Formação do Patrimônio dos Servidores Públicos (Pasep) passassem a ser alocadas ao FAT, destinado a custear o seguro-desemprego, o abono salarial e o financiamento de programas de desenvolvimento econômico do BNDES. As contribuições ao PIS e ao Pasep, até então vertidas para contas nominativas dos trabalhadores, foram mantidas sob gestão da CEF e do Banco do Brasil, cabendo ao BNDES a aplicação desses recursos. Por outro lado, o BNDES perdeu o acesso aos recursos do Finsocial, pois, com a Lei Complementar nº 70, de 30 de dezembro de 1991, sua arrecadação passou a constituir a Contribuição Social para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins), para utilização exclusiva no custeio das atividades das áreas da saúde, previdência e assistência social. Desde então, com tais mudanças, os recursos do FAT e do PIS/Pasep passaram a se constituir na principal fonte de financiamento das operações do BNDES.

Desde 1999, o BNDES é vinculado ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Para ajudar na implementação de suas operações, o BNDES possui três subsidiárias: o BNDES Participações S/A (BNDESPar), a Agência Especial de Financiamento Industrial (Finame) e o BNDES Limited. O BNDESPar é uma subsidiária que tem por objetivo fortalecer a estrutura de capital das empresas privadas brasileiras, mediante participação acionária e aquisição de debêntures conversíveis. O Finame especializa-se no financiamento à comercialização, no Brasil e no exterior, de máquinas e equipamentos fabricados no país. O BNDES *Limited*, em implementação, com sede em Londres, foi instituído em 2009, para apoiar empresas multinacionais brasileiras em suas operações externas.

Até 2008, o FAT constituía a principal fonte de recursos do BNDES. De acordo com a Constituição Federal, 60% da arrecadação do FAT destinam-se a custear o seguro-desemprego e o abono salarial, e 40% são aplicados pelo BNDES em programas de desenvolvimento econômico. Os recursos do FAT são compostos pela arrecadação da contribuição ao PIS/Pasep, exigível sobre o faturamento das empresas, com base na alíquota de 0,65% sobre o total bruto de suas receitas, no caso do regime de incidência cumulativa (Lei nº 9.718, de 27 de novembro de 1998), ou de 1,65% sobre o total de sua receita líquida, deduzidos custos, despesas e encargos, no caso do regime de incidência não cumulativa (Lei nº 10.637, de 30 de dezembro de

2002). Afora essas regras gerais da cobrança da contribuição ao PIS/Pasep, existem diversos regimes especiais de cobrança para o setor público, instituições financeiras e entidades sem fins lucrativos, bem como alíquotas diferenciadas para alguns produtos e serviços, como combustíveis, veículos, bebidas, cigarros, câmbio e *factoring*.

Tabela 2 – Fontes de recursos do BNDES

	Saldos em R\$ bilhões				
	2002	2007	2008	2009	2010
Total em R\$ bilhões	151,0	202,7	277,3	386,6	549,0
- FAT	63,2	106,0	116,6	122,5	132,3
- PIS/PASEP	23,1	27,9	29,5	30,0	30,8
- Tesouro Nacional	16,2	13,9	43,1	144,2	253,1
- Empréstimos Externos	29,9	12,1	17,5	16,5	19,8
- Outros	6,2	17,9	45,3	45,8	47,1
- Patrimônio Líquido	12,4	24,9	25,3	27,6	65,9
Total em %	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
- FAT	41,9	52,3	42,1	31,7	24,1
- PIS/PASEP	15,3	13,7	10,6	7,8	5,6
- Tesouro Nacional	10,7	6,9	15,6	37,2	46,1
- Empréstimos Externos	19,8	6,0	6,3	4,3	3,6
- Outros	4,1	8,8	16,3	11,9	8,6
- Patrimônio Líquido	8,2	12,3	9,1	7,1	12,0

Fonte: BNDES – Demonstrações financeiras (www.bndes.gov.br)

Além dos recursos do FAT e dos valores remanescentes dos fundos individuais do PIS/Pasep anteriores a 1998, o BNDES conta com algumas fontes para custear suas operações ativas, como depósitos do Tesouro Nacional, empréstimos externos e outros depósitos e captações, conforme pode ser visto na Tabela 2. Para aumentar a oferta de crédito aos investimentos e fazer face às dificuldades de crédito externo vividas pelo país com a crise internacional iniciada em setembro de 2008, os recursos do Tesouro Nacional aplicados no BNDES aumentaram significativamente. Na Lei nº 11.948, de 16 de junho de 2009 (conversão da Medida Provisória nº 453, de 22 de janeiro de 2009), foi aprovada concessão de R\$100 bilhões do Tesouro para o BNDES, integralmente captados em 2009. Para garantir a expansão de suas operações em 2010, o art. 45 da Medida Provisória nº 472, de 15 de dezembro de 2009 (convertida na Lei nº 12.249, de 11 de junho de 2010), garantiu ao BNDES aumento de R\$80 bilhões na linha de crédito previsto pela Lei nº 11.948, de 2009. Com isso, em 2009 as aplicações do Tesouro Nacional passaram a ser a principal fonte de recursos do BNDES.

Com os aportes de recursos do Tesouro Nacional, o BNDES aumentou suas operações ativas de R\$202,7 bilhões em 2007 para R\$549,0 bilhões em 2010, o que corresponde a expansão de 170,8% em três anos, contrastando com o aumento total de apenas 34,2% nos cinco anos anteriores (2002 a 2007). Os principais beneficiários dessas operações foram os empréstimos diretos a projetos das grandes empresas industriais e de infraestrutura, que passaram de R\$84,0 bilhões em 2007 para R\$181,4 bilhões em 2010, aumento de 116,0% nesses três anos, ante apenas 30,3% de expansão desses financiamentos no período 2002-2007 (Tabela 3).

Tabela 3 – Operações ativas do BNDES

	Saldos em R\$ bilhões				
	2002	2007	2008	2009	2010
Total em R\$ bilhões	151,0	202,7	277,3	386,6	549,0
Operações de Crédito	114,2	164,5	216,0	283,7	361,6
- Financiamentos diretos	64,5	84,0	116,6	162,1	181,4
- Repasses	49,7	80,5	99,4	121,6	180,2
Títulos e Valores Mobiliários	17,6	13,8	22,9	54,3	145,9
Investimentos	11,1	19,0	25,3	33,9	11,6
Outros	8,1	5,4	13,1	14,7	29,9
Total em %	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Operações de Crédito	75,6	81,1	77,9	73,4	65,9
- Financiamentos diretos	42,7	41,4	42,1	41,9	33,1
- Repasses Interfinanceiros	32,9	39,7	35,8	31,5	32,8
Títulos e Valores Mobiliários	11,7	6,8	8,3	14,0	26,6
Investimentos	7,3	9,4	9,1	8,8	2,1
Outros	5,4	2,7	4,7	3,8	5,4

Fonte: BNDES – Demonstrações financeiras (www.bndes.gov.br)

A Tabela 4 apresenta as operações do BNDES classificadas conforme seus principais produtos, definidos por suas regras gerais de funcionamento, condições financeiras e procedimentos das operações realizadas. Em valor, o principal produto são as linhas de financiamento do BNDES Finem, que envolvem o financiamento a empreendimentos de valor igual ou superior a R\$10 milhões. As linhas de financiamento do Finem abrangem operações diretas e de repasses, cujo desembolso totalizou R\$37,6 bilhões e R\$7,8 bilhões, respectivamente, em 2010. Para os projetos com valor de até R\$10 milhões, existe o produto BNDES Automático, que opera suas linhas de financiamento por meio de repasses realizados por instituições financeiras credenciadas.

Tabela 4 – Operações do BNDES – Principais produtos

	Desembolsos anuais em R\$ milhões					
	2002	2006	2007	2008	2009	2010
Operações Diretas	21.982	22.122	26.911	42.414	78.200	74.663
- Finem	13.355	14.571	22.028	28.578	65.082	37.597
- Exim	7.745	4.060	1.322	3.277	4.270	4.152
- Mercado de Capitais	807	3.404	3.498	10.455	8.711	32.711
- Não reembolsável	75	88	63	105	138	204
Repasses	15.437	29.196	37.981	48.464	58.156	93.760
- Finame	4.020	10.767	17.031	22.159	20.678	46.759
- Finem	1.607	2.701	5.112	6.041	9.875	7.790
- Automático	2.471	3.590	5.077	5.515	10.315	13.407
- Finame Agrícola	3.010	1.483	2.071	2.702	2.814	5.361
- Exim	4.044	9.793	6.735	9.555	11.360	15.527
- Finame <i>Leasing</i>	286	636	1.446	1.646	636	601
- Cartão BNDES	-	225	509	846	2.479	4.314
Total	37.419	51.318	64.892	90.878	136.356	168.423

Fonte: BNDES (www.bndes.gov.br)

O segundo produto do BNDES em importância é o Finame (desembolso de R\$46,8 bilhões em 2010), que envolve o repasse de financiamentos a produção e aquisição de máquinas e equipamentos novos, de fabricação nacional. O Finame, além dos financiamentos gerais, opera por repasses na modalidade *leasing* e financiamentos a produção ou aquisição de máquinas, implementos agrícolas e bens de informática e automação destinados à produção agropecuária (Finame Agrícola). O BNDES Exim especializa-se em linhas de financiamento (operações diretas e repasses) voltadas à produção e exportação de bens e serviços, bem como à sua comercialização no exterior. Por sua vez, o cartão BNDES é um crédito rotativo pré-aprovado, destinado a micro, pequenas e médias empresas (MPME) e usado para aquisição de bens e insumos.

A Tabela 5 apresenta as operações do BNDES destinadas às micro, pequenas e médias empresas, conforme a mesma classificação por produto apresentada na Tabela 4. O valor total dos desembolsos em 2010 às MPME alcançou R\$45,7 bilhões, o que correspondeu a 27,1% dos desembolsos totais do BNDES, percentual maior do que observado em anos anteriores (17,5% em 2009 e 24,0 em 2008). Grande parte das operações do BNDES com MPME é realizada mediante repasses, cujo valor atingiu R\$45,1 bilhões em 2010 (48,0% do total de repasses do BNDES).

Tabela 5 – Operações do BNDES – Micro, pequenas e médias empresas

	Desembolsos anuais em R\$ milhões					
	2002	2006	2007	2008	2009	2010
Operações Diretas	627	456	486	1.199	761	622
- Finem	571	361	340	978	499	187
- Exim	2	0	7	34	22	6
- Mercado de Capitais	12	59	106	119	152	302
- Aplic. Não Reembols.	42	36	33	67	88	127
Repasses	7.710	10.662	15.580	20.647	23.158	45.051
- Finame	2.363	5.837	8.881	12.606	13.447	29.932
- Finem	169	220	230	332	162	49
- Automático	1.638	2.549	3.156	3.374	3.993	4.665
- Finame Agrícola	3.006	1.381	1.935	2.543	2.651	5.218
- Exim	311	41	34	19	45	471
- Finame <i>Leasing</i>	224	408	834	928	382	402
- Cartão BNDES	-	225	509	846	2.479	4.314
Total	8.337	11.117	16.066	21.846	23.919	45.673

Fonte: BNDES (www.bndes.gov.br)

Os juros e as demais condições do crédito do BNDES variam conforme a linha de financiamento e o risco de crédito do devedor e da operação, sendo que o custo de financiamento considera o somatório de:

- a. custo financeiro dos recursos do BNDES, que varia conforme a fonte dos recursos, sendo os custos mais típicos a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), que remunera os recursos do FAT e do PIS/Pasep, e a correção cambial ou de cesta de moedas, no caso da utilização de recursos de empréstimos externos. O custo financeiro dos recentes empréstimos do Tesouro Nacional foi fixado com base no custo de captação externo em dólares norte-americanos, para 30% do crédito, e com base na TJLP para os 70% remanescentes (art. 1º, § 5º, da Lei nº 11.948, de 2009);

- b. remuneração básica, taxa destinada a cobrir despesas administrativas e operacionais do BNDES, de até 2,5% a.a., estabelecida de acordo com as diferentes linhas de financiamento;
- c. taxa de risco de crédito, de até 3,57% a.a. nas operações de financiamento direto, podendo variar, de acordo com a política de crédito do BNDES e de gradientes de risco de crédito aplicáveis a empresas e grupos econômicos. A taxa de risco de crédito é fixa em 0,5% a.a. para operações garantidas por fiança bancária, de 1% a.a. para a administração pública direta dos estados e municípios e isenta para operações com cobertura de risco de crédito do Tesouro Nacional. Nas operações indiretas, o risco de crédito é coberto pela remuneração da instituição financeira credenciada; e
- d. remuneração da instituição financeira credenciada no caso das operações de repasse. Essa taxa destina-se à cobertura do risco das instituições financeiras (IFs) credenciadas pelo BNDES, fixada em 0,5% a.a. e isenta para operações com MPME. Essa taxa não é cobrada nas operações diretas com o BNDES.

Adicionalmente, o BNDES cobra encargos e comissões financeiras específicas das características das operações realizadas. Nas operações diretas, são cobradas comissões de estudos ou de estruturação, que devem ser integralmente pagas na apresentação do projeto ou descontadas da primeira liberação de recursos financeiros.

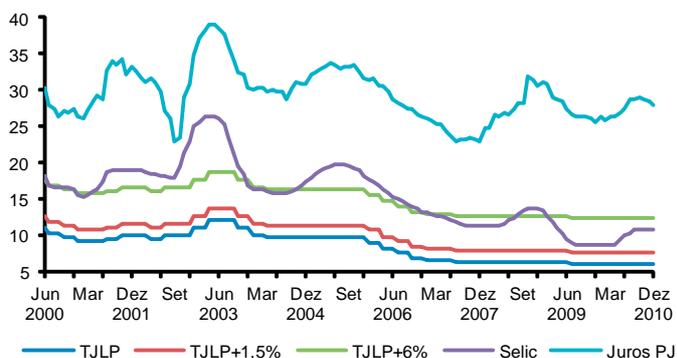
No BNDES Automático e BNDES Finem, o prazo do financiamento é fixado conforme a capacidade de pagamento do empreendimento, da empresa ou do grupo econômico. O prazo total abrange os prazos de carência e de amortização. Nas operações BNDES Finame, destinadas somente a aquisição isolada de máquinas e equipamentos, o prazo total fica limitado a sessenta meses, com algumas exceções. Já no BNDES Finame Agrícola esse prazo aumenta para noventa meses. Em alguns casos, há prazos diferenciados, como nos Programas Agropecuários e no apoio à exportação.

Normalmente, o BNDES exige 130% de garantias reais sobre o valor financiado, que pode ser reduzido para até 100% quando a empresa postulante estiver enquadrada em nível de classificação de risco superior ao mínimo requerido. Nas operações indiretas, as exigências de garantias são negociadas entre as instituições financeiras credenciadas e o cliente. Quando o financiamento for destinado a aquisição de máquinas e equipamentos, a propriedade fiduciária deverá, necessariamente, ser constituída sobre os bens objeto do financiamento e mantida até a final liquidação do contrato. No caso do financiamento à exportação, poderá ser utilizado o seguro de crédito à exportação, que possibilita a cobertura dos riscos comercial e político sobre bens e serviços exportados.

A TJLP foi instituída pela Medida Provisória nº 684, de 31 de outubro de 1994 (convertida na Lei nº 9.365, de 16 de dezembro de 1996), para servir como custo básico dos financiamentos concedidos pelo BNDES. A TJLP tem período de vigência de um trimestre-calendário, e, desde 1º de outubro de 1999, é calculada pelos seguintes parâmetros: a) meta de inflação calculada *pro rata* para os doze meses seguintes ao primeiro mês de vigência da taxa; e b) prêmio de risco (Medida Provisória nº 1.921, de 30 de setembro de 1999, convertida na Lei nº 10.183, de 12 de fevereiro de 2001).

Apesar da redução nos últimos anos, o custo financeiro básico de grande parte dos créditos do BNDES – a TJLP – tem sido sistematicamente inferior à taxa Selic. Para as empresas tomadoras, mesmo considerando *spreads* entre 1,5% a.a. e 6% a.a. acima da TJLP para cobertura de taxas de remuneração e risco de crédito, esses empréstimos do BNDES têm apresentado custo financeiro abaixo das taxas de juros médias do crédito livre (Gráfico 3), constituindo importante fonte de financiamento, principalmente para projetos industriais e de infraestrutura.

Gráfico 3 – TJLP, selic e juros livres médios de PJ (em % ao ano)



4 Crédito habitacional

A estrutura do mercado doméstico de crédito imobiliário é caracterizada por dois marcos legais: o SFH, de 1964; e o Sistema Financeiro Imobiliário (SFI), de 1997. A Lei nº 4.380, de 1964, instituiu o SFH e estabeleceu o uso da correção monetária nos financiamentos imobiliários do sistema. As operações do SFH continuam sendo o principal tipo de empréstimo para aquisição de casa própria no Brasil, com recursos captados em cadernetas de poupança, que fazem parte do Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimos (SBPE), para realização de financiamentos com taxas reajustadas pela Taxa Referencial (TR) – índice calculado e divulgado pelo BCB com base nas taxas de juros praticadas no mercado (Lei nº 8.177, de 1º de março de 1991).

O SFH trouxe resultados expressivos durante os períodos anteriores à hiperinflação, tendo financiado mais de cinco milhões de moradias com recursos das cadernetas de poupança por meio do SBPE e do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) – fundo obrigatório de poupança para proteger o trabalhador em caso de desemprego (Lei nº 5.107, de 13 de setembro de 1966). A partir da década de 1980, com a escalada inflacionária, o SFH e o SBPE começaram a mostrar sinais de esgotamento em razão do desequilíbrio do Fundo de Compensação de Variações Salariais (FCVS) – fundo governamental que garantia os desequilíbrios financeiros entre os índices da correção dos salários e dos saldos devedores dos créditos habitacionais. Dessa forma, créditos no FCVS passaram a se acumular no ativo das instituições financeiras, constituindo-se em créditos habitacionais não amortizados pelos mutuários, o que representa, na prática, forte restrição à realização de novas operações.

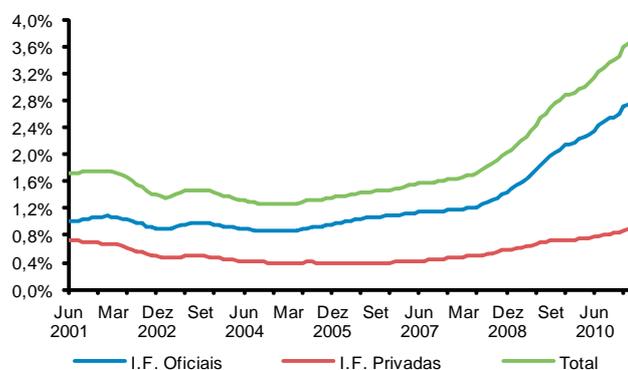
O segundo marco legal, Lei nº 9.514, de 20 de novembro de 1997, instituiu o SFI e o instituto da alienação fiduciária de imóveis, visando garantir mais recursos para o financiamento imobiliário e a redução dos riscos de crédito para as instituições financeiras. Com a instituição do SFI, o governo estabeleceu bases mais flexíveis para

os contratos imobiliários e normatizou o funcionamento do mercado secundário, buscando, dessa forma, tornar viáveis novas opções de recursos para o financiamento habitacional. A alienação fiduciária de imóveis, ao manter a propriedade do bem financiado em nome da instituição financeira, garante maior segurança jurídica ao crédito imobiliário comparativamente aos contratos com garantia hipotecária. É importante registrar que, entre outras medidas para aperfeiçoar e garantir maior segurança às operações de crédito imobiliário, o Código Civil brasileiro foi modificado para garantir a inclusão da alienação fiduciária do bem imóvel no ordenamento jurídico brasileiro (Lei nº 10.931, de 2 de agosto de 2004).

No entanto, para retomada do financiamento imobiliário, era necessário resolver a questão dos créditos no FCVS. Essa solução veio com a Lei nº 10.150, de 21 de dezembro de 2000, que regulamentou a novação e a renegociação das dívidas e responsabilidades desse fundo. Posteriormente, o Conselho Monetário Nacional (CMN) decidiu que tais créditos novados nos termos da Lei nº 10.150, de 2000, continuassem sendo computados como financiamentos imobiliários até o mês subsequente a sua novação (Resolução nº 3.005, de 30 de julho de 2002, do CMN). Visando ampliar a oferta de crédito ao setor imobiliário, essa resolução determinou que tais créditos fossem computáveis para fins de cumprimento das exigibilidades de financiamento habitacional deveriam ser reduzidos em 1/100 a cada mês, decaimento que foi reduzido para 1/50 (Resolução nº 3.177, de 8 de março de 2004, do CMN) e para 1/36 (Resolução nº 3.347, de 8 de fevereiro de 2006, do CMN).

Assim, após décadas de estagnação do crédito habitacional no Brasil, os financiamentos imobiliários para pessoas físicas voltaram a apresentar crescimento contínuo a partir de meados de 2005 (Gráfico 4), tendo tal expansão se acelerado a partir de 2008, e o saldo desses créditos passaram a totalizar R\$138,8 bilhões (3,6% do PIB) em dezembro de 2010, com expansão de 51,1% nesse ano. Esse crescimento recente do crédito habitacional é liderado pelos financiamentos concedidos por instituições financeiras públicas, cujas operações totalizaram R\$105,0 bilhões (2,7% do PIB) em março de 2010. É importante ressaltar, no entanto, que os financiamentos habitacionais concedidos por instituições financeiras privadas também vêm reagindo, tendo apresentado crescimento de 43,8% no período de doze meses terminado em dezembro de 2010 e atingido saldo de R\$33,8 bilhões (0,9% do PIB).

Gráfico 4 – Crédito do SFH/PIB



Relativamente aos dados divulgados pelo BCB sobre saldos por atividade econômica das operações de crédito do SFN, é importante ressaltar que os financiamentos à “habitação” abrangem apenas as operações realizadas com pessoas físicas e cooperativas habitacionais, ou seja, não contemplam as operações habitacionais realizadas por pessoas jurídicas, que constam como créditos à “indústria” (setor privado). Já os dados específicos relativos a financiamentos imobiliários concedidos pelo SBPE referem-se indistintamente aos créditos a pessoas físicas (famílias) e jurídicas (construtoras).

Segundo esses dados (Tabela 6), os fluxos de financiamentos do SBPE para aquisição e construção de moradias também mostram forte evolução no período recente, tendo aumentado de R\$1,8 bilhão (28,9 mil unidades) em 2002 para R\$56,0 bilhões (416,4 mil unidades) em 2009. Reforçando o aumento do fluxo de novos financiamentos habitacionais, destaque-se o crescimento dos financiamentos à construção, que aumentaram de R\$0,6 bilhão (10,3 mil unidades) em 2002 para R\$16,2 bilhões (161,1 mil unidades) em 2008, superando os financiamentos para aquisição naquele ano. Aparentemente em razão das incertezas com a crise internacional, os financiamentos para a construção apresentaram retração de 15,2% em 2009, voltando a crescer fortemente (76,3%) em 2010, ano em que os desembolsos atingiram R\$24,2 bilhões (196,7 mil unidades).

Tabela 6 – SBPE Financiamentos imobiliários concedidos (aquisição + construção)

	Desembolsos anuais					
	2002	2004	2006	2008	2009	2010
TOTAL R\$ milhões	1.768,5	3.000,2	9.313,8	29.996,2	33.889,7	55.991,6
Aquisição	1.174,7	1.607,9	4.856,5	13.811,5	20.163,2	31.785,4
- Novos	495,7	822,7	1.095,6	3.813,3	5.525,2	8.843,4
- Usados	679,0	785,1	3.760,9	9.998,1	14.638,0	22.942,0
Construção	593,8	1.392,3	4.457,3	16.184,7	13.726,6	24.206,2
- Empresas	573,6	1.327,1	4.181,2	15.270,9	12.413,1	22.273,1
- Pessoas Físicas	20,2	65,2	276,1	913,8	1.313,5	1.933,1
TOTAL Mil unidades	28,9	53,8	112,0	298,5	296,8	416,4
Aquisição	18,6	28,9	68,4	137,4	164,0	219,6
- Novos	7,1	15,1	12,7	32,8	41,8	58,1
- Usados	11,5	13,7	55,7	104,6	122,2	161,5
Construção	10,3	24,9	43,5	161,1	132,8	196,7
- Empresas	9,9	22,2	39,0	150,3	120,4	180,9
- Pessoas Físicas	0,4	2,7	4,6	10,8	12,4	15,8

Fonte: BCB – Estatísticas do SFN – Financiamentos (www.bcb.gov.br)

Considerando esse forte crescimento dos financiamentos imobiliários nos últimos anos, é interessante analisar a evolução das principais fontes e aplicações do SBPE para entender como essa evolução do crédito foi financiada. Inicialmente, é preciso observar (Tabela 7) que houve expressivo aumento nas captações, que passaram de R\$127,5 bilhões em 2002 para R\$377,9 bilhões em 2010 (variação de 196,4%), com destaque para o aumento dos saldos em cadernetas de poupança (166,7%) e dos repasses e refinanciamentos obtidos, cujos saldos somavam apenas R\$4,5 bilhões em 2002 e atingiram R\$48,6 bilhões em 2010.

Por sua vez, o aumento das aplicações imobiliárias foi pouco mais modesto no mesmo período (153,3%), passando de R\$102,7 bilhões em 2002 para R\$260,1 bilhões. Entretanto, como os saldos dos financiamentos habitacionais efetivos do SBPE mais que sextuplicaram de valor entre 2010 e 2002 (+560%), isso significa que eles cresceram ocupando o espaço de outras aplicações imobiliárias. O financiamento habitacional (R\$20,7 bilhões em 2002), que representava 20,2% das aplicações imobiliárias do SBPE, atingiu R\$136,7 bilhões em 2010, passando a representar 52,5% daquelas aplicações. Os valores a receber do FCVS (créditos e dívidas novadas) são os principais valores que perderam participação nas aplicações do SBPE no período (-51,0%), tendo reduzido de R\$63,6 bilhões em 2002 (61,9% das aplicações imobiliárias) para R\$31,2 bilhões em 2010 (12,0% dessas aplicações).

Tabela 7 – SBPE – Direcionamento de recursos

	Saldos em R\$ milhões					
	2002	2004	2006	2008	2009	2010
Usos	125.106	130.760	150.273	208.648	256.553	319.814
Aplicações Imobiliárias	102.692	105.616	121.034	165.770	206.201	260.133
- Financiamento Habitacional	20.718	29.330	45.263	76.466	100.486	136.688
- Fin. Imob. a taxas de mercado	12.088	13.118	16.319	22.128	30.989	43.194
- FCVS: Créditos e Dívida Novada	63.570	59.959	49.692	39.576	38.340	31.162
- Outros créditos (fundos e títulos)	6.316	3.209	9.760	27.600	36.386	49.090
Compulsórios no BC	22.414	25.144	29.239	42.879	50.352	59.681
Fontes	127.519	149.041	176.288	250.461	299.857	377.859
Recursos de Poupança	112.423	126.871	150.714	215.400	250.352	299.878
Repasses e Refinanciamentos	4.472	9.306	15.715	24.530	33.536	48.460
Letras e Céd. Hipot. Emitidas	10.623	12.864	9.859	10.531	15.969	29.520

Fonte: BCB – Estatísticas do SFH – Financiamentos (www.bcb.gov.br)

Em suma, o forte crescimento recente dos financiamentos habitacionais efetivos adveio da expansão das captações de recursos do SFH e da redução dos créditos no FCVS na carteira de aplicações imobiliárias em razão da renegociação dessas dívidas (Lei nº 10.150, de 2000) e a subsequente exclusão do uso desses créditos para compor as exigibilidades do crédito imobiliário (Resolução nº 3.005, de 2002, do CMN).

A Tabela 8 apresenta os saldos das cadernetas de poupança, das exigibilidades e das aplicações totais aceitas para seu cumprimento, discriminando os valores das instituições públicas e privadas do SBPE. Note-se que, no período entre 2002 e 2010, o crescimento das exigibilidades (162,4%) foi maior do que a expansão do total das aplicações imobiliárias (153,3% – *vide* Tabela 7) e maior do que as aplicações habitacionais aceitas para o cumprimento das exigibilidades (107,7%), fazendo com que a relação “aplicações/exigibilidades” apresentasse redução significativa, em especial no caso das instituições financeiras públicas. A redução dessa relação pode indicar, na ausência de perspectiva de aumento das captações de recursos e/ou da negociação de outros ativos da carteira das instituições do SBPE, dificuldades para continuidade da expansão do crédito habitacional.

Tabela 8 – SBPE – Exigibilidades e aplicações totais

	Saldos em R\$ milhões					
	2002	2004	2006	2008	2009	2010
Cadernetas de Poupança	139.642	158.266	187.936	270.395	319.083	378.799
Rural	27.219	31.413	37.523	54.995	65.478	78.921
SBPE	112.423	126.853	150.413	215.400	253.605	299.878
- I.F. Públicas	52.620	61.735	75.750	113.076	130.547	152.203
- I.F. Privadas	59.803	65.118	74.663	102.324	123.058	147.675
Exigibilidades	66.610	76.585	87.544	124.884	146.324	174.779
- I.F. Públicas	31.753	37.461	45.125	65.596	77.676	89.910
- I.F. Privadas	34.857	39.124	42.419	59.288	68.648	84.869
Aplicações Totais	87.833	84.046	96.066	131.457	156.916	182.415
- I.F. Públicas	48.664	43.536	50.352	67.427	82.876	91.414
- I.F. Privadas	39.169	40.510	45.714	64.030	74.040	91.001
Aplicações/Exigibilidades (%)	131,9%	109,7%	109,7%	105,3%	107,2%	104,4%
- I.F. Públicas	153,3%	116,2%	111,6%	102,8%	106,7%	101,7%
- I.F. Privadas	112,4%	103,5%	107,8%	108,0%	107,9%	107,2%

Fonte: BCB – Estatísticas do SFH – Financiamentos (www.bcb.gov.br)

Os dados da Tabela 9 mostram a relação entre as “aplicações em financiamentos habitacionais efetivos” e as “exigibilidades em financiamentos habitacionais” (52% das captações em cadernetas de poupança, ou seja, 80% da exigibilidade de 65%). Tais dados mostram que, ao longo dos últimos anos, a exigibilidade em crédito imobiliário não era atendida, sendo cumprida com outros ativos líquidos, como créditos do FCVS renegociados, por exemplo. Entretanto, essa exigibilidade já vinha sendo cumprida integralmente em 2010 pelos bancos públicos, e suas aplicações em financiamentos habitacionais efetivos somava R\$74,2 bilhões (103,2% da exigibilidade). Assim, apesar de ainda haver espaço para crescimento do crédito imobiliário por parte das instituições privadas, considerando suas aplicações de apenas R\$62,5 bilhões (92,0% da exigibilidade), é possível observar que os recursos tradicionais do SBPE não seriam suficientes para manter o atual ritmo de expansão do crédito imobiliário.

Tabela 9 – SBPE – Aplicações em financiamentos habitacionais efetivos x Exigibilidades em financiamentos habitacionais

	Saldos em R\$ milhões					
	2002	2004	2006	2008	2009	2010
Exigibilidades Fin. Habitacionais	53.288	61.268	70.035	99.907	117.059	139.823
- I.F. Públicas	25.403	29.969	36.100	52.476	62.140	71.928
- I.F. Privadas	27.885	31.299	33.935	47.431	54.919	67.895
Aplicações	20.718	29.330	45.263	76.466	100.486	136.688
- I.F. Públicas	11.562	15.398	22.951	34.903	50.133	74.218
- I.F. Privadas	9.156	13.932	22.312	41.563	50.353	62.470
Aplicações/Exigibilidades (%)	38,9%	47,9%	64,6%	76,5%	85,8%	97,8%
- I.F. Públicas	45,5%	51,4%	63,6%	66,5%	80,7%	103,2%
- I.F. Privadas	32,8%	44,5%	65,7%	87,6%	91,7%	92,0%

Fonte: BCB – Estatísticas do SFH – Financiamentos (www.bcb.gov.br)

Além dos recursos das cadernetas de poupança administrados pelo SBPE, o SFH dispõe dos recursos do FGTS para concessão de financiamentos imobiliários. Os recursos do FGTS em 2009 totalizavam R\$174,8 bilhões, o equivalente a 68,9% do saldo das cadernetas de poupança sob responsabilidade das instituições integrantes do SBPE. O saldo das operações de crédito realizadas com recursos do FGTS somava R\$98,4 bilhões em 2009 (Tabela 10), correspondendo a 47,7% do total das aplicações imobiliárias e a 62,7% das aplicações aceitas para o cumprimento das exigibilidades do SBPE.

Tabela 10 – FGTS – Operações de crédito e depósitos vinculados

	Saldos em R\$ milhões				
	2002	2006	2007	2008	2009
Operações de Crédito	65.040	77.563	78.687	91.937	98.387
Setor Público	...	73.417	75.110	88.469	93.901
- Habitacional	...	49.143	52.277	60.395	66.810
- Saneamento	...	20.087	18.999	18.591	18.348
- Infraestrutura	...	4.187	3.834	9.483	8.742
Setor Privado	...	4.146	3.577	3.468	4.486
- Habitacional	...	3.913	3.222	3.100	4.138
- Saneamento	...	194	329	356	346
- Infraestrutura	...	39	26	12	2
Depósitos vinc. FGTS	84.951	135.734	144.709	159.696	174.830

Fonte: FGTS – Demonstrações Financeiras (www.fgts.gov.br/downloads.asp)

Com base nas informações disponíveis em demonstrações financeiras, as operações de crédito do FGTS são direcionadas majoritariamente para financiamento de programas de habitação popular de responsabilidade governamental. O saldo desses financiamentos somava R\$66,8 bilhões em 2009, correspondendo a 67,9% do total das operações de crédito do FGTS (Tabela 10). As demais operações relevantes, também de responsabilidade governamental, são os financiamentos para saneamento (R\$18,3 bilhões) e infraestrutura (R\$9,7 bilhões). Os principais fluxos anuais recentes de arrecadação e saques do FGTS (Tabela 11) indicam que esse é um fundo maduro⁷, cujos saques vêm correspondendo a cerca de 80% a 90% da arrecadação bruta. Além dos financiamentos para habitação popular (desembolsos de R\$16,4 bilhões em 2009), o FGTS admite saques de seus mutuários para compra de casa própria no âmbito do SFH (poupança prévia e abatimento das prestações), valores que somaram R\$5,7 bilhões em 2009.

⁷ Diz-se entre profissionais da área de previdência que um fundo é maduro quando ele não é um fundo novo em fase de constituição, ou seja, que já atingiu sua maioridade em relação a geração de recursos e distribuição de resultados.

Tabela 11 – FGTS – Arrecadação, saques e financiamentos

	Fluxos em R\$ milhões				
	2002	2006	2007	2008	2009
Arrecadação Bruta	22.422	36.505	41.630	48.714	54.726
Saques	19.626	29.684	38.379	42.679	47.825
- Rescisão	15.399	23.404	31.044	33.439	38.192
- Moradia	2.744	4.328	4.911	5.650	5.687
- Outros créditos	1.483	1.952	2.424	3.590	3.946
Arrecadação Líquida	2.795	6.822	3.251	6.035	6.901
Financiamentos	3.099	7.416	6.753	9.175	18.024
- Habitação Popular	2.955	6.648	5.913	7.756	16.351
- Saneamento	144	768	841	1.419	1.673

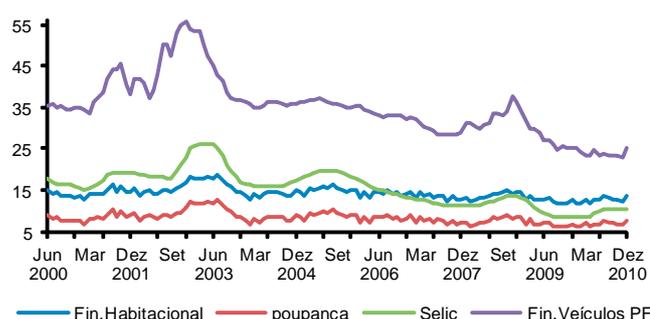
Fonte: FGTS – Demonstrações Financeiras (www.fgts.gov.br/downloads.asp)

A principal característica das operações de captação e aplicação das instituições do SFH desde sua instituição (Lei nº 4.380, de 1964) é a sua atualização periódica ou mensal por índice divulgado pelo governo. Originalmente, essa atualização (correção monetária) era calculada com base em índices de preços, que foi substituída pela TR. Atualmente, a TR é calculada com base em uma média da remuneração de certificados e recibos de depósitos bancários (CDB/RDB) das trinta maiores instituições financeiras do país, valor ao qual se aplica um redutor destinado a extrair a parcela referente aos juros reais e à tributação incidente sobre os CDB/RDB (Resolução nº 3.354, de 31 de março de 2006).

A remuneração das cadernetas de poupança é fixada na TR, acrescida de 0,5% ao mês, e os depósitos do FGTS rendem TR mais 3% a.a. Os custos dos financiamentos habitacionais estão limitados a TR mais 12% a.a. (Lei nº 8.692, de 28 de julho de 1993). Apesar do teto de 12% a.a., desde setembro de 2006 a legislação admite contratação de financiamentos imobiliários com recursos das cadernetas de poupança, com taxas de juros pré-fixadas, ou seja, sem a aplicação da TR (Lei nº 11.434, de 28 de dezembro de 2006). Nessa hipótese, ao valor máximo da taxa efetiva de juros (12% a.a.) admite-se apenas um percentual máximo a ser acrescido à remuneração das cadernetas de poupança (6,167% a.a.), conforme metodologia estabelecida pelo CMN.

Considerando que a maioria dos financiamentos imobiliários é pós-fixada, não podendo os juros efetivos serem maiores que 12% a.a., os encargos máximos dos créditos habitacionais são inferiores aos juros praticados no crédito livre para pessoas físicas, como no exemplo do financiamento de veículos, de taxas consideradas mais módicas (Gráfico 5). Não obstante o ainda enorme diferencial relativamente ao crédito livre, desde outubro de 2006 o custo do crédito habitacional tem se apresentado maior do que a Selic, o que ajuda a tornar esses financiamentos mais competitivos no mercado financeiro brasileiro. Estudo de Martins *et al.* (2008) demonstra que o crescimento recente do crédito habitacional é explicado pela redução da taxa Selic, pelo crescimento das exigibilidades efetivas em crédito imobiliário e pela redução da inadimplência associada ao aperfeiçoamento da legislação, em especial da Lei nº 10.931, de 2004, que institucionalizou a alienação fiduciária de imóveis.

Gráfico 5 – Encargos do crédito habitacional, remuneração da poupança, selic e juros do financiamento de veículos PF
Em % ao ano



5 Crédito rural

O Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) foi instituído com base nas disposições transitórias (artigos 54 e 55) da Lei Bancária, que constituiu o Banco Central do Brasil (Lei nº 4.595, de 1964)⁸. Por meio da Lei nº 4.829, de 1965, foi institucionalizado o crédito rural no Brasil – importante instrumento de incentivo à produção, investimento e comercialização agropecuária; e o Decreto nº 58.380, de 10 de maio de 1966, regulamentou o SNCR, tendo o BCB como órgão de regulação e controle.

Com o SNCR, além do Banco do Brasil, os bancos públicos e privados passaram a ser obrigados a direcionar créditos ao setor agropecuário, ajudando a diversificar as fontes de recursos dos financiamentos rurais. Nos primeiros anos do novo sistema, o BCB foi importante provedor de recursos do SNCR, realizando operações de redesconto a operações de comercialização rural e, principalmente, provendo recursos ao Banco do Brasil por meio da chamada “conta de movimento”, o que possibilitava àquela instituição conceder créditos sem limitações, principalmente ao setor rural. Com o fim da conta-movimento (1986) e a proibição das operações de fomento do BCB (Constituição Federal de 1988, art. 164, § 1º), a autoridade monetária permaneceu como órgão regulador e de controle do SNCR.

Inicialmente, o SNCR supriu crédito para os produtores rurais com taxas de juros fixas, mas, com a aceleração do processo inflacionário nos anos 1980, os financiamentos passaram a ser corrigidos por diversos indicadores de preços. Com a estabilização econômica promovida pelo Plano Real (junho de 1994), as taxas de juros predominantes no SNCR voltaram a ser fixas, com exceção das operações financiadas com base nas cadernetas de poupança rural (instituídas pela Resolução nº 1.188, de 5 de setembro de 1986, do CMN), que são indexadas à TR.

As principais fontes de financiamento do SNCR são os recursos obrigatórios dos bancos comerciais, calculados com base em um percentual dos depósitos a vista, e os recursos das chamadas cadernetas de poupança rural. As exigibilidades dos depósitos a vista em crédito rural estavam fixadas em 25% (Resolução nº 2.293, de 28 de junho de 1996, do CMN), mas o valor foi aumentado temporariamente

⁸ Conforme o testemunho do primeiro presidente do BCB (Denio Nogueira: depoimento, 1993), a instituição do SNCR foi um dos tópicos negociados com o Congresso Nacional para garantir aprovação da Lei Bancária.

para 30% (Resolução nº 3.280, de 24 de junho de 2004, do CMN), tendo sido fixado cronograma de redução de 1 ponto percentual (p.p.) anual a partir de julho de 2011, de forma que as exigibilidades volte aos 25% em junho de 2015 (Resolução nº 3.704, de 26 de março de 2009, do CMN). As cadernetas de poupança rural foram instituídas para que as instituições financeiras federais, exceto a CEF, também operassem com financiamentos agropecuários (Resolução nº 1.188, de 5 de setembro de 1986, do CMN). Os bancos comerciais cooperativos também foram autorizados a captar poupança rural, tendo sido fixado em 65% o direcionamento mínimo de recursos para o crédito rural (Resolução nº 3.188, de 29 de março de 2004, do CMN).

Ao final de 2010, conforme pode ser visto nas tabelas 12 e 13, os recursos obrigatórios eram responsáveis por R\$38,2 bilhões (47,0%) das operações de crédito rural, e a poupança rural, por R\$24,6 bilhões (30,2%) das operações. Outros importantes provedores de recursos para o crédito rural são o BNDES (FAT e Finame) e o Tesouro Nacional, por meio de fundos constitucionais e de outros recursos ou fundos públicos.

Tabela 12 – Operações do SNCR – Por fonte dos recursos

	Desembolsos anuais em R\$ milhões				
	2002	2006	2008	2009	2010
Recursos Obrigatórios	11.832,7	20.033	31.381	36.439	38.227
Poupança Rural	2.827,7	8.192	17.195	19.385	24.559
FAT	2.283,5	3.311	883	880	908
BNDES/Finame	1.623,5	3.202	3.852	5.176	5.246
Fundos Constitucionais	1.544,5	4.011	5.810	5.454	6.443
Outros Recursos Públicos	1.149,6	2.506	2.957	3.509	3.368
Recursos Livres	1.159,4	1.896	3.159	3.158	1.649
Recursos Externos 63 Rural	22,4	615	935	955	889
Total	22.443	43.766	66.172	74.956	81.289
Bancos Oficiais Federais	12.406	22.395	30.413	37.854	40.265
Bancos Oficiais Estaduais	516	808	1.900	3.044	1.836
Bancos Privados	8.013	17.884	27.831	27.180	31.510
Cooperativas de Crédito	1.508	2.679	6.027	6.879	7.678

Fonte: BCB – Anuários Estatísticos de Crédito Rural (www.bcb.gov.br)

Tabela 13 – Operações do SNCR – Por fonte dos recursos

	Desembolsos anuais em % do total				
	2002	2006	2008	2009	2010
Recursos Obrigatórios	52,7%	45,8%	47,4%	48,6%	47,0%
Poupança Rural	12,6%	18,7%	26,0%	25,9%	30,2%
FAT	10,2%	7,6%	1,3%	1,2%	1,1%
BNDES/Finame	7,2%	7,3%	5,8%	6,9%	6,5%
Fundos Constitucionais	6,9%	9,2%	8,8%	7,3%	7,9%
Outros Recursos Públicos	5,1%	5,7%	4,5%	4,7%	4,1%
Recursos Livres	5,2%	4,3%	4,8%	4,2%	2,0%
Recursos Externos 63 Rural	0,1%	1,4%	1,4%	1,3%	1,1%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Bancos Oficiais Federais	55,3%	51,2%	46,0%	50,5%	49,5%
Bancos Oficiais Estaduais	2,3%	1,8%	2,9%	4,1%	2,3%
Bancos Privados	35,7%	40,9%	42,1%	36,3%	38,8%
Cooperativas de Crédito	6,7%	6,1%	9,1%	9,2%	9,4%

Fonte: BCB – Anuários Estatísticos de Crédito Rural (www.bcb.gov.br)

Existem inúmeros programas e subprogramas de crédito rural, de acordo com a fonte dos recursos, a finalidade e os produtos a serem financiados, havendo preocupação em garantir financiamento mínimo para a pequena propriedade. Para o apoio aos micro e pequenos produtores rurais, pode-se destacar o Programa de Geração e Emprego e Renda Rural (Proger Rural) e o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf). O Proger Rural destina-se a financiar o custeio e o investimento de pequenos produtores (até R\$500 mil de renda anual) ao custo de 6,25% a.a., tendo sido fortalecido com a determinação (Resolução nº 3.746, de 30 de junho de 2009, do CMN) de uma subexigibilidade de 6% dos recursos obrigatórios de crédito rural (8% a partir de 1º de julho de 2010 e 10% a partir de 1º de julho de 2011) para esses financiamentos. O Pronaf destina-se a financiar o desenvolvimento das atividades agropecuárias exploradas com emprego direto da força do pequeno produtor rural e de sua família (Resolução nº 2.191, de 24 de agosto de 1995, do CMN).

O total dos financiamentos agropecuários concedidos atingiu R\$81,3 bilhões (2,10% do PIB) em 2010, tendo crescido 8,1% no ano e 262% desde 2002. O dispêndio com financiamentos de custeio somou R\$45,6 bilhões (1,18% do PIB) em 2010, e os financiamentos ao investimento somaram R\$20,4 bilhões (0,53% do PIB). As operações de crédito para as atividades agrícolas atingiram R\$56,3 bilhões (1,45% do PIB), e os valores financiados à pecuária somaram R\$24,9 bilhões (0,64% do PIB). De acordo com os dados das tabelas 14 e 15, houve expansão generalizada de todos os financiamentos às atividades agropecuárias no período de 2002 a 2010.

Tabela 14 – Operações do SNCR – Por finalidade

	Desembolsos anuais em R\$ milhões				
	2002	2006	2008	2009	2010
Agrícola	17.080,2	31.652,8	49.782,0	54.316,2	56.339,4
- Custeio	10.948,0	19.219,1	31.786,1	33.112,1	34.200,1
- Investimento	2.687,8	5.498,5	7.971,4	9.520,9	9.860,9
- Comercialização	3.444,4	6.935,2	10.024,5	11.683,2	12.278,4
Pecuária	5.363,1	12.112,8	16.390,1	20.869,9	24.949,4
- Custeio	2.626,3	5.147,5	7.554,8	9.726,5	11.353,2
- Investimento	2.162,6	4.632,8	6.297,0	8.028,4	10.582,5
- Comercialização	574,2	2.332,5	2.538,3	3.115,0	3.013,7
Total	22.443,3	43.765,6	66.172,1	75.186,1	81.288,8
- Custeio	13.574,3	24.366,6	39.340,9	42.838,6	45.553,3
- Investimento	4.850,3	10.131,3	14.268,4	17.549,2	20.443,4
- Comercialização	4.018,7	9.267,7	12.562,8	14.798,3	15.292,1

Fonte: BCB – Anuários Estatísticos de Crédito Rural (www.bcb.gov.br)

Tabela 15 – Operações do SNCR – Por finalidade

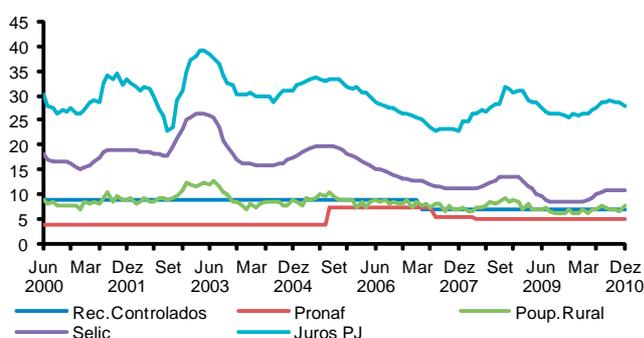
	Desembolsos anuais em % do PIB				
	2002	2006	2008	2009	2010
Agrícola	0,98%	1,31%	1,60%	1,70%	1,45%
- Custeio	0,63%	0,79%	1,02%	1,04%	0,88%
- Investimento	0,15%	0,23%	0,26%	0,30%	0,25%
- Comercialização	0,20%	0,29%	0,32%	0,37%	0,32%
Pecuária	0,31%	0,50%	0,52%	0,65%	0,64%
- Custeio	0,15%	0,21%	0,24%	0,30%	0,29%
- Investimento	0,12%	0,19%	0,20%	0,25%	0,27%
- Comercialização	0,03%	0,10%	0,08%	0,10%	0,08%
Total	1,29%	1,81%	2,12%	2,35%	2,10%
- Custeio	0,78%	1,01%	1,26%	1,34%	1,18%
- Investimento	0,28%	0,42%	0,46%	0,55%	0,53%
- Comercialização	0,23%	0,38%	0,40%	0,46%	0,39%

Fonte: BCB – Anuários Estatísticos de Crédito Rural (www.bcb.gov.br)

Os custos das operações controladas de crédito rural variam conforme a fonte dos recursos. Os créditos obrigatórios realizados com base nos depósitos a vista estão fixados em 6,75% a.a. (Resolução nº 3.475, de 4 de julho de 2007, do CMN). As operações do Pronaf têm juros fixados entre 1,5% e 5,5% a.a. no caso dos financiamentos de custeio e entre 1% e 5% a.a. no caso dos financiamentos de investimento. As aplicações realizadas com recursos das cadernetas de poupança rural são realizadas com taxas livres corrigidas com base na TR. No entanto, se tais recursos forem utilizados em operações de interesse da União, os custos poderão ser menores, mas com subvenção do Tesouro para equalização dos encargos financeiros. As operações com recursos do Tesouro Nacional e do BNDES (Finame) seguem os custos fixados por aquelas instituições.

