



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Relatório de Economia Bancária e Crédito

2006





BANCO CENTRAL DO BRASIL

Relatório de Economia Bancária e Crédito

2006

Presidente

Henrique de Campos Meirelles

Diretor de Política Econômica

Mário Magalhães Carvalho Mesquita

Chefe do Departamento de Estudos e Pesquisas

Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo

Coordenação

Eduardo Luis Lundberg

Equipe técnica do Depep

Benjamin Miranda Tabak

Fani Bader

Leonardo Soriano de Alencar

Márcio Issao Nakane

Ricardo Schechtman

Sérgio Mikio Koyama

Tony Takeda

Victorio Y. T. Chu

Índice

I	–	Introdução	5
II	–	Juros e <i>Spread</i> Bancário – Evolução	7
III	–	<i>Spreads</i> Bancários Absolutos ou Proporcionais? Um Teste com Base na Literatura de <i>Pass-Through</i>	15
		III.1 Introdução.....	15
		III.2 Evolução recente do <i>spread</i> bancário.....	15
		III.3 Um teste baseado em <i>pass-through</i>	17
		III.4 Dados	19
		III.5 Resultados	20
IV	–	Fundamentos Econômicos de um e-Mercado de Crédito.....	33
		IV.1 Introdução.....	33
		IV.2 Plataformas, leilões e e-mercados de crédito	35
		IV.2.1 Plataformas	35
		IV.2.2 Leilões.....	37
		IV.2.3 E-mercados de crédito.....	37
		IV.2.3.1 Zopa.com.....	38
		IV.2.3.2 Prosper.com	38
		IV.3 Estrutura de um e-mercado de crédito pleno.....	39
		IV.3.1 Primeiro submercado de crédito (mg): grandes valores	41
		IV.3.2 Segundo submercado de crédito (mp): pequenos valores.....	42
		IV.4 Estimativa da redução do <i>spread</i> em um e-mercado de crédito pleno	42
		IV.5 Conclusão	44
V	–	Taxa de Empréstimos Bancários: uma Análise Descritiva com Base nos Dados do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central	49
		V.1 Os dados do SCR para maio de 2004	49
		V.2 Conclusões	59
VI	–	O Impacto de Requerimentos de Capital na Oferta de Crédito Bancário no Brasil	63
		VI.1 Introdução.....	63
		VI.2 O acordo de Basiléia no Brasil.....	65
		VI.3 Um modelo de oferta de crédito.....	67
		VI.3.1 Taxas de retorno	67
		VI.3.2 Requerimentos de capital.....	67
		VI.3.3.Ajuste da oferta à demanda.....	69
		VI.3.4 Oferta de crédito	70
		VI.4 Estimação	70

VI.4.1. Oferta de crédito.....	70
VI.4.2 Rentabilidades das carteiras ativas.....	71
VI.4.3 Variáveis regulatórias.....	71
VI.4.4 Variáveis macroeconômicas.....	71
VI.4.5 Características dos bancos	72
VI.4.6 Amostra.....	72
VI.5 Resultados	72
VI.5.1 Análise dos resultados.....	73
VI.5.1.1 Requerimentos de capital	73
VI.5.1.2 Demais variáveis explicativas	75
VI.6 Conclusão.....	75
VII – Um Exame da Determinação da Taxa de Juros Média de Empréstimos para	
Pessoas Jurídicas.....	79
VII.1 Introdução.....	79
VII.2 Especificação do modelo	80
VII.3 Os dados	80
VII.4 Metodologia	81
VII.5 Resultados	82
VII.6 Considerações finais.....	82
VIII – Insolvência de Instituições Financeiras – Experiência Internacional	87
VIII.1 A insolvência de bancos e instituições financeiras	87
VIII.2 Pré-insolvência e medidas corretivas	89
VIII.3 Resolução da insolvência bancária.....	92
IX – Testes de Eficiência Bancária na América Latina.....	97
IX.1 Introdução.....	97
IX.2 Revisão da literatura.....	97
IX.3 Metodologia	98
IX.4 Dados	100
IX.5 Resultados empíricos.....	100
IX.6. Considerações finais.....	102
X – Validação Assintótica Conjunta da Calibração de PDs de <i>Ratings</i> de Crédito	105
X.1 Introdução.....	105
X.2. O modelo probabilístico assintótico para taxas de <i>default</i> (MPATD).....	106
X.3. A formulação do teste estatístico.....	108
X.4. Testes de calibração.....	109
X.5. Propriedades de pequenas amostras	114
X.6. Conclusão.....	118

I – Introdução

O Banco Central do Brasil visa, entre seus objetivos estratégicos, contribuir para o desenvolvimento de um mercado de crédito eficiente e adequado às necessidades da economia. Para tanto, propõe e adota medidas para a redução do *spread* bancário e para o aumento da oferta de crédito no País. Desde outubro de 1999, com a publicação do relatório “Juros e *Spread* Bancário no Brasil”, iniciou-se o Projeto Juros e *Spread* Bancário (PJSB), sob o qual vêm sendo realizados estudos sobre a evolução do mercado de crédito bancário. Com a adoção de medidas voltadas à redução do risco de crédito e ao aumento da competitividade no segmento financeiro, observa-se tendência de recuo nas taxas de juros, bem como de expansão nos volumes de crédito concedidos e de alongamento dos prazos das operações, reflexo do incremento na confiança dos agentes, por sua vez oriundo de um cenário macroeconômico em que a inflação se encontra sob controle e em que a credibilidade externa do País é crescente. A despeito dos grandes avanços alcançados no passado recente, a razão entre o crédito e o Produto Interno Bruto (PIB) ainda se encontra significativamente abaixo dos índices observados em economias maduras, ou mesmo em economias emergentes onde a estabilização macroeconômica se consolidou há mais tempo, mas esse cenário tende a se alterar em resposta à continuidade do processo de implementação de uma agenda voltada a facilitar cada vez mais o acesso da população ao crédito.

Além desta “Introdução”, este Relatório apresenta nove capítulos, resumidos a seguir.

O capítulo II, “Juros e *Spread* Bancário – Evolução”, descreve o comportamento recente dos principais indicadores do mercado de crédito, com destaque para a evolução das taxas de empréstimos, do *spread* bancário e dos volumes de crédito. Também tece comentários sobre as principais mudanças recentes de cunho institucional a afetar o mercado de crédito, tais como: regulamentação da portabilidade das operações de crédito e das informações cadastrais; medidas que visam à redução dos custos dos financiamentos; e desoneração das operações destinadas ao setor habitacional.

No capítulo III, “*Spreads* Absolutos ou Proporcionais? Um Teste com Base na Literatura de *Pass-Through*”, Márcio I. Nakane avalia a forma de mensuração do *spread* bancário pela comparação do *spread* bancário absoluto obtido pela diferença entre uma taxa de empréstimos e o custo de oportunidade dos fundos, com o *spread* bancário proporcional, que é a razão entre essas duas taxas. O autor argumenta que o *spread* proporcional é mais apropriado para países com níveis elevados de taxas de juros e com um histórico de inflações elevadas, e propõe um teste baseado na literatura de *pass-through* para discriminar entre as duas medidas de *spread* no âmbito empírico. Como resultado, não são encontradas evidências em favor da versão absoluta, e sim alguma evidência favorável à versão proporcional.

No capítulo IV, “Fundamentos Econômicos de um e-Mercado de Crédito”, Victorio Y. T. Chu discute os e-mercados de crédito do ponto de vista teórico com a aplicação da literatura de plataforma de dois lados, descreve a experiência das empresas Zopa.com e Prosper.com e, finalmente, avalia as condições para a implementação de um projeto de e-mercado de crédito no Brasil. Tal iniciativa baseia-se no fato de a internet ter propiciado uma queda muito grande nos custos ligados à comunicação, à pesquisa e procura, interação e *match*. Como consequência dessa redução nos custos é possível verificar uma explosão no número de e-mercados na internet.

No capítulo V, “Taxa de Empréstimos Bancários: uma Análise Descritiva com Base nos Dados do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central”, Sérgio M. Koyama e Márcio I. Nakane utilizam informações referentes aos empréstimos iniciados em maio de 2004, incluídos no Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central para realizar uma análise descritiva do comportamento da taxa de juros de empréstimos no País em relação ao tipo do cliente, à modalidade de empréstimo, ao tamanho da empresa (para os empréstimos a pessoas jurídicas), à classificação de risco da operação, ao tempo de relacionamento do cliente com a instituição financeira, à existência de garantias e ao tempo de duração da operação, entre outras.

No capítulo VI, “O Impacto de Requerimentos de Capital na Oferta de Crédito Bancário no Brasil”, Denis Blum e Márcio I. Nakane analisam a relação entre um instrumento de regulação bancária que visa à higidez do sistema, o requerimento de capital e a oferta de crédito bancário no Brasil. Foi elaborado um modelo cuja hipótese principal é a incidência, em operações de crédito, de “custos de regulação”, negativamente relacionados aos níveis de capital de um banco. Sob essa hipótese, espera-se encontrar, *ceteris paribus*, uma relação positiva entre o índice de Basileia e a oferta de crédito de bancos, sendo essa relação acentuada em bancos com índice de Basileia inferior ao limite mínimo requerido. A hipótese foi testada pela estimação do modelo com a aplicação do método dos momentos generalizados, com a utilização de dados desagregados de bancos brasileiros. Os resultados obtidos evidenciaram a importância da regulamentação de capital na decisão de oferta de créditos dos bancos, no sentido previsto pelo modelo.

No capítulo VII, “Um Exame da Determinação da Taxa de Juros Média de Empréstimos para Pessoas Jurídicas”, Leonardo S. Alencar e Tony Takeda estudam o efeito de três instrumentos de política econômica – os empréstimos diretos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), a taxa de juros Selic e a alíquota efetiva de depósitos compulsórios – no estabelecimento da taxa de juros do crédito para pessoas jurídicas. Também é apresentado o efeito da alíquota de depósitos compulsórios sobre a transmissão da taxa de juros de política monetária para a taxa de juros de empréstimos para pessoas jurídicas.

No capítulo VIII, “Insolvência de Instituições Financeiras – Experiência Internacional”, Eduardo Lundberg faz uma breve apresentação da experiência internacional com o tratamento de instituições financeiras insolventes. São apresentadas as principais características que justificam tratamento diferenciado da insolvência e liquidação de bancos e instituições financeiras, entre as quais o importante impacto macroeconômico das crises bancárias. Para ressaltar a importância da supervisão bancária e do fortalecimento dos instrumentos de prevenção de insolvência, o artigo apresenta as principais medidas preventivas usualmente utilizadas em outros países, com destaque para a experiência norte-americana, e os principais arranjos institucionais utilizados em outros países para promover a resolução e a liquidação de bancos e de instituições financeiras.

No capítulo IX, “Testes de Eficiência Bancária na América Latina”, Benjamin M. Tabak estima um modelo de fronteira estocástica para os sistemas bancários de países da América Latina. Apresentam-se as ineficiências custo para onze países, e os resultados sugerem que existe uma grande dispersão dos níveis de eficiência entre esses países. Os resultados encontrados sugerem que as maiores economias da região possuem os sistemas bancários mais ineficientes em linha com Carvallo e Kasman (2005).

No capítulo X, “Validação Assintótica Conjunta da Calibração de PDs de *Ratings* de Crédito”, Ricardo Schechtman estuda a validação da calibração de modelos de *rating* de crédito. Esses modelos têm tido sua relevância aumentada recentemente, uma vez que o novo acordo de Basileia permite que as probabilidades de *default* relativas a *ratings* internos funcionem como parâmetros de entrada no cálculo do capital regulatório dos bancos. O grande desafio para Basileia II, em termos de implementação, reside na validação dos modelos, em particular na validação das probabilidades de *default* estimadas pelos bancos. Essa tem sido considerada uma tarefa difícil, devido ao horizonte de tempo tipicamente longo de risco de crédito, de aproximadamente um ano, o que resulta em poucas observações disponíveis para *backtest*. Além disso, como os tomadores são usualmente sensíveis a um conjunto comum de fatores da economia (i.e., indústria, região geográfica), variações nas condições macroeconômicas ao longo do horizonte de previsão induzem correlação entre os *defaults*. Ambos os fatores contribuem para diminuir o poder de métodos quantitativos de validação. Esse estudo examina cientificamente a validação de modelos de *rating* de crédito por meio de testes estatísticos gerais, não dependentes da particular técnica usada no desenvolvimento desses testes.

II – Juros e Spread Bancário – Evolução

A evolução das operações de crédito do sistema financeiro, em 2006, a exemplo do registrado nos dois anos anteriores, foi favorecida pelo contexto macroeconômico positivo do período. O dinamismo da atividade econômica, os reduzidos níveis inflacionários e a continuidade tanto da redução das taxas de juros quanto da ampliação dos prazos constituíram fatores de estímulo à demanda por recursos bancários por parte das empresas e, de forma mais expressiva, das famílias, tendo em vista o cenário de maior previsibilidade para os agentes econômicos. De certa forma, os mesmos fatores contribuíram decisivamente para que houvesse uma expansão da oferta de crédito compatível com a expansão de demanda.

A carteira de crédito total, que inclui operações realizadas com recursos livres¹ e com recursos direcionados, alcançou R\$732,6 bilhões em dezembro de 2006, com expansões de 20,7% no ano e de 75,1% em relação a 2003². Considerada a classificação do crédito total pela ótica do controle de capital, verifica-se que os empréstimos efetuados pelos bancos privados nacionais corresponderam a 41,2% do total do sistema financeiro, seguidos pelas instituições públicas e estrangeiras, com 36,7% e 22,1%, respectivamente. O desempenho expressivo do crédito nos últimos anos também pode ser evidenciado pelo aumento da relação entre o total de empréstimos e o Produto Interno Bruto (PIB), que evoluiu de 24% em dezembro de 2003 para 30,8% no final de 2006, determinado, fundamentalmente, pelo incremento das operações contratadas a taxas de mercado.

Tabela 1 – Evolução do crédito total

Discriminação	R\$ bilhões					
	2003	2004	2005	2006	Variação (%)	
					t-1	t-3
Total	418,3	498,7	607	732,6	20,7	75,1
Recursos livres	255,6	317,9	403,7	498,3	23,4	95,0
Recursos direcionados	162,6	180,8	203,3	234,3	15,2	44,1
Participação %:						
Total/PIB	24,0	24,5	28,1	30,8		
Recursos livres/PIB	14,7	15,6	18,7	21,0		
Recursos direcionados/PIB	9,3	8,9	9,4	9,9		

As operações de crédito com recursos direcionados alcançaram R\$234,3 bilhões, o que representa crescimentos de 15,2% comparativamente a 2005, e de 44,1% nos últimos três anos. Os financiamentos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), que respondem por 59,3% do saldo total dessas operações, registraram crescimento de 12% no ano, ao mesmo tempo em que os créditos para o setor rural apresentaram expansão anual de 20,5% e atingiram R\$54,4 bilhões.

Ainda em relação aos recursos direcionados, destaca-se o aumento dos financiamentos habitacionais, cujo estoque atingiu R\$34,5 bilhões, com incremento de 22,6% em 2006 e de 45,6% nos últimos três anos. A ampliação da oferta de crédito nesse segmento foi estimulada, principalmente, pela maturação de medidas institucionais de incentivo a esse mercado em anos recentes, que conferiu maior segurança jurídica à realização das operações destinadas ao segmento imobiliário. Dentre as últimas medidas adotadas, ressalte-se a ampliação das modalidades de contratos disponíveis, com a possibilidade de utilização de taxa prefixada na contratação

¹ Operações formalizadas com taxas de juros livremente pactuadas entre os mutuários e as instituições financeiras, excluídas as operações de repasses do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), ou quaisquer outras lastreadas em recursos compulsórios ou governamentais.

² Operações realizadas com taxas ou recursos preestabelecidos em normas governamentais, destinadas, basicamente, aos setores rural, habitacional e de infra-estrutura.

de financiamentos no âmbito do Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimos (SBPE), medida propiciada pelo contexto de estabilidade econômica e de redução das taxas de juros.

O crédito contratado com recursos livres, que responde por 68% da carteira total do sistema financeiro, atingiu R\$498,3 bilhões em dezembro de 2006 e apresentou incremento anual de 23,4% e de 95% no acumulado desde dezembro de 2003. Ressalte-se a continuidade do desempenho expressivo das operações de arrendamento mercantil, aumento de 62,6% comparativamente a 2005. O crescimento das operações de *leasing* nos últimos anos reflete a definição de marco jurídico favorável, que eliminou o controverso acerca dos contratos celebrados com cláusula de Valor Residual Garantido (VRG).

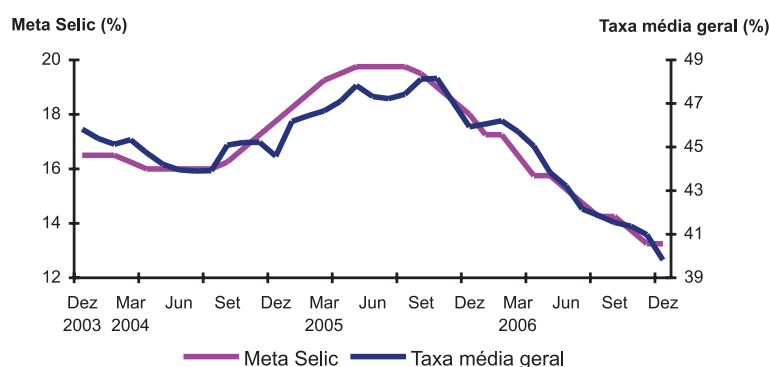
Adicionalmente, assinala-se que a parcela preponderante do crédito livre, representada pelo crédito referencial, atingiu R\$409,5 bilhões em dezembro de 2006 e registrou aumento de 20,2% no ano e de 82,6% no triênio. Esse resultado refletiu, principalmente, a expansão das modalidades de crédito destinadas a pessoas físicas, as quais alcançaram R\$191,8 bilhões, com acréscimos de 23,6% e de 118%, respectivamente, em relação a 2005 e a 2003. Ao mesmo tempo, o saldo das operações para pessoas jurídicas revelou elevações respectivas de 17,4% e de 60%, o que somou R\$217,7 bilhões.

Tabela 2 – Evolução das carteiras de crédito referencial

Discriminação	R\$ bilhões					
	2003	2004	2005	2006	Variação (%)	
					t-1	t-3
Total	224,2	271,4	340,6	409,5	20,2	82,6
P. jurídicas	136,1	158,1	185,4	217,7	17,4	60,0
P. físicas	88,1	113,3	155,2	191,8	23,6	117,7
Participação relativa (%)						
PJ	60,7	58,3	54,4	53,2		
PF	39,3	41,7	45,6	46,8		

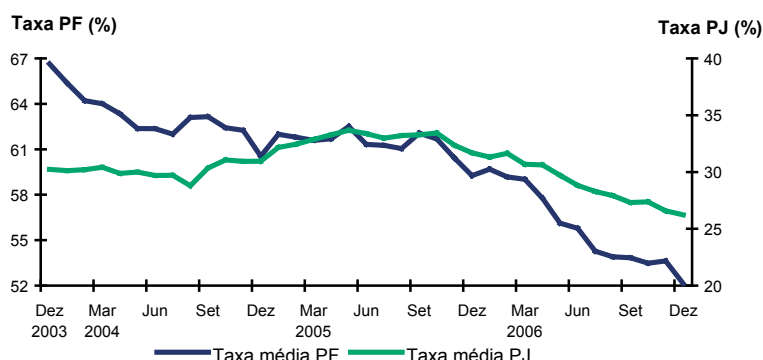
O crescimento do crédito para pessoas físicas e jurídicas foi estimulado, principalmente, pelo declínio significativo nas taxas ativas dos empréstimos e financiamentos, ao longo do processo de flexibilização da política monetária iniciado em setembro de 2005, que determinou reduções sucessivas na taxa básica de juros, o que resultou em redução acumulada de 6,5 p.p. na meta Selic até dezembro de 2006, quando esta atingiu 13,25%. Em linha com o movimento decrescente da taxa básica no período, o custo médio geral das operações de crédito registrou diminuição de 7,6 p.p. O *spread* médio geral das operações de crédito atingiu 27,2 p.p., o menor valor desde dezembro de 2004, com redução de 1,4 p.p. em 2006, relacionada, em parte, aos ganhos de escala advindos do expressivo crescimento nas concessões de crédito pelo sistema financeiro.

Gráfico 1 – Meta Selic x taxa média geral



As variações na taxa ativa geral (para o sistema como um todo, menos crédito direcionado), representada pela média das taxas das operações para pessoas físicas e pessoas jurídicas ponderadas pelos respectivos volumes, refletiram alterações nos custos dos empréstimos de ambos os segmentos, bem como modificações na participação relativa do volume de crédito para cada categoria de tomador. Dessa maneira, foram verificadas diminuições de, respectivamente, 7 p.p. e 8,9 p.p. nas taxas relativas a empréstimos às pessoas jurídicas e às pessoas físicas, entre agosto de 2005 e dezembro de 2006. Adicionalmente, o efeito na taxa ativa geral provocado pela queda nos encargos relativos a pessoas físicas foi atenuado pelo crescimento, nos últimos anos, da participação relativa desse segmento no estoque total do crédito referencial, de 39,3% em dezembro de 2003 para 46,8% ao final de 2006, conforme a Tabela 2, tendo em vista que o patamar de juros incidente sobre os empréstimos às pessoas físicas mostra-se superior ao relativo às pessoas jurídicas.

Gráfico 2 – Taxa média por segmento



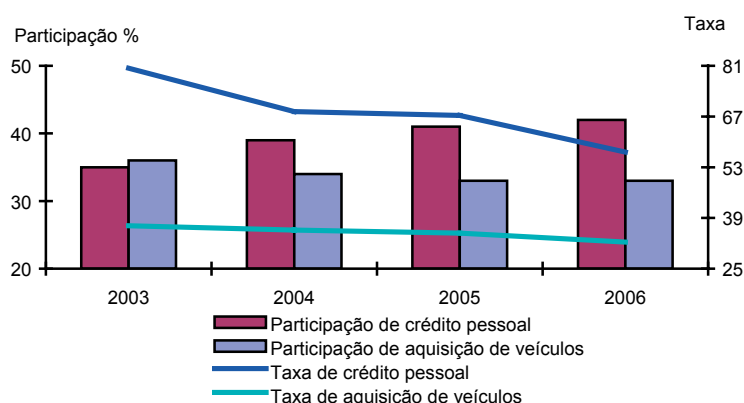
Com respeito especificamente às operações contratadas por pessoas físicas, concentradas em operações realizadas com taxas prefixadas, a Tabela 3 demonstra a evolução das modalidades mais relevantes destinadas ao segmento e evidencia o crescimento significativo do crédito pessoal e dos financiamentos para aquisição de veículos. Essa trajetória salienta a crescente substituição do crédito rotativo, contratado a taxas elevadas devido ao maior risco de inadimplência, por modalidades nas quais as garantias apresentadas propiciam menores riscos e, por conseguinte, a cobrança de menores taxas de juros.

Tabela 3 – Evolução das principais modalidades de crédito a pessoas físicas

Discriminação	2003	2004	2005	2006	R\$ bilhões	
					Variação (%)	
					t-1	t-3
Cheque especial	8,9	9,8	11,0	11,8	7,2	32,1
Crédito pessoal	30,5	43,4	63,4	79,9	25,9	162,0
Consignado	9,7	17,2	31,7	48,1	51,9	396,4
Aquis. veículos	30,0	38,1	50,7	63,5	25,2	111,7
Outros	18,7	22,0	30,1	36,7	22,0	96,3

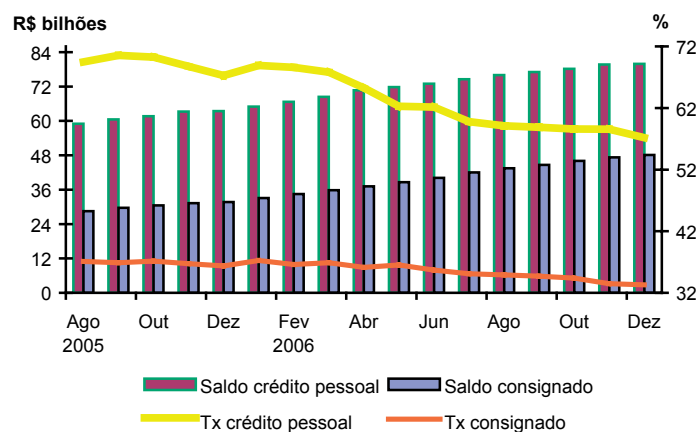
Com referência à composição da carteira destinada às pessoas físicas, assinala-se o aumento da participação relativa do crédito pessoal, de 35% em 2003 para 42% em 2006, ao mesmo tempo em que o crédito para aquisição de veículos sofreu pequena redução, de 34% para 33%, enquanto a parcela correspondente aos empréstimos via cheque especial decresceu de 10% para 6% no mesmo período. No tocante às taxas médias dessas operações, foram observadas quedas de 12,3 p.p. em crédito pessoal e de 6,4 p.p. em cheque especial, entre agosto de 2005 e dezembro de 2006.

Gráfico 3 – Evolução das participações e das taxas de crédito pessoal e de aquisição de veículos



Ressalte-se que a expansão das operações de crédito pessoal, bem como a redução significativa da taxa dessa modalidade, refletiu a evolução do crédito consignado em folha de pagamento, acentuada ainda mais após sua extensão a aposentados e pensionistas do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) desde maio de 2004. Em dezembro de 2006, a representatividade desses empréstimos no crédito pessoal³ atingiu 60%, com saldo de R\$48,1 bilhões. Vale observar que essas operações, por apresentarem menor risco de inadimplência, devido à garantia de desconto direto das parcelas nas folhas de pagamento, são contratadas a taxas de juros mais baixas, aspecto que contribuiu para a queda verificada no custo médio do crédito pessoal. Assim, enquanto as operações consignadas, ao final de 2006, foram cursadas à taxa média de 33,3%, as demais operações de crédito pessoal foram contratadas à taxa média de 73,3%.

Gráfico 4 – Evolução dos saldos e das taxas de crédito pessoal e consignado

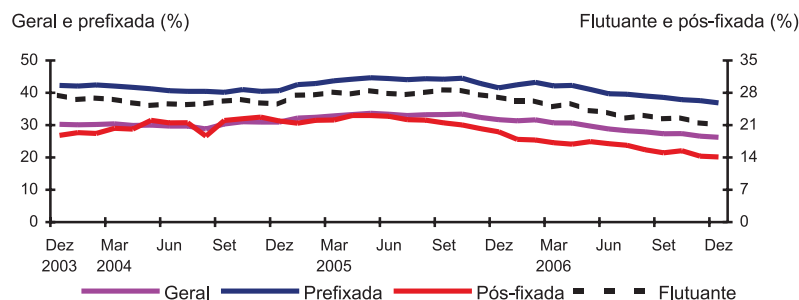


O *spread* médio das operações com pessoas físicas decresceu de 42,9 p.p., em agosto de 2005, para 39,6 p.p., em dezembro de 2006. A retração mais acentuada no *spread* relativo a esse segmento, queda de 3,3 p.p., sinaliza que os ganhos de escala mostraram-se mais intensos nas operações com esses tomadores, tendo em vista a expansão mais expressiva das concessões voltadas para o consumo das famílias.

O Gráfico 5 apresenta a evolução, entre 2003 e 2006, da taxa média geral das operações com pessoas jurídicas, bem como as trajetórias das taxas de cada encargo. A redução mais significativa foi observada nas taxas flutuantes, com decréscimo de 6,3 p.p. no período, seguido de reduções de 5,4 p.p. e de 4,7 p.p., respectivamente, nas taxas prefixadas e pós-fixadas.

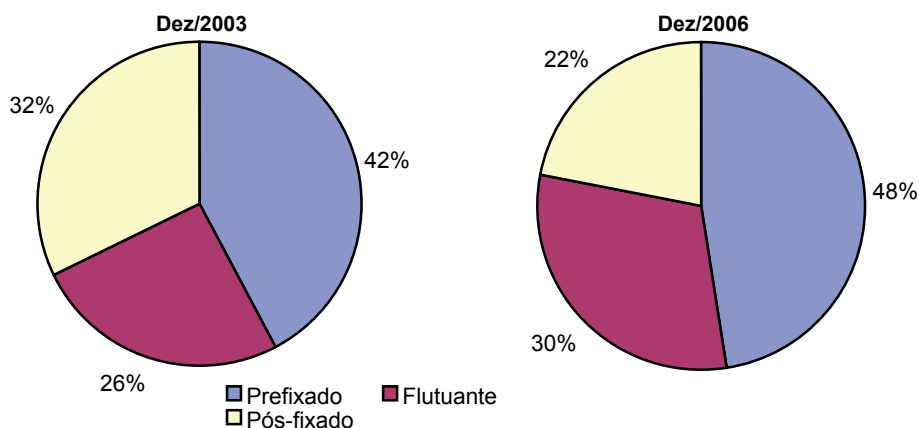
³ Saldo de crédito pessoal, excluídos os empréstimos realizados por cooperativas.

Gráfico 5 – Evolução das taxas de juros médias por encargo financeiro – PJ



Com referência à composição da carteira de crédito de pessoas jurídicas, o Gráfico 6 evidencia que, entre 2003 e 2006, ocorreu o crescimento das participações relativas das operações com taxas prefixadas e com taxas flutuantes, em detrimento da parcela referente às operações com taxas pós-fixadas, redução determinada, basicamente, pela apreciação cambial de 26% registrada no triênio terminado em 2006.

Gráfico 6 – Evolução da participação relativa das operações por categoria de encargo financeiro – PJ



Analisando-se, no entanto, a influência individual da modificação na participação das operações por encargo, constata-se que o efeito positivo do crescimento de participação dos créditos com encargos flutuantes, cujas taxas são mais baixas, sobre a taxa média de aplicação foi superado pelo incremento das operações prefixadas, cujo custo é mais elevado. A redução relativa da parcela das modalidades a taxas pós-fixadas, que apresentam patamares mais reduzidos, também contribuiu para minimizar esse efeito. Dessa forma, a queda na taxa média de juros para pessoas jurídicas foi atenuada pela mudança na composição da carteira desse segmento, como apresentado no Gráfico 6.

O *spread* relativo às operações com pessoas jurídicas alcançou 13,5 p.p. em dezembro de 2006, com declínio de 0,2 p.p. em relação a agosto de 2005. A discreta variação no *spread* relativo aos contratos com esses tomadores é explicada, em parte, pelo processo de mudança no perfil das empresas tomadoras de crédito observado no período recente, com ampliação da participação de Micro, Pequenas e Médias Empresas (MPMEs), que registram, em geral, perfil de maior risco bancário. Complementarmente, deve-se ressaltar a procura das grandes empresas por fontes alternativas ao crédito bancário, evidenciadas no expressivo crescimento das emissões de títulos privados no mercado de capitais.

Além da queda nas taxas de juros, a oferta de crédito em condições mais favoráveis é evidenciada também pelo alongamento dos prazos das operações de crédito. Assim, o prazo médio da carteira de crédito referencial para taxa de juros atingiu 296 dias em dezembro, o maior da série histórica iniciada em junho de

2000, com aumento de 32 dias em relação a 2005. Esse resultado refletiu, principalmente, o alongamento de 49 dias no prazo médio relativo ao segmento de pessoas físicas, que se situou em 368 dias e traduziu, em sua maior parte, as expansões de prazos nas modalidades de crédito pessoal e de aquisição de veículos.

No tocante à qualidade do crédito referencial para taxas de juros, registre-se que a taxa de inadimplência, considerados os atrasos superiores a noventa dias, atingiu 5% em dezembro de 2006, com crescimento de 0,8 p.p. em relação ao ano anterior. Por segmento, os atrasos relativos a pessoas físicas apresentaram incremento de 0,9 p.p. e alcançaram 7,6%, ao mesmo tempo em que a taxa de pessoas jurídicas aumentou 0,7 p.p. no ano, situando-se em 2,7%.

A Tabela 4 apresenta a decomposição contábil do *spread* bancário para operações prefixadas. A metodologia utilizada não sofreu qualquer alteração e está detalhada no “Relatório de Economia Bancária e Crédito” de 2005. Ressalte-se apenas que, em função da utilização de um modelo estatístico para o cálculo da contribuição relativa às despesas administrativas, o acréscimo de novas informações na base de dados implica a revisão desse componente para toda a série. Assim, os valores reportados de 2001 a 2004 já incorporam essa revisão.

Tabela 4 – Decomposição do *spread* bancário – Proporção (%)

Discriminação	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1 - <i>Spread</i> total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
2 - Custo administrativo	16,8	14,7	19,5	19,8	17,2	16,9
3 - Inadimplência	30,7	31,2	31,7	34,0	35,9	43,4
4 - Custo do compulsório	9,7	12,2	6,5	7,0	5,0	4,7
Depósitos a vista	9,4	10,0	7,1	6,8	5,1	4,9
Depósitos a prazo	0,3	2,2	-0,6	0,1	-0,1	-0,3
5 - Tributos e taxas	7,0	7,3	7,2	8,4	8,1	8,6
Impostos indiretos	6,8	7,0	7,0	8,1	7,8	8,3
Custo do FGC	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
6 - Resíduo bruto (1-2-3-4-5)	35,7	34,7	35,1	30,8	33,8	26,4
7 - Impostos diretos	12,1	11,0	10,6	9,9	9,5	7,3
8 - Resíduo líquido (6-7)	23,6	23,7	24,4	21,0	24,3	19,0

Fonte: Depep/SP

Em 2006, houve acréscimo na importância do componente associado à inadimplência, reflexo do maior volume de crédito em atraso verificado nesse ano. Em contraposição, no biênio 2005/2006, foi observada redução nos custos administrativos e forte queda nos custos dos compulsórios, inclusive sendo observados ganhos com a aplicação em títulos públicos da parcela do compulsório sobre depósitos a prazo, em virtude de os juros de captação terem caído mais rapidamente do que a taxa Selic. Como resultado, verificou-se, em 2005, que o resíduo líquido obtido depois de todos os demais componentes terem sido computados elevou-se para 24,29% e voltou aos patamares observados no período de 2001 a 2003. Em 2006, novamente em virtude do aumento da inadimplência, verifica-se queda nesse resíduo para 19,02%. Os demais componentes identificados na decomposição mantiveram-se estáveis.

As perspectivas marcadamente favoráveis para o cenário econômico apontam para a manutenção da trajetória de expansão das operações de crédito do sistema financeiro, bem como para a redução dos *spreads* bancários. Nesse sentido, a continuidade do crescimento do salário real e da ocupação, em ambiente de estabilidade de preços, com desdobramento sobre o planejamento de longo prazo dos agentes econômicos, indicam que o crédito deverá seguir contribuindo para a sustentação do ciclo de crescimento do consumo das famílias e dando suporte para as atividades do setor produtivo.

Principais medidas relacionadas ao crédito

Resolução 3.347, de 8.2.2006 – Estabeleceu novas medidas relacionadas à dinamização do segmento imobiliário, com destaque para a aplicação do fator de multiplicação de 1,5 no cumprimento da exigibilidade relativa às aplicações em imóveis com valores entre R\$80 mil e R\$100 mil. Essa sistemática, anteriormente restrita aos financiamentos do Sistema Financeiro de Habitação (SFH), foi estendida, a partir de 2006, às operações concedidas a taxas de mercado, desde que adotado o regime do patrimônio de afetação.

Medida Provisória 321, de 12.9.2006 – O governo federal implementou um novo conjunto de medidas, com vistas, essencialmente, a reduzir os custos dos financiamentos e desonerar as operações destinadas ao setor habitacional, como também ampliar a oferta de crédito ao segmento, com destaque para:

- 1) faculdade de utilização de taxa prefixada na contratação de financiamentos habitacionais no âmbito do SBPE. No caso de contratação a juros prefixados, o limite máximo da taxa de juros efetiva de 12% a.a. poderá ser acrescido de, no máximo, percentual referente à remuneração básica dos depósitos de poupança, em termos anualizados. Essa remuneração foi definida como a média da Taxa Referencial diária dos noventa dias anteriores, e divulgada pelo Banco Central no último dia útil de cada mês, com validade para todo o mês seguinte;
- 2) concessão de financiamento para aquisição de imóveis residenciais com desconto de prestações em folha de pagamento, cujos contratos são celebrados no âmbito do SFH;
- 3) desoneração tributária do segmento de construção civil, com ênfase para a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para materiais de construção destinados à população de baixa renda;
- 4) inclusão de empresas de construção civil na Lei Geral das Micro e Pequenas Empresas.

Resolução 3.401, de 6.9.2006 – Com o intuito de minimizar riscos nas operações de crédito e de *leasing* e aumentar a concorrência no sistema financeiro, dispôs sobre a quitação antecipada de operação de crédito, assim como sobre a obrigatoriedade de fornecimento de informações cadastrais, como segue:

- 1) portabilidade das operações de crédito: transferência, por solicitação do próprio mutuário, da operação de crédito contratada com uma instituição financeira para outra, cabendo a esta última realizar a quitação antecipada do empréstimo ou de arrendamento mercantil. As condições da nova operação devem ser negociadas entre a instituição que adquiriu o crédito e o mutuário da operação original;
- 2) portabilidade das informações cadastrais: as instituições financeiras devem fornecer a terceiros, quando formalmente autorizadas pelos seus clientes, as informações cadastrais e o histórico de relacionamento a eles relativos.

Resolução 3.402, de 6.9.2006 – Com o objetivo de aumentar a competição entre as instituições financeiras, a exemplo da portabilidade do crédito e de informações cadastrais, essa norma permite a escolha do banco ao qual será direcionado o crédito de recursos provenientes de salários, aposentadorias e similares, sem cobrança de tarifas. A instituição financeira contratada deve assegurar a faculdade de transferência, com disponibilidade no mesmo dia, dos créditos para conta de depósitos de titularidade dos beneficiários, por eles livremente aberta. A conta-salário não é movimentável por cheque e não pode receber qualquer crédito cuja origem não seja o empregador.

III – *Spreads* Bancários Absolutos ou Proporcionais? Um Teste com Base na Literatura de *Pass-Through*

Márcio I. Nakane*

III.1 – Introdução

O Brasil lidera os *rankings* internacionais de *spreads* bancários no seguimento de crédito livre¹. Já existe uma literatura razoável que investiga os motivos desse comportamento. Sem ser exaustivo, podem-se mencionar os documentos contidos em Banco Central do Brasil (1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005), Afanasieff *et al.* (2002), Gelos (2006) e World Bank (2006).

O *spread* bancário é usualmente mensurado como a diferença entre uma taxa de empréstimos e uma taxa de captação (ou o custo de oportunidade dos fundos) do banco. Contudo, a indústria bancária no país frequentemente faz menção a taxas de empréstimo como um fator multiplicativo aplicado a alguma taxa básica (usualmente, a taxa do interbancário CDI). Esse comportamento sugere que talvez uma medida mais apropriada para o *spread* bancário fosse a razão entre uma taxa de empréstimos e uma taxa de captação para o banco. Essa medida alternativa será denominada *spread* proporcional.

A principal contribuição deste artigo é desenvolver um teste empírico para discriminar entre os modelos absolutos e proporcionais para o *spread* bancário. O teste é baseado na literatura de *pass-through* da taxa de juros básica para as taxas bancárias.

O teste, que utiliza dados agregados, é aplicado para o setor bancário brasileiro. Os resultados do teste suportam o modelo proporcional e rejeitam o modelo absoluto. Ou seja, os resultados sugerem que a prática adotada pela indústria bancária no país de precificar as operações de crédito como um múltiplo da taxa do CDI fornece uma descrição mais precisa dos dados. A principal implicação desse resultado é que análises tradicionais de *pass-through* da taxa de juros básica para as taxas de empréstimo podem levar a resultados imprecisos.

Além desta introdução, este artigo apresenta a evolução recente do *spread* bancário no País (seção 2), discute o teste a ser aplicado (seção 3), apresenta os dados (seção 4) e mostra os resultados (seção 5).

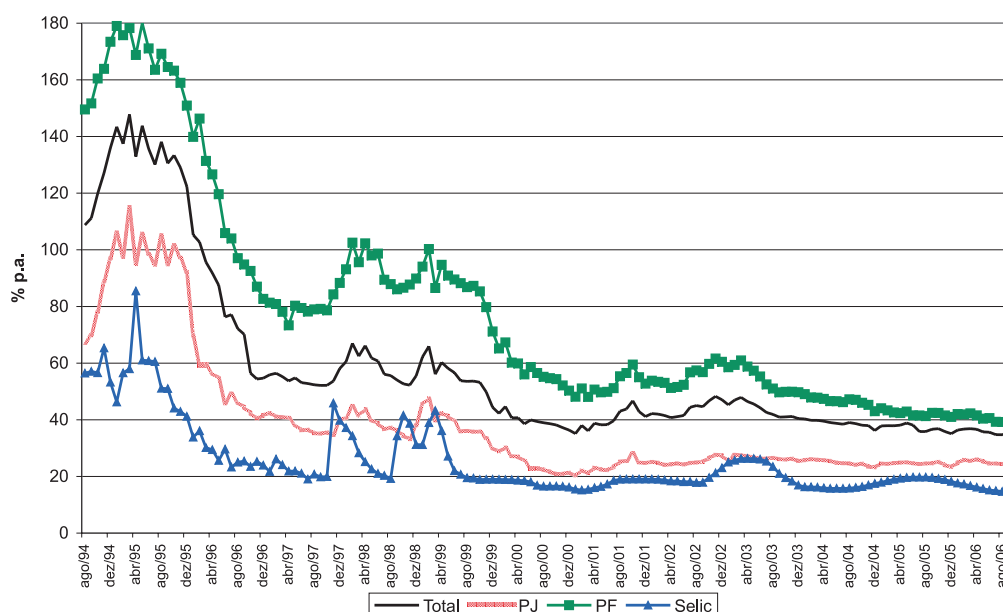
III.2 – Evolução recente do *spread* bancário

A Figura 1 mostra o comportamento do *spread* bancário em sua versão absoluta para dados mensais para o período de agosto de 1994 a setembro de 2006. O *spread* bancário absoluto é medido pela diferença entre a taxa de empréstimos e a taxa Selic, tomada como custo de oportunidade dos fundos. A Figura mostra o *spread* médio para as operações prefixadas para pessoas físicas (PF), para pessoas jurídicas (PJ) e para ambos (Total).

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do autor e não refletem necessariamente a visão do Banco Central do Brasil.

¹ Contudo, ver Nakane e Costa (2005) para uma apreciação crítica de comparações internacionais de *spread* bancário.

Figura 1 – *Spread* bancário absoluto (% p.a.)



A data inicial da análise (agosto de 1994) coincide com o lançamento do Plano Real. Existe uma forte queda no *spread* absoluto para todo o período. O *spread* para o conjunto das operações estava próximo de 140% p.a. no início de 1995 e está atualmente abaixo de 40% p.a.

A redução do *spread* absoluto foi ainda mais pronunciada nos empréstimos para pessoa física. Nesse segmento, o *spread* bancário caiu de 180% p.a. no início de 1995, para 40% p.a. em setembro de 2006. O *spread* bancário para empréstimos a pessoas jurídicas, por sua vez, caiu de 100% p.a. no início de 1995, para 24.4% p.a. em setembro de 2006.

