

6

Estudos selecionados

Este capítulo é destinado à publicação de trabalhos cujos temas estejam correlacionados aos tratados no âmbito do Relatório.

Os trabalhos podem não expressar a opinião do Banco Central do Brasil e são de inteira responsabilidade dos autores.

Nesse número, são apresentados os seguintes trabalhos:

- a) Medidas de Concentração Bancária: o Caso Brasileiro;
- b) Validação de Modelos Internos no Brasil: Análise de Metodologias de *Backtest* de VaR;
- c) Comportamento da Liquidez Intradia no Novo Sistema de Pagamentos Brasileiro;
- d) Lei de Falências e Desenho Ótimo de Contratos.

Medidas de Concentração Bancária: o Caso Brasileiro

Eui Jung Chang³⁵
Solange Maria Guerra³⁶
Rodrigo A. de Souza Penaloza³⁷
Benjamin Miranda Tabak³⁸

Resumo

Este artigo apresenta medidas de concentração bancária para o sistema bancário brasileiro para o período recente 2001-2004. O artigo propõe a utilização do dual do índice de Hirschman-Herfindahl como uma medida mais informativa a respeito da concentração bancária no Brasil. Finalmente, a relação entre estrutura bancária (grau de concentração) e preço é estudada usando um modelo de dados de painel, controlando para variáveis macroeconômicas e de risco. Não existem evidências de que a concentração bancária leva a práticas anticompetitivas e explique os *spreads* bancários praticados no Brasil.

35/ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, eui.jung@bcb.gov.br

36/ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, solange.guerra@bcb.gov.br

37/ Departamento de Economia da Universidade de Brasília, penaloza@unb.br

38/ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, benjamin.tabak@bcb.gov.br

1. Introdução

A indústria bancária sofreu inúmeras transformações nas últimas décadas, derivadas da introdução de novas tecnologias, novos instrumentos financeiros, de mudanças na regulação bancária entre outras. Nesse processo, algumas tendências vêm se consolidando em sistemas bancários de países desenvolvidos assim como de países emergentes. A consolidação bancária por meio de fusões e aquisições foi prática comum na maioria dos países. Nos EUA, por exemplo, o número de instituições bancárias saltou de 18.711 em 1980 para 10.070 em 1999³⁹.

Uma questão bastante controversa na literatura bancária é se esse processo de fusões e aquisições trouxe ganhos de eficiências para o sistema bancário. A maior parte da evidência empírica sugere que fusões e aquisições não reduzem (aumentam) substancialmente custos (lucros) ou aumentam o valor das ações de forma significativa, na média. Amel et al. (2004) argumentam que esses resultados podem ser devidos, basicamente, a três fatores. Um fator importante diz respeito a mudanças na regulamentação bancária. Na época em que foram implantadas essas fusões e aquisições a legislação vigente impedia o aproveitamento pleno das economias de escala e de escopo derivadas do processo. Outra possibilidade consiste nas dificuldades inerentes de se mensurar aumentos de eficiência. Finalmente, pode ser que os efeitos sejam sentidos a longo prazo e estudos que se restringem a avaliar os efeitos de curto prazo não são capazes de capturar plenamente os efeitos de eventuais fusões e aquisições.

Um dos possíveis efeitos desse processo de fusões e aquisições é o de aumentar a concentração bancária e, por conseguinte, poderia reduzir a competição bancária. Mudanças na estrutura e na competição bancária podem culminar, de um lado, com sistemas bancários mais frágeis e, por outro lado, em maior poder de mercado para as instituições bancárias com *spreads* bancários mais elevados.

Em um trabalho recente, Allen e Gale (2001) utilizam um modelo simples para mostrar que existe uma relação entre a estrutura bancária (medida pelo número de bancos) e a fragilidade financeira, onde fragilidade financeira é entendida como maior apetite por risco por parte das instituições financeiras. Os autores constataram que à medida que a competição aumenta (o número de bancos cresce) a assunção de riscos em equilíbrio também aumenta.

39/ Parte dessa redução se deve a falências bancárias, mas fusões e aquisições participam com a maior parte dessa redução. Veja Group of Ten (2001).

Dessa forma, fica evidenciado um aspecto positivo da concentração bancária. Este argumento é conhecido na literatura bancária como enfoque “concentração-estabilidade”, sob o qual em economias bancárias mais concentradas, com menor número de instituições de grande porte, os bancos podem ser mais rentáveis, diversificar melhor seus riscos, mais fáceis de monitorar e, por conseguinte, mais resistentes a choques.

Recentemente, Grochulski e Kareken (2004) mostram que pequenas alterações no modelo de Allen e Gale (2001) levam a resultados onde a estrutura bancária e fragilidade financeira são independentes.

Beck et al. (2003) estudam a relação entre concentração bancária e crises utilizando uma *cross-section* de 70 países no período de 1980 a 1997. Os autores apresentam evidência de que crises bancárias (fragilidade financeira) são menos prováveis em economias com sistemas bancários mais desenvolvidos, com menores restrições à competição e atividade bancária e com instituições nacionais que encorajem a competição.

Em um trabalho posterior, Allen e Gale (2004) diversificam o espectro de modelos utilizados para avaliar a relação entre estrutura bancária e estabilidade financeira e mostram que diferentes modelos geram respostas diferentes.

Carletti e Hartmann (2002) em seu *survey* sobre a literatura de competição e estabilidade financeira mostram que existe outra visão que é denominada de “concentração-fragilidade” que refuta a relação anteriormente descrita. O argumento principal reside no fato de que em economias com poucos bancos grandes, as instituições bancárias podem tomar mais risco do que o desejável, pois políticas de “*too big to fail*” estariam implicitamente operando. Dessa forma, não existe consenso na literatura bancária se aumentos de concentração bancária ou de competição no sistema bancário levam a elevação/redução na estabilidade financeira. Contudo, é de se esperar que modificações na estrutura bancária tenham efeitos sobre a estabilidade financeira o que sugere que acompanhar a evolução da estrutura de mercado bancária e do grau de competitividade desse mercado é essencial para a atividade de regulação bancária.

Outra vertente da literatura bancária estuda a relação preço-concentração bancária. Se por um lado aumentos de concentração podem levar a ganhos em termos de estabilidade financeira, por outro, podem fazer com que os bancos com participações importantes de mercado

detenham poder de mercado e pratiquem preços abusivos (anticompetitivos), ocasionando prejuízos para a sociedade em geral.

Existem poucos estudos aplicados ao Brasil medindo o grau de competitividade do setor bancário. Nakane (2001) mostra que embora os bancos no Brasil tenham um certo poder de mercado, eles não atuam na forma de cartel. Rocha (2001) avalia a evolução da concentração bancária no Brasil no período de 1994 a 2000. O autor utiliza o índice de Hirschman-Herfindahl (IHH) e mostra que existiu uma tendência geral de elevação da concentração nesse período, a despeito da alta variabilidade dos dados. Ainda, Tonooka e Koyama (2003) testam a relação taxa de juros e concentração bancária no Brasil e não encontram uma relação estatisticamente significativa.

O presente artigo busca introduzir uma nova metodologia para se mensurar concentração bancária que pode ser utilizada para avaliar a evolução da concentração no tempo e, para se comparar diferentes países. Realiza uma análise da evolução dos índices de concentração bancária para o período recente no Brasil, que pode servir para estudar a relação entre a estrutura bancária e outras variáveis importantes, como estabilidade financeira. Ainda, utilizando um modelo de dados de painel, a relação preço-concentração é estudada onde a concentração é medida usando o índice proposto nesse trabalho.

Na próxima seção os dados utilizados neste trabalho são descritos e, algumas estatísticas descritivas são apresentadas. Na seção 3 a metodologia proposta para se calcular a concentração bancária é discutida. Nessa seção discute-se um aperfeiçoamento do índice de Hirschman-Herfindahl. A seção 4 apresenta os resultados para a economia brasileira para o período de 2001 a 2004. A seção 5 apresenta o modelo de dados de painel que vai ser utilizado para se testar a relação preço-concentração para a indústria bancária brasileira. Finalmente, a seção 6 conclui o artigo.

Tabela 1 – Número de instituições por tipo de controle e por porte

Discriminação	Tipo de controle							
	2001-I	2001-II	2002-I	2002-II	2003-I	2003-II	2004-I	
Público	18	16	15	15	15	15	14	
Privado nacional	64	60	56	56	56	56	56	
Privado participação estrangeira	7	7	5	2	2	2	2	
Privado controle estrangeiro	42	42	41	40	40	38	37	
	Porte							
Grande	11	13	13	13	13	13	13	
Médio	15	18	13	13	15	15	15	
Pequeno	55	53	50	50	45	45	40	
Micro	50	41	41	37	40	38	41	
Total	131	125	117	113	113	111	109	

2. Dados

Todas as informações utilizadas neste trabalho foram obtidas na base de dados do Banco Central do Brasil.

Os dados utilizados são semestrais, do segundo semestre de 2001 ao primeiro semestre de 2004. A amostra é formada pelos bancos que compõem o consolidado bancário I, conforme definido no sítio do Banco Central do

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

Discriminação	2001-I	2001-II	2002-I	2002-II	2003-I	2003-II	2004-I
Ativo total							
Média	6 807	7 474	8 463	9 431	9 260	10 275	11 297
Desvio padrão	19 824	21 638	24 077	28 243	28 632	32 181	33 427
Assimetria	4,65	4,84	4,50	4,70	4,79	4,77	4,46
Curtose	27,03	29,57	25,15	27,27	27,74	27,55	24,35
Jarque-Bera	3 595	4 131	2 764	3 160	3 284	3 179	2 410
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Depósito à vista							
Média	400	495	522	704	594	724	781
Desvio padrão	1 620	2 027	2 090	2 850	2 434	3 056	3 310
Assimetria	6,44	6,67	6,29	6,12	6,36	6,58	6,61
Curtose	50,10	53,67	47,17	44,39	47,87	51,24	51,47
Jarque-Bera	11 722	13 155	9 666	8 385	9 696	11 040	10 624
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Depósito a prazo							
Média	1 279	1 436	1 691	1 910	2 001	2 112	2 477
Desvio padrão	3 984	4 077	4 739	5 452	5 843	5 990	6 563
Assimetria	5,22	4,54	4,28	4,30	4,53	4,30	3,86
Curtose	32,68	25,32	22,29	23,55	26,25	23,82	18,98
Jarque-Bera	4 783	2 661	2 004	2 171	2 725	2 135	1 273
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Depósito total							
Média	2 647	2 966	3 424	3 926	3 952	4 294	4 755
Desvio padrão	9 799	10 467	11 747	13 646	13 870	15 000	16 008
Assimetria	5,59	5,35	5,11	5,05	5,15	5,15	5,03
Curtose	36,08	33,24	30,19	30,03	31,18	31,65	30,39
Jarque-Bera	6 251	5 104	3 970	3 849	4 126	4 172	3 724
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Patrimônio líquido ajustado							
Média	591	670	761	817	877	947	1 018
Desvio padrão	1 539	1 727	1 881	1 996	2 263	2 474	2 624
Assimetria	4,10	4,07	3,87	3,67	3,83	3,75	3,66
Curtose	19,99	19,79	18,48	16,58	17,71	16,90	16,13
Jarque-Bera	1 927	1 799	1 448	1 113	1 283	1 143	1 018
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Receita total							
Média	1 492	1 814	2 070	4 210	2 967	2 153	2 290
Desvio padrão	3 718	4 325	4 600	9 659	6 890	5 755	6 635
Assimetria	3,47	3,51	3,11	2,96	3,05	3,82	4,72
Curtose	15,20	16,14	13,15	11,34	12,12	17,98	28,97
Jarque-Bera	1 067	1 147	685	488	562	1 295	3 437
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Receita de intermediação financeira							
Média	742	848	971	1 547	1 094	1 011	964
Desvio padrão	1 847	2 216	2 388	4 084	3 128	3 044	2 739
Assimetria	3,48	3,93	4,03	4,37	4,29	4,47	4,21
Curtose	14,91	18,62	21,31	23,73	21,72	23,75	21,84
Jarque-Bera	1 030	1 580	1 934	2 362	1 979	2 340	1 916
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Nota: Médias e desvios padrão em R\$ milhões.

Brasil, ou seja, instituições financeiras do tipo Banco Comercial, Banco Múltiplo com Carteira Comercial ou Caixa Econômica que não integrem conglomerado, e conglomerados em cuja composição se verifica pelo menos uma instituição do tipo Banco Comercial ou Banco Múltiplo com Carteira Comercial. Desta forma, todos os dados utilizados neste trabalho são referentes a conglomerados bancários. No primeiro semestre de 2004, essa amostra representava 86,8% dos ativos do sistema bancário brasileiro.

O número total de bancos da amostra varia a cada semestre, como se pode observar na Tabela 1.

Para o cálculo das medidas de concentração utilizamos as séries: ativo total, depósito à vista, depósito a prazo, depósito total, patrimônio líquido ajustado, receita total e receita de intermediação financeira.

Pela estatística Jarque-Bera, apresentada na Tabela 2, rejeitamos a hipótese nula de normalidade de todas essas variáveis, mostrando a existência de heterogeneidade na amostra utilizada.

A curtose média para as variáveis a serem analisadas é de 26,9, enquanto o coeficiente de assimetria é na média 4,6, o que sugere que a curtose tem um papel preponderante na rejeição da hipótese de normalidades dessas variáveis.

Além do índice de concentração desses sete agregados do balanço patrimonial, calculamos também o nível de concentração de diversas modalidades de créditos concedidos, com recursos livres, para pessoa jurídica (*hot money*, desconto de duplicatas, desconto de notas promissórias, capital de giro, aquisição de bens e *vendor*) e para pessoa física (cheque especial, crédito pessoal, aquisição de bens - veículos e aquisição de bens que não veículos).

Para testar a relação preço-concentração utilizamos o volume, a taxa de juros anualizada e o prazo médio dos empréstimos efetuados para cada modalidade de créditos concedidos. Na taxa de juros estão incluídos os encargos fiscais e operacionais.

Essas variáveis estão disponíveis para cada instituição individualmente, e não por conglomerado. O volume de conglomerado foi obtido da agregação dos volumes das instituições que o compõem. A taxa de juros e o prazo médio semestrais, de cada modalidade de crédito, para cada conglomerado, foram obtidos pela média

ponderada pelo volume de créditos concedidos de cada instituição que compõem o conglomerado.

Antes de estimar a relação preço-concentração é necessário controlar essa relação para características individuais dos bancos. As variáveis de risco foram escolhidas como sendo as utilizadas no sistema de *rating* de bancos CAMEL. A sigla CAMEL vem de cinco medidas utilizadas para mensurar as características de uma instituição financeira: adequabilidade de capital (*capital adequability*), qualidade de ativos (*asset quality*), administração (*management*), lucratividade (*earnings*) e liquidez (*liquidity*).

Como medida de adequabilidade de capital, usamos o Índice de Basileia calculado pelo Banco Central do Brasil, seguindo a definição dada pelo Comitê de Basileia.

Por meio desse índice, o Banco Central avalia se a instituição detém patrimônio suficiente para cobertura dos riscos a que está exposta. Atualmente, a legislação aplicável ao sistema financeiro brasileiro estabelece, para os bancos, a relação mínima de 11% entre Patrimônio de Referência (PR) e Limite de Patrimônio Líquido Exigido (PLE).⁴⁰ Se o Índice de Basileia for maior que 11%, então $PR > PLE$ e portanto, o banco atende ao limite de exigência de capital regulamentar; caso contrário, a instituição está desenquadrada.

Como medida de qualidade de ativos, usamos a razão entre créditos concedidos em inadimplência e total de créditos. Tomamos a soma dos créditos concedidos classificados com os níveis de risco G e H como medida para os créditos concedidos em inadimplência. Essa razão mede a percentagem de empréstimos que um banco pode ter que contabilizar como perda.

A eficiência dos bancos é medida pela variável administração, definida neste trabalho como a razão entre despesas não financeiras e ativo total. Espera-se que bancos menos eficientes tenham despesas maiores. No entanto, pode haver caso em que a oferta de melhores serviços leve a despesas maiores.

Para medir a lucratividade, tomamos a razão retorno sobre ativo (ROA), utilizando o lucro líquido como medida para o retorno.

40/ O PR e o PLE estão definidos, respectivamente, na Resolução 2.837, de 30 de maio de 2001 e na Resolução 2.099, de 17 de agosto de 1994 (com alterações posteriores).

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis CAMEL

Discriminação	2001-I	2001-II	2002-I	2002-II	2003-I	2003-II	2004-I
Adequabilidade de capital							
Média	0,287	0,287	0,266	0,275	0,327	0,414	0,407
Desvio padrão	0,219	0,245	0,236	0,211	0,443	0,940	0,915
Assimetria	2,573	3,332	3,799	3,026	5,844	8,336	6,912
Curtose	12,895	17,409	21,063	14,331	43,583	76,924	53,690
Jarque-Bera	596	1 176	1 712	715	7 729	24 407	10 812
P-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Qualidade de ativos							
Média	0,045	0,045	0,046	0,045	0,046	0,046	0,047
Desvio padrão	0,079	0,079	0,081	0,082	0,089	0,090	0,094
Assimetria	5,086	5,049	4,926	5,007	5,515	5,475	5,302
Curtose	35,410	34,964	33,303	33,679	39,733	39,043	36,384
Jarque-Bera	4 712	4 541	3 892	3 819	5 394	5 085	4 039
P-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Administração							
Média	-0,155	-0,251	-0,238	-0,468	-0,373	-0,189	-0,135
Desvio padrão	0,177	0,423	0,477	0,796	0,711	0,229	0,174
Assimetria	-2,964	-6,065	-6,959	-3,166	-4,535	-3,676	-5,121
Curtose	12,763	49,480	60,163	13,621	28,797	20,752	37,330
Jarque-Bera	625	10 768	15 432	663	3 240	1 569	5 027
P-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Lucratividade							
Média	0,008	0,006	0,013	0,011	0,001	0,004	0,002
Desvio padrão	0,037	0,031	0,021	0,058	0,035	0,059	0,080
Assimetria	-6,194	-5,230	0,223	-5,579	-3,157	-7,152	-8,170
Curtose	55,307	41,000	10,483	51,178	16,484	61,959	75,116
Jarque-Bera	13 845	7 249	251	10 598	961	15 643	21 415
P-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Liquidez							
Média	0,426	0,446	0,444	0,466	0,463	0,490	0,463
Desvio padrão	0,218	0,213	0,212	0,226	0,224	0,237	0,232
Assimetria	0,350	0,307	0,235	0,297	0,262	0,116	0,111
Curtose	2,396	2,285	2,351	2,252	2,253	2,196	2,202
Jarque-Bera	4	4	3	4	4	3	3
P-valor	0,129	0,126	0,239	0,138	0,164	0,226	0,261

A liquidez é medida pela razão entre ativos líquidos e ativo total. Os ativos líquidos foram obtidos pela soma das disponibilidades, aplicações interfinanceiras e TVM e instrumentos financeiros derivativos, tal como está divulgado nas informações contábeis dos cinquenta maiores bancos, no sítio do Banco Central do Brasil.

Na Tabela 3, onde são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis CAMEL, pode-se verificar que essas variáveis não são normalmente distribuídas.

Na próxima seção serão apresentados os índices de Hirschman-Herfindahl (IHH) e o seu dual para a avaliação da concentração bancária.

3. O Índice de Hirschman-Herfindahl e seu dual

O índice de Hirschman-Herfindahl (IHH) é uma medida frequentemente utilizada para avaliar a concentração da indústria bancária. Gelos and Roldos (2004) utilizam-na para examinar a evolução da estrutura bancária de países emergentes, inclusive o Brasil. Nissam (2004) avalia o grau de concentração bancária em países desenvolvidos e em desenvolvimento utilizando o IHH, o qual indica uma concentração maior na indústria bancária dos países em desenvolvimento que nos países desenvolvidos. Valverde et al. (2003) utilizam este índice para comparar os efeitos de fusões e da liberação de restrições a agências sobre a competição bancária na Espanha⁴¹.

No Brasil, Rocha (2001) avalia a evolução da concentração bancária no período de 1994 a 2000 por meio da análise do IHH das seguintes séries: ativos totais, depósitos totais, operações de crédito e patrimônio líquido ajustado. Os valores do IHH em 2000 para grupos bancários de cada uma das séries estudadas foram 0,0812 - 0,1023 - 0,0974 - 0,0736, respectivamente. Ele conclui que esses valores “não são elevados na comparação internacional”.

O índice de Hirschman-Herfindahl (IHH) é obtido pela soma das participações proporcionais ao quadrado de todos os bancos no mercado, de acordo com a fórmula abaixo.

$$IHH = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{x} \right)^2, \text{ onde } x_i \text{ representa o banco } i$$

41/ Tonooka e Koyama (2003) utilizam o IHH como variável explicativa para explicar as taxas de juros de diferentes modalidades de crédito.

$$e \quad x = \sum_{i=1}^n x_i .$$

Ao elevar ao quadrado as participações relativas de cada banco dá-se maior peso aos grandes bancos, refletindo o fato de que quanto maior a instituição maior seu poder de mercado.

O IHH varia de $\frac{1}{n}$, caso em que há concorrência perfeita na indústria bancária, e atinge seu valor máximo em um, no caso de monopólio. Logo, seu mínimo tende a zero se o número de bancos n for grande.

Como nenhuma medida consegue refletir toda a complexidade do comportamento das instituições, é natural que em alguns casos ela não capte o que realmente está ocorrendo no mercado. Apesar de seu uso freqüente, em algumas situações a análise do IHH pode não deixar claro se existe ou não concentração bancária; ou em havendo concentração se essa é moderada ou acentuada.

Além disso, o IHH pode levar a conclusões erradas quando o mercado está composto por um número razoável de instituições, mas com um pequeno número de bancos detendo uma parcela significativa, porém inferior a 50%, do mercado e a grande maioria dos bancos ficam, individualmente, com uma parcela muito pequena do mercado.

Para ilustrar as duas situações acima, vejamos dois exemplos. Primeiro, considere um mercado com dez bancos, com as seguintes participações proporcionais no mercado: (21%, 16%, 17%, 18%, 6%, 5%, 3%, 4%, 6%, 4%). Nesse caso, o índice de concentração desse mercado é IHH_1 igual a 0,1448. Se tivéssemos um número maior de instituições, por certo consideraríamos uma concentração moderada nesse mercado. Mas com o número reduzido de bancos, fica mais difícil essa conclusão uma vez que IHH_1 está relativamente próximo do valor mínimo do IHH que é 0,1.

Embora o exemplo seguinte possa parecer uma anomalia, vale lembrar que é possível construir exemplos mais realistas com essas mesmas características. Optou-se por esse exemplo pela facilidade de sua exposição.

Suponha um mercado com duzentas instituições, sendo que uma delas responde por 20,4% do mercado e as demais com participação igualmente proporcional de 0,4%. A partir da análise da concentração desse mercado pelo IHH, poderíamos concluir que esse mercado não é concentrado, uma vez que seu índice de concentração (IHH_2) é igual a 0,0448.

O dual do IHH (d), o qual será definido logo abaixo, fornece uma medida mais clara e objetiva da concentração bancária. Pela sua análise nos dois exemplos acima, temos que o mercado do primeiro exemplo está concentrado nas mãos de 70% dos bancos, enquanto que os outros 30% não teriam participação no mercado. Já no segundo exemplo, a análise dual indica que 11% das instituições detém todo o mercado. Estes números refletem mais a realidade, principalmente no segundo caso. Pelo IHH temos que o mercado não é concentrado (0,0448), mas pelo dual d percebemos que essa estrutura é concentrada. A maioria dos autores sugere que valores abaixo de 0,10 para o IHH representariam uma estrutura diversificada, o que não necessariamente corresponde à verdade, como exemplificado acima. Veja Souza e Penaloza (2005) para diversas aplicações do dual para índices de concentração⁴².

A idéia da análise dual é associar à série X, que representa o mercado, e ao seu IHH uma outra série Y. Esta série, chamada IHH-dual de X, é construída, de forma que:

- a) Y tenha o mesmo número de observações que a série original, com k observações constantes e iguais a C e n-k observações iguais a zero;

$$b) \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n y_i .$$

- c) $IHH_y = IHH_x$, ou seja, Y apresenta o mesmo IHH que X.

Y representa uma estrutura bancária teórica que preserva algumas propriedades da estrutura bancária original, mas com a vantagem de estar estratificada em dois grupos: o primeiro, dominante, que detém a participação total do mercado, e o segundo cujos membros não participam do mercado. Além disso, a participação de cada membro do grupo dominante é uniforme. Dessa forma, é possível quantificar o percentual dos bancos que dominam o segmento analisado.

A partir dos pressupostos acima, o dual do IHH é definido como a percentagem $d = 1 - \frac{k}{n}$, que representa a

fração dos bancos que não têm participação no mercado. Ou de outra forma, a concentração bancária medida pelo IHH é equivalente a uma concentração bancária, também

42/ Veja ainda Souza (1977).

medida pelo IHH, de uma indústria bancária em que uma fração $1 - d$ dos bancos se apropria de todo o mercado.

O valor de d em função do IHH da série ao qual está relacionado é obtido a partir dos pressupostos assumidos para a construção da série Y .

$$\text{Temos: } Y = \underbrace{\{C, \dots, C\}}_k, \underbrace{\{0, \dots, 0\}}_{n-k}.$$

Então, pelo pressuposto (b):

$$\sum_{i=1}^n y_i = k.C = \sum_{i=1}^n x_i = n.\bar{x} \Rightarrow C = \frac{n.\bar{x}}{k}$$

$$IHH_y = \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{y} \right)^2 = \sum_{i=1}^k \left(\frac{C}{x} \right)^2 = \sum_{i=1}^k \left(\frac{C}{n.\bar{x}} \right)^2 = \sum_{i=1}^k \left(\frac{1}{k} \right)^2 = \frac{1}{k}$$

$$\text{Como, } IHH_x = IHH_y \Rightarrow k = \frac{1}{IHH_x}$$

Portanto, o dual do IHH da série X é

$$d = 1 - \frac{1}{n.IHH_x}.$$

O dual do IHH - d - aumenta quando o IHH aumenta, portanto d é uma função crescente do IHH. Como o IHH varia de $\frac{1}{n}$ a 1, d tem como valor máximo $1 - \frac{1}{n}$. e, portanto, o máximo se aproxima de 1 para um número grande de bancos e como mínimo o valor zero.

Na próxima seção apresentamos os resultados para concentração bancária usando o dual (d) para variáveis importantes como ativos, receitas, entre outras assim como para diferentes modalidades de empréstimos.

