



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

127

**Uma Investigação Baseada em Reamostragem sobre
Requerimentos de Capital para Risco de Crédito no Brasil**

Ricardo Schechtman

Dezembro, 2006

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

| | | | | | |
|--------------------------|----------|--------|-----|------|---------|
| Trabalhos para Discussão | Brasília | Nº 127 | Dez | 2006 | P. 1-34 |
|--------------------------|----------|--------|-----|------|---------|

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo – *E-mail*: carlos.araujo@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 127.

Autorizado por Afonso Sant’Anna Bevilaqua, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Dimep

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – M1

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3567

Fax: (61) 3414-3626

E-mail: editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Atendimento ao Público

Endereço: Secre/Surel/Diate
Edifício-Sede – 2º subsolo
SBS – Quadra 3 – Zona Central
70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

Uma Investigação Baseada em Reamostragem sobre Requerimentos de Capital para Risco de Crédito no Brasil*

Ricardo Schechtman**

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

Resumo

Este estudo investiga a relação entre requerimentos absolutos de capital para risco de crédito, taxas de solvência bancária e cenários de *stress* de taxas de *default* de tomadores *corporate* no Brasil. A metodologia é baseada em um procedimento de reamostragem desenvolvido a partir das idéias de Carey (2002), que é empregado para estimar distribuições de perda de crédito de carteiras típicas de grandes bancos brasileiros. Sob essa abordagem, as decisões de investimento em crédito dos bancos são modeladas como retiradas estratificadas independentes de um *pool* de tomadores, em que tal independência é motivada pela hipótese de que nem bancos, tampouco reguladores, são capazes de estimar, *ex-ante*, sensibilidades a fatores sistêmicos de exposições individuais. No que se refere à solvência propiciada para as carteiras *corporate* de grandes bancos brasileiros, os resultados sugerem que a proteção adicional da versão brasileira de Basiléia I é relevante principalmente para cenários de elevado *stress* de taxas de *default*.

Palavras-chave: central de risco de crédito, requerimento de capital, reamostragem, Brasil.

Classificação JEL: G18; G21; C15

* O autor gostaria de agradecer a Mark Carey, do Federal Reserve Board, e Giovanni Majnoni, do Banco Mundial, pelas prestativas conversas sobre a metodologia. No âmbito do Banco Central, o autor é enormemente grato a Paulo Gigliucci, do Departamento de Supervisão Indireta e Gestão da Informação (Desig), pelo árduo trabalho de extração da base de dados. No quesito de disponibilização/manipulação dos dados, o autor gostaria de agradecer, ainda, a Rômulo Botero, Lázaro Magalhães, Wagner Ferreira e Priscila Gardino, todos do Departamento de Tecnologia da Informação (Deinf), Marcos Justo, da Gerência Administrativa Regional do Rio de Janeiro (Adrja), e Paulo Gaya e Mário Dourado, ambos do Departamento de Operações do Mercado Aberto (Demab). O autor agradece os comentários e colaborações de Plínio Romanini, Cássio Netto, Rogério Peixoto, Alcir Palharini, Toni dos Santos e Luciana Cuoco, todos do Desig, e de João Moreira e Benjamin Tabak, ambos do Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep). Comentários e sugestões são bem-vindos e devem ser enviados a Ricardo.schechtman@bcb.gov.br.

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

1. Introdução

O Acordo de Basiléia de 1988 – Basiléia I – (cf. Basel, 1988) estabelece basicamente um requerimento constante de capital (α) de 8% para a cobertura de risco de crédito de instituições financeiras, enquanto a regulação brasileira para risco de crédito, embora baseada em Basiléia I, adota a exigência regulatória de 11% (cf. BCB, 1994)^{1,2}.

Até onde se tem conhecimento, não parece haver estudos publicados versando sobre a estimação do impacto de diferentes calibrações de α sobre probabilidades de solvência bancária no Brasil. Um argumento freqüente, relativo ao estabelecimento, em países emergentes, de coeficientes α superiores ao piso estabelecido pelo Acordo de 1988, relaciona-se às supostas maiores volatilidades presentes nesses mercados. O quanto, porém, $\alpha = 11\%$, por exemplo, implica adicional solvência bancária no mercado brasileiro é uma questão aberta à análise empírica.

Este estudo investiga a relação entre requerimentos de capital para risco de crédito, taxas de solvência das carteiras *corporate* e cenários de *stress* de taxas de *default* no caso brasileiro. Uma análise dessas questões tem a importância acentuada no momento atual de discussão sobre a implementação do novo acordo de Basiléia – Basiléia II – (Basel, 2004) no Brasil. O novo acordo contém inovações significativas na determinação de exigências de capital para risco de crédito no intuito de torná-lo, de fato, sensível ao risco das exposições de crédito³.

Segundo Carey (2002), o estabelecimento de uma fórmula de exigência de capital para risco de crédito pode ser pensada, de modo esquemático, como envolvendo considerações sobre os seguintes componentes:

1. dimensões de risco de crédito a serem incluídas na fórmula;
2. requerimentos absolutos de capital para uma carteira de referência⁴;

¹ Estritamente, o requerimento é constante apenas por classe de ativo. Contudo, a maior parte dos ativos de crédito, incluindo os tomadores pessoa física e jurídica, estão inclusos na classe associada ao requerimento de 8%.

² Ver tabela resumo com a descrição do contexto regulatório atual e novo no Anexo 1.

³ Ao longo do texto o termo Basiléia II se refere especificamente à abordagem IRB (*Internal Rating Approach*) para cálculo de capital para risco de crédito contida no Acordo de Capital de Basiléia II.

⁴ Ao longo do texto requerimentos absolutos são entendidos como percentuais de requerimentos constantes não sujeitos à dependência da composição de risco da carteira de crédito.

3. variações relativas nos requerimentos quando as características de risco da carteira variam.

Segundo esse esquema, Basiléia I pode ser pensada como envolvendo explicitamente apenas o item 2, enquanto Basiléia II envolve considerações sobre os três níveis. Similarmente, este estudo pode ser pensado como focado no exame do item 2 no mercado de crédito brasileiro, enquanto, por exemplo, Schechtman *et al.* (2004) examinam questões relacionadas ao item 3 no Brasil.

Concretamente, este estudo emprega um procedimento de reamostragem baseado em Carey (2002) para estimar distribuições de perda de crédito de uma carteira típica de um grande banco brasileiro. A estimação é aplicada sobre os dados da Central de Risco de Crédito (CRC) do Brasil, que contém informação sobre um número elevado de operações de crédito do sistema financeiro nacional. Ela é conduzida para diferentes períodos de 12 meses cobrindo parte dos anos de 2003, 2004 e 2005 e para variados cenários de *stress* de inadimplência. Baseados nas distribuições empíricas resultantes, quantis das perdas são calculados e relacionados a taxas de solvência bancária e a níveis de *stress* de taxas de *default*. Assim, a adequação de diferentes exigências de capital para risco de crédito pode ser investigada. As contribuições metodológicas do artigo relacionam-se à etapa de criação do *pool* de tomadores e à incorporação da lógica do *bootstrap* no processo de estimação.

As demais seções estão organizadas da seguinte forma: a seção 2 descreve dificuldades relacionadas ao uso de modelos de VaR de crédito mais tradicionais, apresenta o modelo proposto por Carey (2002) e discute suas vantagens comparativas; a seção 3 aborda a implementação da metodologia sobre os dados da CRC; a seção 4 contém os resultados; e a seção 5 conclui.

2. Modelos de risco de carteira de crédito

Modelos de VaR (*Value-at-Risk*) de crédito têm como objetivo estimar a distribuição da variável aleatória L – perda da carteira de crédito – e, em particular, os quantis extremos à direita da distribuição. Para tanto, tais modelos tipicamente empregam como parâmetros de entrada variáveis de risco associadas às exposições de crédito individuais

como PD (probabilidade de *default*), EAD (exposição quando do *default*) e LGD (perda dado o *default*), assim como parâmetros associados a alguma estrutura de dependência entre os *defaults* das diversas exposições⁵. Uma estrutura comum a modelos *default-mode* parcimoniosos de VaR de crédito é apresentada abaixo^{6,7}.

$$L = \sum EAD_i \times LGD_i \times I\{y_i < C_{g(i)}\}$$

$$y_i = \mathbf{w}_i \cdot \mathbf{x} + \eta_i \varepsilon_i$$

$$\text{Prob}(y_i < C_{g(i)}) = PD_{g(i)}$$

Além disso, tipicamente $E(\mathbf{x}) = \mathbf{0}$, $\text{Var}(\mathbf{x}) = \mathbf{\Omega}$, $E(\varepsilon_i) = 0$ e $\text{Var}(\varepsilon_i) = 1$, ε_i iid e ind. de \mathbf{x} ,

onde:

I é uma função-indicador do evento de *default* $\{y_i < C_{g(i)}\}$;

y_i é variável aleatória interpretada como o retorno normalizado dos ativos da firma devedora i ;

\mathbf{w}_i é vetor que mede a sensibilidade da firma i ao vetor aleatório de fatores sistêmicos \mathbf{x} ;

η_i é escalar que mede a sensibilidade da firma i ao fator idiossincrático aleatório ε_i ;

$g(i)$ é a classificação de risco da firma i ;

e $C_{g(i)}$ é o valor de corte da classificação $g(i)$, que depende de $PD_{g(i)}$.