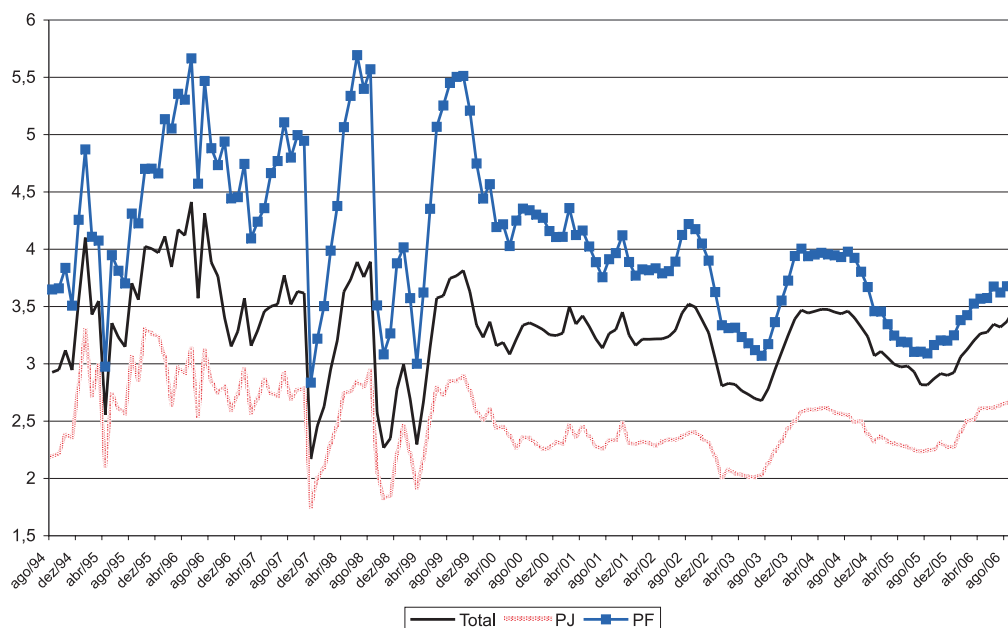
A Figura 1 também mostra o comportamento da taxa de juros básica Selic no período. Os saltos que se seguiram aos episódios de crises externas associados ao México (1995), Ásia (1997) e Rússia (1998) são facilmente reconhecidos.

A Figura 1 também torna aparente a forte associação existente entre o nível da taxa de juros básica e a versão absoluta do *spread* bancário. De fato, os coeficientes de correlação parcial entre a taxa Selic e cada um dos *spreads* absolutos são 88,4%, 87,4%, e 87,9% para empréstimos totais, empréstimos a pessoas jurídicas e empréstimos a pessoas físicas, respectivamente. Essas elevadas correlações também foram reportadas por Nakane e Costa (2005) em comparações internacionais de *spread* bancário. Precisamente por conta dessa alta correlação é que Nakane e Costa (2005) sugerem a utilização de índices de Lerner como indicadores mais apropriados quando o propósito é a comparação internacional de *spreads* bancários.

O ponto dos autores é que, enquanto o nível das taxas de juros traz informação sobre a política monetária desenvolvida, o *spread* bancário deveria, idealmente, fornecer informações sobre o sistema bancário de cada país. Assim, medidas de *spread* bancário que fossem menos contaminadas pelo nível da taxa de juros seriam mais informativas nesse sentido. Tanto o índice de Lerner quanto o *spread* bancário em sua versão proporcional atendem a esse critério.

A Figura 2 computa os *spreads* bancários mensais em sua versão proporcional. *Spreads* bancários proporcionais são calculados como a razão entre a taxa de empréstimo e a taxa Selic.

Figura 2 – *Spread* bancário proporcional (fator sobre a taxa Selic)



Excluindo os períodos em que a taxa básica Selic foi fortemente ajustada em função dos episódios de crise externa (ver Figura 1), os *spreads* proporcionais apresentaram-se muito mais estáveis ao longo do período. Além disso, a correlação entre a taxa básica e os *spreads* proporcionais são muito menores. Os coeficientes de correlação parciais entre a taxa Selic e cada um dos *spreads* proporcionais são -15,5%, 4,5% e -10,6% para empréstimos totais, empréstimos a pessoas jurídicas e empréstimos a pessoas físicas, respectivamente.

III.3 – Um teste baseado em *pass-through*

O principal objetivo deste artigo é desenvolver e implementar um teste empírico que permita contrastar as versões absoluta e proporcional do *spread* bancário. Esse teste é inspirado na literatura que investiga o *pass-through* das taxas de juros básicas para as taxas de juros de empréstimos.

Considere, inicialmente, que o *spread absoluto* forneça uma descrição acurada dos dados. Suponha que a seguinte regressão fosse estimada com os dados disponíveis:

$$ri - r = \alpha + \beta r + \text{outros fatores} + u, \quad (1)$$

onde “*outros fatores*” inclui um vetor de variáveis de controle que possam afetar a determinação das taxas de empréstimos, u é um erro estatístico, α e β são coeficientes a serem estimados. O coeficiente β é o principal coeficiente de interesse.

Uma vez que a equação (1) é estimada, considere a hipótese nula de que o coeficiente β seja igual a zero. Na literatura de *pass-through*, esse resultado é associado ao caso de *pass-through* completo. Assim, sob esse resultado, cada 1 p.p. de variação na taxa básica de juros levaria a uma variação esperada de 1 p.p. na taxa de empréstimos, deixando inalterado o *spread* absoluto (depois de controlar pelo efeito dos outros fatores).

Similarmente, sob a hipótese alternativa, teríamos $\beta < 0$ ou $\beta > 0$. Esses resultados são, por sua vez, respectivamente, associados aos casos de *pass-through* incompleto e de *pass-through* mais que completo.

Contudo, o caso quando $\beta > 0$ é também consistente com uma versão proporcional da precificação de empréstimos na forma:

$$\frac{r_i}{r} = \gamma + \text{outros fatores} + v. \quad (2)$$

De acordo com a expressão (2), depois de controlar pelo efeito de outros fatores, o *spread* proporcional é dado pelo coeficiente γ . Se a margem de intermediação é positiva, o coeficiente γ deve ser maior que um. Assim, se a expressão (2) for o modelo correto de precificação, e se o econometrista utiliza a regressão (1), é fácil verificar que o coeficiente da taxa básica de juros (β) será estimado com valor maior que um.

Portanto, após estimar a equação (1), uma rejeição da hipótese nula $\beta = 0$ a favor da hipótese alternativa $\beta > 0$ pode tanto ser evidência de um *pass-through* mais que completo no modelo absoluto, como de um *pass-through* completo no modelo proporcional (2).

Para ser capaz de discriminar entre as duas possibilidades sob $\beta > 0$ em (1), podemos reverter o procedimento e assumir que o modelo proporcional (2) é agora o correto. Se esse for o caso, a adição de funções da taxa básica de juros r ao conjunto de regressores do lado direito de (2) não deve ajudar a melhorar o poder explicativo do modelo (sob a hipótese de *pass-through* proporcional completo). Do ponto de vista da implementação do teste, qualquer função da taxa básica de juros r poderia ser acrescentada ao lado direito de (2). Uma escolha conveniente, contudo, é a função inversa r^{-1} . Portanto, implementamos agora a seguinte regressão:

$$\frac{r_i}{r} = \gamma + \delta \frac{1}{r} + \text{outros fatores} + v, \quad (3)$$

onde, v é um erro estatístico, γ e δ são coeficientes a serem estimados. O coeficiente δ é o principal coeficiente de interesse.

Considere a hipótese nula de que o coeficiente δ é igual a zero. Nesse caso, existe *pass-through* completo no modelo proporcional. Assim, se a taxa básica de juros aumenta em 1%, espera-se que a taxa de empréstimo também aumente em 1% e que o *spread* proporcional se mantenha inalterado (depois de controlar pelo efeito dos outros fatores).

Ainda que nem $\beta > 0$ nem $\delta = 0$, quando tomados separadamente, dêem forte evidência a favor do modelo proporcional, consideramos uma possível ocorrência conjunta de ambas as situações fornecendo suporte a esse modelo.

A hipótese alternativa $\delta < 0$ é consistente com *pass-through* mais que completo no modelo proporcional. Por outro lado, a hipótese alternativa $\delta > 0$ é consistente com *pass-through* incompleto no modelo proporcional.

O último resultado, $\delta > 0$, é também consistente com *pass-through* completo no modelo absoluto (1). Em outros termos, se o modelo correto é o (1), e se o econometrista implementa a equação (3), então obter-se-ia naturalmente um valor positivo para δ . Basicamente, o valor estimado para δ estaria estimando o coeficiente de intercepto α na equação (1). Assim, a observação conjunta $\beta = 0$ em (1) e $\delta > 0$ em (3) é interpretada como evidência favorável ao modelo absoluto.

Ou seja, o teste aqui proposto implementa as regressões tanto do modelo absoluto quanto do modelo proporcional e busca evidências para a ocorrência conjunta que seja favorável a um deles sobre o outro. A Tabela 1 apresenta um sumário dos resultados possíveis bem como da interpretação de cada um deles.

Tabela 1 – Possíveis resultados dos testes

	$\beta < 0$	$\beta = 0$	$\beta > 0$
$\delta < 0$	Inconsistente	Inconsistente	<i>Pass-through</i> mais que completo
$\delta = 0$	Inconsistente	<i>Pass-through</i> completo	Modelo proporcional
$\delta > 0$	<i>Pass-through</i> incompleto	Modelo absoluto	Inconsistente

Algumas das células dão resultados inconsistentes. Por exemplo, a ocorrência conjunta de $\beta < 0$ em (1) e $\delta < 0$ em (3) indica que existe *pass-through* incompleto de acordo com o modelo absoluto e *pass-through* mais que completo de acordo com o modelo proporcional.

Três das células na Tabela 1 dão forte indicação sobre *pass-through*, mas não são informativos sobre o modelo de precificação (i.e., não informam se o modelo é absoluto ou proporcional).

III.4 – Dados

Os dados de taxas de juros de empréstimos foram obtidos nas séries temporais do Banco Central do Brasil. Foram examinadas dez modalidades de empréstimos no segmento livre a taxas prefixadas, sendo sete para pessoas jurídicas e três para pessoas físicas. As modalidades para pessoas jurídicas estudadas foram *hot money*, desconto de duplicatas, desconto de notas promissórias, capital de giro, conta garantida, aquisição de bens e *vendor*. Para as modalidades de pessoas físicas, foram estudados cheque especial, aquisição de bens e crédito pessoal.

Também apresentamos resultados para as taxas médias de empréstimo para pessoas jurídicas, para as taxas médias de empréstimo para pessoas físicas e para a média de ambos.

Outras variáveis de controle também foram incluídas nas regressões. O objetivo de tais variáveis é controlar tanto por fatores macroeconômicos como por fatores que sejam específicos ao setor bancário.

No grupo dos fatores macroeconômicos, controlou-se pelos efeitos da inflação, da atividade econômica e por uma medida de risco agregado. A inflação é medida pela taxa de variação mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a atividade econômica é medida pelo produto industrial do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a medida de risco macroeconômico é dada pela taxa de câmbio R\$/US\$ e foi utilizada a média mensal das cotações diárias.

A variável de controle específica do setor bancário é a razão entre custos administrativos e ativos operacionais para todo o setor bancário. Ativos operacionais são os ativos circulantes e realizáveis em longo prazo.

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas para todas as variáveis incluídas no estudo para o período amostral coberto, de agosto de 1994 a setembro de 2005.

Tabela 2 – Estatística descritiva

Variável	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Spread absoluto - % p.a.					
Total	59,78	47,04	30,39	35,12	147,78
1. PJ	39,66	28,48	23,23	20,16	115,12
1.a <i>Hot money</i>	39,20	35,00	12,40	23,19	75,64
1.b Desconto duplicatas	46,13	35,32	24,63	22,86	127,42
1.c Desconto notas promissórias	54,56	39,79	27,88	27,57	141,43
1.d Capital de giro	36,53	27,75	26,20	15,53	122,70
1.e Conta garantida	60,23	50,71	28,82	31,12	147,10
1.f Aquisição de bens	35,86	19,67	36,91	9,93	139,87
1.g <i>Vendor</i>	12,31	9,01	9,88	3,76	52,57
2. PF	81,29	63,42	39,02	44,03	180,02
2.a Cheque especial	148,40	140,11	28,18	119,83	227,69
2.b Aquisição de bens	83,08	71,90	32,61	48,19	177,09
2.c Crédito pessoal	53,77	35,30	44,65	18,81	169,96
Spread proporcional					
Total	3,29	3,29	0,42	2,17	4,41
1. PJ	2,49	2,44	0,32	1,75	3,30
1.a <i>Hot money</i>	2,59	2,58	0,34	1,69	3,29
1.b Desconto duplicatas	2,75	2,69	0,37	2,06	3,55
1.c Desconto notas promissórias	3,09	3,06	0,44	2,19	4,12
1.d Capital de giro	2,32	2,21	0,40	1,69	3,45
1.e Conta garantida	3,36	3,39	0,50	1,94	4,33
1.f Aquisição de bens	2,18	1,90	0,67	1,37	4,15
1.g <i>Vendor</i>	1,44	1,40	0,19	1,14	2,19
2. PF	4,13	4,02	0,67	2,84	5,69
2.a Cheque especial	7,26	7,57	1,50	3,37	9,89
2.b Aquisição de bens	4,28	4,37	0,56	2,91	5,53
2.c Crédito pessoal	2,87	2,52	0,80	1,86	5,47
Outras variáveis					
Taxa Selic - % p.a.	26,48	20,13	13,32	15,20	85,47
Taxa de inflação - % p.a.	9,72	7,19	8,97	-5,95	42,91
Produto industrial - Índice (2000=100)	96,00	95,61	9,78	74,87	120,39
Taxa de câmbio - R\$/US\$	1,91	1,84	0,84	0,84	3,81
Desp. admin. sobre ativos operacionais - %	0,5558	0,5119	0,1608	0,4142	1,9025

III.5 – Resultados

O modelo empírico inicial consiste de versões dinâmicas das equações (1) e (3). Supõe-se que modelos auto-regressivos e de defasagens distribuídas (ADL) sejam adequados para este propósito. As versões ADL irrestritas das equações (1) e (3) são, respectivamente, dadas por:

$$r_{kt} - r_t = \alpha + \sum_{i=0}^L \beta_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^L \lambda_i r_{t-i} + \text{outros fatores} + \varepsilon_{kt} \quad (4)$$

e:

$$\frac{r_{kt}}{r_t} = \gamma + \sum_{i=0}^L \delta_i \left(\frac{1}{r_{t-i}} \right) + \sum_{i=1}^L \phi_i r_{t-i} + \text{outros fatores} + v_{kt}, \quad (5)$$

onde r_{kt} é a taxa agregada de empréstimo da modalidade k no período t , r_t é a taxa selic no período t , e *outros fatores* incluem valores correntes e defasados de inflação, atividade econômica, taxa de câmbio e despesas administrativas.

Depois que os modelos irrestritos (4) e (5) foram estimados, buscaram-se versões mais parcimoniosas, que acompanhassem a estratégia de modelos gerais para modelos específicos. Em especial, aplicou-se o processo automático de seleção de modelos implementado no PcGets [Hendry e Krolzig (2001)]. Esse procedimento também permite a inclusão de *dummies* de impulso na presença de *outliers*.

A partir do modelo restrito, recuperou-se o coeficiente de *pass-through* de longo prazo e testou-se sua significância. Os coeficientes de *pass-through* de longo prazo dos modelos (4) e (5) são, respectivamente, dados por:

$$\frac{\sum_{i=0}^L \beta_i}{\left(1 - \sum_{i=1}^L \lambda_i\right)} \quad \text{e} \quad \frac{\sum_{i=0}^L \delta_i}{\left(1 - \sum_{i=1}^L \phi_i\right)}. \quad (6)$$

O período amostral utilizado nas estimações inicia-se em junho de 1995. Portanto, foram excluídas as observações referentes ao primeiro ano após o lançamento do Plano Real. A razão para tal exclusão é para se evitarem eventuais contaminações do período de alta inflação bem como da transição entre os dois regimes. Contudo, uma vez que valores defasados são incluídos nas regressões, observações prévias a junho de 1995 foram utilizadas para a construção de tais variáveis defasadas.

Para cada modalidade de empréstimo, são apresentados resultados de dois conjuntos de regressões. No primeiro, nenhuma variável de controle foi incluída. As versões irrestritas de tais modelos incluem cinco defasagens da própria variável dependente, bem como da taxa básica Selic. No segundo conjunto de regressões, todas as variáveis de controle foram incluídas. Nesse caso, para economizar nos graus de liberdade, quatro defasagens de cada variável explicativa foram incluídas nos modelos irrestritos.

As Tabelas 3 e 4 resumizam os resultados². A Tabela 3 mostra os resultados do teste de acordo com as possibilidades discriminadas na Tabela 1 para os modelos sem a inclusão de variáveis adicionais de controle. O primeiro número entre parênteses mostra o nível descritivo (*p-value*) para a significância do coeficiente de longo prazo no modelo proporcional, i.e. $\delta = 0$. O segundo número em parênteses mostra o *p-value* para a significância do coeficiente de longo prazo no modelo absoluto, i.e. $\beta = 0$.

² No apêndice, mais detalhes de cada regressão são apresentados.

Tabela 3 – Testes sem variáveis de controle

	$\beta = 0$	$\beta > 0$
$\delta = 0$	Capital de giro (0.539,0.781)	Total (0.39,0.00), PJ (0.28,0.00), PF (0.43,0.00), Desc. duplicatas. (0.75,0.00), <i>Vendor</i> (0.68,0.00), Desc. promissórias (0.70,0.00), Cta. garantida (0.24,0.00), Aquis. bens PJ (0.67,0.026), Aquis. bens PF (0.97,0.00), Crédito pessoal (0.14,0.00)
$\delta > 0$		<i>Hot money</i> (0.037,0.000), Cheque especial (0.000,0.000)

O primeiro resultado importante a se destacar é que não foram encontrados casos em que $\delta < 0$ ou $\beta < 0$. O segundo resultado relevante é que não foram encontrados casos em que simultaneamente $\delta > 0$ e $\beta = 0$, que é o caso a favor da versão absoluta do modelo de *spread* bancário.

No terceiro resultado, a grande maioria dos casos é consistente com a versão proporcional do *spread* bancário, associado com a ocorrência simultânea de $\beta > 0$ e $\delta = 0$.

No quarto resultado, o financiamento a capital de giro é consistente com um *pass-through* completo, mas não é claro qual modelo de *spread* seria mais adequado para essa modalidade.

E, finalmente, existem predições inconsistentes para *hot money* e para cheque especial.

Esses resultados são robustos à inclusão de variáveis adicionais de controle nas equações de *spread*? A Tabela 4 sumariza os resultados para tais modelos. A estrutura é a mesma da Tabela 3.

Tabela 4 – Resultados com variáveis de controle

	$\beta > 0$
$\delta = 0$	Total (0.13,0.00), PJ (0.67,0.00), Cap. giro (0.29,0.00), Cta. garantida (0.62,0.00), Aquis. bens PJ (1.00,0.00), <i>Vendor</i> (0.93,0.00), Aquis. bens PF (0.66,0.00)
$\delta > 0$	PF (0.030,0.00), <i>hot money</i> (0.027,0.000), Desc. duplic. (0.025,0.00), Desc. promis. (0.039,0.00), Cheque especial (0.00,0.00), Cred. pessoal (0.004,0.00)

Existem ainda menos casos possíveis quando variáveis de controle são incluídas nas regressões. Das nove possibilidades da Tabela 1, somente duas aparecem como representativas. Todos os casos são consistentes com $\beta > 0$, que, conforme previamente discutido, pode estar relacionado ou com *pass-through* mais que completo no modelo absoluto, ou com *pass-through* completo no modelo proporcional.

Sete dos treze casos estudados mostram resultados que são consistentes com o modelo de *pass-through* proporcional. Infelizmente, por outro lado, um grande grupo de casos gerou resultados inconsistentes.

Deve-se também mencionar que, como nos modelos em que variáveis de controle não foram incluídas, não se encontrou qualquer caso em suporte ao modelo de *spread* absoluto.

Duas ressalvas devem ser feitas. Primeiro, como mostrado no apêndice, muitas equações mostram sinais de má-especificação, sob a forma de erros serialmente correlacionados, erros não normais e rejeição do teste *Reset*. Segundo, o uso de dados ao nível da firma bancária parece ser mais apropriado para as finalidades deste estudo, principalmente porque o modelo teórico se refere ao comportamento de bancos individuais. Quando os dados são agregados para o conjunto dos bancos, o comportamento individual de determinação de taxas de empréstimo pode ser mais difícil de se observar.

Em um país com níveis elevados de taxas de juros (como é o caso do Brasil), não é surpresa que o modelo proporcional seja mais representativo que o modelo absoluto. Como mostrado na seção 2, a versão proporcional é menos afetada pelos movimentos na taxa básica de juros. Na versão absoluta, altos *spreads* bancários podem refletir simplesmente altas taxas básicas de juros, em vez de prover informação sobre características do setor bancário.

Quando se pretendem realizar comparações internacionais de *spread* bancário, essa distinção pode ser relevante. É bem conhecido que o Brasil, por exemplo, possui tanto taxas básicas quanto *spreads* bancários bastante elevados no contexto internacional. Mas, serão tais informações independentes? Nakane e Costa (2005) argumentam que não. Quando índices de Lerner são computados para realizar comparações internacionais, os autores mostram que o Brasil deixa de ser o campeão mundial nos *rankings* de *spread* bancário.

Por que é importante saber se o modelo de *spread* absoluto ou o proporcional é o que melhor descreve o comportamento do *spread* bancário? Se o propósito for quantificar impactos marginais, o conhecimento de qual é o modelo mais apropriado torna-se crucial. Pesquisadores, formuladores de política e participantes da própria indústria frequentemente estão interessados nos impactos quantitativos sobre o *spread* bancário ou sobre as taxas de empréstimo de alterações na taxa básica, ou de alterações em outras variáveis. Respostas acuradas a tais questões só são possíveis se o comportamento de precificação dos empréstimos bancários for descrito de forma precisa.

Referências bibliográficas

AFANASIEFF, Tarsila S.; LHACER, Priscilla M. V. e NAKANE, Márcio I. (2002). The determinants of bank interest spread in Brazil. **Money Affairs**, n. 15, p. 183-207.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2002). **Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 3 anos do projeto Juros e Spread Bancário.**

_____ (2003). **Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 4 anos do projeto Juros e Spread Bancário.**

_____ (2004). **Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 5 anos do projeto Juros e Spread Bancário.**

_____ (1999). **Juros e Spread Bancário no Brasil.**

_____ (2000). **Juros e Spread Bancário no Brasil – Avaliação de 1 ano do projeto.**

_____ (2001) **Juros e Spread Bancário no Brasil – Avaliação de 2 anos do projeto.**

_____ (2005). **Relatório de Economia Bancária e Crédito.**

GELOS, Gaston (2006). Banking spreads in Latin America. **IMF Working Paper**, 6/44.

NAKANE, Márcio I. e COSTA, Ana Carla (2005). Spread bancário: os problemas da comparação internacional. In: **Relatório de Economia Bancária e Crédito do Banco Central do Brasil**, p. 59-68.

WORLD BANK (2006). **Brazil: interest rates and intermediation spreads.**

Apêndice – Resultados das regressões para cada modalidade

Tabela 5 – Resultados para empréstimos totais

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.587 (0.178) [0.000]	1.731 (0.166) [0.000]	26.357 (30.43) [0.388]	10.463 (6.857) [0.130]
<i>Dummies</i> impulso	95:08, 96:01, 96:10, 99:03	96:01, 96:10, 99:03	95:08, 96:06, 96:10	96:10, 99:03
Sigma	2,0648	1,989	0,0965	0,0936
R2	0,9927	0,9936	0,9501	0,9551
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	10	16	10	15
Teste AR (<i>p value</i>)	1.18 (0.319)	0.55 (0.796)	0.61 (0.748)	1.68 (0.122)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	8.87 (0.012)	5.57 (0.062)	10.47 (0.005)	2.18 (0.336)
Teste Reset (<i>p value</i>)	0.05 (0.826)	6.00 (0.016)	0.24 (0.628)	1.18 (0.280)

Tabela 6 – Resultados para PJ

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.104 (0.125) [0.000]	1.160 (0.148) [0.000]	11.695 (10.84) [0.283]	-4.447 (10.27) [0.666]
<i>Dummies</i> impulso	95:08, 95:10, 96:01, 99:03	95:10, 96:01	95:08, 95:10, 96:01, 96:06	96:01, 96:02
Sigma	1,8069	2,069	0.0800	0,0796
R2	0,9904	0.9880	0.9390	0,9443
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	7	12	9	18
Teste AR (<i>p value</i>)	1.50 (0.174)	3.09 (0.005)	0.89 (0.520)	0.60 (0.756)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	32.85 (0.000)	54.66 (0.000)	14.90 (0.001)	7.95 (0.019)
Teste Reset (<i>p value</i>)	1.21 (0.273)	5.71 (0.019)	2.25 (0.137)	5.85 (0.017)

Tabela 7 – Resultados para PF

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	2.544 (0.296) [0.000]	2.200 (0.149) [0.000]	-19.949 (25.22) [0.431]	22.399 (10.23) [0.030]
<i>Dummies</i> impulso	96:02, 99:03	96:02, 99:03	96:06, 99:03, 99:12	99:03:00
Sigma	2,9261	2,624	0,1288	0,1304
R2	0,9916	0,9935	0,9672	0,9666
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	7	10	11	12
Teste AR (<i>p value</i>)	1.67 (0.125)	2.56 (0.018)	2.66 (0.014)	1.14 (0.342)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	2.75 (0.253)	7.95 (0.019)	1.25 (0.536)	4.31 (0.116)
Teste Reset (<i>p value</i>)	5.70 (0.019)	1.24 (0.267)	3.01 (0.085)	0.17 (0.678)

Tabela 8 – Resultados para *hot money*

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.076 (0.193) [0.000]	1.232 (0.191) [0.000]	12.500 (5.937) [0.037]	14.559 (6.521) [0.027]
<i>Dummies</i> impulso	96:01, 96:02, 99:01	96:01, 96:02	96:02	96:02
Sigma	3.0520	2,9535	0,1358	0,1304
R2	0,9146	0,9235	0,8258	0,8434
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	9	14	6	9
Teste AR (<i>p value</i>)	1.39 (0.219)	1.28 (0.265)	2.99 (0.006)	2.02 (0.058)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	2.39 (0.303)	2.02 (0.365)	3.29 (0.193)	0.53 (0.769)
Teste Reset (<i>p value</i>)	1.27 (0.263)	1.36 (0.246)	0.02 (0.885)	0.19 (0.661)

Tabela 9 – Resultados para desconto de duplicatas

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.151 (0.295) [0.000]	1.157 (0.121) [0.000]	9.279 (28.92) [0.749]	13.006 (5.733) [0.025]
<i>Dummies</i> impulso	96:01, 98:12, 99:01	96:01:00	96:06, 99:01	99:01
Sigma	2,3711	2,4514	0,1021	0.0970
R2	0,9856	0.9850	0,9277	0,9364
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	9	12	9	12
Teste AR (<i>p value</i>)	1.20 (0.308)	1.00 (0.438)	0.30 (0.953)	1.29 (0.264)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	10.68 (0.005)	7.89 (0.019)	0.05 (0.977)	2.01 (0.366)
Teste Reset (<i>p value</i>)	0.11 (0.742)	0.48 (0.492)	0.06 (0.813)	5.20 (0.025)

Tabela 10 – Resultados para desconto de promissórias

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.757 (0.263) [0.000]	0.764 (0.213) [0.000]	-4.050 (10.53) [0.701]	13.304 (6.375) [0.039]
<i>Dummies</i> impulso	95:07, 96:01, 99:01	96:01		01:03
Sigma	3,0045	3,2887	0,1499	0,1418
R2	0.9820	0,9781	0,8906	0,9055
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	10	8	5	9
Teste AR (<i>p value</i>)	1.04 (0.406)	1.72 (0.113)	1.48 (0.180)	2.30 (0.032)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	1.79 (0.409)	0.81 (0.667)	1.18 (0.554)	3.50 (0.174)
Teste Reset (<i>p value</i>)	1.62 (0.206)	0.18 (0.674)	1.39 (0.241)	2.46 (0.120)

Tabela 11 – Resultados para capital de giro

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	-0.539 (1.935) [0.781]	1.120 (0.278) [0.000]	10.052 (16.31) [0.539]	-18.447 (17.44) [0.292]
<i>Dummies</i> impulso	95:10, 96:01, 00:06	96:01	95:10, 96:01, 00:06	96:01, 00:06
Sigma	2,3289	2,3631	0,1019	0,1013
R2	0,9871	0,9875	0,9326	0,9346
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	11	17	9	10
Teste AR (<i>p value</i>)	2.73 (0.012)	2.33 (0.030)	1.58 (0.148)	1.58 (0.150)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	9.43 (0.009)	8.74 (0.013)	6.98 (0.031)	8.70 (0.013)
Teste Reset (<i>p value</i>)	0.01 (0.926)	2.69 (0.104)	1.51 (0.222)	4.64 (0.033)

Tabela 12 – Resultados para conta garantida

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.579 (0.274) [0.000]	1.946 (0.423) [0.000]	30.585 (25.81) [0.238]	-11.264 (22.75) [0.621]
<i>Dummies</i> impulso	95:08, 96:01, 99:03	96:01	95:08, 96:06, 00:06	95:08, 00:06
Sigma	3,2212	3,491	0,1355	0,1318
R2	0,9815	0,9789	0,9322	0,9393
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	8	11	10	16
Teste AR (<i>p value</i>)	1.04 (0.406)	2.15 (0.045)	1.45 (0.193)	1.62 (0.138)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	19.32 (0.000)	19.46 (0.000)	9.45 (0.009)	11.99 (0.003)
Teste Reset (<i>p value</i>)	2.60 (0.110)	7.92 (0.006)	0.52 (0.474)	0.06 (0.814)

Tabela 13 – Resultados para aquisição de bens PJ

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	0.610 (0.270) [0.026]	1.320 (0.285) [0.000]	12.781 (29.73) [0.668]	0.122 (24.50) [0.996]
<i>Dummies</i> impulso	95:08, 95:10, 96:02, 96:06, 99:02, 99:03	95:08, 96:02, 99:03	95:08, 95:10, 96:02, 96:06	96:02, 96:06
Sigma	1,8021	1,876	0,0968	0,0923
R2	0,9963	0,9963	0,9777	0,9812
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	10	20	9	17
Teste AR (<i>p value</i>)	1.08 (0.381)	2.94 (0.008)	0.65 (0.714)	0.79 (0.596)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	6.89 (0.032)	9.27 (0.010)	8.98 (0.011)	4.30 (0.116)
Teste Reset (<i>p value</i>)	0.15 (0.702)	6.97 (0.010)	9.07 (0.003)	10.33 (0.002)

Tabela 14 – Resultados para *vendedor*

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	0.583 (0.083) [0.000]	0.410 (0.057) [0.000]	2.488 (5.944) [0.676]	0.253 (2.703) [0.926]
<i>Dummies</i> impulso	96:01, 98:03, 99:03	95:10	95:08, 95:10, 96:06, 99:03	95:10
Sigma	1,945	2,242	0,0756	0,0784
R2	0,9529	0,9369	0,8487	0,8446
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	13	12	9	14
Teste AR (<i>p value</i>)	0.80 (0.586)	1.18 (0.321)	0.95 (0.471)	0.79 (0.594)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	8.45 (0.015)	32.38 (0.000)	14.92 (0.001)	8.60 (0.014)
Teste Reset (<i>p value</i>)	0.03 (0.855)	5.66 (0.019)	1.17 (0.283)	0.19 (0.664)

Tabela 15 – Resultados para cheque especial

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	2.212 (0.212) [0.000]	2.339 (0.273) [0.000]	88.705 (8.712) [0.000]	118.40 (11.32) [0.000]
Dummies impulso	99:03, 99:12, 00:06	99:03, 00:06	98:04, 98:07, 99:03, 12:99, 00:06	99:12, 00:06
Sigma	5,765	5.880	0,2041	0,2296
R2	0,9354	0,9322	0,9793	0,9733
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	9	8	14	12
Teste AR (<i>p value</i>)	1.68 (0.122)	1.61 (0.141)	0.75 (0.633)	0.81 (0.577)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	25.79 (0.000)	26.16 (0.000)	13.13 (0.001)	16.74 (0.000)
Teste Reset (<i>p value</i>)	0.44 (0.507)	1.59 (0.210)	3.47 (0.065)	2.05 (0.155)

Tabela 16 – Resultados para aquisição de bens PF

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.490 (0.424) [0.001]	1.831 (0.182) [0.000]	1.453 (33.18) [0.965]	-6.646 (14.85) [0.655]
Dummies impulso	96:02, 96:03	96:02	96:02, 96:06	96:02, 96:06
Sigma	2,8247	2,8234	0,1379	0,1226
R2	0,9939	0,9942	0,9715	0,9783
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	8	13	10	14
Teste AR (<i>p value</i>)	3.73 (0.001)	3.36 (0.003)	3.40 (0.003)	1.56 (0.156)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	14.30 (0.001)	9.23 (0.010)	8.47 (0.015)	5.26 (0.072)
Teste Reset (<i>p value</i>)	1.21 (0.273)	3.97 (0.049)	3.96 (0.049)	0.00 (0.986)

Tabela 17 – Resultados para crédito pessoal

	Spread absoluto		Spread proporcional	
	Sem controles	Com controles	Sem controles	Com controles
Coef. <i>pass-through</i> longo prazo	1.169 (0.337) [0.001]	1.563 (0.239) [0.000]	32.916 (21.86) [0.135]	30.676 (10.55) [0.004]
<i>Dummies</i> impulso	95:08, 00:01	00:01	00:01	00:01
Sigma	2,8585	3.1010	0,1393	0,1413
R2	0,9872	0,9859	0,9382	0,9365
# obs.	124	124	124	124
# parâmetros	6	13	8	8
Teste AR (<i>p value</i>)	1.43 (0.200)	1.66 (0.128)	0.44 (0.875)	1.51 (0.171)
Teste normalidade (<i>p value</i>)	1.65 (0.439)	0.81 (0.667)	2.88 (0.237)	0.42 (0.810)
Teste Reset (<i>p value</i>)	3.12 (0.080)	1.31 (0.256)	0.06 (0.809)	0.01 (0.936)

IV – Fundamentos Econômicos de um e-Mercado de Crédito

Victorio Y. T. Chu^{+,*}

IV.1 – Introdução

Conforme Milgrom (1989), leilões são mecanismos utilizados frequentemente na venda de produtos heterogêneos, ainda que possuam características similares – os quadros de Monet, por exemplo, têm preços bem distintos dos preços dos quadros de Manet. Mesmo entre quadros de um mesmo pintor, existe grande disparidade nos preços em um leilão. Intertemporalmente, o mesmo quadro também terá valores diferentes, o que significa a necessidade de novos leilões para o mesmo bem com o passar do tempo.

Da mesma forma, os tomadores de empréstimos são agentes que apresentam um grande número de características ou dimensões diferentes. Para cada uma dessas características, o intervalo da variável, muitas vezes, é bastante amplo. Por exemplo: a renda desses tomadores de empréstimos pode variar de centenas de reais até bilhões de reais por mês. Com esse grande número de dimensões e com o extenso intervalo para várias dessas dimensões, acaba-se gerando um universo de tomadores de crédito bastante heterogêneo. Essa heterogeneidade resulta em um amplo grau de variação nos riscos de cada tomador. Logo, é natural que uma das formas de se tomar o crédito seja o leilão.

De fato, em muitos mercados, o crédito é ofertado por meio de leilões. No mercado informal de crédito na Ásia¹ ou de seus imigrantes em outros países, existem consórcios de empréstimos, denominados *hwei* (em chinês) ou *tanamoshi* (em japonês), nos quais os recursos levantados são emprestados por meio de um leilão de juros.

Mesmo em mercados razoavelmente homogêneos, como títulos públicos e moedas, o governo sempre utiliza o processo de leilão na venda ou na compra desses títulos. Nesses casos, além da questão legal (os órgãos públicos são obrigados a usar um mecanismo de compra ou venda via leilão ou licitação), existe, principalmente no caso de *commodities* financeiras, um sistema de precificação em que as expectativas podem ser heterogêneas, o que implica preços variados para um mesmo ativo financeiro.

Por outro lado, as Instituições Financeiras (IFs) também possuem muitas características diferentes entre si. Dentre essas características, destacam-se: a estrutura de custos; a distribuição; a estrutura de ativos e passivos; os graus de aversão ao risco, tanto os gerados por diferenças entre o principal e o agente quanto os gerados pela estrutura de ativo/passivo e remuneração/premiação.

Tanto do lado do tomador quanto do lado do credor existe muita heterogeneidade, o que sugere que a forma ideal de se ofertar crédito é através de leilão. Porém, junto às instituições financeiras (IFs), o crédito, principalmente para as pessoas físicas e jurídicas de pequeno porte, é concedido sob a forma de taxas postadas.

⁺ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil (Depep/SP). Agradeço aos participantes do seminário de *workshop* de Economia Bancária em 11/dez/2006 em Brasília pelas sugestões. Em especial, ao José Álvaro Rodrigues Neto pelos comentários. Não obstante, quaisquer erros encontrados com certeza devem ser imputados ao presente autor.

^{*} As interpretações e opiniões expressas neste trabalho representam a visão do autor, e que não correspondem a visão ou opinião da diretoria e dos membros do Banco Central do Brasil.

¹ O artigo de Ardener (1964) é um clássico na descrição dos vários lugares no mundo onde ocorre esse tipo de consórcio de empréstimo/poupança. Um texto mais recente onde se descreve um modelo econômico desses consórcios de empréstimo é o de Besley, Coate e Loury (1993).

Os grandes tomadores obtêm recursos por meio de um sistema de tomada de preço e de montante das linhas de crédito com seus fornecedores de recursos, que são as IFs com as quais ela opera. Esse sistema de obtenção de preço/montante tem um formato próximo de leilão fechado. Em muitos casos, depois da rodada de cotações, ainda há negociação com as IFs que apresentaram a menor oferta de taxa de empréstimo, com vista a mais uma possível redução ou ampliação do montante total da linha.

Pode-se argumentar que, para muitos tomadores que só possuem relacionamento com uma única IF, não haveria necessidade de leilão. Entretanto, muitas vezes o cliente tem relacionamento com mais de uma IF, ou, mesmo que não tenha relacionamento com outra IF, basta existir a possibilidade de o cliente ter acesso a mais de uma IF para a obtenção de recursos que gerariam as condições necessárias, além da heterogeneidade dos tomadores, para que ocorra alguma forma de leilão. Por exemplo, o banco coloca junto ao extrato o limite e a taxa dos juros para diversas modalidades de crédito. Após certo tempo (em muitos casos, anos), quando os clientes não tomam esses empréstimos, não há praticamente redução significativa das taxas de empréstimos, como previsto pelo modelo de aprendizagem com preços postados de Chen e Wang (1999). Muitas vezes, o cliente daquele banco pode ter tomado empréstimos em outras IFs. Naturalmente, se o mercado tivesse as características de leilão, a IF baixaria a taxa de empréstimo ao longo do tempo até chegar à taxa em que ocorresse um empréstimo, desde que essa taxa esteja acima dos custos² da IF. Essa redução da taxa no tempo é conhecida como leilão holandês³.

Nesses casos, é claro que as IFs não têm interesse em reduzir a taxa de juros postada inicialmente, e procuram encontrar, no melhor estilo do leiloeiro Walrasiano, a taxa de equilíbrio daquele tomador, condicionado à falta de interesse do cliente em tomar empréstimo àquela taxa de juros ofertada inicialmente.

Uma das razões para essa falta de disposição da IF de passar de um preço postado para um preço leilado pode ser, dentro de certos parâmetros, a existência de custo de troca. Esse custo de troca, no seu significado mais amplo, inclui o custo informacional e o custo de procura/pesquisa, o que permite à IF agir como um monopsonista (comprador único de determinado produto ou serviço). A IF está oferecendo comprar o risco de crédito por um valor menor (PU) do que o seu verdadeiro preço, e considera no preço o risco de crédito do tomador. McAfee e McMillan (1988) mostram que a política ótima do monopsonista é ofertar a compra por um preço postado, em vez de em um leilão.

Mesmo no caso da existência de inúmeros compradores, pode ocorrer uma situação similar ao de monopsonio (quando existe apenas um único comprador), por exemplo quando o vendedor não pode comunicar a outros compradores que está vendendo o bem, quer por questões de custos de comunicação, qualidade do produto ou reputação do vendedor. Nesse contexto, para o pequeno tomador, os custos de organizar um leilão, comunicar aos interessados e disponibilizar os seus dados, no caso as características que permitam estimar o risco do tomador, são muito superiores aos ganhos de se conseguirem taxas menores, o que torna o modelo de McAfee e McMillan (1988) uma simplificação aproximada da realidade.

Nesse contexto, o custo do tomador de realizar leilões constitui-se em uma das principais causas para a prevalência generalizada de o crédito ser ofertado com taxas postadas, sobrepondo-se ao caminho natural, que seria o leilão.

² Entenda-se aqui custos esperados (taxa futura de captação, custo de inadimplência etc.) e presentes ou realizados.

³ O nome "leilão holandês" deriva dos leilões de flores realizados na Holanda onde o preço começava alto e ia reduzindo até aparecer uma oferta de compra.

Escopo e objetivo do trabalho

Recentemente, muitos economistas têm participado da atividade de projeto de mercado (*market design*)⁴, que, grosso modo, podemos descrever como a especificação das condições necessárias para um funcionamento de certos tipos de mercado ou plataformas, locais onde os compradores e vendedores se encontram e realizam as suas operações. Essas condições necessárias ao projeto de mercado – cuja implementação requer o auxílio de outras áreas, tais como computação – são baseadas em fundamentos teóricos da economia.

O objetivo do presente trabalho é descrever quais as condições necessárias para um projeto de um e-mercado pleno de créditos, com a participação das IFs que operam com crédito, e com a inclusão de fundos de investimento que passarão a poder conceder crédito e que operarão os seguintes produtos financeiros⁵: empréstimos, financiamentos e fianças. É importante que tomadores e emprestadores possam se encontrar nesse e-mercado, para reduzir as fricções (os custos de procurar e casar as duas pontas, e os de distribuição) e o custo de troca do tomador.

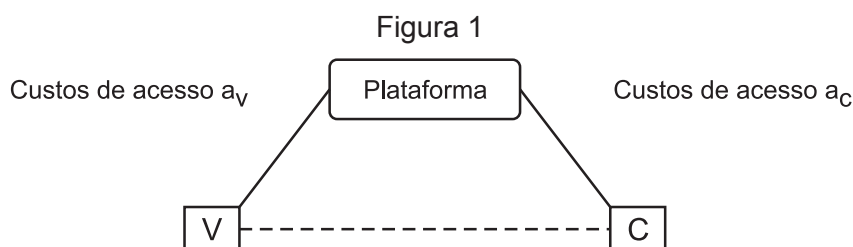
O significado de termo pleno é um mercado com muitas transações entre tomadores e credores com volumes representativos (>10%) relativamente ao mercado fora da internet. Dessa forma, na primeira seção, são descritos o conceito de plataforma, a utilização e os principais tipos de leilões encontrados na internet, e duas empresas – Zopa.com e Prosper.com – que criaram uma plataforma de crédito restrito (não pleno, conforme mencionado acima). A seguir, apresenta-se a estrutura econômica necessária para a existência de um e-mercado de crédito pleno. Por fim, realiza-se uma estimativa rudimentar e grosseira das reduções esperadas no *spread* que beneficiam diretamente o tomador e, indiretamente, a sociedade como um todo.

IV.2 – Plataformas, leilões e e-mercados⁶ de crédito

Nesta seção, serão abordados, de forma superficial, alguns conceitos.

IV.2.1 – Plataformas⁷

O primeiro conceito relevante é o de plataformas, que podem ser definidas como um ente econômico. Por exemplo, uma *network* local, padrão (*standard*), que facilita a interação ou a conexão entre fornecedores, provedores ou vendedores com os usuários ou compradores, conforme Rochet e Tirole (2004). Ver Figura 1 abaixo.



Fonte: Rochet e Tirole (2004)

⁴ Tanto em artigos como Roth (2002), como na prática por meio de empresas constituídas por economistas – por exemplo, Market Design Inc. com vários renomados professores entre eles: Paul Milgrom (fundador), Eric Maskin e Peter Cramton. Inclusive, a partir de 1997, foi criado um periódico, o *Review of Economic Design*, dedicado a esse tema.

⁵ Podem-se incluir, no futuro, serviços bancários.