Os encargos financeiros do crédito rural têm apresentado valores bastante próximos da remuneração das cadernetas de poupança rural e sistematicamente menores do que a taxa Selic, não obstante a diferença ter diminuído nos últimos anos (Gráfico 6). Isso sinaliza que as operações realizadas com recursos do governo são realizadas com subsídios implícitos ou com equalização do Tesouro, no caso dos financiamentos realizados no interesse da União com recursos da poupança rural.

Gráfico 6 – Custos do crédito rural (recursos controlados e Pronaf), da poupança rural, selic e juros livres médios de PJ
Em % ao ano



6 Crédito direcionado: evolução recente e considerações acerca do *spread* bancário

Considerando o maior crescimento do crédito direcionado em 2008 e em 2009, esta seção avalia a evolução recente dos saldos dessas operações e apresenta estimativas dos custos médios dos empréstimos livres e direcionados.

Desde o início de 2003, o crédito do SFN vem apresentando taxas de crescimento bastante elevadas. O crédito total do SFN aumentou de R\$384,4 bilhões em dezembro de 2002 para R\$1.705,8 bilhões em dezembro de 2010, o que equivale ao crescimento médio superior a 20% a.a. nesse período. A Tabela 16 mostra a evolução recente desses empréstimos e financiamentos, destacando as operações segundo a origem dos seus recursos: livres e direcionadas. O crédito livre doméstico foi o destaque dessa expansão, tendo aumentado mais de 24% a.a. no período de 2002 a 2010, quase triplicando de tamanho como proporção do PIB, passando de 10,5% em 2002 para 27,5% do PIB em 2010 (*vide* Tabela 17).

Tabela 16 – Crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN)

	Saldos em R\$ bilhões				
	2002	2007	2008	2009	2010
1 - Crédito Livre Doméstico	183,0	592,3	780,4	899,6	1.067,1
- Pessoas Físicas	90,4	317,6	394,3	469,9	560,0
- Pessoas Jurídicas	92,6	274,7	386,1	429,7	507,1
2 - Crédito Livre Externo (Repases)	57,2	68,5	90,8	54,9	48,9
- em US\$	16,2	38,7	38,9	31,5	29,3
3 - Créditos Direcionados	144,2	275,2	356,1	459,8	589,8
- BNDES	93,4	160,0	209,3	283,0	357,8
- Rural	24,9	64,3	78,3	78,7	86,8
- Habitacional	22,6	43,6	59,7	87,4	131,4
- outros	3,3	7,3	8,8	10,7	13,8
4 - Total do Crédito do SFN	384,4	936,0	1.227,3	1.414,3	1.705,8
Cr.Direcionado/Total (%)	37,5	29,4	29,0	32,5	34,6

Fonte: BCB/Depec – Séries Temporais (www.bcb.gov.br)

Como consequência do forte crescimento do crédito livre, a participação relativa do crédito direcionado no total do crédito caiu de 37,5% em 2002 para 29,0% em 2008, não obstante o volume desse crédito ter aumentado de maneira importante, passando de 8,3% para 11,4% do PIB no mesmo período (*vide* Tabela 17). A partir de 2009 houve aparente mudança nessa tendência de queda relativa do crédito direcionado, principalmente em razão da grande expansão das operações do BNDES e do conjunto dos bancos oficiais federais, com participação do crédito direcionado no total do crédito atingindo 34,6% em 2010. Esse crescimento foi devido à atuação do governo federal no intuito de mitigar os efeitos da crise internacional de 2008/2009, compensando a menor expansão do crédito livre e dos bancos privados com o aumento das operações de crédito direcionado. De fato, houve maior atuação do BNDES no provimento de recursos para projetos de infraestrutura e para aquisição de máquinas e equipamentos para pequenas e médias empresas, bem como ritmo acelerado de expansão do crédito habitacional.

Tabela 17 – Crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN)

	Saldos em percentagem (%) do PIB				
	2002	2007	2008	2009	2010
1 - Crédito Livre Doméstico	10,5%	21,1%	25,0%	28,2%	27,5%
- Pessoas Físicas	5,2%	11,3%	12,7%	14,7%	14,5%
- Pessoas Jurídicas	5,3%	9,8%	12,4%	13,5%	13,1%
2 - Crédito Livre Externo	3,3%	2,4%	2,9%	1,7%	1,3%
3 - Créditos Direcionados	8,3%	9,8%	11,4%	14,4%	15,2%
- BNDES	5,3%	5,7%	6,7%	8,9%	9,2%
- Rural	1,4%	2,3%	2,5%	2,5%	2,2%
- Habitacional	1,3%	1,6%	1,9%	2,7%	3,4%
- outros	0,2%	0,3%	0,3%	0,3%	0,4%
4 - Total do Crédito do SFN	22,0%	33,4%	39,4%	44,3%	44,0%

Fonte: BCB/Depec – Séries Temporais (www.bcb.gov.br)

Outra importante questão relacionada a créditos direcionados é que muitas vezes tomam-se as taxas de juros e *spreads* bancários calculados com base nas taxas referenciais do crédito livre como representativas do custo médio do crédito bancário. De fato, esses indicadores são referenciais importantes do mercado de crédito brasileiro, mas não podem ser tomados como representativos do custo médio do crédito bancário, sem considerar a presença dos créditos direcionados, que têm custos mais baixos.

A seguir, apresenta-se uma série de gráficos que contêm comparações entre o nível dos juros e *spreads* bancários calculados com base nas taxas referenciais do crédito livre e estimativas do custo médio das operações bancárias, incluindo-se o crédito direcionado, com uso de dados mensais relativos aos juros livres consolidados⁹ e os saldos totais do crédito livre, com desagregação entre pessoas físicas e jurídicas, bem como os dados dos saldos das operações direcionadas (BNDES), crédito habitacional e rural, todos disponíveis no *site* do BCB (séries temporais).

Na ausência de dados estatísticos consolidados do custo efetivo médio das principais operações de crédito direcionado¹⁰, foram utilizadas a TJLP + 3% a.a.¹¹ como *proxy* do custo dos financiamentos do BNDES; as taxas básicas fixadas para as aplicações rurais dos bancos com base nos depósitos a vista (8,75% a.a. até março de 2007 e 6,75% a.a. de abril de 2007 em diante) como *proxy* para os custos dos financiamentos rurais; e TR + 12% a.a. (teto legal das taxas cobradas nas operações realizadas pelas instituições do SBPE) como *proxy* das operações de crédito habitacional.

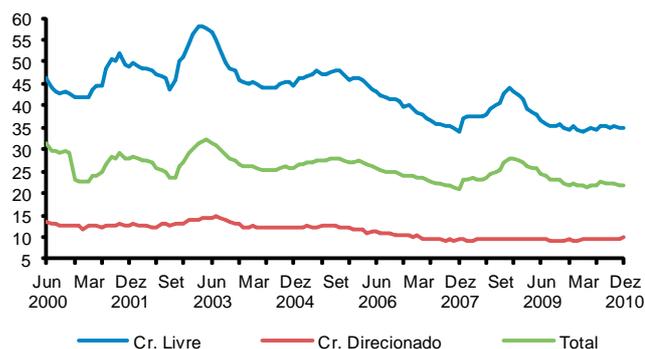
9 Média consolidada das taxas pré-fixadas, pós-fixadas e flutuantes.

10 Até o final de 2011, o BCB espera divulgar informações sobre os juros e *spreads* praticados nas operações de crédito com recursos direcionados. Essa iniciativa está inserida na revisão, atualização e ampliação da coleta de informações sobre as operações de crédito, hoje restrita a informações do segmento livre (Circular nº 3.445, de 26 de março de 2009). A coleta em regime de produção assistida das novas informações iniciou-se na data base maio de 2010 (Carta-Circular nº 3.418, de 22 de outubro de 2009) e em regime de produção definitiva a partir da data base março de 2012 (Carta-Circular nº 3.517, de 27 de julho de 2011). Sobre os sucessivos adiamentos da coleta dos novos dados em regime de produção definitiva, salienta-se que a primeira divulgação desses dados deve vir na forma de uma série mais longa.

11 TJLP + 2,5% correspondentes ao teto da remuneração básica do BNDES + 0,5% de taxa de risco das operações diretas com base em fiança bancária ou 0,5% de remuneração da instituição financeira cadastrada, que substitui a taxa de risco.

Gráfico 7 – Juros médios totais, livres e direcionados – SFN

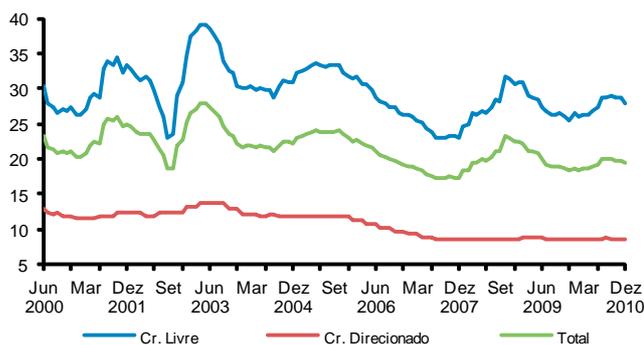
Em % ao ano



O Gráfico 7 apresenta a evolução, desde junho de 2000, de estimações da taxa média mensal consolidada do total das operações do SFN, com a desagregação dos valores do crédito livre e do crédito direcionado. Pode-se observar que a taxa média do crédito direcionado, atualmente pouco abaixo de 10% a.a., é muito mais baixa e estável do que a média consolidada do crédito livre, que terminou 2010 em 35,0% a.a. Dessa forma, nota-se que o custo bancário médio total (estimado em 22,0% a.a.) é cerca de 13 p.p. mais baixo do que os juros calculados para o crédito livre.

Gráfico 8 – Juros médios totais, livres e direcionados – PJ

Em % ao ano

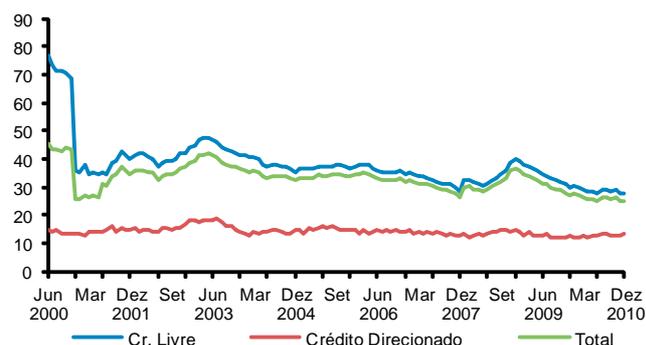


Os gráficos 8 e 9 repetem a construção e as mesmas taxas médias do Gráfico 7, mas são relativas às operações de crédito com pessoas jurídicas e pessoas físicas, respectivamente. No caso das operações com pessoas jurídicas (Gráfico 8), a taxa média do crédito direcionado (BNDES + rural)¹² também é mais baixa e estável que os juros médios do crédito livre, terminando 2010 com valores de 9,6% a.a. e 27,9% a.a., respectivamente, fazendo com que o custo médio do crédito para as empresas atingisse aproximadamente 19,7% a.a. No caso das operações com pessoas físicas (Gráfico 9), os juros do crédito direcionado (habitacional) são muito mais baixos do que os do crédito livre, mas produzem redução mais modesta no custo médio do crédito para as famílias, já que o saldo do crédito habitacional ainda é relativamente baixo, e os juros do crédito livre ainda são muito elevados.

12 Todas as operações de crédito rural são computadas como operações de responsabilidade de pessoas jurídicas, tendo em vista não ser possível distinguir produtores rurais pessoas físicas e jurídicas nas séries utilizadas.

Gráfico 9 – Juros médios totais, livres e direcionados – PF

Em % ao ano

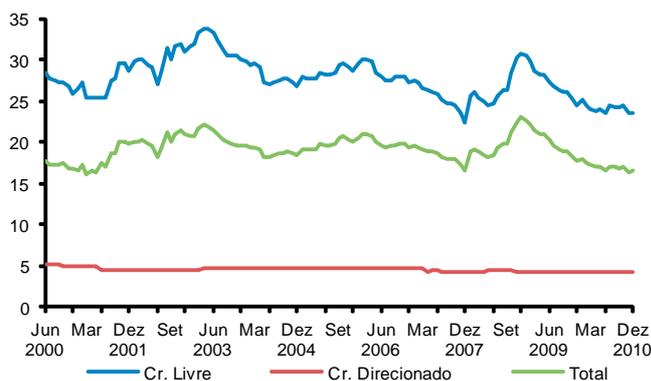


Os mesmos dados utilizados para o cálculo dos juros bancários médios do SFN foram a base para a estimativa dos *spreads* bancários médios totais e do crédito direcionado. Os números estimados para os *spreads* do crédito direcionado são ainda mais estáveis do que os mesmos valores dos juros. No caso do crédito do BNDES, o *spread* médio utilizado nas estimativas foi de 3% a.a., dado que a TJLP representaria o juro básico de captação do BNDES. No caso do crédito rural, os *spreads* são as mesmas taxas de juros básicas da modalidade (8,75% e 6,75% a.a.), tendo em vista que a taxa de captação considerada é a dos depósitos a vista (custo zero). No caso do crédito habitacional, o *spread* considerado foi de 5,833% a.a., ou seja, a diferença entre o custo considerado dos créditos do SFH (TR + 12% a.a.), e o custo dos recursos das cadernetas de poupança (TR + 0,5% a.m. ou TR + 6,167% a.a.).

Dessa forma, o *spread* médio dos créditos direcionados atingiu 4,2 p.p. ao ano em dezembro de 2010, e o *spread* bancário médio consolidado foi de 16,5 p.p. no mesmo período, ou cerca de 7 p.p. menor que o *spread* do segmento livre (23,5 p.p.), conforme se visualiza no Gráfico 10.

Gráfico 10 – Spreads médios totais, livres e direcionados – SFN

Em % ao ano



7 Considerações finais

Importante parcela do crédito do sistema financeiro nacional é disponibilizada por meio de bancos oficiais e de direcionamento de crédito. O BNDES, com operações diretas e de repasses, responde por cerca de 20% do crédito do SFN, e quase totalidade das operações do crédito habitacional e rural é realizada por intermédio da CEF e do Banco do Brasil, respectivamente.

O crescimento dos créditos direcionados após a crise internacional de 2008/2009 reforça o entendimento de que esses créditos ainda têm papel relevante na economia brasileira. Na oportunidade, o governo procurou garantir a continuidade do crescimento da oferta de crédito mediante aumento das operações dos bancos oficiais, em especial do BNDES, e mediante elevação temporária de 25% para 30% das aplicações compulsórias dos bancos em crédito rural (Resolução nº 3.623, de 14 de outubro de 2008, do CMN).

Apesar de eventualmente apresentar ineficiência, o sistema de bancos oficiais e de crédito direcionado é realidade institucional que tem fortes raízes na história brasileira.

Referências

ALENCAR, Leonardo S.; TAKEDA, Tony. Um Exame da Determinação da Taxa de Juros Média de Empréstimos para Pessoas Jurídicas. Banco Central do Brasil, **Relatório de Economia Bancária**, 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (1993). Denio Nogueira: **depoimento**. Brasília.

COSTA, Ana Carla A. Crédito Direcionado e Custo das Operações de Crédito: uma avaliação do subsídio cruzado do crédito imobiliário e rural no Brasil. Banco Central do Brasil, **Relatório de Economia Bancária**, 2005.

COSTA NETO, Yttrio C. **Bancos Oficiais no Brasil: origens e aspectos de seu desenvolvimento**. Banco Central do Brasil, 2004.

GOLDFAJN, Ilan; HENNINGS, Katherine; MORI, Helio. Brazil Financial System: resilience to shocks, no currency substitution, but struggling to promote growth. Banco Central do Brasil, **Working Paper Series 75**, June, 2003.

KOYAMA, Sérgio M.; ANNIBAL, Clodoaldo A.; LUNDBERG, Eduardo; BADER, Fani L.C.; TAKEDA, Tony. Decomposição do *Spread* Bancário: apresentação de nova metodologia. Banco Central do Brasil, **Relatório de Economia Bancária**, 2008.

MARTINS, Bruno S.; LUNDBERG, Eduardo L.; TAKEDA, Tony. Crédito Habitacional no Brasil: aperfeiçoamentos institucionais e avaliação da evolução recente. Banco Central do Brasil, **Relatório de Economia Bancária**, 2008.

PEREIRA, Thiago R.; SIMÕES, Adriano N. O papel do BNDES na alocação de recursos: avaliação do custo fiscal do empréstimo de R\$ 100 bilhões concedido pela União em 2009. **Revista do BNDES**, junho de 2010.

2 Crise Financeira e Restrição de Crédito no Brasil: evidências com base no custo do financiamento bancário

Bruno S. Martins¹

1 Introdução

Uma das principais questões suscitadas pela crise financeira de 2008/2009 e suas consequências sobre a oferta de crédito é o impacto da dependência financeira das empresas sobre suas decisões de investimento. No entanto, a identificação dessa relação tem-se provado difícil devido ao fato de os ciclos de crédito, em geral, coincidirem com mudanças nas condições financeiras de seus participantes².

Este artigo advoga que, para algumas economias, a recente crise financeira propicia boa oportunidade para isolar efeitos originados da demanda dos efeitos advindos do lado da oferta, possibilitando investigar como uma contração inesperada na oferta de crédito se dissemina por diferentes tomadores de empréstimos, especialmente por empresas com formas de acesso distintas ao mercado de crédito bancário. A principal hipótese é que o anúncio da falência do banco de investimento *Lehman Brothers* (LB), em setembro de 2008, representou um choque estritamente exógeno ao setor bancário brasileiro, uma vez que o sistema financeiro não estava exposto a empréstimos de alto risco (*subprime*), e a economia brasileira vivia período de razoável estabilidade.

Dessa forma, este artigo assume que mudanças nas taxas de juros pagas pela mesma empresa em contratos de crédito similares nos três meses seguintes à data do anúncio da falência do LB³, em relação aos três meses anteriores, estariam relacionadas a deslocamentos na oferta de crédito. Empregando microdados de crédito bancário, objetiva-se examinar a relação entre o grau de restrição financeira das firmas e a mudança observada no custo do financiamento bancário no ápice da crise.

Este artigo apresenta nova medida de restrição financeira: o custo do financiamento bancário (a taxa de juros paga em cada contrato de crédito) durante

-
- 1 O autor agrade a Jaqueline Marins, Márcio Nakane e Robert Cull por seus importantes comentários. Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep), Banco Central do Brasil
 - 2 A recente crise financeira revelou-se por meio dos empréstimos de alto risco (*subprime*), mas sua origem não pode ser completamente dissociada da desaceleração da economia americana nos anos anteriores.
 - 3 A conjugação de forte expansão econômica, sólido sistema financeiro e baixa dependência do setor exportador permitiria assumir que a falência do *Lehman Brothers* representou um choque adverso estritamente exógeno na economia brasileira.

“tempos de normalidade”⁴. A idéia é que a taxa de juros paga pelas firmas durante períodos de razoável otimismo capture o custo mínimo de financiamento externo (financiamento bancário) enfrentado por cada empresa. Para calcular o prêmio pelo financiamento externo (medida de restrição financeira), seria necessário calcular o custo do financiamento interno e compará-lo com o custo do financiamento externo. No entanto, por não haver, na base de dados utilizada, informações sobre as firmas, como o balanço patrimonial e os demonstrativos de resultados, o custo do financiamento bancário será usado como *proxy* para medir o grau de restrição financeira das empresas. Esse tema é relevante por possibilitar a identificação das firmas que sofrem restrições financeiras mais severas e dos fatores que contribuem para mitigar tais efeitos em tempo de crise.

Vasta literatura em finanças e macroeconomia tem estudado as razões pelas quais algumas firmas enfrentam restrições mais severas no acesso a crédito do que outras e a forma pela qual essas limitações alteram suas decisões de investimento e os ciclos econômicos. Questões relacionadas com problemas de agência, como em Jensen e Meckling (1976), Grossman e Hart (1982) e Hart e Moore (1995), e assimetria de informação, como em Myers e Majluf (1984) e Greenwald, Stiglitz e Weiss (1984), são amplamente tratadas como principais fontes de restrição financeira. Um ponto muito discutido é o mecanismo do balanço patrimonial das firmas, no qual o caráter pró-cíclico da liquidez e do valor dos ativos utilizados como garantia nos contratos de crédito torna os ciclos econômicos mais acentuados (BERNANKE e GERTLER, 1989).

Na tentativa de mensurar os efeitos da restrição financeira sobre o desempenho das empresas, a maioria dos artigos concentra-se na busca por bons indicadores para classificar as firmas como financeiramente restritas ou não. Em grande parte devido à indisponibilidade de dados por operação de crédito, são frequentemente usadas medidas como porte, idade, classificação de risco, distribuição de dividendos e tipo de controle das firmas, ou até mesmo entrevistas com diretores financeiros (CAMPELLO *et al.*, 2010). No entanto, nenhuma delas reflete fidedignamente a diferença entre o custo do financiamento interno e o do externo de cada firma⁵. Esses são apenas indicadores que aparentemente estariam relacionados com os problemas de agência e a assimetria de informação. Por exemplo, uma firma que não distribui dividendo estaria acumulando recursos devido ao alto custo do financiamento externo, ou devido ao fato de o valor presente da aplicação desses recursos em novos projetos ser maior do que o dos dividendos atuais? A classificação de risco reflete o grau de restrição financeira da firma, ou está associada ao risco do mercado em que ela atua? Além disso, o porte também pode não ser medida precisa de restrição financeira, uma vez que, para gerar determinado volume de receita, alguns setores requerem montante de capital empregado maior do que outros. Portanto, o tamanho das firmas pode não refletir a capacidade de geração de caixa para honrar dívidas no futuro.

4 “Tempo de normalidade” corresponde ao período de razoável otimismo econômico entre janeiro de 2006 e maio de 2008.

5 Definição usual para restrição financeira. Nesse caso, qualquer firma que enfrente um custo de financiamento externo superior ao custo interno deve ser classificada como financeiramente restrita, sendo essa diferença uma medida do grau de restrição enfrentada pela mesma.

Utilizando uma base de dados no plano de cada operação de crédito, este artigo advoga por uma medida mais precisa de restrição financeira: a taxa de juros paga por cada cliente nos contratos de crédito bancário. Esse indicador reflete o custo efetivo do financiamento bancário de cada firma, sendo, portanto, uma medida mais próxima do prêmio pelo financiamento externo.

Em linha com Campello *et al.* (2010), os resultados mostram que o impacto da crise financeira foi mais forte para empresas com mais restrições a crédito, para as quais o aumento percentual no custo do financiamento bancário foi ainda maior durante o ápice da crise financeira global de 2008. Os resultados são robustos para diferentes medidas de restrição financeira, tais como o custo mínimo e o médio do financiamento bancário e o volume total de empréstimos obtidos por cada empresa durante “tempos de normalidade”.

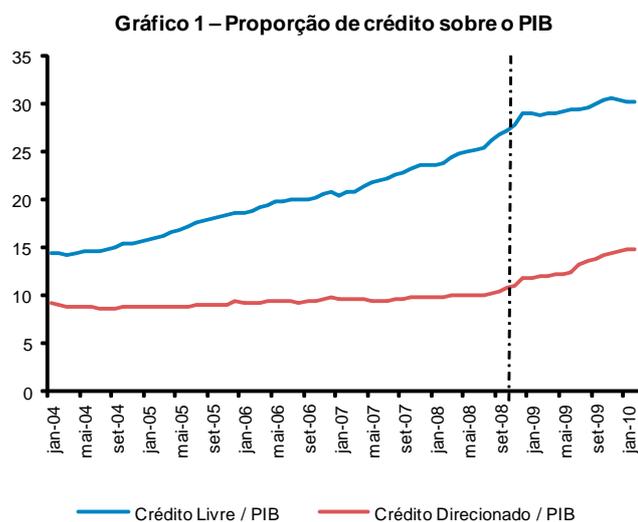
A próxima seção apresenta algumas estatísticas descritivas sobre o mercado de crédito brasileiro, a terceira seção traz os dados e a estratégia empírica, a quarta mostra os resultados, e a quinta conclui.

2 Crédito bancário no Brasil pré-crise

Esta seção apresenta a evolução recente do mercado de crédito bancário no Brasil com enfoque nos meses que antecederam a eclosão da crise financeira global em setembro de 2008, apresentando alguns fatos estilizados que corroborem a hipótese adotada neste estudo de que o anúncio da falência do banco de investimentos LB representou, de fato, um choque estritamente exógeno na economia brasileira.

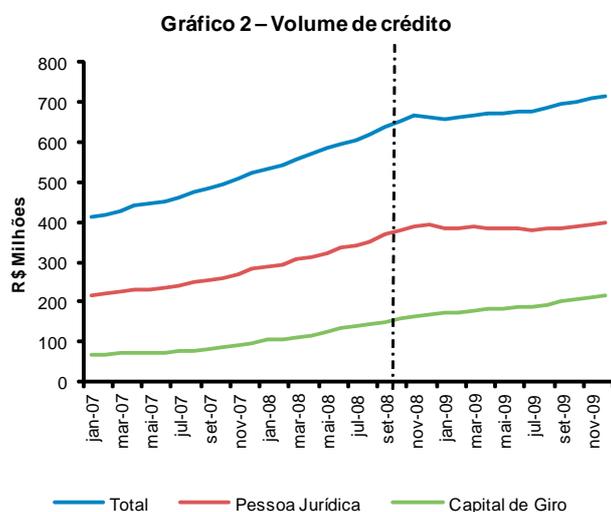
O Gráfico 1 mostra a evolução da razão crédito total sobre Produto Interno Bruto (PIB) tanto para as operações com crédito livre quanto para as operações com crédito direcionado, entre janeiro de 2004 e dezembro de 2009. Nesse gráfico, a linha vertical pontilhada indica o momento da falência do banco LB⁶. Observa-se que o forte crescimento da participação do crédito livre no produto sofreu leve desaceleração apenas após a falência do LB, e que a participação do crédito direcionado, principalmente o proveniente do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), evoluiu de razoável estabilidade, em torno de 10%, para um patamar em torno de 15% do PIB (crescimento de 50% em apenas um ano).

6 As operações livres representam as concessões de crédito livremente oferecidas pelas instituições financeiras, ou seja, aquelas que não se baseiam em regras de direcionamento obrigatório.

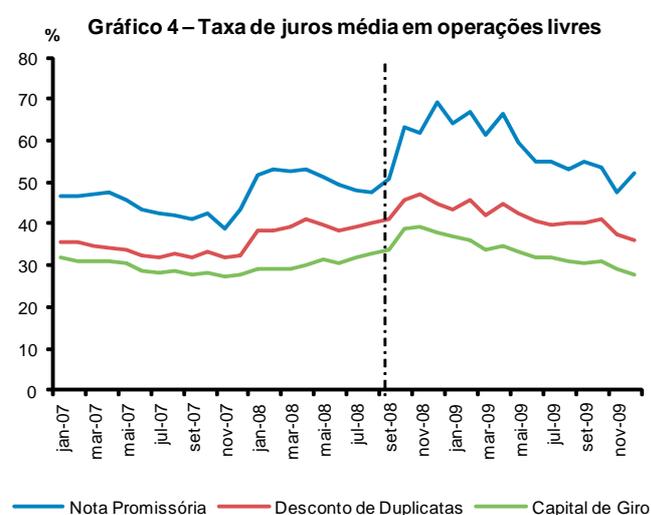
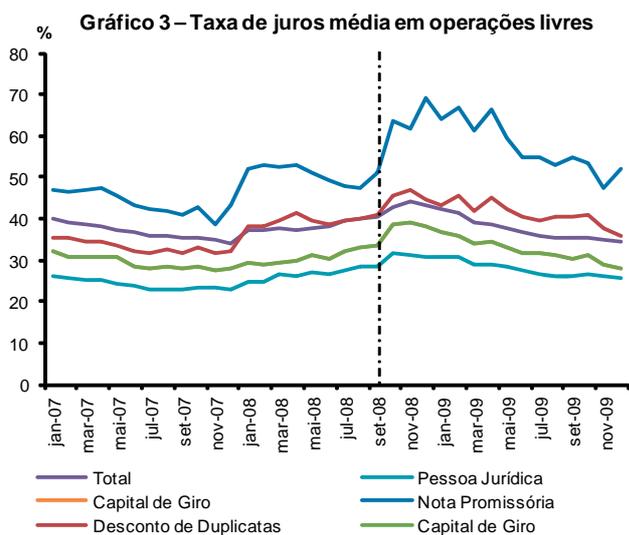


O Gráfico 2 apresenta a evolução do saldo total de crédito livre, do saldo de crédito livre para pessoa jurídica e para financiamento de capital de giro das empresas, em milhões de reais, entre janeiro de 2007 e dezembro de 2009. Observa-se forte crescimento do volume de crédito até setembro de 2008 e leve redução no crescimento após a falência do LB⁷.

Apesar do impacto muito limitado sobre o volume de crédito concedido, observou-se elevação do custo desse tipo de financiamento. Os Gráficos 3 e 4 mostram a evolução da taxa de juros média cobrada pelo setor bancário em diferentes modalidades de crédito.



7 Vale mencionar as ações do Banco Central do Brasil durante a crise, em especial a liberalização de depósitos compulsórios para assegurar a liquidez do sistema bancário. Para conhecer detalhes, veja Mesquita e Torós (2010).



Mesmo tendo havido pequeno aumento no custo médio de financiamento bancário nos meses anteriores a setembro de 2008, destaca-se aumento na taxa de juros nos seis meses seguintes à eclosão da crise no Brasil, retornando a patamares pré-crise ao longo de 2009.

A despeito da forte expansão econômica no período pré-crise, a rápida elevação no custo do crédito bancário no final de 2008, em parte resultado da expectativa de elevação na inadimplência futura e do aumento no custo de captação das instituições financeiras, também refletiu o aumento na aversão ao risco do mercado naquele período. Diante da rápida mudança na precificação dos ativos financeiros, resta dúvida sobre como o aumento no custo do crédito foi distribuído entre as firmas e que fatores atenuaram esse efeito sobre elas. Essas questões serão investigadas na próxima seção.

3 Estratégia empírica

Como mencionado, o propósito deste estudo não é analisar as diferentes fontes de imperfeição no mercado de crédito, tampouco investigar os impactos dessas imperfeições nas decisões de investimento das empresas, mas sim identificar

os fatores que contribuem para que algumas firmas sofram restrições de crédito mais severas do que outras em períodos de forte contração na oferta de crédito. Nesse sentido, o enfoque será na análise do comportamento da taxa de juros cobrada nas operações de financiamento para capital de giro das empresas durante os três meses que se seguiram ao anúncio da falência do banco de investimento americano LB, entre outubro e dezembro de 2008, relativamente ao cobrado nos três meses anteriores, entre junho e agosto de 2008. Para revisão da literatura de estudo de eventos, ver Thompson (1985).

A escolha do capital de giro como modalidade de crédito justifica-se pelo caráter emergencial desse tipo de empréstimo e por sua característica, em geral, de operação de curto prazo. Isso significa que, diferentemente das operações para financiamento de investimento e aquisições, o crédito para capital de giro reflete a necessidade de caixa das empresas para financiarem seu ciclo de negócios, o que as torna menos passíveis de adiamento ou redução repentina de demanda em virtude da necessidade das empresas de honrarem seus compromissos com fornecedores, funcionários e clientes. Dessa forma, acredita-se que, ao menos no curto prazo, o comportamento da taxa de juros cobrada nessa modalidade de crédito esteja mais associado a questões de oferta de crédito pelos bancos e menos a alterações na demanda pelas firmas.

A periodicidade escolhida também está relacionada a possíveis problemas de identificação entre efeitos de oferta e demanda de crédito. A adoção da janela de três meses antes e depois da falência do LB objetiva diminuir possíveis problemas de endogeneidade com outros fatores que poderiam alterar a taxa de juros cobrada nessas operações. Além disso, o período considerado engloba momentos de razoável otimismo em relação à capacidade de pagamento das empresas e aos momentos de mais instabilidade no mercado de crédito no Brasil (quarto trimestre de 2008).

Dessa forma, será realizada uma análise em *cross-section* de firmas que tomaram crédito para capital de giro antes e depois da falência do banco LB, utilizando a mudança no custo desse financiamento bancário como variável de interesse. A taxa de juros mínima e a média pagas por cada empresa entre janeiro de 2006 e maio de 2008, assim como o volume total de crédito obtido nesse período, foram usadas como medidas de restrição financeira das empresas. Além disso, o modelo contém algumas variáveis tradicionalmente tratadas na literatura como indicadores de restrição financeira, como o tamanho da firma, e de dependência financeira, como o setor de atividade da empresa (Rajan e Zingales, 1998). Os efeitos fixos de cada banco serão capturados por variáveis indicadoras do banco que realizou a operação de crédito com cada firma.

Nas subseções seguintes são apresentadas a base de dados utilizada e a especificação econométrica adotada.

3.1 Base de dados

Os dados utilizados advêm do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central do Brasil (Central de Risco de Crédito), que contém informações de todas as operações de crédito com volume superior a R\$5.000,00 (aproximadamente

U\$3.000,00) realizadas por todas as instituições financeiras reguladas pelo Banco Central do Brasil. Os dados coletados são confidenciais e trazem tanto informações das instituições financeiras quanto algumas características dos clientes, como a localização geográfica, o setor de atividade, o porte e a classificação de risco, sendo os dois últimos atribuídos pela própria instituição credora. Foram selecionadas para este estudo todas as operações de crédito com recursos livres para financiamento de capital de giro das empresas com taxas pré-fixadas entre junho e dezembro de 2008, totalizando 575.346 operações, originadas em 95 instituições financeiras⁸ e destinadas a 324.069 firmas⁹. Para o exercício empírico, foram eliminadas todas as operações realizadas em setembro de 2008¹⁰ e todas as firmas que realizaram operações apenas nos meses anteriores (de junho a agosto de 2008) ou posteriores (de outubro a dezembro de 2008) a setembro de 2008. Dessa forma, foram consideradas na estimação apenas as firmas que tomaram crédito para capital de giro em ambos os períodos, com o total de 59.130 firmas e 83 bancos.

Devido à impossibilidade de identificar os motivos pelos quais algumas empresas deixaram de tomar crédito imediatamente após a eclosão da crise, serão apenas apresentadas algumas estatísticas das firmas, como a distribuição setorial, o porte médio, a classificação de risco média e o custo do financiamento bancário (taxa de juros média) antes da crise, não sendo, portanto, abordadas no exercício empírico. Ao todo, 116.822 firmas tomaram crédito para capital de giro entre junho e agosto de 2008 e não voltaram a fazê-lo entre outubro e dezembro. Vale mencionar que a decisão da firma de financiar seu capital de giro com crédito bancário em determinado período pode estar associada a sua capacidade de obter outras fontes de financiamento, ao seu próprio ciclo de negócios ou até mesmo a possíveis mudanças na necessidade de recursos de acordo com suas projeções de investimento. Assim, alguns problemas de seleção adversa podem ocorrer.

Foram coletados os dados referentes à operação, o que possibilita mapear as informações de volume de crédito, taxa de juros, provisão para perdas futuras, classificação de risco¹¹ e porte de cada cliente antes e depois da crise. Além disso, foram estabelecidos outros indicadores, para fim de controle, como o número de instituições financeiras que cada cliente obteve crédito, o tempo de relacionamento do cliente com o banco, o prazo do empréstimo e a proporção de empréstimos obtidos em bancos públicos, tanto antes quanto depois da crise.

A taxa de juros paga por cada cliente é obtida pela média de todas as operações com taxas superiores a 12% e inferiores a 200% ao ano (a.a.)¹² ponderada

8 Foram consideradas apenas as instituições financeiras pertencentes aos seguintes segmentos: Banco Comercial, Banco Comercial Cooperativo, Banco Comercial Estrangeiro – filial no país, Banco do Brasil, Banco Múltiplo, Banco Múltiplo Cooperativo e Caixa Econômica Federal.

9 Foram excluídas as operações advindas de repasses interfinanceiros, coobrigações, créditos a liberar, operações vinculadas e créditos baixados como prejuízo uma vez que representam operações não originais e/ou atreladas a outras instituições.

10 Assume-se como início da crise a data do anúncio da falência do banco de investimentos LB, em setembro de 2008. Mesmo sendo mais consequência do que origem da crise, a falência marca o início do contágio da crise americana na economia brasileira. Dessa forma, setembro é excluído da amostra devido à dificuldade de classificar as operações realizadas nesse mês como anteriores ou posteriores à crise.

11 A classificação de risco do cliente, entre AA (menor risco) a HH (maior risco), é informada pela própria instituição financeira, mas deve seguir alguns critérios de classificação estabelecidos pelo Conselho Monetário Nacional.

12 Algumas operações apresentam taxas de juros iguais ou próximas a zero e outras com valores

pelo volume da operação. As informações de classificação de risco são obtidas tanto pela média quanto pela pior classificação de risco do cliente no período em questão. Para identificar o porte, utiliza-se o volume total de crédito obtido por cada cliente entre junho e dezembro de 2008.

Com essas informações, constrói-se a variação percentual da taxa de juros paga por cada cliente após a eclosão da crise financeira global. Foram construídas três medidas de restrição financeira, quais sejam, a taxa de juros mínima e a média ponderada pagas por cada empresa e o volume total de empréstimos obtidos entre janeiro de 2006 e maio de 2008. Acredita-se que esses indicadores de restrição de crédito sejam melhores do que os utilizados na literatura, não apenas por serem medidas contínuas, mas também porque representam o custo efetivo médio de financiamento externo (bancário) de cada empresa.

A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas de volume de crédito, taxa de juros e número de firmas e de bancos para as empresas com operação de crédito em ambos os períodos ou somente antes e depois do anúncio da falência do LB.

Tabela 1 – Comparação entre períodos

Período de Amostragem	Nº de firmas	Nº de bancos	Média de empréstimos pré-crise (R\$)	Média de empréstimos pós-crise (R\$)	Estatística t dif.	Taxa média de juros pré-crise (a.a.)	Taxa média de juros pós-crise (a.a.)	Estatística t dif.
Apenas pós-crise	174.058	80		147.569 (13.597.470)			53,40 (21,64)	
Ambos os períodos	59.130	83	158.509 (1.039.017)	167.850 (1.419.110)	1,92	46,92 (21,17)	53,26 (19,07)	66,60
Apenas pré-crise	176.047	86	96.772 (805.552)			49,21 (25,00)		

Nota-se que as firmas com operações apenas no período pré-crise tiveram, na média, volume de crédito menor e taxa de juros maior do que aquelas que obtiveram crédito nos dois períodos. Esse dado pode sinalizar que, em geral, as firmas menores e com custo de financiamento bancário maior sofreram restrições de crédito mais severas durante a crise. Por outro lado, como já mencionado, vários fatores podem estar relacionados com a ausência de operações de crédito durante o auge da crise. Outro ponto a se destacar é o aumento na taxa de juros média para as firmas com operações de crédito nos dois períodos, de 46,92% a.a. para 53,26% a.a., aumento de 13,51% no custo do financiamento bancário.

A Tabela 2 mostra a distribuição da taxa de juros média para clientes com diferente classificação de risco (pior classificação de risco).

extremamente altos. Isso deve ocorrer por erros de comunicação da instituição financeira ou de digitação no sistema informacional. Além disso, o corte de 12% a.a. se deve ao fato de que uma importante instituição financeira informa uma taxa de 12% a.a. para a maioria de seus clientes ao longo de todo o período amostral.

Tabela 2 – Classificação de risco

Pior classificação de risco	Nº de firmas	Taxa média de juros pré-crise (a.a.)	Nº de firmas	Taxa média de juros pós-crise (a.a.)	Var. % taxa de juros	Estatística t (pós - pré)
AA	6.802	42,20 (15,56)	5.941	53,64 (17,92)	27,11%	36,54
A	24.677	46,92 (17,69)	24.171	52,89 (17,64)	12,72%	37,19
B	10.409	47,52 (32,60)	10.881	48,19 (22,47)	1,41%	1,74
C	14.639	49,26 (18,41)	15.210	58,09 (18,29)	17,93%	41,40
D-H	2.603	41,70 (16,64)	2.927	48,73 (16,07)	16,86%	14,87

Erros padrões em parênteses.

Observa-se que as empresas com melhor classificação de risco (AA) sofreram os maiores reajustes no custo do financiamento bancário durante a crise (27,11%), reduzindo a diferença em relação à taxa paga pelas firmas mais arriscadas.

A Tabela 3 apresenta as mesmas estatísticas quando as empresas são agregadas pela provisão para perdas futuras em relação ao volume de crédito obtido (outra medida de risco). Ao contrário dos resultados da Tabela 2, pode-se notar que o aumento da taxa de juros foi ainda maior para as empresas de maior risco, indicando que a classificação de risco de crédito reportado pelos credores talvez não seja bom indicador de risco de crédito.

Tabela 3 – Provisões para perdas

Provisão para perdas / empréstimo total	Nº de firmas	Taxa média de juros pré-crise (a.a.)	Nº de firmas	Taxa média de juros pós-crise (a.a.)	Var. % taxa de juros	Estatística t (pós - pré)
< 1%	42.718	46,18 (22,11)	42.361	51,28 (18,97)	11,04%	35,70
1% - 2%	3.136	42,94 (17,26)	3.694	50,76 (17,76)	18,21%	18,09
2% - 3%	2.226	44,49 (16,45)	1.852	54,03 (16,51)	21,44%	18,27
> 3%	10.993	51,47 (18,39)	11.223	61,52 (18,00)	19,53%	40,42

Erros padrões em parênteses.

A Tabela 4 apresenta as mesmas estatísticas, agregando as empresas por faixas de volume total de empréstimos obtidos entre junho e dezembro de 2008.

Tabela 4 – Faixa de volume

Tamanho da firma pelo volume total de crédito	Nº de firmas	Taxa média de juros pré-crise (a.a.)	Taxa média de juros pós-crise (a.a.)	Var. % taxa de juros	Estatística t (pós - pré)
< R\$ 100 mil	35.264	52,54 (22,03)	58,89 (18,91)	12,08%	45,92
R\$ 100 mil - R\$ 0,5 milhões	18.031	41,51 (17,24)	47,61 (16,04)	14,69%	40,33
R\$ 0,5 milhões - R\$ 1 milhão	2.936	33,47 (11,77)	40,67 (13,82)	21,51%	30,64
> R\$ 1 milhão	2.899	27,89 (12,69)	34,65 (13,96)	24,23%	27,09

Erros padrões em parênteses.

Curiosamente, a variação percentual da taxa de juros média foi maior para as grandes empresas (24,23% para aquelas que obtiveram mais de R\$1 milhão em empréstimos; 21,51%, entre R\$500 mil e R\$1 milhão; 14,69%, entre R\$100 mil e R\$500 mil; e 12,08% para as que tomaram emprestado menos de R\$100 mil), indicando, *a priori*, que a contração do crédito teria sido ainda mais expressiva para as grandes empresas durante a crise financeira de 2008. Isso pode ser explicado pelo fato de a crise de 2008 ter sido mais intensa nos países desenvolvidos, o que aumentou o risco de crédito para as empresas exportadoras, que são, de maneira geral, empresas de grande porte. A dúvida é se o tamanho da empresa está relacionado com outros fatores que podem alterar o risco de crédito em períodos de alta instabilidade financeira.

A Tabela 8, no apêndice, fornece algumas estatísticas para as empresas agrupadas pelo setor de atividade (25 setores). Não há sinais de que um setor em particular esteja explicando parte significativa das estatísticas apresentadas. No entanto, foram incluídas variáveis indicadoras para cada setor de atividade no modelo econométrico. A próxima subseção apresenta a especificação econométrica adotada no estudo.

3.2 Especificação econométrica

A estratégia empírica deste estudo não consiste em identificar que firmas são mais restritas a crédito, mas apontar a relação entre a restrição financeira e o aperto na oferta de crédito enfrentado pelas empresas em períodos de alta instabilidade financeira. Como já dito, a medida de restrição de crédito utilizada é o custo do financiamento bancário em “tempos de normalidade”, dada pelo volume e pelas taxas de juros mínima e média nas operações de financiamento para capital de giro entre janeiro de 2006 e maio de 2008. Estima-se um modelo em *cross-section*, em que a variável dependente é a variação percentual na taxa de juros média cobrada nas operações de crédito para financiamento de capital de giro para cada cliente entre os três meses anteriores e os três posteriores à eclosão da crise no Brasil. O modelo segue a seguinte especificação, ressaltando-se o objetivo de quantificar a mudança no custo do financiamento bancário para firmas com diferentes graus de restrição de crédito, medida pelo coeficiente β :

$$\ln\left(\frac{y_{2,j}}{y_{1,j}}\right) = \alpha + \beta Restrição_j + \theta Porte_j + \Omega Risco_j + \mu \Delta Risco_j + \varphi Num_{Bancos_j} + \eta \Delta Vencimento_j + \delta Relacionamento_j + \sigma \Delta Prop_{Publico_j} + \sum_{b=1}^{83} \gamma^b D_j^b + \sum_{s=1}^{25} \delta^s D_j^s + \varepsilon_j$$

em que j é o número identificador da firma; $y_{2,j}$ é a taxa de juros média paga pela firma j entre outubro e dezembro de 2008; $y_{1,j}$ é a taxa de juros média paga pela firma j entre junho e agosto de 2008; $Restrição_j$ é a medida de restrição de crédito da firma j ; $Porte_j$ é o porte da firma j , medido pelo volume de crédito obtido entre junho e dezembro de 2008; $Risco_j$ é a medida de risco de crédito do cliente j (entre outubro e dezembro de 2008 e junho e agosto de 2008); $Número_Bancos_j$ é o número de bancos com que a firma j obteve financiamento antes da crise (entre junho e agosto de 2008); $\Delta Vencimento_j$ é a mudança no número de dias (em log) até o vencimento do

empréstimo; *Relacionamento* é o tempo de relacionamento do cliente com o banco, em dias; e $\Delta Prop_Publico$ indica a mudança na proporção de empréstimos obtidos em bancos estatais pela firma j . Para fim de controle, adicionam-se as variáveis indicadoras D_j^b e D_j^s , que informam o banco no qual a firma obteve o crédito e o setor de atividade da firma, respectivamente.

Para efeito de robustez, foram utilizadas três medidas de restrição financeira: (1) a taxa de juros mínima paga sobre os empréstimos antes da eclosão da crise, entre janeiro de 2006 e maio de 2008; (2) a taxa de juros média paga sobre empréstimos contraídos antes da eclosão da crise; e (3) o logaritmo do volume total de empréstimos concedidos entre janeiro de 2006 e maio de 2008 por cada empresa. Também foi considerado o período entre janeiro de 2006 e dezembro de 2007. Como em Santos (2011), possíveis problemas de endogeneidade com as variáveis de controle não foram tratadas em razão da dificuldade de encontrar bons instrumentos, uma vez que foram utilizadas somente operações de crédito novas, e da ausência de dados sobre as firmas.

4 Resultados

A principal hipótese é testada na primeira linha, que representa o coeficiente β . O objetivo é verificar se existe alguma relação entre o grau de restrição financeira (preço pago por cada empresa para financiar seu capital de giro) e o reajuste observado nas taxas de empréstimos bancários no ápice de uma crise financeira (um evento de forte restrição na oferta de crédito).

A Tabela 5, a seguir, mostra as estimativas para as três medidas de restrição financeira adotadas, conforme mencionado na seção anterior, em que “tempo de normalidade” corresponde ao período entre janeiro de 2006 e maio de 2008.

Tabela 5 – Definição de Restrição entre 2006 e 2008

Variável Dependente:	$\Delta\%$ Taxa de juros média		
	janeiro de 2006 a maio de 2008		
Medidas de restrição	Mínimo	Média	Volume
Restrição	0,0111276*** (0,0034)	0,0076004*** (0,0032)	-0,0524403*** (0,0098)
Tamanho da empresa	0,1880961*** (0,0210)	0,173665*** (0,0200)	
Var (Risco)	1,163488*** (0,1727)	1,165838*** (0,1724)	1,223015*** (0,1690)
Risco	-0,1277867 (0,1484)	-0,1301026 (0,1482)	-0,2364164 (0,1450)
Var (maturidade)	-0,0081468*** (0,0009)	-0,0082075*** (0,0009)	-0,0086079*** (0,0009)
Tempo de Relacionamento	0,201287*** (0,0134)	0,1923064*** (0,0122)	0,2178974*** (0,0128)
n° de bancos pré-crise	-0,9967536*** (0,0438)	-0,9974929*** (0,0453)	-0,8487827*** (0,0372)
Var (proporção de bancos públicos)	-3,595066*** (0,1004)	-3,590772*** (0,1005)	-3,566637*** (0,1006)
R^2	0,3385	0,3376	0,3351
Obs:	45.332	45.332	45.332

*,** e *** indicam coeficientes significativos a 10, 5 e 1 por cento, respectivamente.