Embora a estimação de parâmetros das exposições individuais PD, EAD e LGD esteja longe de ser uma tarefa fácil, dada a necessidade da configuração de apropriadas bases de dados e a subjetividade das escolhas metodológicas⁸, as maiores preocupações quanto ao uso de modelos como o acima para fins de determinação de níveis absolutos de capital econômico ou regulamentar residem na estimação de \mathbf{w}_i e/ou $\mathbf{\Omega}$. Notadamente, a estimação desses parâmetros equivale a estimações a respeito da matriz de correlação de *defaults*, $[\text{Corr}(y_i, y_j)]$, cuja confiabilidade é prejudicada pela usual indisponibilidade de séries temporais suficientemente longas⁹. Dado que o horizonte temporal de previsão de risco de crédito é da ordem de um ano, estimações confiáveis sobre a estrutura de correlação tipicamente necessitariam do acompanhamento do comportamento de *default* dos tomadores por décadas. Uma alternativa natural para a falta de dados é geralmente a

⁵ Para uma introdução a modelos de risco de carteira de crédito veja, por exemplo, Crouhy *et al.* (2000).

⁶ Em modelos *default-mode* apenas o risco de *default* é modelado. Perdas marcadas a mercado associadas à deterioração da qualidade creditícia dos tomadores não são reconhecidas.

⁷ Tal estrutura é consistente com uma versão *default-mode* do modelo *CreditMetrics*, conforme Gordy (2000). Estritamente, a estrutura apresentada refere-se apenas à dimensão *cross-section*, já que a cada período temporal t ocorre uma diferente realização de \mathbf{x} .

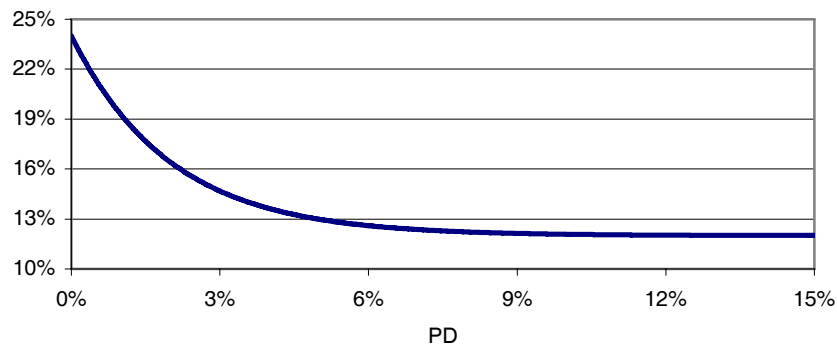
⁸ Em modelos mais sofisticados EAD e LGD são assumidos aleatórios.

⁹ Note que $\text{corr}(y_i, y_j) = \mathbf{w}_i \mathbf{\Omega} \mathbf{w}_j$

colocação de restrições paramétricas no modelo. Gordy & Heitfield (2002) e Demey *et al.* (2004), entre outros, oferecem propostas de restrições, mas a fundamentação econômica de tais abordagens permanece uma questão discutível.

A ausência de reconhecimento de alguma incerteza associada à estimação dos w_i ou às restrições paramétricas estabelecidas sobre a matriz de correlação de *defaults* é prática usual em modelos de VaR de crédito. O modelo de Basiléia II, que pode ser enquadrado na estrutura de modelos anteriormente apresentada, assume, por exemplo, que w_i é um escalar relacionado exclusivamente a PD por meio de uma função decrescente e determinística w_i (PD), que, para tomadores *corporate*, apresenta o comportamento do gráfico 1 (cf. Basel 2004)¹⁰. Não obstante, os resultados de modelos de VaR de crédito são em geral altamente sensíveis a variações na estrutura especificada de correlação de *defaults*, conforme evidenciado, por exemplo, por Nickel *et al.* (1999), Gordy (2000) e Schechtman *et al.* (2004) em diferentes contextos.

Gráfico 1: w (PD) conforme Basiléia II



Dada estas dificuldades relacionadas ao uso de modelos de VaR de crédito, Carey (2002) propõe uma metodologia não paramétrica baseada em reamostragem que busca contornar os problemas expostos de uma maneira não convencional. Majnoni & Powel (2004) aplicam a metodologia sobre bases de dados oriundas de CRCs, para fins de investigação da fórmula de capital regulatório de Basiléia II¹¹. A abordagem de reamostragem está baseada nas seguintes hipóteses:

¹⁰ O comportamento decrescente é motivado pela hipótese de que as razões que levam firmas a experimentar, em média, frequências de *default* elevadas são de natureza idiossincrática, ou seja, relacionadas principalmente à variável ϵ_i . (cf. Basel, 2005)

¹¹ A aplicação aqui é, contudo, diferente daquela proposta por Majnoni & Powel (2004).

- Os w_i são variáveis aleatórias não determináveis *ex-ante* nem pelos bancos nem pelos reguladores;
- Estão disponíveis para cálculo de risco da carteira de crédito apenas classificações de risco baseadas em PDs das exposições individuais e os respectivos parâmetros de EAD e LGD.¹²

Como consequência, as decisões de investimento em crédito dos bancos podem ser modeladas como retiradas independentes do *pool* de tomadores representativo do mercado de crédito em questão, condicionais a um perfil de composição da carteira por PD e por EAD×LGD. Carey (2002) argumenta que isso significa que todas as estratégias de diversificação são equivalentes *ex-ante*. Todavia, *ex-post*, as carteiras que incluam uma frequência maior de tomadores expostos a fatores sistêmicos (componentes de \mathbf{x}) que tiveram realizações ruins no período experimentarão perdas relativamente maiores.

Devido à hipótese de independência, qualquer dado quantil das distribuições de perda geradas por um processo de reamostragem de carteiras pode ser interpretado não somente como o requerimento necessário para um banco se manter solvente, mas também como o percentual necessário para o regulador atingir uma determinada taxa de solvência bancária, ou seja, consistente com a probabilidade conjunta de um conjunto de bancos se manter solvente¹³. Embora desejável, essa característica está ausente no modelo regulatório de Basileia II, no qual existe um valor crítico de x tal que para piores realizações do fator sistêmico todos os bancos tornam-se insolventes e para melhores realizações todos permanecem solventes.

Para fins de estimação das distribuições de perda resultantes, a aplicação do modelo de Carey é conceitualmente condicional a uma realização do vetor de fatores sistêmicos \mathbf{x} . Tal realização reflete as condições macroeconômicas gerais ocorridas ao longo do período temporal usado na estimação, e a severidade dessas condições está refletida na frequência agregada de *defaults* observada no *pool* de tomadores que serve de base para

¹² Na aplicação contida neste estudo LGD não é estimado e sim determinado com base no valor sugerido por Basileia II.

¹³ Supondo-se que os bancos operem no mínimo regulatório.

a reamostragem. Assim, enquanto a aplicação da metodologia de reamostragem é condicional a \mathbf{x} , Basiléia II representa, por outro lado, um modelo incondicional.

A tabela 1 resume a comparação entre as principais características teóricas do modelo de Carey e do modelo de Basiléia II¹⁴. Ambos são modelos apropriados a necessidades regulatórias por exigirem como parâmetros de entrada apenas a composição da carteira segundo PD, EAD e LGD, e não, por exemplo, segundo \mathbf{w}_i . Contudo, comparativamente à Basiléia II, o modelo de reamostragem tem a vantagem de não fazer hipóteses restritivas sobre a dimensão de \mathbf{x} e sobre composição de EAD na carteira. Sua principal desvantagem reside no fato de que, por se tratar de uma abordagem não paramétrica e condicional a \mathbf{x} , sua aplicabilidade se presta mais ao exame de requerimentos absolutos de capital.

Tabela 1: Comparação entre os modelo de Basiléia II e o modelo de Carey (2002).

| Modelo de Basiléia II | Modelo de Carey |
|---|---|
| \mathbf{x} toma valores na reta | Nenhuma restrição |
| Composição de EAD×LGD infinitamente granular | Nenhuma restrição |
| \mathbf{w}_i especificado sem margem de erro | \mathbf{w}_i aleatório e não determinável |
| Característica tudo-ou-nada: taxas de solvência bancária = {0,1} | Nenhuma restrição: taxas de solvência bancária = [0,1] |
| Apropriado à necessidade regulatória: depende apenas de composição por EAD×LGD | Apropriado à necessidade regulatória: depende apenas de composição por EAD×LGD |
| Não condicional a \mathbf{x} | Condicional a \mathbf{x} |
| Apropriado para investigação de requerimentos absolutos e relativos de capital | Apropriado para investigação de requerimentos absolutos de capital |

3. Metodologia

A presente seção discute a implementação da abordagem de reamostragem sobre os dados da CRC brasileira. A base de dados usada consiste em informações da CRC cobrindo parte dos anos de 2003, 2004 e 2005 sobre tomadores comerciais (i.e. setor privado não financeiro) e com carteira ativa superior a R\$200.000 em pelo menos uma

¹⁴ Vide Gordy (2003) para a fundamentação teórica das características citadas de Basiléia II.

instituição financeira.^{15,16} Tais tomadores são referidos como *corporate* ao longo do texto.¹⁷ Também apenas instituições com carteira comercial são consideradas e a análise é restrita a exposições de crédito não *default* no início dos períodos de análise.