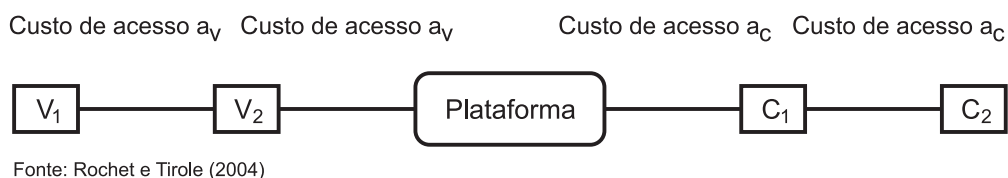
⁶ O termo e-mercado será sinônimo de *sites* onde são realizadas operações de compra e venda por vários vendedores e compradores.

⁷ Esta sub-seção é baseada em Rochet e Tirole (2004), e inclui as definições de plataformas de um lado e de dois lados.

O diagrama apresentado na Figura 1 é um dos sistemas mais simples de conexão de uma plataforma com seus usuários. Exemplo de plataforma com as características mostradas na Figura 1 é o de empresas de telefonia, onde a empresa é a plataforma, e V e C seriam os usuários, os que telefonam e recebem as chamadas.

O diagrama da Figura 2 caracteriza o funcionamento da plataforma das empresas de cartão de crédito. O agente C_1 representa o cliente da empresa de cartão (C_2), a plataforma seria a bandeira da rede de cartões (Visa etc.), o lojista seria V_1 e a empresa (banco) do lojista seria V_2 .

Figura 2



Em Rochet e Tirole (2004), estão apresentadas outras estruturas que envolvem plataformas e seus componentes, algumas mais complexas, com duas plataformas. Antes da descrição dos tipos de plataformas, será apresentada a definição de eficiência de uma plataforma.

Sob o aspecto da distribuição dos custos de acesso, a interação por meio das plataformas divide-se basicamente em dois tipos: (1) plataformas de 1 lado; e (2) plataformas de 2 lados ou multilados.

Definição de eficiência de uma plataforma: uma plataforma é dita mais eficiente que uma outra quando, para um mesmo custo de acesso, o volume total transacionado é maior. No caso específico de duas plataformas com custos de acesso, mas em que as distribuições a_v e a_c diferem de tal forma que há impacto no volume transacionado, a estrutura de distribuição que resultar em maior volume será considerada a mais eficiente.

Definição (1): Considera-se uma plataforma que cobra a_v e a_c por interação tanto do lado do fornecedor quanto do comprador. As interações nesse mercado, por meio da plataforma, são consideradas como de 1 lado se o volume D de transações realizadas depende somente do nível dos preços cobrados pelos custos de acesso:

$$a = a_v + a_c. \quad (1)$$

Ou seja, o rearranjo dos custos de acesso (a_v e a_c) feito de tal forma que o custo total (a) não varie, não afetará o volume total de transações realizadas na plataforma.

Definição (2): Uma plataforma é considerada de 2 lados ou multilados quando o rearranjo dos custos de acesso a_v e a_c , isto é, a distribuição entre eles, sem alterar o total (a), afeta o volume de transações D realizadas. Portanto, uma condição necessária, mas não suficiente, para uma plataforma ser de 2 lados é a não-aplicabilidade do teorema de Coase (1961), ou seja, a distribuição dos ganhos ou custos alteram a eficiência da troca ou do contrato.

Essa breve descrição do conceito de plataforma servirá para introduzirmos o conceito de e-mercado de crédito, que são plataformas de 2 lados, onde a distribuição dos custos para o tomador e o emprestador afetará a eficiência do e-mercado de crédito.

IV.2.2 – Leilões

Por ser um mecanismo antigo, de conhecimento geral, o enfoque nesta subseção será a utilização e os principais tipos de leilões realizados na internet.

A internet proporcionou uma queda muito grande nos custos ligados à comunicação, pesquisa e procura, interação e *match*, aqui genericamente denominados de fricção⁸. Essa diminuição nos custos de fricção com a internet proporcionou uma redução a quase zero dos custos de se organizar um leilão. Conseqüentemente, os leilões realizados na internet se tornaram bastante populares, com baixos custos tanto na comunicação aos participantes quanto nos lances dos ofertantes, o que resultou em uma explosão no número de e-mercados na internet.

Além disso, o total de operações compra e venda por meio de leilões pela internet tem aumentado exponencialmente e ido muito além dos e-mercados, pois muitas operações são realizadas em sites B2B ou B2C, isto é, de empresas para empresas, incluindo governo e setor público para fornecedores, e de empresa para consumidor.

Existem muitos tipos de leilões nos e-mercados, tanto na variedade de produtos como nos formatos de leilões realizados. Como exposto em Lucking-Reiley (2000), existiam, em produtos, mais de catorze categorias diferentes: antiguidades, selos, moedas, brinquedos, equipamentos eletrônicos, imóveis, móveis, viagens e turismo com. E dos 149⁹ sites de leilão reportados, 121 eram do tipo leilão inglês, com preços ascendentes; três eram do tipo holandês; quatro eram do tipo contínuo duplo, que são leilões onde tanto vendedor quanto comprador fazem ofertas alterando os preços de compra e de venda como se fosse uma bolsa de mercadorias; e 21 leilões variados¹⁰.

IV.2.3 – E-mercados de crédito

Como explicitado em parágrafos anteriores, um e-mercado de crédito é essencialmente, em termos econômicos, uma plataforma de 2 lados, que procura casar tomadores e emprestadores pela cobrança de uma taxa de acesso ou de interação ocorrida, o que não implica necessariamente uma operação efetuada. A seguir, são descritas duas plataformas de crédito em operação na internet, uma no Reino Unido e outra nos Estados Unidos.

Recentemente (março de 2005), foi constituída a empresa Zopa.com na Inglaterra, supervisionada pela *Financial Services Authority* (FSA), órgão de regulação e supervisão do sistema financeiro inglês. Essa empresa criou no seu *site* um e-mercado de crédito, no qual as pessoas podem tomar ou emprestar dinheiro.

Posteriormente, em fevereiro de 2006, estabeleceu-se o Prosper.com, *site* de leilão de empréstimos nos Estados Unidos. Entretanto, os dois e-mercados têm pouco volume de operações e só trabalham com pessoas físicas, tanto no papel de tomador quanto no de credor.

A seguir, descreve-se sucintamente o funcionamento dos dois e-mercados.

⁸ Muitos desses custos de fricção são também custos informacionais. Por exemplo, existem muitos *sites* que comparam os preços dos produtos e serviços em vários vendedores e mercados.

⁹ No artigo original, a soma (142) dos tipos de leilões não está correta.

¹⁰ Em Lucking-Reiley (2000), o termo usado foi de leilão lance fechado, porém o autor, na nota de rodapé, observa que na verdade eram leilões variados de difícil classificação. A soma de tipos de leilões supera 149, pois muitos *sites* possuíam mais de um tipo de leilão.

IV.2.3.1 – Zopa.com

Essa empresa constituiu um e-mercado de crédito entre pessoas físicas. Nesse e-mercado, os emprestadores colocam os recursos, que são remunerados a 3,25% a.a., referente a março/2006, 100 pontos-base abaixo da taxa básica inglesa, até a realização do empréstimo. Após o empréstimo, os recursos emprestados são remunerados à taxa do empréstimo, menos uma taxa de 0,5% a.a. paga à Zopa.com.

Os tomadores são pessoas físicas com *credit score* de A, B (não está especificado em qual empresa de *rating*) ou sem *score* (quando o crédito não é A ou B). O emprestador pode fixar o tipo de tomador (A ou B), o prazo, a taxa e o limite máximo de exposição (cujo valor mínimo é de £10). A Zopa.com distribui entre os tomadores com o tipo especificado pelo emprestador os recursos limitados ao valor de exposição máxima por tipo de tomador, procura pulverizar o risco de crédito e cobra uma taxa de 0,5% do principal dos tomadores, descontada na concessão do empréstimo.

A empresa não garante qualquer taxa de retorno. Contudo fornece uma estimativa do retorno esperado para cada tipo de tomador. O valor emprestado pode ser segurado contra perda por inadimplência. Nesse caso, a seguradora paga uma comissão à Zopa.com. No caso de haver perda e de não haver seguro contra inadimplência, uma empresa de cobrança será ativada para conseguir recuperar o crédito, e poderá realizar uma oferta de compra da dívida em atraso que superar 120 dias.

Como o acesso à página com os pedidos de empréstimos e com as ofertas era restrito aos usuários, não foi possível ver detalhes dos leilões, dos lances e das apregoações.

A Zopa.com pode ser interpretada como uma administradora de fundo de crédito onde o aplicador “co-gerencia” com o gestor.

IV.2.3.2 – Prosper.com

Esse e-mercado foi criado em fevereiro de 2006 pela empresa Prosper.com para o mercado norte-americano.

No Apêndice 1 está apresentada a página dos solicitantes de empréstimos, uma entre as várias páginas do tutorial das principais interfaces encontradas no *site*, tais como página do cadastro, finalidades do recurso, notas de crédito e respectiva probabilidade de inadimplência.

O sistema é bastante semelhante ao da Zopa.com. O tomador se cadastra e obtém o seu *credit score*. Solicita o empréstimo, descrevendo a finalidade, o valor, a taxa máxima de juros, o tempo de permanência da solicitação. O prazo do empréstimo é fixado em três anos. Há uma cobrança de 1% do empréstimo feito ao emprestador e de 0,5% a.a. do valor emprestado ao tomador.

O *credit score* é fornecido por meio de uma agência de crédito, a Experian, e consiste em um sistema de oito notas. Conforme a Tabela 1 abaixo, cada nota está associada a uma taxa histórica de inadimplência.

Tabela 1 – Taxa histórica de inadimplência por nota – Agência Experian

Nota	Pontuação	Taxa histórica de inadimplência (%)
AA	760+	0,20
A	720 to 759	0,90
B	680 to 719	1,80
C	640 to 679	3,30
D	600 to 639	6,20
E	540 to 599	11,10
HR	<540(Alto Risco)	19,10
NC	Sem Crédito	Sem estimativa

O formato do leilão, segundo a empresa, é o estilo holandês reverso, em que os vários emprestadores poderão compartilhar do mesmo empréstimo na proporção da sua participação. Entretanto, todos os emprestadores receberão à mesma taxa de juros.

A Prosper.com estimula a formação de grupos. Os grupos possuem um líder que, em geral, organiza ou cria o grupo. O líder não é responsável pela assunção da inadimplência de qualquer dos liderados, mas tem a função de manter a confiança do grupo perante os emprestadores. Nessas condições, o líder na organização do grupo tenta selecionar pessoas que tenham características que influenciem positivamente no risco de crédito.

IV.3 – Estrutura de um e-mercado de crédito pleno

Da seção anterior, os dois e-mercados – Prosper.com e Zopa.com – movimentam valores muito baixos. De acordo com *The Economist* (25/fev/2006), a Prosper.com tinha US\$750.000,00 de recursos de emprestadores disponíveis para empréstimos. A Zopa.com tinha, na mesma época, cerca de 50.000 usuários cadastrados, porém se declinou em reportar o total de volume de empréstimos realizados. Claramente, existem barreiras que impedem o desenvolvimento natural de um e-mercado de crédito pleno com a participação das IFs, principalmente bancos.

Uma barreira natural que impede a formação e o desenvolvimento de uma plataforma de e-mercado de crédito pleno é a existência de custos de acesso ocultos. Lembrando que o e-mercado de crédito é uma plataforma de 2 lados, conseqüentemente existirão custos de acesso (explícitos ou implícitos) a essa plataforma ($a_v = a_T$ = custos de acesso do tomador e $a_C = a_E$ = custos de acesso do emprestador). Entre os emprestadores, os bancos que têm uma rede de distribuição com alta capilaridade terão um custo (implícito) de participação no e-mercado extremamente elevado, em conseqüência da diminuição do ganho devido à redução do *spread* cobrado dos tomadores. Esse custo de participação dos bancos varejistas, que corresponde ao custo de acesso, supera os ganhos na redução das fricções de procura, pesquisa e *match*, implicando a possibilidade de a participação inicial dessas IFs ser compulsória. Caso a resistência à participação integral – isto é, fazer lances e emprestar no e-mercado de crédito – seja muito grande, esses bancos deverão, ao menos, viabilizar a participação dos seus clientes por meio de uma interface no *internet banking* com o e-mercado.

Essa interface do *internet banking* com o e-mercado deverá ser um *link* seguro, onde os bancos de varejo terão que disponibilizar um cadastro com um padrão mínimo de dados dos seus clientes e um acesso operacional suficiente para que os tomadores-correntistas possam participar plenamente do e-mercado de

crédito¹¹. Além disso, uma das pontas do *link*, o banco ou a IF do tomador-correntista, não poderá ver as informações trocadas com a plataforma do e-mercado.

Superada essa barreira natural, existem outros componentes econômico-financeiros fundamentais que, entretanto, não são suficientes para garantir a existência ou o perfeito funcionamento¹² de um e-mercado de crédito pleno. Basicamente, seriam dois componentes econômico-financeiros: (1) um sistema de reputação ou de crédito; e (2) formato de leilão que dificulte a possibilidade de conluio tácito¹³.

Existem outros componentes ou fatores cruciais para a construção dessa plataforma, que são os relacionados com a tecnologia de informação: sistemas de comunicação segura em rede (incluindo métodos que impeçam o rastreamento dos ofertantes e seus lances bem como de comunicação dos *shopbots*¹⁴ ou *bidbots* – *shopbots* inteligentes que encontram os melhores tomadores e realizam os lances), capacidade computacional tanto em termos de equipamento, processamento e armazenamento de dados quanto em tecnologia de *software* e programação. Porém, esses aspectos tecnológicos estão fora do escopo deste artigo.

A estrutura de um e-mercado de crédito amplo consiste em dois submercados. A principal motivação para a existência de dois submercados é o número de tomadores, pois as IFs teriam dificuldades e custos para realizar leilões para cada tomador. À medida que as IFs automatizam a sua participação nos leilões com programas do tipo *shopbot*, os dois submercados se tornam um único submercado.

Sistema de reputação ou de crédito

Neste artigo, os dois termos – sistema de reputação ou de crédito – são coincidentes e representam um sistema onde o tomador é avaliado em termos de risco de crédito para poder estimar qual a taxa de juros ou *spread* a ser cobrado. Analogamente ao descrito na subseção sobre o Prosper.com, o sistema de reputação ou de crédito utiliza um método de estimação ou de classificação do risco de crédito que, além de avaliar os riscos pelos aspectos negativos, permite também a construção de uma reputação de excelente pagador, graças a um histórico de pagamentos pontuais ou até adiantados que serão disponibilizados aos emprestadores, mediante autorização, na própria plataforma.

No caso brasileiro, as condições iniciais para um sistema de reputação ou de crédito já existem. Essas condições são representadas pelo Sistema Central de Risco de Crédito (SCR) e pela possibilidade de repassar as informações por meio do cadastro portátil. Conforme citado acima, à medida que os e-mercados evoluem, os tomadores podem construir uma boa reputação, por meio de um histórico dos pagamentos que abrange, além das informações tradicionais, a inclusão de pontualidade no pagamento e a inexistência de inadimplências anteriores. Esse histórico gerará incentivos para que o tomador não somente crie uma boa reputação, mas para que também realize esforços na manutenção dessa boa reputação, que resultará em *spreads* menores nos empréstimos futuros.

¹¹ Lembrando que os dados pertencem ao cliente e não ao banco. A interface com o e-mercado seria um *link* seguro dentro do *internet banking*, onde o cliente acessaria a plataforma em todos os sentidos: fornecendo os seus dados cadastrais, solicitando, tomando empréstimo e recebendo os recursos na sua conta o que confirma a operação de empréstimo.

¹² Neste artigo, serão apresentados apenas os fundamentos econômico-financeiros, sem a inclusão dos aspectos de estrutura de informação e de *software* necessários para a existência do e-mercado de crédito. Um dos itens relativo à suficiência seria um mecanismo que fizesse que as IFs participassem do e-mercado de crédito. Esse mecanismo poderia ser uma norma legal que obrigasse à participação através do *homebanking*, o meio por onde os tomadores de crédito poderiam participar como demandantes de crédito no e-mercado e os seus dados cadastrais poderiam ser apresentados sem dúvidas quanto à veracidade dos dados. A participação voluntária das IFs, no caso os bancos, seria muito difícil, pois haveria uma diminuição do custo de troca dos clientes.

¹³ Pois o conluio explícito via comunicação, acordos etc. é supostamente ilegal. Caso ocorra o conluio explícito (não tácito), caberá às autoridades investigar e punir. A esse respeito, ver Ashenfelter e Graddy (2004).

¹⁴ São programas que automatizam a pesquisa, a busca e a concretização do negócio, incluindo a realização de lances ou ofertas.

Conluio tácito

Klemperer (2001) cita vários exemplos de leilões onde houve conluio tácito e comunicações entre os compradores antes do leilão e durante o leilão, o que colocou o preço final abaixo do que seria possível sem conluio. O autor sugere três medidas que visam limitar a ocorrência de conluio tácito: i) os lances devem ser em números redondos¹⁵; ii) os incrementos devem ser pré-especificados; e iii) os lances devem ser anônimos.

IV.3.1 – Primeiro submercado de crédito (mg): grandes valores

O primeiro submercado de crédito (mg) é direcionado a empréstimos de grandes valores, realizados exclusivamente por grandes tomadores. Por serem em pequeno número, mas com volume de valor monetário substancial, os grandes tomadores de crédito podem realizar leilões onde as IFs farão ofertas pelo valor total do crédito solicitado ou por linhas de crédito, como fornecedores de matéria-prima. Por exemplo, para utilização de uma linha de capital de giro via desconto de duplicata para os próximos seis meses, as ofertas poderão ser a taxas de juros fixas ou % do CDI, e cada IF oferta o valor total solicitado. Diferentemente da Zopa.com e da Prosper.com, onde o prestador poderia tomar apenas parte do empréstimo.

Para vários grandes tomadores, pode-se ter apenas um pequeno universo de bancos que possuem condições de atender de forma contínua, isto é, que possam ofertar a todos os grandes tomadores sem acabar com a sua capacidade total de empréstimo. Como se trata de um jogo repetido com monitoração, existe a possibilidade de conluio tácito¹⁶. Para prevenir esse tipo de acontecimento, os leilões realizados com as IFs ofertantes ficarão anônimos, e as ofertas serão discriminadas gradativamente: primeiro apenas a oferta do primeiro ofertante, coberta pela do segundo ofertante, e assim sucessivamente, sem o histórico das apregoações. Os lances serão do tipo *proxy bidding*, onde o ofertante deixará no sistema, sem o conhecimento dos outros participantes – IFs e tomador –, qual a menor taxa de empréstimo que ele poderá aceitar, cabendo ao sistema cobrir por pelo menos 10 p.p. a melhor oferta existente até o limite do seu lance mínimo. Os lances que não forem por *proxy bidding*, serão até duas casas depois da vírgula, ou seja até 1 p.p.

O leilão poderá ter preço reserva ou não. Entretanto, se o tomador fixar o preço reserva, este será secreto. Os ofertantes saberão apenas se a sua oferta superou ou não o preço reserva¹⁷. O resultado final do leilão será apenas do conhecimento do último ofertante, a IF vencedora, e do tomador. Os outros ofertantes saberão apenas que o leilão se encerrou¹⁸. Não haverá uma listagem do histórico do leilão.

¹⁵ A idéia é dificultar a comunicação por meio dos lances, como foi feito nos leilões por espectro das bandas nos Estados Unidos, onde um dos interessados (US West) ofertou valores baixos para vários lotes, nos quais não tinha interesse, com os lances em dólares da forma US\$313.378,00 e \$62.378,00, indicando o seu interesse no lote 378 – licença para Rochester, Minnesota. Sobre o leilão do espectro das bandas de frequência da FCC (*Federal Communications Committee*) nos Estados Unidos, ver detalhes em Cramton e Schwartz (1999) e Klemperer (2001).

¹⁶ Uma ampla referência para a economia do conluio tácito pode ser encontrada em Ivaldi e outros (2003). Alguns aspectos mencionados em Ivaldi (2003) que facilitam o conluio tácito são: maior transparência das operações; maior frequência de interações; indústria madura em termos de inovação; baixa assimetria de custo entre os participantes (para crédito, os maiores *cost drives* são o custo de captação e o custo do risco de crédito. Em ambos os casos, o crédito é pouco assimétrico entre as instituições financeiras).

¹⁷ Conforme Bajari e Hortaçsu (2003), o uso de preço reserva secreto *versus* o de publicar o preço reserva não tem efeitos claros relativamente a um resultado de melhor preço no leilão para o vendedor. Na simulação realizada por esses autores entre lance com valor mínimo (regra 1) e uso de preço reserva secreto sem valor mínimo de lance (regra 2), a regra 2 apresenta uma nítida vantagem em termos de preço, porém diminui em termos de probabilidade de concretização do leilão. A escolha por uma única regra (regra 2) para o e-mercado visa melhor preço. No caso, é a menor taxa de juros para o tomador, e sem a concorrência de outra regra que acaba diminuindo a probabilidade de concretização dos leilões que usam a regra 2. Basicamente, se existirem duas regras, os agentes irão escolher a que otimiza a sua função. Como a intenção é criar mecanismos que obtenham taxas de juros mais baixas, a solução encontrada seria a opção por uma única regra, que, nesse contexto, constitui-se da regra 2, preço reserva secreto.

¹⁸ Como descrito em Ivaldi e outros (2003), excesso de transparência facilita o conluio.

IV.3.2 – Segundo submercado de crédito (mp): pequenos valores

No segundo submercado, os valores dos empréstimos são bem inferiores aos dos empréstimos do submercado mg. Como existem muitos tomadores, as IFs podem ter dificuldade em participar de todos os leilões – ou de grande parte deles – e em realizar os seus lances.

Nesse caso, cabe ao tomador solicitar a oferta da IF. Para que o tomador possa escolher as IFs que provavelmente emprestarão a taxas mais baixas, é necessário existirem algumas características observáveis que permitam ao tomador inferir que o subconjunto das IFs (A_i) com a determinada característica observável X, com o valor i para essa característica, provavelmente lhe ofertará uma taxa menor que um outro subconjunto de IFs (A_j) com o valor j para a mesma característica observável X. Para que o tomador possa escolher as IFs que provavelmente emprestariam a taxas mais baixas, precisamos de algumas características observáveis que permitam ao tomador inferir que o conjunto das IFs com a característica X com o sinal i tenha taxa menor que o conjunto das IFs com a mesma característica X e valor j.

Uma boa variável observável inicial para que o tomador possa inferir quais as IFs que emprestarão com as menores taxas é a própria taxa de juros das operações de créditos realizados na modalidade, no prazo e no valor determinados pelo tomador. No futuro, com a evolução do e-mercado, podem-se descobrir outras características que ajudem ao tomador a inferir quais serão os emprestadores com as melhores taxas juros nas operações de crédito. A utilização da variável observável taxa de juros realizada se procederá da seguinte forma: o sistema indicará as IFs em ordem crescente da taxa de juros realizada no dia anterior e nos últimos cinco dias na modalidade de crédito, prazo e valor determinado pelo tomador. A listagem não apresentará o nome da IF, mas apenas IF1, IF2 etc. Esses serão os *links* para que o tomador solicite às IFs o pedido de empréstimo e para que essas IFs submetam os seus lances. Como não será conhecido *ex-ante* que IFs apresentam as melhores taxas de empréstimos, o conluio tácito será mais difícil¹⁹.

Como esse formato de apregoação é do tipo licitação – isto é, os ofertantes não sabem quantos competidores estão participando do leilão – só pode ser feita uma única oferta, sem conhecimento da oferta das outras IFs. Esse formato de leilão tem lances que equivalem a um leilão de lance fechado.

IV.4 – Estimativa da redução do *spread* em um e-mercado de crédito pleno

Nesta seção, procura-se estimar a redução do *spread* nos empréstimos dos tomadores, caso o e-mercado estivesse funcionando. Essa redução equivale a um ganho derivado principalmente da quase eliminação dos custos de troca, procura e *match* entre tomadores e emprestadores. Vale a pena frisar que essa estimação constitui-se em um problema não trivial²⁰. Em termos comparativos, seria como estimar os benefícios de um único mercado hipotético centralizado para imóveis. Os benefícios desse mercado centralizado de imóveis incluiriam, além da redução da corretagem, o ganho na liquidez sem a perda de preço.

¹⁹ Como apresentado em Skrzypacz e Hopenhayn (2004), conhecendo os vencedores dos leilões frequentes ou repetidos e sem comunicação, não existe a possibilidade de um conluio eficiente. O conluio eficiente é definido como o conluio que maximiza os ganhos dos seus participantes. Porém, como ressaltado por Klemperer (2001), a comunicação, que não precisa ser um acordo voluntário ou involuntário dificilmente pode ser caracterizada como tentativa de conluio expresso. Por exemplo: i) IF_A anuncia que, devido a problemas técnicos, não vai poder participar do submercado mp pelo próximos dois dias; ii) IF_X comenta em artigo de jornal que, devido aos custos, só irá participar para valores superiores a R\$2.000,00 nos lances do submercado mp etc.

²⁰ O problema de estimação de uma sugestão teórica de um e-mercado de crédito hipotético, sem similar na realidade, não é trivial. Por exemplo, as dificuldades nessa estimação são bastante similares a encontradas por Mundell (1961), em seu artigo seminal quando apresentou uma sugestão teórica de uma hipotética unificação monetária. Nesse artigo, em face das dificuldades em se estimarem os efeitos macroeconômicos, foram feitas apenas indicações dos efeitos e das consequências dessa unificação monetária.

Para se estimar essa redução, os dados de crédito teriam que considerar, para o mesmo tipo de modalidade, prazo e tomador, as diversas taxas de juros oferecidas. Considerando os dados da central de risco de crédito, não seriam encontrados dados que permitissem essa estimação, pois os tomadores – tanto pessoa física como jurídica – são heterogêneos, o que dificulta a atribuição da diferença de taxa às diferenças de risco ou da oferta do empréstador.

O uso dos créditos consignados para aposentados é bastante conveniente na resolução desse problema de estimação, pois o risco de crédito é igual para todos os tomadores; basta apenas fixar um prazo e ver as taxas que são realizadas. A dispersão de taxas será homogeneizada, convergindo para uma única taxa de empréstimo que será o do melhor preço. O melhor preço, nesse caso, por se tratarem de juros de empréstimo com os ofertantes realizando um leilão do tipo holandês, será a menor taxa de juros de empréstimo consignado para aposentados.

Como na Central de Risco de Crédito do Banco Central só existem créditos com valor superior a R\$5 mil, a maior parte dos créditos de aposentados consignados por meio do INSS não está disponível. Com base em um gráfico publicado no jornal Valor Econômico de 25/5/2006 (“Governo recua o teto para empréstimos consignados” – ver Figura 3 abaixo), foram obtidos os dados que permitirão a realização de uma estimativa simples, rudimentar e grosseira (considerando a inexistência de informações ou de dados de mercados centralizados de crédito que sejam semelhantes ou similares ao e-mercado) dos efeitos nas taxas de empréstimos por meio da centralização do mercado de crédito, acompanhada de um sistema de apreçamento que utiliza o mecanismo de leilões. A centralização do mercado de crédito e a utilização do mecanismo de leilões são os principais fatores que resultam na diminuição de grande parte das fricções, principalmente devido à dispersão dos preços, à heterogeneidade do tomador e empréstador, aos custos de pesquisa e procura e aos custos de troca. O resultado esperado, como já exposto anteriormente, é da redução da taxa de juros dos empréstimos.

De acordo com o artigo publicado no jornal:

(...) os três bancos que mais concederam esse tipo de empréstimo são, em ordem decrescente, BMG, Caixa Econômica Federal e Banco do Brasil (BB). Essas três instituições concentram 51,1% do total das operações. O total dos empréstimos ativos está em R\$ 12,7 bilhões, distribuídos em 6,9 milhões de contratos.

Esse total corresponde a um valor médio de R\$1.841,00 por contrato de empréstimo. Esse valor médio está abaixo do valor coletado pela Central de Risco de Crédito do Banco Central.

Pelo gráfico, percebe-se que existe uma enorme dispersão de taxas no mercado. Considerando o prazo de doze meses, as três menores taxas de juros mensais cobradas são do HSBC (1,9%), Banco IBI (1,99%) e Caixa, BB e Banrisul (2%). Nesse prazo, as três maiores são dos bancos Daycoval (4,4%), Votorantim (3,98%) e Máxima (3,9%).

Figura 3 – Gráfico das taxas de empréstimos consignados a aposentados do INSS – % ao mês



Fonte: Jornal Valor Econômico de 25/5/2006.

Usando os dados do gráfico acima para empréstimos de doze meses mais a hipótese de convergência dos leilões ao melhor preço no e-mercado, seriam obtidos os seguintes resultados: uma convergência da taxa média de 2,99% a.m. para a menor taxa de 1,9% a.m., que em termos anuais passaria de uma taxa de juros de 42,41% a.a. para 25,34% a.a., o que corresponderia a uma redução de 40% sobre a taxa média. Se nas outras modalidades ocorrer essa mesma redução da taxa de juros, *ceteris paribus*²¹, seria observada uma queda de 40% na taxa média dos empréstimos.

Essa estimativa de redução das taxas de empréstimos (uma possível redução de 40% sobre a taxa média das operações de crédito) irá possivelmente refletir em uma redução percentual maior relativamente ao *spread*. O valor percentual dessa provável redução das taxas relativamente ao *spread* depende do nível da taxa de captação.

IV.5 – Conclusão

A utilização de créditos em uma economia financeira é primordial para o seu perfeito funcionamento. As instituições financeiras, ao efetuarem a tarefa de casar tomadores e poupadores, assumem os riscos e os custos nessa intermediação financeira. Outra parte desses custos de fricção se refere aos tomadores de empréstimos. Esses custos de fricção em um mercado descentralizado podem ser bastante reduzidos se forem realizados num mercado centralizado pela internet. Essa redução da taxa de empréstimo estimada de forma simples, mediante a utilização dos créditos consignados do INSS, pode resultar em um declínio substancial nas taxas de empréstimos bem como nos seus respectivos *spreads*.



Na criação desse novo mercado de crédito pela internet, a economia criou uma área denominada projeto de mercado (*market design*), onde são abordados instrumentos que permitem o funcionamento do mercado de uma forma eficaz e otimizada. Entretanto, a concretização desse e-mercado de crédito poderá requerer uma quantidade de tempo significativo por conta da legislação e da normatização necessárias para a sua perfeita implementação e operacionalização.

Por fim, lembrando que as instituições financeiras prestadoras incluem os fundos de investimento, o e-mercado sugerido neste artigo, à medida que for construído um histórico dos tomadores e com as vantagens da manutenção de uma boa reputação como devedor, poderá conter um segmento onde serão negociados os créditos dos tomadores, pois estes terão os seus dados e histórico armazenados e disponibilizados aos emprestadores. Esses arquivos dos tomadores permitirão a precificação e a negociação dos seus créditos de tal forma que o e-mercado de crédito poderá ter um submercado que evolua para uma bolsa de créditos.

²¹ Obviamente, as IFs poderiam mudar a composição da carteira de empréstimos aumentando o risco e conseqüentemente a taxa média.

Apêndice

A figura abaixo ilustra o formato do *site* das solicitações de empréstimo da Prosper.com

<p><u>pay off some bills</u> mypolarbear43 (No group)</p>	<p>\$3,000.00 @ 0% 0d 4h 14m 11.5% ⚡ Funded: Mar-20, Credit grade: E 0 bids 3:55 PM Debt to income: 33%</p>
<p><u>please help me</u> mike39 (No group)</p>	<p>\$1,100.00 @ 0% 0d 4h 17m 5.75% ⚡ Funded: Mar-27, Credit grade: HR 0 bids 3:57 PM Debt to income: 5%</p>
<p><u>Try try again, Really need \$7k</u> sanjoseman (No group)</p>	<p>\$7,000.00 @ 87% 0d 4h 45m 35.75% ⚡ Funded: Mar-29, Credit grade: E 54 bids 4:25 PM Debt to income: 7%</p>
<p><u>Summer education</u> tcbeatie (No group)</p>	<p>\$6,500.00 @ 2% 0d 4h 49m 12% ⚡ Funded: Mar-20, Credit grade: D 1 bid 4:29 PM Debt to income: 5%</p>
<p><u>Single Mom tracking to get back on track</u> greeneyes45 Starting Over</p>	<p>\$3,100.00 @ 4% 0d 4h 55m 25% ⚡ Funded: Mar-27, Credit grade: HR 2 bids 4:35 PM Debt to income: 4%</p>
<p> <u>I am switching to Macs! Plus, student needs a new computer!</u> jfox95 Apple User Group</p>	<p>\$2,500.00 @ 98% 0d 5h 5m 17% ⚡ Funded: Mar-29, Credit grade: D 31 bids 4:45 PM Debt to income: 14%</p>
<p><u>Powerful, Proven Marketing Launch</u> Saharox !Business Loans for Entrepreneurs!</p>	<p>\$6,001.00 @ 0% 0d 5h 20m 21% ⚡ Funded: Mar-20, Credit grade: HR 0 bids 5:00 PM Debt to income : 6%</p>
<p><u>Homeownership Reality</u> SBRLimey UtopiaLoans.com</p>	<p>\$4,000.00 @ 0% 0d 5h 42m 19.5% ⚡ Funded: Mar-27, Credit grade: E 0 bids 5:22 PM Debt to income: 24%</p>
<p> <u>CURIOUS LENDER</u> moneyforyou Fanafi Financial</p>	<p>\$1,000.00 @ 5% 0d 5h 48m 9.5% ⚡ Funded: Mar-27, Credit grade: C 1 bid 5:28 PM Debt to income:</p>
<p><u>Payoff some debt</u> absfineart2006 ''' Christian Second Chances '''</p>	<p>\$3,001.00 @ 2% 0d 6h 0m 27.5% ⚡ Funded: Mar-27, Credit grade: HR 1 bid 5:40 PM Debt to income: 26%</p>

Referências bibliográficas

- ARDENER, Shirley (1964). "The Comparative Study of Rotating Credit Associations", *The Journal of the Royal Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*, Vol. 94, No. 2. (Jul. - Dec., 1964), pp. 201-229.
- ASHENFELTER, O. e GRADDY, Kathryn (2004). "Anatomy of the Rise and Fall of a Price-Fixing Conspiracy: Auctions at Sotheby's and Christie's", *NBER w10795*.
- BAJARI, Patrick e HORTAÇSU, Ali (2003). "The Winner's Curse, Reserve Prices, and Endogenous Entry: Empirical Insights from eBay Auctions". *RAND Journal of Economics*, Vol. 34, Nº 2, Summer 2003, pp. 329-355.
- BESLEY, Timothy; COATE, Stephen Coate e LOURY, Glenn Loury (1993). "The Economics of Rotating Savings and Credit Associations". *The American Economic Review*, Vol. 83, Nº 4. (Sep., 1993), pp. 792-810.
- CHEN, Y. e WANG, R. (1999). "Learning Buyers' Valuation Distribution in Posted-Price Selling", *Economic Theory*, Vol. 14, pp. 417-428.
- COASE, Ronald H. (1960). "The Problem of Social Cost", *Journal of Law and Economics*, n. 3 pp. 1-44.
- CRAMTON, Peter e SCHWARTZ, Jesse A. (1999). "Collusive Bidding in the FCC Spectrum Auctions", University of Maryland, working paper (24/Novembro/1999).
- GALVÃO, Arnaldo (2006). "Governo recua do teto para empréstimos consignados", *Jornal Valor Econômico*, 25/05/2006.
- IVALDI, Marc, JULLIEN, Bruno, REY, Patrick, SEABRIGHT, Paul e TIROLE, Jean, (2003). "The Economics of Tacit Collusion", IDEI, Toulouse, working paper 3/2003.
- KLEMPERER, Paul (2001). "What Really Matters in Auction Design", Nuffield College, Oxford University Discussion paper, versão working paper.
- _____ (2002). "What Really Matters in Auction Design", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, Nº 1 (Winter), pp. 169-189.
- LUCKING-REILEY, David (2000). "Auctions on the Internet: What's Being Auctioned, and How?". *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 48, No. 3. (Sep.), pp. 227-252.
- MCAFEE, R. Preston e MCMILLAN, John (1988). "Search Mechanisms" *Journal of Economic Theory*, Vol. 44, Issue 1, February, pp. 99-123.
- MILGROM, Paul (1989). "Auctions and Bidding: A Primer", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 3. Summer, pp. 3-22.
- MUNDELL, Robert A. (1961). "A Theory of Optimum Currency Areas", *The American Economic Review*, Vol. 51, No. 4. (Sep.), pp. 657-665.
- ROCHET, Jean-Charles e TIROLE, Jean (2004). "Defining Two-Sided Markets", IDEI e GREMAQ, working paper (Janeiro 15/2004).

ROTH, Alvin E. (2002). “The Economist as Engineer: Game Theory, Experimentation, and Computation as Tools for Design Economics”, *Econometrica*, Vol. 70, No. 4. (Jul., pp. 1341-1378.

SKRZYPACZ, Andrzej e HOPENHAYN Hugo Hopenhayn (2004). “Tacit Collusion in Repeated Auctions”, *Journal of Economic Theory*, 114 pp. 153-169.

V – Taxa de Empréstimos Bancários: uma Análise Descritiva com Base nos Dados do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central

Márcio I. Nakane*
Sérgio Mikio Koyama*

O Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR) é um sistema de *bureau* de crédito implantado com o objetivo de auxiliar as funções de supervisão do sistema financeiro desenvolvidas pelo Banco Central e de compartilhar informações de crédito entre as instituições financeiras. O SCR substituiu a antiga Central de Risco de Crédito (CRC) e se tornou operacional em dezembro de 2003. O novo Sistema registra operações individuais de crédito cuja responsabilidade total esteja acima de R\$5.000,00.

O objetivo deste capítulo é realizar uma análise descritiva sobre taxas de juros de empréstimos no Brasil, com base nos dados do SCR para operações iniciadas em maio de 2004. Com as informações disponíveis nessa base de dados, é possível se obter uma rica descrição do perfil de tomadores de crédito no País. Ao acompanhar cada operação de crédito específica, é possível detectar padrões de comportamento que dados mais agregados não permitem. Além disso, algumas informações são específicas do SCR, como o número de instituições financeiras com que o devedor mantém relacionamento. Pretende-se, dessa forma, obter um retrato mais acurado sobre o comportamento das taxas de empréstimo no mercado brasileiro.

A utilização de dados do CRC/SCR para propósitos acadêmicos, apesar de crescente, ainda é incipiente. Destacam-se as contribuições de Schechtman, Garcia, Koyama e Parente (2004); Schechtman (2006a, 2006b); Rodrigues, Takeda e Araújo (2004); Rodrigues, Chu, Alencar e Takeda (2005); Costa e Pinho de Mello (2006); e Koyama (2007).

V.1 – Os dados do SCR para maio de 2004

Neste trabalho, utilizamos dados para uma *cross section* do SCR, equivalente a operações de empréstimo iniciadas em maio de 2004. A base de dados original continha 1.315.300 operações. Desse total, foram selecionadas apenas as operações prefixadas do segmento livre, o que totalizou 717.128 operações¹.

Adicionalmente, algumas observações inconsistentes foram também excluídas. Em especial, foram eliminadas as observações que apresentavam prazo de vigência do empréstimo negativo, nulo ou extremamente elevado (duração do empréstimo superior a 8.188 dias – equivalente a 22,7 anos), tempo de relacionamento inferior a zero, empréstimos com valores inferiores ou iguais a zero, e risco HH. Dessa forma, serão consideradas 640.695 operações nas análises subseqüentes.

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste documento são dos autores e não necessariamente refletem as posições do Banco Central do Brasil ou de seus membros.

¹ As modalidades selecionadas foram conta garantida, cheque especial, crédito pessoal com e sem consignação, capital de giro, desconto de cheques e duplicatas e aquisição de veículos automotores por pessoa física.

A Tabela 1 registra a distribuição da amostra por modalidade da operação.

Tabela 1 – Distribuição por modalidade da operação

Modalidade	Frequência	%
Aquisição de veículos automotores – PF	146.760	22,9
Desconto de cheques	105.331	16,4
Desconto de duplicatas	101.439	15,8
Conta garantida	74.618	11,6
Crédito pessoal – Sem consignação em folha de pagamento	73.875	11,5
Cheque especial	50.870	7,9
Crédito pessoal – Com consignação em folha de pagamento	49.041	7,7
Capital de giro	38.761	6,0
Total	640.695	100,0

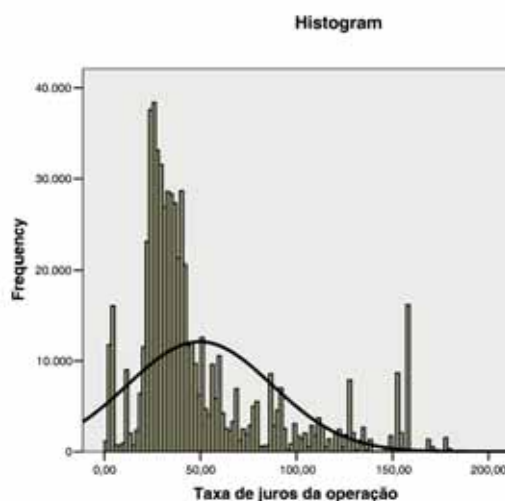
A Tabela 2 mostra estatísticas sumárias para as taxas de juros na amostra. A média de taxa de juros é de 41,32% a.a. com um desvio-padrão de 30,7% a.a. Tanto a mediana muito abaixo da média quanto o coeficiente de simetria sugerem uma distribuição assimétrica à direita.

Tabela 2 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros

N	Média	Mediana	Média ponderada pelo volume	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Simetria	Curtose
640.695	41,32	32,19	41,32	30,70	1,00	190,54	2,07	4,62

O histograma e a densidade kernel para a distribuição das taxas de juros de empréstimo confirmam a forte assimetria à direita (Figura 1).

Figura 1 – Histograma e densidade kernel para as taxas de juros de empréstimo



A Tabela 3 mostra a divisão da amostra por tipo de tomador. Com relação ao número de observações, a amostra está praticamente igualmente dividida entre os empréstimos à pessoa física e os empréstimos à pessoa jurídica. Entretanto, como os empréstimos à pessoa física são de valores inferiores aos de pessoa jurídica (média de R\$11.141,81 contra R\$25.031,19), a proporção em termos de montante do primeiro grupo

é de apenas 30,8%. Os dois grupos também diferem com relação às taxas de juros: os empréstimos para indivíduos têm, em média, taxas de 52,8% a.a.; as para empresas caem para 46,6% a.a.

Tabela 3 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por tipo de tomador

	Tipo do tomador		
	Pessoa física	Pessoa jurídica	Total
Taxa de juros da operação – % a.a.			
Média	52,83	46,58	41,32
Mediana	38,47	34,17	32,19
Média ponderada pelo volume	46,55	38,99	41,32
Desvio-padrão	42,69	31,52	30,70
Montante – R\$			
Média	11.141,81	25.031,19	18.082,20
Mediana	7.885,43	9.570,06	8.535,07
Desvio-padrão	16.022,18	237.901,00	168.693,59
<i>Frequência</i>	320.546	320.149	640.695
<i>%</i>	50,03	49,97	100,00
<i>Proporção do montante</i>	30,83	69,17	100,00

As taxas de empréstimo variam consideravelmente entre as distintas modalidades. A Tabela 4 documenta tais dispersões. Desconto de duplicatas (para pessoas jurídicas) e crédito pessoal com consignação em folha de pagamento (para pessoas físicas) comandam as menores taxas médias. No outro extremo, conta garantida (para pessoas jurídicas) e cheque especial (para pessoas físicas) estão associados a maiores taxas médias.