Erros padrões robustos entre parênteses. Variáveis indicadoras para cada setor econômico e para cada banco foram incluídas.

A primeira coluna utiliza a taxa de juros mínima paga por cada empresa, entre janeiro de 2006 e maio de 2008, como medida de restrição financeira. O coeficiente associado à restrição de crédito, β , foi estimado em 0,011276, sendo significativo a 1%, ou seja, para aumento de 1% na taxa de juros mínima paga em “tempos de normalidade”, o custo de financiamento bancário foi de cerca de 1,12% maior durante a crise. Esse resultado aponta para o fato de as empresas que sofrem maiores restrições de crédito haverem sido as mais afetadas durante a crise financeira global de 2008 no que se refere a custo de financiamento bancário. A segunda coluna traz a taxa de juros média paga por cada empresa entre janeiro de 2006 e maio de 2008 como medida de restrição financeira. O coeficiente β foi estimado em 0,0076 e significativo a 1%. Assim, para aumento de 1% na taxa de juros média paga durante “tempos de normalidade”, o custo de financiamento bancário foi cerca de 0,76% maior.

Para os resultados com a terceira medida de restrição – volume total de empréstimos obtidos por cada empresa durante “tempos de normalidade” –, apresentados na terceira coluna, assume-se que o volume total de empréstimos reflete quão frequentes são os acessos de cada empresa no mercado de crédito bancário e, por isso, deveriam apresentar correlação negativa com o grau de restrição financeira das empresas. O coeficiente β estimado foi de -0,05244 e significativo a 1%. Assim, para aumento de 1% no volume total de empréstimos obtidos durante “tempos de normalidade”, o custo do financiamento bancário foi cerca de 5,24% menor.

Os resultados indicam que o aumento observado no custo do financiamento bancário durante o ápice da crise financeira global de 2008 foi ainda maior para as empresas financeiramente restritas, isto é, aquelas que já pagavam taxas de empréstimo mais altas e tomaram menos empréstimos durante “tempos de normalidade”.

A Tabela 5 também mostra correlação positiva entre o tamanho da empresa e a variação percentual no custo do financiamento bancário durante a crise. O coeficiente é significativo a 1% e aproximadamente igual a 0,18, indicando que, para aumento de 1% no volume total de crédito obtido entre junho e dezembro de 2008, a taxa média de juros foi 18% maior. Esse efeito indica que, em média, as grandes empresas sofreram restrições de crédito mais severas durante a crise financeira global de 2008, refletindo, talvez, o maior impacto da crise sobre as empresas exportadoras.

Como esperado, os resultados também mostram correlação positiva entre a variação do custo do financiamento bancário e as mudanças no risco de crédito das empresas, medida pela razão entre as provisões para perdas futuras e o volume total dos empréstimos. O coeficiente indica que, para aumento de 1% no risco de crédito das empresas, o custo do financiamento bancário foi cerca de 1,16% maior. Além disso, não há correlação entre o grau de risco de crédito anterior à crise e a mudança na taxa de juros durante a crise.

Há correlação negativa entre a taxa de juros e o prazo da operação de crédito. Quantitativamente, para aumento de 1% no vencimento do empréstimo, a taxa de empréstimo foi 0,81% menor.

Um longo tempo de relacionamento entre o devedor e o credor pode reduzir os problemas de assimetria de informação, trazendo benefícios aos devedores. Por outro lado, quanto maior o tempo de relacionamento, mais o credor possui informações privadas sobre o devedor, aumentando seu poder de monopólio

sobre as informações do seu cliente. Nesse caso, um longo período de relacionamento poderia ser prejudicial para o devedor (*hold up effect*). A literatura empírica fornece suporte para ambas as previsões. A Tabela 5 mostra que existe correlação positiva entre o tempo de relacionamento do cliente com o banco e o reajuste na taxa de juros durante a crise, na ordem de 20% para aumento de 100% no tempo de relacionamento, indicando que o efeito *hold-up* (poder de monopólio informacional) predomina sobre a redução da assimetria de informação.

Além disso, para cada banco adicional do qual as empresas obtiveram empréstimos antes da crise, a mudança no custo do financiamento bancário foi aproximadamente 100% menor, o que indica a importância de as empresas possuírem vários credores e, em seguida, serem capazes de escolher a melhor opção de financiamento em tempos de crise. Além disso, a taxa de juros foi 4,6% menor para aumento de 1% na proporção de empréstimos em bancos públicos, refletindo a intervenção do governo durante a crise.

Para efeitos de robustez, a Tabela 7, no apêndice, traz as mesmas estimativas, utilizando o período entre janeiro de 2006 e dezembro de 2007 como “tempo de normalidade”. Os resultados são diferentes de forma pouco significativa.

A Tabela 6 apresenta os resultados do mesmo modelo por subamostras, de acordo com o tamanho das empresas. O objetivo é identificar se os fatores atenuantes da contração de crédito observada durante a crise financeira de 2008 foram mais expressivos para as empresas, conforme seu porte, ou seja, se o tamanho de uma empresa está correlacionado à sua capacidade de obter fontes opcionais de financiamento. Além disso, espera-se que o efeito *hold up* seja mais intenso para as firmas menores, já que elas teriam mais dificuldade de obter crédito com novos credores em virtude da maior assimetria de informação. A medida escolhida para classificar as empresas por tamanho é o volume total de crédito para capital de giro obtido entre junho e dezembro de 2008. As empresas que obtiveram mais de R\$1 milhão de reais foram classificadas com o termo “GRANDE”; as que obtiveram entre R\$500 mil e R\$1 milhão, com “MÉDIO”; as que obtiveram entre R\$100 mil e R\$500 mil, com “PEQUENO”; e abaixo de R\$100 mil, com “MICRO”.

Os resultados da Tabela 6 mostram que a relação positiva entre o grau de restrição financeira e a contração de crédito durante a crise de 2008 foi ainda mais expressiva para as empresas de pequeno porte, sendo negativa para as consideradas grandes, ou seja, as empresas pequenas que sofriam restrições financeiras mais severas antes da crise foram ainda mais afetadas pelo choque adverso na oferta de crédito, e, para as grandes empresas, a contração na oferta de crédito foi mais severa para as financeiramente menos restritas antes da crise. Além disso, o efeito *hold up* foi mais intenso para as micro e pequenas empresas, sinalizando que os credores se beneficiam ainda mais do monopólio da informação em relação a clientes menores. Outro resultado interessante é que a existência de uma carteira grande de credores foi ainda mais benéfica para as empresas de menor porte.

Tabela 6 – Medidas de porte

Variável Dependente:	$\Delta\%$ Taxa de juros média			
	janeiro de 2006 a maio de 2008			
	Grande	Médio	Pequeno	Micro
Medidas de porte				
Restrição	-0.006723** (0,0030)	0.0106592* (0,0064)	0.0208984* (0,0117)	0.0058019*** (0,0022)
Tamanho da empresa	0.1066328*** (0,0369)	0.4598768*** (0,0679)	0.7903379*** (0,0531)	0.1596812*** (0,0231)
Var (Risco)	0.8703511 (0,5781)	1.124295* (0,6278)	2.051267*** (0,3849)	0.8589114*** (0,2102)
Risco	-0.2753959 (0,4738)	-1.236521* (0,6662)	-1.158683*** (0,4018)	0.0718238 (0,1608)
Var (maturidade)	-0.0129828*** (0,0039)	-0.0031962 (0,0022)	-0.0150343*** (0,0025)	-0.005629*** (0,0008)
Tempo de Relacionamento	0.0525423** (0,0260)	0.1029837*** (0,0326)	0.2453681*** (0,0310)	0.2016322*** (0,0153)
nº de bancos pré-crise	-0.2664943*** (0,0584)	-0.7714047*** (0,1210)	-1.44448*** (0,0857)	-1.225714*** (0,0665)
Var (proporção de bancos públicos)	-2.014847*** (0,4803)	-5.094349*** (0,5454)	-5.131874*** (0,2038)	-2.748937*** (0,1092)
R ²	0.3202	0.4358	0.3624	0.3705
Obs:	2.615	2.591	14.894	25.232

*,** e *** indicam coeficientes significativos a 10, 5 e 1 por cento, respectivamente.

Erros padrões robustos entre parênteses. Variáveis indicadoras para cada setor econômico e para cada banco foram incluídas.

Em geral, os resultados encontrados indicam reajuste maior no custo do crédito bancário para as empresas mais restritas a crédito, ou seja, para aquelas que já pagavam taxas de juros mais altas antes da crise. Esse efeito é da ordem de 1% (0,7%) sobre a variação percentual na taxa de juros paga durante a crise para cada ponto percentual a mais na taxa de juros mínima (média) paga em “tempos de normalidade”. Outro efeito relevante é que o aumento no custo do crédito durante a crise foi ainda maior para as grandes empresas e para aquelas com longo tempo de relacionamento com seus credores e menor para as empresas que fizeram empréstimos com vários credores antes da eclosão da crise. Além disso, os resultados mostram que o efeito *hold-up* foi maior para as empresas menores, e que a existência de vários credores antes da crise foi mais expressiva para as empresas menores, sinalizando a correlação negativa entre porte e assimetria de informação.

Assim, os resultados apresentados neste artigo chamam a atenção para a transmissão assimétrica de choques de oferta entre empresas com diferentes formas de acesso ao mercado de crédito bancário.

5 Conclusões

Utilizando microdados por operação de crédito, examina-se o impacto da crise financeira de 2008 sobre o custo do financiamento bancário entre empresas com diferentes graus de restrição financeira. Este artigo introduz uma medida de restrição financeira: o custo efetivo do financiamento bancário, ou seja, a taxa de juros paga por cada contrato de empréstimo bancário.

Em linha com pesquisas anteriores, os resultados encontrados indicam que a crise financeira de 2008 foi mais prejudicial, no que se refere a custo de crédito, para as empresas financeiramente mais restritas. Aquelas que já pagavam custo maior pelo financiamento bancário em momentos de otimismo (entre janeiro de 2006 e maio de 2008) sofreram os maiores reajustes durante o ápice da crise. Além disso, o estudo mostra que alguns fatores parecem contribuir para mitigar os efeitos de um choque de oferta adverso, tais como a existência de contratos com instituições financeiras públicas e o relacionamento com grande número de credores. Os resultados também indicam efeito *hold-up* durante a crise financeira de 2008, ou seja, quanto maior o tempo de relacionamento do cliente com o banco, mais os credores se beneficiam do monopólio de informações, extraindo um excedente maior de seus clientes (aumento de taxa de juros) em tempos de crise.

Os resultados mostram também que a magnitude do efeito *hold-up* e a importância da existência de vários credores antes da crise foram ainda mais expressivos para as empresas menores, sinalizando a existência de maior assimetria de informação nos contratos de crédito bancário quando os clientes são menores. Isso poderia ser explicado pelo fato de, na média, as empresas menores possuírem menor histórico de operações e menos possibilidade de acesso a informações, como balanços patrimoniais e demonstrativos de resultados.

Referências

- BERNANKE, B.; GERTLER, M. 1989. **Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations**. American Economic Review, LXXIX, 14-31.
- CAMPELLO, M.; GRAHAM, J.; HARVEY, C. 2010. **The Real Effects of Financial Constraint: evidence from a financial crisis**. Journal of Financial Economics.
- FAZZARI, S.; HUBBARD, R.G.; PETERSEN, B. 1988. **Financing Constraints and Corporate Investment**. Brookings Papers on Economic Activity 1, 141–195.
- GERTLER, M.; GILSHRIST, S. **Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms**. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 109, N. 2 pp. 309-340.
- GREENWALD, B; STIGLITZ, J. 1993 . **Financial Market Imperfections and Business Cycles**. Quarterly Journal of Economics, CVIII, 77-114.
- GREENWALD, B.; STIGLITZ, J.; WEISS, A. 1984. **Information Imperfections and Macroeconomic Fluctuations**. American Economic Review, LXXIV, 194-99.
- GROSSMAN, S; HART, O. **Corporate Financial Structure and Managerial Incentives**. J. J. McCall, ed., The Economics of Information and Uncertainty (Chicago, IL: University of Chicago Press, 1982).
- HART, O; MOORE, J. 1995. **Debt and Seniority: an analysis of the role of hard claims in constraining management**. American Economic Review, LXXXV, 567-85.
- IVASHINA,V; SCHARFSTEIN, D. 2009. **Bank lending during the financial crisis of 2008**. Unpublished Working Paper, Harvard Business School.
- JENSEN, M; MECKLING, W. 1976. **The Theory of the Firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure**. Journal of Financial Economics, III, 305-60.
- KAPLAN, S; ZINGALES, L. 1997. **Do Financing Constraints Explain why Investment Is Correlated with Cash Flow?** Quarterly Journal of Economics, 112,169-215.
- MESQUITA, M.; TORÓS, M. 2010. Considerações sobre a Atuação do Banco Central na Crise de 2008. **Working Papers Series 202** do Banco Central do Brasil.
- MYERS, S.; MAJLUF, N. 1984. **Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information That Investors Do not Have**. Journal of Financial Economics, XIII, 187-221.
- SANTOS, J. (2011). **Bank Corporate loan Pricing following the Subprime Crisis, the Review of Financial Studies**. 24 (6), 1916-1943.

STEIN, J. **Agency Information and Corporate Investment.** Handbook of the Economics of Finance, pp. 111-165.

THOMPSON, R. 1985. **Conditioning the Return-Generation Process on Firm-Specific Events: a discussion of event study methods.** Journal of Financial and Quantitative Analysis, 20, 151-168.

Apêndice

Tabela 7 – Definição de Restrição entre 2006 e 2007

Variável Dependente:	Δ% Taxa de juros média		
	janeiro de 2006 a dezembro de 2007		
Medidas de restrição	Mínimo	Média	Volume
Restrição	0.0106355*** (0,0034)	0.0073146** (0,0032)	-0.0540712*** (0,0107)
Tamanho da empresa	0.1982917*** (0,0217)	0.1838933*** (0,0209)	
Var (Risco)	1.149817*** (0,1798)	1.150821*** (0,1795)	1.2285*** (0,1757)
Risco	-0.1354628 (0,1544)	-0.1397509 (0,1542)	-0.2717648* (0,1507)
Var (maturidade)	-0.0088991*** (0,0008)	-0.0089508*** (0,0008)	-0.0092852*** (0,0008)
Tempo de Relacionamento	0.2150101*** (0,0146)	0.2073546*** (0,0135)	0.232783*** (0,0143)
nº de bancos pré-crise	-1.006413*** (0,0468)	-1.0065*** (0,0484)	-0.8513174*** (0,0393)
Var (proporção de bancos públicos)	-3.541637*** (0,1058)	-3.538295*** (0,1059)	-3.516275*** (0,1059)
R ²	0,3237	0,3228	0,3200
Obs:	40.656	40.656	40.656

*, ** e *** indicam coeficientes significativos a 10, 5 e 1 por cento, respectivamente.

Erros padrões robustos entre parênteses. Variáveis indicadoras para cada setor econômico e para cada banco foram incluídas.

Tabela 8 – Setor econômico

Setor econômico	Nº de firmas	Taxa média de juros pré-crise (a.a.)	Taxa média de juros pós-crise (a.a.)	Var. % taxa de juros
1 - Adm Publica e ONGS	219	48,36 (19,10)	55,92 (18,20)	15,63%
2 - Agricultura	777	47,07 (22,28)	54,27 (20,44)	15,29%
3 - Alimentos	1.804	45,39 (20,41)	52,39 (19,42)	15,42%
4 - Atividades Financeiras	361	48,37 (18,64)	56,00 (18,18)	15,77%
5 - Automotivo	4.522	45,93 (20,87)	53,23 (18,64)	15,89%
6 - Bebidas e Fumo	528	48,93 (22,40)	54,41 (18,86)	11,19%
7 - Construção, Madeira e Móveis	9.910	47,44 (21,82)	53,42 (19,38)	12,60%
8 - Criação de Animais	1.196	46,70 (21,52)	53,69 (19,69)	14,96%
9 - Eletroeletrônico	2.499	47,04 (20,97)	52,82 (17,94)	12,28%
10 - Energia	106	36,20 (17,33)	41,42 (14,15)	14,41%
11 - Máquinas e Equipamentos	1.408	45,28 (21,17)	51,02 (19,12)	12,67%
12 - Mídia e Lazer	4.786	47,92 (19,84)	54,52 (18,70)	13,77%
13 - Papel e Celulose	271	44,01 (21,62)	47,37 (16,41)	7,63%
14 - Petroquímico	2.284	42,82 (23,26)	49,07 (20,71)	14,59%
15 - Químico, Farmacêutico e Higiene	2.194	44,30 (19,58)	51,52 (18,74)	16,29%
16 - Saude, Saneamento e Educação	2.869	47,28 (21,87)	52,18 (18,51)	10,36%
17 - Serviços	5.535	49,18 (19,81)	55,68 (18,53)	13,21%
18 - Siderurgia e Metalurgia	1.110	43,77 (21,40)	48,65 (18,26)	11,14%
19 - Sucoalcooleiro	65	34,66 (22,90)	40,70 (19,82)	17,42%
20 - Telecomunicações	69	48,17 (24,59)	51,24 (19,07)	6,37%
21 - Têxtil e Couros	6.960	46,07 (21,12)	52,21 (18,49)	13,32%
22 - Transportes	2.593	48,66 (21,46)	54,98 (20,23)	12,98%
23 - Varejo	6.094	48,24 (21,38)	55,21 (19,04)	14,44%
24 - Outros	965	45,06 (21,21)	51,14 (19,51)	13,49%

Erros padrões em parênteses.

3

Recolhimentos Compulsórios e o Crédito Bancário Brasileiro¹

Paulo Evandro Dawid
Tony Takeda

1 Introdução

No início do Regime de Metas para a Inflação, em junho de 1999, o saldo do crédito do sistema financeiro brasileiro correspondia a, aproximadamente, 25% do Produto Interno Bruto (PIB). Em março de 2011, a participação atingiu 46,4%. Contribuíram para essa evolução do mercado de crédito, entre outros fatores, o empréstimo pessoal consignado em folha de pagamento, que não era representativo em 1999, mas que, em março de 2011, alcançou R\$143 bilhões de saldo, ou o equivalente a 67,5% de participação no crédito pessoal (que representava 18,8% do crédito livre). Também é notável a participação da modalidade de financiamento de veículos para pessoas físicas, cujo saldo apresentou crescimento de 49% entre dezembro de 2009 e de 2010 e atingiu R\$149 bilhões em março de 2011 (13,0% do crédito livre).

Constata-se que, após a crise financeira internacional de 2008/2009, o mercado de crédito voltou a apresentar vigor a partir de 2009². Em fevereiro de 2010, a fim de reduzir os riscos dessa expansão de crédito, foram editadas medidas macroprudenciais para recompor o montante de recolhimentos compulsórios sobre os depósitos aos níveis do período pré-crise. Em dezembro de 2010, outras medidas de elevação dos recolhimentos compulsórios foram implementadas, acompanhadas de medidas específicas para moderação das concessões de crédito, que objetivaram, em linhas gerais, a redução dos prazos do crédito pessoal e do financiamento de veículos para pessoas físicas, por meio da majoração do requerimento de capital para as concessões de crédito de prazo acima de 24 meses³.

As medidas macroprudenciais podem servir para corrigir desequilíbrios do mercado financeiro e, assim, auxiliar no controle da demanda agregada e, portanto, no de preços. Notadamente, os recolhimentos compulsórios, como instrumento

1 Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Adriana Soares Sales, Eduardo José Araújo Lima e Nelson Ferreira Souza Sobrinho, do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil (Depep).

2 Takeda e Dawid (2009) apresentam resultados de testes com evidências de que as medidas anticíclicas implementadas durante a crise, no quarto trimestre de 2008, e as garantias especiais dos depósitos, em março de 2009, poderiam explicar o início da recuperação do mercado de crédito brasileiro.

3 Os dados do mercado de crédito usados neste estudo abrangem o período de julho de 2000 a março de 2011. Não estão, portanto, capturando os efeitos do aumento do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) sobre operações de crédito para pessoas físicas, em vigor no início de abril de 2011.

macroprudencial, procuram ajustar a liquidez e promover a estabilidade do sistema financeiro, mas podem afetar a oferta de crédito. Já as medidas de moderação citadas atuaram diretamente nas concessões de crédito, objetivando seu crescimento sustentável e, conseqüentemente, maior estabilidade financeira.

Assim, este estudo tem o intuito de avaliar a efetividade das medidas macroprudenciais adotadas, por meio da verificação de seu impacto no crédito bancário. Para tanto, testam-se os efeitos das medidas macroprudenciais de 2010, em particular a variação nos recolhimentos compulsórios, no crédito bancário para pessoas físicas e pessoas jurídicas com taxas prefixadas, e verifica-se a importância das operações compromissadas como instrumento complementar para obtenção de recursos de curto prazo⁴. Também são realizados testes para verificar se os bancos de menor porte foram os mais afetados na concessão de crédito.

Adicionalmente, faz-se uma análise de longo prazo com dados de crédito e de balanços bancários dos últimos dez anos, para se obterem relações mais duradouras ou estruturais entre o crédito e o instrumento dos recolhimentos compulsórios. Essa análise é segmentada por porte de banco (pequeno ou grande), por cliente (pessoa física ou jurídica) e pelas principais modalidades de crédito. Gray (2011) sugere três principais propósitos para a imposição de reservas sobre depósitos, quais sejam, prudencial, de controle monetário e de administração de liquidez. Nesse sentido, além do aspecto macroprudencial, este estudo analisa os efeitos de variáveis de política monetária (taxa Selic e taxa de compulsório) e de liquidez (ativos líquidos bancários) nas variáveis de crédito.

2 Estratégia e resultados empíricos

2.1 Análise das medidas macroprudenciais de 2010

O período para a avaliação das medidas macroprudenciais de 2010 foi de janeiro de 2006 a março de 2011. Essa escolha considerou um período suficientemente longo em número de observações, que abrange os eventos exógenos mais recentes⁵.

Para avaliação das medidas de 2010, foram realizados dois conjuntos de testes, considerando uma variável *dummy* de fevereiro de 2010 a março de 2011, a fim de capturar o efeito do conjunto das medidas macroprudenciais tomadas nesse período.

4 A literatura sobre o canal de crédito nos mecanismos de transmissão da política monetária tem documentado que os bancos poderiam utilizar seus estoques de ativos líquidos para amortecer os efeitos das contrações de liquidez promovidas pelo Banco Central. Dessa forma, os bancos procurariam manter suas carteiras de crédito, de maneira a preservar a participação no mercado, e obter *fundings* de curto prazo por meio de operações compromissadas. A cessão da carteira de crédito também serviria como opção para um banco obter recursos.

5 Assim, esse período está distante do momento da instituição do recolhimento adicional sobre os depósitos em meados de 2002 e da liberação do recolhimento sobre os recursos a prazo em 2004, que objetivou mitigar os efeitos da intervenção no Banco Santos, em novembro de 2004, e da introdução do mercado de crédito consignado em folha de pagamento para o setor privado e para os beneficiários do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) a partir do final de 2004 e início de 2005.

O primeiro conjunto de teste avalia se a adoção das medidas macroprudenciais de 2010 afetaram o crédito bancário. Esses testes modelam o impacto das medidas na concessão de crédito para pessoas físicas (PF) e para pessoas jurídicas (PJ). Como as medidas de dezembro de 2010 objetivaram moderar, particularmente, o financiamento de veículos e o crédito pessoal, também foram detalhados os testes para a concessão de crédito dessas duas modalidades. Para o teste, estima-se um modelo dinâmico em um painel de dados.

O segundo conjunto de testes avalia se os bancos de menor porte – com patrimônio de referência menor que R\$7 bilhões na data base agosto de 2008 – foram os mais atingidos pelas medidas macroprudenciais de 2010. A hipótese é que os bancos menores foram, indiretamente, os mais atingidos pela restrição de liquidez, apesar de os recolhimentos compulsórios terem uma estrutura progressiva, ou seja, os bancos de maior porte recolhem proporcionalmente mais. As instituições financeiras de maior porte possuem melhores condições de captação de recursos e trabalham com maiores níveis de liquidez. Assim, são naturalmente potenciais provedoras de liquidez para o sistema financeiro. Contudo, em momentos de contração monetária, essas instituições maiores poderiam, por exemplo, preferir proteger suas carteiras de crédito a manter aplicações no interbancário em bancos menores. Nesse contexto, os bancos de menor porte poderiam ser considerados o grupo de tratamento para a restrição de liquidez resultante do aumento dos recolhimentos compulsórios do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Para o teste, estima-se um modelo de eventos com a técnica de diferença em diferenças.

Nos testes de eventos desta subseção, são consideradas variáveis *dummies* para captar os efeitos das medidas macroprudenciais, e são explicitamente modelados os períodos: (a) de fevereiro de 2010 a novembro de 2010; (b) de dezembro de 2010 a março de 2011; e a consolidação, (c) de fevereiro de 2010 a março de 2011. Na análise de longo prazo, subseção 2.2, as *dummies*⁶ das medidas macroprudenciais são substituídas pelos recolhimentos compulsórios.

2.1.1 Análise das medidas macroprudenciais em um modelo dinâmico

Os dados mensais de crédito utilizados nesta seção são aqueles que seguem a Circular nº 2.957, de 30 de dezembro de 1999, e, posteriormente, a Circular nº 3.445, de 26 de março de 2009. Nota-se que os dados dos balancetes mensais disponíveis no Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (Cosif) têm defasagem de cerca de 30 a 60 dias em relação a esses dados do mercado de crédito. Assim, objetivando capturar os efeitos de curto prazo, optou-se por uma modelagem em que se usam apenas os dados de concessão de crédito como variável de interesse e os outros dados de crédito (volumes, taxas, atrasos e prazos) como variáveis de controle. Esses resultados servirão, principalmente, para apoio e verificação da robustez dos resultados das estimações da subseção 2.2.

6 Há dificuldade na seleção de variáveis para a modelagem de determinadas medidas de moderação do crédito. Portanto, a realização de testes de eventos e de testes de modelagem estrutural (longo prazo) se complementam e objetivam auxiliar a interpretação dos efeitos das medidas macroprudenciais de 2010.

A regressão básica considerada foi o modelo dinâmico:

$$\begin{aligned} \log(\text{Concess\~{a}o}_{k_{i,t}}) = & \alpha_1 (\log(\text{Concess\~{a}o}_{k_{i,t}})[-1] \\ & + \beta_1 \log(\text{Saldo}_{k_{i,t}}) + \beta_{11} \log(\text{Saldo}_{k_{i,t}})[-1] \\ & + \beta_2 \log(\text{TaxaJuros}_{k_{i,t}}) + \beta_{21} \log(\text{TaxaJuros}_{k_{i,t}})[-1] \\ & + \beta_3 \log(\text{Prazo}_{k_{i,t}}) + \beta_{31} \log(\text{Prazo}_{k_{i,t}})[-1] \\ & + \beta_4 \log(\text{Atrasos}_{k_{i,t}}) + \beta_{41} \log(\text{Atrasos}_{k_{i,t}})[-1] \\ & + \beta_5 \text{Crise2008} + \beta_6 \text{MacroPrudencial}_{2010} \\ & + \beta_7 t + \sum_{j=1}^{12} \text{DummySazonalMensal}_j \\ & + \text{EfeitoFixo}_i + \text{Erro}_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

em que k indica a modalidade do crédito; t , o mês, de janeiro de 2006 a março de 2011; e i , a instituição bancária. *Crise2008* é uma variável *step dummy* para o período de outubro de 2008 a março de 2009. *MacroPrudencial_2010* é uma *step dummy* para o período de fevereiro de 2010 a março de 2011.

Todos os resultados apresentados nesta seção baseiam-se nos coeficientes de longo prazo⁷ das regressões do modelo dinâmico da equação 1 para *Concessões para Pessoa Física* (CoPF), *Concessões para Pessoa Jurídica* (CoPJ), *Concessões de Crédito Pessoal* (CoCP) e *Concessões para Financiamento de Veículos PF* (CoFV), correspondentes ao período de janeiro de 2006 a março de 2011, obtidos com utilização do método generalizado dos momentos (GMM)⁸.

Os resultados da regressão CoPF (Tabela 1) apresentam coeficiente positivo de 0,43 com significância a 1% para o *Saldo de Crédito Pessoa Física*, o que pode indicar a importância desse saldo para as novas concessões nesse segmento; e coeficientes negativos significantes a 1% para *Atrasos Superiores a 90 dias*, para a *Crise de 2008* e para as *Medidas Macroprudenciais* a partir de Fevereiro de 2010 (SDFev10). O coeficiente negativo de -1,60 para os atrasos denota que a inadimplência é um fator muito importante para a concessão do crédito para o segmento PF. Notam-se os mesmos valores de -0,30 para os coeficientes para a crise de 2008 e para as medidas macroprudenciais, podendo-se interpretar que as concessões PF sofreram impactos negativos equivalentes dessas duas variáveis quando se comparam os períodos de outubro de 2008 a março de 2009 e o período de fevereiro de 2010 a março de 2011⁹.

7 A utilização de coeficientes de longo prazo tem como objetivo realizar uma análise qualitativa nesta seção. Por se tratar de uma análise de um evento recente, não devem ser interpretadas como relações de longo prazo. As relações duradouras, de longo prazo, serão analisadas na seção 2.2.

8 As estimações da equação (1) e suas variações foram realizadas com o método de Arellano e Bond (1991) de momentos generalizados em um painel dinâmico. Esse estimador GMM é consistente apenas se não há presença de autocorrelação serial de segunda ordem no termo do erro da equação em primeiras diferenças. A não correlação serial nos resíduos na ordem dois foi verificada nas estimações, utilizando-se de uma a sete defasagens nas janelas de instrumentos para a equação em diferenças. Após a disponibilidade dos dados mensais do Cosif para o mês de março de 2011, foram realizadas novas estimações no modelo dinâmico incluindo-se como variáveis explicativas os depósitos, os ativos líquidos e o *funding* de cada banco e as variáveis macroeconômicas taxa Selic, IPCA, produção industrial, BNDES Direto e Repasses do BNDES, taxa de desemprego e câmbio real. A justificativa dessa especificação e o detalhamento dessas variáveis adicionadas ao modelo são apresentados na seção 2.2. Com a reestimação do modelo, foi verificada a robustez dos resultados apresentados neste texto.

9 Para a captura dos efeitos macroprudenciais foram testadas várias especificações de *dummies* (Fevereiro de 2010, Março de 2010, Abril de 2010 e Dezembro de 2011) e *step dummies* (Fevereiro de 2010 a Novembro de 2010, Dezembro de 2010 a Março de 2011). Contudo, optou-se por testar a consolidação dos efeitos a partir da recomposição dos recolhimentos compulsórios iniciados em fevereiro de 2010 e das medidas de aumentos dos recolhimentos e medidas de moderação do crédito

A Tabela 1 apresenta os resultados da regressão CoCP, com coeficiente positivo de 0,31 com significância a 1% para o *Saldo de Crédito Pessoal*, o que pode indicar a importância desse saldo para as novas concessões nessa modalidade; e coeficientes negativos significantes a 1% para as variáveis *Taxa de Juros do Crédito Pessoal*, *Atrasos Superiores a 90 dias*, *Crise de 2008* e *Medidas Macroprudenciais* a partir de Fevereiro de 2010 (SDFev10). Cabe observar que o coeficiente negativo de -0,57 da taxa de juros da concessão desse crédito também pode, entre outros efeitos, indiretamente, capturar os impactos das medidas macroprudenciais, além daquelas já computadas no coeficiente de -0,23 da variável SDFev10.

A Tabela 1 também apresenta os resultados da regressão CoFV, com coeficiente positivo de 0,48 com significância a 1% para o Saldo de Financiamento de Veículos PF, o que pode indicar a importância desse saldo para as novas concessões nessa modalidade; e coeficientes negativos significantes a 1% para a Taxa de Juros do Financiamento de Veículos PF e Atrasos Superiores a 90 dias; e significantes a 5% para as variáveis *Crise de 2008* e *Medidas Macroprudenciais* a partir de Fevereiro de 2010 (SDFev10). O coeficiente negativo de -1,16 da taxa de juros da concessão desse crédito também pode, entre outros efeitos, indiretamente capturar os impactos das medidas macroprudenciais, além daquelas já computadas no coeficiente de -0,34 da variável SDFev10.

Os resultados da regressão CoPJ (Tabela 2) apresentam coeficiente positivo de 0,63, com significância a 1% para o *Saldo de Crédito Pessoa Jurídica*, o que pode indicar a importância desse saldo para as novas concessões nesse segmento; e coeficientes negativos significantes a 1% para *Atrasos Superiores a 90 dias*, para as *Taxas de Juros da Pessoa Jurídica* e para a *Crise de 2008*. Observa-se que o coeficiente negativo de -0,91 da taxa de juros da concessão desse crédito indica que as concessões PJ são mais sensíveis a variações nas taxas de juros quando comparadas com as concessões PF (coeficiente de -0,43 com significância a 1%). Nota-se que não houve efeitos significativos das medidas macroprudenciais nas concessões para PJ, ao contrário do verificado para as concessões PF (coeficiente de -0,30 com significância a 1%). Cabe lembrar que o aumento dos recolhimentos compulsórios poderia afetar a concessão de crédito de ambos os segmentos. Contudo, dentre as medidas macroprudenciais de 2010, somente houve aumento de requerimento de capital para modalidades de concessão de crédito a PF.

Uma característica importante na estimação de modelos para concessões de crédito por modalidades é a possibilidade de efeitos sazonais. Verifica-se que, na regressão para concessão de crédito pessoal, há evidências de sazonalidade positiva em março, maio e julho e sazonalidade negativa em dezembro. A sazonalidade positiva de março pode ser devida à necessidade de recomposição financeira das famílias após os gastos de início de ano (impostos, material escolar, férias) e à possibilidade de renovação do crédito pessoal consignado em folha de pagamento dos aposentados e pensionistas do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), já que o reajuste do salário mínimo no início do ano, somado às amortizações do ano anterior, libera margem para realização de nova operação de crédito para o mutuário. Quanto à sazonalidade de maio, pode estar relacionada aos presentes do Dia das Mães, pois a data é considerada a segunda melhor para o comércio, depois do Natal.

para pessoas físicas de dezembro de 2010. Como os dados de crédito terminam em março de 2011, não estão refletindo os aumentos do IOF editados a partir do final de março de 2009.

Já a sazonalidade negativa em dezembro pode estar associada ao recebimento do décimo terceiro salário, que pode ser usado para quitação de dívidas.

2.1.2 Análise das medidas macroprudenciais, em que os bancos de menor porte são considerados grupo de tratamento

As medidas adotadas em fevereiro de 2010 objetivaram recompor os recolhimentos compulsórios aos patamares anteriores à crise internacional de outubro de 2008. Em dezembro de 2010 houve elevação dos recolhimentos e adoção de medidas adicionais para moderar o crédito para PF. Nesta seção, a estratégia de identificação para modelar os impactos negativos na concessão de crédito é considerar os bancos de menor porte como o grupo de tratamento da restrição de liquidez imposta pelo aumento dos recolhimentos compulsórios. Essa hipótese está em linha com alguns resultados que mostram que as instituições financeiras menores poderiam ser mais atingidas, no Brasil, em momentos de contração da liquidez¹⁰.

Assim, a equação econométrica a ser testada para estimação dos coeficientes φ , α , β , γ e λ segue a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \log(\text{Concessão}_{i,t}) = & + \varphi_1 \log(\text{Saldo}_{i,t}) + \varphi_2 \log(\text{TaxaJuros}_{i,t}) \\ & + \varphi_3 \log(\text{Prazo}_{i,t}) + \varphi_4 \log(\text{Atrasos}_t) \\ & + \lambda_1 \log(\text{Depósitos}_{i,t}) + \lambda_2 \log(\text{AtivosLíquidos}_{i,t}) + \lambda_3 \log(\text{Funding}_{i,t}) \\ & + \alpha_1 \log(\text{SelicMeta}_t) + \alpha_2 \log(\text{ProdIndustrial}_t) \\ & + \alpha_3 \log(\text{BNDES_Direto}_t) + \alpha_4 \log(\text{Repases_BNDES}_t) \\ & + \alpha_5 \log(\text{CambioReal}_t) + \alpha_6 \log(\text{Desemprego}_t) \\ & + \gamma_1 \text{BancoPequeno}_i \\ & + \gamma_2 \text{MacroPrudencial_Fev2010} \\ & + \gamma_3 \text{MacroPrudencial_Dez2010} \\ & + \beta_1 \text{BancoPequeno}_i * \text{MacroPrudencial_Fev2010} \\ & + \beta_2 \text{BancoPequeno}_i * \text{MacroPrudencial_Dez2010} \\ & + \beta_3 \text{Crise2008} + \beta_4 t + \sum_{j=1 \text{ a } 12} \text{DummySazonalMensal}_j \\ & + \text{EfeitoFixo}_i + \text{Constante} + \text{Resíduo}_{i,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

em que t indica o mês, de janeiro de 2006 a março de 2011; e i indica a instituição bancária. *Crise2008* é uma variável *step dummy* para o período de outubro de 2008 a março de 2009. *MacroPrudencial_Fev2010* é uma *step dummy* para o período de fevereiro de 2010 a novembro de 2010 e *MacroPrudencial_Dez2010* é uma *step dummy* para o período de dezembro de 2010 a março de 2011.

A especificação modela um banco como sendo um gerenciador de carteiras. A decisão de quanto conceder de crédito depende do saldo existente, da média da taxa de juros praticada pelo banco na modalidade (inclui a expectativa de perda devido à inadimplência), do prazo médio da carteira e da inadimplência média da modalidade no SFN. São utilizadas variáveis de controle microeconômico, como o saldo de ativos líquidos, de depósitos e de *funding* de curto prazo (depósito interfinanceiro e operações compromissadas) e de controle macroeconômico, como a taxa Selic, nível de produção industrial, nível de câmbio real, taxa de desemprego, BNDES Direto e repases do BNDES. Também são modeladas uma tendência linear e

¹⁰ Vide Takeda (2003), Takeda e Bader (2005) e Takeda e Dawid (2009).

dummies sazonais. Detalhes adicionais dessa especificação e a descrição das variáveis são apresentados na seção 2.2.

A seguir, apresenta-se a análise dos resultados da equação 2 (estimações das concessões de crédito), considerando-se os bancos de menor porte como o grupo de tratamento da contração de liquidez no SFN, após o aumento dos recolhimentos compulsórios (medidas macroprudenciais de fevereiro e dezembro de 2010)¹¹.

Para a regressão CoPF, o coeficiente da interação entre a *dummy* da medida macroprudencial de fevereiro de 2010 e a *dummy* representativa de banco de menor porte é negativo (-0,43) e significativo a 1%, semelhante ao resultado para a interação entre a *dummy* das medidas macroprudenciais de dezembro de 2010 e a *dummy* dos bancos pequenos, coeficiente negativo (-0,35) e significativo a 1%. Quando se modela uma única *dummy* para o período das medidas macroprudenciais de 2010, interagindo com a *dummy* representativa de banco de menor porte, o coeficiente estimado é negativo (-0,41) e significativo a 1%. Esses resultados podem denotar que o efeito da contração monetária, devido ao aumento dos recolhimentos em 2010, poderia ter afetado mais a concessão de crédito para PF desses bancos.

Para a regressão CoPJ, é possível verificar que o coeficiente da interação entre a *dummy* da medida macroprudencial de fevereiro de 2010 e a *dummy* representativa de banco de menor porte é negativo (-0,22), porém, significativo apenas a 10%. Contudo, os coeficientes são não significativos para a interação entre a *dummy* das medidas macroprudenciais de dezembro de 2010 e a *dummy* dos bancos pequenos, e para a interação entre a *dummy* das medidas macroprudenciais de 2010 e a *dummy* dos bancos pequenos.

2.2 Análise de longo prazo

Os exercícios econométricos desta seção analisam o comportamento do crédito bancário ante o instrumento dos recolhimentos compulsórios (RCs), visando obter relações mais duradouras ou estruturais entre essas variáveis.

A análise é baseada num modelo de gerenciamento de carteiras em que os bancos buscam ajustar a oferta de crédito de acordo com suas fontes de recursos (depósitos, patrimônio líquido e *funding* de curto prazo), com suas alternativas de investimento (concessão de crédito ou aplicação em ativos líquidos), com suas expectativas de demanda de crédito, das taxas de política monetária (Selic e compulsórios) e com controles macroeconômicos.

Para controle da demanda de crédito, supõe-se que os bancos utilizam os valores contemporâneos das variáveis macroeconômicas na formação de suas expectativas de demanda. Isso significa que essa hipótese parcimoniosa considera que o valor atual de uma variável macroeconômica é uma *proxy* para sua expectativa, visto que, por se tratar de um modelo de crédito, a inclusão da expectativa deveria

11 Esses resultados encontram-se na Tabela 3. Todas as análises baseiam-se em estimações da equação (2) e suas variações. As regressões foram realizadas no programa Stata em um modelo com efeitos individuais fixos, com dados em painel, em que se usam mínimos quadrados ordinários (OLS) e a opção de estimação *vce(robust)* para tratar eventuais problemas de heterocedasticidade.

considerar vários horizontes de tempo. Também é utilizado o *spread* médio das operações de crédito como controle microeconômico, supondo-se que seu valor reflete a expectativa de inadimplência por parte dos bancos.

Foram analisados dados mensais de saldo e de concessões de crédito das instituições bancárias referentes ao período de julho de 2000 a março de 2011, informados conforme a Circular nº 2.957, de 1999. Os dados também foram analisados separadamente, pelo porte dos bancos, e por modalidade de crédito. Os Gráficos 1 a 6 apresentam as séries agregadas dessas variáveis dependentes consideradas. A metodologia utilizada foi a de análise de equações lineares individuais com dados em painel, estimadas com efeitos fixos individuais¹² e matriz de covariância robusta¹³.

Foram utilizadas as seguintes variáveis microeconômicas do sistema bancário, com dados em painel obtidos do Cosif e da Circular nº 2.957, de 1999:

- *Depósito*: soma dos depósitos a vista e a prazo (Gráfico 7);
- *Ativos líquidos*: soma das aplicações em operações compromissadas ativas (revendas a liquidar – posição bancada), em depósitos interfinanceiros, em títulos livres e em instrumentos financeiros derivativos (Gráfico 7);
- *Funding*: soma das operações compromissadas passivas (recompras a liquidar – carteira própria) e depósitos interfinanceiros (Gráfico 7);
- *PL*: patrimônio líquido (Gráfico 7);
- *Spread*: definido como a diferença entre a taxa de juros média praticada e a taxa Selic;
- *Prazo*: prazo médio das operações de crédito contratadas;
- *Atraso*: atraso médio das operações de crédito consideradas (média geral); e
- *Taxa efetiva de compulsório individual (TECI)*: definida mensalmente para cada banco como a razão entre a soma de seus depósitos a vista e a prazo e a soma dos respectivos recolhimentos compulsórios.

Para avaliar o efeito da taxa de compulsórios como instrumento de política, foi instituída a seguinte taxa calculada sobre os agregados mensais de depósitos e recolhimentos compulsórios:

- *Taxa efetiva de compulsório (TEC)*: definida mensalmente como o total de depósitos a vista e a prazo no sistema bancário dividido pelo total de compulsórios recolhidos sobre esses depósitos (Gráfico 8).

A presença dessas duas taxas de compulsório, *TECI* e *TEC*, é justificada por dois argumentos: (a) ao utilizar o recolhimento compulsório como instrumento de política monetária ou macroprudencial, o Banco Central considera o total atual e o desejado de RCs ante os depósitos presentes, considerando eventuais ajustes na distribuição dos RCs entre bancos maiores e menores. A *TEC* tem o objetivo de captar melhor esse efeito de política, visto que reflete a informação agregada considerada nas tomadas de decisão do Banco Central; e (b) a exigência de recolhimentos sobre depósitos no Brasil possui estrutura progressiva, ou seja, bancos com mais depósitos¹⁴

12 Ver, por exemplo, Wooldridge (2001).

13 Método de Driscoll e Kraay (1998), que é consistente T-assintoticamente com correlação serial e entre indivíduos. Foi utilizada a implementação do pacote **plm** do software estatístico **R**.

14 A partir de fevereiro de 2010, o patrimônio de referência do banco passou a ser considerado para

possuem efetivamente uma taxa de compulsórios maior. Por conta disso, a taxa efetiva individual por banco, a *TECI*, varia em razão do total dos depósitos, mas também pode variar no tempo, em consequência de variações de política, como a inclusão do porte do banco no cálculo do recolhimento exigido. A presença da *TECI* como variável explicativa em regressões de crédito pode capturar efeito positivo da simultaneidade entre as variações do crédito e dos RCs individuais, devido a variação autônoma dos depósitos: o aumento do crédito de um dado banco pode ser resultado do aumento de seus depósitos, que, devido à estrutura progressiva dos RCs, causa aumento mais que proporcional na sua *TECI*. Assim, utilizou-se a *TECI* como controle para esse efeito não linear da estrutura dos recolhimentos compulsórios entre bancos e ao longo do tempo.

Como controles macroeconômicos foram usadas as seguintes variáveis mensais:

- *Selic*: meta da taxa de juros Selic (Gráfico 8);
- *Desemprego*: taxa de desemprego – Região metropolitana – Brasil (na semana);
- *Câmbio Real*: índice da taxa de câmbio real (IPCA) – Dólar americano;
- *Produção Industrial*: índice de Produção Industrial (IBGE);
- *BNDESD*: Operações de crédito do sistema financeiro – Recursos direcionados – BNDES-Direto; e
- *BNDESR*: Operações de crédito do sistema financeiro – Recursos direcionados – BNDES-Repases.

A regressão básica considerada foi:

$$\begin{aligned} \log(\text{Volume}_{i,t} \text{ ou } \text{Concessão}_{i,t}) = & \beta_1 \log(\text{Depósitos}_{i,t}) + \beta_2 \log(PL_{i,t}) \\ & + \beta_3 \log(\text{AtivosLíquidos}_{i,t}) + \beta_4 \log(\text{Funding}_{i,t}) \\ & + \beta_5 \log(TECI_{i,t}) + \beta_6 \log(TEC_t) \\ & + \beta_7 \log(\text{Spread}_{i,t}) + \beta_8 \log(\text{Prazo}_{i,t}) \\ & + \beta_9 \log(\text{Selic}_t) + \beta_{10} \log(\text{Desemprego}_t) \\ & + \beta_{11} \log(\text{TxCâmbio}_t) + \beta_{12} \log(\text{ProdInd}_t) \\ & + \beta_{13} \log(\text{BNDESD}_t) + \beta_{14} \log(\text{BNDESR}_t) \\ & + \beta_{15} t + \text{DummiesSazonaisMensais}_t \\ & + \text{EfeitoFixo}_i + \text{Erro}_{i,t}, \end{aligned} \quad (3)$$

em que t indica o mês, de julho de 2000 a março de 2011; e i indica a instituição bancária.

As variáveis *Spread*, *Prazo* e *Atraso* correspondem aos valores médios ponderados das respectivas modalidades ou agregados de crédito considerados, exceto para os agregados gerais Saldo e Concessões em que se optou por não utilizar um valor médio de *spread* e prazo por envolver mercados muito distintos entre PF e PJ.

determinar a dedução da exigibilidade de RC (Circular nº 3.485, de 25 de fevereiro de 2010, para depósitos a prazo, e Circular nº 3.486, de 24 de fevereiro de 2010, para exigibilidade adicional sobre depósitos).

Foram inseridas variáveis *dummies* mensais para considerar efeitos sazonais típicos do mercado de crédito brasileiro e uma tendência para capturar possível crescimento log-linear nos 129 meses analisados.

Com base na equação (3), foram estimados os seguintes modelos, variando-se as variáveis dependentes e suas respectivas variáveis de *Spread*, *Prazo* e *Atraso: Saldo* e *Concessões de Crédito*, oriundos de bancos grandes ou pequenos¹⁵ e destinados a PF ou PJ (resultados nas Tabelas 4 a 6); e *Saldo* e *Concessões de Crédito* separados nas modalidades Capital de Giro (1040), Conta Garantia (1050), Desconto de Duplicatas (1020), Financiamento de Bens PJ (1070) e Vendor (1080) para PJ, e Crédito Pessoal (2020), Financiamento de Veículos PF (2040), Cheque Especial (2010) e Financiamento de Bens PF (2050) para PF (resultados nas Tabelas 7 e 8).

2.2.1 Resultados

Da observação dos resultados das estimações separadas por bancos grandes e pequenos, Tabelas 4 a 6, pode-se depreender que a maioria dos coeficientes estimados são significativos e apresentam os sinais esperados. Por exemplo, destaca-se que a variável *Depósitos* apresenta coeficientes positivos e significativos para todos os subgrupos considerados de saldo e concessões de crédito. E a variável *PL*, também como esperado, apresenta coeficientes positivos e significativos para a maioria dos subgrupos, com exceção de Concessões para PJ no agregado (Tabela 4) e de Bancos Pequenos (Tabela 6), que apresentam coeficientes não significativos.