O foco do trabalho reside no risco das carteiras de crédito *corporate* de grandes instituições financeiras¹⁸. Assim, expressões como taxas de solvência bancária devem ser entendidas estritamente como taxas de solvência das carteiras *corporate* dos bancos. Não estão incorporados na análise o risco de crédito de outros segmentos da carteira ou o risco de mercado enfrentados pelos bancos¹⁹. O foco em grandes instituições é motivado por serem elas as mais relevantes para o exame de questões de risco sistêmico.

A metodologia, conforme implementada neste artigo, consiste em duas etapas. Na primeira, uma base de dados contendo um *pool* de tomadores *corporate* é criada a partir de manipulações sobre os dados brutos da CRC. Na etapa seguinte, o procedimento de reamostragem é aplicado sobre o *pool*.

Na estrutura da CRC, cada registro representa um trio (tomador, banco, mês). Para a criação do *pool*, a base original é devidamente filtrada segundo os requisitos acima descritos e agregada segundo a dimensão tomador, consolidando-se as informações por banco e mês. Em particular, destaca-se que a consolidação pela dimensão banco permite a criação de um *pool* de tomadores, e não de transações, o que está mais em linha com a característica de independência de retiradas do *pool* do modelo de Carey. Com efeito, sem a consolidação, o *pool* conteria informações sobre o comportamento de crédito do mesmo tomador em diferentes instituições, que são tipicamente percebidos pelos bancos como dependentes, mesmo condicional a \mathbf{x} , devido à dependência idiossincrática ε . É

¹⁵ Recentemente o Banco Central implementou o sistema da nova Central de Risco (SCR). Todavia, o presente estudo está calcado na base de dados da Central de Risco de Crédito original.

¹⁶ Carteira ativa é definida como a soma de créditos vencidos mais créditos a vencer. Valores de prejuízo e coobrigação não são considerados.

¹⁷ Devido à ausência de informações sobre porte/tamanho do tomador na antiga CRC usa-se a carteira ativa como *proxy* para esta informação. O valor escolhido de corte é consistente, segundo sugestões colhidas de colegas dos departamentos de supervisão do Banco Central, com uma boa discriminação entre tomadores *corporate* (incluindo aí firmas médias) e do varejo.

¹⁸ Tem-se em mente o universo dos 10 maiores bancos com carteira comercial.

¹⁹ A propósito, a aplicação da metodologia para carteiras de varejo aparenta ser complicada computacionalmente devido ao elevado número de tomadores a constituírem carteiras realistas de varejo.

interessante notar que as aplicações contidas em Carey (2002) fazem uso de base de tomadores da Moody's e, portanto, não envolvem a etapa de criação do *pool*.²⁰

O *pool* final apresenta as variáveis descritas na tabela 2 para cada tomador. Reconhecendo que as escolhas metodológicas efetuadas envolvem inevitável dose de subjetivismo, optou-se, em vários momentos, pelas abordagens mais conservadoras, no sentido de implicação em maiores exigências estimadas de capital²¹. Operacionalmente, a formação do *pool* foi suportada por programação em linguagem SQL, dando origem a uma base de aproximadamente 100.000 linhas a partir da base original da ordem de milhões de registros^{22,23}.

²⁰ Às custas, como se percebe mais adiante, da não-incorporação da correlação entre *defaults* e EADs observados, inerente a qualquer base que contenha informações conjuntas sobre essas variáveis.

²¹ Ademais, consultas informais com colegas dos departamentos de supervisão propiciaram auxílio no estabelecimento das mesmas.

²² SQL = Server Query Language.

²³ A citação exemplifica que, embora adequada para fins regulatórios, a metodologia deste artigo não é prática operacionalmente para fins de replicação ao gosto do regulador. Com efeito, a disponibilização da base original levou um tempo da ordem de semanas, cada criação do *pool* tomou aproximadamente 10 horas e cada aplicação do procedimento de reamostragem em torno de 1 hora.

Tabela 2 : Criação do *pool* de tomadores.

| Variável | Valor | Comentário |
|---|--|--|
| Identificação do tomador | Código arbitrário | |
| Realização da variável indicadora de <i>default</i> (I) | 1 se existe crédito vencido acima de 60 dias e a classificação regulatória é pior ou igual a E em algum mês em alguma IF, 0 caso contrário. ^{24,25} | Definição é conservadora e busca aproximar o padrão internacional de 90 dias de atraso. |
| Classificação de risco | Pior classificação regulatória do tomador em todas as IFs no início do período. | Aliada à composição da carteira definida na tabela seguinte, revela-se uma abordagem conservadora. ²⁶ |
| Nível de risco | Níveis baseados na seguinte categorização das classificações regulatórias: Nível 1 = AA e A Nível 2 = B e C Nível 3 = D Nível 4 = E a H. ²⁷ | Sugestão colhida da experiência de colegas dos departamentos de supervisão e reflete a impressão de que certas classificações consecutivas apresentam comportamento indistinguível. |
| Exposição (EAD) | Maior carteira ativa do tomador em todas as IFs no início do período. | Escolha é consistente com o foco em grandes instituições já que tomadores tendem a possuir maiores exposições em grandes IFs. Resultados não-mostrados indicam que a escolha é conservadora. |
| Maturidade | Número de meses desde o início do período no qual o tomador está presente na CRC em alguma IF. | |

Criado o *pool* de tomadores, a metodologia procede compondo um número de carteiras simuladas, cada uma delas formada pela seleção aleatória de um número fixo de exposições de crédito do *pool*, obedecendo a uma estratificação por PD e EAD, (as variáveis presumidas observáveis ou estimáveis no modelo). Fazendo-se uso do princípio da técnica estatística de *bootstrap*, a amostragem de cada carteira é conduzida com repetição, de modo a levar em consideração que se tem disponível apenas uma amostra de realizações de oportunidades de investimento em crédito e não sua

²⁴ BCB (1999) fornece as regras para as classificações e provisões regulatórias de risco de crédito no Brasil.

²⁵ A estrutura da Central de Risco de Crédito original não fornece a identificação de 90 dias de atraso. Todavia, BCB (1999) caracteriza a classificação regulatória “E” como associada a essa faixa de atraso.

²⁶ A abordagem pode ser pensada como equivalente a considerar a avaliação mais conservadora de diferentes analistas de crédito (no caso os diferentes bancos provedores de crédito para o mesmo tomador). Isso também aproxima a classificação resultante no *pool* de uma avaliação exclusiva do tomador, uma vez que a regulação brasileira prevê a melhoria das classificações regulatórias em função de boas garantias e colaterais presentes na transação de crédito, cf. BCB (1999).

²⁷ O nível 4 tipicamente envolve exposições de crédito renegociadas ou reestruturadas que, por cumprimento de BCB (1999), mantêm uma classificação ruim em razão de atraso reconhecido antes do processo de renegociação.

população total^{28,29}. Para cada carteira amostrada j , a perda percentual $L_{\%}^j$ é calculada conforme abaixo. O interesse reside na estimação da distribuição de $L_{\%}^j$ e em particular de seus quantis extremos à direita.

$$L_{\%}^j = LGD \frac{\sum_{i \in amostra\ j} EAD_i I_i}{\sum_{i \in amostra\ j} EAD_i},$$

onde I_i é a realização da variável indicadora de *default* do tomador i presente no *pool*.

Vale ressaltar a distinção entre a aleatoriedade presumida por hipótese no modelo de Carey e a incerteza associada ao processo de estimação da distribuição de $L_{\%}^j$. Enquanto os bancos, por hipótese do modelo, selecionam de modo aleatório e estratificado as exposições constituintes de suas carteiras, a incerteza na determinação da distribuição de perdas percentuais provém tanto da impossibilidade computacional de se efetuarem todas as combinações possíveis de tomadores, quanto da indisponibilidade de mais de uma realização, condicional ao período temporal, do comportamento conjunto de crédito dos potenciais tomadores da economia. Essa distinção entre as naturezas diversas das aleatoriedades não está explícita em Carey (2002), onde a amostragem dos tomadores, para cada carteira, é feita sem repetição³⁰.

Os parâmetros da etapa de reamostragem das carteiras são apresentados e comentados na tabela 3.

²⁸ Ademais, em caso de crença na existência de restrições de crédito no mercado brasileiro, há ainda uma outra fonte de aleatoriedade correspondente ao fato de que os tomadores presentes na CRC seriam apenas uma amostra dos *potenciais* tomadores de crédito da economia.

²⁹ Vide Efron & Tibshirani (1998) para uma introdução às técnicas de *bootstrap*. A técnica usada neste estudo pode ser pensada como um *bootstrap* simples do *pool* de tomadores, com estatística calculada para cada amostra *bootstrap* igual a uma média ponderada de realizações de variáveis aleatórias de Bernoulli (realizações de *defaults*) de uma subamostra aleatória.