Tabela 4 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros e do montante por modalidade

Modalidade da operação	Taxa de juros – % a.a.					Montante – R\$			Frequência	%	Proporção do montante
	Média	Mediana	Média ponderada	Desvio-padrão	Coef. de variação	Média	Mediana	Desvio-padrão			
Cheque especial	133,85	153,50	124,59	34,43	-1,61	124,59	138,18	42,19	50.870	7,9	23,1
Conta garantida	89,77	89,85	53,78	35,30	0,09	53,78	40,00	35,10	74.618	11,6	14,6
Crédito consignado	41,01	39,29	39,95	13,83	0,30	39,95	39,29	13,65	49.041	7,7	7,2
Crédito pessoal	44,28	46,53	43,95	35,72	0,42	43,95	45,93	32,67	73.875	11,5	11,8
Capital de giro	45,66	47,59	32,68	19,88	0,30	32,68	31,07	18,77	38.761	6,0	4,6
Desconto de duplicatas	30,47	28,78	29,61	11,20	2,23	29,61	27,35	11,55	101.439	15,8	11,0
Desconto de cheques	31,83	30,00	29,77	9,05	1,35	29,77	27,81	8,53	105.331	16,4	11,4
Aquisição de veículos automotores – PF	33,00	32,32	30,22	10,52	1,12	30,22	28,92	10,42	146.760	22,9	16,2

Rodrigues, Chu, Alencar e Takeda (2005) analisam a diferença nas taxas de empréstimo entre crédito pessoal e crédito consignado. Os autores selecionaram, dentre os dados do SCR para dezembro de 2003, uma amostra de devedores que, simultaneamente, estivessem com empréstimos nas duas modalidades. Dessa forma, é possível fazer o controle por características individuais que possam afetar as taxas de empréstimo. Depois de também controlar por características do banco e do próprio contrato de empréstimo, os autores acreditam que a diferença residual ainda existente entre as taxas deve ser creditada às diferenças de riscos entre as duas modalidades de crédito. Crédito consignado é menos arriscado que crédito pessoal, e os autores concluíram que metade da diferença observada entre as taxas médias das duas modalidades pode ser creditada a esse elemento.

Chu e Nakane (2004) desenvolveram um modelo simples de estoques *a la* Baumol-Tobin para explicar a diferença de taxas de empréstimos entre o cheque especial e o seu substituto mais próximo, vale dizer, o crédito pessoal. O modelo gera implicações testáveis tanto para o lado da demanda (comportamento do correntista) quanto para o lado da oferta (comportamento do banco). Em especial, o modelo implica que, em termos esperados, a diferença entre a taxa de juros do cheque especial em relação ao do crédito pessoal, ajustada pelos prazos dos empréstimos, taxa de abertura de crédito e tributação deve ser positiva. Do lado

da oferta, o modelo implica que as taxas de ambas as modalidades devem se integrar. Ambas as implicações são empiricamente corroboradas por dados mensais de janeiro de 1999 a junho de 2004.

Pinho de Mello (2005) fornece uma explicação alternativa para as elevadas taxas do cheque especial. Tomando por base o modelo de Ausubel (1991) para o mercado de cartões de crédito, Pinho de Mello imagina que os clientes do cheque especial podem ser classificados em dois grupos: o dos clientes arriscados e o dos clientes não arriscados. O primeiro grupo compreende os utilizadores contumazes do cheque especial, ao passo que os clientes não arriscados são usuários ocasionais do cheque especial (por exemplo, quando o cliente se defronta com algum choque idiossincrático negativo na renda).

Sendo utilizadores sistemáticos do cheque especial, os clientes arriscados investem mais na busca de melhores opções de empréstimo e, portanto, são clientes com elevada elasticidade-preço. Os clientes não arriscados, por sua vez, como utilizadores eventuais do cheque especial, são clientes de baixa elasticidade-preço.

O banco não observa o tipo de cliente e, portanto, defronta-se com um problema de seleção adversa. Se reduzir sua taxa de cheque especial, ele piora a sua clientela ao atrair, proporcionalmente, mais clientes arriscados que não arriscados. Assim, as elevadas taxas do cheque especial são explicadas pela seleção adversa.

Duas implicações empíricas testáveis são derivadas por Pinho de Mello (2005). Inicialmente, a taxa do cheque especial deve reagir de forma assimétrica a variações na taxa básica de juros, mostrando uma maior rigidez em períodos de redução dessa taxa. Segundo, aumentos na taxa de empréstimo reduzem a inadimplência ao diminuir o problema de seleção adversa. Ambas as implicações são empiricamente corroboradas pelo autor com base em dados mensais de janeiro de 1997 a junho de 2004.

Ainda na Tabela 4, o coeficiente de variação mostra que a dispersão de taxas entre os bancos é elevada e varia de acordo com o tipo de empréstimo. A dispersão de taxas entre bancos é menor para cheque especial e maior para crédito pessoal. Nakane e Koyama (2003) estudam a dispersão de taxas de empréstimo no Brasil e averigam o papel dos custos de busca (*search costs*) na determinação de tais dispersões. Para quantificar esse efeito, os autores utilizam um experimento natural propiciado pela divulgação das taxas de juros médias por banco na internet pelo Banco Central a partir de outubro de 1999. Com a divulgação de tais taxas, o custo de busca caiu dramaticamente, e os autores computaram o efeito dessa queda sobre a dispersão de taxas.

A desagregação de acordo com o valor do empréstimo é apresentada na Tabela 5. Mais de metade das observações na amostra tem um valor inferior a R\$10.000,00. No outro extremo, somente 0,1% dos empréstimos excede R\$1 milhão. Em termos dos montantes alocados a cada intervalo, empréstimos até R\$10.000,00 respondem por 22,3% do total, enquanto, no outro extremo, os empréstimos cujo valor supera R\$1 milhão respondem por 13,3% do total emprestado na amostra.

Tabela 5 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por valor emprestado

Valor emprestado – R\$ mil	Média	Mediana	Média ponderada pelo volume	Desvio-padrão	Frequência	%	Proporção do montante
5 a 10	53,37	38,34	52,52	40,85	379.060	59,2	22,3
10 a 50	44,92	33,39	44,58	32,48	236.565	36,9	37,3
50 a 100	41,91	34,49	41,48	24,92	15.116	2,4	8,8
100 a 500	36,70	32,92	35,42	19,52	8.712	1,4	14,1
500 a 1.000	29,71	28,32	29,64	12,81	751	0,1	4,3
Acima de 1.000	26,19	25,96	23,31	11,98	491	0,1	13,3

As taxas de juros mostram uma clara relação inversa com o tamanho do empréstimo. A taxa média de juros para empréstimos até R\$10.000,00 é de 53,37% a.a. enquanto, no outro extremo, a taxa média de juros para empréstimos que excedem R\$1 milhão é de 26,19% a.a. Na ausência de outros controles, não é clara a interpretação dessa relação inversa. Ela pode tanto refletir uma relação de demanda por empréstimos negativamente inclinada como um fenômeno do lado da oferta. Por exemplo, na segunda interpretação, um menor valor de empréstimo pode estar correlacionado a alguma característica negativa do tomador (e. g. maior risco percebido).

Na primeira interpretação, dois trabalhos recentes procuram estimar funções de demanda por crédito: Nakane, Alencar e Kanczuk (2006) e Koyama (2007).

Nakane, Alencar e Kanczuk (2006) utilizam dados agregados ao nível da agência bancária para estudar a existência de poder de mercado para três produtos bancários, vale dizer: depósitos a prazo, empréstimos bancários e serviços bancários. Os autores utilizam modelos de escolha discreta e a forma funcional *logit multinomial* aplicados a dados anuais para 2002 e 2003 e apresentam estimativas para a elasticidade-preço da demanda por empréstimos variando entre 1 e 1,79, dependendo da especificação utilizada.

Koyama (2007) utiliza dados do SCR de maio de 2004 (mesma base de dados utilizada no presente artigo) para estudar a decisão simultânea de escolha do banco (decisão discreta) e o montante do empréstimo (decisão contínua) para financiamento de capital de giro. O modelo utilizado pelo autor pertence à classe dos Modelos Lineares Generalizados Mistos com Variáveis Latentes (GLLAMM), classe bastante flexível que permite modelar o processo de decisão para cada banco da amostra.

A literatura destaca o tamanho da empresa como um importante determinante do custo do crédito (ver Galindo e Schiantarelli, 2003, para a evidência latino-americana). A Tabela 6 mostra como as taxas médias de juros variam de acordo com o tamanho da firma na amostra.

Tabela 6 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por porte do tomador

	Porte do tomador				
	Micro	Pequeno	Médio	Grande	Sem informação
Taxa de juros da operação – % a.a.					
Média	70,84	48,98	31,51	31,30	44,19
Mediana	56,44	35,96	26,53	28,32	33,60
Média ponderada pelo volume	54,16	49,55	31,72	24,25	40,93
Desvio-padrão	43,40	30,08	18,07	20,84	28,41
Montante – R\$					
Média	16.191,38	16.227,93	41.649,73	103.218,35	20.940,39
Mediana	8.062,44	9.293,45	11.066,42	13.907,44	9.734,28
Desvio-padrão	114.072,77	55.757,80	322.898,54	953.095,33	84.216,37
<i>Frequência</i>	36.621	123.391	50.892	12.289	96.956
<i>%</i>	11,44	38,54	15,90	3,84	30,28
<i>Proporção do montante</i>	7,40	24,99	26,45	15,83	25,34

Uma característica desafortunada do banco de dados é o alto número de observações “sem informação” para o tamanho da empresa. Essa informação não foi fornecida em 30,28% das observações para as empresas. Pequenas firmas formam o grupo com mais observações na amostra (38,54%), apesar de elas corresponderem a apenas 24,99% do montante dos empréstimos.

Com relação às taxas de juros, existe uma clara relação inversa, em que as microempresas pagam mais que o dobro da taxa cobrada para médias e grandes empresas. Uma possível explicação para esse fenômeno é a existência de restrição de crédito, ou seja, a maior dificuldade encontrada por pequenas empresas para obter crédito. Essa interpretação é corroborada por Anjali e Francisco (2005) em um estudo sobre acesso a crédito para firmas brasileiras, com dados do *Investment Climate Assessment Survey* do Banco Mundial.

A Tabela 7 mostra a desagregação da taxa de juros de acordo com a classificação de risco da operação de empréstimo.

Tabela 7 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por classificação de risco da operação

	Classificação de risco da operação								
	AA	A	B	C	D	E	F	G	H
Taxa de juros da operação – % a.a.									
Média	40,57	47,82	60,59	49,10	79,70	66,78	43,87	63,80	67,13
Mediana	32,34	35,91	41,75	39,29	74,00	56,63	40,10	66,84	69,39
Média ponderada pelo volume	31,07	42,57	46,55	43,40	61,97	46,19	43,70	52,08	55,45
Desvio-padrão	25,43	34,51	47,62	39,65	55,19	44,67	35,90	34,20	42,28
Montante – R\$									
Média	25.750,40	14.761,47	18.812,68	24.906,13	17.182,61	27.475,77	12.365,17	21.404,63	12.994,02
Mediana	9.423,13	8.600,92	7.894,78	8.391,82	7.564,86	9.819,85	7.338,42	9.822,10	7.297,41
Desvio-padrão	260.847,78	107.962,21	137.635,94	300.335,45	94.769,63	214.510,06	35.533,80	37.864,33	38.722,60
Frequência	97.150	360.732	103.794	57.741	13.997	2.128	3.039	454	1.660
%	15,16	56,30	16,20	9,01	2,18	0,33	0,47	0,07	0,26
Proporção do montante	21,59	45,96	16,85	12,41	2,08	0,50	0,32	0,08	0,19

Não existe uma relação clara entre o risco da operação e a taxa de juros média. Para os níveis de classificação de risco igual ou superior a E, o número de observações é muito restrito, o que pode dificultar a obtenção de padrões de comportamento mais estáveis. Outro aspecto é que os dados incluem renegociações em que, eventualmente, operações classificadas com um alto nível de risco podem comandar taxas de empréstimo relativamente baixas.

Outro possível indicador de risco do tomador de crédito é o fato de esse tomador possuir ou não valores vencidos no SCR. A Tabela 8 resume essa informação. Nesse caso, a taxa média de empréstimo é maior para devedores que já possuem valores vencidos no SCR, apesar de a diferença não ser muito elevada.

Tabela 8 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por existência de valores vencidos

	Possui valores vencidos no SCR	
	Não	Sim
Taxa de juros da operação – % a.a.		
Média	49,32	52,14
Mediana	36,00	37,67
Média ponderada pelo volume	41,30	41,39
Desvio-padrão	37,33	39,55
Montante – R\$		
Média	17.014,67	24.841,92
Mediana	8.445,67	9.328,85
Desvio-padrão	157.180,78	228.389,07
Frequência	553.313	87.382
%	86,36	13,64
Proporção do montante	81,26	18,74

Por outro lado, conforme a Tabela 9, o fato de o devedor já possuir operações com valores baixados a prejuízo não faz com que ele pague uma taxa de empréstimo mais elevada. Ressalte-se, contudo, o baixo número de devedores que se encontram nessa situação: apenas 3,16% da amostra.

Tabela 9 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por existência de valores baixados a prejuízo

	Possui valores baixados à	
	Não	Sim
Taxa de juros da operação – % a.a.		
Média	49,82	46,15
Mediana	36,07	36,07
Média ponderada pelo volume	41,47	37,78
Desvio-padrão	37,77	33,88
Montante – R\$		
Média	17.883,30	24.169,15
Mediana	8.515,74	9.302,55
Desvio-padrão	169.769,22	131.448,29
<i>Frequência</i>	620.422	20.273
<i>%</i>	96,84	3,16
<i>Proporção do montante</i>	95,77	4,23

A relação entre o cliente e o banco é um mecanismo importante para superar problemas de assimetria de informações. A Tabela 10 documenta como as taxas médias de juros variam de acordo com o tempo de relacionamento.

Tabela 10 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por tempo de relacionamento

	Tempo de relacionamento							
	Menos de 1 ano (inclusive)	De 1 a 1 ano e meio	1 ano e meio a 2 anos	2 a 3 anos	3 a 4 anos	4 a 6 anos	6 a 10 anos	Acima de 10 anos
Taxa de juros da operação – % a.a.								
Média	36,79	54,61	54,74	52,15	48,58	47,05	46,08	44,72
Mediana	35,14	38,48	39,28	39,03	36,50	35,09	34,48	32,14
Média ponderada pelo volume	31,91	47,30	44,32	42,08	42,53	36,33	38,98	37,89
Desvio-padrão	18,66	38,92	39,22	36,84	34,98	34,09	36,24	38,65
Montante – R\$								
Média	16.429,95	15.178,39	18.564,84	18.526,36	16.309,89	22.404,31	19.922,65	19.163,29
Mediana	8.796,91	8.453,02	8.279,37	8.301,92	8.416,02	8.750,32	8.832,00	8.724,79
Desvio-padrão	174.603,37	113.437,34	184.770,49	229.057,51	51.391,85	317.797,08	167.865,13	98.610,76
<i>Frequência</i>	5.659	196.428	40.813	56.356	47.041	71.839	88.597	133.962
<i>%</i>	0,88	30,66	6,37	8,80	7,34	11,21	13,83	20,91
<i>Proporção do montante</i>	0,80	25,74	6,54	9,01	6,62	13,89	15,24	22,16

Com exceção dos novos clientes (menos de um ano de tempo de relacionamento), que pagam as menores taxas de juros, há uma relação inversa entre a taxa de juros e o tempo de relacionamento. Vale dizer, clientes mais antigos se beneficiam de taxas de empréstimos menores. Quanto ao grupo de clientes novos, sua baixa frequência (0,88% das observações) pode mascarar a obtenção de padrões de comportamento mais consistentes².

Outra dimensão da relação entre o cliente e o banco diz respeito ao número de instituições financeiras com as quais ele mantém relacionamento. A Tabela 11 resume essa informação.

² A modalidade de aquisição de veículos domina o grupo de novos clientes. De fato, 4.886 operações de aquisição de veículos pertencem a esse grupo, o que totaliza 86,3% do total do grupo. Para essa modalidade, a taxa média de empréstimos para novos clientes (menos de um ano de relacionamento) é de 33,73% a.a., ligeiramente superior à taxa média de empréstimos para clientes com 1 a 1,5 anos de relacionamento (33,52% a.a.).

Tabela 11 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por número de instituições financeiras com as quais mantém relacionamento

	No. de instituições com as quais mantém relacionamento						
	1	2 a 3	4 a 5	6 a 9	10 a 14	15 a 19	20 ou mais
Taxa de juros da operação – % a.a.							
Média	49,56	53,80	50,63	42,20	33,35	32,76	34,23
Mediana	37,67	38,48	34,80	30,60	27,06	26,52	31,98
Média ponderada pelo volume	45,36	44,95	41,64	36,95	31,44	29,78	31,05
Desvio-padrão	36,55	40,31	38,77	32,61	22,47	20,38	17,69
Montante – R\$							
Média	11.375,42	15.627,21	22.313,85	29.760,72	44.539,74	63.267,57	82.107,87
Mediana	7.680,29	8.514,70	9.759,14	10.595,50	12.174,86	12.500,00	14.231,05
Desvio-padrão	74.876,11	174.292,66	214.657,53	132.087,15	379.250,85	464.298,28	364.022,12
Frequência	231.365	225.385	90.110	63.721	22.061	6.355	1.698
%	36,11	35,18	14,06	9,95	3,44	0,99	0,27
Proporção do montante	22,72	30,40	17,36	16,37	8,48	3,47	1,20

Excetuando-se o grupo de clientes que mantêm relacionamento com uma única instituição, para os demais grupos, a taxa de juros média guarda uma relação inversa com o número de instituições financeiras com os quais o cliente se relaciona³. Quanto maior o número de instituições financeiras, menores serão os custos de mudança (*switching costs*) para o cliente, o que pode justificar as menores taxas.

A importância dos custos de mudança para operações de crédito no Brasil foi estudada por Alencar, Rodrigues e Takeda (2005). Os autores utilizam um painel de 97 bancos observados durante três semestres (do segundo semestre de 2003 ao segundo semestre de 2004) para concluir que: a) a probabilidade média de um cliente tomar emprestado no mesmo banco de um semestre para o seguinte é de 63,05%, enquanto a probabilidade média de um cliente deixar de tomar emprestado com os rivais e ir para um banco específico é de 0,55%; b) a duração média do relacionamento do cliente com o banco nas linhas de crédito é de 1,4 ano; c) 62% da participação de mercado do banco médio se deve ao relacionamento entre o banco e o cliente no semestre anterior; d) 57% do valor adicionado pelo cliente é atribuído ao fenômeno *lock-in* gerado pelos custos de mudança. Tomados em conjunto, tais resultados revelam a importância do relacionamento banco-cliente manifestado em altos custos de mudança.

A Tabela 12 mostra como a taxa média de empréstimos se correlaciona com a existência de garantias.

Tabela 12 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por existência de garantias

	Presença de garantias	
	Sem garantia	Com garantia
Taxa de juros da operação – % a.a.		
Média	51,55	43,97
Mediana	36,07	36,00
Média ponderada pelo volume	42,37	39,19
Desvio-padrão	40,26	27,23
Montante – R\$		
Média	15.963,26	24.685,68
Mediana	8.178,71	10.049,85
Desvio-padrão	125.276,49	261.105,52
Frequência	485.051	155.644
%	75,71	24,29
Proporção do montante	66,84	33,16

³ O grupo de operações no qual o cliente se relaciona com uma única instituição financeira constitui-se, predominantemente, de operações de aquisição de veículos, com 100.937 operações ou 43,6% deste grupo. A taxa média de juros dessa modalidade para aqueles clientes que têm relacionamento com uma única instituição é de 32,94% a.a. Registre-se ainda que, para essa modalidade, a taxa média de juros para clientes com 2 ou 3 instituições financeiras é menor ou igual a 32,12% a.a.

A maioria das observações na amostra (75,71% delas) é feita sem garantias. A taxa média de juros para tais empréstimos (51,55% a.a.) é maior que a taxa média para empréstimos com garantias (43,97% a.a.). Além disso, o montante emprestado também é menor para operações sem garantia.

A presença de garantias foi detectada por Rodrigues, Takeda e Araújo (2004) como um importante determinante das taxas de empréstimo no Brasil. Os autores utilizam dados do SCR de dezembro de 2003 para empréstimos nas modalidades capital de giro e conta garantida, e modelos de *switching regression* para computar o efeito médio do tratamento, ou seja, a mudança média nas taxas de empréstimo para uma operação aleatoriamente escolhida que passasse do estado “sem garantia” para o estado “com garantia”⁴. Depois de tratar do problema de seleção (isto é, depois de as operações se auto-selecionarem para os estados “com garantia” e “sem garantia”), os autores encontram evidências de que a presença de garantias reduz de forma significativa as taxas de empréstimo.

A Tabela 13 relaciona a taxa de juros com o tipo de garantia fornecida no empréstimo. As garantias fidejussórias podem envolver tanto a fiança quanto o aval. As garantias não fidejussórias, por sua vez, são garantias reais e podem ser de cinco tipos: cessão de direitos creditórios, caução, penhor, alienação fiduciária e hipoteca.

Tabela 13 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por tipo de garantia

	Tipo de garantia		
	Fidejussória	Não fidejussória	Ambas
Taxa de juros da operação – % a.a.			
Média	49,33	38,67	90,51
Mediana	38,90	34,80	54,64
Média ponderada pelo volume	42,08	36,31	40,41
Desvio-padrão	28,68	19,83	59,88
Montante – R\$			
Média	30.575,50	18.319,28	86.105,80
Mediana	10.281,99	9.593,15	18.203,23
Desvio-padrão	312.033,11	157.702,03	769.943,78
<i>Frequência</i>	52.536	97.989	5.119
<i>%</i>	33,75	65,10	3,40
<i>Proporção do montante</i>	41,81	46,72	11,47

Garantias reais (não fidejussórias) estão associadas a taxas de empréstimos mais reduzidas que as garantias fidejussórias⁵.

As taxas de juros também variam de acordo com a região. A Tabela 14 mostra as diferenças nas taxas médias de juros para dez regiões no Brasil⁶. As diferenças parecem ser expressivas. Enquanto um devedor típico do Rio Grande do Sul (RS) paga 39,36% a.a. em um empréstimo, um devedor na Grande São Paulo paga 56,42% a.a.

⁴ Outras duas estatísticas de interesse são computadas pelos autores: a) o efeito do tratamento sobre os tratados, ou seja, a variação média das taxas de empréstimo caso os empréstimos que apresentassem garantias não os tivessem; e, b) o efeito do tratamento sobre os não-tratados, ou seja, a variação média das taxas de empréstimo caso os empréstimos que não apresentassem garantias os tivessem.

⁵ Quando ambas as garantias são apresentadas, as taxas médias de juros são mais elevadas: 90,51% a.a. Entretanto, esse grupo é dominado pelas operações de conta garantida, que correspondem a 3.482 operações, ou 68% das operações. A taxa média de juros para operações de conta garantida quando ambas as garantias estão presentes é de 113,31% a.a. Como tais operações são de pequeno valor, a taxa de juros média ponderada pelo volume quando ambas as garantias estão presentes não está muito distante da taxa ponderada quando apenas um dos tipos de garantia é apresentado.

⁶ A região se refere à região da agência bancária que concedeu o crédito. As dez regiões correspondem ao primeiro algarismo do CEP.

Tabela 14 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por local de concessão do crédito

	UF de concessão do crédito									
	Grande São Paulo	Interior de São Paulo	RJ e ES	MG	BA, SE	PE, AL, PB, RN	CE, PI, MA, PA, AM, AC, AP, RR	GO, DF, TO, MT, MS, RO	PR, SC	RS
Taxa de juros da operação – % a.a.										
Média	56,42	52,80	53,69	50,32	45,37	41,14	42,54	46,87	45,95	39,36
Mediana	39,29	37,20	40,22	35,94	34,84	33,70	35,44	35,09	33,86	31,37
Média ponderada pelo volume	43,69	41,84	43,48	44,10	41,23	38,58	36,57	40,53	38,67	34,57
Desvio-padrão	40,86	39,51	39,03	37,99	33,97	30,12	30,78	36,09	34,47	33,25
Montante – R\$										
Média	23.010,59	17.134,29	18.651,71	15.353,28	16.355,17	14.652,21	16.202,57	17.379,43	16.878,78	15.871,65
Mediana	8.936,49	8.333,72	8.319,09	8.353,56	8.563,79	8.505,41	8.584,16	8.954,19	8.580,34	8.266,93
Desvio-padrão	222.350,14	212.603,35	223.185,26	70.191,94	97.630,67	35.303,78	73.002,34	84.886,43	160.688,54	46.814,84
Frequência	133.732	117.605	62.490	51.088	22.715	28.850	39.365	68.622	72.996	43.205
%	20,87	18,36	9,75	7,97	3,55	4,50	6,14	10,71	11,39	6,74
Proporção do montante	26,56	17,39	10,06	6,77	3,21	3,65	5,51	10,29	10,64	5,92

Uma maneira de se traduzirem características regionais em diferenças no custo do financiamento está relacionada à eficiência do judiciário. No Brasil, conforme explicado por Pinheiro e Cabral (1998, p. 66):

ainda que a legislação que protege os direitos do credor seja a mesma em todo o país, há uma falta de uniformidade na qualidade da execução judicial dos estados. Há diferenças na capacitação de juízes, nos níveis de corrupção e na independência do governo e/ou dos grupos de influência. Somado a isso, as custas dos tribunais são fixadas independentemente por estado. A interpretação da lei também acomoda frequentemente as visões políticas dos juízes, que também diferem entre os estados.

Os autores compilam um índice de ineficiência do judiciário para os estados brasileiros e mostram que aqueles estados que carecem de um ambiente judiciário adequado têm menores razões crédito sobre Produto Interno Bruto (PIB), mesmo depois de controlar por diferenças na renda *per capita*.

Carvalho (2005) combinou os índices de ineficiência do judiciário de Pinheiro e Cabral com o banco de dados *Investment Climate Assessment* do Banco Mundial. Foi documentado que a dimensão mais importante da ineficiência dos sistemas judiciários está relacionada à sua **justiça**⁷. Esse indicador é um fator negativo e significativo a afetar as probabilidades de obtenção de um empréstimo bancário, de ter acesso a fontes formais de financiamento e de obter financiamento de longo prazo. Além disso, esse impacto negativo é mais forte para pequenas empresas.

A Tabela 15 mostra a relação entre a taxa média de empréstimos e o tempo de duração desses empréstimos.

Tabela 15 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por tempo de duração da operação

	Tempo de duração do empréstimo							
	Menos de 30 dias (inclusive)	De 30 a 60 dias	60 a 90 dias	90 a 180 dias	180 dias a 1 ano	1 a 2 anos	2 a 3 anos	Acima de 3 anos
Taxa de juros da operação – % a.a.								
Média	33,18	62,53	45,15	74,99	63,99	39,42	33,66	35,58
Mediana	28,98	38,20	34,04	57,72	59,18	34,49	34,02	36,07
Média ponderada pelo volume	29,65	49,45	36,89	49,90	50,05	35,64	31,65	31,61
Desvio-padrão	16,38	45,75	31,74	50,15	37,54	25,09	16,26	16,85
Montante – R\$								
Média	21.358,21	17.830,54	27.167,77	27.113,24	17.366,37	12.584,43	11.124,05	12.814,59
Mediana	9.036,05	8.255,84	9.421,60	9.363,62	8.382,44	8.301,52	8.145,77	8.651,84
Desvio-padrão	243.468,55	128.222,50	276.254,61	274.560,25	106.776,83	56.026,72	24.642,86	23.708,86
Frequência	71.943	147.187	54.361	87.039	44.686	65.987	112.990	56.502
%	11,23	22,97	8,48	13,59	6,97	10,30	17,64	8,82
Proporção do montante	13,26	22,65	12,75	20,37	6,70	7,17	10,85	6,25

⁷ O índice de ineficiência do judiciário compilado por Pinheiro e Cabral (1998) foi elaborado a partir de entrevistas com empresários que foram indagados sobre três dimensões do judiciário: custo, morosidade e justiça.

Para os empréstimos de mais longa duração (acima de noventa dias), existe uma relação negativa entre o tempo de duração do empréstimo e sua taxa de juros. Para os empréstimos de mais curta duração, a relação com a taxa de juros não é clara.

A Tabela 16 mostra como a taxa média de empréstimos se relaciona com o número de operações que o cliente possui no SCR.

Tabela 16 – Medidas de posição e dispersão da taxa de juros por número de operações que possui no SCR

	Número de operações no SCR								
	Até 5	6 a 10	11 a 15	16 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 100	Acima de 100
Taxa de juros da operação – % a.a.									
Média	86,73	47,30	54,15	52,08	51,65	48,97	47,03	41,65	30,46
Mediana	85,84	37,30	39,29	38,71	37,97	36,00	34,48	31,51	26,08
Média ponderada pelo volume	68,22	42,84	46,71	45,81	41,67	42,85	42,23	37,53	29,56
Desvio-padrão	48,73	33,55	39,75	39,23	38,93	37,04	35,20	29,87	17,69
Montante – R\$									
Média	14.350,38	12.282,24	14.073,94	15.023,45	17.331,94	18.235,75	20.039,74	25.559,33	35.342,58
Mediana	7.650,83	7.906,61	8.122,76	8.355,18	8.662,16	9.140,16	9.391,06	9.960,34	10.628,68
Desvio-padrão	86.764,73	146.661,61	152.610,85	106.107,34	217.439,71	168.144,82	97.588,28	129.597,83	287.742,11
Frequência	44.129	163.550	74.590	60.562	81.952	51.795	32.643	69.729	61.745
%	6,89	25,53	11,64	9,45	12,79	8,08	5,09	10,88	9,64
Proporção do montante	5,47	17,34	9,06	7,85	12,26	8,15	5,65	15,38	18,84

Acima de dez operações no SCR, a taxa de empréstimos guarda uma relação negativa com o número de operações que o cliente possui no SCR. Uma possível razão poderia estar relacionada ao maior poder de barganha que o devedor possui nessa situação. Outra razão poderia estar relacionada ao menor custo de mudança (*switching cost*) para os devedores com várias operações no SCR. Uma terceira razão, formalmente identificada por Schechtman *et al.* (2004), é a menor probabilidade de *default* relacionada aos devedores com maior número de operações no SCR.

V.2 – Conclusões

O objetivo deste texto foi traçar um retrato do mercado de crédito no Brasil a partir das informações do SCR do Banco Central. A perspectiva adotada foi de análise descritiva e não de um estudo formalmente rigoroso. Privilegiou-se, também, o comportamento da taxa de juros de empréstimos em vez de outras características do contrato de crédito.

A riqueza das informações contidas na base de dados do SCR beneficiou este trabalho, na medida em que propiciou a identificação, de maneira inédita, de algumas correlações importantes.

Assim, observou-se que a taxa média de juros de empréstimos:

- é maior para empréstimos a pessoas físicas;
- varia significativamente entre as diversas modalidades de empréstimo;
- é menor quanto maior o valor do empréstimo;
- é menor quanto maior o tamanho da empresa (para os empréstimos a pessoas jurídicas);
- não apresenta relação clara com a classificação de risco da operação;
- é menor para tomadores que não apresentam valores vencidos no SCR;
- não apresenta grande alteração para tomadores que possuem valores baixados a prejuízo no SCR;

- é menor para clientes com maior tempo de relacionamento com seu banco (exceto para clientes com menos de um ano de relacionamento);
- é menor para clientes que se relacionam com mais instituições financeiras (exceto para clientes que se relacionam com uma única instituição financeira);
- é menor para operações que apresentam garantias;
- é menor para operações que apresentam garantias não fidejussórias;
- varia significativamente entre as regiões brasileiras;
- é menor para operações mais longas (tempo de duração);
- é menor para clientes com maior número de operações no SCR.

Cabe ressaltar a principal limitação do trabalho, referente à própria natureza da análise descritiva realizada. Os padrões identificados devem ser interpretados como correlações não controladas e não como nexos de causalidade entre as variáveis envolvidas. Ou seja, as correlações identificadas podem não ser robustas à inclusão de variáveis de controle. Tampouco podem-se inferir, a partir dos resultados apresentados, recomendações de eventuais medidas de política para o setor.

Referências

- ALENCAR, Leonardo S.; RODRIGUES, Eduardo A. de S.; e TAKEDA, Tony (2005). Custos de mudança nas linhas de crédito do setor bancário brasileiro. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, Banco Central do Brasil.
- AUSUBEL, Lawrence M. (1991). The failure of competition in the credit card market. **American Economic Review**, n. 81, p. 50-81.
- CARVALHO, Antonio G. de (2005). **The effects of institutions on the external financing of the Brazilian firms** (mimeo).
- CHU, Victorio Y. T.; e NAKANE, Márcio I. (2004). Por que a taxa de juros do cheque especial é tão alta? **Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 5 anos do Projeto Juros e Spread Bancário**, Banco Central do Brasil.
- COSTA, Ana C. A.; e MELLO, João M. Pinho de (2006). Judicial risk and credit market performance: micro evidence from Brazilian payroll loans. **Working Paper**, n. 102, Banco Central do Brasil.
- FRANCISCO, Manuela; e KUMAR, Anjali (2005). Enterprise size, financing patterns, and credit constraints in Brazil – Analysis of data from the Investment Climate Assessment Survey. **World Bank Working Paper**, n. 49, World Bank.
- GALINDO, Arturo; e SCHIANTARELLI, Fabio (2003). **Credit constraints and investment in Latin America**. Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- KOYAMA, Sérgio M. (2007). **Empréstimos bancários e operações de redesconto: um estudo sobre modelos de demanda para instituições financeiras**. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.
- NAKANE, Márcio I.; e KOYAMA, Sérgio M. (2003). Search costs and the dispersion of loan interest rates in Brazil. **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**. Porto Seguro: Anpec.
- NAKANE, Márcio I.; ALENCAR, Leonardo S.; e KANCZUK, Fabio (2006). Demanda por serviços bancários. In: FIUZA, Eduardo P. S. e MOTTA, Ronaldo Seroa da (coordenadores). **Métodos Quantitativos em Defesa da Concorrência e Regulação Econômica**. Rio de Janeiro: Ipea.
- PINHEIRO, Armando C.; e CABRAL, Célia (1998). Mercado de crédito no Brasil: o papel do judiciário e de outras instituições. **Ensaio BNDES**, n. 9, BNDES.
- MELLO, João M. Pinho de (2005). **Information asymmetry and competition in credit markets: the pricing of overdraft loans in Brazil** (mimeo).
- RODRIGUES, Eduardo A. de S.; CHU, Victorio Y. T.; ALENCAR, Leonardo S.; e TAKEDA, Tony (2005). O efeito da consignação em folha nas taxas de juros do empréstimos pessoais. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, Banco Central do Brasil.
- RODRIGUES, Eduardo A. de S.; TAKEDA, Tony; e ARAÚJO, Aloísio P. de (2004). Qual o impacto das garantias reais nas taxas de juros de empréstimo bancário no Brasil? **Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 5 anos do Projeto Juros e Spread Bancário**, Banco Central do Brasil.

SCHECHTMAN, Ricardo (2006a). A Central de Risco de Crédito no Brasil: uma análise de utilidade de informação. **Trabalhos para Discussão**, n. 119, Banco Central do Brasil.

_____(2006b). Uma investigação baseada em reamostragem sobre requerimentos de capital para risco de crédito no Brasil. **Trabalhos para Discussão**, n. 127, Banco Central do Brasil.

SCHECHTMAN, Ricardo; GARCIA, Valéria S.; KOYAMA, Sérgio M.; e PARENTE, Guilherme C. (2004). Credit risk measurement and the regulation of bank capital and provision requirements in Brazil – A corporate analysis. **Working Paper**, n. 91, Banco Central do Brasil.

VI – O Impacto de Requerimentos de Capital na Oferta de Crédito Bancário no Brasil

Denis Blum*

Márcio I. Nakane**

VI.1 – Introdução

Crises no sistema financeiro de um país implicam grandes prejuízos à sociedade, tanto pelo seu papel de financiador dos demais segmentos econômicos como por sua possibilidade de criar moeda. Adicionalmente, a dispersão e o baixo grau de informação de credores desse setor, os depositantes, tornam-nos praticamente inaptos a monitorá-lo. Tais peculiaridades seriam suficientes para justificar a existência diferenciada de regulamentação e monitoramento do sistema financeiro. Todavia, deve-se levar em consideração o fato de que a criação de um sistema financeiro estável apresenta custos diretos – as despesas da entidade supervisora, por exemplo – e indiretos, dadas as distorções que se podem originar, como a ineficiência induzida por modelos de regulação que se fundamentam em hipóteses cuja base não seja a maximização de lucros dos bancos (Costa, 1999).

Levando em conta tais distorções, muitos trabalhos tiveram como escopo o efeito de instrumentos de regulação nas decisões bancárias. Dentre esses instrumentos, destacam-se os requerimentos de capital, modelo de regulação bancária atualmente mais difundido internacionalmente.

Os estudos que avaliam seus impactos no comportamento bancário sob uma ótica teórica podem ser classificados sob três principais perspectivas: a do banco como um gerenciador de *portfolios* (consolidada em Kim e Santomero, 1988), a de incentivos à tomada de riscos sob assimetria informacional (como em Giammarino *et al.*, 1993) e a de contratos incompletos entre depositantes, gerentes e acionistas de um banco (Dewatripont e Tirole, 1994, p. 133). Tais formulações, apesar de suas abordagens bastante distintas, têm como ponto em comum vislumbrarem a possibilidade da introdução de requerimentos de capital eficientemente elaborados para reduzir problemas de agência e excessivo investimento em ativos de risco. No entanto, baseiam-se em hipóteses muito gerais e apontam esquemas ótimos de regulação que muitos autores consideram inviáveis (Freixas e Santomero, 2004).

Não obstante, a análise do banco como um gerenciador de *portfolios* fundamentou a elaboração, em 1988, do Acordo de Basileia, marco internacional na definição de requerimentos de capital, o qual prevê que bancos devem deter níveis de capital compatíveis com o risco dos ativos em que aplicam¹. A partir de então, foram elaborados estudos mais específicos – que privilegiavam a busca de evidências empíricas – do impacto da nova regulação na decisão de alocação de ativos bancários.

Basel Committee on Banking Supervision (1999) compila uma série de trabalhos que enfocam os países do G-10 e avaliam se o Acordo diminuiu o risco do sistema financeiro e, também, se uma queda na oferta de crédito ou uma redução na competitividade de bancos em relação a outras formas de intermediação financeira podem ser consideradas seus efeitos colaterais. As evidências encontradas indicam que a

* Tendências Consultoria.

** Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste artigo são de responsabilidade exclusiva dos autores e não representam, necessariamente, as visões do Banco Central do Brasil.

¹ O Acordo de Basileia foi adotado inicialmente pelos países do G-10, sendo posteriormente implementado em outros países.

implementação do Acordo pode ter induzido bancos a elevar seus níveis de capital e, em alguns países, limitado a oferta de crédito em períodos de fraqueza econômica.

Um segundo grupo de artigos aborda particularmente a redução da oferta de crédito nos EUA entre 1989 e 1994 (o *credit crunch*). Furfine (2001) apresenta uma breve revisão da literatura que buscou explicar as causas desse movimento ao destacar os requerimentos de capital mais elevados dentre os demais fatores considerados (menor demanda por empréstimos, maior rigor na fiscalização bancária e tendência secular de os bancos registrarem operações de crédito “fora do balanço”).

Finalmente, há os trabalhos empíricos que abordam diretamente a relação entre requerimentos de capital e oferta de crédito, os quais podem ser classificados em dois grandes grupos. O primeiro deles, que inclui Peek e Rosengreen (1995), Furfine (2001), Soares (2001) e Chiuri *et al.* (2002), analisa o impacto da adoção de requerimentos de capital mais elevados, comparando o volume de crédito ofertado antes e depois da implementação do Acordo de Basileia². Já o segundo grupo, no qual se destaca o artigo de Gambacorta e Mistrulli (2004), considera como dada a regulamentação de capital e tenta inferir sua influência na concessão de empréstimos bancários, baseando-se apenas em observações posteriores à implementação do Acordo de Basileia.

Os artigos diferem em relação ao modelo teórico, amostra e *proxy* de capitalização considerados. No entanto, um ponto comum de todos os artigos de ambos os grupos é a verificação de uma relação positiva entre um índice de capitalização e a oferta de crédito.

A interpretação de tal resultado, no entanto, é diferente para cada um dos grupos. Os artigos que avaliam o impacto da implementação de requerimentos de capital verificam que choques negativos no capital de bancos podem levar a reduções na oferta de crédito. Já os artigos que consideram a regulamentação de capital como um dos determinantes da concessão de empréstimos verificam que bancos bastante capitalizados estão menos restritos por requerimentos de capital e têm mais oportunidade de expandir sua carteira de crédito.

Em suma, a literatura exposta indica que a dificuldade de mensuração precisa das variáveis envolvidas num modelo ótimo de requerimentos de capital e a necessidade de padronização internacional dessa regulamentação implicaram a adoção de uma sistemática que pode ter tido como efeito colateral a redução das operações de crédito ao setor privado. Por outro lado, há evidências de que, após a implementação do acordo, as instituições mais estáveis são as que mais concedem crédito.

No Brasil, a última grande crise bancária decorreu do fim, em 1994, de uma conjuntura de hiperinflação que garantia aos bancos lucros com investimentos de curtíssimo prazo e baixo risco em títulos públicos indexados, além da apropriação de parte dos ganhos de senhoriagem (o chamado *float*). Segundo Goldfajn, Hennings e Mori (2003), as tempestivas intervenções em bancos com problemas de solvência e a adoção de melhorias na área de regulação prudencial logo no início da estabilização macroeconômica permitiram que a economia brasileira superasse a situação de turbulência. Desde então, o sistema financeiro apresenta estabilidade e resistência a choques. Um indicador é a redução do número de instituições bancárias submetidas a regime especial por decretos do Banco Central do Brasil: 49 no período de 1994 a 1998 contra 10 no período de 1999 a 2004.

Por outro lado, nota-se a deficiência do sistema quanto à concessão de crédito, que deveria ser a principal atividade dos intermediários financeiros. Belaisch (2003) aponta que, em 2000, enquanto o percentual

² Há também o trabalho de Saunders e Schumacher (2000), que faz a análise indiretamente, ao considerar os requerimentos de capital entre os componentes da margem de intermediação financeira.

de operações de crédito em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) era de 70% no Chile, 45% nos EUA e 104% na Área do Euro; no Brasil a relação era de apenas 25%³. Além disso, a autora mostra a alta relação entre os custos operacionais e as receitas operacionais: 89% no Brasil, superior aos 69% verificados em outros países da América Latina⁴ e aos 61% nos Estados Unidos da América e no Japão. Outra importante característica do sistema bancário brasileiro é o elevado diferencial entre os custos de captação e as taxas de empréstimos livres (*spreads*) praticados – em agosto/2004, o *spread* médio foi de 27,5%⁵. Finalmente, merece destaque a ainda incipiente concessão de crédito de longo prazo por agentes não governamentais.

A situação apresentada, de estabilidade e de baixo volume/alto preço do crédito ofertado no sistema bancário brasileiro, motiva a investigação da relação entre requerimentos de capital e a oferta de crédito. Adicionalmente, destaca-se a relevância do tema no contexto atual de definições das regras de implementação do Novo Acordo de Capital (Basiléia 2).

Assim, este trabalho tem como objetivo avaliar a questão particular do impacto que requerimentos de capital têm atualmente na oferta de crédito de bancos atuantes em território nacional. Note-se que o estudo não pretende comparar a oferta de crédito bancário anterior à implementação dos requerimentos de capital no Brasil com a oferta de crédito bancário posterior a essa regulamentação. Ou seja, não é investigado o impacto da implementação do instrumento no Brasil, e sim se esse instrumento, hoje, afeta a decisão de *portfolio* dos bancos.

Para tanto, determinou-se a forma reduzida de um modelo de oferta de crédito que leva em consideração os requerimentos de capital. O modelo sugere que o nível de capitalização em relação aos ativos ponderados pelo risco têm um impacto positivo sobre o volume ofertado de crédito, sendo esse impacto mais pronunciado para os bancos que se encontram desequilibrados do ponto de vista regulamentar. Para testar as implicações do modelo, utilizou-se uma amostra de 133 conglomerados financeiros ou bancos que possuíam carteira comercial ou de investimento, no período que se inicia no primeiro trimestre de 2001 e se encerra no segundo trimestre de 2004. Os resultados da estimação desse modelo mostraram a existência de uma relação positiva entre oferta de crédito e um índice de capitalização, sendo a relação mais forte em bancos menos capitalizados.