Os coeficientes da variável *Ativos Líquidos*, quando significativos, apresentam sinal negativo para as regressões de saldo de crédito e positivo para as regressões de concessão. A explicação para esses sinais, conforme já observado em Takeda e Dawid (2009), é que existe uma espécie de *trade-off* entre o saldo de crédito e a liquidez dos bancos, considerando que seus recursos disponíveis são destinados especialmente a crédito ou a ativos líquidos, daí o sinal negativo. Já as variáveis de concessões, por captarem mais rapidamente as variações no crédito, tendem a se relacionar de forma positiva com os ativos líquidos: maior nível de liquidez possibilita ao banco conceder crédito prontamente.

A variável *Funding*, composta de operações compromissadas passivas e depósitos interfinanceiros, foi incluída com o objetivo de se avaliar o comportamento desses recursos que podem, em princípio, servir de *funding* de curto prazo para crédito, complementarmente aos depósitos a vista e a prazo considerados na variável *Depósitos*. Nos resultados da Tabela 4, para dados agregados, e das Tabelas 5 e 6, para dados desagregados para PJ e PF, observa-se que os coeficientes estimados para *Funding* apresentam sinal positivo e são significativos para Saldo de Crédito de Bancos Pequenos e para Concessões de Crédito de Bancos Grandes, corroborando a hipótese de que esses recursos constituem fonte opcional de crédito. Observa-se ainda que os valores dos coeficientes de *Funding* nas regressões são consistentemente menores que os estimados para a variável *Depósitos*, o que confirma a maior importância relativa dos depósitos. Ainda comparando-se os valores dos coeficientes, há indícios de que

15 Foram considerados bancos grandes aqueles com Patrimônio de Referência maior que R\$7 bilhões e bancos pequenos, os demais.

os recursos de *Funding* são relativamente mais importantes no Saldo de Crédito para PF, principalmente por parte dos bancos pequenos.

Conforme argumentado, a variável *TECI*, em geral, apresenta coeficientes significativos e com sinal esperado positivo, o que refletiria o fato de que bancos maiores tendem a ter mais depósitos, emprestar mais e ter RCs mais do que proporcionais aos seus depósitos ou empréstimos. A exceção verifica-se para as variáveis *Saldo de Crédito de Bancos Grandes para PJ* e *Concessões de Crédito de Bancos Grandes para PF*, que apresentam coeficientes não significativos, refletindo possível diferença de comportamento nesses subgrupos.

O coeficiente da variável *TEC*, agregada para o sistema bancário, apresenta sinal esperado negativo e significativo para Saldo de Crédito total; Saldo de Crédito PJ, agregado e de Bancos Pequenos; e Saldo de Crédito PF agregado. O coeficiente estimado não é significativo para os demais subgrupos de Saldo de Crédito e para Concessões de Crédito. Depreende-se desses resultados que a *TEC*, como instrumento de política, possui o efeito negativo esperado no saldo agregado de crédito, mas esse efeito não é captado nas concessões de crédito e são similares para os segmentos PF e PJ.

Quanto ao resultado por porte de banco, observa-se que a *TEC* apresenta efeito relativamente maior no saldo de crédito dos bancos pequenos, no agregado e no segmento PJ. Esse resultado está em consonância com o obtido em Takeda (2003), que identifica os bancos de pequeno porte como os que mais respondem à taxa efetiva de RCs sobre depósitos remunerados para o período analisado de junho de 1999 a junho de 2003, porém contrasta com o resultado obtido em Takeda, Rocha e Nakane (2005), em que se observa que o impacto dos RCs é maior para os bancos grandes no período de dezembro de 1994 a dezembro de 2001. Como os períodos analisados nos estudos citados são distintos, com pequena sobreposição, pode-se especular que houve mudança estrutural na distribuição do impacto dos RCs nos bancos entre os dois períodos, em parte explicada pela diferença nos níveis de taxa de compulsórios praticados na década de 1990, especialmente sobre depósitos a vista (acima de 70%) que têm maior impacto sobre os grandes bancos.

Os coeficientes da variável *Spread* apresentam, na maioria dos subgrupos, sinais negativos significativos. A exceção é no Saldo de Crédito de Bancos Pequenos para PF, que apresenta sinal positivo significativo, e na Concessão de Crédito para PF, que apresenta coeficientes não significativos, o que pode ser um indicativo de que esse mercado apresenta comportamento distinto. De acordo com o modelo de gerenciamento de carteira adotado neste trabalho, com a suposição de que o *spread* reflete a expectativa de inadimplência por parte dos bancos, espera-se, de fato, sinal negativo para o coeficiente da variável *Spread*, pois maior expectativa de inadimplência levaria a aumento do *spread* e redução da carteira de crédito, devido ao ajuste do portfólio do banco ao menor retorno esperado nas operações de crédito. Nessa mesma linha, o coeficiente positivo da variável *Spread* no Saldo de Crédito de Bancos Pequenos para PF pode ser explicado pelo fato de a participação do crédito consignado ser alta nesse segmento, e de esse tipo de crédito ser caracterizado por taxas e risco menores, o que leva os bancos a aumentarem a oferta quando há aumento da taxa de juros (= $spread + Selic$).

A variável *Selic* apresentou coeficientes com sinal negativo significativos

para Concessões, agregadas e de Bancos Pequenos, e para os subgrupos de Saldo de Crédito para PJ. Nos demais, apresentou coeficientes não significativos, indicando maior importância relativa desse instrumento sobre o crédito para PJ. Uma possível explicação seria que, como o segmento PJ apresenta menor nível de *spread*, então a variação da taxa básica Selic teria impacto relativamente maior do que no segmento PF, que pode absorver melhor as variações da Selic no seu maior nível de *spread*. Esse resultado se alinha à visão de que o tomador de crédito pessoa física é pouco sensível ao custo do crédito, ou seja, de que a variável mais relevante para a decisão sobre endividamento é o tamanho do pagamento mensal.

Da observação das estimações separadas por modalidade de crédito (Tabelas 7 e 8), verificam-se e aplicam-se, em geral, os mesmos resultados obtidos dos dados agregados das Tabelas 4 a 6.

Destaca-se que a modalidade Crédito Pessoal é a única a apresentar a variável *Spread* com coeficiente positivo significativo, o que está em consonância com o obtido para Saldo de Crédito agregado para PF, notadamente oriundo de Bancos Pequenos, indicando que essa modalidade é, provavelmente, a responsável por esse comportamento distinto dos demais mercados analisados.

Ainda na modalidade Crédito Pessoal, nota-se que a variável *Depósitos* apresenta coeficiente não significativo na regressão Concessão de Crédito (Tabela 8) e a variável *Funding* apresenta coeficiente positivo significativo, indicando maior importância relativa dessa fonte de recursos (operações compromissadas e depósitos interfinanceiros) nessa modalidade de crédito.

A fim de caracterizar melhor a modalidade Crédito Pessoal, apresenta-se a Tabela 9, que mostra que o crédito pessoal consignado em folha de pagamento superou os 50% de participação no crédito pessoal após dezembro de 2005, e a Tabela 10, em que se constata que, desde dezembro de 2004, os saldos das cessões de crédito pessoal consignado em folha de pagamento (CPCFP)¹⁶ apresentam-se como a modalidade de crédito com a maior participação nessas cessões. Também na Tabela 10, verifica-se que os saldos das CPCFP superaram os 50% dos totais das cessões de crédito em dezembro de 2005, 2006, 2009 e de 2010.

Assim, as cessões de crédito são importantes fontes de recursos, principalmente para os bancos de menor porte, pois podem servir como complementares aos depósitos bancários, o que corrobora o resultado obtido de não significância do coeficiente estimado da variável *Depósitos* na regressão para Concessões de Crédito Pessoal.

Ressalte-se, ainda, que, além das cessões de crédito, um banco pode dispor de sua carteira de títulos livres para captar recursos de curto prazo em operações

16 Foram consideradas as seguintes naturezas do SCR nas operações dessas cessões: a) operações transferidas em função de negociação ou cedidas a pessoa integrante do SFN com coobrigação; b) operações transferidas em função de negociação ou cedidas a securitizadora ligada sem coobrigação; c) operações transferidas em função de negociação ou cedidas a securitizadora ligada com coobrigação; d) operações transferidas em função de negociação ou cedidas a securitizadora não ligada com coobrigação; e) operações transferidas em função de negociação ou cedidas a FIDC com coobrigação; e f) operações transferidas a fundo de investimento administrado pela instituição financeira, sem retenção substancial de riscos e benefícios ou de controle.

compromissadas. Nota-se que, a partir de janeiro de 2010, o volume de operações compromissadas cresceu substancialmente (Gráfico 9), fato que poderia explicar a inexistência de efeitos diretos de diminuição em algumas modalidades de crédito devido a aumento nos recolhimentos compulsórios¹⁷, no bojo das medidas macroprudenciais.

3 Conclusões

O trabalho mostra importantes impactos para a concessão de crédito para pessoas físicas, ao se analisarem as medidas macroprudenciais que vigoraram de fevereiro de 2010 até março de 2011. Os resultados da análise da concessão de crédito de pessoas físicas são equivalentes quando se comparam os efeitos desse período de recomposição dos recolhimentos compulsórios e moderação do crédito para PF com os observados de outubro de 2008 a março de 2009 – período da crise de 2008/2009. Quando os bancos menores são considerados como grupo de tratamento na recente contração de liquidez monetária de 2010, os testes sugerem que a concessão de crédito desses bancos tende a ser mais afetada. Cabe observar que nesses resultados ainda não foram capturados os efeitos do aumento do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) para concessão PF, medida editada no final de março de 2011.

Na análise de mais longo prazo das relações entre recolhimentos compulsórios e crédito na última década, observou-se, em linhas gerais, que os depósitos a vista e a prazo são as principais fontes de recursos para crédito. Destaca-se o comportamento distinto da modalidade Crédito Pessoal, em que possivelmente os recursos oriundos de operações compromissadas, depósitos interfinanceiros e cessões de crédito (de bancos pequenos) aparecem como fontes opcionais relativamente mais importantes. A variável *Funding* analisada (operações compromissadas passivas e depósitos financeiros) também se revelou como fonte significativa de recursos para crédito em diversas modalidades e segmentos considerados – um dos motivos pode ser a não exigência de recolhimentos compulsórios sobre essas fontes.

A análise da taxa efetiva de compulsório sobre as variáveis de crédito apresentou o coeficiente negativo esperado sobre o saldo de crédito agregado e nos segmentos PJ e PF. Pelos resultados estimados nas regressões por modalidade de crédito, há indícios de que esse efeito negativo sobre o saldo de crédito se deva especialmente à modalidade Capital de Giro no segmento PJ e à modalidade Financiamento de Veículos no segmento PF.

17 Aumento nos recolhimentos compulsórios sobre os depósitos leva a diminuição na liquidez no SFN, o que poderia ocasionar aumento das taxas de juros. Esse aumento poderia ser considerado como efeito indireto dos compulsórios nas concessões de crédito.

Referências

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.

DRISCOLL, J.C.; KRAAY, A.C. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. **Review of Economics and Statistics**, 80, p.549-560, 1998.

GRAY, Simon. Central Bank Balances and Reserve Requirements. International Monetary Fund. **IMF Working Paper**, WP/11/36, 2011.

TAKEDA, Tony. Efeitos da Política Monetária sobre a Oferta de Crédito. Banco Central do Brasil. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, Capítulo X, p.105-117, 2003.

TAKEDA, Tony; BADER, Fani Léa C. Consignação em Folha de Pagamento – Fatores da Impulsão do Crédito. Banco Central do Brasil. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, Capítulo VI, p. 69-86, 2005.

TAKEDA, Tony; DAWID, Paulo E. Liberação de Compulsórios, Crédito Bancário e Estabilidade Financeira no Brasil. Banco Central do Brasil. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, Capítulo II.2, p.53-68, 2009.

TAKEDA, Tony; ROCHA, Fabiana; NAKANE, Márcio. The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 59, n.1, Rio de Janeiro, Jan./Mar. 2005.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: The MIT Press, 2001.

Apêndice

Tabelas

Tabela 1 – Concessão de crédito para pessoa física^{1/}
Coeficientes de Longo Prazo^{2/}

log(Variável Dependente):	Concessão PF		Créd.Pessoal		Fin.Veíc.PF		Chq. Esp.		Fin. BensPF	
Nº de Instrumentos GMM:	1	7	1	7	1	7	1	7	1	7
Variáveis independentes										
constante	12,79***	10,58***	4,74***	2,81*	6,32***	6,18***	8,65***	8,04***	2,95*	2,8
log(Saldo na modalidade)	0,34***	0,43***	0,22***	0,31***	0,4***	0,48***	0,44***	0,46***	0,82***	0,85***
log(Taxa de juros na modalid.)	-0,83***	-0,53***	-0,7***	-0,57***	-1,1***	-1,16***	-0,11	-0,07	-0,37*	-0,5*
log(Atraso superior a 90 dias)	-1,61***	-1,54***	-2,13***	-2,31***	-0,86***	-0,85***	-0,09	-0,29*	-0,16	-0,08
log(Prazo médio da modalid.)	0,02	0,02	0,04	0,07	0,08	0,02	-0,91***	-1,06***	-0,02	0,04
Tendência	-0,01	-0,01	-0,02***	-0,02***	-0,01**	-0,02***	0	0	-0,02***	-0,02***
Crise_Outubro_2008	-0,25***	-0,3***	-0,25***	-0,26***	-0,21*	-0,25**	-0,01	0	-0,09	-0,08
Med_Macroprudenciais_2010	-0,29***	-0,3***	-0,19*	-0,23***	-0,29**	-0,34**	-0,07	-0,09	0,21	0,15
sazonal_Jan	0,01	0	0,03	0,17***	0,04***	0,21	-0,12**	-0,13*	-0,24***	-0,19***
sazonal_Fev	-0,06	-0,05	-0,08*	-0,06	0	0	-0,23***	-0,24***	-0,5***	-0,42***
sazonal_Mar	0,22***	0,21***	0,2***	0,17***	0,35***	0,3***	0	0	-0,12**	-0,11**
sazonal_Abr	0	0	-0,01	0	0,04	0,04	-0,12*	-0,15**	-0,45***	-0,36***
sazonal_Mai	0,18***	0,18***	0,1***	0,08**	0,25***	0,23***	-0,01	-0,03	-0,27***	-0,22***
sazonal_Jun	0,14***	0,12**	0,01	0,01	0,16**	0,15**	-0,02	-0,04	-0,28***	-0,22***
sazonal_Jul	0,18***	0,17***	0,1**	0,07**	0,31***	0,29***	0,02	0	-0,19**	-0,16**
sazonal_Ago	0,13***	0,12***	0	0	0,18**	0,18**	0,04	0,2	-0,17*	-0,14**
sazonal_Set	0,09**	0,07	-0,02	-0,03	0,2**	0,2**	-0,07	-0,09	-0,19***	-0,16***
sazonal_Out	0,08*	0,08**	-0,01	-0,03	0,05	0,06	-0,01	-0,02	-0,19***	-0,16***
sazonal_Nov	0,05	0,03	-0,03	-0,05	0,1	0,09	-0,68*	-0,08*	-0,27***	-0,23***
sazonal_Dez	0,11**	0,09*	-0,83*	-0,09**	0,1*	0,09*				
AR(1)	-3.96	-3.96	-4.87	-5.15	-2.64	-3.36	-2.36	-3.25	-3.07	-3.93
p-valor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
AR(2)	-0.13	-0.13	0.22	-0.61	1.40	1.39	0.75	1.50	0.53	-0.17
p-valor	0.90	0.90	0.83	0.54	0.16	0.17	0.45	0.13	0.59	0.86
Nº de bancos	120	120	127	127	71	71	46	46	70	70
Nº de Obs.	5248	5248	5483	5483	2733	2733	2349	2349	2500	2500

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ Coeficientes de longo prazo do modelo dinâmico da equação 1.

2/ Os p-valores estão abaixo de cada coeficiente e ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Tabela 2 – Concessão de crédito para pessoa jurídica ^{1/}
 Coeficientes de Longo Prazo^{2/}

log(Variável Dependente): Nº de Instrumentos GMM:	Concessão PJ		Conta Garantida		Capital de Giro	
	1	7	1	7	1	7
Variáveis independentes						
constante	7,37***	7,33***	7,13***	7,64***	8,67***	8,19***
log(Saldo na modalidade)	0,52***	0,63***	0,32**	0,4***	0,33***	0,37***
log(Taxa de juros na modalidade)	-0,82***	-0,91***	-1,05***	-0,93***	-1,38***	-1,36***
log(Atrasos superiores a 90 dias)	-0,46***	-0,43***	-0,46*	-0,25	-0,79***	-0,58***
log(Prazo médio da modalidade)	-0,04	-0,01	-0,1	-0,07	0,05	0,13
Tendência	0	-0,01***	0,01	0	0	0
Crise_Outubro_2008	-0,3***	-0,28***	-0,11	-0,13*	-0,24***	-0,23***
Medidas_Macroprudenciais_2010	0,07	0,1	-0,19*	-0,05	-0,21*	-0,2*
sazonal_Jan	-0,03	0	-0,12**	-0,1**	-0,2**	-0,18***
sazonal_Fev	-0,04	-0,06	-0,17***	-0,2***	-0,32***	-0,31***
sazonal_Mar	0,24***	0,18***	0,11*	0,06	-0,02	0
sazonal_Abr	0	0	-0,08	0,08	-0,26***	-0,26***
sazonal_Mai	0,12**	0,08**	-0,05	-0,06	-0,14*	-0,13*
sazonal_Jun	0,1*	0,06	0,05	0,02	-0,09	-0,09
sazonal_Jul	0,04	0,03	0	0	-0,17**	-0,16**
sazonal_Ago	0,15***	0,11***	-0,02	-0,02	-0,15**	-0,16**
sazonal_Set	0,14***	0,11***	-0,02	-0,03	0	0
sazonal_Out	0,17***	0,13***	0,01	0	-0,06	-0,06
sazonal_Nov	0,19***	0,15***	0,07	0,06	-0,1	-0,12*
sazonal_Dez	0,33***	0,26***	0,15***	0,15***	-0,11	-0,91
AR(1)	-3.96	-3.96	-4.87	-5.15	-2.64	-3.36
p-valor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
AR(2)	-0.13	-0.13	0.22	-0.61	1.40	1.39
p-valor	0.90	0.90	0.83	0.54	0.16	0.17
Nº de bancos	120	120	127	127	71	71
Nº de Obs.	5248	5248	5483	5483	2733	2733

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ Coeficientes de longo prazo do modelo dinâmico da equação 1.

2/ Os p-valores estão abaixo de cada coeficiente e ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Tabela 3 – Resultados da estimação para concessão de crédito ^{1/}

Bancos de pequeno porte como grupo de tratamento,

afetados devido a medidas macroprudenciais ^{2/}

Variável Dependente: Modelo	log(Concessão PF)		log(Concessão PJ)	
	1	2	3	4
Variáveis independentes				
log(Saldo_Crédito_Segmento) do Banco	0,62***	0,62***	0,84***	0,84***
log(Taxa_Juros_Segmento) do Banco	-0,04	-0,04	-0,8***	-0,8***
Medidas_Macroprudenciais_2010 * BcoPequeno		-0,41***		-0,20
Medidas_Macroprudenciais_2010		0,17		0,04
Medidas_Macroprudenciais_Fev10 * BcoPequeno	-0,43***		-0,22*	
Medidas_Macroprudenciais_Dez10 * BcoPequeno	-0,35**		-0,16	
Medidas_Macroprudenciais_Fev10	0,21*		0,07	
Medidas_Macroprudenciais_Dez10	0,35**		0,11	
Crise_Out08_a_Mar09	-0,43***	-0,46***	-0,16	-0,17*
Constante	63,43**	35,42	24,94	11,68
Variáveis Macroeconomicas				
log(Meta Selic)	-0,36	-0,36	0,43	0,42
log(BNDES Direto)	-0,45	-0,69**	-0,06	-0,18
log(Repases do BNDES)	1,2*	1,8**	-0,11	0,17
R ² <i>Between</i>	0,89	0,89	0,85	0,85
Nº de bancos	109	109	124	124
Nº de Obs.	4246	4246	4489	4489

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ Os p-valores estão abaixo de cada coeficiente e ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Apresentação suprimida para alguns coeficientes de variáveis micro, macroeconomicas e *dummies* sazonais.

2/ Dados mensais para a estimação no período de janeiro de 2006 a março de 2011.

Tabela 4 – Saldo e concessões de crédito bancário – Totais e por porte

Variável Dependente:	Coeficientes estimados (elasticidades) ^{1/}					
	log(Saldo de Crédito)			log(Concessões de Crédito)		
	Total	Bcos Gdes	Bcos Peqs	Total	Bcos Gdes	Bcos Peqs
Variáveis Independentes						
log(Depósitos)	0,291***	0,182***	0,292***	0,295***	0,224***	0,296***
log(Ativos Líquidos)	-0,083***	-0,120*	-0,080***	0,061***	-0,110**	0,073***
log(Funding)	0,066***	0,023	0,07***	0,028**	0,037***	0,028*
log(PL)	0,598***	0,832***	0,575***	0,437***	0,790***	0,398***
log(TEC)	-0,213***	-0,097**	-0,233***	0,058	-0,044	0,071
log(TECI)	0,061***	0,093***	0,059***	0,054***	0,078***	0,053***
log(Selic)	-0,086	0,044	-0,107	-0,462**	-0,073	-0,527**
log(Desemprego)	-0,261	-0,077	-0,307	0,110	0,117	0,087
log(Câmbio Real)	-0,226**	0,246***	-0,311***	-0,156	0,158**	-0,200
log(Prod. Industrial)	0,323	0,207	0,297	0,541	0,211	0,560
log(BNDES Repasse)	-0,641***	-0,123	-0,689***	-1,292***	-0,240*	-1,441***
log(BNDES Direto)	0,087	-0,347***	0,123	-0,073	-0,120	-0,103
Tendência	0,007***	0,011***	0,006***	0,004	0,002	0,005
R ²	0.280	0.864	0.246	0.123	0.747	0.107
n. bancos	146	11	135	145	11	134
n. obs.	9,548	1,163	8,385	8,979	1,163	7,816

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Tabela 5 – Saldo e concessões de crédito bancário a PJ – Totais e por porte

Variável Dependente:	Coeficientes estimados (elasticidades) ^{1/}					
	log(Saldo de Crédito PJ)			log(Concessões de Crédito PJ)		
	Total	Bcos Gdes	Bcos Peqs	Total	Bcos Gdes	Bcos Peqs
Variáveis Independentes						
log(Depósitos)	0,318***	0,710***	0,275***	0,348***	0,267***	0,311***
log(Ativos Líquidos)	-0,104***	-0,269***	-0,077***	0,031	-0,090	0,067**
log(Funding)	0,025**	-0,013	0,024**	0,014	0,066***	0,009
log(PL)	0,273***	0,332***	0,199***	0,016	0,438***	-0,072
log(TEC)	-0,125**	-0,015	-0,09*	-0,091	0,028	-0,069
log(TECI)	0,096***	-0,041	0,071***	0,110***	0,066***	0,082***
log(Selic)	-0,388***	-0,123*	-0,473***	-0,478***	-0,144	-0,552***
log(Spread)	-0,090***	-0,373***	-0,094***	-0,318***	-0,254***	-0,344***
log(Desemprego)	-0,761***	-0,229	-0,701***	-0,767**	-0,236	-0,711**
log(Câmbio Real)	-0,062	-0,185**	-0,061	0,159	0,321***	0,155
log(Prod. Industrial)	0,555*	0,311*	0,501*	1,395***	0,809***	1,390***
log(BNDES Repasse)	-0,422*	0,141	-0,176	-0,588	-0,781***	-0,204
log(BNDES Direto)	0,112	0,137	0,060	-0,172	0,260**	-0,317*
Tendência	-0,003***	0,001	-0,006***	-0,008***	0,004***	-0,012***
log(Prazo)	0,239***	0,142**	0,253***	0,154***	0,257***	0,164***
R ²	0.276	0.847	0.215	0.089	0.692	0.086
n. bancos	137	11	126	137	11	126
n. obs.	8,192	998	7,029	8,181	1,163	7,018

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Tabela 6 – Saldo e concessões de crédito bancário a PF – Totais e por porte

Variável Dependente:	Coeficientes estimados (elasticidades) ^{1/}					
	log(Saldo de Crédito PF)			log(Concessões de Crédito PF)		
	Total	Bcos Gdes	Bcos Peqs	Total	Bcos Gdes	Bcos Peqs
Variáveis Independentes						
log(Depósitos)	0,297***	0,262**	0,293***	0,215***	0,477**	0,199***
log(Ativos Líquidos)	-0,110***	-0,098	-0,107**	-0,024	-0,105*	-0,022
log(Funding)	0,094***	0,019	0,105***	0,014	0,048**	0,015
log(PL)	0,419***	0,865***	0,378***	0,395***	0,955***	0,348***
log(TEC)	-0,130*	-0,049	-0,128	-0,017	0,090	-0,012
log(TECI)	0,065***	0,066***	0,063***	0,025*	-0,006	0,034**
log(Selic)	0,084	0,009	0,067	-0,396**	-0,132	-0,483**
log(Spread)	0,088	-0,557***	0,104*	-0,040	-0,476	-0,029
log(Desemprego)	0,268	-0,190	0,252	0,283	0,176	0,183
log(Câmbio Real)	-0,207**	0,591***	-0,329***	-0,041	0,495***	-0,105
log(Prod. Industrial)	-0,122	0,621***	-0,265	-0,153	0,485	-0,211
log(BNDES Repasse)	0,000	0,177	0,086	-1,583***	0,135	-1,975***
log(BNDES Direto)	-0,191	-0,631***	-0,227	-0,323	-0,412**	-0,371
Tendência	0,009***	0,008***	0,008***	0,016***	-0,004	0,019***
log(Prazo)	0,503***	0,197***	0,507***	0,279***	-0,121	0,282***
R ²	0.365	0.859	0.334	0.158	0.638	0.151
n. bancos	127	11	116	127	11	116
n. obs.	7,851	1,163	6,688	7,851	1,163	6,688

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Tabela 7 – Saldo de crédito por modalidade

Coefficientes estimados (elasticidades) ^{1/}

Variável Dependente:	log(Saldo de Crédito)								
	Capital de Giro	Conta Garantia	Desconto Duplicata	Bens PJ	Vendor	Crédito Pessoal	Veículos PF	Cheque Especial	Bens PF
Variáveis Independentes (log)									
Depósitos	0,291***	0,477***	0,523***	0,357***	0,247***	0,197***	0,602***	-0,033	0,625***
Ativos Líq.	-0,068*	-0,116***	-0,099*	0,005	-0,301***	-0,096**	-0,188***	0,004	-0,049
Funding	0,048***	0,045***	-0,017	0,018	-0,082***	0,095***	-0,019	-0,011	-0,043
PL	0,232***	0,135**	-0,016	1,007***	0,243***	0,339***	0,581***	0,477***	0,588***
TEC	-0,164***	-0,093	-0,040	-0,042	0,240***	-0,092	-0,234***	-0,128***	-0,314***
TECI	0,118***	0,145***	0,017*	0,013	0,002	0,080***	0,089***	0,078***	0,077***
Selic	-0,488***	-0,501***	-0,459***	-0,235**	-0,787***	0,197	-0,011	-0,264***	0,222
Spread	-0,078***	-0,142***	-0,352***	-0,213***	-0,192***	0,277***	-0,117**	-0,227***	0,033
Desemprego	-0,825***	-0,868**	-0,374	-0,415	-0,676*	0,035	0,109	-0,479**	0,352
Câmbio Real	-0,522***	-0,341*	0,581***	0,406***	0,844***	0,051	-0,082	0,046	-0,211
Prod. Ind.	-0,570*	-0,224	0,814**	1,132***	-0,016	-0,208	0,762*	-0,035	0,450
BNDES Dir.	0,003	-0,158	-0,187	-1,018***	-0,954***	-0,059	-0,506***	-0,441***	0,109
BNDES Rep.	-0,066	-0,532	-0,652***	0,382	0,136	-0,888***	1,373***	-0,057	0,003
Tendência	0,000	-0,005**	0,000	0,007***	0,001	0,027***	-0,002	-0,001	0,003
Prazo	0,145***	0,062	0,255***	0,060	0,106**	0,325***	0,382***	0,275***	-0,255***
Atraso						-0,263**	0,295**		
R ²	0.321	0.104	0.132	0.437	0.119	0.437	0.445	0.089	0.201
n. bancos	133	102	100	73	56	116	75	78	79
n. obs.	7,115	6,412	6,266	3,262	2,855	7,295	3,563	4,973	3,762

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Tabela 8 – Concessões de crédito por modalidade

Coefficientes estimados (elasticidades)^{1/}

Variável Dependente:	log(Concessões de Crédito)								
	Capital de Giro	Conta Garantia	Desconto Duplicata	Bens PJ	Vendor	Crédito Pessoal	Veículos PF	Cheque Especial	Bens PF
Variáveis Independentes (log)									
Depósitos	0,318***	0,393***	0,510***	0,339***	0,259***	0,069	0,611***	-0,077	0,798***
Ativos Líq.	0,054	-0,067	-0,037	0,002	-0,246***	0,078**	-0,175***	0,070**	-0,029
Funding	0,062***	0,042***	-0,021*	0,002	-0,083***	0,058**	0,058**	-0,087***	-0,067*
PL	-0,007	0,106	-0,074	0,961***	0,142	0,261***	0,710***	0,222***	0,397**
TEC	-0,292***	0,034	0,097	0,269**	0,069	0,047	0,206**	-0,039	-0,203
TECI	0,158***	0,198***	0,034**	-0,023	0,066***	0,074***	0,012	0,073***	0,093***
Selic	-0,644***	-0,790***	-0,528***	-1,152***	-0,792***	-0,139	-0,519**	-0,167	-0,142
Spread	-0,329***	-0,217***	-0,480***	-0,461***	-0,224***	0,128*	-0,203**	0,063	-0,197**
Desemprego	-1,321***	-1,083***	-0,281	-0,646	-0,060	0,396	0,478	-0,320	0,625
Câmbio Real	-0,106	-0,282	0,799***	0,350*	0,882***	0,444*	-0,402*	-0,020	-0,620**
Prod. Ind.	0,022	0,363	1,651***	0,357	0,843	-0,101	-0,978	0,148	0,026
BNDES Dir.	-0,028	0,264	-0,127	-0,659**	-0,640***	0,141	0,820**	-0,477***	0,613*
BNDES Rep.	-0,571**	-1,327***	-0,731**	-1,193**	-0,487	-2,218***	-2,048***	-0,938***	-0,285
Tendência	-0,004*	-0,010***	-0,003*	0,006**	0,002	0,028***	0,005	0,009***	-0,004
Prazo	0,028	-0,075	0,193***	-0,171**	0,143***	0,303***	0,754***	-0,113	-0,268***
Atraso						-0,595***	-0,220		
R ²	0,321	0,104	0,132	0,437	0,119	0,437	0,445	0,089	0,201
n. bancos	133	102	100	73	56	116	75	78	79
n. obs.	7,115	6,412	6,266	3,262	2,855	7,295	3,563	4,973	3,762

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ ***, **, * denotam, respectivamente, significância a 1, 5 e 10%.

Tabela 9 – Crédito pessoal ^{1/}

	Milhões de R\$		
Data Base	Totais do Crédito Pessoal ^{2/}	Crédito Pessoal Consignado em Folha de Pagamento	Participação do Consignado no Crédito Pessoal (%)
Dec/2004	43,423	17,151	39.5
Dec/2005	63,444	31,704	50.0
Dec/2006	79,893	48,149	60.3
Dec/2007	100,928	64,686	64.1
Dec/2008	133,025	78,890	59.3
Dec/2009	164,323	107,883	65.7
Dec/2010	204,890	138,240	67.5

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ Saldo do final do mês.

2/ Inclui operações consignadas em folha de pagamento e exclui as cooperativas.

Tabela 10 – Cessões de crédito no SCR ^{1/}

Milhões de R\$

Data Base	Totais das Cessões de Crédito	Cessões de Crédito Pessoal Consignado em Folha de Pagamento	Participação do Crédito Consignado nas Cessões (%)
Dec/2004	2,828	797	28.2
Dec/2005	8,726	4,998	57.3
Dec/2006	13,995	7,307	52.2
Dec/2007	22,471	10,819	48.1
Dec/2008	30,266	14,162	46.8
Dec/2009	30,640	15,572	50.8
Dec/2010	48,105	26,899	55.9

Fonte: Banco Central do Brasil

1/ Saldo do final do mês.

Gráficos

Gráfico 1 – Saldo de crédito a taxa prefixada (em R\$ bi)

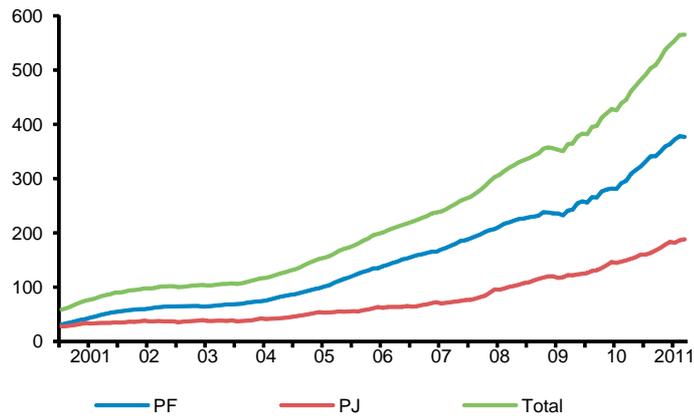


Gráfico 2 – Concessões de crédito a taxa prefixada (em R\$ bi)

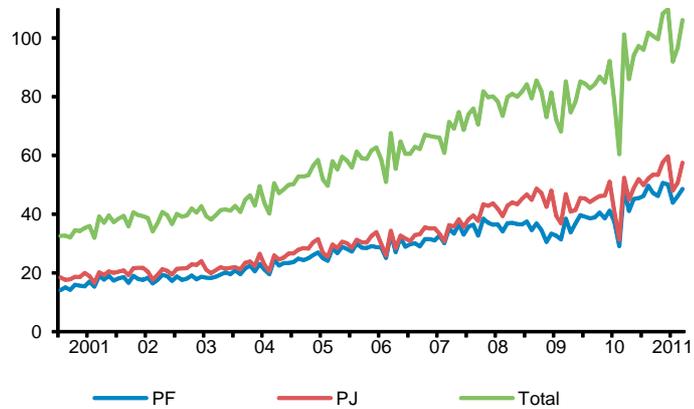


Gráfico 3 – Saldo de crédito para PJ (em R\$ bi)

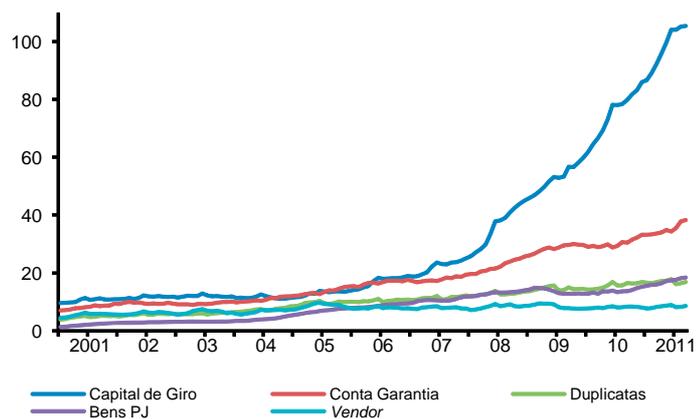


Gráfico 4 – Saldo de crédito para PF (em R\$ bi)

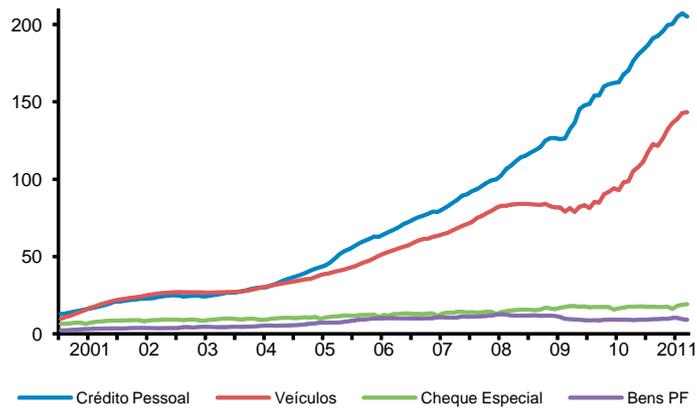


Gráfico 5 – Concessões de crédito para PJ (em R\$ bi)

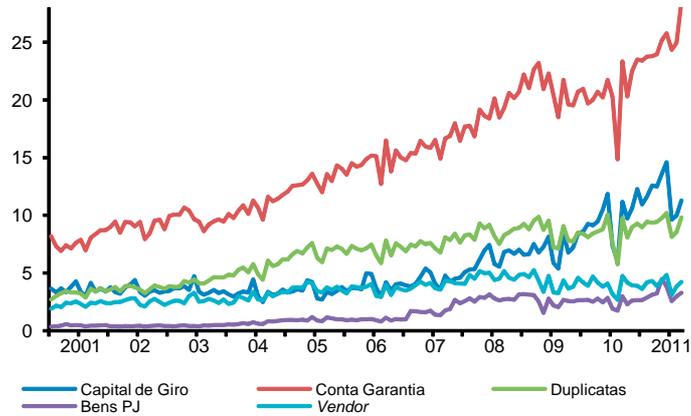


Gráfico 6 – Concessões de crédito para PF (em R\$ bi)

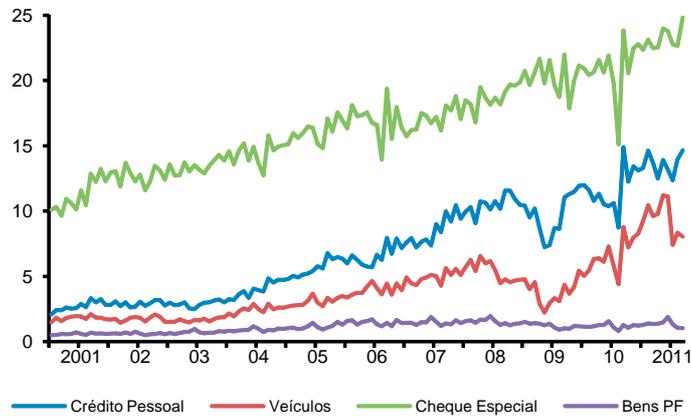


Gráfico 7 – Controles microeconômicos (em R\$ bi)

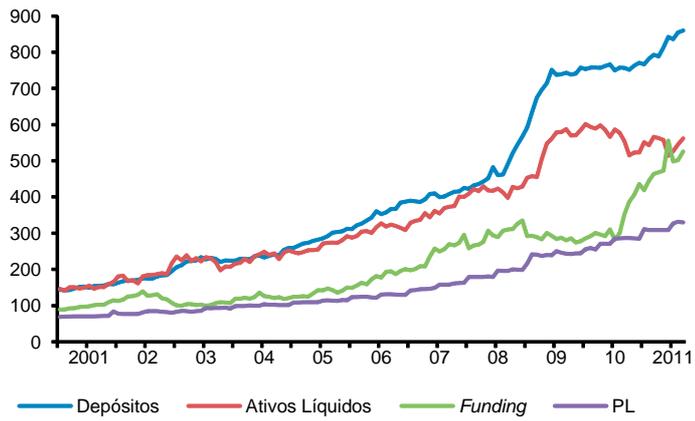


Gráfico 8 – Taxa Efetiva de Compulsórios (TEC) e Taxa Selic (%)

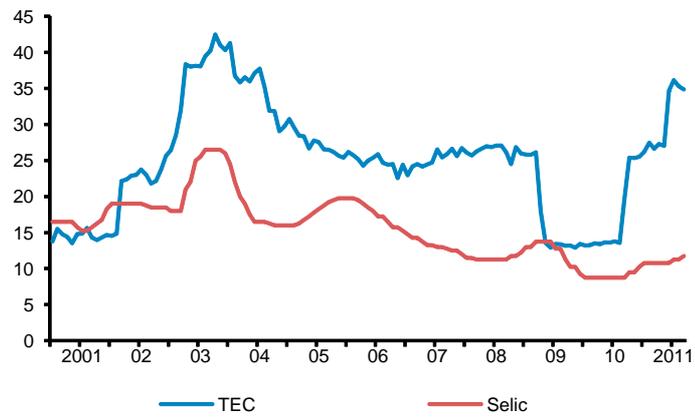
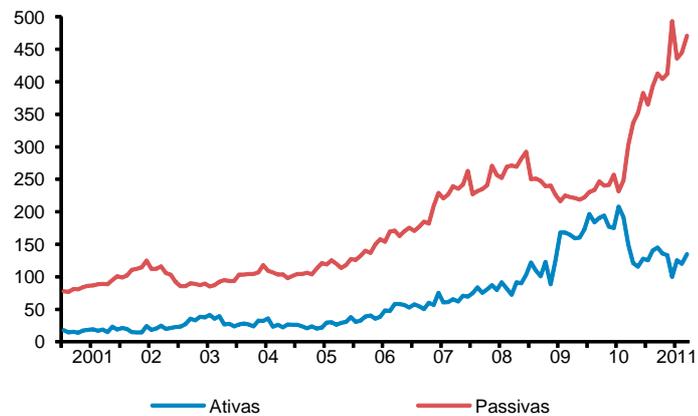


Gráfico 9 – Operações compromissadas (em R\$ bi)



4 *Default* de Crédito e Ciclos Econômicos: uma investigação empírica das operações de varejo no Brasil¹

Arnildo da Silva Correa
Jaqueline Terra Moura Marins
Myrian Beatriz Eiras das Neves
Antonio Carlos Magalhães da Silva

1 Introdução

A inadimplência desempenha papel importante no processo de concessão de crédito pelas instituições financeiras. É também objeto relevante em questões de regulação e supervisão bancária. A importância da inadimplência de operações de crédito tem levado, recentemente, a um crescimento no interesse pela área de risco de crédito, resultando no surgimento de várias linhas interessantes de pesquisa sobre o tema. Em particular, a reforma de 2004 na Supervisão Bancária aprovada pelo Comitê de Basileia, usualmente conhecida como Acordo de Basileia II, trouxe renovado interesse pela relação entre risco de crédito e condições macroeconômicas².

O Acordo de Basileia II introduziu diversas abordagens para determinação do requerimento de capital, incluindo-se a avaliação interna – *Internal Ratings-Based* (IRB) *methodology*, a qual permite aos bancos calcular a necessidade de capital com base em suas próprias estimativas de probabilidade de *default* (PD) e perdas em razão da inadimplência (LGD). Sob a abordagem IRB, proposta por Basileia II, o requerimento de capital é uma função crescente dos parâmetros de PD e LGD.

Como resultado da sensibilidade da exigência de capital regulatório ao risco, uma preocupação recente é que o Acordo de Basileia II possa amplificar as flutuações dos ciclos econômicos. Por exemplo, em períodos de recessão, quando as probabilidades de *default* e as correlações entre as classificações de risco tendem a aumentar, os requerimentos de capital das instituições bancárias também deveriam ser aumentados, o que poderia levar a aumento nos custos de capital e a redução na oferta de crédito. Esses efeitos poderiam, em última instância, amplificar a recessão econômica. Em contrapartida, efeito oposto pode ocorrer em períodos de expansão econômica (ver Kashyap e Stein (2004), Saurina e Trucharte (2007), Repullo e Suarez (2008) e Repullo, Saurina e Trucharte (2009)).

1 Este artigo é uma versão reduzida do artigo *Credit Default and Business Cycles: an Empirical Investigation of Brazilian Retail Loans*, a ser publicado na *Working Papers Series* do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste artigo são de responsabilidade dos autores e não refletem, necessariamente, a posição do Banco Central do Brasil.

2 Para uma primeira análise desse tema, ver Caouette, Altman e Narayanan (1998), *Basel Committee on Bank Supervision* (2001) e Allen e Saunders (2002).

Pautado nesse argumento, o Comitê de Basileia apresentou proposta para reduzir os efeitos procíclicos de Basileia II. Essa proposta baseia-se no emprego de instrumentos anticíclicos para elevar o capital mínimo regulamentar do sistema bancário em períodos de elevado crescimento econômico³ assim como na redução desse capital em períodos de recessão econômica. Essas medidas macroprudenciais serviriam para proteger o sistema bancário de dificuldades, favorecendo o desenvolvimento econômico⁴.

Este trabalho tem como objetivo contribuir para essa literatura, fornecendo mais evidências sobre a relação entre inadimplência de operações de créditos e ciclos econômicos, usando um conjunto bastante rico de informações sobre operações de crédito em nível individual (microdados). Em particular, o artigo concentra-se na primeira parte do argumento apresentado anteriormente, ou seja, se recessões realmente aumentam a inadimplência. Todavia, não será estudada neste artigo a segunda parte do argumento, ou seja, se o aumento da inadimplência, as consequentes perdas das carteiras e a recomposição da exigência de capital causam redução na oferta de crédito. Para realizar essa análise, seria necessário separar os efeitos de oferta e de demanda de crédito. A dificuldade dessa tarefa justifica o estudo dessa questão em outro artigo.

Este trabalho contribui para a literatura em três pontos importantes. Primeiro, explora tanto a evidência de séries temporais quanto a evidência de *cross-section*. A vantagem de se usarem dados de séries temporais é que mais informação sobre a dinâmica da inadimplência ao longo dos ciclos econômicos pode ser extraída. Por outro lado, os microdados existentes na base de informações utilizada possibilitam realizar análise em nível individual. Em particular, possibilitam estimar o efeito dos ciclos econômicos sobre a inadimplência, controlando-se pela qualidade do tomador⁵, por meio de um modelo *probit*. Por exemplo, caso não se controle pela classificação de risco do tomador e/ou pelo tamanho do mercado local em que o crédito foi concedido, pode-se obter uma probabilidade de *default* crescente somente porque a instituição financeira pode começar a conceder crédito a tomadores mais arriscados em mercados já maduros, quando a economia encontra-se em período de crescimento.

Em segundo lugar, na análise de *cross-section*, diferentemente de outros artigos na literatura, levam-se em consideração os efeitos individuais não observáveis que podem enviesar a estimativa dos parâmetros. Controlar para efeitos individuais em modelos *probit* sem fazer hipóteses adicionais é bastante difícil. Neste trabalho, assume-se que, condicional às variáveis observáveis, o componente individual não observável possui distribuição normal, ou seja, utiliza-se uma estimação de efeitos aleatórios (*random effects*) em modelos *probit*.

Terceiro, a análise faz uso de dados de crédito do setor de varejo. Apesar de sua importância, não existem estudos na literatura sobre prociclicidade que utilizem dados do setor de varejo. Esse fato é possivelmente explicado pela dificuldade de

3 Essa questão é descrita na literatura como prociclicidade do requerimento de capital.

4 Para detalhes sobre o tema de prociclicidade, amortecedores de capital e políticas macroprudenciais, vide *Basel III: A Global Regulatory Framework for more Resilient Banks and Banking Systems*; *Basel II: International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring*; e *Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer*; BIS, dezembro 2010.

5 Em nossa base de dados, não há classificação de risco do tomador para operações de varejo, apenas classificação das operações. Por isso, usamos essa classificação de risco em nossos modelos.

se obterem bases de dados completas para esse segmento de mercado. O presente trabalho preenche essa lacuna na literatura, por utilizar informações sobre operações de varejo no Brasil em duas modalidades de crédito – Crédito Pessoal (sem consignação em folha de pagamento) e Financiamento de Veículos, obtidas do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central do Brasil.

Os resultados do artigo fornecem evidência de relação negativa entre ciclos econômicos e inadimplência, todavia menos forte do que o sugerido em estudos anteriores. Após um choque positivo na taxa de desemprego, identificado em um modelo de Vetor Autorregressivo (VAR), a inadimplência aumenta, atingindo o máximo após quatro ou cinco meses, depois começa a diminuir. Todavia, a alta parece ser modesta. Resultados similares de uma relação negativa são encontrados na análise de *cross-section*. Após controlar para o efeito de diferentes variáveis em um modelo *probit*, a probabilidade de *default* aumenta ligeiramente quando a economia entra em recessão. Uma interpretação para esses resultados é que, no setor de varejo, o crédito é concedido para um grande número de tomadores, o que ajuda a diversificar riscos em caso de recessão. Os resultados também sugerem que, em geral, mulheres são menos inadimplentes do que homens, e que, quanto mais velho o tomador, menor sua probabilidade de *default*.

O restante do artigo está dividido da seguinte forma: a seção 2 revisa a literatura sobre a relação entre inadimplência, correlações de *default* e ciclos econômicos; a seção 3 explora as variações presentes nos dados de séries temporais; a seção 4 apresenta o conjunto de microdados utilizados e explora a evidência de *cross-section* sobre a relação entre inadimplência e ciclos econômicos; a seção 5 conclui o trabalho.

2 Revisão da literatura

Condições macroeconômicas podem ser uma razão para mudanças sistemáticas no risco de crédito. Apesar dessa importância, a literatura que trata da relação entre inadimplência e ambiente macroeconômico, de modo mais direto, é bastante esparsa. Existem trabalhos que exploram a relação entre mudanças de classificações de risco e condições macroeconômicas. Estudos mais antigos sobre essa questão, usando análises de *cross-section* ou de dados em painel, incluem Nickell, Perraudin e Varotto (2000), Bangia et. al. (2002), Carpenter, Whitesell e Zakrajsek (2001) e Kavvathas (2001).