³⁰ Todavia, possivelmente, pelo fato de Carey (2002) trabalhar com bases bastante grandes de tomadores e ter sua análise focada em bancos de médio porte, não faça muita diferença para a estimação dos quantis se a seleção dos tomadores é conduzida com ou sem repetição.

Tabela 3: Descrição dos parâmetros de reamostragem.

| Parâmetros do caso básico | Valor | Comentário |
|---------------------------------|---|--|
| Anos incluídos | 2003 e 2004 ³¹ | Igualmente ponderados ³² |
| Horizonte de previsão de perda | 1 ano | Convenção usual em modelos de VaR de crédito |
| Maturidade das exposições | Maiores que o horizonte de previsão | Objetivo é a não-necessidade de consideração de políticas de reinvestimento. |
| Critério do tamanho da carteira | Número de tomadores = 9000 | Mediana de um conjunto de grandes bancos brasileiros. |
| Tamanho das exposições (EAD) | Estratificadas dentro de cada nível de risco | Estratos baseados nos quantis de EAD do <i>pool</i> de tomadores dentro de cada nível de risco ³³ . |
| Valor monetário da carteira | Sujeito à flutuação | |
| Eventos de crédito incluídos | Apenas <i>defaults</i> | <i>Defaults</i> definidos como 90 dias de atraso nos pagamentos. |
| Especificação de LGD | 45% | Consistente com Basileia II |
| Composição por nível de risco | Nível 1 = 22 % Nível 2 = 60 % Nível 3 = 10 % Nível 4 = 8 % | Composição determinada a partir das frequências de nível de risco observadas no <i>pool</i> de tomadores |

O quantil β , $L_{\%}^{\beta}$, da distribuição de perdas percentuais $\{L_{\%}^j\}$ é naturalmente estimado pelo quantil empírico.

$$L_{\%}^{\beta} = \min\{l \text{ tal que } \#\{L_{\%}^j \leq l\}/N \geq \beta\},$$

onde N é o número de carteiras amostradas³⁴.

4. Resultados

A tabela 4 apresenta, para os anos de 2003 e 2004, estatísticas descritivas da base associada ao *pool* de tomadores e quantis estimados das taxas de perda simuladas relativos a diferentes níveis de confiança^{35,36}. Devido à característica de

³¹ Para efeito de implementação, cada ano compreende de fato o período de final de março do ano vigente até final de março do ano seguinte.

³² A menos da tabela 4 seguinte, cujos resultados estão baseados na consideração de apenas um ano por vez, para os demais resultados a amostragem de cada carteira é feita em duas etapas. Primeiro seleciona-se um dos anos do conjunto de anos representado no *pool* de tomadores (no caso, 2003 e 2004) e em seguida tomadores desse ano são selecionados estratificadamente e aleatoriamente para compor a carteira. Conforme Carey (2002), a inclusão da experiência de tomadores de diferentes anos na mesma carteira subestimaria os requerimentos de capital, já que as realizações dos fatores sistêmicos de diferentes anos estariam artificialmente combinadas.

³³ Vide Anexo 2 para a explícita caracterização dos estratos.

³⁴ N foi escolhido igual a 20.000 nas aplicações sobre *pools* não estressados e igual a 40.000 nas aplicações sobre *pools* estressados. Os resultados se mostraram robustos a valores maiores de N .

³⁵ Resultados não mostrados também foram produzidos para o ano de 2002. Todavia, devido ao reduzido número de tomadores no *pool* para esse ano, os resultados desta seção não estão baseados na experiência

condicionalidade a x do modelo, os valores estimados contidos na tabela permitem afirmações do tipo: “Dada uma experiência de perdas de crédito, como a ocorrida em 2003, estima-se que uma exigência regulatória total de 7,2% seja consistente com uma taxa de solvência *corporate* de 97,5%.”. Na afirmação anterior, entende-se por exigência regulatória total a soma dos requerimentos de capital e provisão³⁷.

Tabela 4: Taxas simuladas de perda e estatísticas descritivas por ano.

| Ano | Estatísticas descritivas | | Quantis (%) | | | | | |
|------|--------------------------|------------------------------|-------------|------|------|------|------|------|
| | Número de observações | Frequência de <i>default</i> | Média | 95,0 | 97,5 | 99,0 | 99,5 | 99,9 |
| 2003 | 39.177 | 8,81 | 4,6 | 6,7 | 7,2 | 7,7 | 8,1 | 8,9 |
| 2004 | 51.716 | 9,26 | 3,5 | 4,8 | 5,1 | 5,5 | 5,8 | 6,4 |

Os anos de 2003 e 2004 não são períodos de *stress* na economia brasileira. De modo a permitir afirmações de maior interesse, este estudo, seguindo Carey (2002), simula cenários de *stress* trocando aleatoriamente estados de não-*default* para estados de *default* no *pool* de tomadores. Essa troca aleatória é conduzida para cada ano e nível de risco e em quantidades suficientes para elevar as frequências agregadas anuais de *default* do *pool* para múltiplos de seus valores originais. A metodologia de reamostragem então procede de modo similar ao já descrito, selecionando carteiras aleatórias de *pools* estressados aleatoriamente.

Os quantis das taxas de perda simuladas, condicionais a diferentes fatores multiplicadores usados para estressar o *pool* de tomadores, são mostrados na tabela 5.

histórica de 2002. O encurtamento das maturidades das exposições, em função talvez da crise eleitoral de 2002, é uma hipótese para a explicação do fenômeno.

³⁶ Sucessivas aplicações dos procedimentos de reamostragem a partir de sementes aleatórias diversas sugerem que 0,1% é uma medida aproximada de precisão no cálculo dos quantis mostrados nesta seção. Os resultados desta seção são, portanto, mostrados com apenas uma casa decimal.

³⁷ Com efeito, na ótica de Basel (2004), é a soma de capital e provisão que devem conceitualmente totalizar o quantil da distribuição de perda de uma carteira de crédito.

Tabela 5: Quantis estimados das taxas de perdas.

| Fator de <i>stress</i> (período de referência = anos 2003 e 2004) | Quantis (%) | | | | | |
|---|-------------|------|------|------|------|------|
| | Média | 95,0 | 97,5 | 99,0 | 99,5 | 99,9 |
| 1 | 4,0 | 6,2 | 6,7 | 7,4 | 7,8 | 8,6 |
| 1,5 | 5,2 | 7,4 | 8,0 | 8,6 | 9,0 | 10,0 |
| 2 | 6,4 | 8,7 | 9,2 | 9,9 | 10,4 | 11,4 |
| 2,5 | 7,6 | 9,9 | 10,5 | 11,2 | 11,6 | 12,7 |
| 3 | 8,8 | 11,2 | 11,8 | 12,5 | 13,0 | 14,2 |

Não surpreendentemente, quanto pior o cenário de *stress*, maiores os quantis estimados em todos os níveis de confiança. Mais interessante, todavia, é a investigação da adequação quantitativa de uma faixa de valores plausíveis para exigências regulatórias totais (capital + provisão) permitida pela interpretação dos níveis de confiança dos quantis como taxas de solvência *corporate*. A tabela 5 informa, por exemplo, que um requerimento total de 8,6% é consistente com uma taxa de solvência *corporate* de 99,9% durante um período de referência não estressado (anos 2003 e 2004), enquanto a mesma taxa pode apenas garantir a solvência das carteiras *corporate* de 95 bancos em 100 em um período duas vezes pior. Ainda, a mesma taxa refletiria uma típica experiência de perda num período de *stress* caracterizado pelo fator de multiplicação 3. Análise semelhante pode ser feita ao longo de toda a tabela.

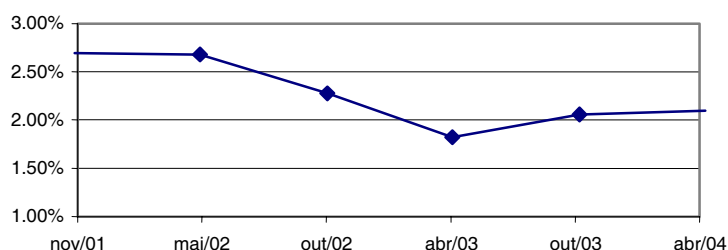
De modo a melhor compreender a verossimilhança dos fatores de *stress* mostrados na tabela 5, o gráfico 2 mostra que, num período de dois anos e meio, a amplitude máxima observada na variação da taxa de inadimplência de grandes conglomerados financeiros foi de aproximadamente 1,5 vezes, mesmo incluindo-se aí o período da crise eleitoral de 2002^{38,39}. Assim, um fator de *stress* igual a 3 talvez possa ser argumentado como de

³⁸ Inadimplência computada, para um conjunto de dez grandes conglomerados financeiros, como a frequência de migração de exposições classificadas no intervalo AA até D para o intervalo E-H ou para prejuízo um ano na frente.