Além desta introdução, outras cinco seções serão desenvolvidas. Na seção 2, é realizada uma breve exposição do *modus operandi* dos requerimentos de capital no Brasil. Já na seção 3, tendo em vista a busca por evidências empíricas, é desenvolvido, com base na literatura atual, um modelo de oferta de crédito. A seção 4 descreve as variáveis e instrumentos utilizados na estimação. Os resultados são apresentados na seção 5, e a seção 6 conclui.

VI.2 – O Acordo de Basiléia no Brasil

No Brasil, a legislação referente a requerimentos de capital segue em sua essência as diretrizes traçadas internacionalmente pelo comitê de Basiléia, conforme previsto na Resolução do Conselho Monetário Nacional (CMN) 2.099, de 17 de agosto de 1994, e suas modificações. A mesma Resolução também estabelece que a observância dos limites de patrimônio é condição indispensável ao funcionamento das instituições financeiras e determina as penalidades aplicáveis às instituições irregulares, desde a limitação da distribuição de resultados até a liquidação.

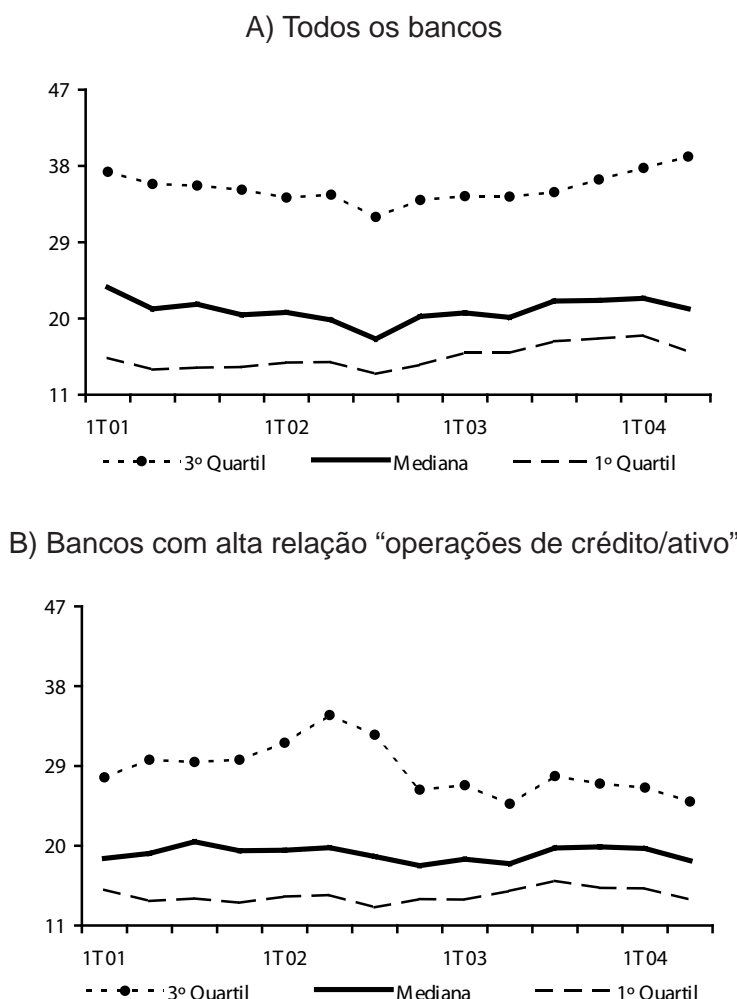
³ Superior, no entanto, à Argentina (21%) e ao México (22%).

⁴ Argentina, Chile, Colômbia, México e Peru.

⁵ Sendo 13,1% em empréstimos a pessoa jurídica e 45,7% a pessoa física. Fonte: Banco Central do Brasil.

A legislação fundamenta-se no Índice de Basiléia, o qual representa, grosso modo, a relação entre o capital próprio de um banco e seus ativos ponderados pelo risco. Operações de crédito ao setor privado possuem a máxima ponderação, enquanto títulos públicos têm peso zero. Desde 1997, o índice mínimo de Basiléia requerido aos bancos é de 11%. Nota-se que as instituições vêm maciçamente seguindo a regulamentação. A análise da Figura 1A indica que a maioria das instituições brasileiras apresenta, de 2001 a 2004, índices muito superiores àquele valor, com a mediana ao redor dos 20%.

Figura 1 – Distribuição do Índice de Basiléia por trimestre nos bancos brasileiros



Uma interpretação para essa distribuição poderia ser a influência de bancos que operam predominantemente com atividades de tesouraria, que possuem baixa relação entre Operações de Crédito e Ativo e, conseqüentemente, elevado Índice de Basiléia. A Figura 1B, no entanto, descarta essa possibilidade, mostrando que, mesmo considerando-se apenas as instituições que possuem a relação “Operações de Crédito/Ativos” acima da mediana da amostra, a presença de índices de Basiléia muito superiores ao mínimo regulamentar ainda é grande.

Se for levado em consideração que um Índice de Basiléia superior ao mínimo exigido implica maior capital próprio que o requerido, e que, de modo geral, capital é a mais cara das fontes de recursos de um banco, a situação em que se encontra o sistema bancário é uma evidência de que existe um incentivo a que os bancos mantenham consistentemente tal situação, fato que será explorado na elaboração do modelo de oferta de crédito na seção seguinte.

VI.3 – Um modelo de oferta de crédito

A perspectiva do banco como um gerenciador de *portfolios* orienta, nesta seção, a elaboração de um modelo de oferta de crédito, com vista a buscar evidências empíricas de como essa pode ser afetada pela imposição de requerimentos de capital. A formulação parte de uma relação positiva entre taxa de retorno do crédito e seu volume ofertado. Essa relação, contudo, desloca-se no plano taxa de retorno x quantidade de acordo com outros custos decorrentes da própria decisão de oferta do banco. Mais especificamente, a oferta de crédito é função de três fatores:

$$\text{Crédito} = h(\text{taxas de retorno; requerimentos de capital; ajuste da oferta à demanda}).$$

As taxas de retorno definem a rentabilidade da operação e consideram, inclusive, seu custo de oportunidade. Os requerimentos de capital, ponto principal do modelo, determinam os custos de regulação, cuja motivação foi buscada em Furfine (2001). Já o ajuste da oferta à demanda associa-se ao custo gerado por uma modificação na oferta de crédito não decorrente de uma alteração na demanda. Supõe-se $h(\cdot)$ uma função linear.

Os subitens seguintes mostram de que modo são tratados esses e os demais aspectos do modelo.

VI.3.1 – Taxas de retorno

Inicialmente, são definidos os itens patrimoniais de um banco. Do lado dos ativos, C_t corresponde às operações de crédito e T_t a títulos públicos (de risco nulo). Do lado dos passivos, D_t corresponde aos depósitos e K_t ao capital.

Por hipótese, os retornos dos ativos estão associados a seu risco de crédito. Assim, definindo-se R_t a taxa de retorno das operações de crédito, S_t a taxa de retorno dos títulos públicos e d_t a taxa de pagamento aos depósitos, espera-se que $R_t > S_t > d_t$, sendo que as taxas podem variar ao longo do tempo. Normalizando as taxas em relação a d_t :

$$r_t = R_t - d_t; \tag{1}$$

$$s_t = S_t - d_t. \tag{2}$$

O banco pode alocar seus recursos tanto em operações de crédito como em títulos públicos. Dada a ordenação dos riscos de cada operação, levam-se em consideração as taxas de retorno na distribuição dos recursos entre as operações ativas. Espera-se que a oferta de crédito C relacione-se positivamente à sua taxa de retorno r , e negativamente a s , como resultado do incentivo ao gerenciador de *portfolio* em aumentar retorno controlando risco.

VI.3.2 – Requerimentos de capital

Após o Acordo de Basiléia, os bancos passaram a atender a requerimentos de capital baseados no risco de seus ativos:

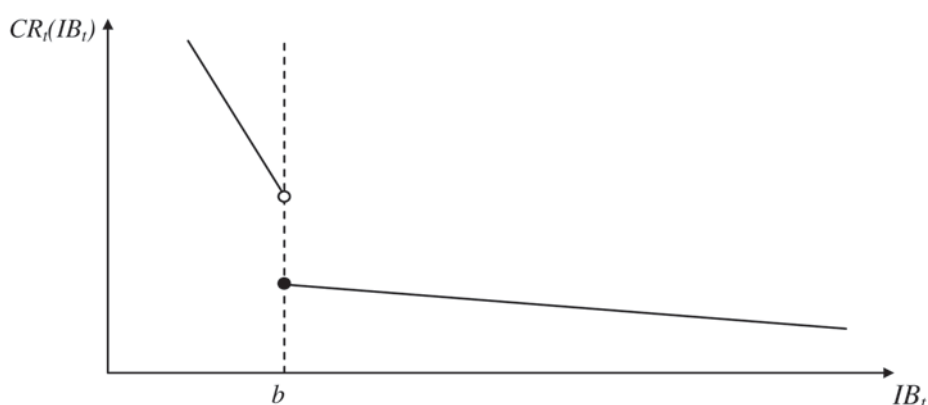
$$IB_t = \frac{K_t}{w_1 C_t + w_2 T_t + O_t} \geq b. \quad (3)$$

Ou seja, existe um valor mínimo b exigido para o Índice de Basiléia (IB) – (a razão entre o capital e os ativos ponderados pelo risco); w_1 é o fator de ponderação das operações de crédito, definido por lei e conhecido pelo banco; $w_2 = 0$ é o fator de ponderação dos títulos públicos; e O_t corresponde aos demais itens que alteram a exigência de capital (risco de crédito de operações de *swap* e risco de mercado).

Assim como em Furfine (2001), aqui se supõe que um banco cujo capital se aproxime do nível mínimo dado pelo requerimento depara-se com custos crescentes. Ou seja, quando um banco ameaça deixar de atender ao requerimento, os fiscalizadores podem, por exemplo, impor restrições a suas atividades ou exigir que aumente o rigor de seus critérios de provisionamento de operações de crédito. Adicionalmente, quando um banco apresenta de fato deficiências de capital ($IB < b$), novas medidas serão impostas, além de as já mencionadas serem aplicadas com maior rigor. Os reguladores podem requerer que a instituição siga um plano de capitalização, restringir a distribuição de dividendos, ou, em casos extremos, decretar a liquidação do banco.

Admite-se que os custos de regulação CR_t são função linear unicamente do Índice de Basiléia e possuem dois trechos contínuos, como mostrado na Figura 2⁶.

Figura 2 – Custos de regulação



No primeiro trecho, em que $0 < IB < b$, a função custo apresenta maior intercepto e declividade. O segundo trecho, em que $IB \geq b$, indica que um banco que atende aos requerimentos também está sujeito aos custos, porém com menor intensidade⁷. O ponto de descontinuidade corresponde ao nível mínimo de capital exigido. Dessa forma:

$$CR_t = \alpha_1 + \alpha_2 d1_t - (\pi_1 + \pi_2 d1)IB_t \quad (4)$$

com $\alpha_1, \alpha_2, \pi_1, \pi_2 > 0$, $\pi_2 < \frac{\alpha_2 - \alpha_1}{b}$ e $d1 = 0$ se $IB_t \geq b$; $d1 = 1$ caso contrário.

De (3), verifica-se que $\frac{\partial IB_t}{\partial C_t} < 0$. De (4), conclui-se que um aumento na oferta de créditos, *ceteris*

⁶ Note-se que, no modelo de Furfine (2001), os custos são contínuos.

⁷ O modelo de Furfine (2001) ainda permite que os custos assumam diferentes intensidades em diferentes períodos, o que corresponderia ao grau de coação da entidade fiscalizadora, mas esse aspecto não será abordado aqui.

paribus, causa uma redução em IB_t , que implica um aumento de CR_t . Esse aumento, por sua vez, corresponde a um deslocamento para baixo da oferta de crédito no plano taxa de retorno x quantidade. Assim, um aumento na taxa de retorno das operações de crédito (ou uma redução em s , que teria o mesmo efeito qualitativo), que resultaria em aumento do volume ofertado, é atenuado pelo aumento dos custos de regulação, e o efeito líquido é um aumento menor da oferta de crédito. Ou seja, um banco em uma situação em que seu IB está elevado em $t-n$ sofre a incidência de um custo de regulação menor e possui maior incentivo a aumentar sua oferta de crédito em t em relação a uma situação em que fosse baixa sua capitalização. Supondo que a oferta de crédito desloca-se proporcionalmente ao aumento dos custos de regulação:

$$C_t = -\sum_{j=0}^m \gamma_j CR_{t-j} + \Gamma_t, \quad \sum_{j=0}^m \gamma_j > 0. \quad (5)$$

Onde Γ representa o vetor de outras variáveis explicativas. E, como consequência:

$$C_t = \sum_{j=0}^m [-\eta_{1j} - \eta_{2j} d1 + (\phi_{1j} + \phi_{2j} d1_{t-j}) IB_{t-j}] + \Gamma_t. \quad (6)$$

Verifica-se, assim, uma relação positiva entre a oferta de crédito e o índice de capitalização (ϕ_1), sendo esse efeito mais pronunciado nos bancos desenquadrados (ϕ_2). A formulação apresentada diferencia o caso em que uma eventual relação positiva entre IB e oferta de crédito é observada simplesmente pela existência de instituições extremamente descapitalizadas (IB baixo), que são explicitamente forçadas a reduzir sua carteira de créditos, do caso em que tal custo é menos intenso, porém incidente mesmo em bancos mais capitalizados.

Tais relações vão ao encontro das especificações avaliadas por Peek e Rosengreen (1995) e Chiuri *et al.* (2002) e também são compatíveis com outras razões teóricas, segundo as quais existiria uma relação positiva entre índice de capitalização e oferta de crédito. Em Saunders e Schumacher (2000) e Gambacorta e Mistrulli (2004), por exemplo, os bancos freqüentemente escolhem endogeneamente manter maiores níveis de capital do que o requerido, como prevenção a choques em seus patrimônios devido a riscos como o de inadimplência. Assim, poderiam, de maneira ótima, abster-se de conceder novos empréstimos, com o objetivo de reduzir o risco de apresentarem insuficiência de capital no futuro.

Em resumo, ao se controlarem os demais fatores que influenciam a oferta de crédito, espera-se que bancos com maior Índice de Basiléia apresentem maior oferta de crédito. Além disso, espera-se que esse efeito seja exacerbado em bancos que se encontrem desenquadrados.

VI.3.3 – Ajuste da oferta à demanda

Caso um banco deseje modificar o volume de empréstimos privados concedidos em taxa diferente da demanda, arcará com custos. Razões para tais custos de ajuste à demanda poderiam ser: i) a quebra de contratos implícitos (Sharpe, 1990); ii) a perda de escala (Diamond, 1984) ou de receitas (Berger *et al.*, 1993), no caso de diminuição da oferta quando a demanda é crescente; ou iii) a eventual piora de qualidade de tomadores no caso de aumento da oferta quando a demanda é baixa.

Assim, o custo de ajuste à demanda é mínimo quando a oferta de crédito cresce em taxa idêntica ao crescimento da demanda, o que implica que, para cada banco, uma alteração na quantidade de empréstimos concedida decorrente de uma mudança na demanda não traz custos, enquanto uma alteração originada por uma mudança da oferta acarreta custos.

Sendo C_t^* a demanda de crédito de um banco, o custo de ajuste à demanda CA_t é dado por:

$$CA_t = \delta(C_t - C_t^*)^2. \quad (7)$$

No entanto, a demanda não é observável. Pode-se supor, porém, que os bancos não ofertam consistentemente volumes diferentes de sua demanda, com vista a minimizar CA_t . Em decorrência, dadas as demais variáveis que afetam a oferta de crédito, essa será, em t , proporcional à oferta de crédito em $t-1$ e a variáveis que deslocam a demanda. Essas variáveis tanto podem ser macroeconômicas como características do próprio banco que sinalizem um movimento de sua demanda⁸.

VI.3.4 – Oferta de crédito

A seguinte forma reduzida da oferta de crédito sumariza os aspectos mencionados acima:

$$C_t = \alpha' + \lambda C_{t-1} + \sum_{j=0}^m \beta_{1j} r_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{2j} s_{t-j} + \sum_{j=0}^m [-\alpha_{2j} d1 + (\pi_{1j} + \pi_{2j} d1_{t-j}) IB_{t-j}] + \sum_{j=0}^m \theta_j Y_{t-j} + \phi_j \psi_t + c + u_t, \quad (8)$$

onde Y_t é um vetor de variáveis macroeconômicas que deslocam a demanda, ψ_t é um vetor de características do banco, c é um vetor de características não observáveis do banco, constantes no tempo, que afetam a oferta de crédito e u_t corresponde aos demais fatores que explicam a oferta de crédito não incluídos no modelo.

A inclusão de defasagens das variáveis explicativas decorre do fato de que o volume de crédito ofertado por um banco em t reflete não somente a decisão de oferta do período contemporâneo, como também as decisões tomadas em períodos anteriores, que foram determinadas por variáveis explicativas de períodos anteriores, dada a baixa liquidez e o prazo de vencimento superior a um período de tais operações

VI.4 – Estimação

Nesta seção, é feita uma breve discussão sobre as variáveis utilizadas na estimação da forma reduzida da oferta de crédito e também sobre a amostra utilizada. A fonte de dados é o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro (Cosif), que contém os saldos das contas dos balanços de todos os bancos em operação no Brasil.

VI.4.1 – Oferta de crédito

Utiliza-se como variável dependente $\log(C_{it})$ o logaritmo natural do total de créditos livres (não direcionados) concedidos pelo banco i no instante t , o que é compatível com a hipótese do modelo teórico de que os bancos concedem crédito orientados pelas possibilidades de lucros, e não por direcionamentos legais⁹.

⁸ Note-se que algumas variáveis macroeconômicas, além de sinalizar o deslocamento da demanda, deslocam também a oferta de crédito. Esse efeito é captado pelas mudanças em r e s .

⁹ O detalhamento das contas utilizadas encontra-se no Apêndice 1.

VI.4.2 – Rentabilidades das carteiras ativas

As variáveis r_{it} e s_{it} correspondem, respectivamente, às taxas de retorno das operações de crédito e da carteira de renda fixa, ambas líquidas dos custos de depósitos. As *proxies* utilizadas consistem na taxa de retorno das carteiras, calculadas como a receita da operação aferida no trimestre dividida pelo saldo médio da carteira no trimestre, líquida da taxa de pagamento aos depósitos. Assume-se que tais *proxies* sejam redundantes na equação estrutural, e que a correlação entre as rentabilidade reais (não observadas) em t e as demais variáveis explicativas em s é zero, para $s \geq t$, quando se controla pela *proxy*.

Uma medida alternativa de rentabilidade – como as taxas efetivamente cobradas pelos bancos (preços *ex-ante*) – não foi utilizada por não estarem disponíveis os volumes de crédito concedidos diariamente para cálculo de uma média ponderada mensal. Ademais, para o cálculo da rentabilidade de títulos de renda fixa, estavam disponíveis apenas os preços *ex-post*.

VI.4.3 – Variáveis regulatórias

Os custos associados a níveis de capital regulamentares – cuja existência constitui a hipótese testada neste trabalho – são avaliados pela inclusão das variáveis $\log(IB_{it})$ (logaritmo do Índice de Basiléia, IB) e $d1_{it}$ (variável binária que indica se o IB do banco i se encontra abaixo do limite regulamentar em t), pela interação entre as duas variáveis e por suas respectivas defasagens.

É possível admitir que tais variáveis estejam correlacionadas a fatores não observáveis que também afetam a oferta de crédito. Por exemplo: a expansão da carteira de crédito pode estar relacionada à avaliação do banco pelo mercado, que relutaria em financiar instituições menos capitalizadas. Nesse caso, o coeficiente do $\log(IB_{it})$ estaria medindo não só o efeito da supervisão bancária na oferta de crédito como também o efeito da chamada “disciplina de mercado”, e a variável seria considerada endógena. Outra fonte de endogeneidade seria a própria relação negativa entre a oferta de crédito e o Índice de Basiléia, como mostrado em (3). Para tratar a questão, será utilizada a variável instrumental *insp*, que corresponde ao total de inspeções diretas, medidas em dias x homem, a que a instituição foi submetida no trimestre. Assume-se que a variável *insp* seja significativa na projeção linear de $\log(IB_{it})$, de $d1_{it}$ e de $d1_{it} \log(IB_{it})$ nas variáveis exógenas e não correlacionada com o erro da equação (8).

VI.4.4 – Variáveis macroeconômicas

O vetor Y_{it} inclui um indicador de produção agregada $\log(PIB_t)$, o indicador da taxa básica de juros de títulos do governo *Selic*, a taxa de câmbio nominal *Cambio*, e a variação de um índice de preços *IPCA*, (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo). Note-se que essas variáveis controlam também as variações temporais macroeconômicas.

A hipótese de que a atividade econômica em crescimento implica maior demanda por empréstimos e financiamentos justifica a inclusão do indicador de produção agregada. Já a taxa de câmbio nominal real/dólar e a taxa média de juros de curto prazo de títulos públicos têm um efeito duplo. Por um lado, provocam deslocamento na curva de oferta de crédito na medida em que influenciam a rentabilidade de operações indexadas, respectivamente, a moedas estrangeiras e a juros de títulos públicos. Por outro lado, deslocam a demanda por crédito na medida em que sua oscilação indica incerteza e altera expectativas com relação ao cenário macroeconômico, dadas as ações dos agentes privados e da autoridade monetária (ver, por exemplo, Koyama e Nakane, 2002). A inflação também é considerada por esse efeito.

VI.4.5 – Características dos bancos

O vetor ψ_{it} contém uma variável binária que indica: se o banco é público (*Público*); a representatividade dos ativos totais do banco i em relação ao total de ativos do sistema em t (*AtivoAT_{it}*); e um indicador de liquidez [$\log(Liquidez_{it})$].

VI.4.6 – Amostra

A amostra selecionada é composta por todos os conglomerados financeiros que contenham ao menos um banco comercial ou de investimento e que optaram pela apuração consolidada do Índice de Basiléia, e por bancos que possuam carteira comercial ou de investimento e que apuram o Índice de Basiléia individualmente (“bancos” doravante)¹⁰. São considerados apenas bancos que operam com crédito. A amostra se inicia com 133 bancos e termina com 118. Os dados foram ajustados para fusões e aquisições ocorridas no período¹¹, assim como para mudanças na opção de apuração de limites operacionais¹². Os dados são trimestrais, no período de janeiro de 2001 a junho de 2004 (quatorze trimestres).

A Tabela 3 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis discutidas, considerando-se dados trimestrais.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas da amostra

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
$\log(C)$	1732	5,35	2,28	-6,21	10,76
r	1717	4,49 % a.t.	50,93 % a.t.	-2075,86 % a.t.	170,60 % a.t.
s	1653	1,37 % a.t.	13,24 % a.t.	-196,51 % a.t.	399,66 % a.t.
$\log(IB)$	1755	3,24	0,79	1,06	11,00
dI	1755	0,02	0,13	0	1
$dI \log(IB)$	1755	0,04	0,29	0	2,40
$\log(PIB)$	14	4,90	0,03	4,86	4,95
<i>Selic</i>	14	4,52 % a.t.	0,72 % a.t.	3,64 % a.t.	6,00 % a.t.
<i>Cambio</i>	14	2,82 R\$/US\$	0,47 R\$/US\$	2,06 R\$/US\$	3,60 R\$/US\$
<i>IPCA</i>	14	2,28 % a.t.	1,52 % a.t.	1,15 % a.t.	6,56 % a.t.
Público	1755	0,12	0,32	0	1
AtivoAT	1755	0,80 %	2,44 %	0,00 %	20,02 %
$\log(Liquidez)$	1754	1,759	3,617	-5,924	16,172

VI.5 – Resultados

O modelo teórico de estimação utilizado é a versão proposta por Arellano e Bond (1991) do Método dos Momentos Generalizados (GMM). A especificação estimada corresponde à equação (8), e inclui uma defasagem da variável dependente, defasagens das variáveis associadas ao custo de regulação e correlação

¹⁰ Não foram considerados os bancos de desenvolvimento devido a suas especificidades quanto à alocação e à captação de recursos.

¹¹ Ou seja, quando um banco passa a fazer parte de um conglomerado, sai da amostra, e os dados do conglomerado adquirente passam a refletir também as informações desse banco.

¹² Isso foi feito considerando-se como uma mesma unidade seccional um banco que apurava seu limite individualmente e passou a apurá-lo de maneira consolidada.

contemporânea e até uma defasagem das demais variáveis explicativas. Tal especificação, por um lado, é compatível com o prazo médio das operações de crédito do sistema financeiro (213 dias em agosto de 2004¹³). Por outro, reflete o fato de que as ações da entidade supervisora possuem certa defasagem em relação às operações dos bancos. Por esses motivos, não se incluiu a correlação contemporânea das variáveis associadas ao custo de regulação (Índice de Basileia e indicador de desenquadramento)¹⁴.

A Tabela 4 apresenta os resultados em duas partes. No Painel A, estão as somas dos coeficientes das defasagens estatisticamente significantes (ao nível de 5%) de cada variável. No Painel B, estão as somas dos coeficientes das variáveis que não apresentaram significância estatística ao nível de 5%¹⁵.

Tabela 4 – Resultados da estimação

A. Estimador GMM – Soma dos coeficientes estatisticamente significantes a 5%

Variável dependente: $\Delta \log(C_{it})$

Variável explicativa	Coeficiente	Desvio-padrão	Nível descritivo
$\Delta \log(C_{t-1})$	0,794	0,086	0,000
Δr	0,202	0,053	0,000
Δs	0,365	0,119	0,002
$\Delta d1$	-1,707	0,652	0,009
$\Delta \log(IB)$	0,256	0,113	0,024
$\Delta d1 \log(IB)$	0,813	0,278	0,003
ΔPIB	2,272	0,798	0,004
$\Delta Selic$	-10,521	5,430	0,053
$\Delta Câmbio$	-0,182	0,053	0,001

B. Estimador GMM – Soma dos coeficientes não estatisticamente significantes a 5%

Variável explicativa	Coeficiente	Desvio-padrão	Nível descritivo
$\Delta IPCA$	4,676	3,254	0,151
Público	0,007	0,010	0,518
$\Delta \text{AtivoAT}$	6,754	4,915	0,169
$\Delta \log(\text{Liquidez})$	0,001	0,008	0,898

VI.5.1 – Análise dos resultados

VI.5.1.1 – Requerimentos de capital

Pela análise dos coeficientes estimados, verifica-se que a situação de desenquadramento, como esperado do ponto de vista teórico, reduz significativamente a oferta de crédito de uma instituição nos períodos

¹³ Considerando apenas operações prefixadas. Fonte: Banco Central do Brasil.

¹⁴ Adicionalmente, a exclusão da correlação contemporânea de tais variáveis permite controlar melhor sua endogeneidade.

¹⁵ Os testes de especificação propostos por Arellano e Bond (1991) não indicam sinais de má-especificação no modelo.

posteriores. Além disso, tanto o Índice de Basiléia como sua interação com o indicador de desenquadramento apresentam sinais positivos e significância estatística.

Assim, dados os demais controles, bancos que apresentarem menores índices de capitalização serão aqueles que oferecerão menores quantias de créditos livres em períodos futuros. Considerando-se também as hipóteses de exogeneidade dessa variável, o resultado corrobora a aceitação da hipótese principal deste trabalho, a de que requerimentos de capital influenciam a oferta de crédito de bancos atuantes em território brasileiro, mesmo quando a situação de desenquadramento é controlada. A defasagem do efeito pode ser entendida dada a distância temporal entre a realização das operações bancárias e a ação da fiscalização, assim como o tempo necessário ao ajuste na carteira de crédito de uma instituição. Cabe ressaltar que esse resultado – uma relação positiva entre o índice de capitalização e a oferta de crédito – encontra-se alinhado com os resultados obtidos por Peek e Rosengren (1995), Chiuri *et al.* (2002) e Gambacorta e Mistrulli (2004).

Os resultados obtidos na estimação desses coeficientes permitem que se verifique o efeito esperado de uma alteração no limite mínimo exigido para o Índice de Basiléia (b) sobre a oferta de crédito num banco que se encontre numa situação limítrofe (“banco marginal”). *Ceteris paribus*, antes da alteração em b , a oferta esperada de crédito do banco marginal é dada por:

$$\sum_{j=0}^m \phi_{1j} \Delta \log(IB_{it-j}) + \text{outros fatores.} \quad (9)$$

Após um aumento em b , o banco marginal torna-se desenquadrado, e sua oferta esperada de crédito passa ser:

$$\sum_{j=0}^m \eta_{2j} \Delta d_{1it-j} + \sum_{j=0}^m \phi_{1j} \Delta \log(IB_{it-j}) + \sum_{j=0}^m \phi_{2j} \Delta d_{1it-j} \log(IB_{it-j}) + \text{outros fatores.} \quad (10)$$

O efeito esperado na oferta de crédito do banco marginal é dado, portanto, pelo resultado de (10) – (9). Substituindo-se os coeficientes pelos valores estimados (sendo $IB = 11$), obtém-se:

$$\text{Efeito esperado} = -1,707 + 0,813 \cdot (2,398) = 0,242.$$

Ou seja, a elevação do limite mínimo requerido do Índice de Basiléia é insuficiente para reduzir a oferta de crédito do banco marginal, de modo que, para esse tipo de banco, não se verifica um *trade-off* de solvência por oferta de crédito.

Os resultados obtidos também possuem uma implicação na formulação da regulamentação bancária. Como foi exposto, o fato de os bancos brasileiros apresentarem níveis de capital elevados não significa que requerimentos de capital não os afetam, na média. Dada a relação causal estabelecida ao reduzir seus níveis de capital, mesmo sem atingir o limite mínimo, o banco médio reduziria sua oferta de crédito e, conseqüentemente, sua exposição ao risco. Assim, o formulador da política deveria considerar que a existência de custos de regulação e incentivos a que bancos possuam mais capital do que o exigido indica que o nível mínimo legal poderia estar abaixo do que seria considerado como limite mínimo ideal a ser mantido pelos bancos de modo a garantir a estabilidade do sistema.

Deve-se destacar que, apesar da existência de taxas de empréstimos elevadas e do baixo volume de crédito no Brasil, concomitantemente à presença de bancos altamente capitalizados, os resultados aqui apresentados não permitem que se estabeleça uma relação conflitiva entre estabilidade do sistema financeiro e eficiência na concessão de crédito.

VI.5.1.2 – Demais variáveis explicativas

O coeficiente da variável dependente defasada foi obtido com nível de significância inferior a 1% e coeficiente menor do que 1, o que indica estacionariedade do modelo.

A rentabilidade da carteira de crédito, como se previa, é positivamente relacionada à oferta de crédito. Já o indicador de rentabilidade da carteira de renda fixa, ao contrário do esperado, mostrou-se significativamente positivo. Note-se, no entanto, que o efeito desse indicador pode ter sido captado pela variável *Selic*, que, é significativamente negativo. Vale ressaltar que a relação negativa encontrada entre oferta de crédito e taxa *Selic* alinha-se a outros resultados já encontrados na literatura, como Takeda *et al.* (2005) e Graminho e Bonomo (2002)¹⁶.

A relação entre oferta de crédito e PIB é também significativamente positiva e corrobora a hipótese de que maior atividade econômica no país gera maior demanda por crédito. Já a taxa de câmbio guarda relação negativa com a variável dependente. Uma possível explicação seria o fato de que aumentos em reais no preço do dólar elevam a rentabilidade de títulos públicos. Outra interpretação possível é que desvalorizações do câmbio podem indicar cenários de maior risco, nos quais a oferta de crédito é reduzida. As variações do índice de inflação IPCA não podem ser consideradas significativas nesse modelo. Uma das justificativas pode ser o fato de seu efeito ter sido captado tanto pela taxa *Selic* como pela taxa de câmbio, com as quais é fortemente correlacionada.

Finalmente, as características de controle (*Público*), *market-share* (*AtivoAT*) e liquidez não apresentaram relação significativa com a oferta de crédito.

VI.6 – Conclusão

Neste trabalho, foram apresentadas razões teóricas pelas quais requerimentos de capital influenciam o volume de crédito bancário ofertado, porque tal tipo de regulamentação imporia um custo adicional à concessão de crédito de bancos e alteraria a decisão de operações ativas resultante de suas maximizações de lucros. Além disso, verificou-se que a maior parte dos bancos consistentemente apresenta níveis de capital acima do que lhes é imposto.

Esses fatores motivaram a elaboração de um modelo cuja hipótese principal é a incidência, em operações de crédito, de “custos de regulação”, que seriam negativamente relacionados aos níveis de capital de um banco. Sob essa hipótese, espera-se encontrar, *ceteris paribus*, bancos com maior índice de capitalização (Índice de Basiléia) com maior oferta de crédito.

A hipótese foi testada pela estimação do modelo por meio do método dos momentos generalizado. Os resultados obtidos indicaram uma relação positiva entre Índice de Basiléia e oferta de crédito, acentuada em bancos desenquadrados, evidenciando a importância da regulamentação de capital na decisão de oferta de crédito dos bancos, no sentido previsto pelo modelo e em linha com a literatura analisada. Uma implicação é a possibilidade de que o formulador da regulamentação estabeleça como nível mínimo legal de capital um valor inferior ao que seria ideal do ponto de vista da estabilidade do sistema bancário. Ressalta-se a importância de tal resultado no contexto atual das definições do Novo Acordo de Basiléia. Ou seja, a utilização de modelos internos poderia levar ao estabelecimento de requerimentos legais mínimos de capital mais compatíveis com os riscos percebidos pelas instituições financeiras, aumentando a eficiência da regulação.

¹⁶ Apesar de estes últimos autores terem encontrado uma relação não significativa quando consideravam apenas bancos grandes ou apenas bancos médios.

Referências bibliográficas

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

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2004). **Plano Contábil das Instituições Financeiras (Cosif) em Legislação, Normas e Manuais**. Disponível em: <www.bcb.gov.br>.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION (1988). **International convergence of capital measurement and capital standards**. BIS.

_____ (1999). Capital requirements and bank behaviour: the impact of the Basel Accord. **Working Paper**, 1.

BELAISCH, A. (2003). Do Brazilian banks compete? **IMF Working Paper**, 3/103.

BERGER, A. N.; HANCOCK, D.; e HUMPHREY, D. B. (1993). Bank efficiency derived from the profit function. **Journal of Banking and Finance**, 17, 317-347.

CHIURI, M. C.; FERRI, G.; e MAJNONI, G. (2002). The macroeconomic impacts of bank capital requirements in emerging economies: past evidence to assess the future. **Journal of Banking and Finance**, 26, 881-904.

COSTA, A. C. (1999). **A regulação bancária no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE, Fundação Getulio Vargas. Dissertação de Mestrado em Economia.

DEWATRIPONT, M.; e TIROLE, J. (1994). **The prudential regulation of banks**. The MIT Press.

DIAMOND, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. **Review of Economics Studies**, 51, 393-414.

EDIZ, S.; MICHEL, I.; e PERRAUDIN, W. (1998). The impact of capital requirements on U.K. bank behavior. **FRBNY Economic Policy Review**, October.

FREIXAS, X.; e SANTOMERO, A. M. (2004). Regulation of financial intermediaries, a discussion. In: BATTACHARYA, S.; BOOT, A.; e THAKOR, A. (editors). **Credit intermediation and the macroeconomy, models and perspectives**. Oxford University Press.

FURFINE, C. (2001). Bank portfolio allocation: the impact of capital requirements, regulatory monitoring and economic conditions. **Journal of Financial Services Research**, 20, 33-55.

GAMBACORTA, L.; e MISTRULLI, P. E. (2004). Does bank capital affect lending behaviour? **Journal of Financial Intermediation**, 13, 436-457.

GIAMMARINO, R. M.; LEWIS, T. R.; e SAPPINGTON, D. E. M. (1993). An incentive approach to banking regulation. **The Journal of Finance**, 48, 1.523-1.542.

GOLDFAJN, I.; HENNINGS, K.; e MORI, H. (2003). Brazil's financial system: resilience to shocks, no currency substitution, but struggling to promote growth. **Working Paper Series**, 75, Banco Central do Brasil.

- GRAMINHO, F. M.; e BONOMO, M. A. (2002). O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica. **Anais do XXX Encontro Nacional de Economia da Anpec**.
- KIM, D.; e SANTOMERO, A. M. (1988). Risk in banking and capital regulation. **The Journal of Finance**, 43, 1219-1233.
- KLEIN, M. A. (1971). A theory of the banking firm. **Journal of Money, Credit and Banking**, 3, 205-218.
- KOYAMA, S. M.; e NAKANE, M. (2002). Os determinantes do spread bancário no Brasil. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, 19.
- PEEK, J.; e ROSENGREEN, E. (1995). The credit crunch: neither a borrower nor a lender be. **Journal of Money, Credit and Banking**, 27, 625-638.
- RIME, B. (1998). **Capital requirements and bank behaviour: empirical evidence for Switzerland**. Swiss National Bank.
- SAUNDERS, A.; e SCHUMACHER, L. (2000). The determinants of bank interest margins: an international study. **Journal of International Money and Finance**, 19, 813-832.
- SHARPE, S.A. (1990). Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: a stylized model of costumer relationships. **Journal of Finance**, 45, 1.069-1.087.
- SOARES, R. P. (2001). Evolução do crédito de 1994 a 1999: uma explicação. **Texto para Discussão**, 808, Ipea.
- TAKEDA, T.; ROCHA, F.; e NAKANE, M. (2005). The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, 59, 107-126.

Apêndice – Contas utilizadas

As seguintes contas são referentes aos créditos livres:

Carteira ativa		Receitas	
Código	Título Contábil	Código	Título Contábil
1.6.1.00.00	Empréstimos e Títulos Descontados	7.1.1.03.00	Rendas de Adiantamentos a Depositantes
1.6.2.00.00	Financiamentos	7.1.1.05.00	Rendas de Empréstimos
		7.1.1.10.00	Rendas de Títulos Descontados
		7.1.1.15.00	Rendas de Financiamentos
		7.1.1.20.00	Rendas de Fin. a Exportações
		7.1.1.23.00	Rendas de Fin. de Moedas Estrangeiras
		7.1.1.25.00	Rendas de Fin. com Interveniência
		7.1.1.52.00	Rendas de Refin. de Op. c/ Gov. Federal

Títulos públicos de baixo risco podem ser representados pela carteira de títulos de renda fixa (RF), a qual corresponde ao saldo das seguintes contas¹⁷:

Carteira ativa		Receitas	
Código	Título Contábil	Código	Título Contábil
1.3.1.10.00	Títulos de RF	7.1.5.10.00	Rendas com Títulos de RF
1.3.2.10.00	Títulos de RF Vinculados a Recompras	7.1.5.75.00	Lucros com Títulos de RF
1.3.4.00.00	Vinculados ao Banco Central	8.1.5.20.00	Prejuízos com Títulos de RF
1.3.5.00.00	Vinc. à Aq. de Ações de Emp. Estatais		
1.3.6.00.00	Vinculados à Prestação de Garantias		
(-)1.3.6.10.80	Títulos de Renda Variável		
(-)1.3.6.15.80	Títulos de Renda Variável		
(-)1.3.6.20.80	Títulos de Renda Variável		

Foram considerados como depósitos os saldos das seguintes contas:

Carteira ativa		Receitas	
Código	Título Contábil	Código	Título Contábil
4.1.1.00.00	Depósitos à Vista	8.1.1.10.00	Despesas de Depósitos de Poupança
4.1.2.00.00	Depósitos de Poupança	8.1.1.20.00	Despesas de Depósitos Interfinanceiros
4.1.3.00.00	Depósitos Interfinanceiros	8.1.1.30.00	Despesas de Depósitos a Prazo
4.1.5.00.00	Depósitos a Prazo		

As taxas de retorno foram obtidas dividindo-se o saldo das contas de resultado acumulado no trimestre pela média trimestral dos saldos mensais das respectivas carteiras ativas (ou passivas)¹⁸.

¹⁷ Idealmente, utilizar-se-ia apenas a carteira de títulos livres. No entanto, não há como apurar a rentabilidade dessa carteira isoladamente.
¹⁸ Dado que os resultados dos bancos são apurados semestralmente, os resultados de junho e dezembro são líquidos dos resultados de março e setembro, respectivamente.

VII – Um Exame da Determinação da Taxa de Juros Média de Empréstimos para Pessoas Jurídicas¹

Leonardo S. Alencar
Tony Takeda

VII.1 – Introdução

Este artigo apresenta um estudo do efeito de três instrumentos de política econômica – os empréstimos diretos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), a taxa de juros Selic e a alíquota efetiva de depósitos compulsórios – no estabelecimento da taxa de juros do crédito para pessoas jurídicas. Também apresenta o efeito da alíquota de depósitos compulsórios sobre a transmissão da taxa de juros de política monetária para a taxa de juros de empréstimos para pessoas jurídicas. As principais conclusões do artigo são: (1) após uma mudança na taxa Selic, os bancos sujeitos a maiores alíquotas efetivas de depósito compulsório variam menos suas taxas de juros de empréstimo, com recursos livres, a pessoas jurídicas; (2) maiores volumes nos empréstimos diretos do BNDES para as empresas reduzem a taxa de juros média cobrada desses agentes, nas operações de crédito livre; e (3) maiores alíquotas de depósitos compulsórios estão associadas a maiores taxas de juros do crédito livre a pessoa jurídica. No entanto, deve-se ressaltar que o efeito do crédito do BNDES sobre o custo médio do crédito livre não pode ser dissociado do efeito da taxa Selic. Isso porque parte da explicação para os níveis da Selic se deve ao fato de que existem diversas taxas de juros na economia que são quase que totalmente insensíveis a variações da taxa básica de juros.

Na literatura econômica, há estudos sobre a influência da taxa de juros da política monetária nas taxas de empréstimos dos bancos (e.g., Kleimeier e Sander, 2006). Essas investigações são importantes porque seus resultados têm implicação direta no conhecimento da eficiência da política monetária. Não obstante, enquanto essas pesquisas são relativamente bem desenvolvidas, há uma ausência de estudos que relacionem o efeito dos empréstimos diretos do BNDES sobre as taxas de juros de empréstimos, e poucos que examinam a relação entre a taxa de depósitos compulsórios e a taxa de juros do crédito.

Entre os artigos que tratam dos depósitos compulsórios no Brasil, a evidência encontrada indicava um relacionamento entre depósitos compulsórios e *spreads* bancários quase nulo ou estatisticamente insignificante. Entre as poucas exceções, encontram-se os trabalhos de Rodrigues e Takeda (2006), que estudam os efeitos dos compulsórios na distribuição das taxas de juros bancárias; e o de Costa e Nakane (2004), que encontram evidências no sentido de os depósitos compulsórios serem um dos componentes dos *spreads* bancários no Brasil. O presente trabalho soma-se a essa literatura não somente por encontrar evidências do impacto da alíquota dos depósitos compulsórios nas taxas de juros de empréstimo a pessoas jurídicas, mas também por estimar o efeito desses depósitos na transmissão (*pass-through*) de taxas de juros.

Este texto está dividido em seis seções, além desta introdução. Na seção 2, a especificação do modelo estimado é apresentada. Os dados utilizados no trabalho são descritos na seção 3. A seção 4 apresenta a metodologia, e a seção 5, os resultados. Por fim, a seção 6 apresenta as considerações finais.

¹ Os autores agradecem os comentários e sugestões de Mário Mesquita e Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem necessariamente a opinião do Banco Central do Brasil.