4. Concentração bancária no Brasil

Gelos e Roldós (2004) estudam a relação existente entre consolidação e estrutura de mercado para países emergentes. Eles apresentam na Tabela 1 (pág. 130) os IHH para diferentes países emergentes para os anos de 1994 e 2000 para depósitos totais. Em 2000, nessa comparação o Brasil aparece como terceiro colocado, em termos de concentração, perdendo apenas para o México

Tabela 4 – Índice de Hirschman-Herfindahl (IHH)

Variáveis	2001-I	2001-II	2002-I	2002-II	2003-I	2003-II	2004-I
Ativo total	0,072	0,075	0,078	0,088	0,094	0,097	0,090
Depósito à vista	0,147	0,153	0,154	0,160	0,165	0,176	0,186
Depósito a prazo	0,092	0,082	0,081	0,086	0,090	0,089	0,082
Depósito total	0,119	0,112	0,112	0,117	0,120	0,121	0,116
PL ajustado	0,059	0,061	0,061	0,062	0,068	0,071	0,070
Receita total	0,055	0,054	0,051	0,056	0,057	0,073	0,086
Receita de ^{1/}	0,055	0,063	0,060	0,071	0,081	0,091	0,083

1/ intermediação financeira

Tabela 5 – Índice dual (d)

Variáveis	2001-I	2001-II	2002-I	2002-II	2003-I	2003-II	2004-I
Ativo total	0,894	0,893	0,889	0,899	0,905	0,907	0,897
Depósito à vista	0,948	0,947	0,944	0,944	0,946	0,948	0,950
Depósito a prazo	0,916	0,901	0,894	0,897	0,901	0,898	0,887
Depósito total	0,935	0,928	0,923	0,924	0,926	0,925	0,920
PL ajustado	0,871	0,868	0,858	0,855	0,868	0,871	0,868
Receita total	0,860	0,849	0,830	0,839	0,842	0,876	0,893
Receita de ^{1/}	0,860	0,871	0,857	0,874	0,890	0,900	0,889

1/ intermediação financeira

(IHH de 0,136 e 23 bancos) e República Checa (IHH de 0,176 e 42 bancos), com IHH igual a 0,128 (193 bancos).

Logan (2004) apresenta o grau de concentração bancária no Reino Unido para o período de 1989 a 2003. O autor mostra que o IHH para depósitos e empréstimos é de aproximadamente 0,12 e 0,14 em 2003, respectivamente.

Na Tabela 4 são apresentados os IHH, para o Brasil, para as variáveis ativo total, depósito à vista, depósito a prazo, depósito total, patrimônio líquido ajustado, receita total e receita de intermediação financeira. Os resultados estão em conformidade com os obtidos por Logan (2004) para o Reino Unido e Gelos e Roldós (2004).

Um dos problemas de utilizar esses índices para se comparar países consiste no fato de que diferentes países possuem um número bastante variado de bancos. Logo, fica difícil comparar os índices IHH sem a informação adicional do número de bancos de cada país. Isto vale para países em que o número de bancos muda ao longo do tempo. Dada uma mesma estrutura de mercado o IHH pode mudar simplesmente porque mudou o número de bancos que existe na economia, o que poderia levar erroneamente a concluir que a estrutura bancária se alterou nesse período⁴³.

Para resolver o problema citado anteriormente calculamos o índice d. Comparando o índice IHH, apresentado na Tabela 4, com o índice d, apresentado na Tabela 5, pode-se observar que o índice dual permite uma leitura mais clara a respeito da concentração bancária. O complementar 1-d, o qual pode ser obtido a partir da Tabela 5, nos fornece o percentual dos bancos que dominam o

Tabela 6 – Índice de Hirschman-Herfindahl (IHH) para modalidades de crédito

Modalidades	2001-I	2001-II	2002-I	2002-II	2003-I	2003-II	2004-I
<i>Hot money</i>	0,152	0,110	0,114	0,115	0,142	0,153	0,141
Desconto de duplicatas	0,116	0,119	0,140	0,152	0,178	0,193	0,276
Desconto de notas promissórias	0,280	0,204	0,386	0,334	0,294	0,207	0,220
Capital giro	0,079	0,071	0,076	0,081	0,087	0,083	0,079
Conta garantida	0,084	0,089	0,097	0,104	0,112	0,118	0,128
Aquisição de bens – Pessoa jurídica	0,193	0,181	0,221	0,196	0,181	0,190	0,195
<i>Vendor</i>	0,134	0,135	0,156	0,136	0,170	0,178	0,160
Cheque especial	0,117	0,121	0,122	0,125	0,129	0,134	0,133
Crédito pessoal	0,115	0,118	0,117	0,102	0,098	0,103	0,105
Aquisição de veículos	0,126	0,121	0,146	0,145	0,145	0,156	0,149
Aquisição de bens – Pessoa física	0,112	0,118	0,116	0,136	0,134	0,144	0,159

43/ Pela Tabela 1, fica claro que isso influencia o caso brasileiro.

Tabela 7 – Índice dual (d) para modalidades de crédito

Modalidades	2001-I	2001-II	2002-I	2002-II	2003-I	2003-II	2004-I
<i>Hot money</i>	0,943	0,919	0,918	0,916	0,932	0,936	0,924
Desconto de duplicatas	0,925	0,925	0,933	0,937	0,946	0,949	0,961
Desconto de notas promissórias	0,969	0,956	0,976	0,971	0,967	0,953	0,952
Capital giro	0,890	0,874	0,877	0,881	0,889	0,882	0,865
Conta garantida	0,897	0,900	0,904	0,908	0,914	0,917	0,917
Aquisição de bens – Pessoa jurídica	0,955	0,951	0,958	0,951	0,947	0,948	0,945
<i>Vendor</i>	0,935	0,934	0,940	0,929	0,943	0,945	0,934
Cheque especial	0,926	0,926	0,924	0,923	0,926	0,927	0,920
Crédito pessoal	0,925	0,924	0,920	0,906	0,902	0,905	0,899
Aquisição de veículos	0,931	0,926	0,936	0,934	0,934	0,937	0,928
Aquisição de bens – Pessoa física	0,922	0,925	0,919	0,929	0,928	0,932	0,933

mercado. Como podemos ver, para o primeiro semestre de 2004 temos que 10,3% dos bancos eram responsáveis por 100% dos ativos totais, isto é, 11 bancos são responsáveis por 100% dos ativos totais. No caso de depósitos à vista apenas 5% dos bancos respondem pelo total de depósitos à vista, para o mesmo período.

Uma variável importante diz respeito aos empréstimos efetuados pelo sistema bancário. O grau de concentração dos empréstimos foi calculado para as diferentes modalidades de crédito.

A Tabela 6 apresenta o IHH para diferentes modalidades de crédito, enquanto a Tabela 7 apresenta o índice d. Pela Tabela 7 pode-se perceber que para algumas modalidades de crédito menos de 5% dos bancos respondem pelo total de concessões. No caso de cheque especial o IHH salta de 0,117 para 0,133, do primeiro semestre de 2001 ao primeiro semestre de 2004, o que pode levar a uma percepção de que a concentração aumentou ligeiramente. Contudo, pelo dual a concentração caiu de 0,926 para 0,92, no mesmo período. Isto ocorre, porque o número de bancos caiu de 131 para 109 e o IHH não leva em consideração esta informação.

Em vários trabalhos o índice de concentração é uma variável que vem sendo utilizada para se testar hipóteses se a concentração bancária está correlacionada com estabilidade financeira. A maioria dos trabalhos utiliza o IHH ou a participação de mercado dos 3 maiores bancos. Conforme já foi discutido, esses indicadores não trazem informação suficiente sobre a estrutura bancária. Ainda, o IHH para diferentes países não é comparável, pois a quantidade de bancos em cada país é bastante variável. Portanto, a medida ideal para se calcular o grau de concentração bancária é o d ou (1-d).

É importante notar que as medidas de concentração bancária não necessariamente guardam uma correlação biunívoca com competitividade no setor bancário. Recentemente, Alencar e Nakane (2004) argumentam que mesmo no caso de que o sistema bancário brasileiro exerça algum poder de mercado, isso não necessariamente levou à formação de cartéis (prejudicando a concorrência).

Na próxima seção, testaremos a hipótese de que as taxas de juros estão correlacionadas ao nível de concentração, medido pelo dual (d), controlando para variáveis de risco e macroeconômicas.

5. Testando a relação preço-concentração

Tonooka e Koyama (2003) avaliam a relação preço-concentração na indústria bancária brasileira e concluem que essa relação não é estatisticamente significativa, o que implica que eventuais medidas no sentido de reduzir o grau de concentração podem não levar a redução das taxas de juros bancárias domésticas⁴⁴.

Peria e Mody (2004) avaliam o caso da América Latina (Argentina, Chile, Colômbia, México e Peru) e concluem que a concentração bancária é direta e positivamente relacionada a maiores *spreads* e custos bancários. Esse resultado também foi obtido parcialmente por Demirguç-Kunt et al. (2004) ao avaliar 1400 bancos de 72 países, considerando as características individuais dos bancos. Contudo, ao controlar para impedimentos regulatórios à competição e inflação os resultados previamente mencionados não são robustos.

Um dos problemas desses estudos consiste no fato de que em sua grande maioria utilizam o IHH ou a participação dos três maiores bancos como medidas de concentração. O problema dessas medidas é que são compatíveis com várias estruturas de mercado⁴⁵. Dessa forma, mais pesquisa é necessária para se determinar se os *spreads* bancários são relacionados à concentração.

44/ O trabalho não leva em consideração a dimensão geográfica que pode ser importante para se determinar essa relação. Em certas regiões, é bem possível que o poder de mercado de certos bancos seja bem maior e essa relação poderia encontrar maior significância.

45/ Pode-se ter, por exemplo, duas economias distintas com mesmo IHH=0,10: uma com dez bancos com participação uniforme no mercado e portanto, não concentrada, e outra com mil bancos onde há forte concentração.

5.1 Modelo de dados de painel

Foi estimado um modelo em dados de painel para estudar a relação entre taxas de juros e índice de concentração bancária, para diferentes modalidades de empréstimos. O modelo é semelhante ao estimado por Berger e Hannan (1989).

Duas variáveis buscam capturar a concentração do sistema bancário para cada modalidade de empréstimo. De um lado, está a participação de mercado de cada banco em cada segmento. Esta participação denota o poder de mercado que os bancos podem ter em função da sua participação relativa. De outro lado, está a concentração bancária daquela modalidade de empréstimo calculada através do d (Dual-IHH).

A equação reduzida abaixo foi estimada para cada modalidade de empréstimo:

$$Juros_{i,t} = \mu_i + \beta' Fund_{i,t-1} + \gamma_1 Part_{i,t} + \gamma_2 Conc_t + \varphi' Macro_t + \delta_1 Prazo_{i,t} + \delta_2 Volume_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$. N é o número de bancos em cada modalidade de empréstimo. O painel é não-balanceado e portanto, T que corresponde ao número de observações por banco, varia de instituição para instituição.

A variável $Juros_{i,t}$ representa os juros cobrados pelo banco i no instante t . Um vetor de fundamentos dos bancos ($Fund_{i,t-1}$) foi adicionado com uma defasagem. O termo μ_i captura os efeitos fixos dos bancos. A variável $Part_{i,t}$ corresponde à participação de cada banco na modalidade de empréstimo enquanto a variável $Conc_t$ é calculada pelo índice de concentração naquela modalidade. Finalmente, um vetor de variáveis macroeconômicas foi adicionado para controlar para efeitos macroeconômicos sobre as taxas de juros (IPCA e crescimento do PIB). As variáveis prazo e volume buscam controlar para os efeitos da maturidade dos empréstimos, assim como para as magnitudes dos valores emprestados.

O interesse deste artigo recai sobre o estudo dos coeficientes γ_1 e γ_2 . Se a participação de mercado não explica as altas taxas de juros encontradas no mercado bancário brasileiro, então não se deveria rejeitar a hipótese nula de que $\gamma_1 = 0$. Por outro lado, se a concentração bancária é maior, os bancos deveriam ter maior poder de mercado para estabelecer as taxas de juros. Se esta premissa não é verdadeira dever-se-ia poder aceitar a hipótese de que $\gamma_2 = 0$.

Tabela 8 – Resposta de taxas de juros à participação e concentração bancária – pessoa jurídica

Variáveis Explicativas	Hot money		Desconto de duplicatas		Desc.notas promissórias		Capital de giro	
	Between	Within	Between	Within	Between	Within	Between	Within
Constante	-5,143*	-5,494*	0,824	0,850	-0,650	-0,820	-1,681*	-1,595*
	(1,478)	(1,504)	(0,638)	(0,653)	(1,067)	(1,143)	(0,494)	(0,498)
Adequabilidade de capital(-1)	0,177	0,155	-0,010	-0,006	-0,001	0,004	1,1E-4	0,002
	(0,195)	(0,226)	(0,029)	(0,030)	(0,014)	(0,014)	(0,008)	(0,008)
Qualidade de ativos(-1)	-0,149	3,276***	0,462	3,280	-1,683***	3,459	0,028	1,928*
	(0,415)	(1,788)	(0,479)	(3,971)	(0,602)	(6,892)	(0,172)	(0,632)
Administração(-1)	-0,085	-0,103	-0,096*	-0,087	-0,123*	-0,099	0,015	-0,013
	(0,068)	(0,073)	(0,055)	(0,059)	(0,063)	(0,070)	(0,026)	(0,028)
Lucratividade(-1)	0,852	0,752	0,079	0,066	-0,093	-0,382	-0,034	-0,028
	(0,639)	(0,700)	(0,192)	(0,195)	(0,442)	(0,601)	(0,112)	(0,113)
Liquidez(-1)	0,139	0,382**	-0,171*	-0,130	-0,153	0,125	-0,136*	-0,059
	(0,156)	(0,191)	(0,074)	(0,092)	(0,099)	(0,159)	(0,040)	(0,047)
Concentração	6,096*	6,185*	-0,248	-0,422	1,460	1,290	2,511*	2,295*
	(1,588)	(1,625)	(0,690)	(0,713)	(1,119)	(1,138)	(0,566)	(0,570)
Participação	-1,008	-0,646	-1,343	-1,153	0,069	-0,022	2,292	1,896
	(1,881)	(1,890)	(1,534)	(1,735)	(0,302)	(0,332)	(1,920)	(1,956)
Prazo	-5,0E-4	1,3E-4	-7,9E-4	-2,3E-4	-2,3E-4	-2,1E-4	-3,6E-5**	-2,6E-5
	(0,002)	(0,002)	(5,9E-4)	(7,1E-4)	(4,4E-4)	(5,3E-4)	(1,8E-5)	(1,8E-5)
Volume	2,7E-6	2,8E-6	1,5E-7	1,5E-7	-7,9E-7	-7,9E-7	-2,4E-7	-2,1E-7
	(5,6E-6)	(5,7E-6)	(2,2E-7)	(2,3E-7)	(6,3E-7)	(6,9E-7)	(1,7E-7)	(1,7E-7)
IPCA	0,837	1,121**	1,167*	1,170*	-0,052	-0,004	0,210	0,275*
	(0,537)	(0,547)	(0,292)	(0,293)	(0,490)	(0,497)	(0,163)	(0,164)
PIB	-1,190	-1,136***	-0,909**	-0,984**	-1,911*	-2,134*	-0,992*	-1,087*
	(0,599)	(0,604)	(0,403)	(0,406)	(0,552)	(0,566)	(0,206)	(0,208)
R ² ajustado	0,173	0,850	0,162	0,728	0,188	0,665	0,195	0,846
Teste F – Efeitos fixos	-	19,997*	-	11,433*	-	5,170*	-	20,462*
Teste de Haussman	18,133***	-	4,279	-	15,741	-	38,217*	-
Teste F – Fundamentos	1,144	2,089***	1,959***	1,129	3,395*	0,599	2,398**	2,226***
Teste F – Participação e concentração	7,374*	7,297*	0,409	0,353	0,852	0,672	9,908*	8,135*
Número de bancos	44	-	72	-	33	-	85	-
Número de observações	178	-	328	-	149	-	415	-

*, **, *** indicam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os desvios padrão são dados entre parênteses.

Os resultados das regressões entre (*between*) e dentro (*within*) são apresentados. Os estimadores *between* são obtidos estimando a média das taxas de juros de cada banco sobre os valores médios das variáveis explicativas. Os estimadores *within* (ou de efeitos fixos) enfocam a variação das taxas de juros no tempo, usando os desvios da média de cada banco.

Em todas as estimações são apresentados os testes F de significância conjunta dos fundamentos dos bancos (variáveis CAMEL), dos efeitos fixos (quando regressão *within*), das variáveis de concentração e participação conjuntamente.

5.2 Resultados empíricos

A Tabela 8 apresenta a resposta das taxas de juros à participação e concentração bancária (medida pelo dual d). Apenas o índice dual de concentração é significativo para as variáveis *hot money* e capital de giro e com sinal positivo. Não é possível rejeitar a significância conjunta dessas das medidas de concentração. No caso do *hot money* e capital de giro rejeitou-se a hipótese nula de que os efeitos são aleatórios (*between*) e aceitou-se o modelo de efeitos fixos (*within*). Em ambos os casos, os efeitos fixos não são redundantes como pode-se perceber pelo teste F de efeitos fixos e portanto, se rejeita essa hipótese ao nível de significância de 1%. Ainda, o teste F para os fundamentos

Tabela 9 – Resposta de taxas de juros à participação e concentração bancária – pessoa jurídica

Variáveis Explicativas	Conta garantida		Aquisição de bens		Vendedor	
	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>
Constante	-1,275 (0,810)	-1,140 (0,819)	1,286 (1,018)	1,142 (1,078)	-4,571* (0,846)	-4,500* (0,884)
Adequabilidade de capital(-1)	0,216* (0,047)	0,190* (0,050)	0,224* (0,071)	0,439* (0,110)	-0,054 (0,098)	-0,089 (0,113)
Qualidade de ativos(-1)	0,486 (0,336)	1,361 (1,248)	1,983** (0,961)	0,951 (3,559)	-0,138 (0,567)	-0,571 (2,691)
Administração(-1)	-0,041 (0,045)	-0,062 (0,047)	-0,084*** (0,049)	-0,091*** (0,052)	-0,009 (0,024)	-0,011 (0,026)
Lucratividade(-1)	-0,391** (0,160)	-0,325* (0,161)	-0,275 (0,248)	-0,271 (0,253)	0,577*** (0,301)	0,405 (0,307)
Liquidez(-1)	-0,128** (0,064)	-0,145* (0,069)	-0,110*** (0,066)	-0,082 (0,083)	-0,016 (0,049)	-0,026 (0,068)
Concentração	1,988** (0,892)	1,821* (0,907)	-0,975 (1,063)	-0,835 (1,098)	5,193* (0,894)	5,140* (0,924)
Participação	0,954 (1,527)	0,129 (1,687)	0,241 (0,343)	0,144 (0,563)	-0,691 (0,619)	-0,500 (0,646)
Prazo	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	-1,6E-4** (6,3E-5)	-1,9E-4* (6,8E-5)	7,4E-5 (6,7E-5)	7,8E-5 (7,0E-5)
Volume	-3,2E-8 (1,3E-7)	1,6E-9 (1,3E-7)	-2,3E-7* (8,6E-8)	-2,6E-7* (8,8E-8)	5,0E-8 (9,8E-8)	5,7E-8 (9,9E-8)
IPCA	-0,184 (0,230)	-0,162 (0,232)	0,966* (0,202)	1,002* (0,203)	1,425* (0,219)	1,364* (0,225)
PIB	-1,615* (0,315)	-1,537* (0,317)	-0,612** (0,253)	-0,547** (0,258)	-0,801* (0,223)	-0,833* (0,228)
R ² ajustado	0,122	0,907	0,327	0,824	0,516	0,826
Teste F – Efeitos fixos	-	41,299*	-	18,069*	-	12,587*
Teste de Hausman	17,238	-	14,814	-	14,294	-
Teste F – Fundamentos	5,852*	4,714*	3,866*	4,274*	0,875	0,508
Teste F – Participação e concentração	2,502***	2,054	0,566	0,317	16,899*	15,484*
Número de bancos	73	-	45	-	40	-
Número de observações	374	-	195	-	171	-

*, **, *** indicam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os desvios padrão são dados entre parênteses.

Tabela 10 – Resposta de taxas de juros à participação e concentração bancária – Pessoa física

Variáveis Explicativas	Cheque especial		Crédito pessoal		Aquisição de veículos		Aquisição de bens	
	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>
Constante	-7,701 (6,781)	-7,578 (6,930)	7,166* (2,179)	6,370* (2,242)	-2,926* (1,053)	-3,056* (1,085)	-0,219 (1,758)	-0,241 (1,784)
Adequabilidade de capital(-1)	0,090 (0,112)	0,103 (0,117)	0,092 (0,263)	0,293 (0,320)	0,201** (0,100)	0,353* (0,122)	0,097 (0,167)	0,190 (0,208)
Qualidade de ativos(-1)	2,182 (1,354)	0,114 (7,648)	-0,402 (0,963)	3,540 (3,524)	2,129** (1,060)	-0,062 (3,486)	3,486* (1,461)	1,331 (4,665)
Administração(-1)	0,074 (0,108)	0,106 (0,110)	-0,340* (0,070)	-0,318* (0,072)	0,022 (0,050)	0,033 (0,051)	-0,071 (0,087)	-0,054 (0,090)
Lucratividade(-1)	-0,317 (0,321)	-0,303 (0,324)	2,392*** (1,279)	2,413*** (1,315)	-0,220 (0,256)	-0,224 (0,258)	-0,086 (0,658)	-0,012 (0,668)
Liquidez(-1)	-0,308*** (0,179)	-0,420* (0,199)	-0,295 (0,222)	-0,140 (0,253)	-0,263* (0,071)	-0,258* (0,076)	-0,063 (0,123)	-0,003 (0,141)
Concentração	9,690 (7,323)	9,798 (7,425)	-6,421* (2,339)	-5,843** (2,384)	3,714* (1,126)	3,902* (1,137)	0,874 (1,903)	0,922 (1,922)
Participação	0,246 (3,516)	-5,329 (4,829)	-1,025 (3,415)	-5,323 (4,798)	0,023 (0,550)	0,019 (0,593)	-0,748 (1,523)	-0,637 (1,625)
Prazo	-0,002 (0,004)	-9,5E-04 (3,7E-03)	-8,2E-04* (2,8E-04)	5,3E-04*** (3,1E-04)	-1,1E-04 (6,8E-05)	-7,7E-05 (7,1E-05)	-9,3E-05 (9,8E-05)	-6,6E-05 (1,0E-04)
Volume	1,7E-07 (3,3E-07)	2,7E-07 (3,4E-07)	-4,3E-08 (1,1E-07)	-5,9E-08 (1,1E-07)	-2,8E-08*** (1,7E-08)	3,0E-08*** (1,7E-08)	1,2E-07 (3,2E-07)	1,2E-07 (3,3E-07)
IPCA	1,364** (0,657)	1,312** (0,660)	-0,733 (0,944)	-0,530 (0,952)	1,489* (0,195)	1,540* (0,197)	0,365 (0,368)	0,386 (0,369)
PIB	-1,892*** (0,967)	-1,797*** (0,972)	-2,284** (1,136)	-2,417** (1,139)	-1,271* (0,271)	-1,287* (0,272)	-1,574* (0,479)	-1,638* (0,483)
R ² ajustado	0,095	0,881	0,089	0,825	0,468	0,959	0,121	0,898
Teste F - Efeitos fixos	-	33,159*	-	19,920*	-	68,521*	-	31,947*
Teste de Hausman	15,353	-	14,411	-	17,230	-	15,321	-
Teste F - Fundamentos	1,337	1,175	5,637*	5,265*	4,750*	4,551*	1,363	0,267
Teste F-Participação e concentração	0,948	1,241	4,157**	3,857**	5,553*	6,014*	0,368	0,312
Número de bancos	60	-	80	-	46	-	48	-
Número de observações	304	-	418	-	206	-	213	-

*, **, *** indicam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os desvios padrão são dados entre parênteses.

sugere que os mesmos têm poder explicativo para os níveis de taxas de juros. Este último ponto sugere que, além da concentração, considerações de eficiência também impactam os custos de empréstimos, refletindo-se sobre essas taxas de juros.

Na modalidade desconto de duplicatas e desconto de notas promissórias, ainda na Tabela 8, observa-se que não existe relação entre concentração e as taxas de juros, mas os fundamentos são conjuntamente significantes. Pelo teste de Hausman, nesses casos a especificação correta seria de efeitos aleatórios.

A Tabela 9 apresenta as respostas de taxas de juros de pessoa jurídica à concentração e participação de mercado. Nesse caso, medidas de concentração estão diretamente

Tabela 11 – Resposta de taxas de juros à participação e concentração bancária – pessoa jurídica

Variáveis Explicativas	Hot money		Desconto de duplicatas		Desconto notas promissórias		Capital de giro	
	Between	Within	Between	Within	Between	Within	Between	Within
Constante	2,343** (1,122)	1,803 (1,153)	0,956 (0,738)	0,907 (0,753)	0,608 (1,877)	-0,396 (2,022)	1,373** (0,604)	1,283** (0,605)
Adequabilidade de capital(-1)	0,193 (0,203)	0,183 (0,236)	-0,011 (0,029)	-0,006 (0,030)	-0,004 (0,014)	0,001 (0,014)	-0,002 (0,008)	0,000 (0,008)
Qualidade de ativos(-1)	-0,077 (0,435)	4,106** (1,831)	0,442 (0,478)	2,953 (3,916)	-1,673* (0,592)	1,481 (7,025)	0,015 (0,178)	1,964* (0,647)
Administração(-1)	-0,158** (0,069)	-0,194* (0,074)	-0,096*** (0,054)	-0,090 (0,057)	-0,127* (0,063)	-0,094 (0,070)	-0,017 (0,026)	-0,045*** (0,027)
Lucratividade(-1)	0,660 (0,667)	0,527 (0,729)	0,074 (0,191)	0,068 (0,195)	-0,066 (0,440)	-0,390 (0,594)	-0,046 (0,114)	-0,034 (0,116)
Liquidez(-1)	0,110 (0,162)	0,344 (0,199)	-0,170** (0,074)	-0,129 (0,091)	-0,137 (0,098)	0,152 (0,161)	-0,139* (0,041)	-0,059 (0,047)
Concentração(-1)	-1,942 (1,179)	-1,672 (1,201)	-0,416 (0,796)	-0,483 (0,811)	0,122 (1,961)	0,914 (2,026)	-0,974 (0,677)	-0,994 (0,679)
Participação(-1)	-0,120 (0,544)	-0,050 (0,673)	-0,318 (0,380)	0,053 (0,564)	-0,193 (0,148)	-0,178 (0,196)	-0,214 (0,387)	-0,004 (0,564)
IPCA	-0,397 (0,575)	-0,023 (0,592)	1,131* (0,289)	1,141* (0,290)	0,116 (0,637)	-0,064 (0,656)	0,283 (0,182)	0,327*** (0,183)
PIB	-2,004* (0,629)	-1,871* (0,636)	-0,928** (0,393)	-1,001** (0,397)	-1,776* (0,616)	-1,931* (0,629)	-1,475* (0,231)	-1,556* (0,233)
R ² ajustado	0,127	0,837	0,161	0,730	0,178	0,660	0,159	0,840
Teste F – Efeitos fixos	-	19,256*	-	11,838*	-	5,131*	-	20,675*
Teste de Hausman	13,723	-	3,663	-	13,870	-	31,844*	-
Teste F – Fundamentos	2,493**	3,898*	7,800*	7,374*	4,281*	2,104***	19,370*	19,098*
Teste F – Participação e concentração	1,408	0,985	0,527	0,178	0,857	0,511	1,210	1,073
Número de bancos	44	-	72	-	33	-	85	-
Número de observações	178	-	328	-	149	-	415	-

*, **, *** indicam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os desvios padrão são dados entre parênteses.

relacionadas às taxas de juros praticadas no mercado. As variáveis de fundamentos só não são significantes para a modalidade de *vendor*.