Os dois primeiros artigos usam crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) para classificar as diferentes fases dos ciclos econômicos e calcular diferentes probabilidades de *default* e de transição para cada uma das fases. Kavvathas (2001) aplica um modelo de duração para transições de *ratings* e incorpora variáveis macroeconômicas para capturar efeitos sistemáticos sobre as probabilidades de transição. Outros artigos utilizam técnicas de séries temporais, tais como Koopman e Lucas (2005) e Koopman, Lucas e Monteiro (2005). Esses estudos usam modelos multivariados com componentes não observáveis para estudar movimentos comuns entre PIB e falência de firmas. Todos esses artigos encontram evidências que sugerem relação entre risco de crédito e variáveis macroeconômicas.

Outra linha de pesquisa nessa literatura inclui trabalhos que relacionam correlações de *default* e condições macroeconômicas. Correlação de *default* é uma medida de interdependência entre riscos, e seu próprio conceito já incorpora a ideia de que eventos comuns, tais como ciclos econômicos, podem levar à ocorrência de inadimplência em grupos ou *clusters*. Nagpal e Bahar (2001), por exemplo, calculam correlações de *default* e concluem que os dados suportam a ideia de que eventos de *default* são correlacionados e causados por condições comuns da economia. Servigny e Renault (2002) calculam correlação de *default* empiricamente, usando dados de empresas americanas, e encontram maiores coeficientes para períodos de recessão. Cowan e Cowan (2004) usam uma grande carteira de empréstimos residenciais *subprime* para mostrar que correlação de inadimplência é relevante nos dados, e que reguladores e instituições financeiras deveriam desenvolver metodologias mais sofisticadas nesse tema. Os autores também sugerem que o impacto de ciclos econômicos sobre as perdas da carteira devem ser considerados na mensuração do risco de crédito. Truck e Rachev (2005) usam um experimento de *Value at Risk* com base em uma carteira de crédito de um grande banco europeu e encontram que as perdas são maiores em períodos de recessão do que em fases de expansão. Silva *et al.* (2010) também conduzem um experimento de *Value at Risk*, usando operações de créditos de varejo da economia brasileira, e encontram perdas maiores em épocas de recessão do que de expansão.

Mais recentemente, induzida pela preocupação sobre possíveis efeitos procíclicos do Acordo de Basileia II sobre a economia, tem ocorrido crescente discussão sobre o tema. Koopman, Lucas e Klassen (2005) encontram um comportamento cíclico das taxas de inadimplência utilizando uma abordagem de séries temporais com componentes não observáveis e enfatizam os efeitos desse comportamento em um experimento de risco de crédito, em particular sobre a questão de prociclicidade e formação de *buffers* de capital. Repullo e Suarez (2008) demonstram que os bancos possuem incentivo para manter *buffers* de capital, embora esses *buffers*, mantidos em períodos de expansão, sejam insuficientes para evitar contrações na oferta de crédito em períodos de recessão. Repullo, Saurina e Trucharte (2009) comparam métodos alternativos para mitigar possíveis efeitos procíclicos do Acordo de Basileia II. Como consequência da preocupação sobre essa questão, o Comitê de Supervisão Bancária começou a discutir a ideia de *buffers* de capital acima do capital mínimo regulamentar do setor bancário durante períodos de grande crescimento econômico⁶.

3 Evidências de séries temporais

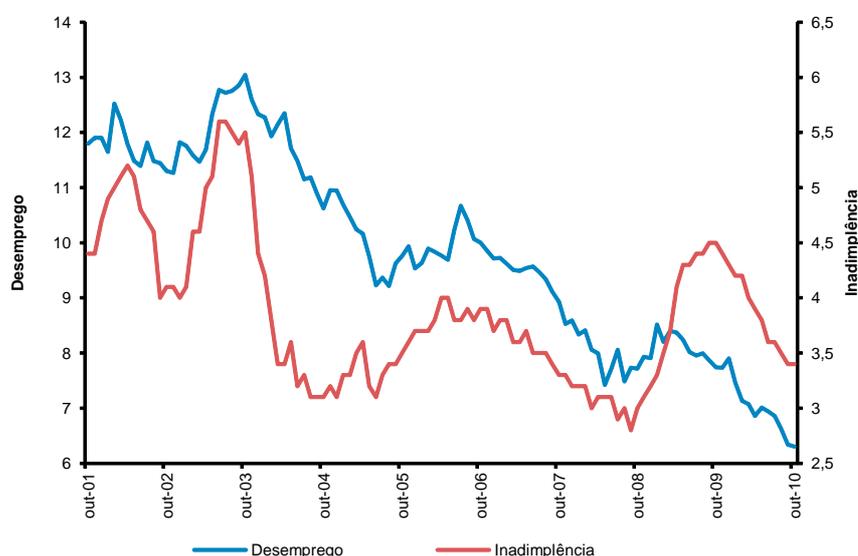
Nesta seção explora-se a evidência proveniente de dados de séries temporais sobre a relação entre inadimplência e ciclos econômicos. O Gráfico 1 mostra uma série mensal de inadimplência juntamente com a taxa de desemprego agregada do Brasil, com ajuste sazonal, no período de outubro de 2001 a outubro de 2010. A taxa de desemprego é utilizada como medida de ciclos econômicos, em vez do PIB ou de outras variáveis tradicionais, porque, para estas, os dados são trimestrais, o que reduziria significativamente o número de observações da amostra.

6 Essa discussão é apresentada nos três documentos citados na nota de rodapé 3.

A medida de inadimplência usada nesta seção é bastante geral, e compreende empréstimos, financiamentos, adiantamentos e operações de arrendamento mercantil concedidas por instituições financeiras brasileiras, calculada pelo Banco Central do Brasil⁷. A taxa de desemprego é medida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), considerando seis grandes regiões metropolitanas do Brasil⁸.

O Gráfico 1 mostra um movimento conjunto das duas séries no período considerado. Ambas inicialmente diminuem, em seguida começam a aumentar até aproximadamente o início de 2004. Depois disso, diminuem de forma consistente, tendo rápido aumento até meados de 2006, e novamente começam a diminuir ao longo de 2007 e 2008. Outro ciclo comum é observado após o final de 2008. Essa impressão visual de movimento conjunto também é confirmada pelo coeficiente de correlação entre as duas séries (0,53). Se for considerado apenas o período de 2003 a 2008, a correlação entre as séries é de 0,73.

Gráfico 1 – Inadimplência e taxa de desemprego, 2001:10 - 2010:10



Para analisar a questão de maneira mais formal, estima-se um modelo VAR com três variáveis: taxa de desemprego, inadimplência e taxa de juros. Não foi realizada análise de cointegração, porque duas das variáveis (desemprego e inadimplência) são taxas, o que significa que elas são, por definição, limitadas (entre zero e 100%) e, conceitualmente, não podem ser não estacionárias. Embora testes de estacionariedade pudessem indicar que essas variáveis são I (1), tal resultado seria um fenômeno amostral. Inadimplência e desemprego são medidos pelas duas séries já descritas, e a taxa de juros é dada pela taxa Selic mensal anualizada. A estrutura de defasagem do modelo VAR foi escolhida, usando-se o critério de informação AIC, e tem cinco defasagens. Além disso, testes LM foram realizados nos resíduos, para garantir ausência de correlação.

Funções de resposta a impulso foram estimadas por esse modelo VAR (5) de dimensão 3, usando decomposição de Cholesky, com o seguinte ordenamento: desemprego, Selic e inadimplência. Essa ordem foi escolhida com base nos seguintes

7 Série no. 13661 no banco de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

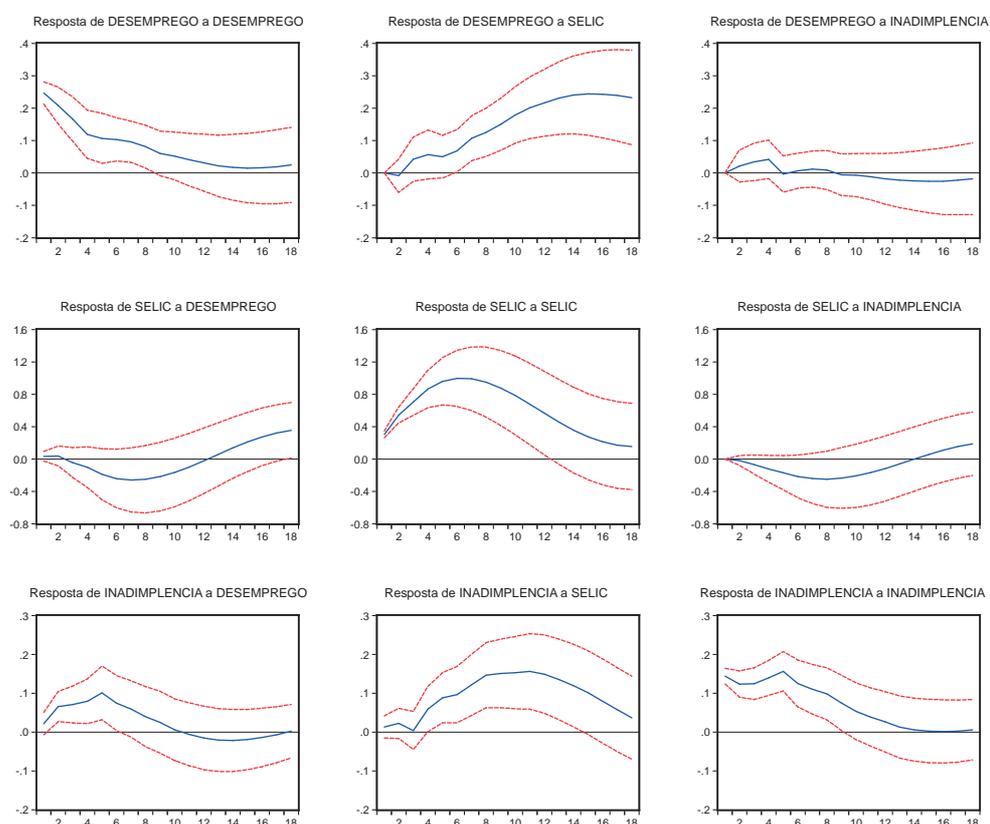
8 Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

argumentos: (i) em um ambiente de regime de metas para a inflação, a decisão sobre taxa de juros é afetada pelo nível de atividade econômica; e (ii) por razões econômicas, eventos de inadimplência podem ser afetados tanto pela taxa de juro como pelo nível da atividade econômica.

A Figura 1 apresenta as funções de resposta a impulso de choques de um desvio-padrão para um horizonte de dezoito meses e intervalos de confiança (+/- dois erros-padrão). De acordo com o primeiro gráfico da última linha da Figura 1, parece existir uma relação entre ciclos econômicos e inadimplência, aqui capturada pela relação positiva entre desemprego e taxa de inadimplência. Depois de um choque positivo na taxa de desemprego, a inadimplência começa a aumentar suavemente, alcançando um pico após quatro ou cinco meses, depois começa a diminuir. Dessa forma, apesar de a resposta da inadimplência não ser muito forte, a evidência de séries temporais capturada pelo modelo VAR parece suportar a ideia de movimento na inadimplência de crédito ao longo do ciclo econômico.

As outras respostas a impulso apresentadas na figura também são interessantes. A taxa de inadimplência aumenta após um choque positivo na taxa de juros, mas esse movimento ocorre ao longo do tempo e de forma mais suave. Inicialmente a inadimplência não reage, mas, após aproximadamente três meses, começa a aumentar de forma lenta. Como esperado, a taxa Selic é reduzida após um choque no desemprego ou nos eventos de *default*, mas a reação é muito pequena e lenta. A taxa de desemprego reage de forma tímida à taxa de inadimplência. Finalmente, a taxa de desemprego responde fortemente à taxa de juros, mas a reação é lenta no início do período, e o máximo é alcançado somente após um ano ou mais, evidenciando que esse canal da política monetária tem defasagem expressiva.

Figura 1 – Resposta à inovação de Cholesky de um desvio-padrão ± 2 erros-padrão



4 Evidência dos microdados

Para explorar a evidência de dados no nível individual sobre a relação entre taxa de inadimplência e ciclo econômico, utiliza-se um modelo *probit*. A próxima subseção apresenta o conjunto de dados, e as subseções seguintes apresentam o modelo *probit* e os resultados das estimações.

4.1 Base de dados

As informações em nível individual utilizadas neste artigo são oriundas de operações de crédito do mercado brasileiro de varejo, informadas ao SCR do Banco Central do Brasil. A amostra compreende o período de janeiro de 2003 a julho de 2008⁹. O SCR é um banco de dados que registra informações de operações de crédito de tomadores cuja responsabilidade total seja superior a cinco mil reais, conforme informações prestadas pelas instituições financeiras brasileiras ao Banco Central do Brasil. Os dados são informados mensalmente pelas instituições, e há informações detalhadas sobre os empréstimos, incluindo-se algumas características dos tomadores e das operações, além de suas respectivas classificações de risco. O grau de desagregação presente na base de dados possibilita analisar questões de risco de crédito, considerando a heterogeneidade existente entre os devedores.

Devido à inexistência de estudos na literatura referentes à área de varejo, a análise deste trabalho restringe-se a esse segmento de mercado. Transações de varejo foram definidas como operações nas quais as obrigações totais de cada tomador no sistema financeiro somam entre 5 mil e 50 mil reais na data da contratação da operação de crédito.

Tendo em vista a riqueza das informações presentes na base dados, a análise é realizada no nível de operações, em vez de clientes ou empresas. Cada operação tem uma classificação de risco no mês, além de outras informações, incluindo características da própria operação e do tomador. Em razão do elevado número de operações registradas no SCR (aproximadamente 64 milhões de transações em julho de 2008), foram selecionadas as duas maiores modalidades de crédito em número de transações durante o período amostral: Financiamento de Veículos e Crédito Pessoal (sem consignação em folha). Além disso, foram escolhidas duas instituições financeiras com volumes de empréstimos relevantes nessas modalidades para compor a amostra. Esse processo foi necessário para tornar o número de observações tratável do ponto de vista computacional.

Para garantir o anonimato das instituições selecionadas, não são apresentadas estatísticas desagregadas, quando elas puderem fornecer alguma indicação sobre as instituições em questão. As instituições são chamadas simplesmente de instituição A e B. Essas duas instituições, de forma conjunta, representavam aproximadamente 31% da modalidade de Crédito Pessoal e 38% da modalidade de Financiamento de Veículos de todo o sistema durante o período de estudo. Além disso, suas operações em Crédito Pessoal e Financiamento de Veículos representavam 16% e 23%, respectivamente, do volume financeiro total no sistema de concessão de crédito em janeiro de 2003. Os

9 Nossa análise cobre o período que se estende somente até 2008, porque não tivemos acesso à base de dados mais recente. A base mais recente está em construção e será objeto de análise no futuro.

percentuais são semelhantes, se considerarmos o número de transações, em vez do volume financeiro.

Conforme observado por Jarrow e Turnbull (2000), o horizonte de tempo usado na literatura para medir questões de risco de crédito é de um ano. Apesar da riqueza das informações presentes no SCR, este estudo considera intervalos de tempo inferiores a um ano (nesse caso, um semestre), em razão do tamanho da amostra (apenas seis anos, no período de 2003 a 2008).

As operações foram classificadas de acordo com os graus de risco relatados pelas próprias instituições ao SCR. Essas classificações de risco são baseadas na Resolução nº 2.682, de 21 de dezembro de 1999, do Conselho Monetário Nacional, a qual define nove classificações possíveis (AA, A, B, C, D, E, F, G e H), que variam de acordo com o prazo de atraso. Especificamente, utiliza-se a seguinte definição de *default* neste trabalho: uma transação está em *default* se recebe da instituição que concede o crédito uma classificação igual ou inferior à letra D. Portanto, as operações com classificações de risco que variam de D a H foram consideradas como operações em inadimplência¹⁰.

Deve-se mencionar que a legislação estabelece que uma operação de crédito com atraso de sessenta dias ou mais deve ser classificada pelo credor como, pelo menos, de risco D (ou classificação pior que D). Todavia, a instituição pode classificar como D mesmo uma transação em que não ocorreu atraso, caso a instituição considere conveniente, com base em seus critérios de classificação. Além disso, cada instituição é responsável pela classificação de suas operações com base em seus próprios critérios, e cada banco efetivamente possui critérios diferentes, como ficará claro à frente. Vale destacar, todavia, que essas classificações possuem impacto direto sobre o volume de provisões que a instituição deve realizar.

Foi utilizada a classificação de risco dada pelo credor em vez do tempo de atraso como critério de definição de *default*, uma vez que são essas classificações, entre outras coisas, que definem as provisões das instituições financeiras. Operações que foram baixadas para prejuízo, em razão de longo período de inadimplência (*rating* HH), também foram consideradas nas estimativas, mas foram retirados da amostra empréstimos com período superior a seis meses nessa classificação¹¹.

Considerando as duas instituições conjuntamente, a amostra possui o número total de 730 mil operações na modalidade Crédito Pessoal e de 2,55 milhões de operações na modalidade Financiamento de Veículos. Para calcular o percentual de *default* em nosso conjunto de dados, usamos o seguinte procedimento: (i) a cada semestre, calcula-se a razão entre o número total de transações que migram para inadimplência e o número total de transações no semestre; e (ii) obtém-se a média dessas taxas ponderada pelo número de transações em cada semestre. Por esse critério, o percentual médio de *default* é de aproximadamente 12% na modalidade Crédito Pessoal e de 6% em Financiamento de Veículos.

10 A Resolução nº 2.682, de 1999, estabelece que a classificação deve ser revista, no mínimo, mensalmente, obedecendo os seguintes critérios para classificação: atraso entre 15 e 30 dias: risco nível B, no mínimo; entre 31 e 60 dias: nível C, no mínimo; entre 61 e 90 dias: nível D, no mínimo; entre 91 e 120: nível E, no mínimo; entre 121 e 150: nível F, no mínimo; entre 151 e 180: nível G, no mínimo; atraso superior a 180 dias: nível H.

11 Essa metodologia possibilitou evitar que uma operação de crédito HH fosse considerada uma nova transação a cada semestre.

O percentual de *default* na modalidade Crédito Pessoal é bem maior do que o existente na literatura¹². Esses resultados, contudo, são consequência dos critérios que as instituições escolhidas para compor a amostra usam para classificar suas operações. Em particular, uma das duas instituições parece utilizar critérios mais rigorosos. Todavia, pelos argumentos anteriormente apresentados, foram mantidos os critérios descritos para definir eventos de *default*. Afinal, em vez de se considerar somente para o nível da taxa de *default*, deve-se também verificar se o critério adotado pela instituição realmente consegue capturar os riscos intrínsecos de cada operação. E, como será mostrado adiante, o critério parece capturar esses riscos. Uma evidência é que, nas duas modalidades em questão, quando a classificação de risco piora, o percentual de *default* aumenta.

A base de dados utilizada neste trabalho contém as seguintes características do tomador: sexo, idade, região geográfica de domicílio e tipo de ocupação. Traçando um perfil geral na amostra, pode-se dizer que, na modalidade de Crédito ao Consumidor, o tomador de crédito representativo é do sexo masculino (cerca de 61%), com idade entre 35 e 60 anos (cerca de 62%), vive na região Sudeste (aproximadamente 70%) e trabalha no setor privado (empregados do setor privado, trabalhadores por conta própria e empresários somam algo como 60%). Na modalidade de Financiamento de Veículos, o perfil é similar: os tomadores, na maioria, são homens (67%), nos grupos de meia-idade, empregados no setor privado e vivem nas regiões Sudeste (60%) e Sul (18%) do Brasil. Nessa última modalidade, porém, há grande proporção de tomadores cuja ocupação não foi informada (em torno de 43%).

4.2 Modelo *probit* com componente individual não observado

Para examinar a relação entre *default* de operações de crédito e ciclos econômicos com base nos microdados, será utilizada uma modelagem *probit*. Primeiro, como já mencionado, alguns trabalhos argumentam que eventos de *default* são correlacionados, e que essa relação é derivada de componentes comuns, tais como eventos macroeconômicos e/ou setoriais. Além disso, a literatura tem fornecido evidências de que eventos de *default* podem depender de características pessoais do tomador e de características da operação. Portanto, a modelagem econométrica do *probit* pode ser racionalizada pelo modelo econômico a seguir.

Suponha que o tomador de crédito, que recebe uma classificação de risco da instituição financeira quando obtém um empréstimo, pretende usar o dinheiro para implementar um projeto. O retorno do projeto deve depender: (i) de características individuais do tomador e de características da operação; (ii) do ambiente macroeconômico (em particular, da fase do ciclo econômico); e (iii) de outras variáveis de controle, que podem contemplar, possivelmente, a classificação de risco¹³.

12 Cowan e Cowan (2004) estimam que o percentual de *default* em operações de *subprime* nos EUA gira em torno de 6% em alguns semestres, quando se utiliza 90 ou mais dias como critério de *default*. Observe que o critério usado neste trabalho é ainda mais rigoroso (60 dias).

13 Em vez de considerar o retorno de um projeto, uma vez que este trabalho lida com operações de varejo, pode-se considerar o salário potencial recebido pelo indivíduo que toma crédito. Nesse caso, o salário potencial dependeria de características pessoais, do ambiente macroeconômico e de outras variáveis. A probabilidade de *default*, nesse caso, dependeria do salário.

A dependência do retorno do projeto em relação ao ambiente macroeconômico/ciclo econômico pode ser racionalizada pela existência de fatores comuns de risco de crédito e/ou pela interdependência entre projetos existentes na economia. Por exemplo, se a economia entrar em recessão, pode haver redução nos retornos de outros projetos e aumento nas taxas de *defaults* desses projetos (dentro e/ou fora do mesmo setor da economia) e, por meio de efeitos cruzados, diminuição no retorno do projeto do tomador considerado. O mesmo deve ocorrer se a análise for racionalizada em termos de salário potencial: a recessão econômica reduz o salário potencial do tomador do empréstimo.

Dessa forma, o modelo pode ser formalizado como:

$$y_{i,j,t}^* = x_i' \beta + m_{i,t}' \gamma + z_{i,t}' \theta + c_i + d_j + u_{i,j,t}, \quad (1)$$

onde i representa o tomador, j é o banco, e t é o tempo. Portanto, $y_{i,j,t}^*$ é o retorno não observado do projeto do tomador i (ou seu salário potencial), que tomou crédito no banco j , no tempo t . Além disso, x_i é um vetor com características pessoais observáveis do tomador i ; $m_{i,t}$ são variáveis macroeconômicas ou setoriais no tempo t (há um índice i em m , porque as variáveis setoriais mudam entre os indivíduos de diferentes setores); $z_{i,t}$ são variáveis de controle que podem mudar entre indivíduos i e ao longo do tempo t . São vetores de parâmetros β , γ , θ ; e $u_{i,j,t}$ é um choque que impacta o retorno do projeto (ou salário potencial). Por fim, c_i é o efeito individual não observável do tomador e d_j é o efeito individual da instituição financeira.

Para pagar o empréstimo, o tomador deve obter retorno mínimo igual a α em seu projeto (ou um salário que consiga pagar o empréstimo). Caso contrário, o tomador não honrará seu compromisso e entrará em inadimplência. Mas $y_{i,j,t}^*$ é uma variável não observável, que somente o próprio tomador a observa. A variável observável é definida por:

$$y_{i,j,t} = \begin{cases} 1, & \text{se } y_{i,j,t}^* \leq \alpha \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

isto é,

$$y_{i,j,t} = \begin{cases} 1, & \text{se } default \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (2)$$

Suponha que $u_{i,j,t} \sim N(0,1)$ e escreva $w_{i,j,t} = (x_i', m_{i,t}', z_{i,t}', d_j)'$ e $w_{i,j} = (w_{i,j,1}, \dots, w_{i,j,T})'$. No contexto dos modelos de variáveis binárias, a presença de efeitos individuais não observáveis introduz diversas complicações e faz com que a estimação seja extremamente difícil, demandando elevado esforço computacional. Primeiro, por causa da presença de c_i , $y_{i,j,t}$ é dependente ao longo de t condicional somente a $w_{i,j,t}$. Nesse ambiente, é padrão assumir duas hipóteses: (i) $w_{i,j,t}$ é estritamente exógena¹⁴, condicional a c_i ; e (ii) $y_{i,j,1}, \dots, y_{i,j,T}$ são independentes condicional a $(w_{i,j}, c_i)$.

14 Exogeneidade estrita significa que, uma vez que $w_{i,j,t}$ e c_i estejam controlados, $w_{i,j,s}$ não possui efeito parcial em $y_{i,j,t}$ para $s \neq t$. Isto requer que, por exemplo, movimentos futuros das variáveis explicativas não podem depender de valores atuais ou passados de $y_{i,j}$. Mesmo reconhecendo que, pelo argumento de prociclicidade, movimentos nas taxas agregadas de *default* podem afetar as variáveis macroeconômicas no futuro, não é razoável pensar que um *default* individual possa afetar as condições macroeconômicas, especialmente no setor de varejo. Então, assumir exogeneidade estrita parece razoável neste contexto.

Sob essas premissas, pode-se derivar um modelo *probit* para a probabilidade de *default*:

$$\begin{aligned} \Pr[y_{i,j,t} = 1 | w_{i,j,t}, c_i] &= \Pr[y_{i,j,t}^* \leq \alpha | w_{i,j,t}, c_i] \\ &= \Pr[x_i' \beta + m_{i,t}' \gamma + z_{i,t}' \theta + c_i + d_j + u_{i,j,t} \leq \alpha | w_{i,j,t}, c_i] \\ &= \Pr[u_{i,j,t} \leq \alpha - x_i' \beta - m_{i,t}' \gamma - z_{i,t}' \theta - c_i - d_j] \\ &= \Phi(\alpha - x_i' \beta - m_{i,t}' \gamma - z_{i,t}' \theta - c_i - d_j) \end{aligned} \quad (3)$$

onde, na terceira linha de (3), é utilizado o fato de que $u_{i,j,t}$ é independente de $w_{i,j,t}$ e c_i . $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição acumulada da normal padrão. O efeito não observável de instituições financeiras d_j pode ser controlado por meio de variáveis *dummies* de bancos.

Da mesma forma, temos:

$$\Pr[y_{i,j,t} = 0 | w_{i,j,t}, c_i] = 1 - \Phi(\alpha - x_i' \beta - m_{i,t}' \gamma - z_{i,t}' \theta - c_i - d_j) \quad (4)$$

A densidade de $(y_{i,j,1}, \dots, y_{i,j,T})$ condicional a $(w_{i,j,t}, c_i)$ é:

$$f(y_{i,j,1}, \dots, y_{i,j,T} | w_{i,j,t}, c_i, \cdot) = \prod_{t=1}^T f(y_{i,j,t} | w_{i,j,t}, c_i, \cdot), \quad (5)$$

onde

$$f(y_{i,j,t} | w_{i,j,t}, c_i, \cdot) = \Phi(\cdot)^{y_{i,j,t}} [1 - \Phi(\cdot)]^{1 - y_{i,j,t}} \text{ e } \Phi(\cdot) \text{ é definida na equação (3).}$$

Observe que os parâmetros c_i aparecem na equação (5), mas não são observáveis e, portanto, não podem aparecer na função de verossimilhança. Isso implica dizer que levar em conta efeitos individuais não observáveis em modelos *probits* sem fazer suposições adicionais, em particular sem restringir as relações entre c_i e $w_{i,j,t}$, é bastante difícil. Uma abordagem possível seria assumir uma estrutura particular de correlação e depois usar o método de máxima verossimilhança condicional completa (FCML). Todavia, o cálculo da FCML é computacionalmente difícil, mesmo com número reduzido de períodos na amostra.

Neste estudo, adota-se a abordagem *probit* com efeitos aleatórios (*random effects probit model approach*). Nesse tipo de abordagem, é usual assumir que:

$$c_i | w_{i,j,t} \sim N(0, \sigma_c^2) \quad (6)$$

o que implica que c_i e $w_{i,j,t}$ são independentes. Usando essa hipótese, juntamente com as duas anteriores, pode-se derivar a função de verossimilhança e estimar consistentemente os parâmetros $\Psi' = (\alpha, \beta', \gamma', \theta', d_j, \sigma_c^2)$.

Para encontrar a distribuição conjunta de $(y_{i,j,1}, \dots, y_{i,j,T})$ condicional somente a $w_{i,j}$, deve-se integrar em c_i . Utilizando o fato de que c_i é normalmente distribuído, pode-se escrever a função de verossimilhança para cada i da seguinte forma:

$$f(y_{i,j,1}, \dots, y_{i,j,T} | w_{i,j}, \Psi) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left\{ \prod_{t=1}^T f(y_{i,j,t} | w_{i,j,t}, c_i, \cdot) \left(\frac{1}{\sigma_c} \right) \phi \left(\frac{c_i}{\sigma_c} \right) \right\} dc_i, \quad (7)$$

onde $\Psi(\cdot)$ é a função densidade da distribuição normal padronizada. A função de log-verossimilhança para toda a amostra pode agora ser maximizada de forma

consistente para estimar os parâmetros Ψ , utilizando métodos numéricos para aproximar a integral em (7). Para detalhes, ver Wooldridge (2002).

Apesar de a suposição (6) ser muito útil, é necessário sempre ter claro que ela pode ser restritiva. Além disso, deve-se ter em mente o que pode ser estimado, usando este modelo *probit* de efeitos aleatórios. Nesse contexto, a estimação consistente de Ψ significa que é possível consistentemente estimar os efeitos parciais dos elementos de $w_{i,j,t}$ na probabilidade $\Pr [y_{i,j,t} = 1 | w_{i,j,t}, c_i]$, avaliados no valor médio de c_i na população, isto é, $c_i = 0$.

A aplicação desse modelo à base de dados descrita na seção anterior é bastante direta. A variável dependente definida na equação (2) é facilmente obtida a partir dos microdados, uma vez que se observa o comportamento de cada operação ao longo do tempo. Seguindo o modelo, as variáveis explicativas utilizadas nas estimações incluem características do tomador e das operações, variáveis que medem os ciclos econômicos e outros controles. Como já mencionado ao se fazer a descrição dos dados, as informações existentes possibilitam controlar pelas seguintes características do tomador: sexo, idade, tipo de ocupação e localização geográfica do domicílio. A idade é introduzida no modelo por meio de cinco variáveis *dummies*, que são definidas como (não incluindo o limite superior): menos que 25 anos (*dummy* base); entre 25 e 35 anos; de 35 a 45 anos; de 45 a 60 anos; e mais de 60 anos. Existem também seis variáveis *dummies* para controlar para o tipo de ocupação do tomador: setor privado (*dummy* base), setor público e militar, autônomos, empresários, pensionistas e outras ocupações.

Características da operação abrangem a classificação de risco do empréstimo e a identificação da instituição financeira que concedeu o crédito. Utilizam-se as informações sobre os bancos para levar em conta possíveis efeitos fixos individuais de instituição financeira, incluindo nos modelos uma variável *dummy* para cada um dos bancos (lembrando-se que existem dois bancos na base de dados). De forma ideal, seria interessante introduzir variáveis que medissem a renda do tomador, mas essa informação não está disponível na base de dados. Inseriu-se, então, a classificação de risco da operação no início de cada semestre (*rating*) como variável explicativa. É de se esperar que a classificação de risco contenha outras informações sobre o tomador e a operação, em particular, informações sobre a renda do tomador e sua capacidade de pagamento, e pode ser vista, de forma mais geral, como uma variável que resume diversos fatores críticos que determinam o risco de crédito. Nas estimações, a classificação AA é a *dummy* base. Foi utilizada a taxa média de juros de cada modalidade para se levar em conta o efeito de taxa de juros.

Existem dois fatores adicionais que deveriam ser controlados de forma a se isolar o efeito dos ciclos econômicos nos eventos de *default*: a qualidade do tomador e o tamanho do mercado em que a transação de crédito é realizada. Caso contrário, se os efeitos dessas informações não forem controlados, pode-se obter uma probabilidade de *default* crescente quando a economia experimenta um período de crescimento, simplesmente porque a instituição financeira pode começar a emprestar para piores tomadores em mercados saturados. Utiliza-se o risco da operação no modelo *probit* como *proxy* para a qualidade do tomador, e as informações sobre a localização geográfica do domicílio do tomador para levar em conta o tamanho do mercado local nas estimações. A literatura acadêmica geralmente usa variáveis como PIB local *per capita* ou total da população local para medir o tamanho de mercado. Embora

a informação ideal seja no âmbito de cidades, na amostra o nível mais desagregado de informação sobre localização geográfica é o estado onde o tomador possui o domicílio. Portanto, para capturar o tamanho do mercado, usa-se a população do estado. Essa variável é utilizada, em vez de PIB *per capita*, porque esta última é também influenciada pelos ciclos econômicos.

Nas estimações, ciclos econômicos foram medidos por três variáveis diferentes. Na primeira, com o objetivo de ter uma medida mais desagregada da atividade econômica, usa-se a taxa de desemprego da região geográfica em que o tomador reside¹⁵. Para cada região, essa variável é uma média das taxas de desemprego ajustadas sazonalmente, calculadas pelo IBGE na região metropolitana das capitais dos estados¹⁶, ponderadas pela população de cada cidade. Segundo, utiliza-se a taxa de desemprego agregada ajustada sazonalmente, a mesma usada na estimação do modelo VAR da seção 3. Por fim, emprega-se a taxa de crescimento do PIB agregado sazonalmente ajustado.

4.3 Resultados

Quatro especificações do modelo *probit* foram estimadas para cada modalidade para analisar a relação entre *default* de crédito e ciclos econômicos. A diferença entre as especificações é a utilização das variáveis que medem ciclos econômicos. Os efeitos marginais sobre a probabilidade de *default*, avaliados na média das variáveis explicativas, são reportados nas Tabelas 1 e 2. A especificação (1) contém, além de todas as variáveis de controle, apenas a taxa de desemprego regional; o modelo (2) inclui apenas a taxa de desemprego agregada como medida de ciclos; o modelo (3) possui ambas as medidas de desemprego; e a especificação (4) contém essas duas variáveis e a taxa de crescimento do PIB. Para efeito de comparação, também se estimou essa especificação completa, usando um modelo de probabilidade linear com efeitos individuais não observáveis, estimado pela técnica de efeitos aleatórios (modelo (5)).

Para medir o desempenho desses modelos, calcula-se em cada modelo, para cada modalidade, o percentual de observações corretamente previstas nos três grupos: total de observações, observações em *default* e observações que não entraram em *default*. Adota-se o valor de probabilidade de 50% para definir a previsão de *default*, ou seja, se a probabilidade prevista for maior que 50%, considera-se que o modelo está prevendo o *default* daquela operação. Considerando o número total de observações, todos os modelos preveem corretamente mais de 83% dos resultados. Se apenas operações que entraram em *default* são consideradas, mais de 70% dos resultados na modalidade de Crédito Pessoal e mais de 55% dos resultados na modalidade Financiamento de Veículos são previstos de forma correta. Assim, no que se refere a qualidade de ajuste, todos os modelos apresentaram bons resultados.

15 O Brasil possui cinco regiões geográficas: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

16 Vale destacar que o IBGE não calcula taxa de desemprego em todas as capitais. Ver nota de rodapé 7.

Tabela 1 – Efeito marginal na probabilidade de *default* - Crédito Pessoal

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Desemprego regional	0.0107*** (0.0004)		-0.0003 (0.0005)	-0.0003 (0.0005)	-0.0004 (0.0003)
Desemprego agregado		0.0330*** (0.0006)	0.0337*** (0.0008)	0.0389*** (0.0010)	0.0100*** (0.0004)
PIB				-0.0071*** (0.0007)	-0.0023*** (0.0004)
Rating A	0.1944*** (0.0092)	0.2151*** (0.0089)	0.2109*** (0.0092)	0.2101*** (0.0092)	0.0140*** (0.0011)
Rating B	0.5041*** (0.0092)	0.5257*** (0.0085)	0.5182*** (0.0090)	0.5173*** (0.0090)	0.1653*** (0.0014)
Rating C	0.6426*** (0.0060)	0.6477*** (0.0053)	0.6476*** (0.0057)	0.6470*** (0.0057)	0.2941*** (0.0022)
Rating D	0.9285*** (0.0018)	0.9318*** (0.0016)	0.9312*** (0.0017)	0.9308*** (0.0017)	0.6126*** (0.0015)
Homem	0.0149*** (0.0012)	0.0143*** (0.0012)	0.0151*** (0.0012)	0.0151*** (0.0012)	0.0083*** (0.0007)
Idade entre 25 a 35 anos	0.0268*** (0.0033)	0.0287*** (0.0032)	0.0300*** (0.0033)	0.0296*** (0.0033)	0.0133*** (0.0019)
Idade entre 35 a 45 anos	-0.0046 (0.0031)	-0.0042 (0.0030)	-0.0021 (0.0031)	-0.0024 (0.0031)	-0.0038*** (0.0019)
Idade entre 45 a 60 anos	-0.0375*** (0.0030)	-0.0378*** (0.0029)	-0.0351*** (0.0030)	-0.0355*** (0.0030)	-0.0213*** (0.0019)
Idade maior do que 60	-0.0672*** (0.0031)	-0.0670*** (0.0029)	-0.0639*** (0.0031)	-0.0642*** (0.0031)	-0.0378*** (0.0020)
População	-0.0086*** (0.0009)	-0.0066*** (0.0007)	-0.0098*** (0.0009)	-0.0096*** (0.0009)	-0.0051*** (0.0005)
σ_c	0.6285*** (0.0055)	0.6111*** (0.0052)	0.6067*** (0.0055)	0.6039*** (0.0055)	0,1888
ρ	0.2832*** (0.0035)	0.2719*** (0.0033)	0.2690*** (0.0035)	0.2672*** (0.0035)	0,4356
Percentual previsto corretamente - Total	83.77	88.81	83.78	83.78	83.78
Percentual previsto corretamente - Default	76.36	73.47	76.36	76.36	76.24
Percentual previsto corretamente - Não default	87.84	97.24	87.86	87.86	87.91
Log-likelihood	-432515.16	-482208.97	-431699.89	-431657.92	-
No. obs.	1406843	1566423	1406843	1406843	1406843
No. grupos	655295	728040	655295	655295	655295

Notas: 1) Modelos (1), (2), (3) e (4) são probits com componente individual não observável, e a especificação (5) é um modelo linear de probabilidade estimado por efeitos aleatórios.
2) Todos os modelos também incluem variáveis que controlam o tipo de ocupação do tomador, taxa de juros e efeitos fixos não observáveis da instituição financeira.
3) Erros padrão estão entre parênteses. Significância: ***=1%, **=5%, *=10%
4) Probabilidade de default prevista maior do que 50% é o critério utilizado para definição de default previsto.

Em termos da relação entre *defaults* de crédito e ciclos econômicos, os modelos estimados oferecem basicamente as mesmas evidências nas duas modalidades. Todavia, os efeitos parecem ser mais fortes nas operações de Crédito Pessoal. Uma possível interpretação é que, como em geral as operações de Financiamento de Veículos possuem garantias, as taxas de *default* nessa modalidade são menores e menos sensíveis aos ciclos econômicos do que aquelas da modalidade Crédito Pessoal.

A primeira evidência que emerge dos resultados é que o efeito da variável desemprego regional nos *defaults* de crédito é pequeno. Quando os ciclos econômicos são medidos apenas pelo desemprego regional, as estimações indicam que 1 ponto percentual adicional na taxa de desemprego produz aumento na probabilidade de *default* em operações de Crédito Pessoal de, aproximadamente, 1 ponto percentual. Isso significa que, por exemplo, se a taxa de desemprego média for de 10%, e a probabilidade de *default* avaliada na média das variáveis explicativas for de 6%, se a taxa de desemprego subir para 11%, a probabilidade de *default* deverá aumentar, aproximadamente, para 7%. Se as outras variáveis que medem ciclos econômicos no modelo forem inseridas, esse efeito torna-se estatisticamente não significativo. Na

modalidade Financiamento de Veículos, apesar de ser estatisticamente significativo, o efeito é ainda menor¹⁷.

Tabela 2 – Efeito marginal na probabilidade de *default* - Financiamento de Veículos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Desemprego regional	0.0024*** (0.0001)		0.0011*** (0.0001)	0.0011*** (0.0002)	0.0013*** (0.0001)
Desemprego agregado		0.0059*** (0.0001)	0.0048*** (0.0001)	0.0067*** (0.0001)	0.0062*** (0.0002)
PIB				-0.0058*** (0.0002)	-0.0061*** (0.0002)
Rating A	0.0013*** (0.0003)	-0.0008** (0.0004)	-0.0011*** (0.0003)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0054*** (0.0005)
Rating B	0.0925*** (0.0013)	0.0893*** (0.0012)	0.0872*** (0.0013)	0.0863*** (0.0013)	0.0739*** (0.0010)
Rating C	0.2245*** (0.0021)	0.2249*** (0.0020)	0.2210*** (0.0021)	0.2198*** (0.0021)	0.1911*** (0.0016)
Rating D	0.8106*** (0.0016)	0.8105*** (0.0015)	0.8112*** (0.0016)	0.8124*** (0.0016)	0.7427*** (0.0015)
Homem	0.0024*** (0.0002)	0.0023*** (0.0003)	0.0024*** (0.0003)	0.0024*** (0.0003)	0.0032*** (0.0003)
Idade entre 25 a 35 anos	-0.0013*** (0.0003)	-0.0007** (0.0004)	-0.0008** (0.0004)	-0.0008** (0.0004)	-0,0005 (0.0005)
Idade entre 35 a 45 anos	-0.0038*** (0.0003)	-0.0031*** (0.0003)	-0.0032*** (0.0004)	-0.0033*** (0.0004)	-0.0038*** (0.0005)
Idade entre 45 a 60 anos	-0.0069*** (0.0003)	-0.0061*** (0.0004)	-0.0062*** (0.0004)	-0.0063*** (0.0004)	-0.0073*** (0.0005)
Idade maior do que 60	-0.0100*** (0.0004)	-0.0089*** (0.0005)	-0.0091*** (0.0005)	-0.0091*** (0.0005)	-0.0116*** (0.0007)
População	0.0001 (0.0001)	-0.0013*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
σ_c	0.2981*** (0.0101)	0.2917*** (0.0096)	0.2915*** (0.0102)	0.2842*** (0.0104)	0,0745
ρ	0.0815*** (0.0051)	0.0784*** (0.0047)	0.0783*** (0.0050)	0,0747 (0.0051)	0,1655
Percentual previsto corretamente - Total	87,85	95,88	87,85	87,85	87,85
Percentual previsto corretamente - Default	57,96	52,8	57,96	57,96	57,96
Percentual previsto corretamente - Não default	90,07	99,08	90,07	90,07	90,07
Log-likelihood	-254211,74	-283792,62	-253573,23	-252951,29	-
No. obs.	1750841	1928644	1750841	1750841	1750841
No. grupos	1265684	1392716	1265684	1265684	1265684

Notas: 1) Modelos (1), (2), (3) e (4) são probits com componente individual não observável, e a especificação (5) é um modelo linear de probabilidade estimado por efeitos aleatórios.

2) Todos os modelos também incluem variáveis que controlam o tipo de ocupação do tomador, taxa de juros e efeitos fixos não observáveis da instituição financeira.

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

4) Probabilidade de default prevista maior do que 50% é o critério utilizado para definição de default previsto.

O efeito do desemprego agregado parece ser maior, em particular na modalidade Crédito Pessoal. Um ponto percentual adicional na taxa de desemprego agregado aumenta a probabilidade de *default* em 3 ou 4 pontos percentuais. Entretanto, mesmo mostrando uma relação estatisticamente significativa entre *default* de crédito e ciclos econômicos, os valores evidenciam que o efeito da atividade econômica na probabilidade de *default* das operações de crédito no setor de varejo é ainda reduzido. Na modalidade Financiamento de Veículos, o aumento na probabilidade de *default* associado a 1 ponto percentual adicional no desemprego agregado é estimado em menos de 1 ponto percentual. Esses resultados mostram que, de forma interessante,

17 Observe, uma vez mais, que o efeito é avaliado na média das variáveis explicativas. Por isso, considera-se que o efeito é pouco expressivo. Além disso, exercícios de *Value at Risk* reportados na versão completa desse artigo sugerem que as perdas em carteira em períodos de recessão são em torno de 14% mais altas na modalidade de Crédito Pessoal e de apenas 4% mais altas na modalidade de Financiamento de Veículos, quando comparadas às perdas em períodos de crescimento da economia. Os valores encontrados na literatura para esses experimentos, com uso de dados de crédito para *corporate*, são muito maiores, variando entre 45% e 600%. Ver, por exemplo, Servigny e Renault (2002) e Truck e Rachev (2005).

movimentos no nível de atividade econômica agregada têm mais influência nos *defaults* do que movimentos de variáveis regionais. Vale destacar que não apenas o impacto do desemprego agregado é maior do que o da taxa de desemprego regional, mas também que, na modalidade Crédito Pessoal, esse segundo efeito torna-se estatisticamente não significativo quando são introduzidas no modelo variáveis agregadas que medem ciclos econômicos.

As mesmas conclusões relacionadas ao efeito dos ciclos econômicos sobre a probabilidade de *default* são obtidas ao se empregar a variável PIB, em vez de desemprego, como medida de atividade econômica. As estimações sugerem que 1 ponto percentual adicional na taxa de crescimento do PIB reduz a probabilidade de *default* em menos de 1 ponto percentual. Deve-se reportar, no entanto, que mais incerteza está associada a esse efeito. Em algumas especificações, a variável PIB não foi estatisticamente significativa, embora as estimativas pontuais preservem a magnitude do efeito.

De forma conjunta, portanto, os resultados obtidos com uso de dados no nível individual fornecem a mesma evidência obtida nas estimações com dados de séries temporais apresentadas na seção 3. Isso significa que existe uma relação significativa entre ciclos econômicos e *defaults* de crédito. Todavia, o impacto da atividade econômica nas taxas de inadimplência em operações do setor de varejo parece ser limitado. O efeito da taxa de desemprego, bem como o efeito do PIB, sobre a probabilidade de *default* nessas operações parece ser modesto. A magnitude do impacto dos ciclos econômicos é ainda menor na modalidade Financiamento de Veículos.

As estimações também fornecem outros resultados interessantes. Primeiro, como já enfatizado, as classificações de risco dos bancos parecem ser consistentes e capturar os riscos intrínsecos de cada operação. Quanto pior a classificação de risco da operação, maior é a probabilidade de *default* estimada pelos modelos. Por exemplo, as estimações do modelo *probit* mostram que, na modalidade Crédito Pessoal, uma operação classificada como A tem probabilidade de *default* aproximadamente 20 pontos percentuais maior do que aquela estimada para uma operação com *rating* AA; e que uma operação classificada como D tem probabilidade de aproximadamente 90 pontos percentuais maior. Apesar da diferença no valor, a mesma conclusão pode ser obtida com base nas estimações dos modelos *probits* para a modalidade de Financiamento de Veículos e do modelo de probabilidade linear.

Adicionalmente, os resultados sugerem que, controlando para as demais variáveis, em ambas as modalidades, a probabilidade de *default* é levemente maior por parte dos homens, quando comparado às mulheres. Nas operações de Crédito Pessoal, a probabilidade estimada entre homens é mais de 1 ponto percentual superior ao valor calculado para mulheres. Na modalidade de Financiamento de Veículos, a diferença oriunda da variável sexo é menor. Da mesma forma, as estimações indicam que os tomadores mais velhos possuem menor probabilidade de *default* em suas operações de crédito.

As Tabelas 1 e 2 também reportam o desvio-padrão do efeito individual não observável e a correlação entre os erros latentes compostos, $c_i + u_{i,t}$, entre dois períodos quaisquer: $\rho = \sigma_c^2 / (1 + \sigma_c^2)$. Essa correlação é também a razão entre a variância de c_i e

a variância do erro composto (vale lembrar que a variância do erro idiossincrático no modelo de variável latente é igual a 1) e é útil como medida da importância relativa do efeito individual não observável. As estimações dos modelos *probit* sugerem que, na modalidade Crédito Pessoal, o componente individual responde por mais de 26% da variância do erro composto. Nos modelos de Financiamento de Veículos esse valor é de cerca de 7%. A ausência de efeitos individuais não observáveis é estatisticamente equivalente à hipótese $H_0 : \sigma_c^2 = 0$. Os resultados mostram que não se pode rejeitar essa hipótese, em nenhum dos níveis de significância usuais, indicando que a presença de componentes individuais não observáveis não pode ser negligenciada.

Finalmente, também se pode argumentar que o efeito dos ciclos econômicos sobre *default* de crédito não é contemporâneo. Devido a esse argumento, foram realizadas estimações para se checar a robustez dos resultados usando as variáveis que medem ciclos, defasadas em um período. Todos os resultados fornecem as mesmas conclusões já apresentadas neste estudo.

5 Conclusões

Neste artigo analisa-se a relação entre inadimplência de operações de crédito e ciclos econômicos, usando dados do setor de varejo. Em particular, o trabalho concentra-se na primeira parte do argumento que sugere que o Acordo de Basileia II pode amplificar os ciclos econômicos. O raciocínio desse argumento é que, em períodos de recessão econômica, a quantidade de créditos em *default* aumenta, assim como as perdas nas carteiras das instituições financeiras. Isso exige recomposição dos requerimentos de capital, que pode causar aumento no custo de capital e redução na oferta de crédito, intensificando a recessão econômica.