VII.2 – Especificação do modelo

A equação a ser estimada é a seguinte:

$$i_{Lk,t} = \alpha + \kappa i_{Lk,t-1} + \beta i_{M,t} + \beta^* (IndComp_{k,t} \times i_{M,t}) + \sum_{j=0}^3 v_j \ln BND_{t-j} + \lambda IndComp_{k,t} + \sum_{j=0}^{10} saz d_{t-j} + \varepsilon_{k,t},$$

onde $k = 1, \dots, N$ (k = número de bancos) e $t = 1, \dots, T$ (t = períodos); “ α ” é uma constante; “ $i_{Lk,t}$ ” é a taxa de juros de empréstimo do banco k , no período t ; “ $i_{M,t}$ ” é a taxa de juros de política monetária; “ BND_t ” é o volume de empréstimos diretos do BNDES; “ $saz d_t$ ” é uma *dummy* sazonal; $\varepsilon_{k,t}$ é o erro; e “ $IndComp_{k,t}$ ” é uma re-parametrização da taxa efetiva de depósitos compulsórios, o que é feito pela seguinte fórmula:

$$IndComp_{k,t} = \frac{Comp_{k,t}}{Dep_{k,t}} - \left(\sum_{t=1}^T \frac{\sum_{k=1}^N Comp_{k,t} / Dep_{k,t}}{N_t} \right) / T,$$

onde $Comp_{k,t}$ representa a soma de todos os recolhimentos obrigatórios e $Dep_{k,t}$ a soma dos depósitos à vista, a prazo e de poupança. Ou seja, a taxa efetiva de depósitos compulsórios é normalizada em relação à média de todos os bancos na amostra, de modo que a soma dessa variável para todas as observações seja igual a zero. Como consequência, a interação entre a taxa de juros Selic e a taxa efetiva de depósitos compulsórios é igual a zero para o banco médio, e o coeficiente β é interpretado diretamente como o efeito médio (Gambacorta, 2004). Não obstante, a interação serve para enfatizar o comportamento heterogêneo dos bancos sujeitos a diferentes taxas efetivas de depósitos compulsórios na resposta a um choque de política monetária. Vale recordar que há, no Brasil, uma normatização no setor bancário de depósitos compulsórios progressivos².

Os efeitos de longo prazo sobre a taxa de juros bancária causados pela transmissão da taxa Selic, pela taxa de depósitos compulsórios e pelos empréstimos diretos do BNDES são dados, respectivamente, por:

$$\Omega_M = \frac{\beta + \beta^* X_{k,t-1}}{1 - \kappa} ; \quad \Omega_C = \frac{\lambda}{1 - \kappa} ; \quad \text{e} \quad \Omega_B = \frac{\sum_{j=0}^3 v_j}{1 - \kappa} .$$

Para testar se a transmissão da taxa de juros entre a taxa de política monetária e a taxa bancária é completa, é necessário verificar se o coeficiente Ω_M é igual a um.

VII.3 – Os dados

Os dados utilizados são mensais e abrangem o período de junho de 2001 a junho de 2006. O painel de instituições bancárias examinadas não é balanceado e possui 147 bancos, os quais representam a totalidade do setor bancário que realizou empréstimos no período em estudo.

A taxa de juros examinada é a de empréstimos prefixada, consolidada para pessoas jurídicas, e, para cada banco, é calculada a seguinte taxa para cada mês (a.a.%) em duas etapas: (1) taxas médias de cada modalidade a partir da ponderação das taxas diárias pelo volume concessão diário; (2) taxas médias para pessoas jurídicas a partir das modalidades *hot money*, desconto de duplicatas, desconto de promissórias, capital de giro, conta garantida, aquisição de bens, *vendor*, ponderadas pelo saldo mensal de cada uma das modalidades.

² Em fevereiro de 2007, a regulamentação do Banco Central do Brasil relativa a recolhimentos compulsórios e encaixes obrigatórios era dada por: a) depósitos à vista, Circulares 3.274 e 3.323; b) depósitos a prazo, Circulares 3.091, 3.127 e 3.262; c) poupança, Circulares 3.093, 3.128 e 3.130; d) depósitos e garantias realizadas, Circular 3.090; e e) exigibilidade adicional sobre depósitos, Circulares 3.144 e 3.157.

A taxa efetiva de depósitos compulsórios utilizada foi calculada pela soma {Reservas compulsórias em espécie (1.4.2.28.00-5) + Reservas compulsórias em títulos (1.3.4.20.00-0) + Recolhimentos obrigatórios, depósitos de poupança (1.4.2.33.10-0) + Recolhimentos obrigatórios, outros (1.4.2.33.99-7)}, dividida pela soma {Depósitos à Vista (4.1.1.00.00-0) + Depósitos a Prazo (4.1.5.00.00-2) + Depósitos de Poupança (4.1.2.00.00-3) + Recursos de Aceites Cambiais (4.3.1.00.00-8) + Cédulas pignoratícias de debêntures (4.3.4.50.00-2) + Títulos de Emissão Própria (4.2.1.10.80-0) + Contratos de assunção de obrigações, Vinculados a Operações Realizadas com o Exterior (4.9.9.12.20-7)}, em que os números entre parênteses representam contas do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (Cosif).

Por fim, o BNDES direto é o saldo mensal das operações realizadas diretamente entre o BNDES e as empresas; e a taxa Selic é a taxa *over* Selic diária acumulada no ano (% a.a.).

VII.4 – Metodologia

A estimação seguirá o Método Generalizado dos Momentos em Sistemas (*System-GMM*), de Arellano e Bover (1995) e de Blundell e Bond (1998). A vantagem dessa metodologia em relação ao estimador de GMM de Arellano e Bond (1991) é que os instrumentos disponíveis para equações em primeiras diferenças costumam ser fracos quando as séries individuais são persistentes, e o estimador de primeira diferença pode estar sujeito a um sério viés de amostra finita quando os instrumentos são fracos (Blundell e Bond, 1999 e Bond, 2002). Uma vez que as séries de taxas de juros costumam ser persistentes – por exemplo, o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem da taxa de juros nos empréstimos para pessoas jurídicas pode ser estimado em 0,79 –, o método de *System-GMM* aparenta ser o indicado para a presente estimação.

O estimador de *System-GMM* é uma extensão do estimador de Arellano e Bond, a partir da hipótese de que a primeira diferença das variáveis instrumentais não seja correlacionada com os efeitos fixos. Enquanto Arellano e Bond instrumentalizam as equações em diferenças com variáveis em nível, o *System-GMM* também instrumentaliza as equações em nível com variáveis em primeira diferença, e estima os dois conjuntos de equações em um único sistema. Isso permite a introdução de mais instrumentos, e pode melhorar significativamente a eficiência.

Nas estimações, vamos assumir que todas as variáveis sejam estritamente exógenas, com exceção da defasagem da taxa de juros para pessoas jurídicas, que assumiremos ser endógena, por estar correlacionada ao efeito fixo. De qualquer forma, uma suposição crucial para que o estimador de GMM seja válido é que os instrumentos sejam exógenos. Nesse sentido, apresentaremos a estatística da diferença de Sargan para testar a validade de subconjuntos dos instrumentos. Apresentaremos também o teste *J* de Hansen com relação às restrições de sobre-identificação.

O exame da correlação serial será importante, pois o estimador de *System-GMM* usa defasagens como instrumentos sob a hipótese de que os erros sejam “ruído branco”, e perde sua consistência se os erros são serialmente correlacionados. Examinaremos a ausência de correlação serial nos distúrbios por meio do teste de Arellano e Bond (1991) para correlação serial de segunda ordem na primeira diferença dos resíduos.

Os resultados apresentados serão os do estimador GMM de uma etapa, para o qual a inferência baseada na matriz de co-variância tem se mostrado mais confiável do que o estimador mais eficiente de duas etapas (Blundell e Bond, 1999). Na estimação, procuramos ser parcimoniosos no número de instrumentos, uma vez que, entre outros motivos, os testes de Hansen e Sargan são fracos, em amostras finitas, quando o número de instrumentos é grande.

VII.5 – Resultados

As estimativas encontram-se na Tabela 1, ao final do texto, e estão bastante satisfatórias. Os resultados obtidos no teste da diferença de Sargan são um indicativo no sentido da validade dos instrumentos utilizados. O teste de sobre-identificação de Hansen também está em um nível aceitável, assim como o teste de Arellano e Bond de correlação serial de segunda ordem nos resíduos. Os sinais dos coeficientes são os esperados, e quase todos são significativos ao nível de confiança de 5%.

Como esperado, as mudanças na taxa de juros da política monetária (taxa Selic) influenciam na mesma direção as taxas de juros de empréstimos bancários. A explicação tradicional é que um aumento na taxa de política monetária aumenta o custo de oportunidade do banco, o que eleva as taxas de empréstimos. Não obstante, uma variação no custo de oportunidade dos bancos pode ter diferentes impactos em cada um deles, dependendo de suas características específicas.

No modelo estimado, um aumento de um ponto percentual na taxa de política monetária leva a um aumento, no mesmo período, de 0,201 ponto percentual na taxa de juros de empréstimos bancários a pessoas jurídicas. Essa estimativa pontual, feita com dados banco a banco, da reação da taxa de juros de empréstimos, é menor do que a encontrada na estimativa com dados agregados em Banco Central do Brasil (2006). No que diz respeito aos efeitos de longo prazo da política monetária, não se pode rejeitar que a transmissão para as taxas de juros de empréstimos seja completa ($\Omega_M = 1$). Esse resultado é positivo, uma vez que dá suporte para a eficácia da política monetária no longo prazo.

A alíquota de recolhimentos compulsórios pode impedir ganhos de escala e, conseqüentemente, aumentar os custos para o tomador de empréstimos. Teoricamente, um aumento nessas alíquotas leva a uma elevação na taxa de juros de empréstimos. Mesmo sem ganhos de escala, a taxa de depósitos compulsórios pode afetar as taxas de juros, na medida em que essa taxa pode alterar as condições de oferta do mercado de crédito. Os resultados da Tabela 1 indicam claramente que um aumento na alíquota de depósitos compulsórios está associado a uma maior taxa de juros de empréstimos. A Tabela 1 também apresenta o resultado de que maiores alíquotas de recolhimentos compulsórios reduzem o *pass-through* da política monetária, e nesse sentido, sua eficácia, tanto no curto quanto no longo prazo.

Por fim, é importante ter em conta que o BNDES atua em operações de financiamento direto para empresas. Uma vez que podem ser substitutos do crédito oferecido pelos demais bancos, esses empréstimos devem influenciar na determinação das taxas, pois um aumento desses leva a uma redução na taxa de juros média cobrada pelos bancos em seus empréstimos a pessoas jurídicas. As estimativas da Tabela 1 mostram que isso de fato ocorre, tanto no longo prazo quanto no curto.

VII.6 – Considerações finais

Como ressaltado na introdução, os principais resultados encontrados neste artigo foram: (1) maiores alíquotas de reservas compulsórias estão associadas a menores transmissões (*pass-through*) da taxa de juros de política monetária para as taxas de juros de empréstimos a pessoas jurídicas; (2) um aumento nos empréstimos diretos do BNDES reduz a taxa média de juros dos empréstimos bancários a empresas; e (3) uma elevação na alíquota dos recolhimentos compulsórios aumenta a taxa de juros do crédito a pessoas jurídicas. No entanto, deve-se ressaltar que o efeito do crédito do BNDES sobre o custo médio do crédito livre não pode ser dissociado do efeito da taxa Selic. Isto porque parte da explicação para os níveis da Selic se deve ao fato de que existem diversas taxas de juros na economia que são quase que totalmente insensíveis a variações da taxa básica de juros. Assim, é dentro dessa perspectiva que se deve analisar a conclusão de

que acesso a crédito do BNDES reduz a taxa média de juros das operações de crédito livre. Soma-se aos resultados citados que a estimação pontual da transmissão da taxa de política monetária, com dados banco a banco, indicou uma transmissão menor do que a obtida por estimativas com dados agregados.

Referências bibliográficas

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

ARELLANO, M. e BOVER, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 29-51.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2006). A transmissão da taxa básica para as taxas de juros bancárias. **Relatório de Inflação**, p. 124-125.

BLUNDELL, R. e BOND, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143.

_____ (1999). GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. **Working Paper** 99/04, Institute for Fiscal Studies, London, 21p.

BOND, S. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. **Working Paper** 02/09, Institute for Fiscal Studies, London, 34p.

COSTA, A. e NAKANE, M. (2004). A decomposição do *spread* bancário no Brasil. **Economia Bancária e Crédito**, Banco Central do Brasil, p. 17-30.

GAMBACORTA, L. (2004). How do banks set interest rates? **NBER Working Paper**, n. 10.295.

KLEIMEIER, S. e SANDER, H. (2006). Expected versus unexpected monetary policy impulses and interest rate pass-through in euro-zone retail banking markets. **Journal of Banking and Finance**, v. 30, p. 1.839-1.870.

RODRIGUES, E. e TAKEDA, T. (2006). Reserve requirements and bank interest rate distribution in Brazil, **mimeo**, 37p.

Tabela 1 – Resultados econométricos

Estimações		Testes	
$i_{Lk,t-1}$	0,737** (0,054)	Teste $X^2 \Omega_M=1$	0,66
$i_{M,t}$	0,201* (0,085)	Teste $X^2 \beta=1$	87,98**
$IndComp_{k,t} \times i_{M,t}$	-0,015* (0,006)		
$IndComp_{k,t}$	0,261* (0,116)	Arellano-Bond para AR(1) em primeiras diferenças	$z = -5,81^{**}$
$\ln BND_t$	-8,957* (4,085)	Arellano-Bond para AR(2) em primeiras diferenças	$z = 1,84$
$\ln BND_{t-1}$	16,194** (5,694)		
$\ln BND_{t-2}$	4,395 (6,364)	Hansen para sobre- identificação das restrições	$X^2 = 129,84$
$\ln BND_{t-3}$	-15,727** (4,796)		
$sazd_t$	-2,081** (0,686)	Diferença na estatística de Sargan para testar a exogeneidade de subconjuntos de instrumentos:	
$sazd_{t-1}$	0,787 (0,550)	Instrumentos para as equações em nível	$X^2 = 42,19$
$sazd_{t-2}$	-1,823** (0,504)	Instrumento: taxa de juros de empréstimo defasada em dois períodos nas equações em nível	$X^2 = 42,19$
$sazd_{t-3}$	0,280 (0,559)	Instrumento: taxa de juros de empréstimo defasada em três períodos nas equações em diferenças	$X^2 = 59,91$
$sazd_{t-4}$	-2,222** (0,505)	Outros instrumentos	$X^2 = 13,57$
$sazd_{t-5}$	-1,077* (0,473)		
$sazd_{t-6}$	-2,289** (0,533)		
$sazd_{t-7}$	-2,057** (0,521)		
$sazd_{t-8}$	-1,474** (0,477)		
$sazd_{t-9}$	-0,575 (0,564)		
$sazd_{t-10}$	-2,156** (0,675)		
α	52,548** (11,446)		
<i>Longo prazo</i>			
Ω_M	0,765** (0,287)		
Ω_C	0,996* (0,475)		
Ω_B	-15,607** (-3,227)		

Obs.: A variável dependente é i_L . Entre parênteses estão os desvios-padrões. *, ** indicam níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente.

VIII – Insolvência de Instituições Financeiras – Experiência Internacional

Eduardo Lundberg

Em qualquer país, a “quebra” de um banco, comparativamente a outras empresas, tende a gerar maior turbulência no mercado e também maior preocupação do público e das autoridades econômicas. A recente liquidação do Banco Santos, ocorrida em novembro de 2004, não foi diferente, e trouxe de volta ao debate a questão da resolução de bancos insolventes. Evidentemente, em sua essência, bancos e instituições financeiras são empresas como outras quaisquer, criadas para promover a venda de bens ou serviços e gerar renda e lucros para seus empregados e acionistas. Isso significa que bancos e instituições financeiras também estão sujeitos a problemas econômico-financeiros, à insolvência e, de alguma forma, a serem retirados do mercado e liquidados. De fato, é inerente às economias de mercado que haja entrada e saída de firmas dos diversos setores, inclusive o bancário.

O que diferencia um banco ou uma instituição financeira das demais empresas é o objeto principal de sua atividade ser a prestação de serviços de captação de depósitos, cobrança e pagamento de contas e intermediação de recursos financeiros do público, o que significa que essas instituições são parte importante e essencial do sistema de pagamentos do país e responsáveis por gerir importante parcela da poupança do público e do crédito concedido. Não sem razão, na maior parte dos países, os bancos e as instituições financeiras são objeto de supervisão e fiscalização específica por parte do governo. Cabe aos bancos centrais e aos órgãos supervisores a função de proteger a poupança popular e zelar pela solvência e pelo bom funcionamento do sistema financeiro e do sistema de pagamentos¹.

O objetivo deste artigo é fazer uma breve apresentação da experiência internacional com o tratamento de instituições financeiras insolventes. Na primeira parte do artigo, apresentam-se as principais características que diferenciam a insolvência de uma instituição financeira das demais empresas corporativas e justificam a intervenção do órgão supervisor. A segunda parte trata das medidas preventivas, usualmente utilizadas em outros países, e a terceira parte, dos processos de resolução e liquidação, com destaque, em ambas as partes, para a experiência norte-americana.

VIII.1 – A insolvência de bancos e instituições financeiras

Uma das principais características da “quebra” ou da insolvência de um banco ou de uma instituição financeira é que ela é normalmente diagnosticada pelo órgão supervisor, a quem cabe a responsabilidade principal pela sua liquidação ou solicitação de falência. Normalmente, uma empresa não financeira tem sua falência solicitada diretamente pelos seus credores, em geral a partir do atraso em honrar seus compromissos. Implicitamente, a legislação falimentar pode assumir que a insolvência de uma empresa não financeira se caracteriza a partir do surgimento de seus problemas de liquidez², mesmo porque, normalmente, seus maiores credores incluem instituições financeiras, consideradas especialistas na avaliação de crédito e investimentos. Por sua vez, por captarem e aplicarem recursos financeiros do público, a insolvência dos bancos e das instituições financeiras, se não identificada, pode fazer aumentar muito o prejuízo de seus clientes e da

¹ Para uma visão mais ampla das justificativas para a supervisão governamental dos bancos e instituições financeiras, vide Lindgren, Garcia e Saal (1996) e Lundberg (1999).

² É importante distinguir entre os problemas de liquidez e insolvência. Enquanto o problema de liquidez se caracteriza pela falta eventual de recursos financeiros líquidos para honrar pagamentos, a insolvência é um problema de desequilíbrio econômico do devedor, caracterizado pela existência de dívidas e obrigações em valor superior aos recursos próprios.

economia. Se nada for feito, a instituição insolvente provavelmente continuará tendo prejuízos em detrimento dos recursos do público, até que eventualmente sua situação seja denunciada por seus problemas de liquidez, que podem degenerar em episódios de “corrida bancária”. Por essa razão, cabe ao órgão supervisor se antecipar e identificar tais situações, em defesa dos recursos do público e da estabilidade do sistema.

O histórico recente da economia mundial registra que muitos países, inclusive países desenvolvidos, tiveram problemas bancários. Os Estados Unidos da América (EUA) enfrentaram, além de diversas quebras isoladas, uma severa crise em seu sistema de crédito imobiliário (*saving & loans*) nos anos 1980 e uma crise bancária importante com a quebra do Banco Continental Illinois em 1984. A Inglaterra foi sede da quebra do conglomerado bancário BCCI em 1991, um rumoroso caso de “quebra” causada por fraude bancária. A Alemanha viveu a crise do Banco Herstatt em 1974. A Espanha enfrentou uma crise bancária entre 1978-1983 e viu quebrar, em 1993, o Banco Banesto, um dos quatro maiores do país. Também enfrentaram crises bancárias a Noruega, entre 1988 e 1993; a Suécia, entre 1991 e 1993; o Japão, entre 1997 e 1998; e a Suíça, entre 1991 e 1996³.

O maior problema decorrente de todas essas crises causadas por insolvências bancárias, além dos impactos diretos aos depositantes, é o efeito sobre o nível de atividade econômica. O importante impacto macroeconômico das crises bancárias e a crescente internacionalização dos grandes bancos e conglomerados financeiros obrigaram os principais países, desenvolvidos e emergentes, a promover uma maior cooperação em assuntos bancários. Junto ao Banco Internacional de Compensações (*Bank for International Settlements* – BIS), com sede na Basileia, na Suíça, foi criado um Comitê de Supervisão Bancária, que tem desenvolvido importantes iniciativas para a maior coordenação entre os órgãos supervisores e a difusão de melhores práticas bancárias no mundo todo.

Para minimizar problemas com insolvências de instituições financeiras, a melhor alternativa tem sido dispor de uma boa e eficaz supervisão bancária. Para tanto, após estudos e debates conduzidos por especialistas dos principais países desenvolvidos, o Comitê de Supervisão Bancária de Basileia divulgou, em 1997, o seu “*Core Principles for Effective Banking Supervision*”, que vem servindo de referência internacional de melhores práticas para a supervisão de instituições financeiras. Em complemento, o Comitê da Basileia divulgou, em 2002, as “Orientações para a Supervisão de Bancos em Dificuldades” (“*Supervisory Guidance on Dealing with Weak Bank*”), que traz uma série de recomendações e ferramentas úteis para lidar com instituições financeiras insolventes ou pré-insolventes.

O documento do Comitê da Basileia para bancos em dificuldades está dividido em três partes principais: aspectos gerais, medidas corretivas e resolução ou liquidação bancária. A parte relativa a aspectos gerais contempla os principais conceitos utilizados, a importância de identificar corretamente as causas dos problemas, não as confundindo com os sintomas, e um conjunto de recomendações para a identificação dos bancos em dificuldades. Na identificação, o documento destaca a importância das informações financeiras quantitativas por meio da análise das demonstrações contábeis e de sistemas de alerta (*early warning*), das avaliações da própria supervisão, das informações obtidas pelos auditores internos e externos, dos demais órgãos de supervisão e de outras fontes. A segunda parte trata de medidas preventivas para sanar problemas em instituições financeiras com dificuldades e coibir eventuais práticas que possam agravar os problemas enfrentados. A terceira parte trata das recomendações para lidar com a resolução ou liquidação de bancos que atravessam grandes dificuldades, com destaque para diferentes técnicas de resolução ou reestruturação de bancos insolventes.

As diferentes técnicas de resolução ou reestruturação de bancos insolventes exemplificam o caso norte-americano de liquidar bancos pelo princípio do menor custo. De qualquer forma, é importante ressaltar que várias dessas técnicas de reestruturação podem também ser utilizadas no contexto de medidas

³ Para um sumário dessas crises, vide os artigos contidos em *Bank for International Settlements* (2004).

preventivas. Uma fusão ou aquisição pode ser entendida como uma forma de liquidar (resolver) um banco insolvente – realizada no âmbito formal de uma liquidação – ou pode ser feita voluntariamente, por meio dos mecanismos normais de mercado – estimulado ou não pelo órgão supervisor. O objetivo de uma reestruturação bancária é assegurar a continuidade, em bases financeiramente saudáveis, do todo ou de uma parte do negócio (*going concern*) da instituição financeira.

VIII.2 – Pré-insolvência e medidas corretivas

Dado o custo e as incertezas geradas pela insolvência de uma instituição financeira, o ideal é tomar medidas para minimizar a ocorrência de problemas, exigindo práticas bancárias saudáveis e procurando soluções de mercado para evitar o trauma da quebra. A principal referência internacional para as medidas corretivas é a legislação bancária norte-americana – os *Prompt Corrective Actions*, que utilizam um sistema de ações que devem ser adotadas conforme a deterioração da saúde econômico-financeira da instituição.

Um dos principais tópicos do “*Supervisory Guidance on Dealing with Weak Banks*”, do Comitê de Supervisão Bancária da Basiléia (1999), é o que trata das medidas corretivas necessárias para resolver deficiências de bancos em dificuldades financeiras ou coibir práticas consideradas inadequadas. Em circunstâncias normais, deveria caber ao próprio banco a iniciativa de resolver seus problemas. Entretanto, observadas deficiências financeiras ou irregularidades graves, cabe ao supervisor bancário a responsabilidade de exigir a implementação das medidas necessárias e avaliar se as medidas corretivas adotadas são adequadas. Tais medidas podem ser adotadas voluntariamente pelos bancos ou, se necessário, por meio de uma determinação formal da entidade supervisora.

Entre as medidas corretivas sugeridas no trabalho do Comitê da Basiléia estão aquelas que afetam:

- a) os acionistas, como a exigência de aumento de capital, suspensão de direitos e proibição de distribuição de lucros ou retiradas;
- b) os conselheiros e diretores, como afastamento do cargo e limitações à remuneração;
- c) o próprio banco, como a exigência de melhorias na administração, nos controles internos e sistemas de gestão de risco; restrições ou condições para suas atividades; diminuição de operações e venda de ativos; restrição à ampliação ou ao encerramento de agências e sucursais; realização de provisões consideradas necessárias ou insuficientes; vedação ou limitação de determinadas operações, produtos ou clientes; aprovação prévia do supervisor para o pagamento dos principais investimentos, compromissos ou obrigações etc.

As medidas corretivas variam quanto ao grau de interferência na administração de um banco, e cabe ao supervisor adotá-las de acordo com a natureza e a gravidade das dificuldades identificadas e com o grau de cooperação dos administradores do banco. Se os problemas são menos graves e se há disposição dos administradores em solucioná-los, os supervisores podem adotar medidas corretivas menos intrusivas. Entretanto, se o banco enfrenta problemas mais graves e não há disposição em cooperar, o supervisor se obriga a adotar medidas compatíveis com a gravidade do problema identificado, para assegurar o cumprimento de suas recomendações. Dependendo da regulamentação de cada país, esta pode contemplar algum tipo de documento de alerta ou advertência que descreva as ações que devem ser adotadas pelo banco e sua administração, assim como o prazo para implementação.

As medidas corretivas devem ser tanto mais severas quanto maior o risco de insolvência. Os formatos dessa atuação variam conforme a legislação e a regulamentação bancária de cada país, podendo incluir uma gradação de medidas pontuais, supervisão mais intensiva, formalização de planos de recuperação, intervenção

e, por fim, a liquidação do banco. A dificuldade com a definição legal ou regulamentar dos “gatilhos” (*triggers*), além de prever todas as situações passíveis de correção, é estabelecê-los em correspondência com algum grau de discricionariedade ao supervisor⁴.

A seguir, exemplos das práticas de alguns países com medidas corretivas, com destaque para os Estados Unidos.

A instituição financeira em crise tem, nos EUA, diversas alternativas de recuperação que vão desde um plano de resolução das dificuldades – que envolve capitalização, restrição de empréstimos e outras medidas de restabelecimento das condições financeiras da instituição (*Prompt Corrective Action*) – até regimes de intervenção e liquidação.

As instituições financeiras são classificadas segundo seu grau de capitalização (*Federal Deposit Insurance Act*, 1991) e, quando consideradas subcapitalizadas, estão sujeitas a medidas corretivas formais. As categorias previstas na legislação são:

- a) bem capitalizada (*well capitalized*), quando a instituição financeira supera significativamente os níveis mínimos de capital exigido;
- b) adequadamente capitalizada (*adequately capitalized*), quando atende aos níveis mínimos de capital exigido;
- c) subcapitalizada (*undercapitalized*), quando não atende aos níveis mínimos de capital exigido;
- d) significativamente subcapitalizada (*significantly undercapitalized*), se está significativamente abaixo dos níveis mínimos de capital exigido;
- e) criticamente subcapitalizada (*critically undercapitalized*), quando não atingido um limite mínimo de capital (*threshold*) abaixo do qual os órgãos supervisores devem fechar a instituição se ela não for rapidamente recapitalizada⁵.

A instituição que for considerada subcapitalizada fica proibida de distribuir capital a seus acionistas e de pagar honorários a seus administradores e passa a ser monitorada de perto pelo órgão supervisor responsável. Um plano de recomposição de capital (*capital restoration plan*), que deve ser aprovado pela mesma autoridade, é requerido. Enquanto o plano não for aprovado, entre outras ações discricionárias, a instituição fica proibida de aumentar seus ativos totais médios, devendo ter prévia autorização do supervisor para investir em outras empresas, instalações e novas linhas de negócios.

Além das restrições acima, se a instituição subcapitalizada não apresentar ou aprovar um plano de recomposição de capital, não cumprir os objetivos propostos pelo plano, ou se estiver significativamente subcapitalizada, o órgão supervisor pode adotar uma ou mais das seguintes ações:

- a) exigência de capitalização, seja por meio da venda de ações ou títulos, seja pela transferência do controle acionário ou pela fusão com outra instituição financeira;
- b) restrição ao pagamento de juros sobre depósitos, que devem se limitar às taxas praticadas sobre depósitos de montantes e prazos similares existentes no mercado da região onde a instituição está localizada;
- c) restrições adicionais às atividades, ao aumento dos ativos e exigências de desinvestimento;

⁴ Pode-se argumentar que um sistema baseado em regras é o mais adequado para países com instituições mais frágeis, o que evitaria omissões (*forbearance*) em sua aplicação e protegeria os supervisores bancários de pressões políticas ao sinalizar adequadamente o comportamento esperado dos agentes econômicos afetados.

⁵ A regulamentação norte-americana atual define que uma instituição financeira está bem capitalizada (*well capitalized*) quando seu patrimônio líquido total (*tier 1 + tier 2*) for igual ou superior a 10% do ativo ponderado por risco (APR); adequadamente capitalizada (*adequately capitalized*) quando seu patrimônio líquido total for igual ou superior a 8% do APR; subcapitalizada (*undercapitalized*) quando o PL for inferior a 8% do APR; e significativamente subcapitalizada (*significantly undercapitalized*) quando inferior a 6% do APR. O limite (*threshold*) de capital para uma instituição criticamente subcapitalizada (*critically undercapitalized*) foi definido em 2% do APR.

- d) melhoria gerencial, via escolha de novos diretores ou reestruturação do corpo gerencial, e restrições ao pagamento de pessoal da alta administração.

Em caso de descapitalização crítica, a instituição financeira se sujeita a procedimentos ainda mais restritivos, ficando proibida de fazer qualquer pagamento de principal ou de juros de dívidas subordinadas. Passa a depender de autorização formal do órgão supervisor para: realizar qualquer transação relevante que não faça parte dos seus negócios habituais; expandir o crédito por qualquer transação altamente alavancada; alterar os estatutos sociais; realizar mudanças relevantes, entre outras. Após noventa dias da comunicação formal da descapitalização crítica pelo órgão supervisor, se a situação permanecer, a instituição deve ter sua intervenção formal encaminhada por meio da indicação de um interventor (*receiver*).

No Canadá, a legislação bancária (*Bank Act*, 1991) também dá ao órgão de supervisão bancária (*Office of the Superintendent of Financial Institutions* – OSFI) o poder de exigir medidas corretivas, segundo um sistema de estágios que segue uma classificação de risco baseada em índices de liquidez, solvência, capitalização e qualidade gerencial. Além do estágio de normalidade, são previstos quatro estágios para atuação do órgão supervisor:

- a) alerta inicial, quando os diretores da instituição financeira são comunicados formalmente da necessidade de adotar algumas medidas corretivas;
- b) sob alerta (*watch list*), quando o OSFI se reúne com diretores e auditores para informar que a instituição está em situação de risco, sob maior rigor da supervisão e alertada para a possibilidade do cancelamento do seguro de depósito caso não regularize sua situação; a instituição pode negociar um acordo prudencial (*prudential agreement*) com o órgão de supervisão para a implementação de medidas para melhorar sua situação financeira;
- c) viabilidade financeira em sério risco, com aumento do rigor da supervisão, possibilidade de restrições operacionais e determinação de aumento de capital; nesse estágio, o OSFI é obrigado a preparar um plano de contingência para o caso de ser necessário assumir o controle dos ativos do banco (intervenção);
- d) inviabilidade financeira ou insolvência iminente, situação na qual o OSFI pode assumir o controle dos ativos da instituição (intervenção) ou promover sua liquidação.

Na Alemanha, a Lei Bancária (*Gezetz über das Kreditwesen*, 1998) permite que a autoridade supervisora, nos casos de insuficiência nos requerimentos de capital e liquidez, limite ou proíba a instituição de realizar adiantamentos, empréstimos ou distribuir lucros aos proprietários e acionistas. Quando há risco de a instituição não honrar os recursos recebidos de seus clientes, ou havendo razões para crer que há mais como fazer a supervisão efetiva da instituição, o órgão supervisor deve adotar medidas para afastar o perigo. Entre tais medidas, estão as de fazer recomendações para a administração do banco, proibir ou limitar a realização de operações, vedar o recebimento de depósitos ou a concessão de empréstimos e indicar supervisores para acompanhar a administração do banco.

Na França, por determinação da Lei Bancária de 1984, o órgão supervisor (*Commission Bancaire*) ganhou o poder de emitir recomendações para os bancos em dificuldades adotarem medidas para restaurar ou incrementar sua situação financeira, melhorar seus padrões gerenciais e garantir que a organização alcance suas metas e objetivos. A instituição deve responder em até dois meses, com um detalhamento das medidas objeto da recomendação do órgão supervisor.

Na Argentina, a Lei de Entidades Financeiras (Lei 21.526/1977, atualizada em 2003), obriga as instituições a prestarem contas de qualquer irregularidade legal à supervisão bancária do Banco Central (*Superintendencia de Entidades Financieras y Cambiarias*). No caso de haver deficiências de capital nos

indicadores de solvência, liquidez ou de outras relações técnicas estabelecidas, a instituição financeira deve apresentar, no prazo de trinta dias, um plano de regularização e saneamento. Nesses casos, a Superintendência do Banco Central poderá também exigir a constituição de provisões e proibir a distribuição de dividendos, bem como designar ouvidores (*veedores*) com poder de veto sobre as decisões da administração da instituição deficiente.

No Chile, a legislação bancária (*Ley General de Bancos, 1997*) prevê um sofisticado sistema de ações mandatórias e restrições operacionais às instituições financeiras com deficiências de capital ou de administração. O órgão de supervisão (*Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras*) deve classificar as instituições segundo critérios de solvência e gerenciamento, o que gera uma atuação mais ou menos intervencionista por parte da Superintendência. No caso de deficiências de capital da instituição financeira, a legislação bancária (Título XV, arts. 118/139) prevê:

- a) Capitalização preventiva – quando o capital for inferior a 3% dos ativos totais líquidos ou 8% dos ativos ponderados por risco (Basiléia), a instituição deve promover as ações necessárias para aumento de seu capital, ficando vedada de aumentar as captações e aplicações, exceto por aqueles emitidos pelo Banco Central.
- b) Proposta de convênio aos credores – quando o capital for inferior a 2% dos ativos totais líquidos ou a 5% dos ativos ponderados por risco, a instituição deve apresentar um plano de capitalização da instituição aos seus credores, que poderá incluir qualquer forma lícita de renegociação das dívidas, desde que não afetem aos créditos com preferência legal e os depósitos e aplicações à vista; para evitar uma corrida, até a decisão dos credores em assembléia, as obrigações afetadas pelo convênio, inclusive os depósitos a prazo, ficam indisponíveis.
- c) Liquidação forçada – quando rejeitado o acordo com os credores ou quando a instituição não detiver solvência necessária para continuar funcionando, a Superintendência deve cancelar a autorização para funcionamento e declarar a liquidação forçada da instituição.

VIII.3 – Resolução da insolvência bancária

Para efeito da liquidação de bancos e instituições financeiras, não existe um arranjo legal ou institucional único e tradicional a ser seguido. Mesmo o documento específico do Comitê da Basiléia sobre bancos em dificuldades (*Bank for International Settlements, 2002*) reconhece essa lacuna, limitando-se a sugerir o uso de diferentes ferramentas. Para efeito de lidar com insolvências bancárias, alguns países aplicam as regras básicas da legislação de falências corporativas, eventualmente com alguma adaptação, enquanto outros países optam por ter uma legislação específica. Ademais, como destaca Hüpkens (2003), em vários países o arcabouço legal sequer é claro quanto aos procedimentos aplicáveis a bancos insolventes. A autora cita o caso da Irlanda (que não seria o único caso na Europa), onde se presume a aplicabilidade da legislação de falências corporativas.

Não obstante as grandes diferenças na legislação aplicada em cada país, quando comparamos os vários sistemas legais prevaletentes no mundo, segundo Hüpkens (2003), observamos em geral dois modelos básicos. No primeiro grupo, encontramos países como Estados Unidos, Canadá e Itália, que optam por ter uma legislação específica para regular a insolvência bancária, normalmente sob a administração do órgão de supervisão ou da agência de seguro depósito. No outro modelo, prevaletente em grande parte da Europa – Inglaterra, Holanda, Alemanha, Áustria e Espanha –, as liquidações de bancos tomam por base os procedimentos processuais das falências corporativas, administradas por tribunais de falências.

Mais importante que a organização legal e institucional de cada país é procurar atingir alguns objetivos

básicos e seguir algumas das melhores práticas e experiências internacionais. Segundo Bennett (2001), seriam três os principais objetivos a serem perseguidos na liquidação de uma instituição financeira: (1) manter a estabilidade e a confiança do público no sistema financeiro; (2) minimizar os custos de resolução bancária sem debilitar o sistema financeiro; e (3) realizar os ativos o mais rápido possível. Para o primeiro objetivo, o ideal seria interferir o mínimo possível com os mecanismos de mercado. Não seria prudente, por exemplo, indenizar a totalidade dos depositantes em prejuízo da disciplina de mercado, o que prejudicaria o sistema financeiro no longo prazo. No entanto, não liquidar um banco insolvente também traz prejuízos ao mercado e pode aumentar os custos da resolução. Nesse sentido, o ideal é ter regras claras e transparentes para a realização da liquidação e também para a garantia da boa e tempestiva oferta de informações para orientar as decisões dos agentes econômicos envolvidos.

A melhor forma de atingir o objetivo de minimizar os custos e os efeitos da liquidação de um banco sobre o sistema é procurar seguir o princípio do menor custo (*least cost requirement*), ou seja, avaliar o custo das diferentes técnicas de resolução bancária e verificar qual deles importa, em termos de valor presente, menor custo para o seguro de depósito. Respeitar esse princípio de menor custo, além de ser a alternativa que tende a minimizar os prejuízos da grande maioria dos credores do banco insolvente, é também necessário para a redução do custo do próprio seguro depósito. O terceiro objetivo é auto-explicável e consistente com os outros dois. De nada adianta ter um sistema justo e transparente se os ativos da instituição insolvente não forem realizados rapidamente em benefício do pagamento de todos os credores.

Com um sistema bancário e financeiro composto de milhares de instituições, os Estados Unidos são exemplares em suas práticas de liquidação bancária. Esse país tem a tradição de leis específicas para regular a liquidação de bancos e instituições financeiras, feita diretamente pelos órgãos reguladores (*Officer of the Comptroller of the Currency – OCC* e *Federal Reserve Department – Fed*) e pela instituição de seguro de depósito (*Federal Deposit Insurance Corporation – FDIC*), que também tem funções de órgão supervisor do sistema financeiro. Pela legislação norte-americana, cabe ao OCC decretar os regimes especiais de resolução bancária (*conservatorship* ou *receivership*) e a nomeação do liquidante (*conservator* ou *receiver*), podendo também ser determinado o regime de “banco-ponte” (*bridge bank*), uma situação híbrida que permite manter em funcionamento os serviços bancários de um banco insolvente, sem a necessária carta-patente, até sua negociação.

Segundo Todd (1994), não existem hoje diferenças substantivas entre os três regimes de resolução bancária: o *conservatorship* apresenta as características originais de uma intervenção e mantém a instituição aberta e funcionando para sua venda “em bloco”, enquanto o *receivership* tem como característica básica o fechamento da instituição financeira para sua liquidação, regra aplicada na grande maioria dos casos. Os procedimentos de resolução bancária são decididos em comum acordo entre os órgãos reguladores, cabendo normalmente a condução da liquidação ao FDIC, que deve adotar o princípio do menor custo para o seguro de depósito. Segundo Bennett (2001), o procedimento (*winding-up*) é tipicamente feito em dois estágios. O primeiro corresponde à fase de resolução propriamente dita, quando o FDIC faz a avaliação dos ativos do banco falido e faz algumas tomadas de preço para poder determinar a forma de venda de menor custo. O segundo estágio corresponde à fase de realização dos ativos (o *receivership*).

Segundo Bennett (2001), o FDIC promove dois tipos básicos de operações de resolução bancária: aquelas com o banco aberto (*open-bank transactions*) e as com banco fechado (*closed bank transactions*). Nas operações de assistência com o banco aberto (*open-bank assistance – OBA*), o FDIC concede empréstimos, compra ativos ou mesmo injeta títulos ou caixa para restaurar o capital do banco insolvente, enquanto os investidores privados são convidados a injetar capital e diluir a participação dos controladores originais. Essas operações têm a vantagem de evitar descontinuidades nas operações do mercado financeiro; mas, ao beneficiar os acionistas controladores, apresentam inúmeras desvantagens, o que prejudica a disciplina de mercado.

As operações com banco fechado – “venda em bloco” (*purchase and assumption* – P&A) e o ressarcimento dos depósitos segurados (*deposit payoff*), com simultânea realização dos ativos – têm a seu favor o fato de serem transparentes e não autorizam a continuidade ou repetição dos problemas. Uma operação de P&A é aquela em que um banco saudável adquire o todo ou parte dos ativos, assumindo todos os depósitos da instituição ou parte deles. O comprador geralmente recebe algum auxílio para viabilizar a operação, mas paga um prêmio pela compra dos depósitos, o que reduz o custo total da liquidação para o seguro de depósito. Nas operações de *deposit payoff*, o seguro de depósito indeniza os depositantes segurados, cabendo ao *receiver* promover a realização normal dos ativos e fazer o correspondente pagamento aos credores. Na experiência norte-americana, o “banco-ponte” (*bridge bank*) é entendido como um procedimento de P&A em que o FDIC atua temporariamente como controlador, assumindo as operações do banco insolvente e mantendo os serviços funcionando. Normalmente, a “ponte” dura até dois anos, permitindo ao FDIC assumir o controle do banco, estabilizar a situação e decidir a melhor forma de resolver ou liquidar o banco. As operações realizadas são sempre conservadoras, com o objetivo apenas de manter os serviços bancários para a comunidade, assim como preservar os valores intangíveis do negócio.

Na experiência norte-americana de liquidação de bancos e instituições de crédito imobiliário nos anos 1980–2000 (vide *Bank for International Settlements*, 2004), seguindo o princípio de menor custo para o seguro de depósito, 57,1% dos casos (1.714 em 3.004 instituições, cerca de 59,2% dos ativos) foram liquidados por meio da “venda em bloco” e por sua absorção por outras instituições (*purchase & assumption*). As operações de *open bank assistance* no período somaram 592 instituições (19,7% dos casos, 29,3% dos ativos), enquanto as operações de *deposit payoff* totalizaram 619 casos (20,6%, apenas 9,0% dos ativos).

Os procedimentos de resolução bancária no Canadá são bastante próximos aos que são realizados nos Estados Unidos. A legislação de liquidação de instituições financeiras é exclusiva (*Winding up and Restructuring Act*), separada da legislação de falências de empresas corporativas. O OSFI é o órgão supervisor, mas existe também uma instituição de seguro de depósito (*Canada Deposit Insurance Corporation* – CDIC) que também acompanha o comportamento dos bancos e instituições financeiras.

Cabe ao órgão supervisor (OSFI), além das medidas preventivas, em casos de inviabilidade econômica ou insolvência eminente, assumir o controle dos ativos ou da instituição. Após essa intervenção prudencial, o OSFI deve devolver a instituição aos seus controladores originais ou transferir a instituição insolvente ao CDIC para sua liquidação. A liquidação propriamente dita, entretanto, só pode ser processada após decisão judicial, a pedido do órgão supervisor, e requerida formalmente pelo procurador-geral. O liquidante é nomeado pela Corte Judiciária, e sua escolha deve recair sobre uma pessoa devidamente licenciada nos termos da Lei de Falências e Insolvências do Canadá, exceto no caso do liquidante ser o próprio CDIC. As liquidações seguem, como nos EUA, o princípio do menor custo para o seguro de depósito.

A Espanha segue a tradição européia de promover a resolução de bancos insolventes com base na Lei de Falências Corporativas, tendo recentemente reformado sua legislação falimentar (2004), incorporando a Diretiva da Comunidade Européia de 2001 que trata do saneamento e da liquidação de instituições financeiras no âmbito daquela Comunidade. O Banco de Espanha, que é simultaneamente o banco central e o órgão supervisor do sistema financeiro, tem um importante papel no processo de resolução bancária, em conjunto com o Fundo Garantidor de Depósitos (FGD).