A Tabela 10 apresenta a resposta de taxas de juros de pessoa física à concentração e participação de mercado. Apenas nas modalidades de crédito pessoal e aquisição de veículos, o teste F mostra que existe significância conjunta dessas variáveis. Contudo, no caso de crédito pessoal a relação é inversa. Os coeficientes do índice *d* são negativos e significantes. Uma explicação para esse resultado pode se dever ao fato de que grandes bancos têm economias de escala.

Um dos problemas com os resultados obtidos até o presente momento consiste em que é difícil estabelecer a priori se a concentração é de fato uma variável exógena, que pode entrar como variável explicativa para taxas de juros no instante *t*.

Evans et al. (1993) argumentam que as taxas de juros praticadas em determinados mercados podem afetar as decisões de entrada e saída desse mercado, e por conseguinte, afetar a própria estrutura de mercado. Dessa forma, seria necessário realizar um teste de robustez para se avaliar se os resultados permanecem os mesmos buscando controlar para uma possível endogeneidade das variáveis de concentração e participação. Para realizar isto as variáveis de participação e concentração entram defasadas em um período nas regressões e as Tabelas 11, 12 e 13 mostram os resultados obtidos.

Como podemos observar pela Tabela 11, a relação entre concentração e participação e taxas de juros para pessoa jurídica não se mantém sob esta especificação. Na Tabela 12 um resultado semelhante foi obtido. Pelo Teste de Hausman a melhor especificação para as modalidades conta garantida, aquisição de bens e *vendor* é o modelo

Tabela 12 – Resposta de taxas de juros à participação e concentração bancária – pessoa jurídica

Variáveis explicativas	Conta garantida		Aquisição de bens		Vendor	
	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>
Constante	-0,948 (0,739)	-0,861 (0,745)	4,234** (1,917)	3,955** (1,991)	0,421 (1,030)	0,427 (1,061)
Adequabilidade de capital(-1)	0,214* (0,047)	0,189* (0,049)	0,210* (0,072)	0,407* (0,112)	-0,097 (0,105)	-0,185 (0,128)
Qualidade de ativos(-1)	0,479 (0,332)	1,380 (1,246)	1,920** (0,967)	1,505 (3,581)	-0,229 (0,550)	-2,063 (2,984)
Administração(-1)	-0,046 (0,044)	-0,064 (0,046)	-0,036 (0,054)	-0,046 (0,058)	-0,075* (0,024)	-0,082** (0,026)
Lucratividade(-1)	-0,403** (0,159)	-0,337** (0,161)	-0,311 (0,257)	-0,299 (0,263)	0,767** (0,335)	0,539 (0,343)
Liquidez(-1)	-0,124*** (0,064)	-0,144** (0,069)	-0,125*** (0,068)	-0,108 (0,086)	-0,015 (0,051)	-0,011 (0,075)
Concentração(-1)	1,677** (0,821)	1,579*** (0,835)	-4,117** (2,018)	-3,860*** (2,078)	-0,088 (1,105)	-0,027 (1,135)
Participação(-1)	0,339 (0,579)	-0,353 (0,755)	-0,330 (0,257)	-0,295 (0,515)	-0,342** (0,150)	-0,027 (0,223)
IPCA	-0,150 (0,229)	-0,137 (0,231)	1,575* (0,321)	1,591* (0,328)	0,574* (0,180)	0,497* (0,183)
PIB	-1,634* (0,327)	-1,547* (0,329)	-0,909* (0,262)	-0,855* (0,266)	-1,166* (0,339)	-1,209* (0,349)
R ² ajustado	0,120	0,907	0,299	0,810	0,418	0,782
Teste F – Efeitos fixos	-	41,533*	-	16,685*	-	10,006*
Teste de Hausman	18,683**	-	7,361***	-	17,491**	-
Teste F – Fundamentos	7,363*	6,670*	8,498*	7,320*	7,876*	6,511*
Teste F – Participação e concentração	2,352***	1,829	2,840***	1,802	2,607***	0,007
Número de bancos	73	-	42	-	40	-
Número de observações	374	-	195	-	171	-

*, **, *** indicam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os desvios padrão são dados entre parênteses.

Tabela 13 – Resposta de taxas de juros à participação e concentração bancária – pessoa física

Variáveis Explicativas	Cheque especial		Crédito pessoal		Aquisição de veículos		Aquisição de bens	
	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>
Constante	48,349*	52,648*	5,224*	4,848*	5,241*	5,352*	-1,867	-1,841
	(16,255)	(16,400)	(1,810)	(1,846)	(1,217)	(1,222)	(2,094)	(2,123)
Adequabilidade de capital(-1)	0,096	0,111	0,174	0,336	0,180***	0,285**	0,113	0,205
	(0,109)	(0,115)	(0,271)	(0,322)	(0,102)	(0,121)	(0,167)	(0,205)
Qualidade de ativos(-1)	2,232***	0,511	-0,424	3,109	2,063***	-0,148	3,701**	2,680
	(1,335)	(7,466)	(1,048)	(3,529)	(1,166)	(3,476)	(1,508)	(5,100)
Administração(-1)	0,157	0,214***	-0,336*	-0,314*	-0,023	-0,015	-0,034	-0,022
	(0,111)	(0,113)	(0,071)	(0,073)	(0,047)	(0,048)	(0,089)	(0,092)
Lucratividade(-1)	-0,327	-0,352	2,182***	2,189***	-0,295	-0,295	-0,150	-0,092
	(0,312)	(0,316)	(1,285)	(1,313)	(0,257)	(0,259)	(0,658)	(0,669)
Liquidez(-1)	-0,378**	-0,498**	-0,316	-0,170	-0,257*	-0,254*	-0,074	-0,027
	(0,177)	(0,196)	(0,226)	(0,253)	(0,072)	(0,076)	(0,123)	(0,140)
Concentração(-1)	-50,782*	-55,198*	-4,571**	-4,424**	-5,117*	-5,165*	2,624	2,585
	(17,516)	(17,697)	(1,971)	(1,991)	(1,313)	(1,320)	(2,262)	(2,298)
Participação(-1)	2,330	-0,947	-0,649	-0,319	-0,719**	-0,687***	-0,360	-0,310
	(1,502)	(3,209)	(2,156)	(3,971)	(0,328)	(0,365)	(0,367)	(0,442)
IPCA	-1,092	-1,305	0,805	0,841	2,113*	2,145*	0,709	0,723***
	(0,914)	(0,920)	(0,859)	(0,861)	(0,226)	(0,227)	(0,430)	(0,434)
PIB	-1,502***	-1,318	-1,707	-1,904***	-0,801*	-0,801*	-1,454*	-1,508*
	(0,828)	(0,834)	(1,055)	(1,060)	(0,246)	(0,247)	(0,449)	(0,453)
R ² ajustado	0,122	0,885	0,076	0,823	0,473	0,959	0,129	0,900
Teste F - Efeitos fixos	-	34,583*	-	23,179*	-	81,612*	-	33,462*
Teste de Haussman	12,897	-	5,918	-	7,302	-	9,529	-
Teste F - Fundamentos	2,828**	2,707**	2,353**	2,168***	34,247*	34,001*	4,945*	3,976*
Teste F-Participação e concentração	5,444*	4,892*	2,711***	2,470***	11,514*	10,958*	1,028	0,802
Número de bancos	60	-	80	-	46	-	48	-
Número de observações	304	-	418	-	206	-	213	-

*, **, *** indicam nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os desvios padrão são dados entre parênteses.

de efeitos fixos. Para esta especificação a variável concentração é significativa ao nível de 10% para as contas garantidas e *vendor*, com sinal positivo para a primeira e negativo para a segunda.

A Tabela 13 mostra que existe uma forte relação entre concentração bancária e o nível das taxas de juros praticadas para modalidades de pessoa física. A relação é não apenas significativa, mas também é negativa para as modalidades de cheque especial, crédito pessoal e aquisição de veículos, o que está em linha com a hipótese de que economias de escala podem estar operando nesses segmentos. Vale dizer, taxas mais baixas podem ser compensadas por grandes volumes de concessão de crédito.

6. Considerações finais

Neste artigo apresentou-se uma medida de concentração mais informativa que o índice de Hirschmann-Herfindahl (IHH), que tem uma interpretação direta e pode ser utilizado como medida de concentração bancária e permite comparações diretas no tempo e entre países. Esta medida foi desenvolvida com base na teoria da dualidade.

A maior contribuição deste artigo consiste em apresentar esta nova medida de concentração bancária e mostrar a sua utilidade. Ainda, mostra-se que as medidas usuais com IHH não são comparáveis dificultando comparações entre países e mesmo para se avaliar a evolução do setor bancário doméstico se o número de bancos variar significativamente. Dessa forma, o artigo apresenta uma contribuição original que pode auxiliar a pesquisa na literatura bancária e pode ser usada em diversas aplicações. Estudos que relacionam diretamente estabilidade financeira e concentração bancária devem utilizar a medida proposta neste artigo. Ainda, estudos que efetuem comparações entre países devem utilizar o dual do IHH pois essa medida de concentração bancária é diretamente comparável, enquanto isso não vale para o índice IHH (comumente utilizado na literatura).

Um modelo de dados de painel foi estimado para se testar a relação preço-concentração. Os resultados mostram que para pessoa jurídica as modalidades de empréstimos conta garantida e aquisição de bens guardam relação estatisticamente significativa com a concentração bancária.

Para pessoa física, nas modalidades de empréstimos, para cheque especial, crédito pessoal e aquisição de veículos temos uma relação estatisticamente significativa e negativa entre concentração bancária (medida pelo dual de IHH) e taxas de juros praticadas.

Dessa forma, as conclusões deste trabalho apontam que não existem evidências de que a concentração bancária leva a práticas anticompetitivas e explique os altos *spreads* bancários praticados no Brasil. Outras variáveis podem ser incluídas em futuras pesquisas para entender melhor esta relação.

Referências bibliográficas

ALENCAR, L. S. de e Nakane, M.I., (2004), **Bank Competition, Agency Costs and the Performance of the Monetary Policy**, Working Papers Series do Banco Central do Brasil, 81.

ALLEN, F., e GALE, D., (2001), **Comparing Financial Systems**, Cambridge, MA: MIT press.

_____, (2004), **Competition and Financial Stability**, Journal of Money, Credit and Banking 36, 453-480.

AMEL, D., Barnes, C., Panetta, F., e Salleo, C., (2004), **Consolidation and efficiency in the financial sector: A review of the international evidence**, Journal of Banking and Finance 28, 2493-2519.

BECK, T., Demirguc-Kunt, A., e Levine, R., (2003), **Bank Concentration and crisis**, NBER Working Paper 9921.

BERGER, A. N., e Hannan, T.H., (1989), **The price-concentration relationship in banking**, The Review of Economics and Statistics 71, 2, 291-299.

CARLETTI, E., e Hartmann, P, (2002), **Competition and stability: what's special about banking**, In **Monetary History, exchange Rates and financial markets: Essays in honor of Charles Goodhart**, editado por Paul Mizen, Cheltenham, UK: Edward Elger.

DEMIRGUÇ-KUNT, Laeven, L., e Levine, R., (2004), **Regulations, market structure, institutions, and the cost of financial intermediation**, Journal of Money, Credit, and Banking 36, 593-622.

EVANS, W.N., Froeb, L.M., e Werden, G.J., (1993), **Endogeneity in the concentration-price relationship: causes, consequences and cures**, The Journal of Industrial Economics XLI, 4, 431-438.

GROCHULSKI, B. e Kareken, J. (2004) **Allen and Gale on risk-taking and competition in banking**, Finance Research Letters 1, 236-240.

GROUP OF TEN. (2001), **Consolidation in the Financial Sector**. Janeiro, 450 pp.

GELOS, R. G and Roldós, J. (2004) **Consolidation and market structure in emerging market banking systems** - Emerging Markets Review 5 - 39-59

LOGAN, A., (2004) **Banking Concentration**, Financial Stability Review June.

NAKANE, M. I. (2001) **A Test of Competition in Brazilian Banking**, Working Papers Series do Banco Central do Brasil, 12.

NISSAM, E. (2004) **Comparing bank concentration across developing and developed countries** - 15

PERIA, M. S. M., e Mody, A., (2004), **How foreign participation and market concentration impact bank spreads: evidence from Latin America**, Journal of money, Credit, and Banking 36, 512-537.

ROCHA, Fernando A. S. (2001) **Evolução da Concentração Bancária no Brasil** - Banco Central do Brasil - Notas Técnicas

SOUZA, Jorge de (1977): **Estatística Econômica e Social**, Editora Campus.

_____, Jorge de e Penalosa, R. de Souza (2005), **Estatística Exploratória**, mimeo, Departamento de Economia da UnB.

TONOOKA, E. K., e Koyama, S. M., (2003), **Taxa de juros e concentração bancária no Brasil**, Working Papers Series do Banco Central do Brasil, 62.

VALVERDE, S. C., HUMPHERY, D. B. e FERNANDES, F. R. (2003) **Bank deregulation is better than mergers** - Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 13, 429 - 449.

Validação de Modelos Internos no Brasil: Análise de Metodologias de *Backtest* de VaR

Alan Cosme Rodrigues da Silva⁴⁶
Claudio Henrique da Silveira Barbedo⁴⁷
Gustavo Silva Araújo⁴⁸
Myrian Beatriz Eiras das Neves⁴⁹

Resumo

Este trabalho se propõe a analisar diversas metodologias de *backtest* de VaR, focando em aspectos tais como adequação a mercados voláteis e limitação de conjunto de dados. Analisa-se, sob a ótica do órgão regulador, testes complementares ao critério proposto pelo Comitê de Basileia, utilizando carteiras com dados reais e simulados. Os resultados indicam que os testes baseados em frequência de falhas são inadequados para pequenas amostras e, mesmo para amostra de mil observações, estes testes apresentam fraco desempenho para valores em risco de baixos percentis. Os testes que se baseiam na aderência do modelo de VaR à distribuição dos retornos apresentam melhor desempenho, mesmo em pequenas amostras. O procedimento adotado pelo Comitê de Basileia para avaliação estatística do modelo de VaR é conservador e apresenta baixo poder, o que não o invalida visto que sua aplicação representa um dos procedimentos a serem adotados no processo de validação de modelos internos. Sugere-se, como um complemento ao procedimento recomendado pelo Comitê, a utilização de testes que capturem a forma da distribuição dos retornos como o teste de Kuiper.

46/ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, alan.cosme@bcb.gov.br

47/ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, claudio.barbedo@bcb.gov.br

48/ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, gustavo.araujo@bcb.gov.br

49/ Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, myrian.neves@bcb.gov.br

1. Introdução

A avaliação adequada de modelos de riscos financeiros é um aspecto crítico no processo de validação de modelos internos para gerenciamento de risco de mercado. Os modelos comumente utilizados pelas instituições financeiras baseiam-se no conceito do valor em risco (VaR), cujo arcabouço teórico e prático encontra-se bastante difundido entre os gestores de risco. Entretanto, o processo de avaliação empírica da acurácia dos modelos ainda é um desafio.

Para os reguladores, a validação de modelos internos envolve aspectos qualitativos e quantitativos. Embora Lopez (2001) avalie os critérios qualitativos como os de maior importância do ponto de vista do regulador, ele também destaca as dificuldades em utilizar testes estatísticos para determinar o desempenho das estimativas de VaR das instituições.

Na avaliação da acurácia do modelo de VaR, bancos e órgãos reguladores utilizam testes para validar seus julgamentos. Sob a ótica do gestor de risco, um bom teste garante que modelos corretamente especificados não serão rejeitados. Na visão do órgão regulador, o teste não pode permitir a aceitação de um modelo mal especificado. O Comitê de Basileia⁵⁰ propõe um critério de avaliação quantitativo baseado na frequência de falhas observadas em um período de tempo, estabelecendo sanções de acordo com o nível de rejeição do modelo de risco. O Comitê reconhece que o critério apresenta baixo poder na distinção entre modelos bem ou mal especificados, além de assumir que as falhas são independentes. Entretanto, a possibilidade de não rejeição de modelos mal especificados é limitada pela recomendação de avaliação de aspectos qualitativos, entre os quais, procedimentos regulares de auditoria independente nos sistemas de risco que incluam a verificação da acurácia e adequação das hipóteses subjacentes à construção dos modelos.

Na literatura encontram-se três grupos de testes de modelos de medidas de risco:

- i. os que se baseiam na frequência de falhas observada, considerando ou não a dependência entre elas;

50/ Ver *Basle Committee on Banking Supervision* (1996).

- ii. os que analisam a magnitude das falhas ocorridas;
- iii. os que se baseiam na aderência do modelo de VaR à distribuição dos retornos. Todos os testes apresentam vantagens e limitações na utilização: alguns são confiáveis somente para amostras muito grandes, outros são aceitáveis mas oferecem informação parcial sobre o modelo.

Neste contexto, este trabalho tem por objetivo analisar os testes mais utilizados na literatura na avaliação de modelos de VaR: Kupiec (1995), Christoffersen (1998), Crnkovic-Drachman (1996), Berkowitz (2001), Lopez (1998) e o modelo proposto pelo Comitê de Basileia. Analisam-se aspectos como adequação a mercados voláteis como o mercado brasileiro e a limitação de conjunto de dados, verificando-se, sob a ótica da entidade supervisora, testes adequados para serem utilizados na validação de modelos internos, adicionalmente ao critério de Basileia.

A avaliação busca analisar o desempenho dos testes no que se refere aos erros tipo I (probabilidade de rejeitar um modelo de VaR quando o modelo é corretamente especificado) e tipo II (não rejeitar um modelo de VaR quando o modelo é especificado incorretamente), utilizando carteiras simuladas. Os testes também são avaliados com dados reais do mercado brasileiro de ações e dólar a vista.

Os resultados indicam que os testes baseados em frequência de falhas não são adequados para pequenas amostras e, mesmo para amostra de 1.000 observações, os testes apresentam fraco desempenho para valores em risco de baixos percentis. O critério de Basileia, como um teste de proporção de falhas, é conservador, o que é adequado sob a ótica do regulador. Entretanto, por não considerar a forma da distribuição dos retornos, apresenta baixo poder. Neste sentido, como complementação ao critério de Basileia, poderia ser utilizado um teste de aderência, como o teste de Kuiper, no processo de validação de modelos internos.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta os testes para avaliação dos modelos, citando os principais aspectos já discutidos na literatura; a seção 3 descreve a metodologia utilizada no processo de simulação dos retornos bem como a construção dos modelos de VaR e os testes utilizados; a seção 4 discute os resultados encontrados, comparando os desempenhos das diversas metodologias de avaliação. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões, sugerindo propostas para trabalhos futuros.

2. Testes para Avaliação de Modelos

Dentre os diversos testes para avaliação de modelos de VaR, encontram-se na literatura três grupos: (i) os que avaliam se a quantidade de falhas observadas é consistente com o número de falhas esperadas; (ii) os que analisam a magnitude das falhas ocorridas; (iii) os que avaliam se as hipóteses do modelo de risco estimado são consistentes com a distribuição da série de retornos. No primeiro grupo, encontram-se o procedimento adotado pelo Comitê de Basileia, o teste de proporção de falhas de Kupiec (1995) e o teste de Christoffersen (1996). Este último preocupa-se não apenas com o número de falhas ocorridas mas também com a independência entre elas. No segundo grupo, destaca-se o teste de Lopez (1998). Por fim, os testes mais importantes do terceiro grupo são sugeridos por Crnkovic-Drachman (1996) e por Berkowitz (2001) e avaliam o modelo de previsão do VaR a partir da distribuição de probabilidades estimada para este modelo.

A seguir são descritos os seis testes implementados no presente trabalho.

2.1 Testes baseados na frequência de falhas

2.1.1 Avaliação de Basileia

O Comitê de Basileia classifica os resultados de *backtest* de modelos de VaR em três categorias. Na primeira categoria (zona verde), os resultados do teste são consistentes com um modelo acurado e a probabilidade de erroneamente não rejeitar um modelo não confiável é baixa. No outro extremo (zona vermelha), os resultados do teste são extremamente improváveis de serem de um modelo adequado, e a probabilidade de rejeitar um modelo acurado nesta base é remota. Entre estes dois casos, há uma região (zona amarela) em que os resultados do *backtest* podem ser consistentes com modelos acurados ou não, e o supervisor deve incentivar os bancos a apresentarem informações adicionais sobre seus modelos.

O Comitê determina o tamanho mínimo da amostra para a implementação do *backtest* em 250 dias e VaR de 1%. Neste caso, a zona verde situa-se entre zero e quatro falhas; a zona amarela situa-se entre cinco e nove falhas e acima de dez falhas, o modelo é classificado na zona

vermelha. Para o cálculo da exigência de capital, o VaR calculado é multiplicado por um fator de escala que varia entre três e quatro de acordo com o resultado de *backtest*, o que fornece uma margem de segurança para o órgão regulador. Para outros tamanhos de amostra, o número máximo de erros em cada região deve ser deduzido através do cálculo da probabilidade cumulativa binomial associada ao nível de confiança.

Se um modelo de VaR é confiável, então as exceções não seguem qualquer padrão, o que significa que não são esperados aglomerados de volatilidade. O critério de Basiléia baseia-se na frequência de exceções, não considerando se estas seguem padrões inesperados ou se seus tamanhos são relevantes.

2.1.2 Teste de Kupiec

O teste mais comumente usado é o teste de proporção de falhas de Kupiec (1995), que se baseia na frequência das observações de perdas superiores ao VaR calculado.

Seja x o número de falhas ou exceções (total de casos no qual a perda excede o VaR previsto) em uma amostra de tamanho n . Se o modelo de VaR é adequado, x segue uma distribuição binomial com parâmetro (n, p) . Sob a hipótese nula, a proporção de falhas observadas é consistente com o percentual de falhas previsto pelo modelo. O teste é baseado na razão de verossimilhança (LR) para a hipótese nula que é dada por:

$$LR = -2 \log \left[(1-p^*)^{n-x} (p^*)^x \right] + 2 \log \left[\left(1 - \frac{x}{n}\right)^{n-x} \left(\frac{x}{n}\right)^x \right]$$

onde p^* é a probabilidade de falha sob a hipótese nula, n é o tamanho da amostra e x o número de falhas da amostra. Sob a hipótese nula, a probabilidade de ocorrer uma exceção (p) é igual ao nível de significância (p^*) do VaR, e LR tem uma distribuição chi-quadrada com um grau de liberdade. A região onde a hipótese nula não pode ser rejeitada é determinada pela interseção entre LR e a função chi-quadrada.

Entretanto, conforme destaca Kupiec (1995), o teste apresenta baixo poder para amostras pequenas, ou seja, há uma alta probabilidade de não rejeitar a hipótese nula falsa em amostras com número de observações limitado. Tal como o critério de Basiléia, o teste se baseia na frequência das perdas na cauda e desconsidera a magnitude das perdas

que excedem o VaR. Outro aspecto relevante refere-se ao fato de ambos estarem baseados na informação conjunta da amostra, não sendo capazes de avaliar se existe dependência temporal no comportamento das falhas, o que seria relevante dadas as evidências de volatilidades condicionais das séries financeiras (Fierli (2002)).

2.1.3 Teste de Christoffersen

Um teste alternativo, Christoffersen (1998), consiste em estimar o intervalo de confiança para o número de falhas baseado na amostra disponível (semelhante a Kupiec (1995)) e, em seguida, verificar se o número esperado de falhas é consistente com a estimativa, incorporando a verificação de independência entre as falhas. Isto sugere um procedimento para avaliar a precisão das previsões nos intervalos de confiança, que tenta capturar a condicionalidade das estimativas de VaR

No teste de adequação incondicional (*inc*), a hipótese nula é de que a seqüência de violações do VaR (I_t) é tal que $I_t \sim i.i.d. Bernoulli(p)$, contra a hipótese alternativa de que $I_t \sim i.i.d. Bernoulli(\pi)$, onde p é o nível de confiança e p é a razão entre o número de observações e o tamanho da amostra. O teste verifica se $H_{0,uc} : \pi = p$. Este teste assume implicitamente que as violações são independentes, hipótese que é testada contra a alternativa na qual a seqüência de violações segue um processo markoviano de primeira ordem com a matriz de probabilidade de transição igual a $\Pi = \begin{bmatrix} 1-\pi_{01} & \pi_{01} \\ 1-\pi_{11} & \pi_{11} \end{bmatrix}$ onde π_{ij} é a probabilidade de i no dia $t-1$ ser seguido por um j no dia t . O teste de independência (*ind*) é $H_{0,ind} : \pi_{01} = \pi_{11}$. Os dois testes combinados formam o teste de adequação condicional (*cond*) definido como $H_{0,cc} : \pi_{01} = \pi_{11} = p$. Sob a hipótese nula, a estatística de teste é distribuída como uma chi-quadrada com dois graus de liberdade.

Embora Christoffersen (2003) critique o fato de a alternativa de um processo markoviano de primeira ordem ser limitada em relação a outras formas de modelagem de aglomeração de falhas, a presente abordagem é de fácil implementação e tem a vantagem de avaliar o comportamento dinâmico das falhas, separando-o de sua estimativa de frequência. Isto permite verificar, no caso da rejeição do modelo, se esta ocorre pela estimativa incorreta da frequência das falhas ou pela dependência entre elas.

2.2 Testes para Avaliação de Modelo de Previsão

Uma alternativa de avaliação mais robusta envolve a utilização de testes que medem o desvio entre a distribuição empírica dos retornos implícita ao modelo de VaR e a distribuição teórica do modelo. Dowd (2002) afirma que, dado que estes testes trabalham com mais informação do que a frequência de perdas na cauda, espera-se que tragam resultados mais confiáveis.

2.2.1 Teste de Chrkovic e Drachman

A proposta de Chrkovic e Drachman (1996) consiste em avaliar modelos de VaR com base na função densidade de probabilidade estimada (PDF). O objetivo é verificar a adequação da PDF estimada com a PDF real das variáveis de mercado, ou seja, procura-se testar se os quantis observados derivados da distribuição do modelo têm as propriedades dos quantis derivados de projeções da distribuição teórica. Estas propriedades estão ligadas ao fato de que os quantis de sorteios aleatórios de uma distribuição são uniformemente distribuídos no intervalo 0 e 1. Desta forma, um teste da precisão do VaR pode ser feito testando se os quantis são independentes e uniformemente distribuídos.