Este trabalho não analisa se o aumento nos *defaults* e nas perdas das carteiras, e a conseqüente recomposição dos requerimentos de capital, realmente causam redução da oferta de crédito. Como descrito na introdução, a dificuldade dessa tarefa está relacionada à separação dos efeitos de oferta e de demanda de crédito, que poderá ser objeto de outro estudo.

Explora-se tanto a evidência proveniente dos dados de séries temporais como aquela fornecida pelas informações no nível individual das operações. Os resultados sugerem que há relação negativa e significativa entre *defaults* de crédito e ciclos econômicos, mas essa relação é menos forte do que relatado anteriormente por outros estudos. Observa-se, também, que a inadimplência é inferior nas operações concedidas a mulheres, e que os mais idosos apresentam uma taxa de *default* inferior à correspondente aos tomadores mais jovens.

Os resultados provenientes da análise de séries temporais sugerem que, após um choque positivo na taxa de desemprego, identificado por meio de um modelo de VAR, a taxa de *default* das operações de crédito na área de varejo aumenta, mas essa variação é modesta e de curta duração. Além disso, as estimações que usam dados no nível individual fornecem evidências de que o impacto de um aumento na taxa de desemprego (agregada e setorial), ou na taxa de crescimento do PIB sobre a inadimplência, é pequeno. Enquanto 1 ponto percentual adicional na taxa de desemprego setorial ou na taxa de desemprego agregada parece produzir

aumento na probabilidade de *default* no Crédito Pessoal de, aproximadamente, 1 e 3 pontos percentuais, respectivamente, o mesmo aumento na taxa de crescimento do PIB aumenta essa probabilidade em menos de 1 ponto percentual.

Estudos adicionais sobre prociclicidade são necessários, em especial estudos que considerem os efeitos da possível redução na oferta de crédito durante as recessões.

Os resultados deste estudo sugerem que os efeitos da primeira parte do argumento subjacente à prociclicidade – de que recessões aumentam a inadimplência – são modestos. Como foram utilizados dados de modalidades do setor de varejo, uma interpretação é que, nesse segmento de mercado, são concedidos empréstimos a grande número de indivíduos, o que ajuda a diversificar a influência dos eventos de *default*. Vale ressaltar que os resultados não significam que os efeitos procíclicos do Acordo de Basileia não existam. Afinal, o setor de varejo representa apenas uma parte do mercado de crédito. Além disso, não se analisou a segunda parte do argumento, que tem a ver com a oferta de crédito. É possível que questões relacionadas ao balanço financeiro dos bancos, combinadas com expectativas negativas sobre o desenvolvimento da economia no curto e médio prazos, durante as recessões, possam ter efeitos mais fortes, por meio da oferta de crédito.

Referências

- ALLEN, L.; SAUNDERS, A. 2002. *A Survey of Cyclical Effects in Credit Risk Measurement Models*. Technical report, Stern School of Business, New York University.
- BANGIA, A. et al. 2002. *Ratings Migration and the Business Cycle with Applications to Credit Portfolio Stress Testing*. **Journal of Banking and Finance**, 26:445-474.
- BASEL COMMITTEE ON BANK SUPERVISION. 2001. *The New Basel Capital Accord*. Report, Bank of International Settlements, Basel.
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION. 2010. *Basel III: A Global Regulatory Framework for more Resilient Banks and Banking Systems*. December, Bank of International Settlements, Basel.
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION. 2010. *Basel III: International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring*. December, Bank of International Settlements, Basel.
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION. 2010. *Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer*. December, Bank of International Settlements, Basel.
- CAOUILLE, J.; ALTMAN, E.; NARAYANAN, P. 1998. *Managing Credit Risk. The Next Great Financial Challenge*, New York: Wiley.
- CARPENTER, S.; WHITESELL, W.; ZAKRAJSEK, E. 2001. *Capital Requirements, Business Loans, and Business Cycles: an empirical analysis of the standardized approach in the New Basel Capital Accord*. Technical report, Board of Governors, Federal Reserve System.
- COWAN, A.; COWAN, C. 2004. *Default Correlation: an empirical investigation of a subprime lender*. **Journal of Banking and Finance** 28: 753-771.
- CROUHY, M.; GALAI, D.; MARK, R. 2000. *A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models*. **Journal of Banking and Finance**, 24: 59-117.
- GOMEZ J. et al. 2007. *An Alternative Methodology for Estimating Credit Quality Transition Matrices*, Borradores de Economía, Banco de La Republica de Colombia.
- GORDY, M. 2000. *Comparative Anatomy of Credit Risk Models*. **Journal of Banking and Finance**, 24: 119-149.
- JACKSON, P.; PERRAUDIN, W. 2000. *Regulatory Implications of Credit Risk Modeling*. **Journal of Banking and Finance**, 24: 1-14.
- JARROW, R. A.; TURNBULL, S. M. 2000. *The Intersection of Market and Credit Risk*. **Journal of Banking and Finance**, 24: 271-299.

- JONES, D. 2000. *Emerging Problems with the Basel Capital Accord: regulatory capital arbitrage and related issues*. **Journal of Banking and Finance**, 24: 35-58.
- KASHYAP, A.; STEIN, J. 2004. *Cyclical Implications of Basel II Capital Standards*. Federal Reserve Bank of Chicago, **Economic Perspectives**, 1st Quarter: 18-31.
- KAVVATHAS, D. 2001. *Estimating Credit Rating Transition Probabilities for Corporate Bonds*. Job market paper. <<http://www.ssrn.com/fen>>.
- KOOPMAN, S.; LUCAS, A. 2005. *Business and Default Cycles for Credit Risk*. **Journal of Applied Econometrics**, 20: 311-323.
- KOOPMAN, S.; LUCAS, A.; Monteiro, A. 2005. *The Multi-State Latent Factor Intensity Model for Credit Rating Transitions*. Mimeo, Vrije Universiteit Amsterdam.
- KOOPMAN, S.; LUCAS, A.; Klassen, P. 2005. *Empirical Credit Cycles and Capital Buffer Formation*. **Journal of Banking and Finance**, 29: 3159-3179.
- LANDO, D.; SKODEBERG, T. 2002. *Analyzing Rating Transitions and Rating Drift with Continuous Observations*. **Journal of Banking and Finance**, 26: 423-444.
- LOFFLER, G. 2003. *The Effects of Estimation Error on Measures of Portfolio Credit Risk*. **Journal of Banking and Finance**, 27: 1427-1453.
- LUCAS, D. 1995. *Default Correlation and Credit Analysis*. **Journal of Fixed Income**, March: 76-87.
- MERTON, R. 1974. *On the Pricing of Corporate Debt: the risk structure of interest rates*. **Journal of Finance**, 29: 449-470.
- MORGAN, J. P. 1997. *Credit Metrics™ – Technical Document*. J.P. Morgan & Co. Incorporated, New York.
- NAGPAL, K.; BAHAR, R. 2001. *Measuring Default Correlation*. **Risk** 14: 129-132.
- NICKELL, P.; PERRAUDIN, W.; VAROTTO, S. 2000. *Stability of Rating Transitions*. **Journal of Banking and Finance**: 24 (12): 203-227.
- REPULLO, R.; SAURINA, J.; TRUCHARTE, C. 2009. *Mitigating the Procyclicality of Basel II*. CEPR Discussion Paper 7382.
- REPULLO, R.; SUAREZ, J. 2008. *The Procyclical Effects of Basel II*. CEPR Discussion Paper 6862.
- ROSCH, D. 2003. *Correlations and Business Cycles of Credit Risk: evidence from Bankruptcies in Germany*. University of Regensburg.
- SAURINA, J.; TRUCHARTE, C. 2007. *An Assessment of Basel II Procyclicality in Mortgage Portfolios*. **Journal of Financial Services Research**, 32: 81-101.

SERVIGNY, A.; RENAULT, O. 2002. *Default Correlation: empirical evidence*. Standard and Poors.

SILVA, A. C. M.; MARINS, J. T. M.; NEVES, M. B. E. 2009a. *The Influence of Collateral on Capital Requirements in the Brazilian Financial System: an approach through historical average and logistic regression on probability of default*. Working Paper Series, Banco Central do Brasil.

SILVA, A. C. M.; MARINS, J. T. M.; NEVES, M. B. E. 2009b. *Loss Given Default: um estudo sobre perdas em operaces prefixadas no Mercado Brasileiro*. Working Paper Series, Banco Central do Brasil.

SILVA, A. C. M.; CORREA, A. S.; MARINS, J. T. M.; NEVES, M. B. E. 2010. *Correlação de Default: uma investigação empírica de créditos de varejo no Brasil*. Working Paper Series, Banco Central do Brasil.

TRUCK, S.; RACHEV, S. 2005. *Credit Portfolio Risk and PD Confidence Sets Through the Business Cycle*. **Journal of Credit Risk**, 4: 61-88.

ZHOU, C. 1997. *Default Correlation: an analytical result*. Working Paper, Federal Reserve Board, Washington, DC.

WOOLDRIDGE, J. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

5

Estudo sobre a Forma de Ajuste do Índice de Basileia pelos Bancos no Brasil¹

Leonardo S. Alencar

1 Introdução

Os requerimentos de capital estão entre os principais instrumentos da regulação bancária, por prevenirem os bancos de tomarem riscos excessivos e por proporcionarem mais segurança ao sistema financeiro em momentos adversos da economia (JOKIPII e MILNE, 2011). Nesse sentido, em 1988 foi introduzido o Acordo de Basileia, conhecido como Basileia I, conforme o qual os bancos dos países signatários ficaram obrigados a manter um capital mínimo em razão de exigências ponderadas pelo risco. Nos anos que se seguiram à introdução do acordo, instituições que até então eram pouco capitalizadas elevaram sua taxa de capitalização (FERREIRA *et al.*, 2010), de modo que o acordo cumpria, ao menos, parte de seus objetivos.

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

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

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

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

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

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

2 Literatura

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

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

Recentemente, ganhou popularidade uma teoria conhecida como *capital buffer theory*², uma versão dinâmica da teoria do *charter value*, que passa a considerar custos no ajustamento do capital dos bancos, assim como penalidades quando o patamar de capital observado fica abaixo do mínimo requerido. Tendo isso em conta, a teoria do *buffer* prevê que os bancos irão manter um patamar de capital acima do mínimo requerido.

Os bancos podem alterar seu índice de capital, mudando seus ativos ou alterando seu capital. A literatura teórica e empírica enfatiza que os bancos recuperam seu índice de capital mais por mudanças nos ativos do que nos passivos (HYUN e RHEE, 2011). Isso porque, por exemplo, é mais caro obter capital do que reduzir empréstimos. A obtenção de capital está associada a custos de tempo e de esforço, além de custos devidos à assimetria de informação.

3 Modelo

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

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

Seja R_t um ativo sujeito a risco que segue:

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

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

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

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

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

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

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

Com base nas equações acima, Memmel e Raupach (2010) mostraram que o comportamento do índice de endividamento pode ser estimado como processo autorregressivo de primeira ordem:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Memmel e Raupach (2010, p. 514) sugerem que, para o caso dos bancos, o negativo do logaritmo do índice de endividamento é aproximadamente igual ao valor do índice de capital³. Dessa forma, pode-se utilizar o modelo acima para estimar como os bancos ajustam seu índice de Basileia. Para termos uma medida da razoabilidade dessa hipótese no caso brasileiro, em dezembro de 2010, a mediana do índice de Basileia dos bancos privados estava em 18,9%, e a mediana do negativo do logaritmo da razão de endividamento (passível exigível sobre ativo total) estava em 18,3%. No entanto, é necessário admitir que, para alguns bancos, o índice de Basileia é consideravelmente distinto do negativo do logaritmo da razão de endividamento.

4 Dados

Neste trabalho, utilizam-se dados mensais que cobrem o período de julho de 2002 a dezembro de 2010. A base de dados inicial contém o nome de todos os conglomerados financeiros que possuíam bancos em sua composição e o de todos os bancos que não participavam de algum conglomerado em dezembro de 2010⁴. Não foram incluídos na amostra os bancos de desenvolvimento e aqueles para os quais havia menos de 54 períodos de dados disponíveis. Com isso, tem-se inicialmente 113 instituições financeiras, sendo a amostra representativa do setor bancário brasileiro.

Para classificar os bancos por tamanho, utiliza-se a Circular nº 3.513, de 3 de dezembro de 2010, que divide em três grupos as instituições financeiras independentes ou integrantes de conglomerado financeiro: aquelas cujo Nível I do Patrimônio Referência (PR) seja inferior a dois bilhões de reais, classificadas, neste trabalho, como pequenas; aquelas cujo Nível I do PR seja igual ou superior a dois bilhões de reais e inferior a cinco bilhões de reais, classificadas como médias; e aquelas cujo Nível I PR seja igual ou superior a cinco bilhões de reais, classificadas como grandes. Com esse critério, pode-se afirmar que a amostra possui dez bancos grandes, seis bancos médios e 97 bancos pequenos.

O Acordo de Basileia foi regulado por meio da Resolução nº 2.099, de 17 de agosto de 1994, e, desde 1997, a exigência de capital mínimo relativo dos bancos passou a ser de 11%. Com o Comunicado nº 12.746, de 9 de dezembro de 2004, o Banco Central do Brasil apresentou os procedimentos para implementação da nova estrutura de capital (Basileia II), com cronograma previsto até 2013 (Comunicado nº 19.028, de 29 de outubro de 2009). Dessa forma, no período amostral utilizado, houve mudança na regulação das exigências de capital no país, sendo que, neste trabalho, o índice de capitalização é o índice de Basileia I até junho de 2008, e, a partir desse ponto, é o índice de Basileia II⁵.

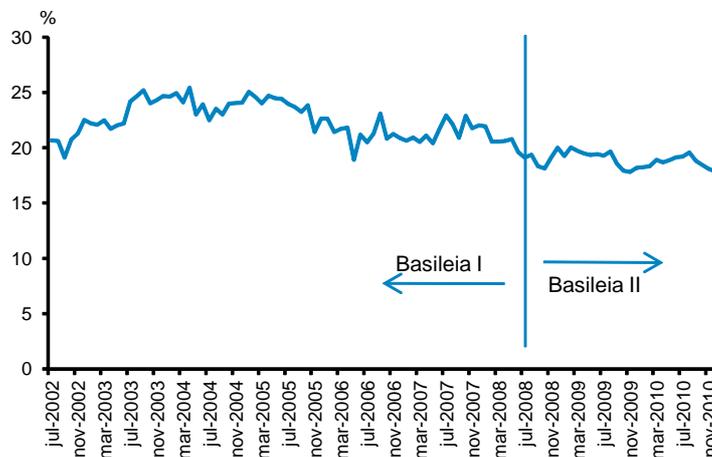
3 A combinação dessa aproximação com a equação (4), e com a definição de ϵ_{t+1} , permite escrever o ajuste do índice de capital, IB , para sua meta, \bar{IB} , como $\Delta IB_{t+1} \approx \vartheta (\bar{IB} - IB_t) - \epsilon_{t+1}$. Essa última equação representa o modelo de ajustamento parcial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

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

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

O Gráfico 1 apresenta a mediana dos bancos da amostra em relação ao índice de capital requerido⁶. Observa-se continuidade do índice com a adoção do padrão Basileia II e, de modo especial, queda a partir de janeiro de 2005. Provavelmente os bancos já estavam ajustando o risco de seu capital total, tendo em vista a nova norma regulatória que seria implementada⁷.

Gráfico 1 – Mediana do índice de Basileia dos bancos da amostra



A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas do índice de Basileia e das médias de séries de tempo para cada banco. A variância total da razão de capital (obtida com base no desvio-padrão da amostra completa na Tabela 1) é igual a 0,67, e a variação da média das séries de tempo dos bancos é 0,29. Conclui-se que a variação em torno das médias dos bancos é de 0,38, ou seja, 43,84% da variação total nos dados se devem às diferenças entre os bancos, e 56,16% são devidas às diferenças ao longo do tempo.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da razão de capital

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

Tendo em vista que o ajuste dos ativos será estimado na equação (6), o Gráfico 2 apresenta a evolução, da média por bancos das estimações, do logaritmo do Ativo Ponderado pelo Risco (APR)⁸, vigente sob Basileia I, e do logaritmo das Exposições Ponderadas por Fator de Risco dividido por onze centésimos (EPR)⁹, vigente sob Basileia II. Podemos observar continuidade na série, mas com mudança na taxa de crescimento.

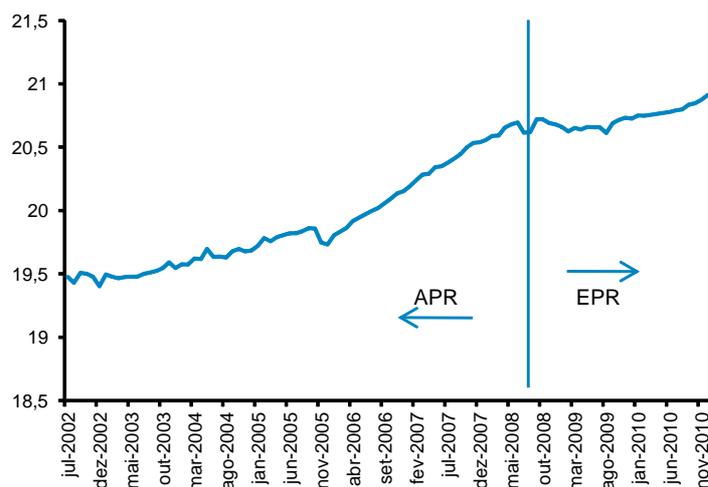
6 Em setembro de 2006 há um *outlier* que foi mantido na amostra.

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

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

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

Gráfico 2 – Ativo e Exposição Ponderados pelo Risco



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

5 Resultados

Inicialmente, serão identificados aqueles bancos que procuram manter seu índice de capital em um dado patamar. Tendo isso em vista, será testado para quais bancos pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária em seu índice de capital. Sabe-se que, quando essa hipótese não é rejeitada, não se pode concluir que esses bancos não estejam ajustando o índice de capital em busca de um dado patamar. É possível que essas instituições financeiras estejam ajustando em direção a uma média, mas a reversão à média não está sendo suficientemente forte de modo que o teste rejeite a hipótese. Na Tabela 2, apresenta-se o número de bancos para os quais foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Nos diferentes patamares de significância, constata-se que é bastante similar a proporção de bancos grandes e pequenos que perseguem uma meta para seu índice de capital. Na amostra deste estudo, observa-se que é possível rejeitar essa hipótese em 57 bancos, no patamar de 10% de significância. Uma vez que poucos bancos médios tiveram a hipótese de raiz unitária rejeitada, e que se pretende obter melhor comparação da forma como bancos de diferentes portes determinam seu índice de Basileia, essa comparação será feita apenas entre bancos grandes e pequenos.

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

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

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

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

A Tabela 3 apresenta a descrição de alguns dos parâmetros estimados – o coeficiente de ajustamento ϑ , a meta para o índice de capital \bar{B} e a volatilidade dos ativos σ_ε – assim como a descrição dos respectivos desvios-padrões. A tabela mostra que o coeficiente de ajustamento é diferente nos diversos bancos e que são significativamente diferentes de zero para a maioria dos bancos. Para o conjunto total de bancos, observa-se que a mediana do coeficiente de ajustamento é de 22,25% por mês. Isso significa que, quando o banco mediano está fora da sua meta de razão de capital, a cada mês ele reduz a diferença entre o patamar atual de capital e a meta em 22,25%, ou seja, se não houver outros choques que o desviem da meta, em menos de três meses o banco mediano diminui pela metade essa diferença. A fim de se ter um padrão de comparação, Memmel e Raupach (2010, Tabela 5) encontraram um coeficiente de ajustamento de 24,30% para um banco alemão mediano, valor relativamente próximo ao encontrado neste trabalho, para o caso brasileiro.

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

Tabela 3 – Estimativa dos parâmetros

Parâmetro	Coeficiente estimado			Desvios padrões estimados		
	10% menores	Mediana	10% maiores	10% menores	Mediana	10% maiores
Coeficiente de ajustamento (9)	10,29%	22,25%	44,76%	3,46%	5,79%	7,88%
Meta do índice de capital	13,34%	18,68%	62,84%	0,45%	1,47%	23,03%
Volatilidade dos ativos (σ_v)	1,07%	3,00%	55,20%	-	-	-

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

A Tabela 4 mostra a comparação do comportamento dos bancos grandes e pequenos, assim como de Basileia I para Basileia II. Pode-se observar que os bancos grandes apresentam metas de índice de capital significativamente menores do que os bancos pequenos, tanto no caso de Basileia I quanto no de Basileia II. Esses resultados são similares aos obtidos por Berger *et al.* (2008) para os Estados Unidos e por Francis e Osborne (2009) para o Reino Unido e corroboram a ideia de Lind (2005) de que os grandes bancos da economia implementam melhores sistemas de administração, medida e mitigação de riscos, o que possibilita que tenham menores índices de capital em comparação com bancos menores, menos sofisticados¹⁰. Como era esperado, uma vez que no país a maioria das instituições financeiras está utilizando a abordagem-padrão simplificada de Basileia II, e essa abordagem é similar ao acordo anterior, não são observadas mudanças significativas no comportamento dos bancos de Basileia I para Basileia II. A única mudança significativa é a do coeficiente de ajustamento dos bancos pequenos, que é acompanhada de redução da meta do índice de capital. Esse resultado pode indicar que os bancos pequenos estão aprimorando a administração de seus riscos.

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

Tabela 4 – Média dos parâmetros estimados para cada banco

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

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

O modelo apresentado na seção 2 também possibilita avaliar se o ajuste no índice de capital no Brasil ocorre mais do lado do ativo ou do passivo. A Tabela 5 mostra a distribuição das medidas ρ e ϕ . Pode-se observar que, para a maioria dos bancos, o ajuste se dá principalmente por meio dos passivos (mediana de ϕ acima de 0,5). Esse resultado é similar ao obtido por Memmel e Raupach (2010), mas diferente do encontrado usualmente na literatura (cf. Hyun e Rhee, 2011). Por outro lado, a velocidade de ajuste dos ativos é, para a maior parte dos bancos, superior à dos passivos, indicado pelo valor da mediana de $\rho > 1$ ¹¹.

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

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

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

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

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

6 Conclusões

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

Outro resultado deste trabalho foi a não observação de mudanças significativas no comportamento dos bancos na determinação de seu índice de capital com a mudança de Basileia I para Basileia II. Era um resultado esperado, uma vez que, atualmente no país, a maioria das instituições financeiras utiliza a abordagem-padrão simplificada de Basileia II, similar à de Basileia I.

Por fim, observou-se que, para a maioria dos bancos no Brasil, o ajuste do índice de capital é feito primordialmente no lado dos passivos, e que a velocidade de ajuste dos ativos, e/ou de seus riscos, para a maior parte desses bancos, é superior à dos passivos.

Referências

- ANDERSEN, H. Procyclical implications of Basel II: Can the cyclicity of capital requirements be contained? **Journal of Financial Stability**, 7, p.138–154, 2011.
- BERGER, A.; DE YOUNG, R.; FLANNERY, M.; LEE, D.; ÖZTEKIN, Ö. How do large banking organizations manage their capital ratios? **Journal of Financial Services Research**, 34, p.123–149, 2008.
- ELIZALDE, A; REPULLO, R. Economic and regulatory capital in banking: What is the difference? **International Journal of Central Banking**, 3, p. 87–117, 2007.
- FERREIRA, R.; NORONHA, A.; TABAK, B.; CAJUEIRO, D. O comportamento cíclico do capital dos bancos brasileiros. **Trabalho para Discussão**, Banco Central do Brasil, n. 222, 2010.
- FLANNERY, M.; RANGAN, K. Partial adjustment toward target capital structures. **Journal of Financial Economics**, 79, p. 469–506, 2006.
- FRANCIS, W.; OSBORNE, M. On the behaviour and determinants of risk-based capital ratios: Revisiting the evidence from UK banking institutions. **Occasional Paper Series**, Financial Services Authority, n.31, 2009.
- HAKENES, H.; SCHNABEL, I. Bank size and risk-taking under Basel II. **Journal of Banking & Finance**, 35, p. 1436–1449, 2011.
- HYUN, J.; RHEE, B. Bank capital regulation and credit supply. **Journal of Banking & Finance**, 35, p. 323–330, 2011.
- JOKIPII, T.; MILNE, A. Bank capital buffer and risk adjustment decisions. **Journal of Financial Stability**, 7, p. 165–178, 2011.
- KASHYAP, A.; STEIN, J. Cyclical implications of the Basel II capital standards. Federal Reserve Bank of Chicago. **Economic Perspectives**, 28, p.18–31, 2004.
- LIND, G. Basel II: The new framework for bank capital. Sveriges Riskbank. **Economic Review**, 2, p. 22–38, 2005.
- MARCUCCI, J.; QUAGLIARIELLO, M. Asymmetric effects of the business cycle on bank credit risk. **Journal of Banking and Finance**, 33, p. 1624–1635, 2009.
- MEMMEL, C.; RAUPACH, P. How do banks adjust their capital ratios? **Journal of Financial Intermediation**, 19, p.509–528, 2010.
- PEURA, S.; KEPPONEN, J. Optimal bank capital with costly recapitalization. **Journal of Business**, 79, p.2163–2201, 2006.
- SANTOS, J. Bank Capital Regulation in Contemporary Banking Theory: A Review of the Literature. **Financial Markets, Institutions and Instruments**, 10, p. 48–84, 2001.

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

6

Comparação da Eficiência de Custo para BRIC e América Latina

Lycia M. G. Araujo¹
Guilherme M. R. Gomes¹
Solange M. Guerra²
Benjamin M. Tabak²

1 Introdução

Nos últimos anos, verificou-se crescimento no número de estudos sobre eficiência bancária que buscam compreender, por meio de comparação, as razões pelas quais alguns bancos são menos eficientes do que outros.

Cada um dos países envolvidos nas pesquisas evolui com diferentes políticas, com histórico de reformas e mudanças estruturais, mas todos têm objetivos semelhantes: enfrentar a competição no mercado financeiro mundial e aumentar a eficiência de seus bancos.

O sistema financeiro de países emergentes era caracterizado por limitadas economias de escala, com baixa diversificação bancária e grandes dificuldades de gerenciamento, o que aumentava a possibilidade de crises frequentes, agravadas com as flutuações econômicas globais. Recentemente, maior abertura dos mercados a capitais estrangeiros e mudanças estruturais no sistema bancário têm possibilitado consolidação expressiva dos mercados nacionais na economia global.

Com a evolução dos mercados, estudos comparativos sobre o desempenho dos bancos tentam elucidar as causas da ineficiência bancária e a forma que poderia ser adotada pelos países para alterar os cenários financeiros atuais.

Considerando particularmente os países do BRIC, na China, o sistema político e econômico atuava sob forte intervenção governamental, com bases socialistas. A partir da década de 80, muitas reformas foram instituídas, a fim de alterar significativamente a estrutura do sistema bancário. A Índia, desde a década de 50, orientou a economia para aperfeiçoamento das políticas de desenvolvimento econômico devido às necessidade de expandir o sistema e propiciar entrada e participação de investimentos estrangeiros no mercado interno. A Índia enfrenta sérias debilidades estruturais, mas a adoção de pacotes econômicos para controlar o setor financeiro está estimulando rápido crescimento econômico.

1 Universidade de Brasília.

2 Banco Central do Brasil.

As consequências da desintegração da União Soviética, ocorrida em 1991, ainda se refletem no sistema bancário da Rússia. Esse país enfrentou longo período de contração econômica, e, a fim de alcançar estabilização econômica, foram implementadas várias reformas, visando ajudar na recuperação da economia. A Rússia possui um sistema financeiro relativamente estável e eficiente.

Pautada em um histórico de ciclos econômicos, a economia brasileira é constituída por instituições financeiras públicas e privadas, além de haver órgãos governamentais que controlam e fiscalizam o sistema financeiro nacional. Em 1995, foi instituído o Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro (Proer) com os objetivos de assegurar liquidez e solvência do sistema financeiro nacional e resguardar os interesses dos depositantes e investidores. Com a reestruturação das instituições e com os processos de fusão e aquisição, o mercado financeiro brasileiro aumentou sua importância no sistema financeiro global, a exemplo do que ocorreu em outros países em desenvolvimento.

O histórico de reformas econômicas, com intuito de alterar a eficiência do sistema bancário e enfrentar a competição mundial, ajuda-nos a comparar a eficiência bancária dos países do BRIC e dos países da América Latina. Em razão do avanço no uso de atividades não tradicionais³ por parte das instituições financeiras, este trabalho também investiga a relevância desses serviços financeiros na avaliação da eficiência do sistema bancário.

2 Revisão de literatura

Medidas de eficiência são calculadas como *proxy* para o desempenho bancário. Uma alteração na atividade bancária, devido a mudança na alocação de recursos, pode levar as empresas a reduzirem seus custos por unidade de produto produzido e pode aumentar a produtividade, constituindo economias de escala, conservando-se constantes os outros elementos (NETO e SILVA, 2002, PÉRICO e SANTANA, 2008).

Eficiência é a medida de quanto os bancos estão próximos de minimização de custos ou maximização de lucros, produzindo sob as mesmas condições bancárias. Em outras palavras, uma firma é dita eficiente se minimiza os custos, dados o nível de produto e o preço dos insumos. Compara-se, então, o comportamento dos bancos de um sistema financeiro ao de um banco teórico que adota as melhores práticas bancárias, ou seja, ao de um banco que está situado na fronteira de eficiência.

Pouca atenção foi dada aos estudos de eficiência para países emergentes, e os resultados de eficiência podem variar devido às diferenças nas bases de dados, assim como aos métodos usados e às características teóricas abordadas. Tabak (2006) estimou uma fronteira estocástica de custo para onze países da América Latina para 2000 a 2005, e os resultados mostram que o valor da ineficiência de custo média para

³ Atividades não tradicionais se referem àquelas que não estão relacionadas aos serviços fim da instituição. Pode-se assim dizer que, no caso de receitas bancárias, essas atividades estão ligadas diretamente a receitas provindas de taxas cobradas, que aumentam com a diversificação de produtos e a competitividade do mercado. Exemplos de atividades não tradicionais são as atividades relacionadas a títulos comerciais, serviços de seguros, fundos de pensão, securitização, entre outros.

todos os países é igual a 0,32, para o modelo sem *dummies* para país. Entretanto, considerando a inclusão dessas *dummies*, os resultados mostram ineficiência média de 0,27, sendo que Chile e Uruguai possuem os maiores valores de ineficiência, e Paraguai e Costa Rica apresentam os menores.

Peresetsky (2010) e Fries e Taci (2005) estimaram a eficiência bancária para a Rússia; Périgo e Santana (2008) e Tabak e Tecles (2010) analisaram o caso do Brasil; e Ray e Das (2004) e Tabak e Tecles (2010) focaram nos bancos indianos. As médias de eficiência de custo encontradas estão no intervalo de 0,700-0,817, 0,63-0,84 e 0,88-0,937, correspondentes a Rússia, Brasil e Índia, respectivamente.

A importância dada às atividades não tradicionais, que não devem ser omitidas na escolha dos produtos produzidos pela firma, leva-nos a comparar outras medidas de eficiência, mostrando a relevância desses serviços bancários nos países da amostra. A variável usada para tais atividades foi “Receitas Não Provenientes de Juros (RNPJ)”, que representa a subtração entre “Receitas Totais” e “Receitas de Juros”. Vale ressaltar que outras variáveis podem ser usadas para representar essas atividades como atividades fora do balanço (CLARK E SIEMS, 2002). Contudo, essas variáveis não estão disponíveis para a maioria dos bancos da amostra e, dessa forma, não puderam ser consideradas.

O uso de serviços não tradicionais tem aumentado nos últimos anos, como nova forma de produto dos bancos, e mais atenção tem sido dada a essas atividades na literatura para comparar variações nos valores de eficiência dos países. Rogers (1998) obtém resultados favoráveis à inclusão de atividades não tradicionais nos bancos dos Estados Unidos, o que aumenta as médias de eficiência com valores significativos nos resultados. Vivas e Pasiouras (2010) e Tortosa-Ausina (2003) encontram resultados variados ao incluir esses produtos, mas com conclusões de aumento de eficiência nos bancos internacionais.

Esta pesquisa estuda a eficiência de custo em países emergentes e considera a contribuição de atividades não tradicionais como instrumento das firmas para melhor aproveitamento dos recursos disponíveis.

3 Metodologia

Com base em abordagem de fronteira estocástica, que estima a eficiência por meio de uma função translog de custo, a metodologia utilizada explora a minimização dos custos, dado um conjunto de preços dos insumos e de produtos da firma. A eficiência será comparada com uma fronteira que representa, nesse modelo, um banco-base que adota as melhores práticas bancárias, ou seja, que seria 100% eficiente.

Os dados foram retirados do banco de dados *Bankscope*, no período de 2001 a 2008 para cada país pertencente ao BRIC, e foi usada outra base com os países da América Latina. A amostra foi delineada de acordo com a disponibilidade de dados. Em cada um desses países foi aplicado o modelo de fronteira estocástica. No caso da América Latina, a estimação assume uma fronteira comum.

Foi utilizado o conceito de eficiência de custo com base em estimativas de otimização relacionadas com as características do mercado, como preços e concorrência, bem como em tecnologia fixa. O método adotado para comparar os resultados e calcular a eficiência dos bancos é baseado em uma técnica paramétrica – Análise de Fronteira Estocástica (BERGER e ZHOU, 2009; GREENE 2005; LIN e ZHANG, 2009; FU e HEFFERNAN, 2007).

A idéia principal do modelo de fronteira estocástica é minimizar uma função teórica de custo. Assim, obtendo um comportamento de referência (menor ineficiência possível), compara-se com os outros bancos e estimam-se os valores de ineficiência para cada instituição, sendo a eficiência calculada como o inverso da ineficiência.

Tem-se o seguinte modelo de ineficiência de custo, para dados não balanceados:

$$C_{it} = C(X_{it}, P_{it}; \beta) e^{v_{it} + U_{it}} \quad i = 1, \dots, N \text{ e } t = 2001, \dots, 2008$$

$$\text{em que } U_{it} = z_{it}\delta + W_{it}$$

C_{it} denota a variável custo no t-ésimo tempo t para o i-ésimo banco;

X_{it} é um vetor (1 x k) de produtos;

P_{it} é um vetor (1 x m) de preços;

β é o vetor de parâmetros não conhecidos a serem estimados.

Assume-se $v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$ e U_{it} segue uma distribuição *half normal* com média $z_{it}\delta$ e variância σ^2 . U_{it} é uma função do conjunto de variáveis explicativas de ineficiência, z_{it} é um vetor de coeficientes não conhecidos, δ . W_{it} segue uma *half normal* com média zero e variância σ^2 .

A forma translog do modelo para o BRIC é dada pela seguinte equação:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{C}{P_c}\right)_{it} &= \beta_0 + \beta_{insumo} \ln\left(\frac{P_{f_{it}}}{P_{c_{it}}}\right) + \sum_{j=1}^3 \beta_{1j} \ln(X_{j_{it}}) \\ &+ \sum_{j=1}^3 \beta_{2j} \left(\ln(X_{j_{it}}) * \ln\left(\frac{P_{f_{it}}}{P_{c_{it}}}\right) \right) \\ &+ \sum_{k>j}^3 \sum_j^2 \beta_{3kj} \left(\ln(X_{j_{it}}) * \ln(X_{k_{it}}) \right) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \beta_{4j} \ln(X_{j_{it}})^2 \\ &+ \sum_{ano=2002}^{2008} (dummy)_{ano} + \sum_{países-1} (dummy)_{país} + \end{aligned}$$

$$v_{it} + U_{it}, \text{ onde } U_{it} = z_{it}\delta + W_{it}$$

em que o Custo total (C) e o Preço dos Fundos (P_f) foram normalizados pelo Preço de Capital (P_c). Isso é feito para assegurar a homogeneidade linear da função custo para preços de insumos. $X_{j_{it}} 1$ é um vetor de produtos do primeiro modelo, que contém: Empréstimos, Depósitos e Ativos Líquidos. Para $X_{j_{it}} 2$, vetor de produtos do segundo modelo, temos: Empréstimos, Depósitos, Ativos Líquidos e Receitas não provenientes de Juros. Em P_{it} , vetor de preços, temos Preço de Fundos (P_f), que representa a fração de Despesas de Juros sobre Depósitos Totais, e Preço do Capital (P_c), que é igual a Despesas Líquidas de Juros sobre Ativos Totais. Por fim em, z_{it} , temos Retorno Médio dos Ativos ($ROAA$), $\ln(\text{ativos totais})$ e EA (Patrimônio Líquido sobre Ativos Totais).

Além de utilizar dois tipos de vetor de produtos (com e sem RNPJ), duas especificações foram usadas, uma para o caso dos países do BRIC, outra para a América Latina. Nessa última, acrescentou-se *dummies* para os países.

4 Resultados empíricos

Seguindo o algoritmo de estimação de máxima verossimilhança de Battese e Coelli (1995) para dados em painel, as eficiências foram estimadas para todos os anos estudados (2001-2008), com e sem a variável RNPJ.

Embora seja possível a existência de multicolinearidade no modelo translog, como o objetivo é construir medidas de ineficiência com uso dos resíduos, essa preocupação é minimizada (JAUME PUIG-JUNOY, 2001).

Os resultados das eficiências médias de custo sem RNPJ, separadas as médias dos conjuntos de 2001 a 2004 e de 2005 a 2008, são mostrados na Tabela 1, assim como a média do período total das eficiências para cada um dos países membros do BRIC. Vale ressaltar que as eficiências médias desses países (BRIC) não são estatisticamente distintas. Já para a estimação feita com todos os países da América Latina, temos a média de 0,88 de eficiência de custo.

Tabela 1 – Média de eficiência custo sem RNPJ^{1/}

	2001 - 2004		2005 - 2008		2001 - 2008	
	Média	D. Padrão	Média	D. Padrão	Média	D. Padrão
Brasil	0,871	0,106	0,854	0,130	0,862	0,120
Rússia	0,873	0,081	0,868	0,102	0,869	0,098
Índia	0,888	0,121	0,888	0,133	0,888	0,127
China	0,932	0,106	0,944	0,130	0,939	0,120
América Latina	0,880	0,102	0,882	0,104	0,881	0,103

1/ Receitas Não Provenientes de Juros

A adição de atividades não tradicionais na mensuração da eficiência modifica os resultados, como mostrado na Tabela 2. Assim, a China continua sendo o país mais eficiente, a Índia ocupa o segundo lugar, seguido da América Latina, do Brasil e da Rússia.

Tabela 2 – Média de eficiência custo com RNPJ^{1/}

	2001 - 2004		2005 - 2008		2001 - 2008	
	Média	D. Padrão	Média	D. Padrão	Média	D. Padrão
Brasil	0,880	0,110	0,874	0,114	0,877	0,110
Rússia	0,870	0,086	0,865	0,108	0,866	0,103
Índia	0,898	0,109	0,904	0,110	0,901	0,110
China	0,947	0,107	0,957	0,114	0,953	0,110
América Latina	0,887	0,097	0,888	0,097	0,888	0,097

1/ Receitas Não Provenientes de Juros

Dessa forma, foi feito um teste não paramétrico do sinal para verificar se há diferença nas estimativas de eficiência em que se usam os modelos com e sem RNPJ.

Tabela 3 – Teste do Sinal para diferença de médias de eficiência custo com e sem RNPJ^{1/}

	Estatística do Teste	Tipo do p-valor	p-valor
Brasil	3	Pr >= M	0,0703'
Rússia	-3	Pr >= M	0,0703'
Índia	3	Pr >= M	0,0703'
China	4	Pr >= M	0,0078**
América Latina	4	Pr >= M	0,0078**

1/ Receitas Não provenientes de Juros

Significado dos códigos do p-valor: '****' <0,001; '***' <0,01; '**' <0,05; ',' <0,1.

Os resultados da Tabela 3, com significância de 10%, evidenciam que o uso desses novos serviços bancários não deve ser omitido na estimação da eficiência, tendo em vista que os testes para cada base de dados rejeitaram a suposição de igualdade entre os modelos estudados (com e sem RNPJ). Esse resultado era esperado, pois essas receitas têm tido participação cada vez maior nas atividades bancárias, como forma de impactar positivamente a minimização de custos e manter seus lucros em altos patamares. Os resultados sugerem que, na média, a inclusão de atividades não tradicionais aumenta o valor da eficiência de custo para quase todos os países do BRIC, com exceção da Rússia, que diminui (sinal negativo na estatística do teste). Resultados semelhantes são obtidos para o conjunto de países da América Latina. Na Tabela 4, há o mesmo teste do sinal para cada país da América Latina.

Tabela 4 – Teste do Sinal para diferença de médias de eficiência custo com e sem RNPJ^{1/}

Países da América Latina

	Estadística do Teste	Tipo do p-valor	P-valor
Argentina	3	Pr >= M	0,0703'
Bolívia	4	Pr >= M	0,0078*
Brasil	4	Pr >= M	0,0078*
Chile	3	Pr >= M	0,0703'
Colômbia	4	Pr >= M	0,0078*
Costa Rica	3	Pr >= M	0,0703'
Rep. Dominicana	1	Pr >= M	0,7266
Equador	4	Pr >= M	0,0078*
EL Salvador	2	Pr >= M	0,2891
Jamaica	4	Pr >= M	0,0078*
México	3	Pr >= M	0,0703'
Panamá	4	Pr >= M	0,0078*
Paraguai	-4	Pr >= M	0,0078*
Peru	0	Pr >= M	1,0000
Venezuela	2	Pr >= M	0,2891

^{1/} Receitas Não Provenientes de Juros

Significado dos códigos do p-valor: '****' <0,001; '***' <0,01; '**' <0,05; '.' <0,1

Da mesma forma, com exceção de El Salvador, Peru e Venezuela, os modelos com e sem RNPJ são significativamente diferentes, ou seja, o uso desses novos serviços muda a estimativa da eficiência média.

No Gráfico 1, há um dimensionamento das eficiências médias por cada base de dados por modelo. Diferenças nos resultados de eficiência com a inclusão de atividades não tradicionais mostram que os bancos não são igualmente eficientes no uso desses serviços, e que suas políticas de administração de recursos variam de acordo com as necessidades e os objetivos de cada firma. Mercados de concorrência imperfeita e suas implicações podem gerar ineficiências nas atividades do sistema bancário, e o uso de melhores políticas administrativas, no que concerne à realocação de serviços tradicionais, pode ser causa de aumento de produtividade e, conseqüentemente, de mais eficiência bancária. Os resultados reportados nas Tabelas 5 e 6 mostram as estimativas e o p-valor para as variáveis de produtos, variável insumo e as variáveis determinantes de ineficiência (z_{it}) para cada país analisado.

Gráfico 1 – Eficiências Médias para o período 2001-2008

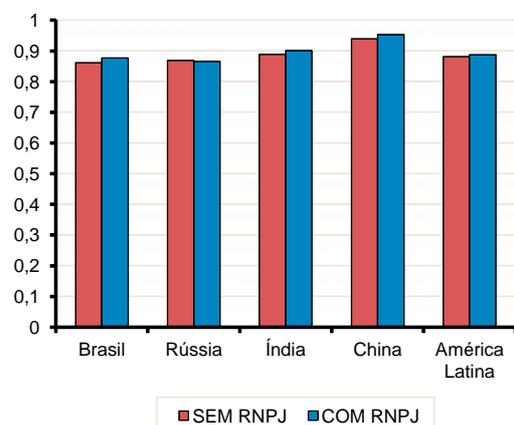


Tabela 5 – Estimativa do modelo sem RNPJ^{1/}

ln(Despesas Totais/Preço de Capital)	Países				América Latina
	Brasil	Rússia	Índia	China	
Intercepto	1,3688*** [0,000]	2,3813*** [0,000]	-0,7222 [0,170]	1,2797*** [0,000]	1,8622*** [0,000]
ln(Depósitos Totais)	0,7417*** [0,000]	0,2498*** [0,000]	1,5399*** [0,000]	0,5003*** [0,000]	0,4512*** [0,000]
ln(Empréstimos)	0,1605*** [0,000]	0,2601*** [0,000]	-0,2173 [0,234]	0,3570*** [0,000]	0,2440*** [0,000]
ln(Ativos Líquidos)	0,0782* [0,027]	0,3543*** [0,000]	-0,1292 [0,260]	0,1067** [0,003]	0,2061*** [0,000]
ln(Preço de Fundos/Preço de Capital)	0,4228*** [0,000]	0,3023*** [0,000]	-0,4887*** [0,000]	0,3671*** [0,000]	0,2342*** [0,000]
z _i (intercepto)	-2,0972* [0,028]	-186,680 [0,307]	3,2876 [0,655]	-99,965*** [0,000]	463,9500 [0,136]
z _i (ROAA)	-3,9519* [0,014]	23,7730 [0,291]	-9,8553' [0,085]	-1403,1*** [0,000]	4128,800 [0,139]
z _i (ln(Ativos Totais))	-0,0380 [0,423]	-4,9470 [0,297]	-1,1056 [0,264]	2,3089* [0,046]	-84,1480 [0,137]
z _i (EA)	5,2002*** [0,000]	230,3500 [0,294]	34,2016' [0,063]	94,2970*** [0,000]	-82,8470 [0,145]
Log-verossimilhança:	363,58	423,45	424,56	765,70	1507,23
Nº Obs.	815	4131	492	509	2693

1/ Receitas não provenientes de juros

Significado dos códigos do p-valor: **** <0,001; *** <0,01; ** <0,05; * <0,1

Tabela 6 – Estimativa do modelo com RNPJ^{1/}

ln(Despesas Totais/Preço de Capital)	Países				América Latina
	Brasil	Rússia	Índia	China	
Intercepto	1,4929*** [0,000]	2,6204*** [0,000]	-1,0290' [0,062]	1,1145*** [0,000]	2,0256*** [0,000]
ln(Depósitos Totais)	0,5155*** [0,000]	0,3190*** [0,000]	1,6005*** [0,000]	0,3372*** [0,000]	0,4489*** [0,000]
ln(Empréstimos)	0,1215** [0,002]	0,1217*** [0,000]	-0,3446* [0,040]	0,5162*** [0,000]	0,2045*** [0,000]
ln(RNPJ)	0,3083*** [0,000]	0,0737*** [0,000]	0,0455 [0,554]	-0,0009 [0,967]	0,0904*** [0,000]
ln(Ativos Líquidos)	0,0610* [0,037]	0,3322*** [0,000]	-0,0324 [0,800]	0,1438** [0,002]	0,1594*** [0,000]
ln(Preço de Fundos/Preço de Capital)	0,3986*** [0,000]	0,3281*** [0,000]	-0,5003*** [0,000]	0,2898*** [0,000]	0,2618*** [0,000]
z _i (intercepto)	-3,0802* [0,019]	-20,264 [0,146]	3,3498 [0,412]	0,9645 [0,847]	380,3200 [0,121]
z _i (ROAA)	-6,8168** [0,003]	-1,9833 [0,578]	-4,8619 [0,121]	-152,60*** [0,000]	559,870 [0,128]
z _i (ln(Ativos Totais))	0,0148 [0,782]	-0,8883** [0,004]	-0,6650 [0,177]	-0,5612 [0,170]	-68,9600 [0,123]
z _i (EA)	5,8245*** [0,000]	30,7909' [0,072]	18,2101* [0,035]	7,3329' [0,098]	-79,2100 [0,131]
Log-verossimilhança:	456,87	525,16	456,81	743,74	1642,72
Nº Obs.	815	4131	492	428	2689

1/ Receitas não provenientes de juros

Significado dos códigos do p-valor: **** <0,001; *** <0,01; ** <0,05; * <0,1

Para a maioria dos países em estudo, a exclusão da variável RNPJ pode tornar o modelo mal especificado, tendo em vista que a omissão de um fator importante pode resultar em erros correlacionados e, assim, em resultados viesados. Portanto, é importante considerar outros serviços financeiros na análise da eficiência do sistema bancário.

Para a América Latina, foram usados mapas para visualizar que países são mais eficientes (tonalidade mais forte) e em que países analisados a eficiência é mais baixa (tonalidade mais fraca). Portanto, observamos três tonalidades para três níveis de eficiência média: eficiência baixa (80%-85%), eficiência média (85%-90%) e eficiência alta (acima de 90%).

As Figuras 1 a 6 mostram as diferenças entre os intervalos de eficiências médias separadas em diferentes grupos de tempo, mensuradas sem a variável que representa atividades não tradicionais (RNPJ). As Figuras 1 e 2 mostram as eficiências médias para cada país, em todo o período (2001 a 2008), sem considerar e considerando receitas não provenientes de juros, respectivamente.

Figura 1 – Eficiência de custo sem considerar receitas não provenientes de juros – Período de 2001 a 2008



Figura 2 – Eficiência de custo considerando receitas não provenientes de juros – Período de 2001 a 2008



As Figuras 3 e 4 mostram que, no primeiro período (2001 a 2004), há grandes diferenças na América Latina, ao se compararem os dois modelos de estimativas de eficiência. Para o segundo período, nas Figuras 5 e 6, a diferença entre os modelos é menor.