Segundo Costa (2005), o Banco de Espanha, como órgão supervisor, tem a função básica de propor as principais ações de prevenção e resolução bancária, podendo, em alguns casos, atuar sem a necessidade de aprovação de outros órgãos (como na suspensão provisional). Em outros casos, necessita de autorização do ministro da Economia e Fazenda ou mesmo do Conselho de Ministros (como na revogação da autorização para funcionamento), assim como da autorização da justiça espanhola, nos casos das operações

de saneamento ou liquidação de bancos com atuação em outros países da Comunidade Européia. São os seguintes os regimes especiais previstos na legislação espanhola:

- a) a intervenção ou suspensão provisória de diretores e gestores;
- b) o processo de recuperação, muitas vezes com participação direta do FGD;
- c) a transferência da gestão para o FGD, para que este atue como recebedor (liquidante), com amplos poderes para transferir o controle ou vender os ativos da instituição;
- d) revogação da autorização e conseqüente liquidação da instituição.

A legislação espanhola não adota formalmente o princípio de menor custo na resolução de instituições financeiras, mas o FGD tem um envolvimento bastante direto nos procedimentos, seja como recebedor ou como liquidante, permitindo que essa instituição proponha as alternativas mais eficientes de venda ou de liquidação de ativos.

Referências bibliográficas

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS). **Supervisory guidance on dealing with weak banks**. Basel Committee on Banking Supervision, 2002.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS). Bank failures in mature economies. Basel Committee on Banking Supervision, **Working Paper** n. 13, 2004.

BENNETT, Rosalind L. Failure resolution and asset liquidation: results of an international survey of deposit insurers. **FDIC Banking Review** , v. 14, n. 1, September 2001.

COSTA, Ana Carla A. Sistemas de insolvências bancárias: algumas experiências internacionais. **Seminário FGC sobre a Nova Lei de Liquidação Bancária**, Campinas, SP, agosto de 2005 (mimeo).

ENOCH, Charles & GREEN, John H. (Eds.). **Banking soundness and monetary policy – Issues and experiences in the global economy**. IMF, Washington, DC 1997.

GARCIA, Gillian. Depositor protection and banking soundness. In: ENOCH, Charles & GREEN, John H. (Eds.). **Banking soundness and monetary policy – Issues and experiences in the global economy**. IMF, Washington, DC 1997.

HÜPKES, Eva. Insolvency: why a special regime for banks? In: INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Current developments in monetary and financial law**, v. 3, Washington DC, 2003.

INTERNATIONAL ASSOCIATION OF DEPOSIT INSURERS. **General guidance for the resolution of bank failures**. Research and Guidance Committee, January, 2006.

LINDGREN, Carl-Johan; GARCIA, Gillian ; SAAL, Matthew I. (1996). **Bank soundness and macroeconomic policy**. IMF, Washington, DC.

LUNDBERG, Eduardo L. Rede de proteção e saneamento do sistema bancário. In: SADDI, J. (Ed.). **Intervenção e liquidação extrajudicial no Sistema Financeiro Nacional – 25 anos da Lei 6.024/74**. Ed. Textonovo, São Paulo, 1999.

SALES, Adriana S. **Métodos de resolução de bancos**. Fevereiro de 2006 (mimeo).

TODD, Walker F. Bank receivership and conservatorship. **Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary**, October, 1994.

IX – Testes de Eficiência Bancária na América Latina

*Benjamin Miranda Tabak**

IX.1 – Introdução

As últimas décadas testemunharam uma transformação sem precedentes na indústria bancária. De um lado, as inovações tecnológicas mudaram substancialmente a forma de relacionamento entre o sistema bancário e seus clientes. De outro, o processo de fusões e aquisições nos sistemas bancários avança e tem como consequência a redução do número de bancos e maior concentração da indústria bancária.

Embora exista um vasto número de estudos sobre eficiência bancária, estudos que focam países emergentes e comparações entre países emergentes receberam pouca atenção na literatura¹. Em particular, existem poucos trabalhos que estimam e analisam a eficiência bancária para a América Latina. Este artigo contribui para o debate, ao estimar uma fronteira estocástica custo para países da América Latina durante o período de 2000 a 2005.

A amostra é composta por um painel não balanceado, formado por 390 bancos e onze países, a saber: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Foram encontradas diferenças significativas entre os bancos que operam nos diferentes países, e se constatou que a razão entre o patrimônio líquido e os ativos totais influencia as medidas de ineficiência.

Este artigo está estruturado da seguinte forma: na próxima seção, é apresentada uma breve revisão da literatura. Na seção 3, discute-se a metodologia empregada. A seção 4 aborda a amostragem realizada para o grupo de bancos em análise, enquanto a seção 5 apresenta os resultados empíricos. Finalmente, a seção 6 conclui o artigo.

IX.2 – Revisão da literatura

Berger e Humphrey (1997) encontram diferenças substanciais nas eficiências custo entre países. Vários aspectos podem influenciar a eficiência custo, tais como diferentes ambientes regulatórios, intensidade de competição, especialização, qualidades dos insumos, variáveis macroeconômicas e estabilidade financeira, entre outros.

Maudos *et al.* (2002) estudam a eficiência bancária de países na União Européia e encontram grande variação nos níveis de eficiência entre esses países. Pastor *et al.* (1997) analisam a produtividade, a eficiência e as diferenças tecnológicas de diferentes sistemas bancários europeus e norte-americanos. Seus resultados sugerem que os sistemas bancários mais eficientes são os da França, da Espanha e da Bélgica, enquanto o Reino Unido, a Áustria e a Alemanha têm os sistemas menos eficientes.

Allen e Rai (1996) aplicam o enfoque de fronteira estocástica de custos para comparar eficiência custo entre quinze países desenvolvidos². Os resultados encontrados pelos autores mostram que instituições

* Banco Central do Brasil – Departamento de Pesquisa – E-mail: benjamin.tabak@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste artigo não refletem necessariamente as opiniões do Banco Central do Brasil.

¹ Veja Beck *et al.* (2005), Nakane e Weintraub (2005), e Yildirim e Philipatos (2007).

² Os países estudados são Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Itália, Japão, Reino Unido, Suécia e Suíça.

financeiras no Japão, na Austrália, na Áustria, na Alemanha, na Suécia e no Canadá estão entre as mais eficientes, enquanto as instituições da França, da Itália, do Reino Unido e dos Estados Unidos estão entre as mais ineficientes. Por outro lado, Goldberg e Rai (1996) medem ineficiência de onze países europeus e revelam que bancos na Alemanha, na Dinamarca, na Bélgica e na Espanha operam com a menor distância da fronteira eficiente, enquanto bancos na Itália e na França têm a maior distância da fronteira de eficiência (são os mais ineficientes)³.

Pastor e Serrano (2006) estudam o sistema bancário europeu e analisam o papel da especialização bancária na eficiência custo. Os autores apontam evidências que sugerem altas ineficiências custo e que, ao serem levados em consideração os efeitos da especialização, as ineficiências caem um pouco⁴.

Carvalho e Kasman (2005) examinam eficiência custo de sistemas bancários da América Latina e do Caribe. Os autores mostram evidência de grande variação das ineficiências entre países e observam que bancos muito pequenos e muito grandes são mais ineficientes que bancos grandes.

Forster e Shaffer (2005) analisam a relação entre a eficiência de bancos e o tamanho absoluto em bancos da América Latina e revelam que existe uma associação, estatisticamente significativa, entre essas variáveis. Contudo, não encontram uma relação entre o tamanho relativo e a eficiência, o que sugere que o poder de mercado de bancos dominantes não explicaria a relação positiva encontrada previamente.

A maioria dos estudos analisa o caso de economias desenvolvidas, e os resultados obtidos nem sempre são consensuais. Os bancos norte-americanos, de forma geral, são tidos como os mais ineficientes em estudos de comparação internacional. No entanto, não existe consenso sobre quais sistemas bancários europeus são mais eficientes. Além disso, a relação entre a eficiência e o tamanho de bancos, a estabilidade financeira, as variáveis macroeconômicas não são claras, e diferentes resultados têm sido obtidos na literatura.

Este artigo busca contribuir para o debate com uma análise de sistemas bancários da América Latina para o período recente, de 2000 a 2005, e busca responder quais variáveis ambientais podem explicar a eficiência e a variação dos níveis de eficiência de país para país.

IX.3 – Metodologia

O método de fronteira estocástica, proposto por Aigner *et al.* (1977), é utilizado para estimar as medidas de eficiência custo de cada banco na amostra. Esse método propõe que os custos observados de um banco podem desviar da fronteira em função de flutuações aleatórias ou em virtude de ineficiência. Para separar os dois tipos de desvio, assumem-se dois componentes de erro na estimação da função custo. O modelo pode ser representado da seguinte forma:

$$\ln tc_{it} = \ln f(w_{it}, y_{it}, z_{it}; \Theta) + v_{it} + u_{it} \quad \text{para } i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

onde tc corresponde ao custo total, y_i é o i -ésimo produto, w_j o preço do insumo j e z_l a l -ésima variável explicativa e Θ é um vetor de parâmetros a serem estimados. O resíduo v_{it} representa distúrbios aleatórios, e reflete erros de medida ou sorte, enquanto o resíduo u_{it} reflete as ineficiências. Considera-se que o termo v_{it} tem distribuição normal simétrica, enquanto o termo u_{it} segue uma distribuição normal

³ Entram na amostra Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Itália, Suécia, Suíça e Reino Unido.

⁴ Veja ainda Bos e Schimedel (2007) e Berger e Mester (1997).

truncada assimétrica⁵.

Estimativas da ineficiência técnica u podem ser calculadas pela distribuição do termo de ineficiência condicional na estimativa da soma dos erros, como proposto em Jondrow *et al.* (1982). A média dessa distribuição condicional é dada por:

$$E(u_i|n_i) = \frac{\sigma\lambda}{1+\lambda^2} \left[\frac{f(n_i \lambda/\sigma)}{1-F(n_i \lambda/\sigma)} + \left(\frac{n_i \lambda}{\sigma} \right) \right], \quad (2)$$

onde $n=u+v$, $F(\cdot)$ e $f(\cdot)$ correspondem às distribuição padrão normal e função densidade normal padrão, respectivamente. $E(u|n)$ é um estimador não viesado, mas inconsistente de u_i . Jondrow *et al.* (1982) mostraram que a razão da variabilidade (desvio-padrão σ) para u e v pode ser utilizado para medir a ineficiência relativa dos bancos, onde $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ é uma medida do montante de variação que advém da ineficiência relativa ao ruído da amostra. Esse modelo pode ser estimado pelo método da máxima verossimilhança diretamente (veja Olson *et al.*, 1980 e Coelli *et al.*, 1998).

A função custo com múltiplos produtos e insumos para o banco i , no instante t , pode ser especificada como segue:

$$\begin{aligned} \ln tc_{it} = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \ln y_{jit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \alpha_{jk} \ln y_{jit} \ln y_{kit} + \sum_{h=1}^3 \beta_h \ln w_{hit} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^3 \sum_{g=1}^3 \beta_{hg} \ln w_{hit} \ln w_{git} + \sum_{j=1}^3 \sum_{h=1}^3 \delta_{jh} \ln y_{jit} \ln w_{hit} + \sum_{l=1}^5 z_{lit} + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Para assegurar que a função custo seja bem comportada, foram impostas condições de homogeneidade linear que normalizam os custos totais e os preços dos insumos pelo preço do insumo capital fixo.

A comparação entre países requer a estimação de uma fronteira comum para todos os bancos dos países sob consideração. Quando todos os bancos dos países contemplados na amostra são considerados em conjunto em uma fronteira comum, assume-se que existe uma tecnologia comum e um mercado comum, o que é uma hipótese bastante forte em vista das diferenças tecnológicas que podem existir entre os países da amostra.

Em comparações dessa natureza, é importante levar em consideração fatores que podem influenciar o nível de eficiência de todos os bancos em um determinado país. Ao ignorar fatores do ambiente econômico que podem afetar a tecnologia bancária, assume-se que as diferenças de eficiência entre países poderiam ser atribuídas apenas a decisões gerenciais no âmbito dos bancos em relação à composição de insumos utilizados no processo de produção.

Dessa forma, é fundamental levar em consideração fatores macroeconômicos e de regulação que diferenciam as tecnologias bancárias. Para tanto, o modelo (3) é estendido, acrescentando-se *dummies* para cada país da amostra. As *dummies* capturam os efeitos fixos de cada país e, dessa forma, buscam controlar para o efeito conjunto de variáveis ambientais.

⁵ Veja ainda Battese e Coelli (1992, 1993 e 1995).

IX.4 – Dados

Os dados foram extraídos da base IBCA *Bankscope* que busca construir demonstrações financeiras homogêneas para inúmeros países. Dessa forma, garante-se a uniformidade contábil dos dados. Na amostra, entraram bancos comerciais com empréstimos a pessoa física e jurídica e que recebam depósitos junto ao público⁶. A amostra é composta por um painel não balanceado composto por 390 bancos e onze países, a saber, Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela⁷. O período utilizado vai de 2000 a 2005, consistindo em um total de 1.785 observações.

Este artigo considera o enfoque de valor adicionado (veja Berger e Humphrey, 1992). Dessa forma, foram utilizados três produtos: empréstimos, depósitos e outros ativos que geram renda (investimento em títulos). Foram também usados três preços de insumos: o preço do trabalho (calculado como a razão entre as despesas com pessoal e os ativos fixos), o preço de fundos (razão entre as despesas com juros e o total de depósitos) e o preço do capital fixo (razão entre os custos operacionais líquidos de despesas com pessoal e os ativos fixos).

IX.5 – Resultados empíricos

A Tabela 1 apresenta a média do custo total, dos produtos e insumos da indústria bancária para o período de 2000 a 2005 para um conjunto bastante heterogêneo de países da América Latina.

Tabela 1 – Média do custo total, produtos e insumos da indústria bancária (em milhares de dólares norte-americanos)

	CT	O1	O2	O3	P1	P2	P3
Argentina	978.713,95	878.331,22	1.233.668,03	120.461,91	0,04	0,11	2,94
Bolívia	211.800,08	198.235,47	291.896,58	28.290,66	0,02	0,05	2,29
Brasil	2.123.081,78	1.698.713,40	1.941.888,52	368.148,59	0,03	3,50	12,16
Chile	2.516.977,72	2.376.800,80	2.566.642,50	128.550,06	0,02	0,05	2,03
Colômbia	782.350,82	722.923,63	992.214,76	105.144,65	0,03	0,21	2,05
Costa Rica	273.221,22	246.184,59	385.846,31	28.561,55	0,03	0,09	5,78
Equador	183.916,94	174.793,55	260.033,06	28.088,71	0,03	0,05	2,67
Peru	902.652,35	855.200,85	1.333.906,81	99.848,28	0,03	0,05	1,82
Paraguai	107.317,13	61.097,71	97.248,49	22.012,73	0,03	0,98	8,14
Uruguai	639.587,35	332.779,69	495.373,35	61.972,96	0,04	1,19	17,20
Venezuela	413.690,17	374.527,98	732.851,32	79.856,81	0,04	0,10	9,52

Nota: Nesta tabela, CT corresponde ao custo total, O1, O2 e O3 aos produtos empréstimos totais, depósitos e outros ativos que geram renda, respectivamente e P1, P2 e P3 aos preços dos insumos trabalho, fundos e capital fixo, respectivamente.

Primeiramente, foi realizado um teste de especificação para comparar o modelo de função custo *Cobb-Douglas* com o *Translog*. Os resultados sugerem que o modelo *Cobb-Douglas* deve ser rejeitado em favor do *Translog*. Dessa forma, os resultados do modelo *Translog* são apresentados a seguir.

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo estimado de ineficiência custo com variáveis que buscam explicar o termo de ineficiência. A estatística LR (razão de verossimilhança) apresentada na Tabela 2 busca testar a significância estatística dos efeitos de ineficiência técnica. O teste sugere que o termo de ineficiência é estatisticamente significativo na especificação do modelo.

⁶ A amostra inclui apenas bancos comerciais para evitar problemas de comparação entre tipos diferentes que poderiam ser caracterizados por funções objetivo distintas ou tecnologias diferentes.

⁷ Não foi possível incluir o México por falta de informações na base de dados.

As variáveis incluídas para explicar a ineficiência custo foram o *log* natural do ativo, para mensurar possíveis influências do tamanho dos bancos e a razão patrimônio líquido sobre ativos totais (PL/AT). A variável “tamanho” não se mostrou estatisticamente significativa na amostra considerada, enquanto a razão PL/AT se apresentou significativa e associada a um parâmetro com sinal negativo, um indicativo de que, quanto maior o patrimônio líquido dos bancos, mais eficientes seria sua gestão.

Tabela 2 – Modelo de fronteira custo estocástica *translog*

	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t
Função custo <i>translog</i>			
constante	1,56	0,30	5,18
O1	0,82	0,06	14,50
O2	0,87	0,06	14,18
O3	-0,72	0,05	-13,35
P1	0,50	0,03	15,99
P2	0,56	0,04	15,88
O1xO2	-0,10	0,01	-11,63
O1xO3	-0,10	0,01	-10,96
O2xO3	0,03	0,01	2,72
P1xP2	-0,08	0,00	-21,93
O1 ²	0,10	0,00	20,31
O2 ²	0,03	0,01	5,78
O3 ²	0,04	0,01	6,13
P1 ²	0,04	0,00	19,99
P2 ²	0,05	0,00	18,16
O1xP1	0,10	0,00	25,66
O1xP2	-0,13	0,01	-21,31
O2xP1	-0,01	0,00	-2,19
O2xP2	0,06	0,01	8,68
O3xP1	-0,10	0,01	-16,98
O3xP2	0,06	0,01	9,46
Argentina	0,03	0,02	1,33
Bolívia	0,26	0,03	8,11
Brasil	-0,15	0,02	-6,62
Chile	0,07	0,03	2,49
Colômbia	0,11	0,02	4,53
Costa Rica	-0,27	0,03	-9,67
Equador	0,25	0,03	9,20
Peru	0,12	0,03	4,37
Paraguai	-0,22	0,03	-7,28
Uruguai	-0,43	0,03	-14,82
Ineficiência			
Log(Ativo)	-0,23	0,92	-0,25
PL/Ativo	-0,19	0,08	-2,59
σ^2	3,80	0,99	3,84
γ	0,47	0,15	3,20
Função log verossimilhança			9,48E+08
Teste LR			383,67

De acordo com a Tabela 3, a ineficiência custo média para todos os países da amostra alcança 0,32 no modelo sem *dummies* para país na especificação da função custo, e atinge 0,27 quando se levam em consideração os efeitos de variações nas tecnologias bancárias de diferentes países. Ainda é possível observar que as variações na ineficiência são grandes, sugerindo uma dispersão razoável entre os bancos da amostra.

Vale ressaltar que a média da ineficiência custo se reduz ao se considerarem as diferenças entre as tecnologias bancárias de países em linha com os resultados obtidos por Carvalho e Kasman (2005) e Diestch e Lozano-Vivas (2000).

Tabela 3 – Ineficiências custo do modelo *translog*

	Modelo sem <i>dummies</i>		Modelo com <i>dummies</i>	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Argentina	0,33	0,54	0,30	0,39
Bolívia	0,27	0,29	0,25	0,20
Brasil	0,38	0,61	0,30	0,49
Chile	0,37	0,72	0,36	0,83
Colômbia	0,29	0,34	0,25	0,57
Costa Rica	0,25	0,23	0,20	0,15
Equador	0,36	0,67	0,30	0,37
Peru	0,37	0,62	0,19	0,13
Paraguai	0,32	0,60	0,20	0,14
Uruguai	0,34	0,45	0,33	0,50
Venezuela	0,29	0,36	0,27	0,40
Total	0,32	0,49	0,27	0,38

IX.6 – Considerações finais

Este artigo estimou uma fronteira estocástica custo para um painel não balanceado de onze países da América Latina no período de 2000 a 2005. Os resultados obtidos sugerem que esses países possuem tecnologias bancárias distintas e que os níveis de eficiência das respectivas indústrias bancárias apresentam dispersão considerável. Os resultados sugerem, ainda, que as maiores economias da região possuem os sistemas bancários mais ineficientes, em linha com Carvalho e Kasman (2005).

É importante ressaltar que, por limitação da base de dados, a função custo estimada é bastante simples. Não foram levados em consideração itens fora de balanço (*off-balance sheet*) como derivativos nas carteiras dos bancos, por exemplo. Dessa forma, a formulação de função custo mais complexa poderia implicar mudanças nos resultados obtidos. Outra limitação do presente estudo é que foi analisado apenas o aspecto dos custos, mas não o das receitas e dos lucros.

Para pesquisa futura, sugere-se a inclusão de variáveis macroeconômicas e de regulação financeira, que eventualmente poderiam auxiliar no entendimento das diferenças entre as diversas economias. Nesse sentido, essas variáveis devem possibilitar a análise do comportamento da demanda e da oferta de crédito em cada país e, assim, serem estatisticamente relevantes para a definição de uma fronteira eficiente comum. A utilização de outras metodologias, como a Análise Envolvória de Dados (DEA), pode também ser útil na comparação internacional.

Referências bibliográficas

AIGNER, D. J. L. C.; SCHMIDT, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, n. 6 (1), p. 21-37.

ALLEN, L.; RAI, A. (1996). Operational efficiency in banking: an international comparison. **Journal of Banking and Finance**, n. 20, p. 655-672.

BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (1992). Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, n. 3, p. 153-169.

_____(1993). A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects. **Working Papers in Econometrics and Applied Statistics**, n. 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, p.22.

_____(1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. **Empirical Economics**, n. 20, p. 325-332.

BECK, T.; CRIVELLI, J. M.; e SUMMERHILL, W. (2005). State bank transformation in Brazil – Choices and consequences. **Journal of Banking & Finance**, n. 29, p. 2.223-2.257.

BERGER, Allen N.; HUMPHREY, David B. (1992). Measurement and efficiency issues in commercial banking. In: Griliches, Z. (Ed.) **In output measurement in the service sectors**. Chicago: University of Chicago Press.

_____(1997). Efficiency of financial institutions: international survey and directions for future research. **European Journal of Operational Research**, n. 98, p. 175-212.

BERGER, A. N.; MESTER, L. J. (1997). Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions. **Journal of Banking and Finance**, n. 21, p. 895-974.

BOS, J. W. B.; SCHIMEDEL, H. (2007). Is there a single frontier in a single European banking market? **Journal of Banking & Finance** (no prelo).

CARVALLO, O.; KASMAN, A. (2005) Cost efficiency in the Latin American and Caribbean banking systems. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, n. 15, p. 55-72.

COELLI, T.; RAO, P.; BATTESE, G. (1998). **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Kluwer, Boston.

DIETSCH, M.; LOZANO-VIVAS, A. (2000). How the environment determines banking efficiency: a comparison between French and Spanish industries. **Journal of Banking and Finance**, n. 24 (6), p. 985-1.004.

FORSTER, J.; SHAFFER, S. (2005). Bank efficiency ratios in Latin America. **Applied Economics Letters**, n. 12, p. 529-532.

GOLDBERG, L. G.; RAÍ, A. (1996). The structure-performance relationship for European banking. **Journal of Banking and Finance**, n. 20, p. 745-71.

JONDROW, J.; LOVELL, C. A.; MATEROV, I. S.; Schmidt, P. (1982). On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, n. 19 (July) p. 233-238.

MAUDOS, J.; PASTOR, J. M.; PÉREZ, F.; QUESADA, J.; (2002) Cost and profit efficiency in European banks. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, n. 12, p. 33-58.

NAKANE, M. I.; WEINTRAUB, D.B. (2005). Bank privatization and productivity: evidence for Brazil. **Journal of Banking & Finance**, n. 29, p. 2259-2289.

OLSON, R. E.; SCHMIDT, P.; WALDMAN, D. M. (1980). A Monte Carlo study of estimators of stochastic frontier production functions. **Journal of Econometrics**, n. 13, p. 67-82.

PASTOR, J. M.; PEREZ, F.; QUESADA, J. (1997). Efficiency analysis in banking firms: an international comparison. **European Journal of Operational Research**, n. 98, p. 395-407.

PASTOR, J. M.; SERRANO, L. (2006). The effect of specialization on bank's efficiency: an international comparison. **International Review of Applied Economics**, n. 20, p. 125-149.

YILDIRIM, H. S.; PHILIPPATOS, G.C. (2007). Restructuring, consolidation and competition in Latin American banking markets. **Journal of Banking & Finance**, n. 31, p. 629-639.

X – Validação Assintótica Conjunta da Calibração de PDs de *Ratings* de Crédito*

Ricardo Schechtman**

X.1 – Introdução

Este artigo estuda a validação da calibração de modelos de *rating* de crédito (MRCs). Aqui os MRCs são definidos como um conjunto de unidades de risco (*ratings*) para os quais os tomadores de crédito são designados e que indicam a verossimilhança de *default* (usualmente por meio de uma medida de probabilidade de *default* – PD) ao longo de um horizonte de tempo fixo (usualmente um ano). Exemplos incluem os modelos de *rating* de agências externas de classificação, como Moody's e S&P, e os modelos internos de *rating* de crédito dos bancos.

MRCs têm tido sua relevância aumentada recentemente, uma vez que o Novo Acordo de Basiléia II (BCBS, 2004) permite que PDs de *rating* internos funcionem como parâmetros de entrada no cálculo do capital regulatório dos bancos¹. O objetivo do acordo é não apenas tornar o capital regulatório mais sensível a risco e, portanto, diminuir os problemas de arbitragem regulatória, mas também fortalecer a estabilidade em sistemas financeiros por meio de uma resultante melhor avaliação da qualidade de crédito dos tomadores². Todavia, o grande desafio para Basiléia II, em termos de implementação, reside na validação dos MRCs, em particular na validação dos PDs dos *ratings* estimados pelos bancos. De acordo com BCBS (2005b), tal validação é primeiramente uma tarefa do banco, enquanto o papel do supervisor é o de certificá-la³.

A validação de MRCs tem sido considerada uma tarefa difícil, devido a dois fatores principais. Primeiramente, o horizonte de tempo tipicamente longo de risco de crédito, aproximadamente um ano, resulta em poucas observações disponíveis para *backtest*⁴. Isso significa, por exemplo, que o banco/supervisor irá, na maior parte das situações práticas, ter que julgar o MRC com base em apenas 5 a 10 observações (independentes) disponíveis na base de dados⁵. Em segundo lugar, como os tomadores são usualmente sensíveis a um conjunto comum de fatores da economia (e.g. indústria, região geográfica), variações nas condições macroeconômicas ao longo do horizonte de previsão induzem correlação entre os *defaults*. Ambos os fatores contribuem para diminuir o poder de métodos quantitativos de validação.

Diante desse quadro, BCBS (2005b) entende que validação de MRCs envolve um conjunto de ferramentas quantitativas e qualitativas, em vez de um instrumento único. Este estudo foca apenas, todavia, um conjunto particular de ferramentas quantitativas, a saber, os testes estatísticos. Levando-se em consideração os elementos inevitáveis do parágrafo anterior, este artigo examina cientificamente a validação de MRCs por meio de testes estatísticos gerais, não dependentes da particular técnica usada no seu desenvolvimento⁶.

* O autor gostaria de agradecer a Axel Munk, Dirk Tashe, Getúlio Borges da Silveira e Kostas Tsatsaronis pelas prestativas conversas ocorridas ao longo do projeto. As idéias expressas neste artigo são as do autor e não refletem necessariamente aquelas do Banco Central do Brasil ou de seus funcionários. Comentários e sugestões são bem-vindos.

** E-mail: ricardo.schechtman@bcb.gov.br.

¹ Quanto maior PD, maior é o capital regulatório.

² Além do mais, as exigências de transparência contidas em Basiléia II podem também ser consideradas um importante elemento voltado para a melhoria da estabilidade financeira.

³ Contudo, BCBS (2005b) não contém detalhes da operacionalização do processo de validação.

⁴ Note que esse problema não está presente na validação de risco de mercado, onde o horizonte temporal é tipicamente da ordem de dias.

⁵ Uma amostra pequena pelos padrões estatísticos.

⁶ Isso permite que as discussões deste artigo assumam uma natureza geral.

Mesmo restringindo-se aos testes estatísticos gerais, o julgamento da performance de um MRC é uma questão multifacetada. Ela envolve majoritariamente aspectos de calibração e poder discriminatório. Calibração é a habilidade de prever acuradamente a taxa *ex-post* de *default* de longo prazo de cada *rating* (e.g. por meio da estimativa *ex-ante* de PD). Poder discriminatório é a habilidade de discriminar, baseado no *rating*, tomadores que entrarão em *default* daqueles que não. Uma vez que BCBS (2004) é explícita sobre o requisito de os modelos internos dos bancos possuírem boa calibração, o aspecto de calibração é o foco deste artigo⁷. Em Schechtman (2007), são discutidos também poder discriminatório de MRCs, além de outras questões de calibração não tratadas aqui.

De acordo com BCBS (2005b), técnicas quantitativas para testar calibração estão ainda nos estágios iniciais de desenvolvimento. BCBS (2005b) revê alguns testes simples, notadamente o teste binomial, o teste de *Hosmer-Lemeshow*, o teste normal e a abordagem de *Traffic Lights* (Blochwitz *et. al.*, 2003). Todas essas técnicas têm a desvantagem de serem univariadas (i.e., designadas para testar um único *rating* por vez) ou de fazerem a hipótese irrealista de independência transversal de *defaults*⁸. Ademais, elas não controlam o erro de aceitar MRCs incorretamente calibrados⁹. Este artigo apresenta um *framework* assintótico para testar conjuntamente vários PDs, levando-se em consideração a correlação de *defaults*. A abordagem é próxima a Balthazar (2004), embora aqui o problema de teste estatístico seja formalizado, desde o início, de uma forma destacadamente diferente. Vale ainda destacar que o *framework* desenvolvido não objetiva uma prescrição final, mas sim discutir os *trade-offs* e as limitações envolvidos na tarefa de validação sob uma perspectiva estatística.

O texto está organizado como se segue. A seção 2 desenvolve um Modelo Probabilístico Assintótico para as Taxas de *Default* (MPATD), sobre o qual a validação será discutida. A seção 3 discute brevemente a formulação de testes estatísticos para a validação de MRCs. O desenvolvimento do teste de calibração está contido na seção 4. A seção 5 contém uma análise de Monte-Carlo das propriedades de pequenas amostras do MPATD e suas conseqüências para o teste de calibração. A seção 6 conclui.

X.2 – O Modelo Probabilístico Assintótico para Taxas de *Default* (MPATD)

O modelo desta seção propicia uma distribuição de probabilidade para as taxas de *default* a partir da qual testes estatísticos são possíveis. Ele é baseado em uma extensão do modelo subjacente de Basiléia II de requerimento de capital. De fato, este artigo generaliza a idéia de Balthazar (2004) de usar o modelo de Basiléia II na validação para um contexto de mais de um *rating*^{10,11}. A extensão aplicada baseia-se em Demey *et. al.* (2004) e refere-se a incluir um fator sistêmico adicional para cada *rating*¹². Enquanto em Basiléia II a premissa de um único fator é crucial para a derivação de requerimentos de capital invariantes à composição da carteira (c.f. Gordy, 2003), para propósitos de validação, uma estrutura mais rica é necessária para permitir uma matriz de variância não singular entre os *ratings*, conforme fica claro adiante na seção.

A formalização do MPATD inicia-se com a decomposição de z_{in} , o retorno normalizado dos ativos de um tomador n de *rating* i . Próximo ao espírito do modelo de Basiléia II, z_{in} é expresso como:

$$z_{in} = \rho_E^{1/2} x + (\rho_D - \rho_E)^{1/2} x_i + (1 - \rho_D)^{1/2} \varepsilon_{in} \text{ para cada } rating\ i=1 \dots I \text{ e cada tomador } n=1 \dots N,$$

⁷ Conforme BCBS (2004), as PDs devem assemelhar-se a taxas de *default* de longo prazo para cada *rating*.

⁸ A maior parte delas sofre dos dois problemas.

⁹ Elas controlam o erro de rejeitar MRCs corretos.

¹⁰ A abordagem deste artigo também difere de Balthazar (2004) na reversão do papel das hipóteses, como explicado na seção 3.

¹¹ Ao leitor é sugerida a referência de BCBS (2005a) para uma apresentação detalhada do modelo subjacente de Basiléia II.

¹² O propósito de Demey *et. al.* (2004) é a estimação das correlações, enquanto o foco aqui é o desenvolvimento de uma estrutura mínima multivariada não degenerada e útil para testes.

onde (x_1, x_2, \dots, x_I) apresenta distribuição multivariada normal padrão e independente de ε_{ij} , cuja distribuição é univariada normal padrão para todo $i=1 \dots I$ e $j=1 \dots N$. Aqui, x representa um fator sistêmico comum afetando os retornos dos ativos de todos os tomadores, x_i um fator sistêmico afetando apenas os retornos dos ativos de tomadores de *rating* i e ε_{in} um choque idiossincrático. Os parâmetros ρ_E e ρ_D residem no intervalo $[0, 1]$. Note que $\text{Cov}(z_{in}, z_{jm})$ é igual a ρ_D se $i=j$ e a ρ_E caso contrário, de modo que ρ_D representa a correlação de retornos de ativos de tomadores dentro do mesmo *rating* e ρ_E a correlação de retornos entre tomadores de diferentes *ratings*.

A descrição do modelo prossegue com a postulação de que o tomador j de *rating* i *default* a no final do horizonte temporal de previsão se $z_{in} < \Phi^{-1}(\text{PD}_i)$ naquele instante, onde Φ denota a função de distribuição acumulada da normal padrão. Note que a probabilidade desse evento é, portanto, por construção, PD_i ¹³. Consequentemente, a probabilidade condicional de *default* $\text{PD}_i(x)$, onde $x=(x_1, \dots, x_I)'$ denota o vetor de fatores sistêmicos, pode ser expressa como:

$$\text{PD}_i(x) \equiv \text{Prob}(z_{in} < \Phi^{-1}(\text{PD}_i)|x) = \Phi((\Phi^{-1}(\text{PD}_i) - \rho_E^{1/2} x - (\rho_D - \rho_E)^{1/2} x_i)/(1 - \rho_D)^{1/2}).$$

Concentremo-nos agora no comportamento assintótico das taxas de *default* observáveis. Denota-se por DR_{in} a taxa de *default* computada sobre uma amostra de N tomadores com *rating* i no início do horizonte de previsão. É fácil ver, como em Gordy (2003), que:

$$\text{DR}_{in} - E(\text{DR}_{in}|x) \equiv \text{DR}_{in} - \text{PD}_i(x) \rightarrow 0 \text{ q.c. quando } N \rightarrow \infty^{14}.$$

Portanto, como Φ^{-1} é contínua, é também verdade que:

$$\Phi^{-1}(\text{DR}_{in}) - \Phi^{-1}(\text{PD}_i(x)) \rightarrow 0 \text{ q.c. quando } N \rightarrow \infty,$$

de modo que no MPATD as taxas de *default* Φ^{-1} -transformadas têm assintoticamente a mesma distribuição que as probabilidades condicionais Φ^{-1} transformadas, que são normalmente distribuídas¹⁵.

Mais concretamente, a distribuição conjunta limite das taxas de *default* é:

$$\Phi^{-1}(\text{DR}) \approx N(\mu, \Sigma),$$

onde $\text{DR} = (\text{DR}_1, \text{DR}_2, \dots, \text{DR}_I)'$, $\mu_i = \Phi^{-1}(\text{PD}_i)/(1 - \rho_D)^{1/2}$, $\Sigma_{ij} = \rho_D/(1 - \rho_D)$ se $i=j$ e $\Sigma_{ij} = \rho_E/(1 - \rho_D)$ caso contrário.

Essa é a distribuição sobre a qual os testes de calibração deste artigo são baseados. Uma distribuição limite normal é matematicamente conveniente para a derivação de testes multivariados de razão de verossimilhança¹⁶. O custo a ser pago é que a abordagem é assintótica, de modo que as discussões e os resultados deste artigo não servem para MRCs com um pequeno número de tomadores por *rating*, como modelos de *rating* para grandes exposições corporativas. Mesmo para um número moderado de tomadores, a seção 5 mostra que o afastamento do limite assintótico pode ser substancial, e altera significativamente o tamanho e o poder teórico dos testes. A aplicação dos testes da próxima seção deve, portanto, ser extremamente cautelosa.

Alguns comentários sobre a escolha da forma de Σ são devidos¹⁷. Na medida em que os tomadores de cada *rating* apresentem distribuições semelhantes de setores econômicos e geográficos de atividade, que

¹³ Sem perda de generalidade, assume-se PD_i crescente em i .

¹⁴ q.c. denota convergência quase certa.

¹⁵ Veja a expressão de $\text{PD}(x)$.

¹⁶ Muito embora a escolha da distribuição normal para os fatores sistêmicos possa parecer arbitrária em Basiléia II, para fins de teste deste artigo ela constitui uma escolha pragmática.

¹⁷ Observe que a estrutura de Σ define o MPATD mais concretamente que a decomposição escolhida para o retorno normalizado do ativo, porque a decomposição não é única, dado Σ .

definem a dependência de *defaults*, ρ_E tende a ser muito próximo de ρ_D , já que essa situação assemelha-se ao caso de um único fator. Este artigo, por sua vez, assume que $0 < \rho_E < \rho_D$, em oposição a $\rho_E = \rho_D$, para deixar aberta a possibilidade de algum grau de associação entre PDs e setores de atividade dos tomadores e com a intenção de, tecnicamente, obter uma matriz não singular $\Sigma^{18,19}$. Como resultado, tomadores de mesmo *rating* comportam-se de modo mais dependente que tomadores de *ratings* diferentes, possivelmente porque o perfil dos setores de atividade dos tomadores é mais homogêneo dentro dos *ratings* do que ao longo dos *ratings*. De fato, uma modelagem mais realista possivelmente exigiria um maior número de parâmetros de correlação de ativos e uma abordagem que fosse dependente da carteira; dessa forma, a escolha de somente um par de parâmetros da correlação é vista aqui como um compromisso prático para fins de testes gerais de calibração.

Este artigo assume, ainda, que os parâmetros de correlação ρ_D e ρ_E são conhecidos. O número tipicamente pequeno de anos que os bancos têm à sua disposição sugere que a inclusão da estimação de correlação no procedimento de teste não é viável, uma vez que diminuiria consideravelmente o poder dos testes. Ao contrário, este trabalho baseia-se no acordo de Basiléia II para extrair alguma informação sobre correlações²⁰. Ao igualar as variâncias das partes não idiossincráticas dos retornos dos ativos nos modelos de Basiléia II e no MPATD, ρ_D pode ser visto como o parâmetro de correlação de ativos presente na fórmula de Basiléia II²¹. No caso de tomadores corporativos, por exemplo, Basiléia II seleciona $\rho_D \in [0,12 \ 0,24]$ ²². Uma análise de sensibilidade do poder dos testes em relação às escolhas desses parâmetros é feita na seção 4. Deve-se, entretanto, notar que a autoridade de supervisão pode ter um conjunto maior de informações para estimar correlações e/ou poderá mesmo querer fixar seus valores publicamente para fins de testes de calibração.

Finalmente, assume-se independência serial para a série temporal das taxas anuais de *default*. Assim, a taxa de *default* anual média (Φ^{-1} -transformada), usada como a estatística de teste para os testes da seção 4, tem a distribuição normal acima referida, com Σ/Y no lugar de Σ , onde Y é o número de anos disponível para *backtest*. De acordo com BCBS(2005b), a independência serial é menos inadmissível que a independência transversal.

X.3 – A formulação do teste estatístico

Qualquer configuração de um teste estatístico deve começar pela definição da hipótese nula H_0 e da hipótese alternativa H_1 . Ao se testar um MRC, uma decisão crucial refere-se a onde a hipótese “o modelo de *rating* está corretamente especificado” deve ser colocada. Caso o banco/supervisor somente queira abandonar essa hipótese se os dados sugerirem fortemente que ela é falsa, então a hipótese “corretamente especificado” deve ser posta sob H_0 , como em BCBS (2005b) ou em Balthazar (2004)²³. Porém, se o banco/supervisor deseja saber se os dados fornecem suficiente evidência de que o MRC está corretamente especificado, então a hipótese “corretamente especificado” deve ser colocada em H_1 e seu oposto em H_0 . A razão é que o resultado de um teste estatístico constitui conhecimento confiável somente quando a hipótese nula é rejeitada, normalmente a um nível de significância baixo. Essa segunda abordagem é a adotada ao longo deste artigo. Assim, a probabilidade de aceitar um MRC incorreto será o erro a ser controlado a um nível de

¹⁸ Não é do conhecimento do autor a existência de estudos sobre essa associação na literatura empírica.

¹⁹ Mesmo que o banco ou o supervisor esteja convencido de que $\rho_E = \rho_D$ é apropriado, a abordagem deste artigo ainda é defensável, desde que, por exemplo, as taxas de *default* de *ratings* diferentes sejam computadas com base em setores de atividade distintos.

²⁰ Uma importante distinção em relação ao modelo de Basiléia II, entretanto, é que este artigo não torna as correlações dependentes dos *ratings*. De fato, a literatura empírica de resultados de estimação de correlação entre ativos contém resultados ambíguos quanto a essa sensibilidade.

²¹ Observe que Basiléia II pode também ser visto como o caso particular do MPATD quando o coeficiente de x_i é nulo, ou seja, quando $\rho_E = \rho_D$.

²² Por outro lado, o acordo de Basiléia II não provê informação sobre ρ_E , pelo fato de basear-se somente em um único fator sistêmico.

²³ Embora os artigos não assinalem as implicações dessa escolha.

significância α . No que se refere ao conhecimento do autor, este artigo é o primeiro a tratar o problema de validação de MRCs desse modo.

Colocar a hipótese “corretamente especificado” sob H_1 traz consequências imediatas. Para que um teste estatístico faça sentido, H_0 normalmente deve ser definido por um conjunto fechado e H_1 , portanto, por um conjunto aberto²⁴. Isso implica que a afirmação de que “o MRC está corretamente especificado” precisa ser traduzida em alguma afirmação sobre os parâmetros PD_i s residirem em um conjunto aberto; em particular, não deve haver igualdades definindo H_1 , e as desigualdades precisam ser estritas. Por exemplo, não é estatisticamente apropriado tentar concluir que os PD_i s são iguais aos valores postulados pelo banco. Em casos como esse, a solução é ampliar a conclusão desejada por meio do conceito de uma região de indiferença. A configuração da região de indiferença deve transmitir a idéia de que o banco/regulador está satisfeito com a eventual conclusão de que o verdadeiro vetor PD se localiza dentro dela. No exemplo anterior, a região de indiferença poderia ser formada, por exemplo, por intervalos abertos em torno dos PD_i s postulados. A próxima seção faz uso desse conceito em grande medida. Nesse ponto, é somente desejável assinalar que a adoção de uma região de indiferença não deve ser vista como uma desvantagem da abordagem adotada neste artigo. Ao contrário, ela reflete mais a realidade de que os tomadores de um mesmo *rating* i não necessariamente têm o mesmo PD_i teórico e que, portanto, é mais realista enxergar os *ratings* como definidos por intervalos de PD ²⁵.

X.4 – Testes de calibração

Testes de calibração de MRCs podem ser divididos em unilaterais e bilaterais. Testes unilaterais (que se preocupam somente em evidenciar que os PD_i s sejam suficientemente elevados) são úteis para a autoridade supervisora porque permitem concluir que as exigências de capital de Basileia II derivadas das estimativas aprovadas de PDs são suficientemente conservadoras à luz das taxas realizadas de *default* dos bancos. De um ponto de vista mais amplo, entretanto, não só os bancos não desejam excesso de capital regulatório, como também BCBS (2004) prescreve que as estimativas de PDs devem, idealmente, ser consistentes com as atividades gerenciais dos bancos, tais como concessão e apreçamento de crédito²⁶. Para alcançar essas metas, as estimativas de PDs devem refletir sem distorção de ordem a verossimilhança de *default* de cada *rating*, algo a ser verificado mais efetivamente pelos testes bilaterais (que se preocupam em evidenciar que os PD_i s se localizam dentro de certos limites). Infelizmente, as dificuldades embutidas nos testes bilaterais são muito superiores às dos testes unilaterais, conforme indicado por Schechtman (2007); daí este artigo focar a discussão nos testes unilaterais de calibração.