Para avaliar a independência dos quantis, os autores sugerem o uso da estatística BDS, proposta por Brock et al (1996). Já o teste de uniformidade da distribuição é baseado na estatística de Kuiper que mede os desvios entre duas funções de distribuição acumuladas. Seja $F(x)$ a função de distribuição acumulada dos quantis observados, a estatística de Kuiper para o desvio de $F(x)$ de uma distribuição acumulada uniforme $G(x)$ é dada por:

$$K(F(x), G(x)) = \max\{f(x) - g(x)\} - \min\{f(x) - g(x)\}.$$

A vantagem desta estatística é que, dado que uma fração significativa da mudança no valor de várias carteiras é proveniente de instrumentos não lineares, o teste não apresenta o viés de outros testes estatísticos, como o Kolmogorov-Smirnoff, que são mais sensíveis em torno dos valores médios. Os valores críticos do teste são baseados no trabalho de Stephens (1970).

O teste BDS é aplicado nas séries dos resíduos estimados para verificar se são independentes e identicamente distribuídos (*i.i.d.*). A idéia que norteia o teste consiste em escolher uma distância entre pares de pontos

sucessivos (ε). Se as observações da série estudada são *i.i.d.*, então para qualquer par de pontos sucessivos escolhidos, a probabilidade de a distância entre eles ser menor ou igual a ε é constante e dada por $c_1(\varepsilon)$.

Os conjuntos de pares de pontos podem ser formados movendo-se através das observações consecutivas da amostra em ordem crescente. Isto é, dadas uma observação s e uma observação t de uma série qualquer, pode-se construir um conjunto de pares da forma: $\{[x_s, x_t]; [x_{s+1}, x_{t+1}]; [x_{s+2}, x_{t+2}]; \dots; [x_{s+m-1}, x_{t+m-1}]\}$, onde m é o número de pontos consecutivos do conjunto, chamado de dimensão. A probabilidade conjunta de cada par dos pontos satisfazer a distância estipulada é dada por $c_m(\varepsilon)$. Segundo o procedimento do teste BDS, sob a suposição de independência, esta probabilidade é simplesmente o produto das probabilidades individuais para cada par, ou seja, se as observações forem independentes $c_m(\varepsilon) = m \times c_1(\varepsilon)$.

Entretanto, Kanzler (1999) mostra que a estatística de BDS é bastante sensível ao tamanho da amostra e Balaire-Franch e Contreras-Bayarri(2002) recomendam que o teste seja usado somente em amostras superiores a 2.500 observações. Para solucionar esta questão, neste trabalho foi utilizada a função de Kanzler que avalia a significância da estatística de BDS sobre a hipótese nula para amostras pequenas e grandes.⁵¹

2.2.2 Teste de Berkowitz

Partindo dos trabalhos de Crnkovic e Drachman (1996) e de Diebold, Gunther e Tay (1997), Berkowitz (2001) sugere uma nova forma de avaliar modelos, estabelecendo que a informação contida na previsão acerca da distribuição completa de retornos ou somente de sua cauda combinada às realizações *ex-post* seja suficiente para construir um teste robusto até para pequenas amostras de, por exemplo, 100 observações.

Berkowitz (2001) introduz uma extensão da transformação de Rosenblatt (1952) que produz, sob a hipótese nula, variáveis *i.i.d.* conforme a distribuição $N(0,1)$, o que permite a estimação da verossimilhança gaussiana, que é desejável, já que testes estatísticos construídos com base na verossimilhança são convenientes, flexíveis e possuem boas propriedades com relação ao tamanho da amostra.

51/ A função encontra-se disponível em <http://www2.gol.com/users/kanzler/index.htm>.

O teste de Berkowitz usado neste trabalho ignora as falhas do modelo limitadas ao interior da distribuição e a forma da cauda da densidade prevista é comparada com a cauda observada. Qualquer observação que não esteja na cauda é intencionalmente truncada. Seja o ponto de corte desejado dado por $VaR = \Phi^{-1}(\alpha)$, onde $\Phi^{-1}(\cdot)$ é o inverso da função de distribuição da normal padrão, a nova variável de interesse é $z_t^* = \text{Min}(z_t, -VaR)$ para a cauda esquerda

e $z_t^* = \text{Max}(z_t, VaR)$, para a cauda direita. Por exemplo, a função de log-verossimilhança para a cauda esquerda é igual a $u_{L(\mu, \sigma^2 / z^*)} = \sum_{z_t^* < -VaR} \left[-\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (z_t^* - \mu)^2 \right] + \sum_{z_t^* = -VaR} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{VaR - \mu}{\sigma} \right) \right]$.

Os dois primeiros termos representam a usual verossimilhança gaussiana das falhas. O terceiro termo é um fator de normalização que surge em função da truncagem. Testes baseados nesta expressão podem ser mais poderosos do que abordagens tradicionais, permitindo ainda aos usuários desprezar a não aderência no interior da distribuição.

Para construir um teste de razão de verossimilhança, a hipótese nula requer novamente que $\mu = 0$ e $\sigma^2 = 1$ e pode-se avaliar uma verossimilhança restrita, $L(0,1)$, com uma irrestrita, $L(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$. Então a razão de verossimilhança da cauda será: $LR_{cauda} = -2(L(0,1) - L(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2))$. Sob a hipótese nula, este teste estatístico é distribuído conforme a distribuição chi-quadrada com dois graus de liberdade.

2.2.3 Teste de Lopez

Uma alternativa para metodologias baseadas em critérios estatísticos é o teste proposto por Lopez (1999), que permite ordenar modelos, mas não fornece qualquer indicação estatística formal da adequação do modelo. A função perda, definida pelo autor para qualquer modelo m ,

segue a forma $C_m = \frac{1}{T} \sum_{t=i}^T C_{m,t}$, onde

$$C_{m,t} = \begin{cases} 1 + (L_t - VaR_{mt})^2, & \text{se } L_t > VaR_{mt} \\ 0, & \text{se } L_t \leq VaR_{mt} \end{cases} \quad \text{e } VaR_{mt} \text{ é}$$

o VaR estimado pelo modelo m para o período t e L_t é a perda no valor de mercado da carteira observada em t .

Esta função é semelhante à medida de erro quadrático médio usada na avaliação de estimadores pontuais. Neste caso, esta função dá a medida do tamanho do erro observado quando o VaR é excedido. O melhor modelo é o que conjuga a proporção de falhas próxima à esperada com a menor função perda. Para avaliação de um único modelo, é necessário estabelecer um parâmetro de comparação, que pode ser obtido através de simulação conforme sugerido a seguir.

Neste trabalho, a função perda foi implementada conforme proposto por Lopez (1998) para dados reais. Para estimar um padrão de comparação para ações, foram geradas 10.000 séries de retornos, com 1.000 observações em cada série, seguindo $N(0, \sigma^2)$, onde a volatilidade é igual ao desvio padrão do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA) para os primeiros 250 dias do período da amostra. Para estas distribuições, o VaR é estimado seguindo o modelo delta-normal, com a volatilidade estimada pelo desvio-padrão dos 250 retornos prévios.

Para cada série de retornos, a função perda é calculada de modo a obter a distribuição de C_m . Uma vez que $f(C_m)$ é gerada, pode-se determinar o quantil empírico da função distribuição cumulativa, acima do qual supervisores devem analisar cuidadosamente as hipóteses do modelo de VaR. Lopez sugere um quantil de corte de 80%, mas destaca que esta decisão deve estar baseada tanto no rigor das hipóteses sobre as distribuições dos retornos como na preferência do órgão regulador. Neste trabalho, foi utilizado o quantil de corte de 80%.

3. Metodologia e Amostra

3.1 Aplicação em dados simulados

Uma forma de verificar a acurácia dos testes que se propõem a avaliar modelos internos de risco, como os baseados no conceito de valor em risco (VaR), consiste em utilizar dados de retornos simulados. A simulação torna possível conhecer de forma precisa o processo de geração dos retornos do ativo, a *DGP* (*data generating process*), e aplicar o modelo do VaR corretamente especificado, uma vez que a função densidade de probabilidade utilizada no modelo é igual à utilizada na *DGP*. Assim, o objetivo da simulação é garantir a credibilidade dos resultados dos testes, o que exige conhecer previamente se o modelo de risco está corretamente especificado ou não, esperando-se que

isto leve o teste a não rejeitar ou rejeitar, respectivamente, o modelo.

Usualmente, os testes são avaliados de duas formas distintas: pelo tamanho da amostra (*size*) e pelo seu poder (*power*). No quesito tamanho, procura-se observar o tamanho mínimo da amostra na qual o teste pode ser utilizado, o que é feito através da contagem das ocorrências do erro do tipo I (probabilidade de se rejeitar uma hipótese nula quando de fato ela é verdadeira). Para definir o tamanho mínimo de amostra, é utilizada uma seqüência de possíveis tamanhos de amostra. Para verificar o desempenho do teste em uma amostra de n observações, são gerados, em várias rodadas (por exemplo, 10.000 simulações) n retornos seguindo uma *DGP* predeterminada, calculando-se em seguida a medida de risco com base neste processo. Desta forma, sabe-se previamente que o modelo de risco está corretamente especificado e a hipótese nula do teste estatístico é verdadeira. Após as 10.000 rodadas, calcula-se a proporção de vezes em que a hipótese nula dos testes é rejeitada. Se o nível de significância de todos os testes é de $\alpha\%$, espera-se, nas simulações, que a hipótese nula, mesmo sendo sempre verdadeira, seja rejeitada no máximo $\alpha\%$ das vezes. O tamanho mínimo necessário para a aplicação do teste é aquele a partir do qual o percentual de rejeições é menor que o nível crítico do teste.

O critério de Basiléia indica a janela de 250 observações para verificação da acurácia dos modelos de VaR das instituições financeiras. Desta forma, esta é a menor janela de dados utilizada neste trabalho. Além desta, são analisados os tamanhos de amostra 500 e 1.000.⁵² O objetivo é, ao invés de se determinar o tamanho de amostra mínima, o de avaliar a probabilidade de ocorrência do erro do tipo I para esses três tamanhos de amostra.

O modelo de VaR utilizado é o delta-normal com volatilidade igual a 1 e com diferentes probabilidades (p), 1%, 2,5%, 5% e 10%. O VaR delta-normal, apenas em termos de retorno, é dado por $VaR_{i,t}^{1d} = |z_{p\%} \times \sigma_{i,t}|$, em que $z_{p\%}$ é o quantil da distribuição normal padronizada equivalente à probabilidade de estimativa do VaR, e $\sigma_{i,t}$ é a volatilidade do ativo i para data t .

A *DGP* é gerada por intermédio do software Matlab 6.5 e consiste em 10.000 simulações de 250, 500 ou 1.000 retornos distribuídos conforme a normal padrão $N(0,1)$. O

52/ 1.000 observações é o número mínimo recomendado pelo teste de Kupiec (1995).

VaR diário é estimado para o dia seguinte e, em seguida, aplicam-se os testes de Christoffersen, Kupiec, Berkowitz Caudal, Chrkovic e Drachman (CD) e Basiléia, todos com nível de significância de 5%, contabilizando-se, nas 10.000 rodadas para cada teste analisado, as rejeições da hipótese nula.

A segunda maneira de analisar os testes é através do poder (*power*), que consiste na probabilidade de os testes rejeitarem uma hipótese nula quando de fato ela é incorreta. Esta probabilidade é igual a $(1 - \beta)$, em que β é a probabilidade de não rejeitar uma hipótese nula falsa, o que é definido como o erro do tipo II. Se o poder do teste é baixo, então há uma grande probabilidade de que ele não rejeite um modelo impreciso de VaR.

Para se avaliar o poder do teste é necessário que o processo de geração dos retornos do ativo (*DGP*) para a simulação seja diferente da suposição feita no modelo de estimação da medida de risco acerca da distribuição de probabilidade dos retornos. Desta forma, o mesmo procedimento de simulação é realizado, sendo gerados retornos com duas distribuições diferentes: (i) uma distribuição t de Student, com seis graus de liberdade e variância 1,5, que tem caudas mais largas do que a normal padrão; (ii) uma distribuição de retornos que seguem um movimento auto-regressivo de primeira ordem (*ARI*). A escolha desta distribuição tem por objetivo comparar os testes em séries de retornos com dependência temporal. Para ambas as distribuições, o VaR é estimado pela metodologia delta-normal, mantendo-se a suposição de que os retornos são distribuídos normalmente. Espera-se que os testes rejeitem as suas respectivas hipóteses nulas, dado que são falsas. A volatilidade utilizada no modelo de VaR é estimada pelo desvio-padrão dos retornos das 250 observações mais recentes. Os testes estatísticos são aplicados a cada uma das séries de retornos e as ocorrências de rejeições da hipótese nula são contadas. Na avaliação do poder do teste, os testes com melhor desempenho são os que apresentam as maiores taxas de rejeição de hipóteses nulas.

3.2 Aplicação em dados reais

A título de ilustração, os testes estatísticos também são aplicados a dados reais do mercado brasileiro. O objetivo é aplicar os testes estudados em dois modelos de VaR largamente utilizados, o histórico e o delta-normal com volatilidade calculada por alisamento exponencial, sabendo-se, de acordo com os resultados da simulação se os testes são bem ou mal especificados para determinadas condições.

Tabela 1 – Ações selecionadas para representar os principais setores, no período de 01/02/1999 a 27/02/2004.

Setor	Empresa	Ação
Alimentos	Sadia	SDIA4
Bancos	Bradesco	BBDC4
Bebidas	Ambev	AMBV4
Mídia	Net	PLIM4
Mineração	Vale do Rio Doce	VALE5
Petróleo e Gás	Petrobras	PETR4
Siderurgia e Metalurgia	Cia Sid. Nacional	CSNA3
Telecomunicações	Telemar	TNLP4
Transportes	Embraer	EMBR4
Varejo	Lojas Americanas	LAME4

Os retornos utilizados são os de posições compradas e vendidas em ações e em dólar a vista no mercado brasileiro. São selecionadas as dez ações mais líquidas, representantes de diferentes setores da economia, negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período de 01/02/1999 a 27/02/2004, conforme apresentadas na Tabela 1. As cotações utilizadas são as diárias de fechamento ajustadas para proventos e, para a série de dólar, as de fechamento de venda fornecidas pela transação PTAX800 do SISBACEN.⁵³

São obtidas 1250 observações, das quais 250 utilizadas para estimação do modelo e 1.000 observações para o *backtest*. A escolha do tamanho da amostra para a verificação da acurácia dos modelos de VaR deve-se à baixa potência para amostras reduzidas dos testes de Kupiec, Christoffersen e Chrkovic e Drachman. São calculados os valores de VaR correspondentes aos percentis de 1% para cauda esquerda (posição comprada) e 99% para cauda direita (posição vendida) para o horizonte de investimento de um dia.

O VaR pelo modelo delta-normal é obtido pela mesma equação utilizada nas simulações com a diferença de que a volatilidade utilizada é condicional, estimada por alisamento exponencial (EWMA - *Exponentially Weighted Moving Average*). Desta forma, substitui-se $\sigma_{i,t}$ na equação por $h_{i,t}$ que é a volatilidade condicional diária dos retornos logarítmicos do ativo *i* estimada para a data *t*, calculada por alisamento exponencial, conforme a expressão $h_{i,t} = \sqrt{\lambda h_{i,t-1}^2 + (1-\lambda)r_{i,t-1}^2}$, na qual r_t é o retorno logarítmico do ativo para o período *t* e λ é o fator de decaimento, tal que $0 < \lambda < 1$. A principal hipótese subjacente ao modelo é a de log-normalidade dos preços dos ativos. O fator de decaimento é calibrado pelo método dos mínimos quadrados, utilizando uma janela de 250 dias úteis.

O modelo de VaR histórico consiste em um modelo não paramétrico de quantil empírico, em que se utiliza uma janela móvel de *n* dias para determinar as observações que compõem a série de retornos calculados de forma aritmética. Para o horizonte de um dia, o VaR estimado corresponde ao quantil (*Q*) desejado da série de retornos observados. A hipótese subjacente ao modelo é de que a melhor distribuição de probabilidade para as séries estudadas é a distribuição

53/ Sistema de Informações do Banco Central do Brasil.

histórica. Neste trabalho, utiliza-se uma janela móvel de 250 dias, apurando-se 1.000 observações para a realização do *backtest*.

3.3 Implementação dos testes

O critério de Basiléia indica que, para diversos tamanhos de amostra, o número máximo de erros em cada região deve ser calculado através da probabilidade cumulativa binomial associada ao nível de confiança. A zona verde é caracterizada pela distribuição cumulativa binomial dos erros inferior a 95%. Por exemplo, para 1.000 observações com 99% de confiança, a zona verde está limitada a catorze falhas. O número de erros na zona amarela começa no ponto tal que a probabilidade cumulativa binomial iguala ou excede 95%. Para 1.000 observações, no mesmo nível de confiança, quinze falhas são obtidas a 95,21%, fazendo com que a zona amarela comece a partir deste número de falhas e termine no ponto em que a probabilidade seja inferior a 99,99% (23 falhas), a partir do qual inicia a zona vermelha.

Para implementação do teste de independência de Chrkovic e Drachman (1996), Brock, Hsieh e Le Baron (1990) recomenda usar e entre 0,5 e 2 vezes o desvio padrão incondicional da série, e o parâmetro dimensional m , entre 2 e 10. No presente trabalho, adotam-se os parâmetros de 0,433 para o e ? (uma vez e meia o desvio-padrão da distribuição uniforme) e 2 para o m , conforme descrito em Chrkovic e Drachman (1996). Como a estatística do teste BDS tem distribuição assintótica normal (0,1), os valores críticos utilizados são os da distribuição normal bicaudal. Todos os testes foram implementados utilizando o software Matlab 6.5.

4. Resultados

4.1 Análise do erro tipo I – Dados simulados

A Tabela 2 apresenta os resultados de todos os testes aplicados a 10.000 simulações de retornos gerados conforme uma normal (0,1), com um modelo de VaR delta normal construído também segundo uma normal (0,1), considerando as probabilidades de 1%, 2,5%, 5% e 10%, para tamanhos de amostra de 250, 500 e 1.000. Neste caso, sabe-se previamente que o modelo de VaR é consistente com a distribuição de retornos, e portanto espera-se que os testes

não rejeitem o modelo. Contudo, pela própria construção dos testes de hipóteses implícitos nas metodologias, espera-se que haja rejeições que representem o erro tipo I, isto é, rejeitar uma hipótese nula verdadeira. Em cada simulação pode-se ter uma de duas respostas, rejeita ou não rejeita, sendo a probabilidade de rejeição igual a 5% (nível de significância dos testes). Para um conjunto de n simulações tem-se uma distribuição de resultados que pode ser aproximada por uma distribuição binomial. Neste caso, considerando $n=10.000$, o quantil de 5% é igual a 535 rejeições. Assim, são considerados satisfatórios na Tabela 2, todos os resultados inferiores ao teto de 535 rejeições ou 5,35% do total de simulações.

O teste de Kupiec apresenta resultados com altos valores de erro tipo I para o VaR de 1%, pois para todos os tamanhos de amostra, o percentual de rejeições é superior ao teto. Para o VaR de 2,5%, o erro tipo I é baixo somente para o tamanho de amostra de 1.000. Para os demais valores em risco, os resultados são insatisfatórios somente para 250 dados.

Em relação ao teste de Christoffersen, verificam-se somente duas situações em que o teste apresenta um percentual de rejeição superior ao teto de 5,35%. Para uma melhor análise do teste, a Tabela 2 apresenta os resultados separados em Christoffersen incondicional, que avalia o teste de proporção de falhas, e o teste de independência. No teste de proporção de falhas, houve um número de rejeições superior ao teto para todas as probabilidades com tamanhos de amostra de 250, o que confirma que o teste não é aplicável para amostras pequenas. Além disso, todos os tamanhos de amostra para o VaR de 1% apresentaram valores superiores ao teto, refletindo que para valores mais extremos, o problema do tamanho de amostras pequenas é mais crítico. Os resultados do teste de independência são semelhantes ao teste conjunto, com dois casos com percentuais também acima do teto. Desta forma, é importante observar que os bons resultados do teste de Christoffersen conjunto são bastante influenciados pelos baixos erros tipo I do teste de independência.

O teste caudal de Berkowitz apresenta três valores acima do teto, nos valores em risco de 1% e 2,5%, o que indica a dificuldade de aplicação do teste para valores extremos na cauda em distribuições com poucas observações.

O teste de Crnkovic & Drachman (CD) representado pela análise conjunta do teste de Kuiper e do BDS apresenta

Tabela 2 – Resultados dos Testes de Kupiec, Christoffersen, Berkowitz Caudal e Crnkovic & Drachman aplicados ao modelo de VaR delta-normal (0,1) para retornos simulados tal que $R_t \sim N(0,1)$, onde p representa a probabilidade de ocorrência de exceções do modelo de VaR. São avaliados os tamanhos de amostras de 250, 500 e 1.000 observações e os resultados apresentados correspondem à proporção de rejeição do modelo sobre 10.000 simulações.

p	Número de Observações	Kupiec	Porcentagem (%)						
			Christoffersen			Berkowitz	Crnkovic & Drachman		
			Incondicional	Independência	Conjunto	Caudal	BDS	Kuiper	Conjunto
1,0%	1000	5,49	5,49	1,74	2,63	5,35	6,07	4,94	10,06
	500	6,96	6,96	1,52	1,74	5,79	9,18	4,96	13,59
	250	9,70	9,70	1,24	1,21	6,00	14,73	4,99	18,78
2,5%	1000	4,57	4,57	1,94	4,06	5,34	6,07	4,94	10,06
	500	5,66	5,66	1,36	3,51	5,09	9,18	4,96	13,59
	250	7,50	7,50	1,41	3,25	5,60	14,73	4,99	18,78
5,0%	1000	5,12	5,12	8,33	5,62	5,35	6,07	4,94	10,06
	500	5,17	5,17	3,19	3,79	4,88	9,18	4,96	13,59
	250	5,79	5,79	1,86	3,98	5,20	14,73	4,99	18,78
10,0%	1000	4,52	5,07	5,26	5,21	5,01	6,07	4,94	10,06
	500	5,10	5,10	5,33	4,90	4,78	9,18	4,96	13,59
	250	5,58	5,58	7,90	5,50	4,81	14,73	4,99	18,78

resultados insatisfatórios, com percentual de rejeições superior ao teto estabelecido para todos os tamanhos de amostra. Para uma melhor análise, os resultados dos testes são separados em Kuiper e BDS. O teste de Kuiper apresenta resultados bastante satisfatórios para todos os tamanhos de amostra e para todos os níveis de significância, com percentuais de rejeição sempre inferiores ao teto. Os resultados do teste de independência mostram que, para amostras pequenas, o teste apresenta baixo poder, mesmo utilizando a função auxiliar para avaliar o nível de significância, e tende a produzir melhores resultados com amostras grandes.

Na Tabela 3 são apresentadas as classificações das simulações de acordo com os critérios de Basiléia. O critério de Basiléia considera um número máximo de falhas para o qual há uma probabilidade acumulada de ocorrência de 95% segundo uma distribuição binomial cuja probabilidade de sucesso é igual nível de significância do VaR. Dessa forma, espera-se que 95% das simulações caiam na zona verde. Os resultados mostram, entretanto, que o percentual de simulações classificadas na zona verde fica no geral abaixo dos 95% esperados, havendo um excesso de classificações na zona amarela. Contudo, notadamente o critério de Basiléia é conservador visto que, sob a ótica do órgão regulador, a preocupação é rejeitar modelos com número de exceções acima do limite, mesmo que modelos adequados também sejam rejeitados.

Tabela 3 – Resultados do Critério de Basileia aplicado ao modelo de VaR delta-normal (0,1) para retornos simulados tal que $R_t \sim N(0,1)$, onde p representa a probabilidade de ocorrência de exceções do modelo de VaR. São avaliados os tamanhos de amostras de 250, 500 e 1.000 observações e os resultados apresentados correspondem à proporção de classificação do modelo em cada zona, considerando 10.000 simulações.

p	Número de observações	Porcentagem (%)		
		Zona verde	Zona amarela	Zona vermelha
1,0%	1 000	91,90	8,09	0,01
	500	93,51	6,47	0,02
	250	88,94	11,02	0,04
2,5%	1 000	92,81	7,19	0,00
	500	91,62	8,38	0,00
	250	94,71	5,28	0,01
5,0%	1 000	94,55	5,42	0,03
	500	93,31	6,69	0,00
	250	92,18	7,81	0,01
10,0%	1 000	94,61	5,36	0,03
	500	93,85	6,14	0,01
	250	93,75	6,25	0,00

4.2 Análise do poder do teste – Dados simulados

As Tabelas 4 e 5 avaliam o poder dos testes para um processo de geração de retornos seguindo uma distribuição *t* de Student e um processo AR, respectivamente. Os testes apresentam um poder maior a medida em que um percentual de rejeição mais elevado indicaria maior capacidade de detecção de uma hipótese nula falsa.

Na Tabela 4, o teste caudal de Berkowitz e o teste de Kuiper apresentaram os melhores resultados de poder do teste, para todos os tamanhos e os níveis de confiança, alcançando resultados superiores a 99% de rejeição.

Verifica-se que o poder dos testes de proporção de falhas e o do teste de independência de Christoffersen apresentam valores bastante inferiores. Isto demonstra que quando o processo de geração de dados se aproxima da distribuição de retornos prevista pelo modelo de VaR, estes testes não são capazes de realizar uma boa discriminação.⁵⁴

Os resultados dos testes para a simulação utilizando o modelo AR1, apresentados na Tabela 5, são bastante satisfatórios, uma vez que a maioria dos testes apresenta taxas de rejeição superiores a 90%. Isto ocorre porque o processo de geração de dados é muito diferente da distribuição considerada no modelo de VaR. Em relação ao teste de independência de Christoffersen, a baixa potência pode ser justificada pela limitação do processo de Markov de modelar adequadamente os aglomerados de retornos.

Os resultados do Christoffersen Conjunto, ao contrário do que ocorre com o erro tipo I, são bastante influenciados pelos resultados do teste Christoffersen incondicional fazendo com que os resultados indiquem uma alta potência.

A Tabela 6 apresenta os resultados do critério de Basileia para os dados gerados pela distribuição *t* de Student. Percebe-se que há um número relevante de simulações classificadas na zona verde. Este modelo de geração de dados apresenta cauda mais gorda do que a da distribuição normal considerada no modelo de VaR, quanto maior a extremidade da cauda. Isto explica porque para os valores em risco de 1% e 2,5% há uma incidência maior de

54/ Apesar de, para efeitos práticos, só ser considerada uma aproximação razoável da normal a distribuição de *t* de Student com 30 graus de liberdade, observa-se que a *t* de Student com 6 graus de liberdade já apresenta uma aproximação relevante no âmbito deste trabalho.