³⁹ Vale ressaltar, todavia, que os valores de inadimplência do gráfico 2 não são passíveis de comparação com as frequências de *default* do *pool* de tomadores, devido à natureza conservadora da construção da variável I no *pool* e ao fato de as matrizes de transição de probabilidade subjacentes ao gráfico 2 serem baseadas em migrações de valores monetários, e não em frequências numéricas de transições. A única informação do gráfico 2 usada de modo qualitativo no presente texto refere-se à variação temporal nas taxas de inadimplência.

probabilidade remota. Em última instância, todavia, a escolha do fator de multiplicação deve ser vista como uma decisão do regulador à medida que ele estabelece suas preferências sobre a severidade dos tempos ruins, nos quais os requerimentos regulatórios devem ser capazes de restringir insolvências a limites toleráveis. A vantagem comparativa da metodologia de reamostragem em relação aos modelos convencionais de VaR de crédito evidencia-se mais fortemente nesse ponto, já que realizações máximas de taxas de *default* junto com taxas de solvência bancária são variáveis mais tangíveis de decisão para o regulador do que, por exemplo, estruturas de correlação de *defaults*.

Gráfico 2: Inadimplência de grandes conglomerados financeiros brasileiros computada a partir de matrizes de transição de probabilidade



A tabela 6 abaixo faz uma análise inversa e investiga as taxas de solvência *corporate* derivadas das exigências de capital de Basiléia I e de sua versão brasileira. Nela, as taxas de solvência são estimadas pelas frequências observadas das taxas de perda simuladas localizadas abaixo das exigências regulatórias totais. A parcela adicional de provisão a constituir a exigência total é determinada a partir da aplicação dos percentuais de provisão da Resolução 2682, cf. BCB(1999), sobre a base de dados original e desagregada das exposições de crédito^{40,41}. Os resultados implicam que, até o cenário de fator de *stress* 2, os dois requerimentos regulatórios de capital fornecem

⁴⁰ Mais especificamente, a provisão é calculada em 1,89%. A parcela adicionada ao requerimento de capital é, todavia, $(1-\alpha)\times$ provisão (onde $\alpha = 8\%$ ou 11% , segundo notação da primeira seção), já que a exigência de capital, no contexto regulatório atual, é, de fato, computada sobre exposições líquidas de provisão.

⁴¹ Pequenas variações na parcela adicional de provisão produzem variações materiais nos resultados da tabela 6 apenas para $\alpha=8\%$ e fator de *stress*=2,5 e 3, sem prejuízo, porém, das conclusões qualitativas presentes no texto.

taxas de solvência bancária muito altas e similares⁴². Por outro lado, a partir de cenários de *stress* mais elevados, os resultados mostram que a adicional proteção derivada do requerimento regulatório brasileiro é material.

Tabela 6: Taxas estimadas de solvência *corporate*.

| Fator de <i>stress</i> (período de referência = anos 2003 e 2004) | Requerimentos regulatórios | |
|---|-------------------------------|--|
| | Basiléia I (8%) + provisão | Requerimento brasileiro de capital (11%) + provisão |
| 1 | 100 | 100 |
| 1,5 | 99,8 | 100 |
| 2 | 98,8 | 100 |
| 2,5 | 93,6 | 99,9 |
| 3 | 76,5 | 99,2 |

A seguir, examina-se na tabela 7 o impacto de diferentes tamanhos de carteiras. Segundo a metodologia de Carey, é de se esperar que, quanto menor o número de tomadores a constituir as carteiras amostradas, maior a magnitude dos quantis estimados, uma vez que os bancos se beneficiam menos do efeito de diversificação por meio da redução do risco idiossincrático ϵ . De modo a investigar a robustez das conclusões qualitativas oriundas da tabela 6, a metodologia de reamostragem é aplicada para tamanhos de carteira inferiores ao valor mediano adotado anteriormente, mas ainda condizentes com tamanhos admissíveis de carteiras *corporate* de grandes bancos brasileiros, foco do presente estudo. Os resultados da tabela 7 indicam que os dois requerimentos regulatórios de capital continuam a produzir taxas de solvência *corporate* altas e similares até o fator de *stress* de 1,5 e com diferença material entre elas para fator de *stress* igual a 2,5 e 3. Todavia, para o cenário duas vezes pior que o do período de 2003 e 2004, a proteção adicional da regulação brasileira é significativa para uma carteira de 3.000 tomadores *corporate*⁴³.

⁴² Níveis de confiança de 100% devem ser lidos como próximos a 100%, já que apenas um número finito de carteiras é simulado para cada exercício de reamostragem.

⁴³ No universo considerado dos 10 maiores bancos com carteira comercial, o número de 3.000 tomadores *corporate* representa aproximadamente um limite inferior.

Tabela 7: Taxas estimadas de solvência *corporate* para diferentes tamanhos de carteira.

| Fator de <i>stress</i> (período de referência = anos 2003 e 2004) | Tamanho = 3.000 | | Tamanho = 6.000 | |
|---|-------------------------------|---|-------------------------------|---|
| | Requerimentos regulatórios | | Requerimentos regulatórios | |
| | Basiléia I (8%) + provisão | Requerimento brasileiro de capital (11%) + provisão | Basiléia I (8%) + provisão | Requerimento brasileiro de capital (11%) + provisão |
| 1 | 99,1 | 99,9 | 99,9 | 100 |
| 1,5 | 97,3 | 99,8 | 99,4 | 100 |
| 2 | 93,2 | 99,2 | 97,5 | 99,9 |
| 2,5 | 85,0 | 97,7 | 90,5 | 99,6 |
| 3 | 70,3 | 94,2 | 74,1 | 98,1 |

A metodologia de reamostragem adotada neste estudo é flexível o suficiente de modo a permitir um conjunto de simulações alternativas. No Brasil, por exemplo, não é incomum bancos operarem com uma definição de *default* de 60 dias de atraso, em vez da definição de 90 dias utilizada até aqui. Os aumentos percentuais na média e nas diferenças entre quantis e a média da distribuição de perdas enfrentada pelos bancos, supondo-se essa definição alternativa de *default* e mantido constante o valor de LGD, são apresentados na primeira linha da tabela 8^{44,45}. Os resultados são apresentados apenas para o caso não estressado e são condicionais à experiência histórica do período de 2003 e 2004⁴⁶. O efeito da definição mais restrita de *default* tem duas faces: as diferenças entre quantis e média aumentam em torno de 20% enquanto a média quase duplica^{47,48}. A segunda linha da tabela 8 fornece os mesmos resultados sob outra ótica. Ela indica que novos valores de LGD (em vez do adotado até aqui: LGD = 45%)

⁴⁴ Os resultados da tabela 7 são produzidos de acordo com os mesmos parâmetros das tabelas 2 e 3, exceto que, agora, a realização da variável indicadora de *default* é definida como 1, se existe crédito vencido acima de 60 dias em algum mês e em alguma IF, e 0, caso contrário.

⁴⁵ Os leitores familiarizados com a terminologia de risco de crédito podem estranhar o termo “diferenças entre quantis e média”. Ele é usado propositadamente no lugar do termo perda não-esperada, de modo a ressaltar que, no presente estudo, todas as distribuições devem ser lidas como condicionais a x .

⁴⁶ Empiricamente, os resultados se mostram pouco sensíveis ao eventual fator de *stress* utilizado. Porém isso é mais consequência do modo multiplicador de estressar o *pool* do que propriamente uma conclusão teórica das hipóteses da metodologia.

⁴⁷ O aumento da média é, em grande parte, consequência da não-correção do valor de LGD. Com efeito, numa definição mais restrita de *default*, é de esperar que PD aumente e LGD diminua. Note, porém, que isso não quer dizer que, com o valor alterado correto de LGD, a média da distribuição deveria manter-se inalterada: embora a perda esperada incondicional a x não dependa da definição de *default*, a perda esperada condicional a x (que é a estimada no presente estudo) pode depender.

⁴⁸ Não é de estranhar que o aumento na dispersão da distribuição seja bem menor que o aumento experimentado pela média. No caso simplificado de EAD constante e ausência de estratificação, não é difícil ver que um teto superior para o aumento da variância da distribuição é \sqrt{a} , onde a é a razão de aumento da média.

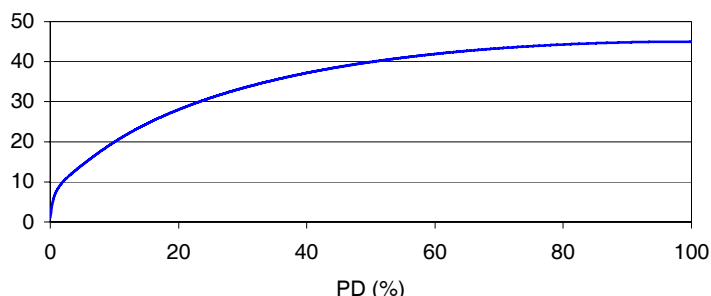
contrabalançariam por completo o aumento na média e na dispersão da distribuição e podem, portanto, ser informações úteis em caso de se objetivar um ajuste simplificado, via LGD, de fórmulas de requerimentos regulatórios a novas definições de *default*⁴⁹.