Figura 3 – Eficiência de custo sem considerar receitas não provenientes de juros – Período de 2001 a 2004



Figura 4 – Eficiência de custo considerando receitas não provenientes de juros – Período de 2001 a 2004



Figura 5 – Eficiência de custo sem considerar receitas não provenientes de juros – Período de 2005 a 2008



Figura 6 – Eficiência de custo considerando receitas não provenientes de juros – Período de 2005 a 2008



É interessante destacar o desempenho do Paraguai, que, sem considerar RNPJ, foi o único país desse grupo que conservou mais de 90% de eficiência de custo, próximo ao desempenho chinês. No entanto, considerando a nova variável, o Paraguai se mantém no nível médio (85%-90%) de eficiência. Argentina, Venezuela e Peru apresentam comportamento idêntico nos dois períodos e nos dois modelos. Os dois primeiros têm aumento de sua média de um período para o outro, e o Peru passa do nível máximo (acima de 90%) para o médio em ambos os modelos. Já o Chile, apresenta nível máximo de eficiência média nos últimos anos da amostra (2005 a 2008), quando se considera a variável de receitas não tradicionais. O Panamá também teve a estimativa de sua média de eficiência calculada para cima, de forma mais intensa que o Chile, dado que o Panamá, na média do período todo (2001 a 2008), foi o único país que atingiu o nível máximo da eficiência média.

5 Considerações finais

Essa pesquisa analisou a eficiência de custo nos países emergentes, com o objetivo de avaliar diferenças nas médias quando há inclusão de serviços não tradicionais na escolha dos produtos bancários, empregando uma estimação paramétrica de fronteira estocástica com dados, em sua grande maioria, obtidos da base *Bankscope*.

Os resultados apresentam evidências de que a eficiência dos países do BRIC é relativamente alta no período recente. Conclui-se que considerar atividades não tradicionais na estimação de eficiência é substancial para se obter boa estimativa

dos valores de eficiência. As eficiências médias se alteram quando consideramos essa variável, o que mostra que as políticas de uso e escolha de produtos das firmas diferem entre os países. Vale ressaltar que essas médias não são muito diferentes entre si e podem diferir ao se utilizarem modelos distintos para se avaliar eficiência. Ainda, as médias estão próximas uma das outras e, como os desvios-padrão são grandes, não podem ser consideradas estatisticamente distintas, propiciando tão somente um indicativo do estado da eficiência de cada país.

Para a América Latina, em geral, observa-se convergência à média na eficiência de cada país, ou seja, países que em determinados períodos estão em níveis altos de eficiência, em outros, podem voltar para níveis médios. Vimos que os países emergentes apresentam altos valores de eficiência bancária, mas ainda existe espaço para aumento de eficiência no sistema bancário. Pesquisas futuras podem aumentar o número de modelos para avaliar eficiência para efeitos de comparação e avaliar o impacto da regulação financeira sobre a eficiência do sistema financeiro.

Referências

- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. **Empirical Economics**, **20**: 325 – 332.
- BERGER, A. N.; HASAN, I.; ZHOU, M. (2009). Bank ownership and efficiency in china: What will happen in the world's largest nation? **Journal of Banking and Finance**, **33**: 113–130.
- CLARK, J. A.; SIEMS, T. F. (2002). X-efficiency in banking: Looking beyond the balance sheet. **Journal of Money, Credit and Banking**, **34**: 987–1013.
- DAS, A.; NAG, A.; RAY, S. (2004). Liberalization, ownership and efficiency in Indian banking: A nonparametric approach. **Economics Working Papers**, 2004-29.
- FRIES, S.; TACI, A. (2005). Evolution of bank efficiency in Brazil: A DEA approach. **Journal of Banking and Finance**, **29**: 55–81.
- FU, X.; HEFFERNAN, S. (2007). Cost x-efficiency in China's banking sector. **China Economic Review**, **18**: 35–53.
- GREENE, W. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. **Journal of Econometrics**, **126**: 269–303.
- LIN, X.; ZHANG, Y (2009). Bank ownership reform and bank performance in China. **Journal of Banking and Finance**, **33**: 20–29.
- NETO, P.; SILVA, T. (2002). Economia de escala e eficiência nos bancos brasileiros após o plano real. **Estudos Econômicos**, **32**: 577–619.
- PERESETSKY, A. (2010). Bank cost efficiency in Kazakhstan and Russia. **BOFIT Discussion Papers**, 1/2010.
- PUIG-JUNOY, J. (2001). Technical Inefficiency and Public Capital in U.S. States: A Stochastic Frontier Approach. **Journal of Regional Science**, **41**: 75-96.
- REBELATTO, D.; PÉRICO, A.; SANTANA, N. (2008). Eficiência bancária: Os maiores bancos são os mais eficientes? Uma análise por envoltória de dados. **Gestão & Produção**, **15**: 421-431.
- ROGERS, K. E. (1998). Nontraditional activities and the efficiency of us commercial banks. **Journal of Banking and Finance**, **22**: 467–482.
- TABAK, B. M. (2006). Teste de eficiência bancária na América Latina. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, **2006**: 97–104.
- TABAK, B. M.; TECLES, P. L. (2010) Estimating a bayesian stochastic frontier for the indian banking system. **Int. J. Production Economics**, **125**: 96–110.

TABAK, B. M.; TECLES, P. L. (2010). Determinants of bank efficiency: The case of Brazil. **European Journal of Operational Research**.

TORTOSA-AUSINA, E. (2003). Nontraditional activities and bank efficiency revisited: a distributional analysis for Spanish financial institutions. **Journal of Economics and Business**, 55: 371–395.

VIVAS, A. L.; PASIOURAS, F. (2010). The impact of non-traditional activities on the estimation of bank efficiency: International evidence. **Journal of Banking and Finance**, 34: 1436–1449.

7

Sistema Central de Risco, Apetite ao Risco e *Spread* dos Empréstimos Bancários¹

Victorio Yi Tson Chu²

1 Introdução

A Central de Risco de Crédito (CRC) foi instituída pelo Banco Central do Brasil em 1997, com o objetivo de aprimorar a supervisão bancária, auxiliando na identificação e na prevenção de crises bancárias. Ao longo dos anos, foi aperfeiçoada e, em 2003, deu origem à atual base de dados, o Sistema Central de Risco de Crédito (SCR)³. Consagrado como instrumento que aumenta a eficiência e a eficácia da supervisão bancária, por possibilitar a visão detalhada dos riscos de crédito que podem afetar a estabilidade do sistema financeiro, tornou-se a principal ferramenta utilizada na avaliação das carteiras de crédito no acompanhamento e nas inspeções efetuadas pelo Banco Central nas instituições financeiras (FOCUS, 2003).

Ao possibilitar visão detalhada do mercado de crédito e contribuir para a redução de assimetrias de informação, o Sistema Central de Risco de Crédito, ao ser instituído, levaria a redução do *spread* cobrado nos empréstimos bancários, partindo-se do princípio de que maior teor de informação permitiria, aos intermediadores financeiros, mais conhecimento e melhor avaliação dos tomadores, o que levaria a redução do fator atribuído ao risco de crédito no *spread* da operação de empréstimo.

Considerando a importância da redução do *spread* bancário, que contribui para o bem-estar da sociedade ao diminuir os custos e fricções na intermediação financeira entre poupadores e tomadores de recursos, aumentando a eficiência do sistema financeiro, o objetivo principal deste trabalho é testar a hipótese de que o Sistema Central de Risco de Crédito causaria impactos positivos na redução do *spread* dos empréstimos bancários. Para isso, utiliza-se variável que mensura o *spread* ajustado ao risco de crédito – uma variação do índice de Sharpe (1994), que mede retornos ajustados ao risco de mercado (no caso, volatilidade ou desvio-padrão dos retornos do preço de um ativo). Essa variável é definida como a razão entre o *spread* e a inadimplência do crédito.

1 O autor agradece as sugestões de um parecerista anônimo, que foram extremamente construtivas, e a colaboração dos colegas: Benjamin Tabak, Clodoaldo Anibal, Eduardo José Araújo Lima, Leonardo Soriano Alencar, Sérgio M. Koyama e Tony Takeda, do Depep, e Eduardo Pedro Paulillo, do Departamento Econômico (Depec).

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

3 Algumas diferenças entre a CRC e o SCR são apresentadas na Tabela 6, no Apêndice 1.

Adicionalmente, realiza-se análise dos fatores que afetam o apetite ao risco (*risk-taking*) dos empréstimos bancários relativamente às taxas de juros (preços) das concessões realizadas. Essa abordagem difere da tradicional, que analisa o *risk-taking*, utilizando volume de crédito concedido ou estoque, como em Tabak *et al.* (2010).

Os resultados obtidos indicam, que fixado o grau de risco, o *spread* ajustado diminuiu com o Sistema Central de Risco de Crédito. Na análise de fatores que afetam o apetite ao risco, pautada na abordagem sobre preços, os resultados estão em linha com os obtidos no enfoque tradicional de volumes.

Na bibliografia recente, não foram encontrados trabalhos que investiguem efeitos de uma central de riscos de crédito no *spread* dos empréstimos bancários. Entretanto, há estudos que testam o apetite ao risco de crédito das instituições bancárias com base em dados de centrais de riscos de crédito, como Ioannidou *et al.* (2009) para dados da Bolívia e Imenez *et al.* (2008) para a Espanha.

O artigo está desenvolvido em seis seções, em que se insere esta introdução. Na segunda seção, apresenta-se a especificação do modelo utilizado no teste empírico. Na terceira seção, a descrição e a fonte dos dados. A quarta seção descreve os testes empíricos, inserindo os de robustez. Na quinta seção, com os resultados do teste empírico, são obtidos os efeitos de longo prazo e é feita a análise de sensibilidade das variáveis explicativas. A última seção apresenta as principais conclusões do trabalho.

2 Especificação do modelo

O modelo a ser testado leva em consideração o fato de que o aumento do teor das informações disponível para que as instituições financeiras avaliem o crédito possibilita reduzir as fricções de informação⁴ na concessão do empréstimo de tal forma, que os bancos possam maximizar seus retornos ajustados à inadimplência.

Para testar se o Sistema Central de Risco de Crédito contribui para melhoria da qualidade de informação, possibilitando redução do número de tomadores com qualidade inferior ao preço de seu crédito (ou *spread*) – ou seja, diminuindo os *lemons* de Akerlof (1970), adota-se uma variável (*sprinad*) equivalente ao índice de Sharpe para investimentos, representada pela relação entre o *spread* e a inadimplência⁵.

A informação para a análise de risco de crédito pode ser dividida em dois subconjuntos: 1) as de contexto geral, como crescimento da economia, taxa Selic etc.; e 2) as de contexto privado, que refletem as informações das condições do tomador⁶ – por exemplo, grau de endividamento e maturidade da sua dívida – e da instituição financeira credora, tais como grau de exposição, alavancagem e apetite ao risco.

4 Entendem-se fricções como custos nas transações ou nas operações econômicas ou financeiras.

5 Como a expectativa de inadimplência reflete a inadimplência esperada para períodos futuros, e esses períodos também não são fixos, a inadimplência é modelada como um processo *martingale*, isto é, a melhor expectativa da inadimplência é a última inadimplência.

6 Muitas dessas informações estão guardadas em centrais de informações de crédito privados, como Serasa Experian, e institucionais, como o Sistema Central de Risco de Crédito.

Considerando a lógica econômica, pode-se dizer que o *spread* do empréstimo, de certa forma, resume as condições do empréstimo, tanto do ponto de vista do tomador individual quanto do da conjuntura econômica. *Spread* no agregado abrange o apetite ao risco de crédito⁷ das instituições financeiras.

As variáveis que representam os efeitos da conjuntura econômica são: o volume das concessões, o risco país, a renda ou o produto⁸, o total de moeda, o prazo médio dos empréstimos, o saldo de empréstimos, a taxa básica de juros (Selic) e a projeção dos juros de captação, representada pelos *swaps*.

A base de dados utilizada é similar à aplicada por Chu (2002), em que se estimam os fatores que afetam o *spread* bancário, adicionando-se novas variáveis, uma vez que este trabalho está relacionado ao Sistema Central de Risco de Crédito: concessões de empréstimos na modalidade (variável Conck); saldo dos empréstimos na modalidade (variável Sd); prazo médio dos empréstimos (variável Pz); inadimplência dos empréstimos na modalidade (variável Inad); e *Swap* Pré x DI de 180 dias, que visa o casamento com o prazo médio dos empréstimos, o que resulta na taxa média de custo de captação no período do empréstimo.

Além dessas inclusões, algumas variáveis foram alteradas em relação a Chu (2002), como: (1) utiliza-se a Selic nominal em vez da real, pois como a modalidade dos empréstimos é o capital de giro, com as taxas baixas de inflação e com parte do *funding* vindo de depósitos a vista, a taxa nominal é mais adequada que a taxa real; (2) usam-se os meios de pagamento M2⁹; e (3) usa-se o *Emerging Market Bond Index Brazil* (Embi-Brasil) como medida de risco-país¹⁰, substituindo o *C-Bond*. Adicionalmente, será utilizada uma *dummy* para capturar o efeito do Sistema Central de Risco de Crédito.

O modelo foi formalizado como função dos seguintes fatores:

$$Sprinad = F(\overline{sprinad}, \overline{conck}, \overline{sd}, \overline{M2}, \overline{emb}, \overline{enesa}, \overline{pz}, \overline{selano}, \overline{swap}, \overline{SCR}) \quad (1)$$

em que

Sprinad := *spread*/inadimplência;

Conck := concessões das operações de crédito;

Sd := saldo médio dos empréstimos;

M2 := meios de pagamentos M2;

Emb := risco país medido pelo JP Morgan e que corresponde ao risco do sistêmico;

7 Neste trabalho, a noção de apetite ao risco é compreendida como o oposto de aversão ao risco.

8 O produto, por ser trimestral, e não mensal, foi substituído por uma *proxy*. No caso, pela energia elétrica dessazonalizada.

9 Os meios de pagamento (M2) refletem a situação de liquidez do sistema, consequentemente, pode ser uma *proxy* para o grau do risco de liquidez sistêmico. Ver Ito (2009).

10 Em Chu (2002), usou-se o *C-bond* como medida do risco-país, pois na época o índice de risco-país Embi do JP Morgan ainda não possuía um histórico suficiente.

Enesa := energia elétrica dessazonalizada – substitui o produto trimestral (PIB), pois energia elétrica é indicador mensal;

Pz := prazo médio dos empréstimos;

Selano := taxa Selic anualizada;

Swap := taxa de juros com o prazo mais próximo dos prazos médios dos empréstimos; e

SCR := *dummy*, que representa as informações do Sistema Central de Risco de Crédito.

A notação $\overrightarrow{\text{var}} = \{\text{var}_t, \text{var}_{t-1}, \dots, \text{var}_{t-j}\}$ representa um conjunto de observações passadas.

3 Dados

Os dados mensais foram obtidos nas Séries Temporais do Banco Central do Brasil, e as concessões de crédito e os saldos se referem à pessoa jurídica na modalidade capital de giro. O período utilizado da série temporal ficou compreendido de junho de 2000 a fevereiro de 2010¹¹.

No teste empírico foi utilizada uma modalidade de empréstimo cujos valores, em geral, são superiores a R\$5 mil reais, valor mínimo dos créditos para que constem no Sistema Central de Risco de Crédito. A modalidade crédito livre – capital de giro com taxas pré-fixadas – atende ao requisito de serem os tomadores relevantes pessoas jurídicas, e, portanto, requererem menos informalidade.

No Apêndice 2, são apresentadas as variáveis explicativas do modelo formalizado associadas às séries usadas e seus respectivos códigos de referência do banco de dados das Séries Temporais do BCB, dispostas na internet.

Para a variável *sprinad*, foram usadas as seguintes séries:

- no numerador, para a variável *Spread*: *spread* diário médio do mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixado) – Capital de giro (código de referência 7793);
- no denominador, para a variável Inadimplência: operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros – Inadimplência acima de 90 dias em relação ao total da modalidade – Capital de giro (código de referência 7920).

Para melhor compreensão do comportamento da variável *sprinad* durante o período da amostra, os Gráficos 1 e 2 mostram o desempenho dos seus componentes, o *spread* e a inadimplência do capital de giro, respectivamente. O resultado da razão *spread* sobre inadimplência, que representa a variável *sprinad*, é apresentado no Gráfico 3.

11 Muitas séries contêm dados apenas a partir de junho de 2000. O último mês é fevereiro de 2010, por ser a última observação disponível na época deste trabalho.

Gráfico 1 – Spread do capital de giro –% a.a.

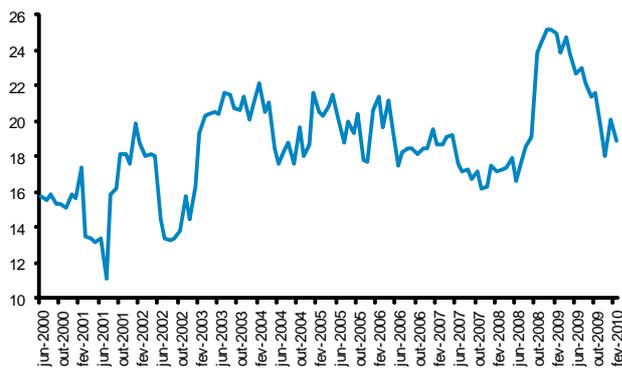
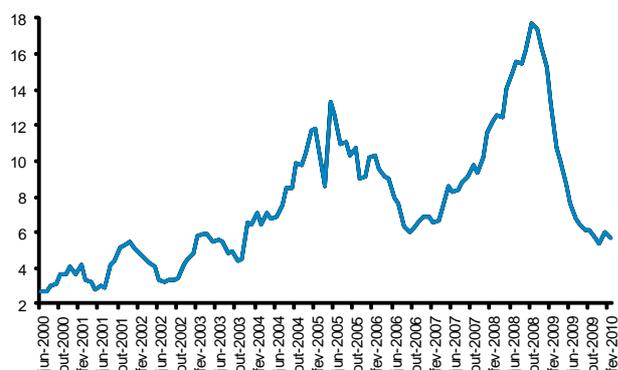


Gráfico 2 -- Inadimplência do capital de giro



Gráfico 3 – Variável sprinad



4 Teste empírico

A metodologia econométrica utilizada foi a de mínimos quadrados ordinários (OLS). Foram feitos cinco testes por OLS. Um deles foi denominado teste principal (TP), e quatro testes foram de robustez. Um teste adicional foi realizado pelo método generalizado dos momentos (GMM).

No modelo econométrico principal (TP), testado por OLS, as variáveis foram linearizadas por logaritmização e diferenciadas para que a série ficasse estacionária pelo critério de ADF (sigla de *Augmented Dickey-Fuller*), após uma ou duas diferenças. Assim:

$$\begin{aligned}
\Delta \text{Log}(\text{Sprinad}_t) = & c + \sum_{i=2}^{10} a_{1i} \Delta \text{Log}(\text{Sprinad}_{t-i}) + \sum_{i=3}^{10} a_{2i} \Delta(\Delta(\text{LogConck}_{t-i})) + \\
& + \sum_{i=3}^{10} a_{3i} \Delta(\Delta \text{Log}(\text{Sd}_{t-i})) + \sum_{i=3}^{10} a_{4i} \Delta(\Delta \text{Log}(\text{M2}_{t-i})) + \\
& + \sum_{i=2}^{10} a_{5i} \Delta \text{Log}(\text{Emb}_{t-i}) + \sum_{i=2}^{10} a_{6i} \Delta \text{Log}(\text{Enesa}_{t-i}) + \\
& + \sum_{i=2}^{10} a_{7i} \Delta \text{Log}(\text{Pz}_{t-i}) + \sum_{i=2}^{10} a_{8i} \Delta \text{Log}(\text{Selano}_{t-i}) + \\
& + \sum_{i=2}^{10} a_{9i} \Delta \text{Log}(\text{Swap}_{t-i}) + a_{10} \text{Dummy_apag} + a_{11} \text{Dummy_eleicao} + \\
& + a_{12} \text{Dummy_dlinad} + a_{13} \text{Dummy_crise} + a_{14} \text{Dummy_scr}
\end{aligned}$$

sendo:

- c : uma constante;
- $\Delta \text{Log}(\text{Sprinad})$: a série em log com uma diferença da variável dependente *sprinad*;
- $\Delta(\Delta \text{Log}(\text{Conck}))$: representa as concessões Conck. Essa variável tende a ser pró-cíclica, isto é, tende a aumentar muito as concessões, a ponto de se tornar estacionária após duas diferenças. Se a demanda aumenta fortemente, e a oferta de crédito atende a essa demanda, com controle pelo risco de crédito, o resultado é um coeficiente esperado positivo. No teste empírico, o resultado obtido é positivo (+2,35), como esperado, e estatisticamente significativo a 1%;
- $\Delta(\Delta \text{Log}(\text{Sd}))$: a série Sd, dos saldos de empréstimos que tornou-se estacionária após duas diferenças do log. O aumento do saldo (lembra-se que é um estoque) representa aumento da exposição futura a risco e choques imprevistos que afetam a tomada de risco presente. Assim o sinal esperado é positivo, pois quanto maior o risco maior o *spread*. O resultado obtido para a soma dos coeficientes foi positivo (0,07), porém não foi estatisticamente relevante a 10% de significância;
- $\Delta(\Delta \text{Log}(\text{M2}))$: converteu-se a série de meios de pagamento M2 em log e que ficou estacionária com duas diferenças. Visa mensurar de forma indireta os efeitos dos compulsórios sobre os depósitos, controlado por outros fatores, como a taxa Selic, renda (Produto Interno Bruto – PIB). Controlado pelas variáveis Selic e renda, o sinal esperado do seu coeficiente é positivo, pois as instituições financeiras terão mais recursos, ou seja, aumenta-se a liquidez no sistema, reduzindo os riscos nos ativos de modo geral, o que aumenta o *risk-taking*. No teste, o sinal obtido para a soma dos coeficientes foi positivo, mas não estatisticamente significativo a 10%;
- $\Delta \text{Log}(\text{Emb})$: a série do Embi ficou estacionária após uma diferença do log. Para essa variável explicativa, é esperada uma taxa positiva, pois, se o risco sobe, aumenta-se o prêmio exigido, no caso risco de crédito. O teste empírico resultou em um sinal positivo para a soma dos coeficientes (0,28) e é estatisticamente significativo a 1%;

- $\Delta\log(\text{Enesa})$: a série do Enesa ficou estacionária após uma diferença do log. Energia elétrica é uma variável que substitui o produto (PIB), pois este é estimado trimestralmente, e energia elétrica é um indicador mensal. A série foi dessazonalizada. O sinal esperado é positivo, pois aumento do produto (ou seja, medido pelo aumento da variável de energia elétrica) implica aumento de renda, aumentando a demanda por capital de giro. O coeficiente do teste empírico foi positivo (0,6797) e estatisticamente significativo a 5%;
- $\Delta\log(\text{Pz})$: a série de prazos médios Pz ficou estacionária com uma diferença do log. O sinal esperado para a soma dos coeficientes do prazo é positivo, pois o alongamento dos prazos, ou seja, a diminuição da liquidez do ativo, implica aumento do *spread*. Por outro lado, o mesmo alongamento aumenta o risco de inadimplência, pois a incerteza sobre a inadimplência aumenta em prazos mais longos vis-à-vis prazos curtos. Consequentemente, o banco pede um prêmio extra no *spread*, maior que o correspondente aumento do risco de inadimplência, de tal forma, que o indicador *spread* fica com variação positiva. Portanto, o sinal esperado é positivo. O resultado do teste confirma o sinal positivo esperado (2,11), com 1% de significância estatística;
- $\Delta\log(\text{Selano})$: uma diferença do log da série de Selic com taxas anuais. Os aumentos na taxa de juros básica Selic apresentam coeficiente negativo, pois o aumento da Selic, no curto prazo, está associado a efeito de contração da demanda agregada, o que implica menor demanda por crédito (diminui o *spread*). Por outro lado, para a mesma taxa de juros, há aumento do risco de inadimplência. Dados esses dois movimentos (cai o numerador, sobe o denominador), espera-se que o resultado final seja diminuição do *spread* para aumento da Selic. Esse resultado se confirmou no teste empírico, pois o coeficiente foi igual a -0,59, com 1% de significância estatística;
- $\Delta\log(\text{Swap})$: uma diferença do log da série de Swap Pré x DI de 180 dias. Como o *swap* serve para estimar as taxas de captação com prazos próximos à dos empréstimos, variações das taxas do *swap*, já controlado pelo efeito da Selic, por meio da variável explicativa Selano, não apresentam o sinal claramente definido. No teste empírico, a soma dos coeficientes foi de +0,12, mas não estatisticamente significativo;
- *Dummy_apag*: utilizada para ajustar a variável Enesa (energia elétrica dessazonalizada) aos efeitos do apagão de 2001, assumindo o valor de um nas observações de junho e julho de 2001. O coeficiente é positivo, mas não estatisticamente significativo a 10%;
- *Dummy_eleicao*: é uma *dummy* para ajustar os efeitos do período de eleições em 2002 sobre a variável Embi, que assume o valor unitário nas observações mensais de junho de 2002 a março de 2003. Coeficiente negativo e estatisticamente significativo a 10%;
- *Dummy_dlinad*: para ajustar dois *outliers* da série de inadimplência. Assume valor igual a um nas observações de dezembro de 2003 e maio de 2005. No teste, apresenta coeficiente positivo, com 1% de significância estatística;
- *Dummy_crise0609*; representa o choque da crise de 2008, com valor unitário nas observações de setembro de 2008 a junho de 2009¹². Apresentou coeficiente com sinal negativo e significância estatística a 5%; e

12 A data inicial da crise de 2008, setembro, refere-se à quebra do *Lehman Brothers*. Na data final de junho de 2009, usou-se a marcação de fim da recessão pela *National Bureau of Economic Research* (NBER), órgão responsável pela determinação dos períodos de recessão nos Estados Unidos (<www.nber.org>).

- variável *Dummy_SCR0703*: representa a implementação e o funcionamento do Sistema Central de Risco de Crédito. Nessa variável, foi considerado o valor de um a partir de julho de 2003¹³. O sinal esperado para o seu coeficiente é negativo.

Por conter diferenças, para evitar efeitos de endogeneidade, o modelo foi rodado com base na defasagem ou lag t-2 nas variáveis com uma diferença (Δ) e do lag t-3 nas séries com duas diferenças ($\Delta\Delta$), até o lag t-10.

No teste empírico, o coeficiente da *Dummy_SCR0703*, relativo ao Sistema Central de Risco de Crédito, foi negativo (-0,02), conforme esperado, e estatisticamente significativo a 1%. Essa é a variável que representa a hipótese testada neste trabalho – se o Sistema Central de Risco de Crédito teve efeitos benéficos no mercado de crédito. O coeficiente tem sinal negativo, o que significa redução no *spread* por risco de inadimplência, ou seja, o credor, com as informações do Sistema Central de Risco de Crédito, sente-se mais seguro na concessão do crédito, reduzindo o prêmio exigido.

Os resultados descritos acima estão apresentados na Tabela 3, da Seção 4.2.1, sob a denominação de teste principal (TP), junto com os resultados dos testes de robustez (TR), para facilitar a visão de um quadro comparativo.

4.1 Testes de robustez

4.1.1 Usando o mesmo método: regressão OLS

Na análise da robustez dos resultados, foram realizados quatro testes adicionais, em que foram estimadas algumas variações relativamente ao TP.

O teste de robustez 1 (TR1) utiliza a estrutura teórica de metas de inflação, sem a curva LM, pois a moeda é endógena à taxa de juros. Exclui-se, portanto, a variável M2, no caso ($\Delta(\Delta\log(M2))$) na regressão, e mantêm-se as demais variáveis e defasagens. Exceto para a variável ($\Delta(\Delta\log(\text{Conck}))$), os resultados foram bastante similares aos coeficientes estatisticamente significativos do teste empírico principal, com seus respectivos sinais iguais. No coeficiente, que representa a *dummy* do Sistema Central de Risco de Crédito, o valor obtido foi de -0,025, com o mesmo sinal e valor similar, estatisticamente significativo a 1%.

No segundo teste de robustez (TR2), foi mantida a estrutura do teste principal, com substituição apenas da variável energia elétrica dessazonalizada, *proxy* da renda, pela produção industrial dessazonalizada (a variável $\Delta\log(\text{Pgeralsa})$). No coeficiente de maior interesse, o que representa a *dummy* do Sistema Central de Risco de Crédito, o valor encontrado foi de -0,026, estatisticamente significativo a 1%.

13 A variável *Dummy_scr703* assumiu o valor igual a um a partir de julho de 2003, data em que foi instalado um recurso de aperfeiçoamento bastante relevante no programa de acesso ao Sistema Central de Risco de Crédito, possibilitando plena consulta aos bancos participantes.

No teste de robustez 3 (TR3), relativamente ao teste principal, substituiu-se a variável *dummy_crise0609* pela *dummy_crise1209*, que reflete a extensão dos efeitos da crise de 2008 até dezembro de 2009¹⁴. Um exemplo de efeitos da crise seriam incertezas quanto a recuperação sustentada. Nesse teste, o coeficiente da *dummy* do Sistema Central de Risco de Crédito foi igual de -0,016, estatisticamente significativo a 5%. Os sinais dos coeficientes estatisticamente significativos do TP foram os mesmos relativamente ao TR3 e são similares na magnitude também. A maior variação encontrada foi na soma dos coeficientes da variável prazo médio ($\Delta\log(Pz)$), que no TR3 é de 1,44 e no TP foi igual a 2,11.

Finalmente, o quarto teste de robustez (TR4) consiste na utilização de variável *dummy* de crise longa (*dummy_crise1209*) juntamente com um modelo teórico no qual a quantidade de moeda é endógena à taxa de juros básica fixada pelo Banco Central, ou seja, sem a variável ($\Delta\log(M2)$). O valor do coeficiente da *dummy* do Sistema Central de Risco de Crédito foi igual a -0,058 e estatisticamente significativo a 5%. Mais uma vez os resultados dos coeficientes do TR4 são iguais em sinal, com magnitudes próximas ou similares à dos coeficientes estatisticamente significativos do teste principal.

Na Tabela 1, apresenta-se resumo comparativo dos resultados do TP e dos testes de robustez (TR1, TR2, TR3 e TR4), apenas com a significância estatística da principal variável deste trabalho (*Dummy_SCR0703*).

Tabela 1 – Quadro comparativo dos testes de robustez da *Dummy_SCR0703*

Testes de robustez

Variável	TP	TR1	TR2	TR3	TR4
<i>Dummy_SCR0703</i>	-0,02**	-0,02**	-0,02**	-0,02*	-0,06*

* e ** representam respectivamente 5% e 1% de significância estatística.

A Tabela 2 resume os resultados do TP e dos de robustez, que são uma forma de checar a relevância ou a magnitude da dispersão dos resultados do teste principal, conforme sejam alteradas algumas variáveis por outras similares.

14 A extensão de junho de 2009 até dezembro de 2009 da variável *dummy* relativa à crise de 2008 foi feita de forma *adoc*, considerando a possibilidade de alguns efeitos se estenderem por mais dois trimestres – haveria outro critério *adoc* para se definir uma recessão.

Tabela 2 – Quadro comparativo dos testes de robustez das variáveis explicativas

Testes de robustez – resultados da soma dos coeficientes das variáveis explicativas

Variável	TP	TR1	TR2	TR3	TR4
$\Delta(\Delta\log(\text{Conck}))$	2,35***	0,84	0,96	2,06	0,69
$\Delta(\Delta\log(\text{Sd}))$	0,07	-0,87	4,3	0,21	-0,36**
$\Delta(\Delta\log(\text{M2}))$	1,25	não usou ¹	-1,46	-0,32	não usou ¹
$\Delta\log(\text{Emb})$	0,28*	0,41	0,16	0,33	0,35***
$\Delta\log(\text{Enesa})$	0,68**	1,67	outra variav ²	sem coefic ³	1,71**
$\Delta\log(\text{Pgeralsa})$	outra variav ²	outra variav ²	0,7	outra variav ²	outra variav ²
$\Delta\log(\text{Pz})$	2,11***	2	1,85	1,44	1,28
$\Delta\log(\text{Selano})$	-0,59***	-0,64	-1,12	-0,45	-0,34***
$\Delta\log(\text{Swap})$	0,12	-0,04	0,5	-0,221	-0,23***
Dummy_crise0609	-0,05**	-0,04**	-0,02	outra variav ²	outra variav ²
Dummy_crise1209	outra variav ²	outra variav ²	outra variav ²	-0,043**	-0,052***
Dummy_apag	0,07	0,06	0,15***	0,11**	-0,07
Dummy_eleicao	-0,03*	-0,03*	-0,01	-0,02	-0,08***
Dummy_dlinad	-0,05***	0,57***	0,55***	0,62***	0,54***
Dummy_SCR0703	-0,02***	-0,02***	-0,02***	-0,02**	-0,06**

*/ representa 10% de significância estatística.

**/ representa 5% de significância estatística.

***/ representa 1% de significância estatística.

1/ A expressão "não usou", no caso da variável $\Delta(\Delta\log(\text{M2}))$, significa que não usou moeda M2 como variável explicativa.

2/ O termo "outra variav" significa que na coluna, que representa os testes de robustez, aquela variável explicativa representada pela linha não faz parte do teste de robustez tendo sido substituída por outra variável explicativa.

3/ O termo "sem coefic" significa que os coeficientes não significativos foram eliminados até o ponto em que não sobrou nenhum coeficiente.

Percebe-se que os resultados dos testes de robustez estão próximos dos do TP, principalmente, na variável de interesse (Dummy_SCR0703), com coeficiente igual a -0,02 em três dos quatro testes de robustez realizados.

4.1.2 Teste de robustez usando o método generalizado dos momentos

Uma particularidade na regressão com os termos em diferença é que o teste fica um pouco mais fraco por conta da endogeneidade dos resíduos. Assim, quando a variável dependente $\Delta\log(\text{Sprinad})_t$ está em t , as variáveis explicativas com uma diferença só podem ser rodadas de $t-2$ para trás, senão ocorrerá endogeneidade. Para contornar essa questão, propõe-se um teste de robustez que utiliza o método GMM com variáveis instrumentais adequadas. Dessa forma, será possível usar as variáveis explicativas em t e em $t-1$.

A chave de um bom teste nesse sentido seria encontrar boas variáveis instrumentais. Uma boa variável instrumental precisa ter as seguintes características: (1) ser ortogonal em relação aos resíduos da estimação; e (2) ser correlacionada com as variáveis explicativas de forma que o sentido seja econômico, isto é, a variável instrumental, além da ortogonalidade com os resíduos, precisa se relacionar economicamente com as variáveis explicativas.

No teste empírico em GMM, necessita-se de nove variáveis instrumentais, uma para cada variável explicativa. Em face das dificuldades de se encontrar nove boas variáveis instrumentais, as próprias variáveis explicativas foram utilizadas como instrumentos, com defasagens iniciais de dois e três *lags* e finais de dez e onze *lags*. Esses instrumentos são considerados fracos.

Dessa forma, a equação abaixo descreve o teste empírico em GMM:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(\text{Sprinad}_t) = & c + \sum_{i=1}^6 a_{1i} \Delta \text{Log}(\text{Sprinad}_{t-i}) + \sum_{i=0}^6 a_{2i} \Delta(\Delta(\text{LogConck}_{t-i})) + \\ & + \sum_{i=0}^6 a_{3i} \Delta(\Delta \text{Log}(\text{Sd}_{t-i})) + \sum_{i=0}^6 a_{4i} \Delta(\Delta \text{Log}(\text{M2}_{t-i})) + \\ & + \sum_{i=0}^6 a_{5i} \Delta \text{Log}(\text{Emb}_{t-i}) + \sum_{i=0}^6 a_{6i} \Delta \text{Log}(\text{Enesa}_{t-i}) + \sum_{i=0}^6 a_{7i} \text{Log}(\text{Pz}_{t-i}) + \\ & + \sum_{i=0}^6 a_{8i} \Delta \text{Log}(\text{Selano}_{t-i}) + \sum_{i=0}^6 a_{9i} \Delta \text{Log}(\text{Swap}_{t-i}) + \\ & + a_{10} \text{Dummy_apag} + a_{11} \text{Dummy_eleicao} + a_{12} \text{Dummy_dlinad} + \\ & + a_{13} \text{Dummy_crise0609} + a_{14} \text{Dummy_scr703} \end{aligned}$$

com os seguintes instrumentos:

- $\Delta \text{log}(\text{Sprinad})$ (lags -2 a -8); $\Delta(\Delta \text{log}(\text{Conck}))$ (lags -3 a -9); $\Delta(\Delta \text{log}(\text{Sd}))$ (lags -3 a -9); $\Delta(\Delta \text{log}(\text{M2}))$ (lags -3 a -9); $\Delta \text{log}(\text{Emb})$ (lags -2 a -8); $\Delta \text{log}(\text{Enesa})$ (lags -2 a -8); $\Delta \text{log}(\text{Pz})$ (lags -2 a -8); $\Delta \text{log}(\text{Selano})$ (lags -2 a -8); $\Delta \text{log}(\text{Swap})$ (lags -2 a -8); Dummy_apag (lag -1); Dummy_eleicao (lag -1); Dummy_dlinad (lag -1); Dummy_crise0609 (lag -1); Dummy_scr703 (lag -1).

O resultado obtido para o coeficiente da *dummy* do Sistema Central de Risco de Crédito (variável *dummy_SCR0703*) foi de -0,0429, estatisticamente significativo a 1%. O sinal está conforme o esperado, em linha com o resultado de todos os testes anteriores.

Com exceção do coeficiente da variável $\Delta(\Delta \text{log}(\text{M2}))$, que representa o log do total de moeda M2, que apresentou o valor de +1,2045, com 5% de significância estatística. As demais variáveis explicativas, não considerando as *dummies*, não apresentaram nenhuma significância estatística. O teste de validade dos instrumentos¹⁵ de forma conjunta resulta em estatística J com valor de 0,0189, não sendo estatisticamente significativo.

4.2 Teste empírico do Sistema Central de Risco de Crédito usando a variável *spread*¹⁶

A lógica econômica descrita na introdução deste trabalho conclui que não se deve olhar o *spread* por si só, pois o *spread* em t e em t-1 só seria a mesma variável se os empréstimos realizados em t e em t-1 fossem para os mesmos devedores e na mesma proporção. Se fossem diferentes, tanto os devedores como as proporções, os *spreads* em t e em t-1 seriam duas variáveis diferentes.

Nesse sentido, o resultado empírico esperado para um teste em que seja utilizada a variável dependente *spread* e a *dummy* do Sistema Central de Risco de

15 $\Delta(\Delta \text{log}(\text{M2}))$ (-3), $\Delta \text{log}(\text{Swap})$ (-2), Dummy_apag (lag -1); Dummy_eleicao (lag -1); Dummy_dlinad (lag -1); Dummy_crise0609 (lag -1); Dummy_scr703 (lag -1).

16 Agradeço a um parecerista pela sugestão de escrever essa seção, descrevendo os resultados com a variável dependente tradicional *spread* no teste dos efeitos do SCR.

Crédito como variável explicativa seria de não significância estatística. Dessa forma, foi feito o teste com a seguinte equação econométrica:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(\text{Spread}_t) = & c + \sum_{i=2}^{10} a_{1i} \Delta \text{Log}(\text{Spread}_{t-i}) + \sum_{i=3}^{10} a_{2i} \Delta(\Delta(\text{LogConck}_{t-i})) + \\ & + \sum_{i=3}^{10} a_{3i} \Delta(\Delta \text{Log}(\text{Sd}_{t-i})) + \sum_{i=3}^{10} a_{4i} \Delta(\Delta \text{Log}(M2_{t-i})) + \\ & + \sum_{i=2}^{10} a_{5i} \Delta \text{Log}(\text{Emb}_{t-i}) + \sum_{i=2}^{10} a_{6i} \Delta \text{Log}(\text{Enesa}_{t-i}) + \\ & + \sum_{i=2}^{10} a_{7i} \Delta \text{Log}(\text{Pz}_{t-i}) + \sum_{i=2}^{10} a_{8i} \Delta \text{Log}(\text{Inad}_{t-i}) + \sum_{i=2}^{10} a_{9i} \Delta \text{Log}(\text{Selano}_{t-i}) + \\ & + \sum_{i=2}^{10} a_{10i} \Delta \text{Log}(\text{Swap}_{t-i}) + a_{11} \text{Dummy}_{\text{apag}} + a_{12} \text{Dummy}_{\text{eleicao}} + \\ & + a_{13} \text{Dummy}_{\text{dlinad}} + a_{14} \text{Dummy}_{\text{crise0609}} + a_{15} \text{Dummy}_{\text{scr703}} \end{aligned}$$

em que, a variável explicativa *Inad* representa a inadimplência e constituída pela série do denominador da variável *sprinad*.

O resultado obtido para o coeficiente da variável que mede o efeito do Sistema Central de Risco de Crédito foi estatisticamente não significativo (probabilidade de rejeição de 55,17%), com valor de 0,004031.

Portanto, ao utilizar a variável *spread* no teste empírico, o resultado obtido está de acordo com o previsto pelo modelo econômico-lógico apresentado na introdução deste trabalho, de que não teria fundamento ou, em outras palavras, não seria estatisticamente significativo.

5 Efeitos de longo prazo e análise de sensibilidade

Nesta seção, procura-se converter os coeficientes das variáveis explicativas que estão em primeira diferença em efeitos de longo prazo (ELP), a fim de possibilitar realização da análise de Sensibilidade¹⁷ para o apetite ao risco, com a análise da variável dependente *sprinad*. A única exceção de variável com uma diferença, que não se realizou o cálculo de seu ELP, foi a variável *Swap*, pois o teste de Wald da soma dos coeficientes resultou em insignificância estatística.

17 Os efeitos de longo prazo para as variáveis explicativas com duas diferenças (concessões Conck); saldo (sd); e M2) não serão calculados, pois o resultado obtido se referirá a uma diferença da variável explicativa.

A equação do cálculo do Efeito de Longo Prazo (ELP) seria:

$$ELP_{Variável_Explicativa} = \frac{\sum_{i=2}^{10} a_i \Delta \text{Log}(Variável_Explicativa_{t-i})}{1 - \sum_{i=2}^{10} a_i \Delta \text{Log}(Sprinad_{t-i})} \quad (2)$$

Os resultados da análise de longo prazo nas variáveis explicativas com uma defasagem, com uso do modelo do TP, são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Cálculo do ELP das variáveis explicativas

Variáveis explicativas	ELP
Embi (Emb)	0,45
Prazo (Pz)	3,41
Energia Elétrica (Enesa)	1,09
Selic anual (Selano)	-0,95

Para cada uma dessas variáveis, foi feito um teste de Wald da equação do ELP linearizada¹⁸:

$$-ELP + ELP * \left(\sum_{i=2}^{10} a_i \Delta \text{Log}(Sprinad_{t-i}) \right) + \sum_{i=2}^{10} a_i \Delta \text{Log}(Variável_Explicativa_{t-i}) = 0 \quad (3)$$

A seguir, usando a equação (3), são apresentados os resultados do teste de Wald, valores em p (*p-value*), com os coeficientes dos ELP constantes da Tabela 3, para verificar a sua significância estatística, conforme dados da Tabela 4.

Tabela 4 – Resultado do teste de Wald da equação 3

Variáveis explicativas	Coeficiente	Valores em p
Aumento de 10 % no Embi	0,45	0,99
Aumento de 10 % no Prazo	3,41	0,99
Aumento de 10 % na E. Elétrica	1,09	0,98
Aumento 1 p.p. na Selic anual*	-0,95	0

* 1 p.p. para uma taxa Selic na faixa de 10% a.a. implica uma variação de 10%.

Pode-se notar que, conforme esperado na literatura de *risk-taking* – ver Jimenez *et al.* (2008), Altunbas *et al.* (2009a) e, no caso da experiência brasileira, Tabak *et al.* (2010) – das variáveis explicativas com uma diferença e estatisticamente significativas (valores em p menores que 0,1), apenas a da taxa Selic mostra efeito forte. As demais variáveis não tiveram significância estatística (Tabela 5).

Tabela 5 – Análise de sensibilidade dos efeitos no Sprinad

Variáveis explicativas	Coeficiente	Variação no Sprinad (%)
Aumento de 10 % no Embi	0,45	4,50%
Aumento de 10 % no Prazo	3,41	34,10%
Aumento de 10 % na E. Elétrica	1,09	10,90%
Aumento 1 p.p. na Selic anual*	-0,95	-9,5% **

* 1 p.p. para uma taxa Selic na faixa de 10% a.a. implica uma variação de 10%.

** 1% de significância estatística.

18 A ELP_{Variável_Explicativa} foi simplificada para ELP.

6 Conclusão

De acordo com os resultados deste trabalho, é possível verificar que as informações proporcionadas pelo Sistema Central de Risco de Crédito possibilitaram diminuição das fricções na intermediação financeira. Essa redução, inicialmente, propiciou ganhos na taxa de desempenho mensurados pelo índice de retorno/risco de crédito para os bancos. Entretanto esse ganho derivado de uma melhora da informação poderá, com o passar do tempo e pela concorrência, ser reduzido.

No caminho para se obterem esses resultados, foi formulado novo conceito para as operações de empréstimo bancário, que é a noção de *spread* ajustado ao risco de inadimplência, aqui denominado de *sprinad*, contrapondo-se à definição tradicional de *spread*, que mensura a diferença entre a taxa de empréstimo e a de captação.

A principal restrição a esse resultado se deve a sua estimação com uso apenas dos dados dos empréstimos na modalidade capital de giro. Devido à limitação de registro no Sistema Central de Risco de Crédito das operações de empréstimo a partir de 5 mil reais, a maioria das operações com pessoas físicas sem garantia foi excluída da base utilizada nos testes. Nas outras modalidades de crédito com pessoas jurídicas ou físicas que envolvem garantias de bens, como financiamento de máquinas, veículos ou imóveis, o impacto das informações do Sistema Central de Risco de Crédito é muito atenuado, dependendo de outras variáveis, como a liquidez das garantias.

Por outro lado, essas limitações não devem servir de impedimento a novos trabalhos sobre os efeitos em outras modalidades, principalmente, aqueles em que se usa o conceito do *sprinad*.

Possível extensão deste trabalho seria a utilização da cointegração entre variáveis, por exemplo, o apetite ao risco medido pelo *sprinad* e o *risk-taking* medido pelo volume de concessões, testando-se a existência de relações entre elas.

Portanto, pode-se afirmar que, com a introdução do Sistema Central de Risco de Crédito, os bancos puderam alcançar melhor relação retorno/risco em operações de crédito, que conferiram mais segurança e estabilidade ao sistema financeiro, aumentando o desempenho e a eficácia no mercado de crédito.

Referências

AKERLOF, G.A. The Market for Lemons: Quality and the Market Mechanism. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 3, p. 488-500, 1970.

ALTUNBAS, Y.; GAMBACORTA, L.; MARQUES-IBANEZ, D. Bank risk and monetary policy. **Temì di discussione** (Economic working papers) 712, Bank of Italy, Economic Research Department, 2009a.

ALTUNBAS, Y.; GAMBACORTA, L.; MARQUES-IBANEZ, D. An empirical assessment of the *risk-taking* channel. Artigo apresentado na conferência **BIS/ECB** sobre 'Monetary policy and Financial stability', 10-11 Setembro, 2009b.

CHU, V. Y. T. Credit Channel With Sovereign Credit Risk: An Empirical Test. **Banco Central do Brasil Working Papers**, V.51, 2002.

CHU, V. Y. T.; NAKANE, M. Credit Channel Without LM Curve. **Economia Aplicada**, vol. 5 no. 1, p. 213-227, Janeiro-Março de 2001.

FOCUS. Nova Central de Risco de Crédito. **Focus**. 28 mar. 2003.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**, Makron Books, 2000.

IOANNIDOU, V.; ONGENA, S.; PEYDRO, J. Monetary policy, *risk-taking*, and pricing: Evidence from a quasi-natural experiment. **Open Access publications da Tilburg University**, 12 - 3452636, Tilburg University, 2009.

JIMENEZ, G.; ONGENA, S.; PEYDRO, J.; SAURINA, J. Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk?, **CEPR Discussion Papers 6514**, C.E.P.R. Discussion Papers, 2007.

ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve. **Journal of Economic Perspectives** 14, 149 -169, 2000.

SHARPE, W.F. The Sharpe Ratio. **The Journal of Portfolio Management**, v.21, n. 1, p. 49-58, 1994.

TABAK, B. M.; LAIZ, M. T.; CAJUEIRO, D. O. Financial Stability and Monetary Policy – The Case of Brazil, **Banco Central do Brasil Working Papers**, 217, 2010.

TAKATOSHI, I. Zero Interest Rate Policies and Quantitative Easing. **Macroeconomic Stability and Financial Regulation: Key Issues for the G20**, Editado por: Mathias Dewatripont, Xavier Freixas and Richard Portes, 2009.

Apêndice 1

Tabela 6 – Comparação entre a antiga Central de Risco de Crédito (CRC) e a SCR

Tipo de informação	Antiga CRC	Atual SRC
Informação disponível sobre clientes	CNPJ, CPF tipo de cliente	CNPJ, CPF e outros: tipo de cliente e de controle; início do relacionamento com a instituição; classificação de risco e porte (grande, médio etc) valor dos títulos descontados e liquidados; outras informações.
Informação disponível sobre operações	distribuição de vencimentos nível de risco	Operações inferiores a R\$ 5mil: natureza e modalidade (emprést., financ., etc) classificação de risco variação cambial características especiais distribuição de vencimentos e outras informações Operações de valor igual ou superior a R\$ 5mil, além das informações anteriores: data do vencimento origem dos recursos taxa referencial ou indexador taxa efetiva anual CEP data de concessão garantias e outras informações Operações de valor igual ou superior a R\$ 5milhões, além das informações anteriores: provisão constituída valor das garantias e data da última avaliação informações de contratos renegociados Operações de quaisquer valores, agregadas em cada IF por: natureza e modalidade da operação classificação de risco controle Unidade da Federação de concessão Outras informações

Fonte: Focus 2003

Apêndice 2

A seguir, apresentam-se as variáveis explicativas do modelo formalizado associadas com as séries utilizadas e seus respectivos códigos de referência do Banco de Dados das Séries Temporais do Banco Central disponíveis na internet.