Tabela 4 – Resultados dos Testes de Kupiec, Christoffersen, Berkowitz Caudal e Crnkovic & Drachman aplicados ao modelo de VaR delta-normal para retornos simulados tal que $R_t \sim t(v=6, \sigma^2=1.5)$, onde p representa a probabilidade de ocorrência de exceções do modelo de VaR. São avaliados os tamanhos de amostras de 250, 500 e 1.000 observações e os resultados apresentados correspondem à proporção de rejeição do modelo sobre 10.000 simulações.

p	Número de observações	Kupiec	Porcentagem (%)						
			Christoffersen			Berkowitz	Crnkovic & Drachman		
			Incondicional	Independência	Conjunto	Caudal	BDS	Kuiper	Conjunto
1,0%	1 000	35,73	35,73	1,92	21,06	100,00	14,05	100,00	100,00
	500	22,88	22,88	1,28	8,53	100,00	22,57	100,00	100,00
	250	9,71	9,71	1,83	5,57	99,34	31,54	99,12	99,48
2,5%	1 000	5,00	5,00	1,99	4,64	100,00	14,05	100,00	100,00
	500	6,08	6,08	1,67	3,73	100,00	22,57	100,00	100,00
	250	6,62	6,62	1,40	3,36	99,63	31,54	99,12	99,48
5,0%	1 000	6,24	6,24	8,39	5,66	100,00	14,05	100,00	100,00
	500	6,18	6,18	2,60	3,76	100,00	22,57	100,00	100,00
	250	6,34	6,34	1,54	4,21	99,72	31,54	99,12	99,48
10,0%	1 000	32,71	32,71	5,46	26,19	100,00	14,05	100,00	100,00
	500	19,90	19,90	6,44	14,89	100,00	22,57	100,00	100,00
	250	13,81	13,81	6,70	11,36	99,74	31,54	99,12	99,48

Tabela 5 – Resultados dos Testes de Kupiec, Christoffersen, Berkowitz Caudal e Crnkovic & Drachman aplicados ao modelo de VaR delta-normal para retornos simulados tal que $R_t = R_{t-1} + \varepsilon_t$, onde $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ e p representa a probabilidade de ocorrência de exceções do modelo de VaR. São avaliados os tamanhos de amostras de 250, 500 e 1.000 observações e os resultados apresentados correspondem à proporção de rejeição do modelo sobre 10.000 simulações.

p	Número de observações	Kupiec	Porcentagem (%)						
			Christoffersen			Berkowitz	Crnkovic & Drachman		
			Incondicional	Independência	Conjunto	Caudal	BDS	Kuiper	Conjunto
1,0%	1 000	96,97	96,97	62,37	99,97	99,42	92,21	100,00	100,00
	500	96,38	96,38	51,60	98,69	98,03	89,59	100,00	100,00
	250	96,03	96,03	40,96	47,41	67,20	86,19	100,00	100,00
2,5%	1 000	96,82	96,82	64,00	100,00	99,96	92,21	100,00	100,00
	500	96,48	96,48	53,02	100,00	99,49	89,59	100,00	100,00
	250	95,97	95,97	42,27	99,41	97,88	86,19	100,00	100,00
5,0%	1 000	96,93	96,93	65,13	100,00	100,00	92,21	100,00	100,00
	500	96,39	96,39	54,33	100,00	99,96	89,59	100,00	100,00
	250	95,69	95,69	43,36	99,99	99,07	86,19	100,00	100,00
10,0%	1 000	97,08	97,16	66,23	100,00	100,00	92,21	100,00	100,00
	500	96,39	96,39	55,48	100,00	100,00	89,59	100,00	100,00
	250	95,70	95,70	44,16	100,00	99,84	86,19	100,00	100,00

Tabela 6 – Resultados do Critério de Basiléia aplicado ao modelo de VaR delta-normal para retornos simulados tal que $R_t \sim t(v=6, \sigma^2=1,5)$ e $R_t=R_{t-1} + e_t$, onde $e_t \sim N(0,1)$ e p representa a probabilidade de ocorrência de exceções do modelo de VaR. São avaliados os tamanhos de amostras de 250, 500 e 1.000 observações e os resultados apresentados correspondem à proporção de classificação do modelo em cada zona, considerando 10.000 simulações.

p	Número de observações	Porcentagem (%)					
		t(6) de Student			AR(1)		
		Zona verde	Zona amarela	Zona vermelha	Zona verde	Zona amarela	Zona vermelha
1,0%	1 000	41,80	57,13	1,07	37,76	1,59	60,66
	500	64,12	35,26	0,63	46,23	1,61	52,16
	250	66,82	32,86	0,32	53,68	2,12	44,20
2,5%	1 000	85,29	14,71	0,01	37,48	1,49	61,04
	500	85,87	14,12	0,01	44,73	1,80	53,47
	250	92,16	7,82	0,02	51,90	1,77	46,34
5,0%	1 000	99,06	0,94	0,00	38,07	1,31	60,63
	500	97,51	2,49	0,00	44,26	1,99	53,76
	250	95,60	4,41	0,00	50,17	2,24	47,60
10,0%	1 000	99,98	0,02	0,00	39,29	1,58	59,13
	500	99,74	0,26	0,00	44,51	2,09	53,40
	250	99,15	0,85	0,00	49,46	2,27	48,27

Tabela 7 – Estatística Descritiva das Ações Selecionadas para Modelagem do VaR, no período de 01/02/1999 a 27/02/2004.

Ativo	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Estatística de Jarque-Bera	p-Valor
AMBV4	0,0013	0,0229	0,0151	5,6131	284,56	0,0000
BBCD4	0,0005	0,0254	-0,0532	4,2252	63,02	0,0000
CSNA3	0,0022	0,0284	0,1194	4,1177	54,43	0,0000
EMBR4	0,0013	0,0297	-0,5467	7,4956	891,90	0,0000
LAME4	0,0015	0,0322	0,4738	6,0023	413,00	0,0000
PETR4	0,0008	0,0223	0,0112	4,6118	108,26	0,0000
PLIM4	-0,0042	0,0527	0,1160	5,9221	358,03	0,0000
SDIA4	0,0014	0,0239	0,2263	4,8314	148,28	0,0000
TNLP4	0,0001	0,0270	0,0515	3,8753	32,36	0,0000
VALE5	0,0013	0,0202	0,1260	4,2180	64,46	0,0000
Dólar	0,0005	0,0106	-0,7300	11,9765	3 446,23	0,0000

simulações na zona amarela e vermelha, enquanto que para os valores em risco de 5% e 10%, a quantidade de exceções do VaR se assemelha à esperada pelos critérios de Basiléia, aumentando em muito a incidência na área verde. Em relação aos resultados apresentados na Tabela 6 para retornos gerados a partir de um modelo auto-regressivo, há uma incidência bem menor de simulações na zona verde, apesar de apresentar um percentual, ainda assim, acima de 37%, o que ocorre devido à preocupação exclusiva do critério com o número de falhas e não com a distribuição dos retornos prevista versus a realizada.

Portanto, verifica-se a importância dos testes que comparam as distribuições prevista e realizada, de maneira a complementar o critério de Basiléia na avaliação de modelos de risco.

4.3 Resultados – Dados reais

Inicialmente, testa-se a normalidade dos retornos das ações selecionadas e do dólar, com base na estatística de Jarque-Bera. O objetivo é ratificar pelas medidas de curtose e assimetria fatos estilizados das séries financeiras e verificar a implicação destes fenômenos para os testes. A hipótese de normalidade é rejeitada para todos os ativos estudados e em todos os casos há excesso de curtose em relação à distribuição normal.

A Tabela 8 apresenta os resultados para os percentis de 1% e 99%. Cabe destacar que o teste de Christoffersen incondicional é semelhante ao teste de Kupiec, apresentando os mesmos resultados, de modo que, nas tabelas, são apresentados apenas os testes de Kupiec e o Christoffersen Conjunto.

Em função da assimetria das distribuições, observa-se que os testes apresentam resultados distintos para as posições compradas e vendidas. O VaR calculado através de simulação histórica apresenta bom desempenho no teste de Kupiec principalmente para a posição vendida, o que indicaria a aprovação do modelo. Para o modelo delta-normal, o teste de Kupiec rejeita quase todos os ativos, o que é esperado dado que a estatística de Jarque-Bera rejeita a normalidade para a totalidade os ativos. Estes resultados devem ser vistos com cautela, uma vez que, para este tamanho de amostra, o teste apresenta erro tipo I superior ao limite aceitável nas simulações.

Ao ser adicionado o teste de independência ao teste de proporção de falhas levando ao resultado do teste Christoffersen conjunto, o modelo de VaR histórico para algumas séries já passa a ser rejeitado, ou seja, o teste de independência captura aglomerados de falhas que os testes puramente baseados em frequência de falhas não conseguem capturar. Isto ocorre por exemplo para BBDC4 e TNLP4. Por outro lado, para o modelo delta-normal, observa-se que o teste passa a não rejeitar modelos rejeitados pelo teste de proporção de falhas (CSNA3 e PLIM4).

O critério de Basiléia, por ser mais conservador que outros testes de proporção de falhas, classifica mais vezes os modelos fora da zona verde. Porém, como o poder do teste é baixo, quando ele classifica os modelos na zona verde, o resultado não é definitivo, o que pode ser constatado pelos testes de aderência. Por exemplo, os modelos delta-normal para as séries de LAME4, PLIM4 e PETR4 são classificados na zona verde e são rejeitados pelos testes de potência alta como Berkowitz e Kuiper.

Em relação ao teste de Chrkovic e Drachman, observa-se que este rejeita a maioria dos ativos, devido ao desempenho do teste BDS. Entretanto, o teste de Kuiper possui um baixo erro tipo I e uma alta potência, como pode ser verificado nas simulações, de modo que seus resultados, apresentados na Tabela 8, podem ser utilizados para selecionar os melhores modelos.

Como o teste de Kuiper se baseia na aderência do modelo à distribuição de retornos, verifica-se, para o modelo delta-normal, que este teste rejeita o modelo para quase todos os ativos, uma vez que as séries apresentam curtose e assimetria. Já para o modelo histórico o teste não rejeita o modelo para quase todas as séries, o que indica que a hipótese subjacente ao modelo é adequada.

Em relação ao teste de Berkowitz, os resultados também indicam que o modelo de VaR histórico é mais adequado do que o delta-normal. Neste caso, seu diagnóstico é idêntico ao teste de Kupiec, não rejeitando a maioria dos modelos. Entretanto, considerando que este teste avalia somente a cauda da distribuição e é um teste de alta potência, seus resultados são mais confiáveis do que o teste de Kupiec. Em relação ao modelo delta-normal, o teste de Berkowitz rejeitou todas as séries para a posição vendida, exceto TNLP4. Na posição comprada, o teste acrescentou informações distintas do Kuiper. Isto ocorre porque estes testes são complementares: enquanto o último baseia-se na

previsão de toda a distribuição de retornos, o teste de Berkowitz baseia-se apenas nas observações da cauda.

De um modo geral, verifica-se maior rejeição para o modelo delta-normal tendo em vista que a distribuição de probabilidade estimada para este modelo é normal e os retornos dos ativos não apresentaram normalidade conforme observado na Tabela 7, o que dificulta a aderência da distribuição teórica à empírica.

Foi implementada a função perda conforme proposta por Lopez, sendo estimado o valor de referência de 1,0003 para ações e 1,0001 para o dólar. Este teto é o valor máximo permitido para o erro observado quando o VaR é excedido. A Tabela 9 apresenta os resultados. Observa-se que o modelo delta-normal apresenta melhor desempenho para os percentis de 2,5%, 5%, 95% e 97,5%, já que é mais sensível às mudanças de volatilidade. Para os percentis de 1% e 99%, não é possível definir que modelo é

Tabela 8 – Resultado das metodologias de avaliação propostas por Basiléia, Kupiec, Christoffersen, Chrkovic e Drachman (CD) e Berkowitz aplicadas aos Modelos de VaR Histórico e Delta-Normal com Alisamento Exponencial para os ativos selecionadas, no período de 01/02/1999 a 27/02/2004, nos quantis de 1% e 99%, no qual R e NR representam a rejeição e a não rejeição do modelo respectivamente.

p	Ativo	Histórico							Delta-Normal						
		Kupiec	Chris	Berkowitz	Kuiper	BDS	CD	Basiléia	Kupiec	Chris	Berkowitz	Kuiper	BDS	CD	Basiléia
		Conj.	Caudal						Conj.	Caudal					
1%	AMBV4	NR	NR	NR	NR	R	R	Verde	NR	NR	R	R	R	R	Amarela
	BBDC4	NR	R	NR	NR	R	R	Verde	R	R	R	NR	NR	NR	Amarela
	CSNA3	NR	NR	NR	NR	R	R	Amarela	NR	NR	NR	NR	R	R	Amarela
	EMBR4	NR	NR	NR	NR	R	R	Verde	R	R	R	R	R	R	Amarela
	LAME4	NR	NR	NR	R	R	R	Amarela	NR	NR	NR	R	R	R	Verde
	PETR4	NR	NR	NR	NR	NR	R	Verde	R	R	R	R	NR	R	Amarela
	PLIM4	R	R	R	R	R	R	Amarela	NR	NR	R	R	NR	R	Verde
	SDIA4	NR	NR	NR	R	R	R	Amarela	NR	NR	R	R	R	R	Verde
	TNLP4	NR	R	NR	NR	NR	NR	Verde	NR	NR	NR	NR	NR	NR	Amarela
	VALE5	NR	NR	NR	NR	R	R	Verde	NR	NR	R	NR	R	R	Verde
Dólar	NR	R	NR	NR	R	R	Verde	R	R	R	R	R	R	Amarela	
99%	AMBV4	NR	NR	NR	NR	R	R	Verde	R	R	R	R	R	R	Amarela
	BBDC4	NR	NR	NR	NR	R	R	Verde	NR	NR	R	NR	NR	NR	Amarela
	CSNA3	NR	NR	NR	NR	R	R	Amarela	R	NR	R	NR	R	R	Amarela
	EMBR4	NR	NR	NR	NR	R	R	Verde	R	R	R	R	R	R	Amarela
	LAME4	NR	R	NR	R	R	R	Verde	R	R	R	R	R	R	Vermelha
	PETR4	NR	NR	NR	NR	NR	R	Verde	NR	NR	R	R	NR	R	Verde
	PLIM4	NR	NR	NR	R	NR	R	Verde	R	NR	R	R	NR	R	Amarela
	SDIA4	NR	R	NR	R	R	R	Verde	R	R	R	R	R	R	Amarela
	TNLP4	NR	NR	NR	NR	NR	NR	Verde	NR	NR	NR	NR	NR	NR	Verde
	VALE5	NR	NR	NR	NR	R	R	Verde	R	R	R	NR	R	R	Amarela
Dólar	NR	R	NR	NR	R	R	Amarela	R	R	R	R	R	R	Amarela	

Tabela 9 – Resultado do teste de Lopez aplicado aos modelos de VaR histórico e delta-normal para cada ativo, onde o percentil representa a probabilidade do modelo de VaR. Os modelos são avaliados de acordo com o padrão de referência do teste, estimado a partir de 10.000 simulações. R e NR representam a rejeição e a não rejeição do modelo respectivamente.

Ativo	Modelo de VaR	Percentil					
		1%	2,5%	5%	95%	97,5%	99%
AMBV4	Histórico	R	R	R	R	R	R
	Delta-Normal	R	R	R	R	R	NR
BBDC4	Histórico	R	R	R	R	NR	NR
	Delta-Normal	R	R	R	NR	NR	NR
CSNA3	Histórico	NR	R	R	R	R	R
	Delta-Normal	NR	NR	R	R	R	R
EMBR4	Histórico	R	R	R	R	R	R
	Delta-Normal	R	R	R	R	R	R
LAME4	Histórico	R	R	R	R	R	R
	Delta-Normal	R	R	R	R	R	R
PETR4	Histórico	NR	R	R	R	R	R
	Delta-Normal	R	R	R	NR	NR	NR
PLIM4	Histórico	R	R	R	R	R	R
	Delta-Normal	R	R	R	R	R	R
SDIA4	Histórico	NR	R	R	R	R	R
	Delta-Normal	NR	R	R	R	R	R
TNLP4	Histórico	NR	NR	R	R	R	R
	Delta-Normal	NR	NR	NR	NR	NR	R
VALE5	Histórico	NR	NR	NR	NR	NR	NR
	Delta-Normal	R	NR	NR	NR	NR	NR
DÓLAR	Histórico	R	R	R	R	R	NR
	Delta-Normal	NR	NR	NR	NR	NR	NR

Tabela 10 – Percentual de Classificação na Zona Verde de um Modelo de VaR inadequado para cada Período de 250 dias e Média da Estatística de Kuiper, considerando 1.000 simulações.

Basiléia Zona Verde	1º período	0,956
	2º período	0,967
	3º período	0,966
	4º período	0,949
Kuiper	Média das Estatísticas	0,8903

melhor já que o modelo histórico apresenta bom desempenho para valores extremos.

4.4 O Critério de Basiléia é adequado?

Do ponto de vista prático, o critério de Basiléia preocupa-se unicamente com o número de falhas do modelo. Assim, é possível imaginar um modelo cuja hipótese subjacente não adere à distribuição dos retornos e ainda assim não seja rejeitado. Para avaliar o desempenho do critério comparado a outros testes, realiza-se uma simulação em que o gestor, apesar de ter uma política agressiva, mantém-se dentro dos limites permitidos por Basiléia.

Desta forma, geram-se 1.000 retornos uniformemente distribuídos no intervalo de -50% a 50%. O modelo de VaR é construído com base na hipótese de que os retornos seguem um movimento estocástico contínuo no tempo, com um processo aleatório de saltos, tal que $dS_t = a_t dt + \sigma_t dW_t + dJ_t$, para $t \geq 0$, onde $\sigma = 0,616$, $a = 0,000635$, e dW_t é o processo Wiener padrão e dJ_t representa o processo aleatório que segue a distribuição de Poisson. O modelo de VaR é aplicado à série de retornos simulada e espera-se obter, no máximo, quatro falhas a cada período de 250 dias, ou seja, o modelo deve ser classificado por Basiléia na zona verde.

Para avaliar se o critério de Basiléia é adequado, utiliza-se o teste de Kuiper que se baseia em toda a distribuição de retornos. A partir da distribuição acumulada dos retornos e da distribuição acumulada do modelo de VaR, calcula-se a estatística de Kuiper. Todo o processo é repetido 1.000 vezes e a seguir verifica-se a distância da medida de Kuiper a cada par distribuição de retorno versus distribuição do VaR. A média desta medida é apresentado na Tabela 10:

Considerando que o valor crítico da medida de Kuiper para um intervalo de 1.000 dados é de 0,054971, o que significa que este é o valor máximo para que o modelo de VaR seja considerado não rejeitado, verifica-se que os modelos de VaR gerados obedecem à regulação de Basiléia em termos de número de falhas, porém são modelos cuja distribuição não adere à distribuição de retornos simulada. Portanto, testes que avaliem a hipótese subjacente dos modelos em relação à distribuição de retornos poderiam ser utilizados como complementação do critério de Basiléia de avaliação de modelos de risco, especialmente em mercado

com alta volatilidade, cujos retornos podem mudar significativamente.

5. Conclusões

Este trabalho se propõe a analisar diversos testes para avaliação da precisão de modelos de risco. Os testes avaliados são os propostos por Kupiec (1995), Christoffersen (1998), Crnkovic-Drachman (1996), Berkowitz (2001), Lopez (1998) e pelo Comitê de Basileia. São avaliados aspectos como adequação a mercados voláteis como o mercado brasileiro e a amostras limitadas, verificando, sob a ótica do regulador, testes adequados para a validação de modelos internos. São analisados os desempenhos dos testes baseados nos erros tipo I e tipo II. Com este propósito, são simuladas séries de retornos para três janelas distintas (250, 500 e 1.000 observações) utilizando distribuições normal padrão, T-Student e um modelo autoregressivo de primeira ordem. Além disso, os testes também são aplicados a modelos de VaR histórico e delta-normal a 1%, calculados sobre posições compradas e vendidas de dez ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) e de dólar a vista, no período de 01/02/1999 a 27/02/2004.

Os resultados das simulações indicam que os testes de proporção de falhas (Kupiec e Christoffersen incondicional) não são adequados para pequenas amostras e, mesmo para amostra de 1.000 observações, os testes apresentam fraco desempenho para valores em risco de baixos percentis. Ao se incluir o teste de independência de Christoffersen, observa-se que o teste condicional de Christoffersen obtém melhor desempenho tanto em relação ao tamanho (*size*) como à potência (*power*). Os resultados simulados sugerem que o teste de independência tenha alta influência para o tamanho enquanto o teste de proporção de falhas influencia o resultado da potência do teste conjunto.

Em relação ao teste de Crnkovic e Drachman, verifica-se que o teste não é adequado para os tamanhos de amostra utilizados, uma vez que o teste de BDS só é aplicável a amostras com um maior número de observações. Entretanto, o teste de Kuiper mostra-se satisfatório para avaliar a aderência da distribuição dos retornos ao modelo de VaR, mesmo para pequenas amostras.

O teste de Berkowitz caudal obtém resultados satisfatórios tanto para tamanho quanto para potência, exceto para amostra de 250 observações e baixos percentis. Isto

se deve à dificuldade de modelar a cauda da distribuição com poucas observações.

Para os dados reais, em função da assimetria das distribuições, observa-se que os testes apresentam resultados distintos para as posições compradas e vendidas. De um modo geral, o VaR calculado através de simulação histórica apresenta bom desempenho para a maioria dos testes, verificando-se maior rejeição para o modelo delta-normal já que a distribuição de probabilidade estimada para este modelo é normal e os retornos dos ativos não são normais, o que dificulta a aderência da distribuição teórica à empírica.

O critério de Basileia, como um teste de proporção de falhas, é conservador, o que é adequado sob a ótica do regulador. Entretanto, por não considerar a forma da distribuição dos retornos, apresenta baixo poder na distinção entre modelos bem ou mal especificados. Cabe ressaltar que, no processo de validação de modelos internos de instituições financeiras, o procedimento estatístico aqui analisado representa um dos itens a serem considerados pela supervisão. O risco de não rejeição de modelos mal especificados pelo critério de Basileia é reduzido pelas recomendações de avaliação de aspectos qualitativos, entre os quais, os procedimentos de autoria independente nos sistemas de risco relacionados à revisão da acurácia e adequação das hipóteses subjacentes à construção dos modelos, bem como a validação de qualquer alteração significativa no processo de aferição do risco.

Caso a supervisão deseje realizar uma avaliação direta estatística dos modelos internos, sugere-se, como complemento ao critério de Basileia, a utilização de um teste de aderência, como o teste de Kuiper, especialmente em mercados com alta volatilidade.

Referências bibliográficas

BASLE COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION. (1996) Supervisory Framework for the Use of Backtesting in Conjunction with the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements. **Basle Committee on Banking Supervision**, Basle, January.

BELAIRE-FRANCH, J. & BAYARRI-CONTRERAS, D. **The BDS Test: A Practioner's Guide**. Disponível em: <http://aeser.anaeco.uv.es/pdf/dt/dt02-01.pdf> . Acesso em: 05 ago (2004).

BERKOWITZ, J. (2001) Testing density forecasts, with applications to risk management. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 19, nº 4, October .

BROCK, W.; DECHERT, D.; SHEINKMAN, J.; LEBARON, B. (1996) A Test for Independence Based on the Correlation Dimension, **Econometric Reviews**, v. 15(3), 197-235. August.

BROCK, W., HSIEH, D. & LEBARON, B. (1993) Non-linear dynamics, chaos and instability. **The Massachusetts Institute of Technology Press**, Cambridge, Massachusetts.

CHRISTOFFERSEN, P.F. (1998) Evaluating Interval Forecasts, **International Economic Review**, v. 39, pp. 841-862.

_____ **Backtesting Value-at-Risk: A Duration-Based Approach**, Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=418762>, 2003. Acesso em 09.09.2004.

CRNKOVIC, C.; DRACHMAN, J. (1996) Quality Control, **Risk**, v. 9, n. 9, pp. 139-143, September.

DIEBOLD, F.; GUNTHER, T. A.; TAY, A. S. **Evaluating Density Forecasts**. University of Pennsylvania. August 1997. Disponível em: <http://www.ssc.upenn.edu/~fdiebold/papers/paper16/paper16.pdf>. Acesso em 15.01.2004.

DOWD, K. (2002) **Measuring Market Risk**. John Wiley & Sons. England.

FIERLI, F. **Applying and Testing VaR Estimation Methods for Non-linear Portfolios**, University of Southern Switzerland, Working Paper, 2002.

KUPIEC, P. (1995) Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. **Journal of Derivatives**, v. 2, p. 73-84, December.

LOPEZ, J. A. (1998) **Methods for Evaluating Value-at-Risk Estimates**. Mimeo, Research and Market Analysis Group, Federal Reserve Bank of New York.

LOPEZ, J. A. (1999) Regulatory Evaluation of Value-at-Risk Models. **Journal of Risk**, volume 1, pp. 37-64.

RISKMETRICSää, (1996) **Technical Document**, 4th ed. J.P Morgan.

ROSENBLATT, M. (1952) Remarks on a multivariate transformation. **Annals of Mathematical Statistics**, 23.

STEPHENS, M. (1970) Use of Kolmogorov-Smirnov, Cramer-Von Mises and Related Statistics Without Extensive Tables. **Journal of the Royal Statistical Society**, 32.

Comportamento da Liquidez Intradia no Novo Sistema de Pagamentos Brasileiro

Mário Rubem do Coutto Bastos⁵⁵

Julio Cesar Costa Pinto⁵⁶

Aquiles Rocha de Farias⁵⁷

Mardilson Fernandes Queiroz⁵⁸

Resumo

Uma das principais medidas criadas pelo novo SPB foi o chamado Sistema de Transferência de Reservas (STR). O STR é um sistema de transferência de fundos com Liquidação Bruta em Tempo Real (LBTR). Este sistema não permite que a conta Reservas Bancárias apresente saldo negativo em nenhum momento do dia, trazendo maior segurança a todos os participantes do sistema. Essa mudança, embora reduza os riscos, aumenta a necessidade de liquidez para a administração do saldo da conta Reservas Bancárias ao longo do dia. O presente trabalho analisa o atual sistema de pagamentos brasileiro em função das principais fontes de liquidez agregada do sistema e como essa liquidez está distribuída ao longo do dia. Ainda é verificado como a liquidez está alocada entre os participantes do SPB e como estará no futuro considerando-se que a distribuição segue um processo de Markov.

55/ Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos do Banco Central do Brasil, mario.bastos@bc.gov.br

56/ Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos do Banco Central do Brasil, julio.cesar@bc.gov.br

57/ Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos do Banco Central do Brasil, aquiles.farias@bc.gov.br

58/ Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos do Banco Central do Brasil, mardilson.queiroz@bc.gov.br

1. Introdução

Antes da implementação do novo sistema de pagamentos brasileiro (SPB) as instituições podiam ficar com saldo negativo em suas contas Reservas Bancárias ao longo do dia. Isso ocorria devido ao desenho do sistema à época. Pode-se citar, como exemplo, as operações realizadas com títulos públicos federais no âmbito do Selic. O resultado destas operações somente sensibilizava a conta Reservas Bancárias às 23h. Desta forma só era possível verificar a adimplência de uma instituição após este horário. Aceitando saldos negativos na conta Reservas Bancárias e garantindo a liquidação das operações cursadas no dia, o Banco Central assumia os riscos privados do sistema de pagamentos e, dessa forma, fornecia incentivo para que as instituições financeiras aumentassem suas posições e riscos, gerando um problema de risco moral.