Tabela 8: Efeitos de uma definição de *default* mais restrita igual a 60 dias de atraso.

| | Média | Quantis (%) - Média | | | | |
|--------------------------|-------|---------------------|------|------|------|------|
| | | 95,0 | 97,5 | 99,0 | 99,5 | 99,9 |
| Aumentos percentuais (%) | 93 | 23 | 22 | 18 | 18 | 24 |
| LGD equivalente (%) | 23 | 37 | 37 | 38 | 38 | 36 |

Por fim, uma investigação dos requerimentos absolutos de capital de Basiléia II também pode ser conduzida. Sob a versão fundamental de modelos internos de Basiléia II, as exigências regulatórias de capital são dependentes dos parâmetros de probabilidade de *default* (PDs) das exposições individuais. O gráfico 3 exibe a curva de exigência regulatória total dessa versão de Basiléia II como função de PD⁵⁰.

Gráfico 3: Exigência regulatória total (%) (capital + provisão) segundo Basiléia II (versão de modelos internos)



A abordagem de investigação da fórmula regulatória de Basiléia II conduzida aqui difere da contida em Majnoni & Powell (2004), principalmente por não objetivar análises não-condicionais a x. A tabela 9 a seguir estabelece um mapeamento entre o modelo de reamostragem e o modelo de Basiléia II. Ela contém os valores de PD que, inseridos no modelo de Basiléia II conforme a função do gráfico anterior, resultam nas

⁴⁹ Simplificado porque, em geral, sob uma nova definição de *default*, outros parâmetros regulatórios, além de LGD, potencialmente variam, como correlações.

⁵⁰ Capital calculado segundo abordagem IRB *foundation* para tomadores *corporate*, assumindo LGD = 45% e M = 2,5 anos. Provisão calculada igual à perda esperada = LGD×PD.

mesmas exigências regulatórias totais do modelo de reamostragem, para cada alvo de solvência e fator de stress. Como a estimação de parâmetros de PD não está no escopo deste artigo, a tabela 9 fornece a ferramenta disponível para a análise factível⁵¹.

Tabela 9: PDs (%) de Basileia II consistentes com os quantis estimados.

| Fator de <i>stress</i> (período de referência = anos 2003 e 2004) | Quantis (%) | | | | |
|---|-------------|------|------|------|------|
| | 95,0 | 97,5 | 99,0 | 99,5 | 99,9 |
| 1 | 0,6 | 0,7 | 0,9 | 1,0 | 1,3 |
| 1,5 | 0,9 | 1,1 | 1,3 | 1,5 | 2,0 |
| 2 | 1,3 | 1,5 | 1,9 | 2,2 | 2,9 |
| 2,5 | 1,9 | 2,3 | 2,7 | 3,0 | 3,8 |
| 3 | 2,7 | 3,1 | 3,6 | 4,1 | 5,0 |

A utilidade da tabela 9 para fins de análise dos requerimentos de Basileia II é exemplificada como se segue. Se o regulador considerar não plausível que uma típica carteira *corporate* brasileira, condizente com a estratificação por nível de risco empregada neste estudo, possua um PD médio acima de 2%, então apenas os pares (fator de *stress*, taxas de solvência) correspondentes a PDs menores que 2% são atingíveis sob a vigência do modelo de Basileia II. Nesse caso, por exemplo, uma taxa de solvência das carteiras *corporate* de 99% num cenário de *stress* 2,5 vezes pior que a experiência de inadimplência dos anos de 2003 e 2004 não seria alcançável pelo modelo de Basileia II.

Na vigência prática dos modelos internos de Basileia II, é de se esperar, contudo, que o regulador tenha acesso aos PDs estimados pelos bancos e, por meio por exemplo de mapeamentos das escalas internas de classificação dos bancos em uma escala própria do regulador, possa obter uma idéia geral de PDs correspondentes a classificações de risco regulatórias. A metodologia de reamostragem aplicada para estratificações de classificações regulatórias consistentes com PDs médios de carteiras típicas de interesse

⁵¹ As dificuldades principais para a derivação de PDs relacionam-se ao fato de que o sistema de classificações regulatórias brasileiro não é concebido exclusivamente em função de parâmetros de PD e ao fato de que este estudo teve à disposição apenas dados de três anos, o que torna infactível a estimação de PDs a partir de frequências anuais de *default* de longo prazo, conforme sugerido por Basel (2004).

serviria, então, para examinar a adequação da fórmula de exigência de Basiléia II em alguns pontos da curva do gráfico 3.

5. Conclusão

Conforme abordado na introdução, este artigo pode ser visto como um complemento à análise de Schechtman *et al.* (2004). Enquanto o último examina questões de variações relativas nos requerimentos de capital no Brasil quando as características das carteiras dos bancos variam, o presente analisa a adequação de níveis absolutos de requerimentos para uma carteira de referência. Ambas as dimensões são importantes para a adequada investigação de fórmulas regulatórias de exigências de capital para risco de crédito. De fato, os resultados deste artigo apresentam informações úteis ao entendimento das conseqüências da fixação de uma faixa de níveis absolutos de requerimentos de capital baseados em variáveis tangíveis de decisão, como a máxima realização relevante da taxa anual agregada de *default* e uma taxa alvo de solvência bancária *corporate*.

Os resultados da metodologia de reamostragem sugerem que a diferença entre a regulação brasileira e Basiléia I é relevante para a solvência propiciada às carteiras *corporate* de grandes bancos brasileiros, principalmente, sob cenários de elevado *stress* de taxas de *default*. Por outro lado, as taxas de solvência *corporate* derivadas de ambas as regulações são, em geral, altas e similares, para grandes bancos e em cenários de *stress* mais moderados. Entretanto, deve-se destacar que uma conclusão geral sobre requerimentos absolutos demandaria a análise de tamanhos de carteiras *corporate* de um universo maior de bancos, bem como a incorporação na metodologia de outros riscos importantes carregados pelos bancos, como o risco de crédito de carteiras do varejo.

De forma mais geral, cumpre destacar que este artigo ilustra como Centrais de Risco de Crédito, comuns em países da América Latina, aliadas a uma metodologia não-paramétrica de reamostragem, revelam-se ferramentas úteis de análise de requerimentos de capital sugeridos por acordos internacionais que, muitas vezes, refletem mais a realidade financeira de países do G10. Majnoni & Powell (2005) argumentam que a metodologia de reamostragem aplicada a bases de dados de Centrais de Risco, quando comparada a modelos convencionais de VaR de crédito, minimiza o impacto de erros de

estimação e maximiza o grau de comparabilidade dos resultados de aplicações em diferentes países⁵².

Ademais, de um ponto de vista prático, replicações da metodologia são passíveis de serem conduzidas ao longo do tempo, à medida que mais anos se tornam disponíveis na base de dados, com a conseqüente produção de resultados mais representativos das possibilidades de experiências históricas de inadimplência. Tais atualizações dos resultados são particularmente importantes quando as condições macroeconômicas variam de modo significativo (e.g. a partir de mudanças da política monetária), de modo que o perfil de risco dos tomadores de crédito encontrados nas carteiras dos bancos é potencialmente alterado. Também, a captura da experiência de anos ruins é altamente desejável, uma vez que a estrutura de correlação entre EADs e *defaults* pode ser bem diferente nesses períodos em relação aos anos bons⁵³ e que a reação dos bancos a períodos de *stress*, via mudança da composição da carteira, passa a ser passível de consideração.

Por fim, deve-se observar que a metodologia de reamostragem adotada neste estudo é flexível o suficiente para permitir um conjunto de simulações alternativas que visem a mensurar o impacto de diferentes parâmetros no risco de crédito dos bancos. Com efeito, a exemplo da análise do efeito de diferentes definições de *default* contida na seção anterior, outras variações podem ser analisadas ao gosto do regulador, como diferentes horizontes temporais de previsão de perda ou diferentes constituições do *pool* de tomadores. Obviamente, tal flexibilidade metodológica se dá ao custo das simplificações inerentes à abordagem. Além das hipóteses simplificadoras originais contidas na seção 2 e dos pontos mencionados no parágrafo anterior, a inevitável dose de subjetivismo e/ou conservadorismo na criação do *pool* e na configuração dos parâmetros de reamostragem representa uma importante limitação.

⁵² Contudo, a definição dos parâmetros da reamostragem e da criação do *pool* de tomadores deve ser homogênea nas aplicações. Ainda assim, a comparabilidade pode ser dificultada em função de diferenças nas estruturas de Centrais de Risco em diferentes países. Vide Miller (2000) para um *survey* sobre Centrais de Risco de Crédito no mundo.

⁵³ Obviamente o *stress* aleatório imposto ao *pool* de tomadores levado a cabo aqui não é um substituto perfeito para a observação da experiência histórica de inadimplência de anos ruins.

Referências bibliográficas

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, **International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards**. Bank for International Settlements, 1988.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, **International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework**. Bank for International Settlements, 2004.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, **An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions**. Bank for International Settlements, 2005.

Banco Central do Brasil. **Resolução 2.099/2004**. Disponível em: www.bcb.gov.br. Acesso em: nov. 2005.

Banco Central do Brasil. Resolução 2.682/1999. Disponível em: www.bcb.gov.br. Acesso em: nov. 2005.

CAREY, M. Credit risk in private debt portfolios. **Journal of Finance**, 53, p. 1363-87, 1998.

_____. A Guide to Choosing Absolute Bank Capital Requirements. **Journal of Banking & Finance**, 26, p. 929-951, 2002.

A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models. **Journal of Banking and Finance**, 24, p. 119-149, 2000.

EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. J. **An Introduction to the Bootstrap**. Chapman & Hall/CRC (Monographs on Statistics and Applied Probability), 1998.

GORDY, M. B. A Comparative Anatomy of Credit Risk Models. **Journal of Banking and Finance**, 24 (1-2), p. 119-149, 2000.

_____. A Risk-Factor Model Foundation for Ratings-Based Bank Capital Rules. **Journal of Financial Intermediation** 12(3), p. 199-232, 2003.

MAJNONI, G.; POWELL, A. Reforming Bank Capital Requirements: Implications of Basel II for Latin American Countries, **Economia**, Spring 2005.

MILLER, M. Credit Reporting Systems Around the Globe: the State of the Art in Public and Private Credit Registries. In _____ (org.). **Credit Reporting Systems and the International Economy**. Boston: MIT Press, 2000.

SCHECHTMAN, R. *et. al.* Credit Risk Measurement and the Regulation of Bank Capital and Provision Requirements in Brazil – A Corporate Analysis. **Working Paper**, 91, Banco Central do Brasil, 2004.

WILDE, T. IRB approach explained. **Risk**, 14, p. 87-90, 2001.

Anexo 1:

| <i>Contexto regulatório atual:</i> | Novo contexto regulatório: |
|--|---|
| requerimento de capital para risco de crédito = $\alpha \times$ carteira de crédito ⁵⁴ , onde $\alpha = 8\%$ em Basiléia I e $\alpha = 11\%$ no Brasil. | requerimento de capital para risco de crédito = $\sum f(\text{parâmetros de risco da } i\text{-ésima exposição})$, onde f é função regulatória dos parâmetros de risco definida por Basiléia II. |

Anexo 2: Quantis das exposições do *pool* tomadores por nível de risco (valores: R\$).

| | Q25 | Q50 | Q75 |
|-----------|---------|---------|-----------|
| Nível = 1 | 240,315 | 323,207 | 569,526 |
| Nível = 2 | 253,148 | 358,782 | 659,894 |
| Nível = 3 | 267,428 | 428,455 | 990,470 |
| Nível = 4 | 274,552 | 452,754 | 1,035,040 |

A tabela anterior mostra os quantis 25% (Q25), 50% (Q50) e 75% (Q75) das exposições (EAD) do *pool* de tomadores para cada nível de risco. Para fins do procedimento de reamostragem, cada seleção aleatória de carteira é composta, para cada nível de risco, de 25% dos tomadores em cada um dos 4 intervalos $[0, Q25]$, $(Q25, Q50]$, $(Q50, Q75]$ e $(Q75, +\infty)$.

⁵⁴ Estritamente, a equação representa uma liberdade de notação, já que o requerimento de α se aplica apenas no nível dos ativos ponderados pelo risco, e não necessariamente precisa ser obedecido para cada classe de ativo (cf. Basel, 1988).

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|-----------|---|----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil <i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil <i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank <i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position <i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models <i>Pedro H. Albuquerque</i> | Jul/2000 |
| 5 | The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study <i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks <i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | Jul/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil <i>Marcelle Chauvet</i> | Sep/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk <i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Sep/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity <i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998 <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil <i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |
| 12 | A Test of Competition in Brazilian Banking <i>Márcio I. Nakane</i> | Mar/2001 |

| | | |
|-----------|--|----------|
| 13 | Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil <i>Marcio Magalhães Janot</i> | Mar/2001 |
| 14 | Evaluating Core Inflation Measures for Brazil <i>Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo</i> | Mar/2001 |
| 15 | Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility? <i>Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak</i> | Mar/2001 |
| 16 | Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA <i>Sergio Afonso Lago Alves</i> | Mar/2001 |
| | Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework <i>Sergio Afonso Lago Alves</i> | Jul/2001 |
| 17 | Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i> | Abr/2001 |
| | Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i> | Aug/2002 |
| 18 | A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil <i>Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos</i> | Apr/2001 |
| 19 | Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo</i> | May/2001 |
| 20 | Credit Channel without the LM Curve <i>Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane</i> | May/2001 |
| 21 | Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência <i>Pedro H. Albuquerque</i> | Jun/2001 |
| 22 | Decentralized Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i> | Jun/2001 |
| 23 | Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira <i>Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane</i> | Jul/2001 |
| 24 | Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality <i>Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini</i> | Aug/2001 |
| 25 | Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00 <i>Pedro Fachada</i> | Aug/2001 |
| 26 | Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil <i>Marcelo Kfoury Muinhos</i> | Aug/2001 |
| 27 | Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Set/2001 |

| | | |
|----|---|----------|
| 28 | Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais <i>Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito</i> | Nov/2001 |
| 29 | Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil <i>Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa</i> | Nov/2001 |
| 30 | Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade</i> | Nov/2001 |
| 31 | Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub</i> | Nov/2001 |
| 32 | Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil <i>Mauro Costa Miranda</i> | Nov/2001 |
| 33 | Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation <i>André Minella</i> | Nov/2001 |
| 34 | Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises <i>Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer</i> | Nov/2001 |
| 35 | Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i> | Dez/2001 |
| 36 | Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target? <i>Barry Eichengreen</i> | Feb/2002 |
| 37 | Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations <i>Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein</i> | Mar/2002 |
| 38 | Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro <i>Frederico Pechir Gomes</i> | Mar/2002 |
| 39 | Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio <i>Paulo Castor de Castro</i> | Mar/2002 |
| 40 | Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas <i>Aloisio Araujo and Márcia Leon</i> | Apr/2002 |
| 41 | Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro <i>Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho</i> | Jun/2002 |
| 42 | Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella</i> | Jun/2002 |
| 43 | The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency <i>Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima</i> | Jun/2002 |

| | | |
|-----------|--|----------|
| 44 | Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil <i>Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i> | Jun/2002 |
| 45 | Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence <i>André Minella</i> | Aug/2002 |
| 46 | The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil <i>Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane</i> | Aug/2002 |
| 47 | Indicadores Derivados de Agregados Monetários <i>Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior</i> | Set/2002 |
| 48 | Should Government Smooth Exchange Rate Risk? <i>Ilan Goldfajn and Marcos Antonio Silveira</i> | Sep/2002 |
| 49 | Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade <i>Orlando Carneiro de Matos</i> | Set/2002 |
| 50 | Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model <i>Eui Jung Chang, Marcelo Kfoury Muinhos and Joaúlio Rodolpho Teixeira</i> | Sep/2002 |
| 51 | Credit Channel with Sovereign Credit Risk: an Empirical Test <i>Victorio Yi Tson Chu</i> | Sep/2002 |
| 52 | Generalized Hyperbolic Distributions and Brazilian Data <i>José Fajardo and Aquiles Farias</i> | Sep/2002 |
| 53 | Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges <i>André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos</i> | Nov/2002 |
| 54 | Stock Returns and Volatility <i>Benjamin Miranda Tabak and Solange Maria Guerra</i> | Nov/2002 |
| 55 | Componentes de Curto e Longo Prazo das Taxas de Juros no Brasil <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén</i> | Nov/2002 |
| 56 | Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America <i>Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima</i> | Dec/2002 |
| 57 | As Leis de Falência: uma Abordagem Econômica <i>Aloisio Araujo</i> | Dez/2002 |
| 58 | The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case <i>Benjamin Miranda Tabak</i> | Dec/2002 |
| 59 | Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Thaís Porto Ferreira</i> | Dez/2002 |
| 60 | Delegated Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i> | Dec/2002 |

| | | |
|----|---|-----------|
| 61 | O Uso de Dados de Alta Frequência na Estimação da Volatilidade e do Valor em Risco para o Ibovespa <i>João Maurício de Souza Moreira e Eduardo Facó Lemgruber</i> | Dez/2002 |
| 62 | Taxa de Juros e Concentração Bancária no Brasil <i>Eduardo Kiyoshi Tonooka e Sérgio Mikio Koyama</i> | Fev/2003 |
| 63 | Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil <i>Charles Lima de Almeida, Marco Aurélio Peres, Geraldo da Silva e Souza and Benjamin Miranda Tabak</i> | Fev/2003 |
| 64 | Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy <i>Marcelo Kfoury Muinhos and Sergio Afonso Lago Alves</i> | Fev/2003 |
| 65 | On the Information Content of Oil Future Prices <i>Benjamin Miranda Tabak</i> | Fev/2003 |
| 66 | A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla <i>Pedro Calhman de Miranda e Marcelo Kfoury Muinhos</i> | Fev/2003 |
| 67 | Avaliação de Métodos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco de Mercado de Carteiras de Ações no Brasil <i>Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente</i> | Fev/2003 |
| 68 | Real Balances in the Utility Function: Evidence for Brazil <i>Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane</i> | Fev/2003 |
| 69 | r-filters: a Hodrick-Prescott Filter Generalization <i>Fabio Araújo, Marta Baltar Moreira Areosa and José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Fev/2003 |
| 70 | Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak</i> | Fev/2003 |
| 71 | On Shadow-Prices of Banks in Real-Time Gross Settlement Systems <i>Rodrigo Penaloza</i> | Apr/2003 |
| 72 | O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras <i>Ricardo Dias de Oliveira Brito, Angelo J. Mont'Alverne Duarte e Osmani Teixeira de C. Guillen</i> | Maio/2003 |
| 73 | Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais – Uma Aplicação às Estruturas a Termo de Taxas de Juros <i>Getúlio Borges da Silveira e Octavio Bessada</i> | Maio/2003 |
| 74 | Aplicação do Modelo de Black, Derman & Toy à Precificação de Opções Sobre Títulos de Renda Fixa <i>Octavio Manuel Bessada Lion, Carlos Alberto Nunes Cosenza e César das Neves</i> | Maio/2003 |
| 75 | Brazil's Financial System: Resilience to Shocks, no Currency Substitution, but Struggling to Promote Growth <i>Ilan Goldfajn, Katherine Hennings and Helio Mori</i> | Jun/2003 |