Com base nos argumentos da seção anterior sobre os papéis apropriados de H_0 e H_1 , a formulação de um teste de calibração unilateral é proposta abaixo. Note que a conclusão desejada, configurada como a interseção de desigualdades estritas, é posta em H_1 .

$$\begin{aligned} H_0: PD_i &\geq u_i \text{ para algum } i=1 \dots I \\ H_1: PD_i &< u_i \text{ para todo } i=1 \dots I, \end{aligned}$$

onde $PD_i \equiv \Phi^{-1}(PD_i)$, $u_i \equiv \Phi^{-1}(u_i)$. (Essa convenção de representar parâmetros transformados por Φ^{-1} em itálico é seguida ao longo do texto.)²⁷

²⁴ H_0 e $H_0 \cup H_1$ precisam ser conjuntos fechados para que o máximo da função de verossimilhança seja atingido.

²⁵ Entretanto, no contexto de Basileia II, os *ratings* não precisam estar relacionados a intervalos de PD, mas simplesmente a valores pontuais de PD. À luz da abordagem adotada neste estudo, isso representa uma lacuna da informação necessária à validação.

²⁶ Mais especificamente, se os PDs usados no cálculo do capital regulatório não forem iguais aos PDs usados nas atividades gerenciais, pelo menos algum grau de consistência deve ser verificado entre os dois conjuntos para fins de validação (BCBS, 2006).

²⁷ Uma vez que Φ^{-1} é estritamente crescente, declarações feitas sobre parâmetros em itálico implicam declarações equivalentes sobre parâmetros não-italicos.

Aqui, u_i é um número fixo conhecido que define uma região de indiferença aceitável para PD_i . Seu valor deve, idealmente, ser ligeiramente superior ao valor postulado para PD_i , de modo que este último se encontre dentro da região de indiferença. Além disso, u_i deve, preferencialmente, ser menor que o valor postulado para PD_{i+1} , de modo que ao menos a rejeição de H_0 possa levar à conclusão de que $PD_i < PD_{i+1}$ postulado^{28,29}.

De acordo com o MPATD, e com base nos resultados de Sasabuchi (1980) e Berger (1989), que investigam o problema de testar desigualdades lineares homogêneas envolvendo médias normais, uma região crítica de tamanho α pode ser calculada para o teste acima³⁰.

Rejeitar H_0 (i.e. validar o MRC) se:

$$\overline{DR}_i \leq u_i / (1 - \rho_D)^{1/2} - z_\alpha (\rho_D / (Y(1 - \rho_D)))^{1/2} \text{ para todo } i = 1 \dots I,$$

onde $\overline{DR}_i = \frac{\sum_{y=1}^Y DR_{iy}}{Y}$ é a taxa anual média de *default* (Φ^{-1} -transformada) do *rating* i e $z_\alpha = \Phi(1-\alpha)$ é o

percentil $1-\alpha$ da distribuição normal padrão³¹.

Esse teste é um caso particular de teste mínimo, um procedimento geral que determina a rejeição de uma união de hipóteses individuais caso cada uma delas seja rejeitada ao nível α ³². Em geral, o tamanho de um teste mínimo é bem menor que α , porém os resultados de Sasabuchi (1980) e Berger (1989) garantem que o tamanho é exatamente α para o teste de calibração unilateral anterior. Isso significa que o MRC é validado com tamanho α caso cada PD_i seja validado como tal.

Um teste mínimo possui várias qualidades. Primeiro, ele é uniformemente mais poderoso (UMP) na classe dos testes monótonos (Laska e Meisner, 1989), o que dá um fundamento teórico sólido para o procedimento, já que a monotonicidade é geralmente uma propriedade desejada³³. Segundo, como as variáveis taxas de *default* transformadas são assintoticamente normais no MPATD, o teste mínimo também é assintoticamente o teste da razão de verossimilhança. Finalmente, a consecução do tamanho α é robusta à violação da premissa de cópula normal para as taxas de *default* transformadas (Wang *et al.*, 1999) de modo que, para fins de tamanho, a exigência de normalidade conjunta para os fatores sistêmicos pode ser relaxada.

Do ponto de vista prático, deve-se observar que a decisão de se validar ou não o MRC independe do valor do parâmetro ρ_E , o que é útil para as aplicações, uma vez que ρ_E não está presente na estrutura de Basileia II e, portanto, não se tem muito conhecimento sobre valores razoáveis para ele. Todavia, o poder do teste, ou seja, a probabilidade de validar o MRC quando este está corretamente especificado, depende efetivamente de ρ_E . O poder é dado pela expressão abaixo:

$$\text{Poder} = \Phi_1(-z_\alpha + (u_I - PD_I)/(\rho_D/Y)^{1/2}, \dots, -z_\alpha + (u_i - PD_i)/(\rho_D/Y)^{1/2}, \dots, -z_\alpha + (u_I - PD_I)/(\rho_D/Y)^{1/2}, \rho_E/\rho_D),$$

onde $\Phi_1(\dots, \rho_E/\rho_D)$ é a função de distribuição acumulada de uma normal I-variada com média 0, variâncias

²⁸ Como os bancos têm incentivos, em termos de requerimento de capital, para postular baixos PDs, poder-se-ia argumentar que $PD_i < PD_{i+1}$ postulado também leva a $PD_i < PD_{i+1}$ verdadeiro.

²⁹ Configurações específicas dos u_i s são discutidas adiante nesta seção.

³⁰ Tamanho de um teste é a probabilidade máxima de rejeitar H_0 quando a hipótese é verdadeira.

³¹ Essa definição de \overline{DR}_i é usada em todo o artigo.

³² Mais formalmente, essa descrição é a de um teste união-intersecção, do qual o teste mínimo é um caso particular em que todas as regiões críticas individuais são intervalos não limitados de um mesmo lado.

³³ No contexto deste artigo, um teste é monótono se o fato de que taxas anuais médias de *default* estejam na região crítica implica que taxas médias de *default* menores estão ainda na região crítica.

iguais a 1 e covariâncias iguais a ρ_E/ρ_D .

Berger (1989) aponta que, se a razão ρ_E/ρ_D é pequena, então o poder do teste pode ser muito baixo para PD_i s ligeiramente menores que os u_i s e/ou para um grande número de *ratings* I. Isso é intuitivo, uma vez que uma baixa razão ρ_E/ρ_D indica que informação *ex-post* sobre um *rating* não contém muita informação sobre os outros *ratings* e, dessa forma, tem menos valor conclusivo para fins de validação. Por outro lado, como observado anteriormente na seção 2, o MPATD é mais realista quando ρ_E/ρ_D está próximo da unidade, de modo que o problema teórico mencionado torna-se menos relevante no caso prático.

De modo mais geral, é fácil perceber que o poder aumenta com: a redução dos PD_i s, o aumento dos u_i s, o aumento de Y, a redução de I, o aumento de ρ_E ou a redução de ρ_D ³⁴. De fato, é útil examinar o *trade-off* entre a configuração da região de indiferença na forma da escolha dos u_i s e o poder alcançado. Caso se deseje alta precisão (u_i s próximos dos PD_i s postulados), o poder deve obrigatoriamente ser sacrificado; caso um alto poder seja demandado, então a precisão deve ser sacrificada (u_i s longe dos PD_i s postulados). Abaixo, analisam-se alguns exemplos numéricos de modo a fornecer *insights* adicionais sobre esse *trade-off*.

O caso $I=1$ representa um limite superior para a expressão de poder acima. Nesse caso, para um poder desejado de β , quando a probabilidade de *default* é exatamente igual ao PD postulado, vale que:

$$u - PD = (z_\alpha - z_\beta) \times (\rho_D / Y)^{1/2}.$$

Em um cenário básico caracterizado por $Y=5$, $\rho_D = 0,15$, $\alpha = 15\%$ e $\beta = 80\%$, o lado direito da equação anterior é aproximadamente igual a 0,32. Esse cenário é aqui considerado suficientemente conservador, com um equilíbrio realista entre metas de poder e tamanho. Nesse caso, segue-se que:

$$u_i = \Phi(0,32 + \Phi^{-1}(PD_i)),$$

A Tabela 1 mostra pares de valores de u_i e PD_i que obedecem à igualdade acima.

Tabela 1 – u_i X PD_i

$PD_i(\%)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
$u_i(\%)$	2	4	6	8	9	11	12	14	15	17	18	20	21	22	24	25	26	28	29	30

Como, em um contexto multi-*rating*, qualquer escolha razoável de u_i deve obrigatoriamente satisfazer $u_i \leq PD_{i+1}$, a Tabela 1 ilustra, para os números do cenário-base, uma cota inferior aproximada para PD_{i+1} em termos de PD_i ^{35,36}. De modo mais geral, a Tabela 1 fornece exemplos de escalas inteiras de *rating* que obedecem à restrição $PD_{i+1} \geq u_i$, por exemplo, $PD_1=1\%$, $PD_2=2\%$, $PD_3=4\%$, $PD_4=8\%$, $PD_5=14\%$, $PD_6=22\%$, $PD_7=36\%$. Observe que tais escalas de *ratings* devem obrigatoriamente possuir crescentes diferenças de PD entre *ratings* consecutivos (i.e. $PD_{i+1} - PD_i$ crescente em i), o que é uma característica efetivamente encontrada no *design* de vários MRCs do mundo real. Dessa forma, o MPATD sugere um argumento de validação em favor dessa escolha de configuração. Observe que a característica de diferenças de PD crescentes está diretamente relacionada à não-linearidade de Φ , o que por sua vez é uma consequência da assimetria e curtose da distribuição da taxa de *default* não transformada.

Para investigar mais profundamente a característica de diferenças crescentes de PD e escolhas de $u=(u_1, \dots, u_I)$ no teste de calibração unilateral, analisam-se explicitamente a seguir os casos $I=3$ e $I=4$. Para cada I, quatro MRCs são considerados, com seus PD_i s descritos na Tabela 2. Os MRCs da Tabela 2 podem

³⁴ Obviamente o poder também cresce quando o nível α aumenta.

³⁵ A discussão deste parágrafo assume PD verdadeiro = PD postulado.

³⁶ Aproximado porque a computação foi baseada em $I=1$. De fato, o poder verdadeiramente alcançado em um contexto multi-*rating* é menor.

ter seus PD_i s seguindo ou uma progressão aritmética ou uma geométrica. Além disso, duas estratégias de configuração da região de indiferença são consideradas: uma liberal, com $u_i = PD_{i+1}$, e uma mais precisa, com $u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$. Para permitir uma comparação justa de poder entre MRCs distintos, os valores de PD_i s da Tabela 2 são escolhidos com o objetivo de que os resultantes conjuntos de *ratings* de cada MRC cubram iguais amplitudes na escala de PD. Mais especificamente, essa meta é interpretada aqui como valores iguais de u_0 e u_1 para todos os MRCs^{37,38}.

Tabela 2 – PDs escolhidos de acordo com a especificação de u_i e o *design* do MRC

	PDs seguem progressão aritmética		PDs seguem progressão geométrica	
	$u_i = PD_{i+1}$	$u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$	$u_i = PD_{i+1}$	$u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$
$I=3$	1,22%, 11,82%, 22,42%	6,52%, 17,17%, 27,72%	1,22%, 3,66%, 11%	1,83%, 5,5%, 16,5%
$I=4$	2%, 9,5%, 17%, 24,5%	5,75%, 13,25%, 20,75%, 28,25%	2%, 4%, 8%, 16%	2,66%, 5,33%, 10,66%, 21,33%

Os poderes do teste unilateral de calibração nos PDs postulados são mostrados nas Tabelas 3 e 4, de acordo com os valores estabelecidos para os parâmetros ρ_D e Y . Os valores destes últimos são escolhidos considerando-se três cenários factíveis: um favorável, caracterizado por dez anos de dados e uma baixa correlação intra-*rating* de 0,12; um desfavorável, caracterizado pelo número mínimo de cinco anos de dados prescrito por Basileia II (cf. BCBS, 2004) e alto ρ_D de 0,18; e um cenário intermediário³⁹.

Tabela 3 – Comparação de poder entre *designs* de MRCs e escolhas de u_i , $I=3$

$$\rho_E/\rho_D = 0,8, \alpha = 0,15$$

	PDs seguem progressão aritmética		PDs seguem progressão geométrica	
	$u_i = PD_{i+1}$	$u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$	$u_i = PD_{i+1}$	$u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$
$\rho_D = 0,12, Y=10$	0,97	0,57	0,99	0,95
Cenário intermediário	0,85	0,42	0,97	0,81
$\rho_D = 0,18, Y=5$	0,72	0,33	0,91	0,67

Tabela 4 – Comparação de poder entre *designs* de MRCs e escolhas de u_i , $I=4$

$$\rho_E/\rho_D = 0,8, \alpha = 0,15$$

	PDs seguem progressão aritmética		PDs seguem progressão geométrica	
	$u_i = PD_{i+1}$	$u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$	$u_i = PD_{i+1}$	$u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$
$\rho_D = 0,12, Y=10$	0,82	0,39	0,95	0,68
Cenário intermediário	0,62	0,28	0,81	0,48
$\rho_D = 0,18, Y=5$	0,49	0,22	0,65	0,37

As Tabelas 3 e 4 mostram que MRCs com $(PD_{i+1} - PD_i)$ crescente alcançam usualmente níveis de poder significativamente mais elevados que MRCs com PD_i s igualmente espaçados, o que confirma a intuição derivada da Tabela 1. As Tabelas revelam ainda que, mesmo restringindo-se aos primeiros, exigências mais estritas para u_i (cf. $u_i = (PD_{i+1} + PD_i)/2$) podem produzir testes muito conservadores, com, por exemplo, poder no nível de 37% somente. Assim, estratégias liberais para u_i (cf. $u_i = PD_{i+1}$) parecem ser de fato necessárias

³⁷ u_0 corresponde ao PD_0 fictício. Na Tabela 2, PD_0 pode ser facilmente deduzido da lógica construtiva da progressão de PD_i .

³⁸ Para a construção dos MRCs da Tabela 2, $u_0 = 1,22\%$ e $u_3 = 33\%$ para $I=3$ e $u_0 = 2\%$ e $u_4 = 32\%$ para $I=4$. Além disso, a razão da progressão geométrica de PD_i é fixada em 3 para $I=3$ e em 2 para $I=4$.

³⁹ Como ρ_E/ρ_D é fixo nas Tabelas 3 e 4, o importante para o cálculo do poder é somente a razão (ρ_D/Y) . Dessa forma, o cenário intermediário pode ser imaginado como sendo caracterizado pelo ajuste de ambos Y e ρ_D ou somente de um deles. Nas Tabelas 3 e 4 ele é dado por $(\rho_D/Y)^{1/2} = 0,15$.

para tentativas realistas de validação, e a atenção é voltada para estratégias desse tipo até o final desta seção. Ainda quanto às Tabelas, o poder é bastante sensível à correlação intra-*rating* ρ_D e ao número de anos Y . O poder pode crescer mais de 80% do pior para o melhor cenário (cf. última coluna da Tabela 4).

Enquanto nas Tabelas anteriores o parâmetro de correlação entre-*ratings* ρ_E é mantido inalterado, as Tabelas 5 e 6 examinam seu efeito, dentro de uma faixa de valores factíveis, no poder do teste. O poder é computado nos PDs postulados dos MRCs da Tabela 2, com $u_i = PD_{i+1}$, $I=4$ e para o cenário intermediário de valores dos parâmetros ρ_D e Y . As Tabelas mostram apenas um pequeno efeito de ρ_E , a despeito do tamanho do teste e do *design* do MRC. Dessa forma, reduzir a incerteza no valor de ρ_E não tem grande importância se somente níveis aproximados de poder são desejados nos PDs postulados. Os elementos que de fato governam o poder do teste são evidenciados na análise subsequente.

Tabela 5 – Efeito de ρ_E quando PDs seguem progressão aritmética

$$u_i = PD_{i+1}, (\rho_D/Y)^{1/2} = 0,15, I=4$$

	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=15\%$
$\rho_E/\rho_D = 0,6$	0,32	0,47	0,58
$\rho_E/\rho_D = 0,7$	0,35	0,5	0,6
$\rho_E/\rho_D = 0,8$	0,38	0,52	0,62
$\rho_E/\rho_D = 0,9$	0,41	0,55	0,65

Tabela 6 – Efeito de ρ_E quando PDs seguem progressão geométrica

$$u_i = PD_{i+1}, (\rho_D/Y)^{1/2} = 0,15, I=4$$

	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=15\%$
$\rho_E/\rho_D = 0,6$	0,54	0,69	0,78
$\rho_E/\rho_D = 0,7$	0,56	0,71	0,79
$\rho_E/\rho_D = 0,8$	0,6	0,73	0,81
$\rho_E/\rho_D = 0,9$	0,62	0,74	0,82

As Tabelas 7 e 8 fornecem *insights* do papel relativo desempenhado pelos diferentes *ratings* no poder. O poder é calculado nos PDs postulados para uma sequência de quatro MRCs encadeados, iniciando-se com o MRC de PDs igualmente espaçados da segunda linha da Tabela 7 (o MRC com diferenças crescentes de PDs da segunda linha da Tabela 8). Cada MRC seguinte da Tabela 7 (Tabela 8) é construído a partir de seu antecedente, desprezando-se o *rating* de menor risco (de maior risco). O poder é calculado para o cenário intermediário e $u_i = PD_{i+1}$. As Tabelas revelam que, com a redução do número de *ratings*, o poder tem apenas um pequeno crescimento, desde que os *ratings* de maior risco (de menor risco) sejam sempre mantidos no MRC. Assim, pode-se dizer que na Tabela 7 (Tabela 8) os mais altos (baixos) PDs governam o poder do teste. Isso é parcialmente intuitivo porque os mais altos (baixos) PDs correspondem às menores diferenças $(u_i - PD_i)$ nos MRCs da Tabela 7 (Tabela 8) e porque PDs distintos contribuem para o poder diferentemente somente na razão do grau de variação de suas diferenças $(u_i - PD_i)^{40}$. A parte surpreendente do resultado refere-se ao grau de importância relativamente baixa dos PDs descartados: a diferença de poder entre $I=1$ e $I=4$ pode ser meramente 10%. Esta última observação deve ser vista como uma consequência da forma funcional do MPATD, particularmente da escolha da cópula normal e da estrutura de Σ .

⁴⁰ É fácil ver que, para MRCs com PDs igualmente espaçados, $(u_i - PD_i)$ é trivialmente constante em i , porém a diferença transformada $(u_i - PD_i)$ decresce em i . Para MRCs com $(PD_{i+1} - PD_i)$ crescente, $(u_i - PD_i)$ aumenta trivialmente em i e a diferença transformada $(u_i - PD_i)$ aumenta também em i .

Tabela 7 – Influência dos diferentes PD_is no poder

PD_is seguem progressão aritmética; $\rho_E/\rho_D = 0,6$; $(\rho_D/Y)^{1/2} = 0,15$; $u_i = PD_{i+1}$

PD _i s	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=15\%$
2%, 9,5%, 17%, 24,5%	0,32	0,47	0,58
9,5%, 17%, 24,5%	0,32	0,47	0,58
17%, 24,5%	0,34	0,49	0,59
24,50%	0,44	0,58	0,68

Tabela 8 – Influência dos diferentes PD_is no poder

PD_is seguem progressão geométrica; $\rho_E/\rho_D = 0,6$; $(\rho_D/Y)^{1/2} = 0,15$; $u_i = PD_{i+1}$

PD _i s	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=15\%$
2%, 4%, 8%, 16%	0,54	0,69	0,78
2%, 4%, 8%	0,54	0,69	0,78
2%, 4%	0,56	0,71	0,79
2%	0,65	0,77	0,84

Uma mensagem embutida nas Tabelas anteriores é a de que, em alguns casos bastante plausíveis (e.g. Y=5 anos disponíveis na base de dados, $\rho_D = 0,18$ refletindo a volatilidade de *default* da carteira, $\alpha < 15\%$ desejado) o teste de calibração unilateral pode apresentar poder substancialmente baixo (e.g. menor que 50% no PD postulado). Outro problema relacionado refere-se a o teste não ser similar na fronteira entre as hipóteses e, portanto, viesado⁴¹. Para lidar com essas “deficiências”, a literatura estatística contém algumas propostas de testes não-monótonos uniformemente mais poderosos para o mesmo problema, como em Liu e Berger (1995) e Dermott e Wang (2002). Os novos testes são construídos por meio de uma cuidadosa ampliação da região de rejeição, de forma a preservar o tamanho α . A ampliação da região crítica trivialmente implica dominância de poder. Os novos testes têm, contudo, duas desvantagens. Primeiro, do ponto de vista da supervisão, regiões de rejeição não-monótonas são pouco defensáveis numa base intuitiva porque implicam que o banco possa passar de um estado de MRC validado para um de MRC não-validado se as taxas de *default* de certos *ratings* decrescerem. Segundo, de um ponto de vista teórico, Perlman e Wu (1999) notam que os novos testes não dominam o teste original no sentido da teoria da decisão, porque a probabilidade de validação sob H_0 (i.e. quando o MRC é incorreto) é também mais alta para os primeiros⁴². Os autores concluem que testes UMP não devem ser perseguidos a qualquer custo, particularmente ao custo da intuição. Essa é a visão adotada neste estudo, de modo que não se exploram os novos testes neste artigo.

X.5 – Propriedades de pequenas amostras

Ao basear-se na distribuição assintótica do MPATD, o teste de calibração unilateral assume um número infinito de tomadores para cada *rating*. Esta seção analisa as implicações para a performance do teste de um número finito, embora ainda grande, de tomadores (N=100 é tomado como caso básico). Devido à forte dependência do teste em relação à normalidade assintótica das distribuições marginais do MPATD,

⁴¹ Um teste é α -similar sobre um conjunto A se a probabilidade de rejeição for igual a α em todo ponto de A. Um teste é não-viesado ao nível α se a probabilidade de rejeição é menor que α em todo ponto de H_0 e maior que α em todo ponto de H_1 . Todo teste não-viesado ao nível α com função de poder contínua é α -similar na fronteira entre H_0 e H_1 (Gourieroux e Monfort, 1995).

⁴² Mais especificamente, o poder é maior para cada PD em H_0 .

torna-se importante verificar como as verdadeiras marginais se comparam às assintóticas⁴³. O foco em uma particular marginal permite, então, para fins de exposição, restringir a atenção ao caso $I=1$ ⁴⁴. Assim, esta seção conduz simulações de Monte-Carlo do MPATD, no estágio em que o risco idiossincrático ainda não está totalmente diversificado⁴⁵, e para $I=1$, $N=100$ e $Y=5$, a menos quando observado em contrário⁴⁶. Com base em uma grande quantidade de taxas anuais de *default* simuladas, o nível de significância efetivo é computado em função do nível de significância nominal α , para variados cenários dos parâmetros de PD verdadeiro e ρ_D ⁴⁷.

$$\text{Nível de confiança efetivo} = \hat{\Pr} ob \left(\frac{\sqrt{1-\rho_D} \overline{DR} - PD}{\sqrt{\rho_D/Y}} < -z_\alpha \right),$$

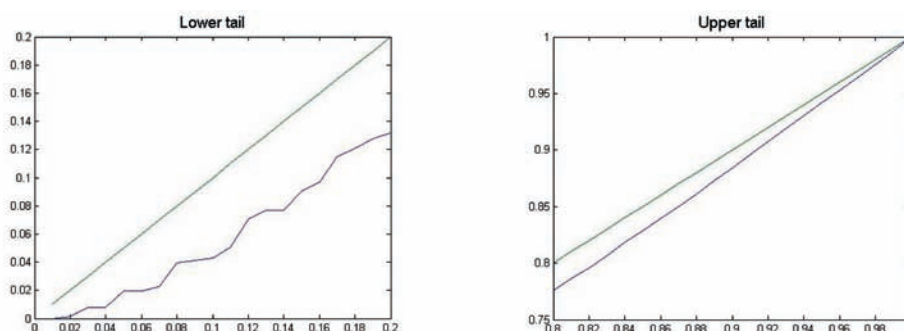
onde a probabilidade é estimada pela frequência empírica do evento e \overline{DR} denota o resultado de uma simulação.

O nível efetivo mede o tamanho real do teste unilateral de tamanho assintótico α . Alternativamente, como ele é expresso na forma de uma probabilidade de rejeição, o nível efetivo também pode ser visto como o poder real no PD postulado, quando o poder assintótico é igual a α , de um teste unilateral de tamanho assintótico δ , com $\delta < \alpha$ ⁴⁸. De ambas as interpretações, a ocorrência de níveis efetivos menores que níveis nominais significa que o teste é mais conservador, com uma menor probabilidade de rejeição em geral, do que o que é sugerido pela análise da seção 4 baseada no MPATD. Níveis efetivos maiores que níveis nominais indica o oposto: um viés liberal para pequenas amostras.

Uma importante descoberta oriunda das simulações conduzidas refere-se ao fato de a convergência das caudas inferiores das distribuições da taxa média de *default* (transformada) ser menos veloz e suave que no caso das caudas superiores, para valores realistas de PD⁴⁹. A situação é ilustrada pelo seguinte par de gráficos calculados com base no cenário PD=3%, $\rho_D=0,20$, $N=100$ e $Y=5$. A linha azul representa o nível de confiança efetivo para cada nível nominal registrado no eixo-x enquanto a linha verde é a função identidade, denotando meramente o nível nominal para facilitar a comparação. Note que o nível efetivo distancia-se mais do nível nominal na cauda inferior da distribuição (descrita no gráfico à direita) que na cauda superior (descrita no gráfico à esquerda). Em particular, se o teste de calibração unilateral é empregado ao nível nominal de 10%, na realidade o teste será muito mais conservador, já que o tamanho será apenas, aproximadamente, de 4%⁵⁰.

Gráfico 1 – Caudas inferior e superior

PD=3%, $\rho_D=0,20$, $N=100$, $Y=5$



⁴³ Reveja a forma da região crítica na seção 4.

⁴⁴ A questão de como a cópula normal é distorcida pela realidade de um número finito de tomadores não é tratada nesta versão do trabalho.

⁴⁵ Ou seja, antes de $N \rightarrow \infty$.

⁴⁶ Métodos analíticos recentes de risco de crédito para aproximar caudas de distribuição, como o ajuste de granularidade, não são aplicáveis aqui, uma vez que este trabalho trata de distribuições de transformações (Φ^{-1}) não-lineares de taxas de *default*.

⁴⁷ Em geral, 200.000 simulações são rodadas para cada cenário.

⁴⁸ Mais especificamente, é fácil ver que $\delta = \Phi(-z_\alpha - (u - PD)/(\rho_D/Y)^{1/2})$.

⁴⁹ A razão intuitiva é que $\Phi^{-1}(PD) \rightarrow -\infty$ quando $PD \rightarrow 0$.

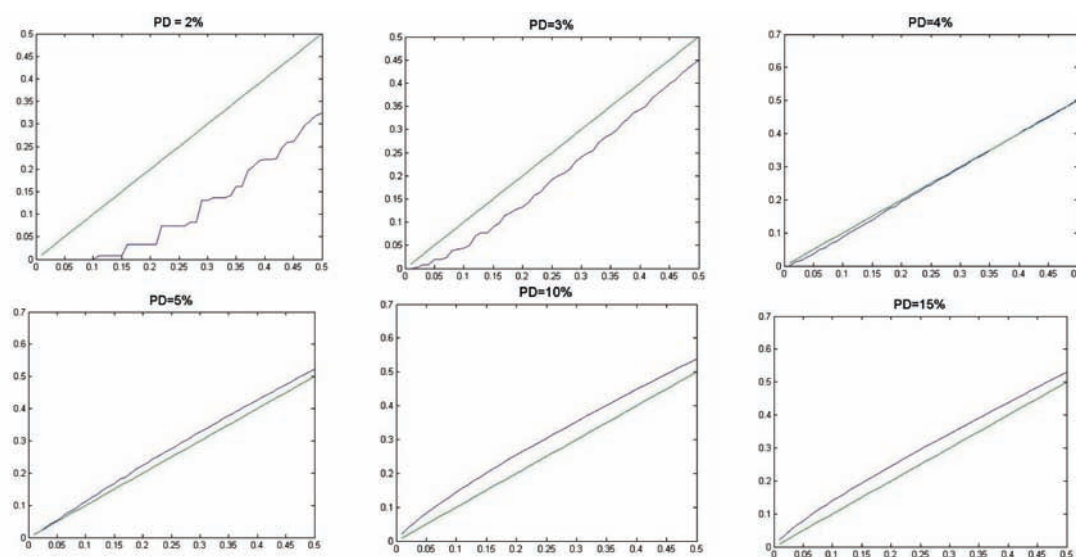
⁵⁰ Existe menos massa na cauda inferior simulada que na respectiva cauda da distribuição do MPATD.

Com efeito, o fato de a cauda inferior ser menos bem comportada é fortemente relevante para o teste de calibração deste artigo. Sob a abordagem de colocar a conclusão indesejada em H_0 (i.e. $PD \geq u$), a rejeição da hipótese nula, ou equivalentemente validação, é obtida quando as taxas médias de *default* são pequenas, de modo que o teste unilateral baseia-se, de fato, na cauda inferior da distribuição. Contrariamente, a cauda superior seria a parte relevante da distribuição, tivesse a abordagem de colocar a hipótese “MRC corretamente especificado” em H_0 sido adotada, como em BCBS (2005b). Uma vez que a convergência da cauda superior é mais bem comportada, o afastamento de pequenas amostras do limite normal seria menor nesse caso. Na visão deste artigo, isso representa, contudo, uma falsa qualidade dessa última abordagem⁵¹.

Os principais resultados numéricos de desempenho de poder do teste unilateral em pequenas amostras são descritos na sequência, com base na análise das caudas inferiores simuladas. A investigação inicia-se com o efeito do verdadeiro PD no nível de confiança efetivo. Os Gráficos 2 e 3 revelam que, na região $0\% < PD < 10\%$ e $0,15 < \rho_D < 0,20$, quando PD aumenta, o teste evolui de um viés conservador (poder verdadeiro inferior ao assintótico) para um viés liberal (poder verdadeiro superior ao assintótico). Em $PD=4\%$ para $\rho_D=0,20$ ou em $PD=3\%$ para $\rho_D=0,15$ o viés de pequenas amostras é aproximadamente nulo, já que o teste equipara-se aos seus valores teóricos limites. Por outro lado, na região $10\% < PD < 15\%$ e $0,15 < \rho_D < 0,20$, com o aumento de PD, a linha azul torna-se mais próxima da linha verde, i.e. o teste reduz seu viés liberal (porém não o suficiente para atingir viés conservador).

Gráfico 2 – Efeito de PD

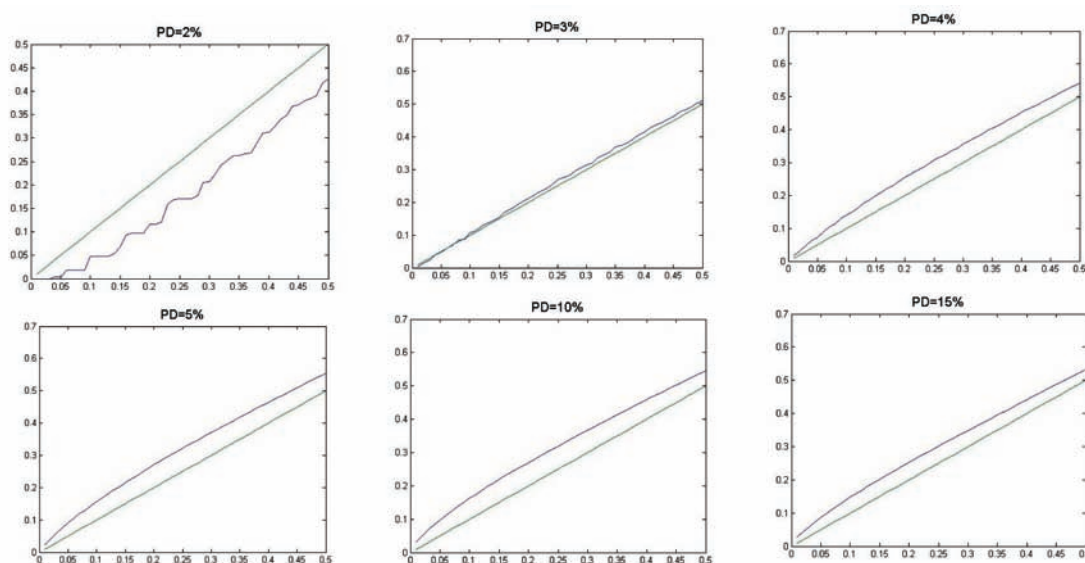
$\rho_D=0,20$, $N=100$, $Y=5$



⁵¹ Pelo fato de que o pior comportamento relativo da cauda inferior não é revelado.

Gráfico 3 – Efeito de PD

$\rho_D=0,15$, $N=100$, $Y=5$



Como o teste unilateral assintótico baseado no MPATD já sofre de problemas de falta de poder, esta seção sugere, como possível recomendação geral, considerar aplicações reais não-modificadas do teste somente nos casos onde a análise de pequenas amostras indicar um viés não-conservador. De fato, se, pelo contrário, uma camada adicional de conservadorismo é adicionada ao já conservador teste assintótico, o procedimento resultante dificilmente será capaz de validar MRCs em geral. A restrição aos casos de viés liberal de pequenas amostras descarta, por exemplo, de acordo com os Gráficos 2 e 3, a validação de PDs baixos (e.g. $PD \leq 3\%$). Conseqüentemente, uma possível orientação prática consiste em aplicar o teste somente ao restante do vetor PD postulado (e.g. *ratings* de 3 a 7 no exemplo relativo à Tabela 1). Alternativamente, um nível nominal mais alto α poderia ser aplicado aos PDs baixos.

As influências da correlação e do número de anos no poder, no caso base $N=100$, são analisadas nos Gráficos 4 e 5. À medida que a correlação intra-*rating* ρ_D aumenta, o teste evolui de um viés liberal para um pequeno viés conservador. Observe que isso representa um segundo canal, dessa vez por meio das propriedades de pequenas amostras, pelo qual ρ_D reduz o poder do teste. O efeito de um aumento no número de anos, na região de 1 a 10 anos, é o de suavizar consideravelmente a cauda inferior da distribuição, muito embora a direção de convergência não fique claramente estabelecida. Resultados não mostrados também indicam que, com o aumento de N acima de 100, as linhas azul e verde aproximam-se em cada gráfico, conforme o esperado.

Gráfico 4 – Efeito de ρ_D

$PD=5\%$, $Y=5$, $N=100$

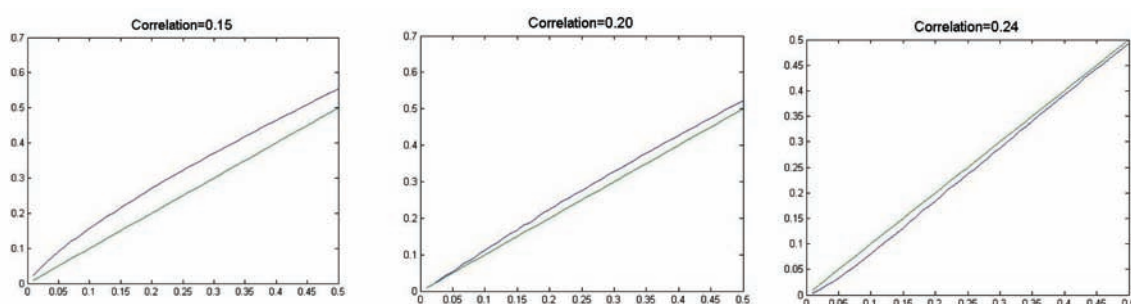
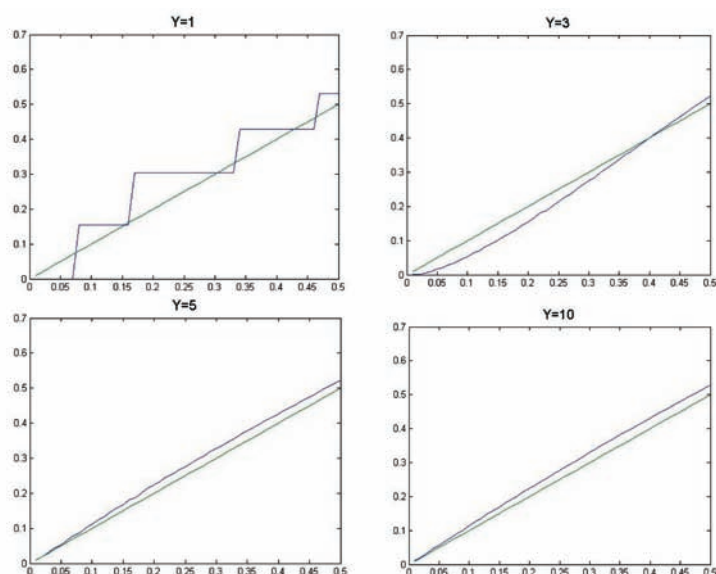


Gráfico 5 – Efeito de Y

PD=5%, $\rho_D=0,20$, N=100



Finalmente, é importante observar que, mesmo se o teste unilateral pudesse basear-se integralmente nas distribuições simuladas desta seção, persistiriam ainda alguns casos extremos onde a validação é virtualmente impossível nos níveis tradicionais de significância. Quando $Y=1$ (cf. Gráfico 5), ou PD verdadeiro = 1, por exemplo, a cauda inferior da distribuição torna-se bastante discreta e apresenta significativa probabilidade de zero *defaults*. Conseqüentemente, o nível efetivo de confiança salta várias vezes e assume somente um pequeno número finito de valores na cauda inferior. Quando $Y=1$, o primeiro nível efetivo não-nulo já é aproximadamente 15%; depois disso, o próximo valor é de cerca de 30%. Dessa forma, validação a níveis de significância de 5% ou 10% não é possível. Assim, a prescrição de Basiléia II de um número mínimo de cinco anos de dados é importante, não somente para aumentar o poder assintótico do teste, de acordo com a seção 4, mas também para remover o comportamento problemático de pequenas amostras da cauda inferior.

X.6 – Conclusão

Este estudo contribui para a literatura de validação de MRCs ao introduzir três aspectos novos no modo de examinar estatisticamente a calibração de PDs de *ratings* de crédito. Primeiramente, o trabalho propõe novas formulações para H_0 e H_1 , de modo a controlar o erro de aceitar um MRC incorreto. Segundo, o artigo fornece um tratamento integrado de todos os *ratings* de uma só vez. Terceiro, o efeito da correlação entre *defaults* é efetivamente reconhecido no processo de validação⁵². Os dois últimos aspectos são possibilitados por meio do desenvolvimento de um modelo probabilístico assintótico normal para o vetor de taxas médias de *default* (MPATD). Desse *framework* resultam importantes conseqüências empíricas relacionadas à performance do teste de calibração unilateral proposto.

Com efeito, o artigo investiga os papéis relativos dos elementos que influenciam o poder do teste proposto a partir de computações numéricas sobre faixas factíveis de parâmetros. A característica de diferenças de PDs crescentes entre *ratings* consecutivos, encontrada em MRCs do mundo real, e, particularmente, a escolha de regiões de indiferença liberais, mostram-se importantes no alcance de níveis razoáveis de

⁵² De fato, o teste normal reconhece apenas implicitamente o efeito da correlação, enquanto Balthazar (2004) reconhece apenas o seu efeito intra-*rating*.

poder. Por outro lado, a correlação entre os *ratings*, cuja calibração não está presente em Basiléia II, possui somente um efeito minoritário sobre o poder. Também a restrição apropriada do conjunto de *ratings* a serem testados pode resultar em um trabalho quase tão bom quanto o teste original em termos de poder. Uma mensagem geral da análise é, entretanto, que o poder do teste de calibração unilateral é inevitavelmente e substancialmente baixo em certos casos. Quanto a esse aspecto, uma possível extensão do trabalho consiste em discutir estratégias de ampliação de poder (c.f. Schechtman, 2007).

O entendimento das implicações do uso do MPATD na tarefa de validação inclui também a análise das propriedades de pequenas amostras do teste de calibração. De fato, o MPATD possui a desvantagem de se tratar de um modelo assintótico cujas propriedades de pequenas amostras podem introduzir uma significativa camada adicional de conservadorismo além do nível assintótico. As simulações de Monte Carlo indicam que esse será normalmente o caso para baixos PDs (e.g. $PD \leq 3\%$) ou um pequeno número de anos (e.g. $Y \leq 5$) no teste de calibração unilateral. Uma possível recomendação é descartar aplicações reais (não-modificadas) do teste proposto nesses casos. Por outro lado, quando um viés liberal de pequenas amostras estiver presente, pode contrabalançar o conservadorismo nominal, embora uma dose de precaução deva ser sempre exercida na análise.

Por fim, uma mensagem geral é que o banco ou o regulador não deve exigir muito de testes estatísticos de MRCs. Mesmo sob as premissas simplificadas do MPATD, o poder do teste de calibração proposto neste artigo, assim como dos demais testes de calibração discutidos na literatura, é negativamente afetado pela inevitável presença de correlação de *defaults* e pela pequena extensão de séries temporais das taxas de *default* disponíveis nas bases de dados dos bancos. Possivelmente por essa razão, BCBS (2005b) entende validação como compreendendo, não somente ferramentas quantitativas, como também qualitativas. É bastante possível, por exemplo, que a investigação do uso interno e contínuo de PDs/*ratings* pelos bancos possa desvendar evidências adicionais, embora subjetivas, suportando ou não a validação de MRCs. Não obstante, este trabalho sustenta o ponto de vista de que a possibilidade do uso de aspectos qualitativos aberta pelo Comitê da Basiléia não deva deixar de incentivar a extração do máximo de *feedback* quantitativo possível dos testes estatísticos, incluindo um sentido quantitativo de suas limitações.

Referências bibliográficas

BALTHAZAR, L. (2004). PD estimates for Basel II. **Risk**, April 2004.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION (2004). **International convergence of capital measurement and capital standards: a revised framework**. Bank for International Settlements.

_____. (2005a). **An explanatory note on the Basel II IRB risk weight functions**. Bank for International Settlements.

_____. (2005b). **Studies on the validation of internal rating systems**. Bank for International Settlements.

_____. (2006). **The IRB Use Test: background and implementation**. Bank for International Settlements.

BERGER, R. L. (1989). Uniformly more powerful tests for hypotheses concerning linear inequalities and normal means. **Journal of the American Statistical Association**, v. 84, n. 405.

BLOCHWITZ, S.; HOHL, S.; TASCHE, D. e WHEN, C. (2004). Validating *default* probabilities on short time series. **Working Paper**.

DEMEY P.; JOUANIN, J. F.; ROGET C. e RONCALLI, T. (2004). Maximum likelihood estimate of *default* correlations. **Risk**, nov. 2004.

GORDY, M. B. (2000). A comparative anatomy of credit risk models. **Journal of Banking and Finance**, 24 (1-2), p.119-149.

GORDY, M. B. (2003). A risk-factor model foundation for *ratings*-based bank capital rules. **Journal of Financial Intermediation**, v. 12, n. 3.

GOURIEROUX, C. e MONFORT, A. (1995). Statistics and econometric models. **Themes in Modern Econometrics**, Cambridge University Press.

LASKA, E. M. e MEISNER, M. J. (1989). Testing whether an identified treatment is best. **Biometrics**, n. 45.

LIU, H. e BERGER, R. L. (1995). Uniformly more powerful, one-sided tests for hypotheses about linear inequalities. **The Annals of Statistics**, v. 23, n. 1.

MC.DERMOTT, M. P. e WANG, Y. (2002). Construction of uniformly more powerful tests for hypotheses about linear inequalities. **Journal of Statistical Planning and Inference**, n. 107.

PERLMAN, M.D. e Wu, L. (1999). The emperor's new test. **Statistical Science**, v.14, n. 4.

SASABUCHI, S. (1980). A test of a multivariate normal mean with composite hypotheses determined by linear inequalities. **Biometrika**, v. 67, n. 2.

SCHECHTMAN, R. (2007). **Joint validation of credit rating PDs under default correlation** (mimeo). Bank for International Settlements.

VASICEK, O. (2002). Loan portfolio value. **Risk**, dez. 2002.

WANG, W.; HWANG, J. T. G. e DASGUPTA, A. (1999). Statistical tests for multivariate bioequivalence, **Biometrika**, v. 86, n. 2.