Uma das principais medidas criadas pelo novo SPB, implementado em 22 de abril de 2002, foi o chamado Sistema de Transferência de Reservas (STR). O STR é um sistema de transferência de fundos com Liquidação Bruta em Tempo Real (LBTR), liquidando operação por operação em tempo contínuo⁵⁹. Neste sistema são realizadas as liquidações operadas nos mercados monetário, cambial e de capitais, além da liquidação de operações do Banco Central e do Tesouro Nacional. O STR é monitorado em tempo real, não permitindo mais que a conta Reservas Bancárias apresente saldo negativo em nenhum momento do dia, o que traz maior segurança a todos os participantes do sistema. Além disso, apenas o titular pode ordenar débitos em sua conta, de forma a ter total controle de seu saldo. Essas mudanças, embora visem reduzir os riscos dos participantes no sistema de pagamentos, aumentam a necessidade de liquidez para a administração do saldo da conta Reservas Bancárias ao longo do dia.

Assim, se antes os bancos administravam seus saldos apenas para minimizar os custos de oportunidade gerados pelo excesso de reservas no cumprimento do compulsório, no novo modelo surge outro motivo: a necessidade de liquidar seus pagamentos em tempo real em um ambiente LBTR.

O objetivo do presente trabalho é verificar a estabilidade do sistema de pagamentos brasileiro no tocante ao total de liquidez frente aos pagamentos nele cursados.

59/ Para maiores informações sobre este tipo de sistema e outros, ver Summers (1994) e BIS(1997).

O trabalho foi dividido em quatro seções, além da introdução: na primeira seção será analisado o atual sistema de pagamentos brasileiro, mostrando quais são as principais fontes de liquidez e seus montantes e como essa liquidez está distribuída ao longo do dia. Pode-se assim verificar o quanto há de excesso de liquidez no sistema, durante o período observado. Ainda será verificado como este excesso está alocado entre os participantes do SPB - instituições financeiras titulares de conta Reservas Bancárias. Na segunda seção será descrita a metodologia a ser utilizada na análise da distribuição da liquidez no sistema, assunto da terceira seção, a qual apresenta os resultados obtidos. A quarta seção apresenta as conclusões do trabalho.

2. Liquidez intradia

Com a impossibilidade de saldo negativo na conta Reservas Bancárias em qualquer momento do dia e a adoção de seu controle em tempo real, o Banco Central criou para os bancos a necessidade de administrarem sua liquidez em tempo real. Essa necessidade torna-se mais significativa devido ao fato de que algumas operações que antes eram compensadas entre os participantes do sistema financeiro serem agora liquidadas bilateralmente pelo valor bruto⁶⁰.

Possível falta de recursos pode fazer com que mensagens de pagamento dos bancos não sejam executadas imediatamente, tendo que permanecer numa “fila de espera” (por devedor) até que possam ser processadas, canceladas ou rejeitadas. Uma preocupação inerente ao gestor do sistema (Banco Central) é a possibilidade de existência de travamento do sistema por falta momentânea de liquidez.

A fim de evitar, ou ao menos minimizar, problemas de filas, os gestores dos sistemas de pagamentos geralmente fornecem instrumentos de liquidez intradia aos participantes. No caso brasileiro os dois principais instrumentos são:

Redesconto Intradia - Modalidade que fornece liquidez por meio de operações de venda de títulos públicos federais dos bancos para o Banco Central com compromisso

60/ Como exemplo desses sistemas podemos citar o SELIC, que passou a ter liquidação bruta em tempo real (LBTR), a CETIP que tem uma janela diferida, mas que a maior parte do tempo é também por LBTR e ainda o próprio STR e a CIP que fazem transferência de reservas entre os bancos por LBTR ou sistema híbrido, funcionando como substituto das transferências que antes eram diferidas através da COMPE.

de recompra no mesmo dia, sem custos financeiros (preço de venda = preço de compra) ⁶¹.

Recolhimentos Compulsórios – Principalmente devido aos altos montantes recolhidos em depósitos compulsórios, este instrumento é uma importante fonte de liquidez. Todos os recolhimentos compulsórios, sejam eles cumpridos em espécie, remunerados ou não, ou em títulos, são livremente movimentáveis ao longo do dia, sendo somente o saldo de final de dia utilizado para a verificação do cumprimento. No caso do compulsório sobre recursos à vista este controle é mais simples, pois este compulsório é cumprido pelo saldo médio da própria conta Reservas Bancárias.

A tabela 1 mostra o saldo das respectivas fontes de liquidez em fevereiro de 2005.

Tabela 1 – Fontes de liquidez

Mês	R\$ bilhões			Liquidez do Sistema
	Reservas Bancárias ^{1/}	Títulos Redescontáveis ^{2/}	Compulsórios ^{3/}	
2005 Fev	27,5	206,3	64,8	298,5

1/ Média diária do saldo de início do dia da conta Reservas Bancárias incluindo o saldo do compulsório sobre recursos à vista.

2/ Consideram-se títulos descontáveis os títulos em custódia da instituição mais os títulos vinculados ao compulsório sobre recursos a prazo.

3/ Saldo de compulsórios cumpridos em espécie à exceção do compulsório sobre recursos à vista.

3. Metodologia

Este trabalho utiliza o conceito de necessidade efetiva de liquidez intradia. Tal conceito reside na diferença entre o saldo de liquidez (reservas, compulsórios e títulos públicos federais líquidos) de início de dia e o saldo mínimo do participante ao longo do dia, ou:

$$NEL_{i,t} = S_{i,0} - \min(S_{i,t}) \quad (1)$$

A necessidade efetiva de liquidez (*NEL*) representa a máxima necessidade de liquidez de um participante para efetuar todos os pagamentos ao longo de um dia. De forma a comparar a *NEL* com o saldo de liquidez do participante, define-se o índice de liquidez (*IL*) como a razão entre a *NEL* e o saldo de início de dia, ou:

$$IL_i = (NEL_{i,t}) / S_{i,0} \quad (2)$$

A importância de um participante no sistema quanto ao risco está diretamente relacionada com o peso de suas posições devedoras no total de débitos de todo o sistema de

61/ Alguns trabalhos, como, por exemplo, Angelini (1998) e Bech e Garratt (2003), têm mostrado que este tipo de operação apresenta custo de oportunidade. Ao fazer um desconto, a instituição, por estar com o ativo utilizado “preso” pela operação, fica incapacitada de utilizá-lo em outra operação no mercado. No Brasil, como as instituições, via de regra, apresentam grande volume de títulos públicos em suas carteiras, considera-se que este custo de oportunidade é zero, sendo cobrado apenas o custo da mensagem de R\$ 0,62 (entre 6h30 e 8h este valor é de R\$0,31).

pagamentos. Para quantificar essa importância, definimos o conceito de magnitude dado pela equação (3):

$$M_i = \left(\frac{\sum_{j=1}^{n^{\circ} deb_i} Deb_i^j}{\sum_{i=1}^{n^{\circ} inst.} \sum_{j=1}^{n^{\circ} deb_i} Deb_i^j} \right), \quad (3)$$

onde i é o participante e j é o lançamento a débito.

Para o cômputo da magnitude, foram consideradas somente as posições devedoras em mensagens que representem pagamentos entre instituições financeiras com conta no STR e entre essas instituições e as diversas câmaras do sistema de pagamentos.

A concentração de liquidez entre as instituições do mercado é analisada pelo índice de Herfindahl-Hirschman, calculado conforme a equação (4):

$$IHH = \sum_{j=1}^n \left(\frac{L_j}{\sum_{k=1}^n L_k} \right)^2, \quad (4)$$

onde L representa a liquidez média de cada participante do sistema no período. Quanto maior o valor desse índice mais concentrados são os recursos para pagamentos intradia – liquidez do sistema⁶². O valor máximo que ele pode assumir é igual a um, quando apenas um participante detém toda a liquidez.

Para o cálculo dos índices, bem como para avaliação da necessidade efetiva de liquidez, os saldos da conta Reservas Bancárias, da carteira de títulos no Selic e dos compulsórios utilizados ao longo do dia foram reconstituídos a cada minuto. Os títulos foram computados pelos preços-base para as operações de redesconto⁶³.

A partir dos valores históricos do índice de liquidez (IL) de cada banco, pode-se montar uma matriz de migração, utilizando o conceito de matriz de transição, que é a matriz de probabilidades de se mover de um determinado estado

62/ Neste texto considera-se liquidez o total de recursos disponíveis para efetuar pagamentos no SPB ao longo do dia, ou seja, a soma dos recursos disponíveis na conta Reservas Bancárias, o total de títulos públicos federais redescantáveis e o montante recolhido em depósitos compulsórios.

63/ Este preço é defensivo, ou seja, é mais baixo que o preço de mercado do título e representa o valor dos títulos para operações de redesconto intradia.

para outro no período seguinte. Considera ainda que a série do *IL* diário das instituições segue uma cadeia de Markov; ou seja, que a probabilidade de um participante estar com um determinado *IL* amanhã depende somente do *IL* em que se encontra hoje.

A montagem da matriz de transição é feita da seguinte forma:

$$P_{ij} = \frac{\sum I(IL_i \rightarrow IL_j)}{\sum I(IL_i)} \quad (5)$$

onde P_{ij} é o elemento ij da matriz de transição e fornece a probabilidade de uma instituição que se encontra com uma $IL=i$ passe para uma $IL=j$. $I(.)$ é uma função indicadora que, para o numerador, indica 1 caso o participante se encontre em t com uma $IL=i$ e passe em $t+1$ para uma $IL=j$, e zero, caso contrário. No caso do denominador, indica 1 sempre que o participante se encontra em t com uma $IL= i$, e zero, caso contrário.

Com a matriz de transição dada, pode-se prever qual o índice de liquidez de um determinado participante dado o *IL* de hoje:

$$IL_{t+j} = IL_t \cdot P^j \quad (6)$$

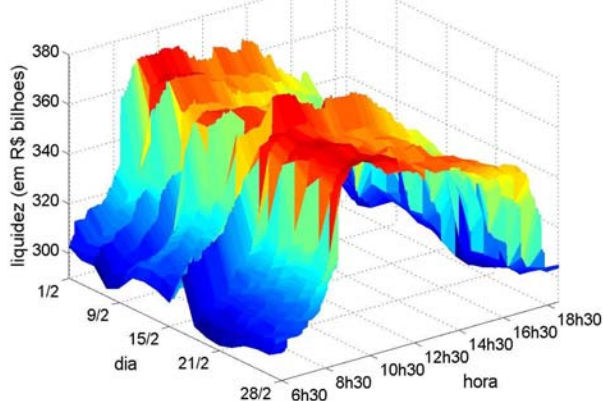
onde P é a matriz de transição; IL_t é o índice de liquidez hoje e IL_{t+j} é o índice de liquidez daqui a j períodos.

Considerando a matriz de liquidez invariável pode-se encontrar a distribuição invariante do *IL* fazendo $j \rightarrow \infty$.

4. Estudo sobre o comportamento do sistema

Nesta seção analisa-se a liquidez das instituições titulares de conta Reservas Bancárias. Esta liquidez é sensível a operações onde a contraparte não pertença ao sistema, como exemplo, Banco Central, Tesouro Nacional, fundos de investimento e outras instituições que não possuam conta Reservas Bancárias. Sensibilizará a liquidez do sistema toda a movimentação de recursos (títulos ou reservas) de uma instituição dentro do sistema para fora deste.

Gráfico 1 - Liquidez do sistema, por dia, por minuto, de 1º a 28/2



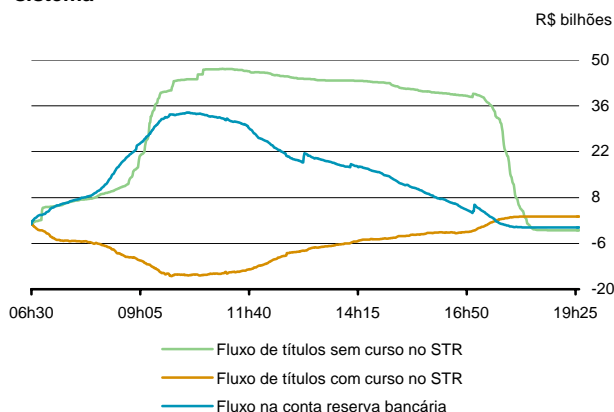
A liquidez dos participantes foi então somada, consolidando esta por minuto conforme mostra o gráfico 1.

Este gráfico mostra que o sistema apresentou-se líquido em todos os momentos de fevereiro de 2005, sendo que a liquidez sempre aumentou entre às 9h e às 16h. Verifica-se também que operações que resultam em aumento da liquidez do sistema ocorrem em sua maioria no início do dia enquanto operações que reduzam essa liquidez são postergadas para o final do dia. Este resultado é esperado em sistemas do tipo LBTR em que há necessidade de recursos ao longo do dia para que as instituições realizem suas operações no mercado interbancário.

Objetivando verificar as fontes que aumentam a liquidez no início do dia, decompôs-se o fluxo de liquidez intradiária do sistema em seus componentes: reserva e compulsórios em espécie, e títulos. Para maior detalhamento, o fluxo de títulos foi também dissociado em operações com e sem curso no STR. O gráfico 2 mostra a evolução da média diária do fluxo acumulado de liquidez em fevereiro de 2005.

Como exemplo, uma operação de redesconto resultará em fluxo negativo na curva de títulos com curso no STR e fluxo positivo no saldo da conta Reservas Bancárias, porém não afetando a liquidez do sistema. Já operações definitivas com o Banco Central poderão afetar a liquidez do sistema caso o valor do título seja diferente do valor de redesconto desse papel, uma vez que a movimentação em reserva é feita pelo real valor da transação. Já as operações de títulos sem curso no STR não têm contraparte com o fluxo de reservas, afetando a liquidez do sistema pelo valor bruto da movimentação.

Gráfico 2 – Componentes da liquidez do sistema



Verifica-se pelo gráfico 2 que o aumento da liquidez é decorrente principalmente da entrada de títulos no sistema por operações sem curso no STR e pelo fluxo positivo de reservas no sistema. Ainda, os fluxos apresentaram grande variação no período da manhã até às 9h30. A partir deste horário o fluxo de reservas torna-se negativo e o fluxo acumulado de títulos sofre grande queda após às 16h30.

O anexo 1 apresenta nove tabelas com maior detalhamento dos fluxos apresentados no gráfico 2. As tabelas A1, A2 e A3 apresentam informação do fluxo acumulado de títulos em operações sem curso no STR, sendo que a tabela A1 apresenta este fluxo ao longo de intervalos de uma hora após a abertura do STR (6h30) e a volatilidade no intervalo considerado em fevereiro e a tabela A2 mostra

a origem ou destino dos principais fluxos ao longo do dia. As tabelas A4, A5 e A6 estão relacionadas ao fluxo de títulos com curso no STR e as demais tabelas mostram dados do fluxo de reserva.

Para analisar somente os principais fluxos foi definido o conceito de significância, aqui definida como a razão entre o módulo dos fluxos pelo somatório dos módulos destes, conforme apresenta a equação (7).

$$\text{Significância} = \frac{|Fluxo_i|}{\sum_{i=1}^{n^{inst.}} |Fluxo_i|} \quad (7)$$

Somente os fluxos com significância maior de 5% foram considerados nesse trabalho.

Conforme observado, verifica-se que os fundos de investimentos são os principais responsáveis pela troca de liquidez nos intervalos de maior fluxo de títulos (até 9h30 e após 16h30). Os bancos comerciais/múltiplos representam as transações entre as diversas contas do Selic (conta cliente, caução e outras) e a conta própria da instituição. Outros participantes de menor impacto no sistema são os bancos de investimento, as corretoras, as distribuidoras e os *brokers*.

A tabela A3 mostra que este fluxo é decorrente das operações compromissadas, sendo o “retorno” dessa operação (operação de código 1056) responsável pelo fluxo positivo de títulos no sistema e a operação compromissada (código 1054) responsável pela saída dos títulos.

Este cenário é devido à posição corrente de excesso de reservas dos fundos de investimentos, conforme mostrado na tabela 2. Nessa tabela, mostra-se a média diária da diferença da posição em custódia e em carteira do montante em títulos públicos federais. Os valores positivos representam excesso de reserva das instituições, enquanto os valores negativos representam excesso de títulos. Observa-se também que o somatório de todas as posições não tem valor zero, pois somente os participantes com posição mais expressiva foram considerados.

Analisando fevereiro, verifica-se que o mercado manteve média diária de R\$63,8 bilhões (posição contrária ao Banco Central). Os fundos de investimento são as instituições com maior excesso de reservas e, por realizarem

Tabela 2 – Excesso de reservas das diversas instituições do sistema financeiro

Instituição	Total R\$ bilhões
Fundos de investimento	71,3
Demais participantes ^{1/}	16,3
Bancos comerciais	
(privados, estaduais e federais)	- 23,8
Banco Central do Brasil	- 63,8

^{1/} Inclui investimentos extra-mercado, bancos de investimento, corretoras, *brokers* e outros.

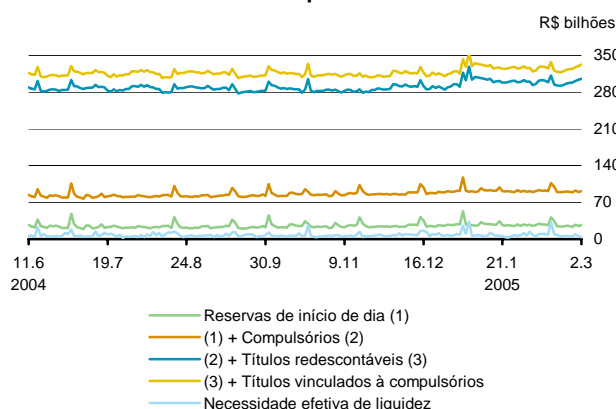
a “zeragem” com as instituições bancárias, injetam liquidez diariamente no sistema bancário.

O fluxo acumulado de títulos com curso no STR é observado na tabela A4. Verifica-se que esse fluxo apresenta valores menores quando comparado aos fluxos com operações sem curso no STR, embora os altos valores dos desvios padrão sugere que esta curva possa apresentar formato significativamente diferente dependendo do dia considerado.

Na tabela A5 observa-se que os principais pares para este fluxo são o Banco Central, os fundos de investimento, os bancos de investimentos e o Tesouro Nacional. Analisando essa tabela com a tabela A6, infere-se, pela grandeza dos valores, que o Banco Central interfere na liquidez do sistema principalmente com operações de redesconto (códigos 1024, 1025 e 1026), enquanto os demais pares trocam liquidez por operações compromissadas (códigos 1054, 1056, 1057 e 1059).

As tabelas A7, A8 e A9 apresentam dados quanto ao fluxo de reserva. Conforme observado, os pares para esse fluxo são o Banco Central e as câmaras. Ressalva-se que somente os fluxos com significância maior ou igual a 5% foram considerados e por isso os fluxos por câmara não zeram quando somados nos diferentes horários. Ainda, verifica-se que as principais mensagens são as referentes às trocas de títulos no Selic (código SEL) – no parágrafo anterior verificou-se tratar principalmente de operações de redesconto e compromissadas – pagamentos de câmaras (LDL) e trocas com o Tesouro (STN).

Gráfico 3 – Necessidade efetiva de liquidez vis a vis às diversas fontes de liquidez



O gráfico 3 também corrobora a existência de excesso de liquidez do sistema para atender às necessidades diárias de pagamentos. Neste gráfico compara-se a soma das necessidades efetivas de liquidez (NEL) de cada participante com a liquidez do início do dia do sistema. Conforme pode ser observado, o total dos saldos de início de dia das contas Reservas Bancárias já seria suficiente para atender as NEL do sistema⁶⁴. Observam-se também alguns picos no saldo de reservas de início de dia, decorrentes do vencimento de títulos nas carteiras de fundos, de contas de clientes e das demais instituições não consideradas no sistema. Nestes dias ocorre o acréscimo do saldo em reservas correspondente ao valor do vencimento de títulos.

64/ Considera-se a NEL do sistema a soma da NEL de cada participante.

Muito embora o nível da liquidez do sistema possa estar confortável para o atual nível de pagamentos, deve-se verificar a distribuição dessa liquidez entre os participantes. Utilizando-se o índice de Herfindahl-Hirshman (IHH) pode-se verificar, conforme a tabela 3, que ele se mantém praticamente constante no período.

A interpretação dos dados dos índices IHH mostra que a concentração de liquidez se aproxima de um oligopólio simétrico com oito participantes⁶⁵, ou seja, pode-se caracterizar que, nesse mercado, a liquidez se encontra distribuída em oito agrupamentos equivalentes. Esse índice mostra que algumas instituições têm folga de liquidez vis-à-vis suas necessidades de pagamentos, mas nada se pode afirmar quanto à maioria das instituições que possuem menor liquidez. Assim, cabe ao Banco Central analisar se a atual distribuição de liquidez poderia comprometer o fluxo de pagamentos do sistema.

Dessa forma, calculou-se o índice de liquidez de cada participante, dividindo-se a média da necessidade efetiva de liquidez pela média do saldo de início de dia. Em seguida, o índice foi agrupado dentro de classes, conforme exibido na tabela 3. Ainda nessa tabela, pode-se observar a magnitude acumulada das instituições agrupadas. Sendo a magnitude uma medida da importância do participante dentro do sistema de pagamentos, quanto maior a magnitude da classe, maior sua relevância.

Percebe-se então que as instituições com maior índice de liquidez possuem magnitude pouco relevante quando comparada à magnitude dos demais participantes do sistema. Assim, tem-se que as instituições que utilizam mais de 50% de sua liquidez de início de dia no momento de maior estresse possuem débitos intradiários inferiores a 4,1% do total de débitos do STR.

A tabela 4, porém, apresenta valores médios para o índice de liquidez, podendo ocultar em alguns dias um cenário diferente do observado acima. Dessa forma, faz-se necessário analisar a distribuição do índice de liquidez no período estudado. O gráfico 4 mostra a distribuição da média (μ) com intervalos de dois desvios padrão (σ) para todos os participantes do sistema.

Observa-se que dos 109 participantes, somente 33 tiveram o lado superior do intervalo acima de 0,5 para o índice de liquidez.

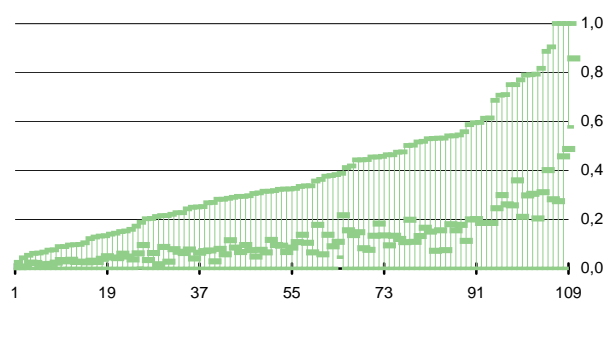
Tabela 3 – Índice de Herfindahl-Hirshman (IHH) entre dezembro de 2004 e fevereiro de 2005

Mês	IHH	%
2004 Nov		12,3
Dez		12,5
2005 Jan		12,3
Fev		12,5

Tabela 4 – Distribuição do índice de liquidez por classes entre 7/6/04 e 28/2/05

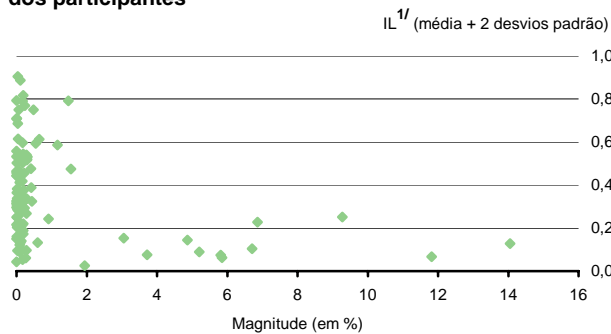
Classe	Número de participantes	Magnitude
0,0 -- 0,1	69	86,0
0,1 -- 0,2	24	7,5
0,2 -- 0,3	6	1,2
0,3 -- 0,4	4	0,7
0,4 -- 0,5	2	0,5
0,5 -- 0,6	0	0,0
0,6 -- 0,7	2	4,1
0,7 -- 0,8	0	0,0
0,8 -- 0,9	1	0,0

Gráfico 4 – Distribuição da média do índice de liquidez com intervalo de dois desvios padrão entre junho de 2004 e fevereiro de 2005



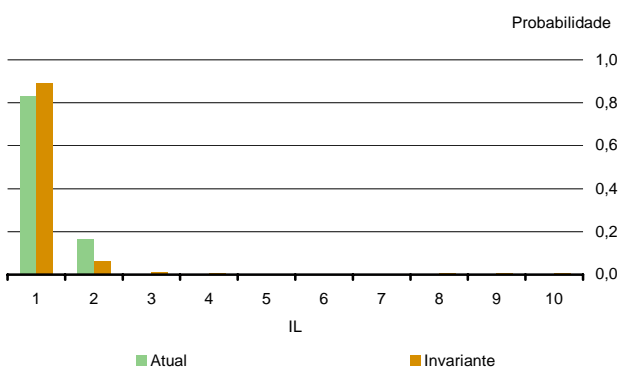
65/ O número de agrupamentos equivalentes é obtido pelo inverso do índice de Herfindahl-Hirschman.

Gráfico 5 – Dispersão da média + 2 desvios padrão do índice de liquidez pela magnitude dos participantes



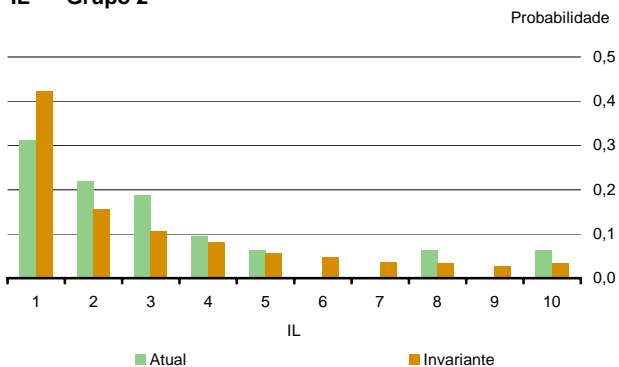
1/ Índice de Liquidez

Gráfico 6 – Distribuição atual e invariante do IL 1/ – Grupo 1



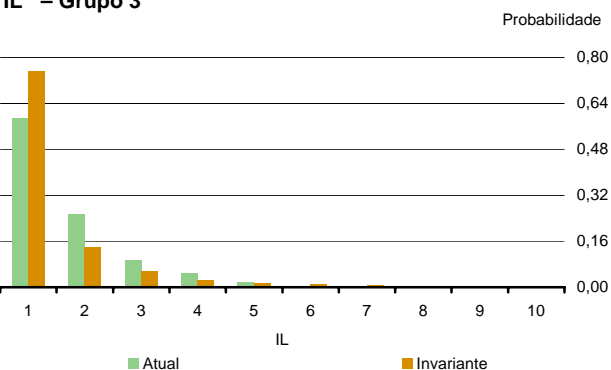
1/ Índice de Liquidez

Gráfico 7 – Distribuição atual e invariante do IL 1/ – Grupo 2



1/ Índice de Liquidez

Gráfico 8 – Distribuição atual e invariante do IL 1/ – Grupo 3



1/ Índice de Liquidez

O gráfico 5 apresenta a dispersão de $\mu + 2\sigma$ pela magnitude dos participantes, podendo-se verificar que as instituições que apresentaram valores acima de 0,5 no gráfico acima possuem baixa magnitude.