Conck – Total das concessões das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixada) até o último dia útil do mês – Capital de giro (código de referência 523);

Sd – Saldo no último dia útil do mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixada) – Capital de giro (código de referência 74);

M2 – Meios de pagamentos M2 – Saldo em final do período (código 1837);

Emb – Corresponde à série Embi¹⁹ medido pelo JP Morgan e relativo apenas ao risco Brasil. Essa é a única série cuja base não veio do Banco Central;

Enesa – Consumo de energia elétrica dessazonalizada mensal (substitui o PIB trimestral). Corresponde à soma do consumo de energia elétrica comercial (código 1402), residencial – Brasil (código 1403), industrial – Brasil (código 1404) e outros – Brasil (código 1405);

Pz – Prazo médio das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixada) – Capital de giro (código de referência 533);

Selano – Taxa de juros – Selic acumulada no mês anualizada (código de referência 4189);

Swap – Taxa referencial de swaps DI pré-fixada (BM&F) – Prazo de 180 dias (média do período) (código de referência 7826).

19 Agradeço ao Eduardo Paulillo, do Depec, por fornecer essa série de dados do risco-país.

8

Cooperativas de Crédito: taxas de juros praticadas e fatores de viabilidade¹

Clodoaldo Aparecido Annibal²
Sérgio Mikio Koyama²

1 Introdução

Afirma Pinheiro (2008) que o setor cooperativista é de singular importância para a sociedade, por promover a aplicação de recursos privados e assumir os riscos correspondentes em favor da comunidade em que se desenvolve. As cooperativas se constituem como uma associação de pessoas sem fins lucrativos, economicamente organizada e democrática, tendo como princípio a adesão livre e voluntária, a participação econômica e a gestão exercida pelos cooperados aos quais presta serviços. Por esse motivo, é razoável supor que as taxas de juros das operações concedidas por essas instituições sejam bastante competitivas, se comparadas às das operações similares concedidas por instituições financeiras bancárias.

Dessa forma, este trabalho visa verificar a existência de possível concorrência entre esses dois tipos de instituições financeiras, quais sejam, cooperativas de crédito e bancos (múltiplos e comerciais), procurando responder às seguintes questões: 1) Existe diferença entre as taxas cobradas por cooperativas e bancos nas operações de crédito pessoal sem consignação, acima de R\$5 mil? 2) Nos municípios em que existem cooperativas, verifica-se redução das taxas praticadas pelos bancos nas operações de crédito pessoal sem consignação acima de R\$5 mil? 3) Que fatores levam a maior incidência proporcional de instalações cooperativas (incluídos os Postos de Atendimento Cooperativos – PACs) em um município?

Além dessa introdução, o trabalho prossegue com a seguinte estrutura: a seção 2 apresenta um panorama sobre as cooperativas de crédito no Sistema Financeiro Nacional (SFN); a seção 3, a metodologia empregada bem como os resultados encontrados; e, na seção 4, são apresentadas as conclusões.

1 Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Adriana Soares Sales e Eduardo José Araújo Lima, do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade de seus autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

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

2 Panorama das cooperativas de crédito no Sistema Financeiro Nacional

O cooperativismo de crédito tem suas origens no final do século XVIII na Europa e iniciou-se na América Latina em 1902, na localidade de Linha Imperial, município de Nova Petrópolis, no Rio Grande do Sul (Pinheiro, 2008). Segundo o *World Council of Credit Union* (WOCCU), existiam no mundo, em junho de 2011, cerca de 184 milhões de membros de 49 mil cooperativas de crédito em 97 países, sendo que em alguns países o cooperativismo é uma atividade bastante difundida. Na Alemanha, por exemplo, representa cerca de 20% do movimento bancário.

No Brasil, segundo a Organização das Cooperativas Brasileiras (OCB), em 31 de dezembro de 2010 existiam cerca de 6.600 cooperativas, com 9 milhões de associados e quase 300 mil empregados. Dentre esse total de associados, a OCB estima que mais de 4 milhões pertencem às cooperativas de crédito.

As cooperativas de crédito brasileiras têm como objetivo principal fomentar as atividades do cooperado por meio de assistência creditícia e prestação de serviços de natureza bancária (economia solidária e inclusão social). Para atingir esse objetivo, elas podem captar recursos, conceder empréstimos aos cooperados bem como realizar aplicações no mercado financeiro. Atuando dessa forma, as cooperativas de crédito se equiparam às instituições financeiras, sendo autorizadas, reguladas e supervisionadas pelo Banco Central do Brasil. Todavia, as operações das cooperativas de crédito estão restritas ao seu quadro de associados, e seus resultados são distribuídos aos seus integrantes, dependendo do volume de operações realizadas durante o exercício. Além disso, cada associado representa um voto nas decisões estratégicas.

Conforme pode ser visto na Tabela 1, devido ao relativo baixo custo de operação, as cooperativas de crédito são nitidamente as instituições financeiras de maior número no SFN, representando, em dezembro de 2010, cerca de 60% do total (percentual que vem se conservando nos últimos quatro anos).

Tabela 1 – Quantitativo de instituições financeiras por segmento

Segmento	Sigla	2007	2008	2009	2010
		Dez	Dez	Dez	Dez
Banco Múltiplo	BM	135	140	139	137
Banco Comercial ^{1/}	BC	20	18	18	19
Caixa Econômica Federal	CE	1	1	1	1
Banco de Desenvolvimento	BD	4	4	4	4
Banco de Investimento	BI	17	17	16	15
Banco de Câmbio	B Camb				2
Sociedade de Arrendamento Mercantil	SAM	38	36	33	32
Sociedade de Crédito, Financiamento e Investimento	SCFI	52	55	59	61
Sociedade de Crédito Imobiliário ^{2/} e Associação de Poupança e Empréstimo	SCI e APE	18	16	16	14
Sociedade Corretora de Títulos e Valores Mobiliários	SCTVM	107	107	105	103
Sociedade Corretora de Câmbio	SCC	46	45	45	44
Sociedade Distribuidora de Títulos e Valores Mobiliários	SDTVM	135	135	125	125
Agência de Fomento	AG FOM	12	12	14	15
Companhia Hipotecária	CH	6	6	6	7
Cooperativa de Crédito	COOP	1,465	1,453	1,405	1,37
Sociedade de Crédito ao Microempreendedor	SCM	52	47	45	45
Sociedade Administradora de Consórcio	CONS	329	317	308	300
TOTAL		2,437	2,409	2,339	2,294

Fonte: Banco Central do Brasil - Unicad

1/ Inclui os bancos estrangeiros (filiais no país)

2/ Inclui sociedades de crédito imobiliário (Repassadoras / SCIR) que não podem captar recursos junto ao público

Ao verificar a distribuição geográfica das cooperativas de crédito no território brasileiro, percebe-se grande heterogeneidade. De acordo com os dados da Tabela 2 e com os da Figura 1, os municípios das regiões Sul e Sudeste são os que possuem, proporcionalmente, mais cooperativas. Merecem destaque também os estados de Rondônia e Mato Grosso com proporção de municípios atendidos superior à média nacional (10,3%), sendo que, excluindo o Distrito Federal, por sua peculiaridade administrativa, Rondônia é o estado brasileiro com o maior percentual de municípios com cooperativas (26,9%).

Ainda na Tabela 2, outra métrica relevante a ser observada é a proporção de municípios atendidos por alguma instalação cooperativa, seja ela a sede cooperativa, seja um PAC. Se por um lado apenas 10,3% dos municípios brasileiros possuem uma sede cooperativa em seu território, esse percentual mais que triplica (38,8%) quando consideramos tanto a sede como os PACs. Em alguns estados da região Sul, esse percentual de municípios atendidos chega a apresentar média superior a 75%.

Tabela 2 - Distribuição de cooperativas de crédito por unidade da Federação

Data-base: dez/2010

Unidade da Federação	Municípios	Municípios com Cooperativas	Municípios com Instalações Cooperativas (Cooperativas ou PACs)	Proporção de Municípios com Cooperativas	Proporção de Municípios com Instalações Cooperativas
Distrito Federal	1	1	1	100,0%	100,0%
Rio Grande do Sul	496	77	415	15,5%	83,7%
Espírito Santo	78	11	64	14,1%	82,1%
Santa Catarina	293	70	232	23,9%	79,2%
Mato Grosso	141	15	98	10,6%	69,5%
Paraná	399	74	277	18,5%	69,4%
Minas Gerais	853	108	477	12,7%	55,9%
Rondônia	52	14	29	26,9%	55,8%
Mato Grosso do Sul	78	5	33	6,4%	42,3%
Rio de Janeiro	92	16	34	17,4%	37,0%
São Paulo	645	91	222	14,1%	34,4%
Goiás	246	15	53	6,1%	21,5%
Bahia	417	28	81	6,7%	19,4%
Pernambuco	185	14	31	7,6%	16,8%
Roraima	15	1	2	6,7%	13,3%
Ceará	184	11	21	6,0%	11,4%
Rio Grande do Norte	167	3	17	1,8%	10,2%
Paraíba	223	3	22	1,3%	9,9%
Acre	22	1	2	4,5%	9,1%
Alagoas	102	4	9	3,9%	8,8%
Amazonas	62	1	5	1,6%	8,1%
Tocantins	139	2	11	1,4%	7,9%
Sergipe	75	2	5	2,7%	6,7%
Piauí	224	1	8	0,4%	3,6%
Pará	143	3	5	2,1%	3,5%
Maranhão	217	3	5	1,4%	2,3%
Amapá	16	0	0	0,0%	0,0%
TOTAL	5565	575	2159	10,3%	38,8%

Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE

Figura 1 – Distribuição das cooperativas de crédito no território brasileiro



Fonte: Banco Central do Brasil e Google.

A atual organização do sistema de cooperativas no Brasil é fruto de um processo de evolução na elaboração de normativos cujo marco foi a Resolução nº 1.914, de 11 de março de 1992, do Conselho Monetário Nacional (CMN), que deu início a um processo mais consistente de estruturação e consolidação dessas entidades. Destaca-se, nessa organização, a existência de uma estrutura que se baseia em três planos:

- cooperativas singulares, ou de 1º grau: destinadas a prestar serviços diretamente aos associados, com obrigatoriedade de número mínimo de vinte cooperados. Não é permitida a admissão de pessoas jurídicas com atividades econômicas iguais, ou correlatas, às das pessoas físicas que a integram;
- cooperativas centrais e federações de cooperativas, ou de 2º grau: responsáveis pela supervisão auxiliar das cooperativas. Atuam de maneira colaborativa com o trabalho do Banco Central, são constituídas por cooperativas singulares e que têm como objetivo organizar, em maior escala, os serviços econômicos e assistenciais de interesse das cooperativas filiadas, integrar, orientar suas atividades e facilitar a utilização recíproca dos serviços. Deve haver um número mínimo de três cooperativas singulares para a formação de uma cooperativa central. Excepcionalmente, esse tipo de cooperativa pode admitir pessoas físicas;
- confederações de cooperativas, ou de 3º grau: constituídas por centrais e federações de cooperativas, que têm como objetivo orientar e coordenar as atividades das filiadas, nos casos em que o montante dos empreendimentos transcender o âmbito de capacidade ou a conveniência de atuação das centrais ou federações. Cada confederação deve possuir número mínimo de três cooperativas centrais.

Conforme Pinheiro (2008), sob a ótica da autoridade reguladora, o papel desempenhado pelas cooperativas centrais é primordial, cabendo-lhe não só tarefas de cunho financeiro, mas também aquelas que contribuem diretamente para desenvolvimento em bases sólidas, com elevação dos padrões de qualidade do sistema, como capacitar dirigentes, organizar fundos garantidores e produzir relatórios de controles internos. Pinheiro (*ibid.*) afirma que é possível inferir que sem essa estrutura vertical o cooperativismo de crédito dificilmente atingiria patamares mais elevados.

Dados do Unicad³ mostram que, em dezembro de 2010, 1.036 cooperativas singulares estavam vinculadas a algum sistema cooperativo de dois ou três planos, ou seja, aproximadamente três em cada quatro cooperativas pertenciam a um sistema com estrutura de planos (Tabela 3).

Tabela 3 – Quantidade de cooperativas singulares por sistema

Data-base: dez/2010

Sistemas	Quantidade de cooperativas singulares	Participação no total
Sistema de Cooperativas de Crédito no Brasil - Sicoob	284	20,7%
Central das Cooperativas de Crédito do Estado de São Paulo - Cecresp	174	12,7%
Cooperativa Central de Crédito Rural com Interação Solidária - Cresol	140	10,2%
Sistema de Crédito Cooperativo – Sicredi	131	9,6%
União Nacional das Cooperativas – Unicred	113	8,2%
Outros Sistemas	194	14,2%
Independentes	334	24,4%
TOTAL	1370	100,0%

Fonte: Banco Central do Brasil – Unicad

A evolução das normas do sistema cooperativo brasileiro também alterou significativamente a forma de atuação das cooperativas. Apesar de existirem, no Brasil, desde o início do século XX, restringiam-se apenas às de categorias profissionais ou às de interesse comum. As cooperativas de livre admissão, que podem reunir pessoas ou empresas sem qualquer vínculo, só foram efetivamente constituídas após a edição da Resolução nº 3.106, de 25 de junho de 2003, do CMN, em municípios com até 750 mil habitantes. Em 2007, essa limitação foi elevada para municípios com até 2 milhões de habitantes. Com a Resolução nº 3.859, de 27 de maio de 2010, do CMN, permitiu-se o funcionamento em regiões ainda mais populosas, desde que a cooperativa de crédito seja filiada a uma central de crédito pertencente a um sistema cooperativo, realize contratação de auditoria externa e tenha capital mínimo de R\$25 milhões, entre outras exigências, conforme se segue.

A Resolução nº 3.859, de 27 de maio de 2010, do CMN, possibilita classificar as cooperativas em três principais tipos.

3 Unicad – Informações sobre Entidades de Interesse do Banco Central. É o sistema de cadastro do Banco Central cujo objetivo é integrar as diversas bases de informações cadastrais existentes no Banco Central em sistema único. Substitui o Cadinf (Cadastro de Instituições Financeiras), o Capef (Cadastro de Pessoas Físicas e Jurídicas – administradores e acionistas das instituições financeiras supervisionadas pelo Banco Central) e outros sistemas cadastrais dessa autarquia.

- 1) Cooperativas de crédito mútuo
 - a. Empregados: constituídas por empregados, servidores e pessoas físicas prestadoras de serviço em caráter não eventual pertencentes a mesma entidade, pública ou privada.
 - b. Profissionais liberais: constituídas por pessoas que desenvolvam alguma profissão regulamentada, como advogados, médicos, contadores, ou que atuem em atividade especializada, como pedreiros, eletricitas, padeiros, ou, ainda, por pessoas cujas atividades tenham objetos semelhantes ou identificáveis por afinidade ou complementaridade, como é o caso de arquitetos e engenheiros, médicos e dentistas.
 - c. Empreendedores: constituídas por pequenos e microempresários que se dediquem a atividades de natureza industrial, comercial ou de prestação de serviços, com receita bruta anual enquadrada nos limites de, no mínimo, R\$244.000,00 e, no máximo, R\$1.200.000,00⁴. Nesse tipo de cooperativa, podem ser incluídas as atividades descritas para as de crédito rural.
- 2) Cooperativas de Crédito Rural: constituídas por pessoas que desenvolvam atividades agrícolas, pecuárias, extrativas ou de captura e de transformação do pescado, desde que inseridas na área de atuação da cooperativa.
- 3) Cooperativas de Crédito de Livre Admissão de Associados: são cooperativas cujo quadro social é constituído e delimitado conforme a área geográfica. Nesse tipo de cooperativa, qualquer grupo de pessoas, desde que resguardadas as exigências da Lei nº 5.764, de 16 de dezembro de 1971 (Lei das Cooperativas), e das normas regulatórias emanadas do Banco Central, pode formar uma cooperativa de crédito.

A Tabela 4, a seguir, apresenta a distribuição dos diferentes tipos de cooperativas de crédito no Brasil em dezembro de 2010.

Tabela 4 – Cooperativas de crédito por tipo

Data-base: dezembro/2010

Tipo de Cooperativa	Número	Participação em relação ao total	Participação acumulada
Crédito Mútuo	810	59,1%	59,1%
Crédito Rural	320	23,4%	82,5%
Livre Admissão - população até 300 mil habitantes	167	12,2%	94,7%
Livre Admissão - população de 300 mil a 750 mil habitantes	43	3,1%	97,8%
Livre Admissão - população de 750 mil a 2 milhões habitantes	21	1,5%	99,3%
Luzzatti ^{1/}	9	0,7%	100,0%
TOTAL	1.370	100,0%	100,0%

Fonte: Banco Central do Brasil – Unicad

1/ Cooperativas do tipo Luzzatti eram muito comuns nos anos 40, referem-se às cooperativas de crédito popular, constituídas sem restrição de associados.

4 Limites fixados pelo art. 2º da Lei nº 9.841, de 5 de outubro de 1999, para empresas de pequeno porte.

3 Metodologia e resultados

Após essa descrição inicial, para se verificar a existência de possível concorrência entre bancos e cooperativas de crédito, a primeira questão que pode emergir é se existe diferença entre as taxas de juros cobradas por essas instituições.

O Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central do Brasil possibilita verificar as taxas de juros cobradas apenas nas operações de crédito de montante superior a R\$5 mil. Se, por um lado, isso traz limitações ao estudo, por deixar grande número de operações fora da análise, por outro auxilia, ao deixar as operações mais comparáveis entre si, pois se destinariam a um grupo de tomadores com capacidade financeira mais homogênea. Seguindo o mesmo critério de comparação, optou-se por analisar, entre as principais linhas de crédito para pessoas físicas, apenas a modalidade com maior participação das cooperativas – crédito pessoal sem consignação, conforme Tabela 5.

Tabela 5 – Modalidades de crédito para pessoas físicas por segmento de instituição financeira

Data-base: dezembro/2010

Modalidade de Crédito	Bancos (comerciais e múltiplos, exceto bancos cooperativos)		Cooperativas singulares, bancos múltiplos cooperativos e bancos comerciais cooperativos		Sociedade de Crédito, Financiamento e Investimento	
	R\$ Milhões	Participação	R\$ Milhões	Participação	R\$ Milhões	Participação
Empréstimos - Crédito Pessoal com Consignação em Folha de Pagamento	107.799	92,5%	2.575	2,2%	6.188	5,3%
Empréstimos - Crédito Pessoal sem Consignação em Folha de Pagamento	59.987	90,3%	5.020	7,6%	1.417	2,1%
Financiamentos - Aquisição de Bens - Veículos Automotores	87.338	65,4%	1.519	1,1%	44.591	33,4%

Fonte: Banco Central do Brasil - SCR

Uma vez que também não existem no SCR detalhes sobre as condições econômicas e financeiras de tomadores individuais de crédito, e que tais informações são essenciais na determinação do risco de cada operação de crédito e, por conseguinte, na determinação das taxas de juros cobradas, o grau de granularidade utilizado no estudo será o de município, pois atualmente é essa a menor granularidade em que estão disponíveis informações sobre renda, patrimônio e perfil social dos tomadores de crédito.

As informações coletadas sobre as características da população dos municípios são provenientes especialmente, mas não exclusivamente, dos dados do Censo 2010 realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Se por um lado a utilização dessas informações favorece o estudo devido à redução no nível de erros de medidas, por outro, o trabalho é prejudicado devido ao grande período decorrido entre a realização dos censos, possibilitando apenas a realização de uma análise *cross section* das informações.

Para responder se existe diferença entre as taxas cobradas por cooperativas e bancos nas operações de crédito pessoal sem consignação acima de R\$5 mil, realizou-se um teste de comparação de médias com amostras emparelhadas (Tabela 6).

O principal motivo dessa aplicação é controlar as fontes de variabilidade presentes no âmbito do município e, assim, verificar com mais precisão se existe diferença estatisticamente significativa entre as taxas médias das operações concedidas por bancos e cooperativas.

Dessa forma, para realização da comparação entre as taxas das operações concedidas por bancos privados e cooperativas, foram utilizados dados de 2.588 municípios, e, para a comparação das taxas entre bancos públicos e cooperativas, foram considerados 2.695 municípios. Aplicando-se o teste t, verificou-se que a taxa média dos bancos privados foi de 60,96% ao ano (a.a.), e as cooperativas apresentaram média de 30,25% a.a., bem inferior ao observado em relação aos bancos ($t = 83,39$; $p < 0,001$). Esse mesmo fato ocorre na comparação entre bancos públicos e cooperativas, na qual a taxa média das instituições públicas foi de 44,93% a.a., portanto, superior às taxas praticadas pelas cooperativas ($t = 60,81$; $p < 0,001$).

Verificada a grande diferença entre as taxas praticadas por cooperativas de crédito e as praticadas por instituições bancárias, a questão que emerge é se, em regiões com presença de cooperativas de crédito e bancos, as taxas praticadas pelos últimos tenderiam a ser menores devido à concorrência com as cooperativas.

De forma descritiva, a primeira avaliação pode ser feita mediante a comparação das taxas praticadas pelas instituições bancárias nos municípios onde há presença de cooperativas (sede ou PACs) em relação aos municípios onde não há esse tipo de instituição. Assim, foram identificados 3.137 municípios que não possuíam cooperativas cuja taxa média foi estatisticamente similar ao valor da taxa identificado nos 2.049 municípios que possuíam cooperativas ($t = 0,20$; $p = 0,84$). Entretanto, tendo em vista que os municípios podem apresentar perfis de clientes diferenciados, que poderiam ocultar eventual diferença entre as taxas praticadas nos municípios com e sem cooperativas, seria necessária uma análise com informações no nível de tomadores de crédito. Contudo, devido à indisponibilidade dessas informações, optou-se pelo ajuste de um modelo que utiliza dados das características sociodemográficas do município como forma de controlar as características da população que poderiam influenciar o comportamento das taxas de juros praticadas pelas instituições financeiras. Adicionalmente, visando avaliar eventual efeito de concorrência das cooperativas, foram selecionadas as unidades da Federação em que a proporção de municípios com instalações de cooperativas é relativamente alta⁵.

Com base nessa amostra de estados com alta proporção de municípios com instalações cooperativas e com utilização das variáveis disponíveis sobre o perfil do município (Anexo I) bem como das variáveis relacionadas ao perfil de crédito (Anexo II), foi ajustado, por meio de procedimento *backward*, o modelo de regressão a seguir com efeitos aleatórios por unidade da Federação. Adicionalmente, visando controlar eventuais efeitos de correlações espaciais, utilizou-se o procedimento de *bootstrap* para estimação dos erros-padrão (Tabela 6).

5 O ponto de corte para escolha de estados com alta proporção de municípios com instalações cooperativas foi definido com base na coluna “Proporção de municípios com instalações cooperativas” da Tabela 2, com seleção de estados com valores superiores a 50%.

$$Tx_{BPrivij} = \beta_0 + \beta M_i + \delta C_i + \gamma Coop_i + \varepsilon_j + u_{ij}$$

onde: $Tx_{BPrivij}$ corresponde à taxa média cobrada pelos bancos privados do município i no estado j ;

M_i corresponde às variáveis relacionadas ao perfil do i -ésimo município;

C_i corresponde às variáveis relacionadas ao perfil de crédito do i -ésimo município;

$Coop_i$ corresponde ao número de cooperativas no município i ;

$\varepsilon_j \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$;

$u_{ij} \sim N(0; \sigma_u^2)$.

Tabela 6 – Modelo de regressão de efeitos aleatórios para taxas de juros de bancos privados

taxa_bancos_privados	Observado Coeficiente	Bootstrap Erro padrão	z	P> z	Base normal [95% Intervalo Conf.]	
part_set_publ	0,12	0,05	2,51	0,01	0,03	0,21
renda_pc_0510	-27,73	8,32	-3,33	0,00	-44,03	-11,43
renda_pc_1020	-12,72	5,88	-2,16	0,03	-24,26	-1,19
inst_percap	-0,02	0,01	-1,91	0,06	-0,04	0,00
constante	71,08	3,54	20,08	0,00	64,15	78,02

Parâmetros de efeitos aleatórios	Observado Estimativa	Bootstrap Erro padrão	z	P> z	Base normal [95% Intervalo Conf.]	
UF.....: Identificação	dp(constante)	3,94	0,69		2,79	5,55
	dp(Residual)	16,73	0,71		15,40	18,17

As variáveis significantes desse modelo que procura explicar a variância observada na variável de taxa de juros das operações crédito pessoal sem consignação acima de R\$5 mil concedidas aos moradores do município por bancos privados em dezembro de 2010 (taxa_bancos_privados) foram:

- participação do setor público no valor adicionado em 2008 (part_set_publ);
- percentual de domicílios com renda entre 0,5 e 1,0 salários mínimos *per capita* em 2010, segundo o censo de 2010 (renda_pc_0510);
- percentual de domicílios com renda entre 1,0 e 2,0 salários mínimos *per capita* em 2010, segundo o censo de 2010 (renda_pc_1020);
- número de instalações *per capita* em dezembro de 2010 (inst_percap).

Além dessas variáveis, foram encontrados efeitos aleatórios significativos para os estados (Tabela 7), o que sugere que algumas características dos estados não capturadas pelas variáveis utilizadas ainda afetam as taxas cobradas pelos bancos privados.

Tabela 7 – Efeitos aleatórios dos estados no modelo de taxas de juros

Unidade da Federação	mediana(efeito)
DF	0,27
ES	0,27
MG	1,78
MT	-3,82
PR	4,46
RO	-6,31
RS	1,67
SC	1,67

No que diz respeito aos sinais dos coeficientes das variáveis do modelo, todos parecem ter fundamentação teórica.

O sinal positivo da variável “participação do setor público no valor adicionado do município – 2008” indica que, em municípios em que a participação do valor adicionado do setor público é maior, a taxa de juros tende a ser maior, possivelmente devido ao fato de que, nesses municípios, a linha de crédito pessoal mais demandada seria a de crédito consignado, reduzindo o mercado de crédito sem consignação com consequente redução de ganhos de escala, o que levaria a aumento das taxas.

Os sinais negativos das variáveis “percentual de domicílios com renda entre 0,50 s.m. e 1,00 s.m. *per capita* – 2010” e “percentual de domicílios com renda entre 1 s.m. e 2 s.m. *per capita* – 2010” sugerem que, em municípios nos quais parcela maior da população possui renda *per capita* domiciliar entre 0,5 e 2,0 salários mínimos, a taxa de juros tende a ser menor, pois a população com esse nível de renda apresenta maior percepção de alterações nas taxas de juros. Populações com rendas maiores tendem a ser menos sensíveis às alterações nas taxas de juros, e populações com rendas menores são menos capazes de tomar crédito pessoal sem consignação com valor igual ou maior a R\$5 mil. Outra explicação possível seria o fato de que essa parcela da população é a mais representativa dessa modalidade de crédito, significando que um aumento desse contingente populacional aumentaria o tamanho do mercado, possibilitando ganhos de escala, com consequente redução das taxas de juros.

O sinal negativo da variável “número de instalações *per capita* – 2010” indica que, em municípios com mais instalações de atendimento por habitante, a taxa de juros tende a ser menor. Dado que essa variável mede o grau de concorrência em determinada região, quanto maior a concorrência em um município, menor a taxa de juros dessa modalidade em análise.

Nesse modelo ajustado, foram inseridas variáveis referentes à participação das cooperativas no que se refere a número de instalações, de clientes, de volume de créditos concedidos e de taxas praticadas. Contudo, todas apresentaram coeficientes não significativos, indicando que o modelo não identifica claramente efeitos da concorrência das cooperativas de crédito sobre as taxas cobradas pelas instituições bancárias. Tal fato corrobora um dos resultados da Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito do Brasil, data base de março de 2010 (ANNIBAL e KOYAMA, 2011), que mostra que os executivos de instituições bancárias também possuem essa percepção, pois atribuem baixo grau de importância médio (o menor entre os fatores listados)

para a influência do fator “Concorrência de instituições não bancárias” na avaliação dos fatores que afetam a capacidade e a disposição de conceder novas linhas de crédito voltadas ao consumo, conforme a Tabela 8, a seguir.

Tabela 8 - Fatores que afetam a oferta de crédito – Segmento de consumo para pessoa física - Geral

Quais os fatores que afetaram/afetarão sua capacidade/disposição de conceder novas linhas de créditos voltadas ao consumo?	Média do Grau de importância ^{1/}	Mediana do Grau de importância ^{1/}	Comportamento nos últimos três meses ^{2/}	Comportamento nos próximos três meses ^{2/}
Nível de emprego / condições salariais	7,6	9,0	0,56	0,25
Nível de comprometimento da renda do consumidor	8,8	10,0	-0,13	-0,38
Nível de inadimplência do mercado	6,6	7,0	0,13	-0,25
Nível de inadimplência da carteira	8,7	9,0	0,13	-0,31
Concorrência de outros bancos	6,4	6,5	-0,06	-0,13
Concorrência de instituições não bancárias	3,9	5,0	0,00	0,00
Custo/disponibilidade de <i>funding</i>	7,0	8,0	-0,31	-0,19
Nível de tolerância ao risco	7,1	8,0	-0,13	-0,13
Mudança na composição do portfólio do banco	5,9	7,0	0,00	0,06
Ambiente institucional (arcabouço jurídico/regras operacionais dos órgãos)	7,4	8,0	-0,50	-0,31
Captação de novos clientes	6,6	7,5	0,13	0,19

Fonte: Annibal e Koyama (2011)

1/ O grau de importância possui uma escala que varia de 0 a 10;

2/ A escala para a avaliação do comportamento de cada fator de oferta varia de -2 (afetará consideravelmente para um cenário mais restritivo) a +2 (afetará consideravelmente para um cenário mais flexível).

Por fim, quer-se saber que fatores levam a maior incidência proporcional de instalações de cooperativas (incluídos os PACs) em um município. Embora os modelos utilizados não tenham identificado efeitos da concorrência das cooperativas de crédito sobre as taxas cobradas pelos bancos, deve-se avaliar que fatores levam a maior incidência proporcional de instalações cooperativas (incluídos os PACs) em um município, pois foram encontradas evidências de que os tomadores podem encontrar menores taxas em cooperativas de crédito em linhas de crédito pessoal sem consignação.

Utilizando o conjunto de variáveis relacionadas ao perfil do município, constantes no Anexo I, e as variáveis relacionadas ao perfil de crédito, constantes no Anexo II, foi ajustado o modelo de regressão de Poisson abaixo com efeitos aleatórios por unidade da Federação, com correção dos erros-padrão por meio de *bootstrap*, apresentado na Tabela 9, para o número de cooperativas em cada município⁶.

$$Ncoop_{ij} = \beta_0 + \beta M_i + \delta C_i + \varepsilon_j + u_{ij}$$

onde: $Ncoop_{ij}$ corresponde ao número de instalações de cooperativas (sedes ou PACs) no município i do estado j ;

$$Ncoop_{ij} \sim \text{Poisson}(\gamma_{ij});$$

M_i corresponde às variáveis relacionadas ao perfil do i -ésimo município;

C_i corresponde às variáveis relacionadas ao perfil de crédito do

6 A variável “quantidade de instalações totais – 2010” referente ao total de instalações de instituições financeiras (cooperativas e instituições bancárias) em cada município foi utilizada como variável *offset* (cujo coeficiente da regressão é pré-definido em 1), possibilitando estimação do comportamento da taxa de participação das cooperativas em cada município.

$$\begin{aligned}
& \text{i-ésimo município;} \\
& \varepsilon_j \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2); \\
& u_{ij} \sim N(0; \sigma_u^2).
\end{aligned}$$

Tabela 9 – Modelo de regressão de efeitos aleatórios para taxas de juros de bancos privados

numero_cooperativas	Observado	Bootstrap	z	P> z	Base normal	
	Coefficiente	Erro padrão			[95% Intervalo Confiança]	
perc_po_rural	0,62	0,14	4,43	0,00	0,35	0,90
homicidios	-0,01	0,00	-3,67	0,00	-0,01	0,00
perc_vl_serv	0,01	0,00	3,53	0,00	0,00	0,01
perc_vl_publ	-0,01	0,00	-3,49	0,00	-0,02	-0,01
perc_vl_rural	0,02	0,00	13,28	0,00	0,02	0,02
habitant_km2	0,00	0,00	-4,45	0,00	0,00	0,00
renda_pc_05a3	1,43	0,24	5,86	0,00	0,95	1,91
renda_pc_sup3	-1,77	0,72	-2,44	0,02	-3,19	-0,35
quali_jud	0,03	0,00	8,64	0,00	0,02	0,04
constante	-5,31	0,26	-20,81	0,00	-5,81	-4,81
Quant_i_total	(exposição)					

Parâmetros de efeitos aleatórios	Observado	Bootstrap	Base normal		
	Estimativa	Erro padrão	[95% Intervalo Confiança]		
UF.....: Identificação	dp(constante)	0,53	0,05	0,43	0,64

As variáveis significantes desse modelo, que procura explicar o comportamento do número de instalações de cooperativas no município em dezembro de 2010 (num_coop), foram:

- participação da população rural, segundo o censo de 2010 (perc_po_rural);
- taxa de homicídios por 100 mil habitantes em 2009 (homicidios);
- participação do setor de serviços no valor adicionado do município em 2008 (perc_vl_serv);
- participação do setor público no valor adicionado do município em 2008 (perc_vl_publ);
- participação do setor rural no valor adicionado do município em 2008 (perc_vl_rural);
- densidade populacional no município, segundo o censo 2010 (habitant_km²);
- percentual de domicílios com renda entre 0,5 e 3,0 salários mínimos *per capita* em 2010, segundo o censo de 2010 (renda_pc_05a3);
- percentual de domicílios com renda acima de 3,0 salários mínimos *per capita* em 2010 segundo o censo de 2010 (renda_pc_sup3); e
- qualidade do Poder Judiciário no estado em 2007 (quali_jud).⁷

Além dessas variáveis, foram encontrados efeitos aleatórios significativos para os estados (Tabela 10), o que sugere que algumas características dos estados não capturadas pelas variáveis utilizadas ainda afetam as taxas cobradas pelos bancos privados.

7 Índice elaborado originalmente por Ribeiro (2007).

Tabela 10 – Efeitos aleatórios dos estados no modelo de quantidade de instalações cooperativas

Unidade da Federação	mediana(efeito)
AC	-0,11
AL	0,33
AM	-0,06
AP	-0,51
BA	-0,08
CE	-0,07
DF	0,52
ES	0,47
GO	-0,14
MA	-1,11
MG	0,18
MS	0,41
MT	0,90
PA	-0,55
PB	0,47
PE	0,46
PI	-0,42
PR	0,05
RJ	-0,75
RN	0,61
RO	0,62
RR	-0,07
RS	0,07
SC	0,49
SE	-0,72
SP	-0,14
TO	-0,51

Analisando-se, em conjunto, as variáveis que foram significativas no modelo e seus coeficientes, verifica-se que elas caracterizam regiões em que as relações sociais entre seus habitantes tende a ser mais intensa. São municípios em que a população rural é maior, há baixo índice de homicídios⁸, há maior participação do setor rural e do setor de serviços no valor adicionado, há menor densidade populacional, a população concentra-se no estrato de renda média, e a qualidade do poder judiciário é melhor. Em suma, trata-se de municípios que reúnem características propícias ao desenvolvimento do cooperativismo entre as pessoas da região.

4 Conclusões

Utilizando dados do SCR e informações sobre o perfil de cada município brasileiro na data base de dezembro de 2010, verifica-se que as taxas de juros cobradas por cooperativas de crédito em operações de crédito pessoal sem consignação são, em média, significativamente menores que as taxas cobradas pelas instituições bancárias, 30,3% a.a. e 61,0% a.a., respectivamente.

8 Mais importante do que avaliar o grau de violência que ocorre em determinado município é que o índice pode ser entendido como resultante de vários fatores sociais, não capturados nas variáveis disponíveis, que resultam na ocorrência de homicídios.

Os motivos que levam as cooperativas a praticarem taxas menores podem ser, por exemplo, gestão exercida pelos cooperados, fins não lucrativos, tratamento tributário diferenciado, isenção de depósitos compulsórios, captação de recursos com menor custo. Essa análise, entretanto, não faz parte do escopo desse estudo e pode ser investigada em trabalhos futuros.

Constatada a diferença significativa entre as taxas, foram aplicadas diversas técnicas estatísticas para verificar se, em municípios em que as instalações de cooperativas são mais frequentes, as taxas de juros cobradas pelas instituições

bancárias são menores. As técnicas aplicadas indicaram que não há indícios de que a concorrência exercida pelas cooperativas de crédito em linhas de crédito pessoal sem consignação tende a reduzir a taxa de juros cobrada pelas instituições bancárias nessa mesma linha de crédito. Naturalmente, tais resultados podem estar influenciados tanto pelo período em análise, em que o mercado de crédito está em forte expansão, como também por limitações na base de dados utilizada, a qual não considerou informações individuais dos tomadores e avaliou apenas os créditos com valor superior a R\$5 mil.

Apesar da impossibilidade de identificação de redução de taxas de juros em municípios com presença de cooperativas de crédito, seja devido à forma de atuação das cooperativas (em sua maioria, restritas a grupos específicos), seja pelas limitações deste estudo, é importante verificar que fatores favorecem a instalação de cooperativas de crédito, tendo em vista sua importância no atendimento a nichos.

Para responder a essa questão, foi estimada uma regressão de Poisson com efeitos aleatórios para cada unidade da Federação. Os resultados mostram que as cooperativas de crédito tendem a ser instaladas em áreas com perfil mais rural, taxas de homicídios mais reduzidas, menor densidade demográfica, melhor qualidade do sistema judiciário e maior número de domicílios com renda *per capita* entre meio e três salários mínimos. Analisando todos esses fatores conjuntamente, percebe-se que são característicos de regiões em que as relações sociais entre os habitantes são mais intensas, ou seja, trata-se de locais em que há indícios da existência de alto capital social⁹ que leva a aumento no grau de confiança entre os indivíduos, fator primordial na implementação e no sucesso de estabelecimentos cooperativos. Contudo, por se tratar de tema bastante complexo, a investigação da relação entre capital social, variável bastante subjetiva e difícil de mensurar, e o desenvolvimento de cooperativas de crédito requer estudo mais detalhado.

9 O termo “Capital Social” foi inicialmente concebido na sociologia segundo a definição de Robert Putnam (1993, p. 177): “Capital social diz respeito a características da organização social, como confiança, normas e sistemas [de participação cívica], que contribuem para aumentar a eficiência da sociedade, facilitando as ações coordenadas”.

Referências

ANNIBAL, Clodoaldo A.; KOYAMA, Sérgio M. Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito no Brasil. **Trabalhos para Discussão**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/TD245.pdf>>. Acesso em 19 jul. 2011.

PINHEIRO, M. **Cooperativas de crédito: história da evolução normativa no Brasil**. Brasília: BCB, 2008. 92 p.

PUTNAM, Robert. **Comunidade e democracia: a experiência da Itália moderna**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1996.

RIBEIRO, I. ICR. **A Proposal for a Judicial Risk Index for Brazilian States**. ago. 2007. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1004748>>. Acesso em: 04 jul. 2010.

Anexo 1 – Perfil dos Municípios

Variáveis	N	Média	Mediana	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Soma	Quantil		Fonte
								25	75	
População na área rural	5565	5.360,3	3.233,0	6.641,7	0	125.336	29.830.007	1.599	6.769	IBGE
População na área urbana	5565	28.917,5	6.263,0	201.551,0	174	11.152.344	160.925.792	2.838	15.492	IBGE
Total da população do município	5565	34.277,8	10.934,0	203.112,6	805	11.253.503	190.755.799	5.233	23.469	IBGE
Participação da população rural	5565	36,2%	35,3%	22,0%	0,0%	95,8%		17,8%	52,9%	Cálculo Próprio
Densidade populacional - 2010	5565	108,20	24,37	572,44	0	13.025		12	52	IBGE
Número de homicídios em 2008	5565	9,00	1,00	61,49	0	1.910	50.096	0	3	DATASUS
Número de homicídios em 2009	5565	9,04	1,00	57,53	0	1.883	50.322	0	4	DATASUS
Número de homicídios por 100 mil habitantes - 2008	5565	13,65	7,66	18,18	0	169	75.949	0	21	Cálculo Próprio
Número de homicídios por 100 mil habitantes - 2009	5565	14,45	8,68	18,52	0	151	80.416	0	23	Cálculo Próprio
Número de homicídios por 100 mil habitantes - 2009	5565	12,86	6,49	17,69	0	137	71.573	0	20	Cálculo Próprio
PIB municipal - 2008 (R\$ mil)	5565	544.809	74.348	5.816.500	0	357.116.681	3.031.864.467	35.796	190.784	IBGE
Participação do setor de serviços no valor adicionado - 2008	5565	59,26	60,37	15,29	0	94		48	72	IBGE
Participação do setor público no valor adicionado - 2008	5565	28,99	25,80	14,97	0	80		17	40	IBGE
Participação do setor industrial no valor adicionado - 2008	5565	16,15	10,30	14,43	0	94		7	19	IBGE
Participação do setor rural no valor adicionado - 2008	5565	24,58	21,58	16,68	0	83		12	36	IBGE
% de domicílios sem renda - 2010	5560	4,7%	3,8%	3,7%	0,0%	41,2%		2,2%	6,0%	IBGE
% de domicílios com renda inferior a 0,25 s.m. per capita - 2010	5560	15,6%	11,1%	12,9%	0,0%	57,2%		4,2%	26,6%	IBGE
% de domicílios com renda entre 0,25 e 0,50 s.m. per capita-2010	5560	22,6%	24,2%	7,1%	1,7%	41,0%		17,7%	27,8%	IBGE
% de domicílios com renda entre 0,50 e 1,00 s.m. per capita-2010	5560	31,3%	31,9%	6,5%	7,8%	50,8%		26,8%	36,2%	IBGE
% de domicílios com renda entre 1 e 2 s.m. per capita-2010	5560	17,7%	16,4%	10,7%	2,0%	51,7%		7,8%	25,8%	IBGE
% de domicílios com renda entre 2 e 3 s.m. per capita-2010	5560	4,2%	3,5%	3,2%	0,1%	19,1%		1,4%	6,1%	IBGE
% de domicílios com renda entre 3 e 5 s.m. per capita-2010	5560	2,5%	2,0%	2,0%	0,0%	16,6%		0,8%	3,6%	IBGE
% de domicílios com renda superior 5 s.m. per capita-2010	5560	1,5%	1,1%	1,6%	0,0%	23,4%		0,5%	2,0%	IBGE
Índice de concentração de renda domiciliar - IHH-2010	5560	24,9%	25,0%	2,6%	16,4%	38,4%		23,3%	26,5%	Cálculo Próprio
Indicador de qualidade do judiciário	5565	48,74	45,55	14,54	15	70		36	65	Adaptado de Ribeiro (2007)

Anexo 2 – Perfil de Crédito

Variáveis	N	Média	Mediana	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Soma	Quantil		Fonte
								25	75	
No. de clientes dos bancos privados-2010	5565	543,7	34,0	7.050,1	0	429.625	3.025.420	13	129	BCB - SCR
No. de clientes dos bancos públicos-2010	5565	430,3	72,0	3.466,3	0	150.324	2.394.499	23	212	BCB - SCR
No. de clientes de cooperativas-2010	5565	55,9	4,0	294,4	0	12.831	311.343	0	39	BCB - SCR
No. de clientes das financeiras-2010	5565	22,5	1,0	229,7	0	9.624	125.484	0	3	BCB - SCR
% de clientes os bancos privados-2010	5565	37,0%	36,2%	22,6%	0,0%	100,0%		17,9%	54,5%	Cálculo Próprio
% de clientes dos bancos públicos-2010	5565	52,3%	51,1%	21,4%	0,0%	100,0%		35,3%	69,4%	Cálculo Próprio
% de clientes de cooperativas-2010	5565	9,6%	2,0%	17,0%	0,0%	91,4%		0,0%	8,6%	Cálculo Próprio
% de clientes das financeiras-2010	5565	1,1%	0,4%	2,5%	0,0%	43,0%		0,0%	1,2%	Cálculo Próprio
Taxa de juros geral - dez-2010	5520	49,3	48,6	13,1	16	493		42,01	55,71	BCB - SCR
Taxa de juros dos bancos privados - dez/2010	5186	60,5	59,7	18,4	14	261		50,26	68,41	BCB - SCR
Taxa de juros dos bancos públicos-2010	5394	45,0	43,6	8,4	14	114		39,71	48,96	BCB - SCR
Taxa de juros de cooperativas-2010	2707	30,2	29,3	10,3	11	147		23,79	34,97	BCB - SCR
Taxa de juros das financeiras-2010	1842	128,3	61,3	153,8	12	992		39,29	168,39	BCB - SCR
Saldo dos bancos privados - dez/2010	5565	3.577.524	140.923	59.333.676	0	3.847.523.213	19.908.922.582	33.660	648.909	BCB - SCR
Saldo dos bancos públicos-2010	5565	2.446.172	230.392	24.619.036	0	1.091.010.040	13.612.944.634	70.677	860.832	BCB - SCR
Saldo de cooperativas-2010	5565	709.630	25.780	3.751.849	0	114.629.535	3.949.093.246	0	360.677	BCB - SCR
Saldo das financeiras-2010	5565	49.160	0	544.875	0	26.851.914	273.573.075	0	9.428	BCB - SCR
Saldo total - 2010	5565	6.782.486	610.917	82.304.047	0	4.767.820.397	37.744.533.536	177.947	2.141.634	BCB - SCR
% do saldo dos bancos privados - dez/2010	5565	36,4%	33,5%	26,7%	0%	100,0%		13,1%	55,8%	Cálculo Próprio
% do saldo dos bancos públicos-2010	5565	46,8%	44,3%	27,0%	0%	100,0%		25,7%	67,7%	Cálculo Próprio
% do saldo de cooperativas-2010	5565	15,4%	3,0%	25,0%	0%	100,0%		0,0%	17,1%	Cálculo Próprio
% do saldo das financeiras-2010	5565	0,7%	0,0%	3,2%	0%	100,0%		0,0%	0,5%	Cálculo Próprio
No. de instalações dos bancos privados-2010	5565	7,01	2,00	82,17	0	5,111	39,036	0	2	BCB - Unicad
No. de instalações dos bancos públicos-2010	5565	4,44	2,00	28,17	0	1,392	24,700	0	3	BCB - Unicad
No. de instalações de cooperativas-2010	5565	0,84	0,00	2,84	0	106	4,649	0	1	BCB - Unicad
No. de instalações das financeiras-2010	5565	0,07	0,00	1,09	0	71	386	0	0	BCB - Unicad
No. de instalações total - 2010	5565	12,36	3,00	111,35	0	6,680	68,771	2	6	BCB - Unicad

No. de instalações por densidade populacional - 2010	5565	0,40	0,14	1,42	0	46	2.238	0	0	BCB - Unicad, IBGE e cálculo próprio
% de instalações dos bancos privados-2010	5565	42,6%	40,0%	38,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	66,7%	Cálculo Próprio
% de instalações dos bancos públicos-2010	5565	38,6%	33,3%	35,2%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	66,7%	Cálculo Próprio
% de instalações de cooperativas-2010	5565	10,3%	0,0%	16,6%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	18,8%	Cálculo Próprio
% de instalações de cooperativas-2010 (desconsiderando nulos)	5565	10,3%	0,0%	16,6%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	18,8%	Cálculo Próprio
% de instalações das financeiras-2010	5565	0,1%	0,0%	0,7%	0,0%	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	Cálculo Próprio
Indicador de filiação ao CECRESP	5565	1,2%	0,0%	10,7%	0,0%	100,0%	64	0,0%	0,0%	BCB - Unicad com cálculo próprio
Indicador de filiação ao CRESOL	5565	2,5%	0,0%	15,6%	0,0%	100,0%	138	0,0%	0,0%	BCB - Unicad com cálculo próprio
Indicador de filiação ao UNICRED	5565	1,7%	0,0%	13,1%	0,0%	100,0%	97	0,0%	0,0%	BCB - Unicad com cálculo próprio
Indicador de filiação ao SICRED	5565	2,1%	0,0%	14,2%	0,0%	100,0%	115	0,0%	0,0%	BCB - Unicad com cálculo próprio
Indicador de filiação ao SICOOB	5565	3,5%	0,0%	18,3%	0,0%	100,0%	192	0,0%	0,0%	BCB - Unicad com cálculo próprio
Indicador de filiação a outros sistemas cooperativos	5565	2,0%	0,0%	14,2%	0,0%	100,0%	114	0,0%	0,0%	BCB - Unicad com cálculo próprio
Indicador de existência de instalações de cooperativas	5565	38,8%	0,0%	48,7%	0	1	2.159	0	1	BCB - Unicad com cálculo próprio