- 76 **Inflation Targeting in Emerging Market Economies** Jun/2003
Arminio Fraga, Ilan Goldfajn and André Minella
- 77 **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility** Jul/2003
André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos
- 78 **Contornando os Pressupostos de Black & Scholes: Aplicação do Modelo de Precificação de Opções de Duan no Mercado Brasileiro** Out/2003
Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Antonio Carlos Figueiredo, Eduardo Facó Lemgruber
- 79 **Inclusão do Decaimento Temporal na Metodologia Delta-Gama para o Cálculo do VaR de Carteiras Compradas em Opções no Brasil** Out/2003
Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo, Eduardo Facó Lemgruber
- 80 **Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina** Out/2003
Arnildo da Silva Correa
- 81 **Bank Competition, Agency Costs and the Performance of the Monetary Policy** Jan/2004
Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane
- 82 **Carteiras de Opções: Avaliação de Metodologias de Exigência de Capital no Mercado Brasileiro** Mar/2004
Cláudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo
- 83 **Does Inflation Targeting Reduce Inflation? An Analysis for the OECD Industrial Countries** May/2004
Thomas Y. Wu
- 84 **Speculative Attacks on Debts and Optimum Currency Area: a Welfare Analysis** May/2004
Aloisio Araujo and Marcia Leon
- 85 **Risk Premia for Emerging Markets Bonds: Evidence from Brazilian Government Debt, 1996-2002** May/2004
André Soares Loureiro and Fernando de Holanda Barbosa
- 86 **Identificação do Fator Estocástico de Descontos e Algumas Implicações sobre Testes de Modelos de Consumo** Maio/2004
Fabio Araujo e João Victor Issler
- 87 **Mercado de Crédito: uma Análise Econométrica dos Volumes de Crédito Total e Habitacional no Brasil** Dez/2004
Ana Carla Abrão Costa
- 88 **Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos** Dez/2004
Arnildo da Silva Correa e Ronald Otto Hillbrecht
- 89 **O Mercado de Hedge Cambial no Brasil: Reação das Instituições Financeiras a Intervenções do Banco Central** Dez/2004
Fernando N. de Oliveira

- 90 **Bank Privatization and Productivity: Evidence for Brazil** Dec/2004
Márcio I. Nakane and Daniela B. Weintraub
- 91 **Credit Risk Measurement and the Regulation of Bank Capital and Provision Requirements in Brazil – A Corporate Analysis** Dec/2004
Ricardo Schechtman, Valéria Salomão Garcia, Sergio Miki Koyama and Guilherme Cronemberger Parente
- 92 **Steady-State Analysis of an Open Economy General Equilibrium Model for Brazil** Apr/2005
Mirta Noemi Sataka Bugarin, Roberto de Goes Ellery Jr., Victor Gomes Silva, Marcelo Kfoury Muinhos
- 93 **Avaliação de Modelos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco Cambial** Abr/2005
Claudio H. da S. Barbedo, Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente
- 94 **Simulação Histórica Filtrada: Incorporação da Volatilidade ao Modelo Histórico de Cálculo de Risco para Ativos Não-Lineares** Abr/2005
Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo e Eduardo Facó Lemgruber
- 95 **Comment on Market Discipline and Monetary Policy by Carl Walsh** Apr/2005
Maurício S. Bugarin and Fábria A. de Carvalho
- 96 **O que É Estratégia: uma Abordagem Multiparadigmática para a Disciplina** Ago/2005
Anthero de Moraes Meirelles
- 97 **Finance and the Business Cycle: a Kalman Filter Approach with Markov Switching** Aug/2005
Ryan A. Compton and Jose Ricardo da Costa e Silva
- 98 **Capital Flows Cycle: Stylized Facts and Empirical Evidences for Emerging Market Economies** Aug/2005
Helio Mori e Marcelo Kfoury Muinhos
- 99 **Adequação das Medidas de Valor em Risco na Formulação da Exigência de Capital para Estratégias de Opções no Mercado Brasileiro** Set/2005
Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, e Eduardo Facó Lemgruber
- 100 **Targets and Inflation Dynamics** Oct/2005
Sergio A. L. Alves and Waldyr D. Areosa
- 101 **Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates** Mar/2006
Marcelo Kfoury Muinhos and Márcio I. Nakane
- 102 **Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazilian Payroll Loans** Apr/2006
Ana Carla A. Costa and João M. P. de Mello
- 103 **The Effect of Adverse Supply Shocks on Monetary Policy and Output** Apr/2006
Maria da Glória D. S. Araújo, Mirta Bugarin, Marcelo Kfoury Muinhos and Jose Ricardo C. Silva

- 104 Extração de Informação de Opções Cambiais no Brasil** Abr/2006
Eui Jung Chang e Benjamin Miranda Tabak
- 105 Representing Roomate's Preferences with Symmetric Utilities** Apr/2006
José Alvaro Rodrigues-Neto
- 106 Testing Nonlinearities Between Brazilian Exchange Rates and Inflation Volatilities** May/2006
Cristiane R. Albuquerque and Marcelo Portugal
- 107 Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking** Jun/2006
Márcio I. Nakane, Leonardo S. Alencar and Fabio Kanczuk
- 108 O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais** Jun/2006
Eduardo A. S. Rodrigues, Victorio Chu, Leonardo S. Alencar e Tony Takeda
- 109 The Recent Brazilian Disinflation Process and Costs** Jun/2006
Alexandre A. Tombini and Sergio A. Lago Alves
- 110 Fatores de Risco e o Spread Bancário no Brasil** Jul/2006
Fernando G. Bignotto e Eduardo Augusto de Souza Rodrigues
- 111 Avaliação de Modelos de Exigência de Capital para Risco de Mercado do Cupom Cambial** Jul/2006
Alan Cosme Rodrigues da Silva, João Maurício de Souza Moreira e Myrian Beatriz Eiras das Neves
- 112 Interdependence and Contagion: an Analysis of Information Transmission in Latin America's Stock Markets** Jul/2006
Angelo Marsiglia Fasolo
- 113 Investigação da Memória de Longo Prazo da Taxa de Câmbio no Brasil** Ago/2006
Sergio Rubens Stancato de Souza, Benjamin Miranda Tabak e Daniel O. Cajueiro
- 114 The Inequality Channel of Monetary Transmission** Aug/2006
Marta Areosa and Waldyr Areosa
- 115 Myopic Loss Aversion and House-Money Effect Overseas: an experimental approach** Sep/2006
José L. B. Fernandes, Juan Ignacio Peña and Benjamin M. Tabak
- 116 Out-Of-The-Money Monte Carlo Simulation Option Pricing: the join use of Importance Sampling and Descriptive Sampling** Sep/2006
Jaqueline Terra Moura Marins, Eduardo Saliby and Joséte Florencio do Santos
- 117 An Analysis of Off-Site Supervision of Banks' Profitability, Risk and Capital Adequacy: a portfolio simulation approach applied to brazilian banks** Sep/2006
Theodore M. Barnhill, Marcos R. Souto and Benjamin M. Tabak
- 118 Contagion, Bankruptcy and Social Welfare Analysis in a Financial Economy with Risk Regulation Constraint** Oct/2006
Aloísio P. Araújo and José Valentim M. Vicente

- | | | |
|-----|---|----------|
| 119 | A Central de Risco de Crédito no Brasil: uma análise de utilidade de informação <i>Ricardo Schechtman</i> | Out/2006 |
| 120 | Forecasting Interest Rates: an application for Brazil <i>Eduardo J. A. Lima, Felipe Luduvic and Benjamin M. Tabak</i> | Oct/2006 |
| 121 | The Role of Consumer's Risk Aversion on Price Rigidity <i>Sergio A. Lago Alves and Mirta N. S. Bugarin</i> | Nov/2006 |
| 122 | Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips curve model with threshold for Brazil <i>Arnildo da Silva Correa and André Minella</i> | Nov/2006 |
| 123 | A Neoclassical Analysis of the Brazilian "Lost-Decades" <i>Flávia Mourão Graminho</i> | Nov/2006 |
| 124 | The Dynamic Relations between Stock Prices and Exchange Rates: evidence for Brazil <i>Benjamin M. Tabak</i> | Nov/2006 |
| 125 | Herding Behavior by Equity Foreign Investors on Emerging Markets <i>Barbara Alemanni and José Renato Haas Ornelas</i> | Dec/2006 |
| 126 | Risk Premium: insights over the threshold <i>José L. B. Fernandes, Augusto Hasman and Juan Ignacio Peña</i> | Dec/2006 |