Ressalva-se que o gráfico 5 evidencia um cenário em que a probabilidade de o índice vir a se situar abaixo dos pontos encontrados no gráfico é de mais de 97%. Constatase assim que, durante o período analisado o sistema de pagamentos brasileiro está robusto frente à liquidez necessária ao funcionamento de um sistema do tipo LBTR, e que embora 30,3% das instituições (33) tenham apresentado valores estressados acima de 0,5, estas representam somente 11,6% da magnitude de pagamentos do sistema.

Até aqui verificou-se que há excesso de liquidez tanto em termos agregados como em termos individuais para que o SPB funcione de maneira eficiente, segura e confiável. É importante para o supervisor do sistema de pagamentos saber como estará distribuída a liquidez do sistema no futuro dado a atual distribuição e as probabilidades de migração entre classes. Para isso utilizou-se o conceito de cadeia de Markov para se montar uma matriz de migração. Considerando a matriz de migração invariável pode-se encontrar a distribuição invariante do *IL*. Os gráficos 6, 7 e 8 apresentam estas distribuições para três diferentes grupos de participantes: no grupo 1 se encontram os participantes que possuem magnitude superior a 2% do total do sistema; no grupo 2 os participantes que possuem $\mu + 2\sigma$ maior que 0,5; e no grupo 3 se encontram os demais participantes.

Pode-se verificar que a distribuição invariante apresenta probabilidades maiores nos índices de liquidez menores. Este resultado mostra que haverá liquidez suficiente no SPB para que os pagamentos nele cursados sejam feitos de maneira segura e confiável, dado a atual distribuição de liquidez e as probabilidades de migração entre classes.

No Anexo 2 pode-se verificar as matrizes de migração dos três grupos. Pode-se notar que a probabilidade de um participante migrar para as classes de maior valor é muito pequena, reforçando a estabilidade do sistema presente.

5. Conclusão

O novo sistema de pagamentos brasileiro exige que os participantes do sistema financeiro administrem sua liquidez intradia de forma mais eficiente, devido à impossibilidade de saldo negativo na conta Reservas Bancárias em qualquer instante, aumentando a demanda por liquidez pelas instituições para que elas possam cumprir suas obrigações em tempo real.

Este trabalho evidenciou que o sistema financeiro possui liquidez suficiente para atender às atuais necessidades de pagamento ao longo do dia. Dada a alta concentração dessa liquidez, a análise foi estendida a cada participante, demonstrando-se que não somente todas as instituições apresentaram colchão de liquidez suficiente para atender as suas necessidades de pagamento, como as que apresentaram o menor volume de liquidez vis-à-vis as suas necessidades de pagamento também são instituições que apresentam baixa relevância quanto ao total de pagamentos do sistema.

Este trabalho se baseou nos dados do período de 7 de junho de 2004 a 28 de fevereiro de 2005. Apesar de os resultados obtidos demonstrarem boa folga do sistema quanto à necessidade de liquidez intradia das instituições observadas, é importante a constante vigilância deste quadro, uma vez que tanto a distribuição da liquidez por questões macroeconômicas (redução da dívida pública federal ou das alíquotas de compulsório) como o aumento da necessidade de liquidez pelo aquecimento da economia poderiam alterar este cenário.

Referências bibliográficas

ANGELINI, P. (1998) An analysis of competitive externalities in Gross settlement systems. **Journal of Banking and Finance** 22(1), 1-18.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema de Pagamentos Brasileiro. **Texto técnico**. Realizado pelo Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos – Deban. Disponível no endereço: www.bcb.gov.br.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. (1997) Real-time gross systems. **Committee on Payment and Settlement Systems of the central banks of the group of ten countries**. Basle: BIS.

BECH, M., GARRATT, R. (2003) The intraday liquidity management game. **Journal of Economic Theory** 109, 198-219.

HAMILTON, J.D. (1994) Time Series Analysis. **Princeton University Press**.

SUMMERS, B. J. (org.). (1994) The payment system: design, management, and supervision. **IMF**. Washington, DC.

Anexo I

· Fluxo de Títulos sem curso no STR

Tabela A1 – Fluxo acumulado de títulos sem curso no STR por horário em fevereiro de 2005

Horário	R\$ milhões	
	Fluxo acumulado médio	Desvio-padrão
06h30 -- 07h30	6 924,67	1 281,36
07h30 -- 08h30	3 370,27	1 044,89
08h30 -- 09h30	26 582,85	13 907,37
09h30 -- 10h30	8 707,10	11 268,21
10h30 -- 11h30	1 356,17	6 061,78
11h30 -- 12h30	-1 868,00	1 580,88
12h30 -- 13h30	-1 290,34	1 112,58
13h30 -- 14h30	- 299,28	514,52
14h30 -- 15h30	-2 315,17	1 229,25
15h30 -- 16h30	-1 677,12	1 494,85
16h30 -- 17h30	-5 037,82	5 148,84
17h30 -- 18h30	-36 323,40	5 980,33

Tabela A2 – Principais origens e destinos do fluxo de títulos sem curso no STR em fevereiro de 2005

Horário	Instituição	R\$ milhões	
		Fluxo acumulado médio	Significância %
06h30 -- 07h30	Clientes – Banco comercial/múltiplo	599,28	8,7
06h30 -- 07h30	Fundos	6 034,48	87,1
07h30 -- 08h30	Clientes – Banco comercial/múltiplo	462,38	13,2
07h30 -- 08h30	Banco de Investimento	462,54	13,2
07h30 -- 08h30	Fundos	2 438,78	69,8
08h30 -- 09h30	Clientes – Banco comercial/múltiplo	1 332,45	29,7
08h30 -- 09h30	Fundos	23 871,36	89,8
09h30 -- 10h30	Fundos	8 174,86	92,6
10h30 -- 11h30	Fundos	1 170,80	86,3
11h30 -- 12h30	Fundos	-1 088,59	58,3
12h30 -- 13h30	Fundos	-1 188,42	90
12h30 -- 13h30	Outros	1,36	0,1
12h30 -- 13h30	Soc. crédito e leasing/Adm. consórcio	0,07	0
13h30 -- 14h30	Banco comercial/múltiplo	13,96	3,8
13h30 -- 14h30	Banco de investimento	- 153,60	41,4
13h30 -- 14h30	Fundos	- 181,52	48,9
13h30 -- 14h30	Fundos estadual e municipal	20,82	5,6
14h30 -- 15h30	Banco de investimento	- 191,73	7,7
14h30 -- 15h30	Câmaras	-1 048,84	42,1
14h30 -- 15h30	Fundos	-1 157,90	46,4
15h30 -- 16h30	Banco de investimento	- 100,53	5,3
15h30 -- 16h30	Fundos	-1 618,86	85,9
15h30 -- 16h30	Fundos estadual e municipal	99,40	5,3
16h30 -- 17h30	Clientes – Banco comercial/múltiplo	- 393,55	5,4
16h30 -- 17h30	Banco de investimento	- 509,03	7
16h30 -- 17h30	Câmaras	1 094,19	15,1
16h30 -- 17h30	Fundos	-5 086,75	70,4
17h30 -- 18h30	Clientes – Banco comercial/múltiplo	-2 281,38	6,3
17h30 -- 18h30	Fundos	-33 010,25	90,9

Tabela A3 – Mensagens responsáveis pelos principais fluxos de títulos sem curso no STR

Horário	Mensagem ^{1/}	R\$ milhões	
		Fluxo acumulado médio	Significância %
06h30 -- 07h30	1 056	7 781,25	87,6
06h30 -- 07h30	1 054	- 949,56	10,7
07h30 -- 08h30	1 056	3 928,42	86,5
07h30 -- 08h30	1 054	- 586,11	12,9
08h30 -- 09h30	1 056	25 895,86	97
09h30 -- 10h30	1 056	10 415,97	85,3
09h30 -- 10h30	1 054	-1 719,56	14,1
10h30 -- 11h30	1 056	6 378,85	54,6
10h30 -- 11h30	1 054	-5 116,09	43,8
11h30 -- 12h30	1 054	-1 897,24	88,1
11h30 -- 12h30	1 056	139,09	6,5
12h30 -- 13h30	1 054	-2 537,81	62,4
12h30 -- 13h30	1 056	1 384,55	34,1
13h30 -- 14h30	1 054	-3 788,01	50,9
13h30 -- 14h30	1 056	3 539,21	47,6
14h30 -- 15h30	1 054	-7 971,72	50,7
14h30 -- 15h30	1 056	6 695,80	42,6
14h30 -- 15h30	1 023	-1 041,02	6,6
15h30 -- 16h30	1 054	-7 438,64	55,2
15h30 -- 16h30	1 056	5 893,88	43,7
16h30 -- 17h30	1 054	-10 657,28	64,8

1/ Mensagem 1023: transferência de custódia para câmaras;
 mensagem 1054: compra/venda compromissada;
 mensagem 1056: recompra/revenda.

Tabela A4 – Fluxo acumulado médio de títulos com curso no STR por horário em fevereiro de 2005

Horário	R\$ milhões	
	Fluxo acumulado médio	Desvio-padrão
06h30 -- 07h30	-5 248,65	872,54
07h30 -- 08h30	-3 064,58	1 601,52
08h30 -- 09h30	-5 602,26	2 191,82
09h30 -- 10h30	-1 851,51	3 112,68
10h30 -- 11h30	1 347,81	3 342,93
11h30 -- 12h30	4 553,66	2 880,74
12h30 -- 13h30	2 946,03	3 139,51
13h30 -- 14h30	2 070,23	1 379,96
14h30 -- 15h30	1 233,05	1 305,76
15h30 -- 16h30	993,67	1 159,58
16h30 -- 17h30	3 372,07	1 261,50
17h30 -- 18h30	1 452,76	845,10

· Fluxo de Títulos com curso no STR

Tabela A5 – Principais origens e destinos do fluxo de títulos com curso no STR em fevereiro de 2005

Horário	Instituição	R\$ milhões	
		Fluxo acumulado médio	Significância (%)
06h30 -- 07h30	Banco Central do Brasil	-6 988,06	79,9
06h30 -- 07h30	Fundos	1 732,06	19,8
07h30 -- 08h30	Banco Central do Brasil	-9 183,28	59,9
07h30 -- 08h30	Fundos	5 940,36	38,8
08h30 -- 09h30	Banco Central do Brasil	-14 394,21	61,7
08h30 -- 09h30	Fundos	8 219,02	35,3
09h30 -- 10h30	Banco Central do Brasil	-4 692,13	58,4
09h30 -- 10h30	Fundos	2 285,20	28,4
09h30 -- 10h30	Tesouro	503,58	6,3
10h30 -- 11h30	Banco Central do Brasil	1 827,36	62,9
10h30 -- 11h30	Banco de investimento	- 381,71	13,1
10h30 -- 11h30	Fundos	- 189,41	6,5
10h30 -- 11h30	Tesouro	298,56	10,3
11h30 -- 12h30	Banco Central do Brasil	6 127,51	73,3
11h30 -- 12h30	Fundos	-1 670,38	20
12h30 -- 13h30	Banco Central do Brasil	5 507,82	65,5
12h30 -- 13h30	Fundos	-2 329,74	27,7
13h30 -- 14h30	Banco Central do Brasil	3 190,36	71,9
13h30 -- 14h30	Fundos	-1 093,29	24,6
14h30 -- 15h30	Banco Central do Brasil	4 084,84	58,8
14h30 -- 15h30	Fundos	-2 669,48	38,4
15h30 -- 16h30	Banco Central do Brasil	4 942,34	53,3
15h30 -- 16h30	Fundos	-4 065,79	43,9
16h30 -- 17h30	Banco Central do Brasil	7 510,83	63,9
16h30 -- 17h30	Fundos	-3 936,23	33,5
17h30 -- 18h30	Banco Central do Brasil	2 398,65	71,4
17h30 -- 18h30	Fundos	- 849,28	25,3

Tabela A6 – Mensagens responsáveis pelos principais fluxos de títulos com curso no STR

Horário	Mensagem ^{1/}	R\$ milhões	
		Fluxo acumulado médio	Significância %
06h30 -- 07h30	1 024	-7 018,82	79,9
06h30 -- 07h30	1 056	1 734,29	19,7
07h30 -- 08h30	1 024	-9 303,72	59,8
07h30 -- 08h30	1 056	5 797,34	37,2
08h30 -- 09h30	1 024	-17 111,91	58,6
08h30 -- 09h30	1 056	10 283,59	35,2
09h30 -- 10h30	1 024	-6 913,80	56,5
09h30 -- 10h30	1 056	2 422,67	19,8
09h30 -- 10h30	1 026	1 544,81	12,6
10h30 -- 11h30	1 026	3 561,93	43,7
10h30 -- 11h30	1 024	-2 069,98	25,4
10h30 -- 11h30	1 025	802,86	9,8
10h30 -- 11h30	1 054	- 746,22	9,1
10h30 -- 11h30	1 059	- 530,31	6,5
11h30 -- 12h30	1 026	6 549,21	52,7
11h30 -- 12h30	1 054	-2 215,85	17,8
11h30 -- 12h30	1 024	-1 572,72	12,7
11h30 -- 12h30	1 025	1 563,73	12,6
12h30 -- 13h30	1 026	4 856,05	43,1
12h30 -- 13h30	1 054	-3 150,45	27,9
12h30 -- 13h30	1 025	1 054,65	9,4
12h30 -- 13h30	1 024	- 941,08	8,3
12h30 -- 13h30	1 057	788,66	7,0
13h30 -- 14h30	1 026	3 101,70	50,7
13h30 -- 14h30	1 054	-1 715,91	28,1
13h30 -- 14h30	1 025	880,86	14,4
14h30 -- 15h30	1 026	3 356,50	40,3
14h30 -- 15h30	1 054	-3 063,90	36,8
14h30 -- 15h30	1 025	1 374,43	16,5
14h30 -- 15h30	1 024	- 453,11	5,4
15h30 -- 16h30	1 054	-4 002,53	42,0
15h30 -- 16h30	1 026	3 631,33	38,1
15h30 -- 16h30	1 025	1 608,68	16,9
16h30 -- 17h30	1 026	5 820,15	49,4
16h30 -- 17h30	1 054	-4 007,42	34,0
16h30 -- 17h30	1 025	1 752,42	14,9
17h30 -- 18h30	1 026	1 966,69	59,2
17h30 -- 18h30	1 054	- 847,81	25,5

1/ Mensagem 1024: operação de redesconto; 1025: liquidação antecipada ou parcial de redesconto; 1026: liquidação de redesconto; 1054: compra/venda compromissada; 1056: recompra/revenda; 1057: compra/venda compromissada com preço retorno em aberto; e 1059: recompra/revenda compromissada com preço de retorno em aberto.

· Fluxo de Reservas e Compulsório

Tabela A7 – Fluxo acumulado de títulos com curso no STR por horário em fevereiro de 2005

Horário	R\$ milhões	
	Fluxo acumulado médio	Desvio-padrão
06h30 -- 07h30	7 212,57	1 586,36
07h30 -- 08h30	8 853,84	2 623,07
08h30 -- 09h30	14 222,26	3 108,66
09h30 -- 10h30	3 290,15	3 025,77
10h30 -- 11h30	-3 003,15	3 647,17
11h30 -- 12h30	-8 842,78	3 451,65
12h30 -- 13h30	-2 579,66	3 194,56
13h30 -- 14h30	-2 420,26	1 776,20
14h30 -- 15h30	-5 323,34	2 389,04
15h30 -- 16h30	-5 037,16	1 547,58
16h30 -- 17h30	-4 847,71	1 936,25
17h30 -- 18h30	-2 682,12	1 525,08

Tabela A8 – Principais origens e destinos do fluxo de reservas e compulsórios em fevereiro de 2005

Horário	Instituição	R\$ milhões	
		Fluxo acumulado médio	Significância %
06h30 -- 07h30	Banco Central	7 536,11	95,9
07h30 -- 08h30	Banco Central	8 978,00	95,5
08h30 -- 09h30	Banco Central	14 543,73	97,8
09h30 -- 10h30	Banco Central	4 013,25	84,4
09h30 -- 10h30	BMF Câmbio	- 541,52	11,4
10h30 -- 11h30	Banco Central	-2 065,01	68,8
10h30 -- 11h30	BMF Câmbio	- 259,87	8,7
10h30 -- 11h30	Cetip	- 376,45	12,5
11h30 -- 12h30	Banco Central	-6 252,26	70,6
11h30 -- 12h30	Cetip	-2 456,33	27,7
12h30 -- 13h30	Banco Central	-5 327,19	62,2
12h30 -- 13h30	Cetip	2 900,40	33,8
13h30 -- 14h30	Banco Central	-3 160,42	67,1
13h30 -- 14h30	BMF Câmbio	1 145,76	24,3
14h30 -- 15h30	Banco Central	-4 363,28	73,7
14h30 -- 15h30	BMF Ativos	- 728,88	12,3
14h30 -- 15h30	CIP - SITRAF	- 311,72	5,3
15h30 -- 16h30	Banco Central	-4 766,39	85
15h30 -- 16h30	CBLC	283,32	5
15h30 -- 16h30	CIP - SITRAF	- 534,02	9,5
16h30 -- 17h30	Banco Central	-7 601,39	73,4
16h30 -- 17h30	BMF Ativos	829,25	8
16h30 -- 17h30	CIP - SITRAF	1 879,85	18,2
17h30 -- 18h30	Banco Central	-2 693,70	99,6

Tabela A9 – Mensagens responsáveis pelos principais fluxos de reserva e compulsórios

R\$ milhões			
Horário	Mensagem ^{1/}	Fluxo acumulado médio	Significância
06h30 -- 07h30	SEL	6 983,94	80,1
06h30 -- 07h30	STN	983,18	11,3
07h30 -- 08h30	SEL	9 314,63	95,3
08h30 -- 09h30	SEL	14 286,08	95,4
09h30 -- 10h30	SEL	4 123,59	83,1
09h30 -- 10h30	LDL	- 717,26	14,5
10h30 -- 11h30	SEL	-2 173,36	67,2
10h30 -- 11h30	LDL	- 897,38	27,7
11h30 -- 12h30	SEL	-6 179,75	68,8
11h30 -- 12h30	LDL	-2 613,66	29,1
12h30 -- 13h30	SEL	-5 524,38	63,9
12h30 -- 13h30	LDL	2 761,34	31,9
13h30 -- 14h30	SEL	-3 316,76	76,6
13h30 -- 14h30	LDL	747,75	17,3
14h30 -- 15h30	SEL	-4 250,76	76,4
14h30 -- 15h30	LDL	- 965,83	17,4
15h30 -- 16h30	SEL	-4 771,99	88,0
15h30 -- 16h30	LDL	- 265,77	4,9
16h30 -- 17h30	SEL	-7 520,61	69,0
16h30 -- 17h30	LDL	2 712,07	24,9
17h30 -- 18h30	SEL	-2 349,42	72,6
17h30 -- 18h30	STN	- 609,41	18,8
17h30 -- 18h30	CIR	166,07	5,1

1/ SEL – Transações com Selic

STN – Transações com o Tesouro Nacional

LDL – Transações com as câmaras

CIR – Transações de meio circulante

Anexo II

As tabelas abaixo mostram a matriz de migração para três diferentes grupos de participantes: na tabela A10 para o grupo de participantes que possui magnitude superior a 2%; na tabela A11 para o grupo de participantes que apresenta média mais dois desvios-padrão de *IL* acima de 0,5, e na tabela A12 para os demais participantes.

Tabela A10 – Matriz de transição – Participantes que possuem magnitude acima de 2%

Distribuição	t									
	0 - 1	1 - 2	2 - 3	3 - 4	4 - 5	5 - 6	6 - 7	7 - 8	8 - 9	9 - 10
0 - 1	0,91	0,85	0,84	0,58	0,80	0,50	0,16	0,47	0,47	0,54
1 - 2	0,06	0,09	0,13	0,18	0,20	0,50	0,00	0,00	0,00	0,15
2 - 3	0,01	0,04	0,00	0,06	0,00	0,00	0,17	0,00	0,00	0,00
3 - 4	0,01	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,15	0,00	0,00
4 - 5	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08
5 - 6	0,00	0,01	0,00	0,06	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6 - 7	0,00	0,00	0,00	0,06	0,00	0,00	0,17	0,00	0,05	0,00
7 - 8	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,33	0,23	0,11	0,00
8 - 9	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,15	0,32	0,00
9 - 10	0,00	0,00	0,00	0,06	0,00	0,00	0,17	0,00	0,05	0,23

Tabela A11 – Matriz de transição – Participantes que apresentem média mais dois desvios-padrão do *IL* maior que 0,5

Distribuição	t									
	0 - 1	1 - 2	2 - 3	3 - 4	4 - 5	5 - 6	6 - 7	7 - 8	8 - 9	9 - 10
0 - 1	0,61	0,37	0,32	0,25	0,20	0,22	0,19	0,23	0,13	0,25
1 - 2	0,16	0,24	0,18	0,17	0,12	0,08	0,06	0,08	0,06	0,04
2 - 3	0,07	0,14	0,20	0,13	0,14	0,11	0,07	0,08	0,07	0,04
3 - 4	0,05	0,08	0,11	0,15	0,14	0,14	0,12	0,08	0,08	0,05
4 - 5	0,03	0,05	0,07	0,12	0,13	0,12	0,10	0,06	0,02	0,05
5 - 6	0,02	0,04	0,04	0,08	0,09	0,16	0,12	0,07	0,09	0,02
6 - 7	0,01	0,02	0,02	0,04	0,07	0,08	0,17	0,08	0,07	0,06
7 - 8	0,02	0,02	0,02	0,03	0,05	0,04	0,07	0,19	0,06	0,06
8 - 9	0,01	0,02	0,02	0,02	0,04	0,03	0,06	0,05	0,36	0,04
9 - 10	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,04	0,08	0,06	0,39

Tabela A12 – Matriz de transição – Demais participantes

Distribuição	t									
	0 - 1	1 - 2	2 - 3	3 - 4	4 - 5	5 - 6	6 - 7	7 - 8	8 - 9	9 - 10
0 - 1	0,82	0,58	0,45	0,48	0,49	0,63	0,58	0,67	0,54	0,45
1 - 2	0,11	0,25	0,27	0,20	0,16	0,13	0,12	0,00	0,08	0,00
2 - 3	0,04	0,10	0,17	0,13	0,07	0,08	0,05	0,05	0,15	0,00
3 - 4	0,01	0,04	0,06	0,11	0,12	0,05	0,03	0,05	0,15	0,22
4 - 5	0,01	0,02	0,03	0,06	0,08	0,06	0,00	0,09	0,00	0,11
5 - 6	0,01	0,01	0,01	0,02	0,07	0,04	0,03	0,09	0,08	0,00
6 - 7	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00	0,12	0,00	0,00	0,00
7 - 8	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00
8 - 9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,00	0,00	0,22
9 - 10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,05	0,00	0,00

Lei de Falências e Desenho Ótimo de Contratos

Marcelo Yoshio Takami⁶⁶

Resumo

Esta resenha analisa três artigos sob o prisma da nova Lei de Falências e ilustra a importância do SCR (Sistema de Informações de Crédito) através de um modelo teórico. Quanto à nova Lei de Falências, chama-se a atenção para três aspectos: i) isenção de propriedade, ii) proteção ao credor e iii) esquemas de incentivos em contratos de concessão de crédito. Conclui-se que a nova lei representa um avanço significativo, principalmente no quesito proteção ao credor e que a consolidação do SCR poderá reduzir os problemas de informação entre credores e devedores.

66/ Departamento de Estudos e Pesquisa do Banco Central do Brasil, marcelo.takami@bcb.gov.br

1. Introdução

A nova Lei de Falências e Recuperação de Empresas (Lei 11.101/05), sancionada pelo Presidente da República em 09/02/2005, deverá entrar em vigor em junho deste ano. O meio acadêmico, os agentes do mercado e os especialistas estão especialmente receptivos a essa nova lei, porque contempla um revigoramento do papel dos credores no processo falimentar, na esteira das reformulações recentes das legislações européias em que se visa preservar o negócio em vez de liquidá-lo. O propósito desta lei é justamente prover condições para que empresas viáveis se recuperem e, se não for possível, promovam um rápido e eficiente processo de falência.

Neste *survey*, os artigos escolhidos são analisados sob o ponto de vista da nova legislação falimentar. Mais especificamente, as questões abordadas são relativas a: i) isenção de propriedade, ii) proteção ao credor e iii) esquemas de incentivos em contratos de concessão de crédito. Com relação à proteção ao credor, conclui-se que o desenho do arcabouço legal está em linha com o que modernamente se considera adequado quanto aos direitos dos credores, mas ainda existem oportunidades de melhoria no quesito respeitabilidade legal.

Além disso, com o objetivo de fortalecer o controle do risco sistêmico e assegurar a estabilidade financeira, o Banco Central do Brasil criou a Central de Risco de Crédito (CRC), que posteriormente passou a denominar-se Sistema de Informações de Crédito (SCR). Nesse contexto, um modelo é apresentado para ilustrar a importância do SCR na redução de problemas informacionais entre credores e devedores.

Esta resenha está dividida em 4 seções, além desta introdução. Na segunda seção, três artigos são discutidos à luz da nova legislação. Os dois primeiros artigos apresentam resultados empíricos, sendo que um deles utiliza dados do Brasil. O terceiro artigo apresenta um modelo da teoria dos contratos para o contexto norte-americano. Na terceira seção apresenta-se um modelo de contrato de crédito e conclui-se que, através do SCR, os problemas de seleção adversa e de racionamento de crédito podem ser minimizados. Na última seção tem-se a conclusão.

2. Revisão da literatura

As literaturas nacional e internacional têm abordado vários aspectos macro e microeconômicos do crédito. Em particular, no Brasil, muitos artigos têm surgido em função da relevância do crédito como canal de transmissão da política monetária, da sua importância como direcionador para o crescimento do PIB e da expectativa de que a nova legislação entre em vigor.

Araújo e Funchal (2004) analisam a influência da lei de falências e do judiciário no mercado de crédito em diferentes regiões do mundo (120 países) no ano de 2003. Aplicaram-se os métodos de regressão múltipla e regressão quantílica ao seguinte modelo (completo): $cp_i = \beta_0 + \beta_1 prot_i + \beta_2 prot_i^2 + \beta_3 prot_i^3 + \beta_4 prot_i^4 + \beta_5 pib_i + \beta_6 y_i + \beta_7 I_i + \beta_8 contr_i + \beta_9 corte_i + \varepsilon_i$, onde: $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$, cp_i = volume de crédito privado/PIB, $prot_i$ = proteção efetiva ao credor⁶⁷, y_i = renda per capita, I_i = eficiência do sistema de insolvência, $contr_i$ = complexidade da intervenção estatutário processual dos casos civis nas cortes, $corte_i$ = grau de interferência da corte no processo de insolvência.

Os autores encontram uma relação não-linear e côncava entre cp_i e $prot_i$. As variáveis de natureza jurídica (I_i , $contr_i$ e $corte_i$) foram significativas⁶⁸, quando o foram, no mínimo a 10%. A intuição parece estar alinhada com os resultados empíricos e modelos de equilíbrio geral com mercados incompletos e *default*⁶⁹: quanto maior (menor) a proteção ao credor, estes tendem a oferecer mais (menos) crédito ao mercado. Isso ocorre até um nível ótimo de penalização, a partir da qual o devedor passa a ter um desincentivo a contratar empréstimo em virtude de um nível de penalização supostamente excessivo. Este resultado traz uma conjectura adicional à literatura corrente, que sugere apenas que quanto maior a proteção ao credor, melhor para o mercado de crédito.

Substituindo o nível ótimo de penalização no modelo, concluiu-se que o impacto no crédito privado é mais positivo para os países em desenvolvimento. Apesar das

67/ multiplicação da variável respeitabilidade legal pela variável direito do credor. É a variável explicativa mais importante do modelo, pois representa a penalização do devedor. Respeitabilidade legal representa a tradição da lei e da ordem de um país.

68/ os resultados da regressão quantílica sugerem que as variáveis jurídicas têm menor importância para os países em desenvolvimento que para os países desenvolvidos.

69/ particularmente com o trabalho teórico de Dubey, Geanakoplos e Shubik: *Default and Punishment in a General Equilibrium*, *Econometrica forthcoming*, 2003.

variáveis de natureza jurídica terem sido estatisticamente pouco significativas, elas constituem uma preocupação importante no contexto brasileiro. A morosidade da cobrança judicial, por exemplo, é frequentemente mencionada (Araújo, 2004, Abrão Costa, 2004 e Pinheiro, 2001) como um dos fatores que impedem uma melhoria na oferta de crédito, pois os devedores acabam se aproveitando dessa ineficiência processual para postergar o pagamento de suas dívidas. Com relação à racionalização dos processos judiciais, há uma emenda constitucional promulgada pelo Congresso e um projeto de lei atualmente tramitando no Congresso. A Emenda Constitucional 45/2004 inclui a atribuição ao Supremo Tribunal Federal do poder de aprovar súmulas impeditivas de recurso, que obrigam o cumprimento de suas decisões pelas demais instâncias. Além disso, há um projeto de reforma do código processual civil (PL 4728/04) que propõe a eliminação da necessidade de abrir um novo processo para a liquidação e execução de uma sentença judicial.

White e Berkowitz (2004) investigam como o acesso ao crédito por pequenas firmas é afetado pela lei de falência. Os autores encontram uma relação direta entre o nível de isenção de propriedade e o incentivo a declarar falência. Testes indicam que pequenas firmas com isenção ilimitada de propriedade têm uma maior propensão a ter seus créditos negados e, quando o empréstimo é aprovado, este o é num montante menor e com maior taxa de juros.

A amostra é de 1993 e é composta por companhias norte-americanas não-financeiras, não-agrícolas e privadas com menos de quinhentos funcionários (1750 sociedades por ação e 2800 sociedades de pessoas). Três modelos são testados para ambos os tipos de sociedades:

1. uma regressão logit múltipla cuja variável dependente é a probabilidade de racionamento de crédito;
2. uma regressão Tobit múltipla cuja variável dependente é a taxa de juros do empréstimo;
3. uma regressão Tobit múltipla cuja variável dependente é o montante do empréstimo.

Os autores utilizaram 24 variáveis explicativas para os três modelos. As principais variáveis explicativas são: nível de isenção de propriedade, nível de isenção pessoal (soma das isenções estaduais para o fluxo de caixa e para veículos e de uma isenção “wildcard”), *dummy* de ocorrência prévia de pedido de falência, *dummy* de ocorrência prévia

de infração pessoal e *dummy* de ocorrência prévia de infração na condução de empreendimento. Estas três últimas *dummies* constituem medidas de dificuldade financeira prévia (do dono e/ou da companhia). A ocorrência prévia de pedido de falência tem um efeito ambíguo no racionamento de crédito no contexto norte-americano. Como os devedores que já pediram falência alguma vez sob o Capítulo 7 não podem fazê-lo novamente sob este capítulo por seis anos, eles teriam uma possibilidade maior de terem seu crédito aprovado. No entanto, os devedores podem pedir falência sob o Capítulo 13 ou não pagar os empréstimos sem entrar com pedido de falência. Se os devedores escolhem esta última alternativa, os credores têm o direito de entrar com um processo judicial, apesar de financeiramente não valer a pena para o credor. Além disso, uma ocorrência prévia de pedido de falência constitui uma evidência de fraca habilidade empreendedora. Nas regressões, o efeito negativo prevaleceu, ou seja, a ocorrência prévia de pedido de falência pode levar a um maior racionamento de crédito, a taxas de juros mais altas e a um menor montante de empréstimo concedido. Por outro lado, a ocorrência prévia de infração pessoal ou infração na condução de empreendimento representa consensualmente uma evidência negativa, por sinalizar fraca habilidade empreendedora e por sinalizar que os devedores conhecem os procedimentos para o não-pagamento e têm uma tendência a utilizá-los.

Os estimadores para as principais variáveis explicativas foram significativos e com o sinal esperado, a menos do nível de isenção pessoal, que não foi significativo em nenhum modelo. Isso provavelmente se deve ao fato de esta variável ter um valor de baixa magnitude e apresentar menos variação em relação ao nível de isenção de propriedade. Além disso, esta última variável pode estar capturando parte do efeito do nível de isenção pessoal.

Os resultados empíricos também sugerem que as sociedades por ação tendem a ter o crédito mais racionado que as sociedades de pessoas, pois nesta os ativos dos donos podem arrecadados no processo falimentar, o que não ocorre no caso das sociedades por ação. Os resultados do modelo 2 também corroboram a mesma intuição, ou seja, a sensibilidade da taxa de juros de empréstimos ao nível de isenção de propriedade é maior para as sociedades de pessoas. Além disso, os credores parecem acomodar uma maior demanda por empréstimos de companhias com bastante ativo líquido, enquanto racionam crédito para companhias com pouco ativo líquido, pois credores com bastante ativo líquido são menos propensos a declarar

falência. No caso do modelo 3, espera-se que os estimadores reflitam os efeitos do lado da demanda e da oferta, ou seja, um aumento do nível de isenção de propriedade implica um alívio na penalização por falha na condução do empreendimento e, assim, levaria os devedores a demandarem mais empréstimos. Ao mesmo tempo, os credores tendem a reduzir a oferta de empréstimo em virtude deste comportamento oportunista. Os resultados empíricos indicam que o efeito do lado da oferta prevalece, isto é, o montante de empréstimo decresce com o nível de isenção de propriedade.

Por outro lado, no caso da legislação brasileira, não existe uma regra quanto à responsabilidade comercial, ou seja, independentemente de a sociedade ser de pessoas ou por ações, a responsabilidade pessoal e patrimonial dos sócios poderá ser limitada, ilimitada ou mista, conforme a espécie de sociedade (comandita simples, nome coletivo, capital e indústria, conta de participação, sociedades anônimas, comandita por ações ou por quotas de responsabilidade limitada). Na responsabilidade limitada, todos os sócios respondem com seus bens particulares até o limite do capital social, enquanto na responsabilidade ilimitada, os bens dos sócios são alcançados além do limite do capital social. Na responsabilidade mista, alguns sócios têm responsabilidade limitada e outros, responsabilidade ilimitada. De qualquer forma, a responsabilidade dos sócios é sempre subsidiária, isto é, primeiro são arrecadados os bens da sociedade e depois os dos sócios. Quanto à isenção de propriedade, a nova lei de falências (11.101/05) apenas prevê que os bens absolutamente impenhoráveis estão excluídos do rateio da massa falida (art. 108 § 4º.)

O artigo de Bisin e Rampini (2004) foca no papel que a lei de falência desempenha na limitação do efeito de externalidades ao longo de contratos de empréstimo sem garantia. Essa externalidade se caracteriza quando a inadimplência em um dos contratos reduz o valor esperado a ser recebido pelos outros credores. Os autores propõem e resolvem um modelo de maximização com restrição para a situação de um devedor que contrata um financiamento sem garantia com um credor principal (denominado “banco”) e que tem a possibilidade de contratar financiamento adicional com credores secundários. Considera-se que após contratar um empréstimo para financiar um projeto, o devedor pode ter um comportamento oportunista e, portanto, precisa de incentivo para empreender o esforço necessário para que o projeto seja bem sucedido e assim, consiga ressarcir o(s) credor(es). Três casos são analisados:

- i. Exclusividade do contrato sem o instituto da falência.
- ii. Não-exclusividade do contrato sem o instituto da falência.
- iii. Não-exclusividade do contrato com o instituto da falência.

No caso em que os autores introduzem o instituto da falência no modelo, o banco escolhe um esquema de ressarcimento que induz o devedor a declarar falência se e somente se o projeto fracassa. O ponto crucial é a possibilidade de execução da dívida sobre os bens que o devedor possua acima de um nível fixo de proteção (isso não está previsto na legislação brasileira). Em particular, o banco teria direito de arrestar o montante (até o limite da dívida) proveniente de contratos secundários que o devedor teria direito a receber, supondo que, na situação de falência, o montante que o devedor desembolsa ou recebe seja observável. Assim, o devedor não tem incentivo *ex-ante* para conceder empréstimo no mercado secundário, mas ele pode ter algum incentivo para tomar empréstimo adicional. No entanto, os credores secundários não têm incentivo nenhum para fornecer empréstimo por terem prioridade menor que o banco na execução da dívida. Ressalte-se que isso não deve ser confundido com a possibilidade de captação de créditos novos por parte de empresas em recuperação. Isso está previsto na legislação norte-americana e brasileira (artigos 67 e 84 da lei 11.101/05) e tem o intuito de preservar a continuidade das atividades da empresa. Caso esta não consiga se recuperar, o crédito novo será pago com preferência aos demais credores.

Os autores iniciam o artigo caracterizando os efeitos de não-exclusividade de contratos devido à impossibilidade de escrever contratos contingentes no ativo e passivo total de um devedor sem o instituto da falência. Eles mostram que essa impossibilidade de introduzir cláusulas de exclusividade tem dois efeitos:

1. Redução do “seguro” do esquema de ressarcimento do empréstimo do banco contra a possibilidade de que o projeto fracasse. Reduzindo o seguro, o banco deixa o devedor com mais recursos nos estados em que o projeto é bem sucedido. Além disso, caso o devedor opte por baixo esforço, esses recursos têm um menor valor esperado. Isso torna desvantajoso para o

devedor empreender baixo esforço e negociar no mercado secundário.

2. Redução do montante que o devedor pode contratar. Neste modelo, ao banco é garantida uma preferência na sucessão da dívida, de forma que os credores secundários são ressarcidos somente se o banco tiver sido totalmente ressarcido. Na prática, isso significa que a dívida no mercado secundário será parcialmente honrada (se for honrada) quando o projeto fracassa. Assim, o devedor não consegue empréstimo de credores secundários no estado de falência e o banco acaba conseguindo uma exclusividade contratual.

Neste sentido, num contexto em que a declaração de falência é possível, a escolha apropriada do nível fixo de proteção (é endógeno no modelo) alivia o problema de incentivo resultante da não-exclusividade de contratos e isso caracteriza uma melhoria de bem-estar. Além disso, o contrato ótimo oferecido pelo banco provê ao devedor mais seguro e um montante maior do que o oferecido por um contrato ótimo na ausência de falência. Ou seja, ser generoso com o devedor é ótimo nesse modelo, pois para que o banco possa executar a dívida, os devedores precisam ser induzidos a declarar falência.

Em seguida, os autores mostram que o instituto da falência não é um substituto perfeito à capacidade de execução de contratos exclusivos. Por um lado, o instituto da falência restringe consideravelmente o conjunto de contratos oferecidos ao devedor no mercado secundário. Isso reduz o problema da não-exclusividade *ex-ante*, o que é positivo. Por outro lado, isso não é equivalente a ser capaz de forçar uma alocação específica de consumo para o devedor em todos os estados. O esquema de ressarcimento oferecido pelo banco deveria ser tal que o devedor não tivesse incentivo algum para tomar empréstimos no mercado secundário no estado em que o projeto é bem sucedido.

Como os autores mesmo admitem, o modelo proposto é simplificado em várias dimensões. Nesse sentido, algumas extensões seriam interessantes como, por exemplo, o estudo de um ambiente com múltiplos credores em equilíbrio no qual o instituto da falência aliviaria ao mesmo tempo os problemas de exclusividade e coordenação entre esses múltiplos credores. Outra extensão seria considerar a heterogeneidade dos devedores ou de seus projetos e analisar o contrato ótimo independentemente do instituto da

falência. Uma hipótese a ser testada é que se isso não for apropriadamente considerado na lei de falência, o instituto da falência pode inclusive reduzir o bem-estar de alguns devedores.

3. Um modelo para o desenho de contratos de crédito

Nesta seção, a fim de chamar atenção para os aspectos informacionais e de incentivos apontados pelo artigo de Bisin e Rampini (2004), apresenta-se um modelo da teoria dos contratos aplicado ao mercado de crédito.

Um desenho adequado de contrato de crédito deve prescrever incentivos corretos, de forma que os devedores de mais alto risco não se sintam atraídos a entrar em contratos com baixa exigência de condições (baixa taxa de juros, pouca exigência de garantia e/ou alto montante de crédito concedido). Além disso, uma vez fechado o contrato, os mecanismos contratuais devem inibir a companhia tomadora de recursos de desenvolver práticas empresariais ineficientes, ou seja, o processo falimentar deve ser o último recurso para o qual se apelar.

De acordo com a teoria dos contratos, a informação é um dos fatores mais importantes para o alcance da eficiência do mercado, pois através dela os agentes podem ajustar os níveis de produção e de preços que levam ao máximo de bem-estar. Quando a informação não é completa, ocorre uma falha, que resulta em benefício de uma parte em detrimento de outra. Esse é o caso da informação assimétrica. São exemplos os casos em que os vendedores têm mais informações a respeito de seu produto do que o comprador, os trabalhadores em relação aos empregadores, os administradores de empresas em relação aos proprietários das mesmas e os devedores em relação aos credores.

São dois os problemas oriundos de informação assimétrica: seleção adversa e *moral hazard*. A seleção adversa se caracteriza pelo fato de que, num contrato de empréstimo, a escolha das condições do empréstimo (taxa de juros, exigência de garantia e montante do financiamento) pode ser determinada por fatores relacionados à preferência que, por sua vez, podem estar positivamente correlacionados com o risco de inadimplência. É natural que os devedores conheçam melhor suas próprias preferências que os credores. Neste sentido, de forma indireta, os devedores têm um melhor conhecimento do seu risco de não-pagamento

que os credores. Assim, o credor pode incorrer em prejuízo, caso os contratos não apresentem uma combinação adequada de preço e quantidade. Por exemplo, caso um banco comercialize um contrato cujo montante a ser concedido seja desejável a devedores de alto risco de não-pagamento, as taxas de juros a serem exigidas destes deverão estar num patamar superior ao que seria exigido de devedores de baixo risco. Assim, para minimizar este problema, os financiadores devem desenhar seus contratos de forma que apenas os devedores de menor risco tenham incentivo a contratar empréstimos com menor exigência de condições (taxa de juros, exigência de garantia e montante do financiamento), enquanto os devedores de maior risco teriam, à sua disposição, contratos com condições mais rigorosas. No caso de *moral hazard*, para uma dada condição de empréstimo, as companhias tomadoras de empréstimo podem ter menos incentivo em reduzir sua probabilidade de insucesso no negócio e podem passar a desenvolver práticas ineficientes. Novamente, a probabilidade de não-pagamento pode ser reduzida desde que o contrato prescreva incentivos adequados, assim como sugerido pelo modelo de Bisin e Rampini, apresentado na seção anterior.

Para ilustrar o caso de seleção adversa, um modelo teórico será apresentado. Laffont (1990) descreveu e apresentou a solução de um modelo teórico simplificado através do qual o problema de seleção adversa pode ser resolvido. Adapta-se este modelo para o caso da concessão de crédito. Em primeiro lugar, de acordo com o modelo, aos devedores não é permitido escolher o montante z_i do empréstimo; eles apenas aceitam ou não o contrato que lhes é oferecido. Em segundo lugar, a competição entre os financiadores determina os contratos da situação de equilíbrio. A seguir, mostram-se os resultados apenas para o caso em que existe um equilíbrio de separação⁷⁰. Seja o seguinte problema de maximização de dois tipos de devedores (um do tipo A, com alto risco de não-pagamento, e outro do tipo B, com baixo risco de não-pagamento). Supõe-se que, no momento da contratação do empréstimo, o montante seja concedido já líquido dos juros, ou seja, $z_i - q_i \cdot z_i$:

$$\text{Max}_z [\pi_i u(w - L - q_i \cdot z_i + z_i) + (1 - \pi_i)u(w - q_i \cdot z_i)],$$

$$i = A, B$$

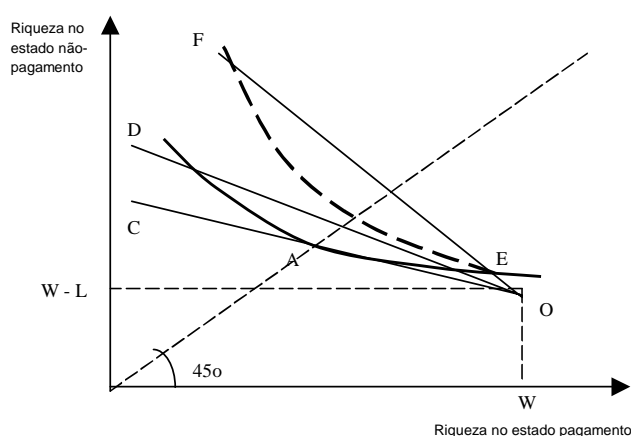
70/ Equilíbrio no qual dois ou mais tipos de contrato (combinação de taxa de juros q_i e montante z_i do empréstimo) constituem um Pareto ótimo para cada um dos tipos de devedores.

onde: $u(\cdot)$ é uma função de utilidade de Von-Neumann-Morgenstein ($u'(\cdot) > 0$ e $u''(\cdot) < 0$), π_i é a probabilidade do devedor do tipo i não pagar a dívida, L é o valor da garantia do empréstimo, q_i é a taxa de juros de uma unidade de empréstimo contratada pelo devedor do tipo i , z_i é o número de unidades de empréstimo contratadas pelo devedor do tipo i e W é a riqueza do devedor.

A taxa marginal de substituição do devedor do tipo i é dada por: $TMS_i = - \frac{(1-\pi_i) u'(w-q_i \cdot Z_i)}{\pi_i u'(w-L-q_i \cdot Z_i + Z_i)}$. Daí decorre

que ao longo da reta de 45°, em que $u'(W - L - q_i \cdot z_i + z_i) = u'(W - q_i \cdot z_i)$, a curva de utilidade do devedor do tipo B é mais inclinada que a do tipo A, pois $\frac{1-\pi_A}{\pi_A} < \frac{1-\pi_B}{\pi_B}$ (vem da

hipótese de que $\pi_A > \pi_B$). No gráfico ao lado tem-se as curvas de utilidade e o equilíbrio de separação:



A curva tracejada corresponde à curva de utilidade dos devedores do tipo B, enquanto a curva cheia, à curva de utilidade dos devedores do tipo A. Os seguintes aspectos devem ser ressaltados:

- o segmento OF é a “restrição orçamentária” correspondente a uma taxa de juros justa (lucro zero para o financiador) para os devedores do tipo B;
- o segmento OD possui inclinação igual a $\frac{1-\pi}{\pi}$, onde $\pi = \lambda\pi_B + (1-\lambda)\pi_A$ e λ é a proporção de devedores do tipo B;
- o segmento OC é a “restrição orçamentária” correspondente a uma taxa de juros justa (lucro zero para o financiador) para os devedores do tipo A;
- O ponto E é a intersecção entre o segmento OF e as curvas de utilidade.

Para a situação correspondente ao gráfico ao lado, os pontos A e E constituem contratos de um equilíbrio de separação⁷¹, em que o financiador obtém lucro zero com os devedores do tipo A e um lucro positivo com os devedores do tipo B. Ou seja, contratos com montante maior de

71/ Observe-se que, caso o segmento OD cortasse a curva de utilidade dos devedores do tipo B, não existiria um equilíbrio de separação.

empréstimo são aceitos por devedores com maior probabilidade de não-pagamento apesar de serem mais caros, enquanto devedores com menor risco de não-pagamento pagam menos que os devedores do tipo A por contratos com menor montante de empréstimo. No entanto, a taxa de juros paga por pelos devedores do tipo B é injusta, pois o montante de empréstimo é mais que proporcionalmente menor que para os contratos para os devedores do tipo A. Além disso, segundo esse modelo simplificado, neste equilíbrio nenhum outro financiador concorrente tem condições de atrair os devedores sem incorrer em prejuízo.

Comparando o equilíbrio de separação com o equilíbrio sob informação simétrica, constata-se que para os devedores do tipo A não muda nada, pois estes continuam pagando uma taxa de juros justa; os devedores do tipo B é que sofrem as conseqüências da impossibilidade de serem identificados como de baixo risco: apesar de pagarem menos que os devedores do tipo A ($q_B < q_A$), o montante de empréstimos é bem inferior do que o que seria na situação de taxa de juros justa. Assim, é do interesse desses últimos devedores serem identificados como de baixo risco através de algum tipo de sinalização. Analogamente, é do interesse dos financiadores encontrar critérios que os permitam segmentar o mercado-alvo em subgrupos de forma a calibrar melhor as condições do empréstimo.

4. Conclusão

Os resultados empíricos dos artigos de Araújo e Funchal (2004) e de White e Berkowitz (2004) reforçam a principal motivação que levou à reformulação do texto da nova lei de falências (Lei 11.101/05). Marcadamente pró-devedora, a antiga lei (DL 7661/45) deverá dar lugar a um arcabouço legal mais alinhado com práticas reconhecidas internacionalmente. A principal reformulação proposta relativa à proteção ao credor é a maior prioridade concedida aos créditos com garantia real em relação aos créditos tributários num processo falimentar (art. 83). O crédito trabalhista continua tendo prioridade, limitada, no entanto, a 150 salários mínimos (art. 83, I). Esse limite visa a preservar a massa falida de fraudes com base em ações trabalhistas, muitas vezes milionárias e motivadas pelos próprios dirigentes.

Além disso, com o fim da concordata, as empresas poderão recorrer à recuperação extrajudicial ou judicial. Ambas têm o mesmo espírito, mas diferem na forma. Na

recuperação extrajudicial, situações de menor complexidade podem ser resolvidas através de acordos informais entre credores e devedor, inclusive com a possibilidade de reconhecimento legal desses acordos. Já na recuperação judicial (art. 47), empresas em dificuldade submetem um plano de recuperação para análise dos seus credores e, mediante a aprovação destes e o reconhecimento do Poder Judiciário, têm a oportunidade manter seus recursos produtivos e sanar suas dívidas.

Os seguintes avanços adicionais podem ser citados, ainda com relação à proteção ao credor:

- i. criação de foros (comitê e assembléia) para fiscalizar e representar formalmente os credores num processo falimentar ou numa recuperação judicial (artigos 27 e 35).
- ii. venda em bloco dos ativos por parte das empresas falidas sem o ônus da sucessão tributária. A idéia é criar condições para que a alienação seja rápida, evitando assim a deterioração do valor da empresa e de seus bens e maquinários (art. 140).
- iii. inclusão de novos empréstimos à empresa em recuperação como créditos extraconcursais (esses novos empréstimos serão pagos com preferência aos demais credores) (artigos 67 e 84).

O modelo do artigo de Bisin e Rampini (2004) mostra que num processo falimentar, dado um nível fixo de proteção (isso não está previsto na legislação brasileira), o instituto da falência implica uma melhoria para os credores, no caso de contratos não-exclusivos. No entanto, contratos não-exclusivos na presença do instituto da falência ainda não podem ser considerados substitutos perfeitos de contratos com exclusividade.

Enquanto Bisin e Rampini trataram do problema de *moral hazard* ou oportunismo, na seção 3 sugere-se que um desenho adequado para contratos de crédito pode reduzir o problema de seleção adversa. De acordo com o modelo, ainda restaria um problema de racionamento de crédito para os devedores de baixo risco de não-pagamento. Este problema, juntamente com a questão de seleção adversa, pode ser mitigado à medida que as instituições financeiras tenham acesso a informações consolidadas de seus clientes (e desde que estes expressamente autorizem essa consulta). A preferência e o risco de não-pagamento de um cliente

podem ser inferidos através da classificação de risco do cliente e do seu histórico de endividamento (nível de endividamento, prazo de vencimento, pontualidade no pagamento das obrigações e exposição em moeda estrangeira, por exemplo). Além disso, a divulgação pública dessas informações por si só também tende a reduzir a probabilidade de comportamento oportunista dos clientes, pois um deslize numa operação de crédito pode criar dificuldades ou, pelo menos, implicar um rigor maior na exigência de condições do empréstimo seguinte. Através do Banco Central do Brasil, isto vem sendo corretamente endereçado com a consolidação do SCR.

Referências bibliográficas

ABRÃO COSTA, A.C. (2004) **Sistemas legais de insolvência, incentivos e mercado de crédito: uma abordagem institucional.** ANPEC.

ARAÚJO, A. (2002) **As leis de falência: uma abordagem econômica. Trabalhos para discussão do Banco Central do Brasil.** Brasília.

ARAÚJO, A., FUNCHAL, B. (2004) **Análise da influência da lei de falências e da eficiência do judiciário no desenvolvimento do mercado de crédito.** ANPEC.

ARAÚJO, A., LUNDBERG, E. (2003) **A nova lei de falências: uma avaliação. Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 4 anos do projeto Juros e Spread Bancário.** Banco Central do Brasil, p. 44-57.

BERKOWITZ, J., WHITE, M.J. (2004) **Bankruptcy and small firms' access to credit.** *Rand Journal of Economics*, vol.35 no.1, pp. 69-84.

BISIN, A., RAMPINI, A.A. (2004) **Exclusive contracts and the institution of bankruptcy,** *Economic Theory* forthcoming.

CARVALHO, A. G. (2004) **A Nova Lei de Falências. Mercado de Capitais,** São Paulo, v. 95, p. 21- 23, 02 jan.

LAFFONT, J.J. (1990) **The Economics of Information and Uncertainty.**

LUNDBERG, E. (2002) **Reforma da lei de falências. Economia bancária e crédito – avaliação de 3 anos do projeto juros e spread bancário.** Banco Central do Brasil, p. 49-58.

PINHEIRO, A.C. e CABRAL, C. (2001) **Credit markets in Brazil: the role of the judiciary and other institutions, em Defusing Default: Incentives and Institutions,** Ed. M. Pagano, IDB.