



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

142

Análise da Coerência de Medidas de Risco no Mercado Brasileiro de Ações e Desenvolvimento de uma Metodologia Híbrida para o *Expected Shortfall*

*Alan Cosme Rodrigues da Silva, Eduardo Facó Lemgruber,
José Alberto Rebello Baranowski e Renato da Silva Carvalho*
Agosto, 2007

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 142	ago	2007	P. 1-36
--------------------------	----------	--------	-----	------	---------

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 142.

Autorizado por Mário Mesquita, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Dimep

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

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>

Análise da Coerência de Medidas de Risco no Mercado Brasileiro de Ações e Desenvolvimento de uma Metodologia Híbrida para o *Expected Shortfall*

Alan Cosme Rodrigues da Silva^{**}

Eduardo Facó Lemgruber^{***}

José Alberto Rebello Baranowski^{****}

Renato da Silva Carvalho^{****}

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

Resumo

O trabalho busca analisar empiricamente a coerência, pela definição de Artzner *et al.* (1997), do Valor em Risco (VaR) e do *Expected Shortfall* no Mercado Brasileiro de Ações, calculados pela metodologia da Simulação Histórica, pela metodologia Analítica com uso da volatilidade EWMA do *RiskMetricsTM* e pela metodologia Híbrida desenvolvida em Boudoukh *et al.* (1998). Utilizam-se como amostra as dez ações mais líquidas da Bovespa em novembro de 2003, com os preços abrangendo o período de 4/jul/1994 a 31/out/2003. A fim de se testar o VaR, utiliza-se o teste desenvolvido em Kupiec (1995), e para o *Expected Shortfall*, o teste caudal de Berkowitz (2001). É realizada uma análise comparativa do *Expected Shortfall* calculado pelas três metodologias, utilizando-se para isso o critério de Pitman (1937), o desvio médio simples e o desvio médio quadrático. Os resultados indicam que a metodologia Híbrida é a que leva ao *Expected Shortfall* que mais se aproxima da perda quando esta supera o VaR.

Palavras-chave: Valor em Risco (VaR), *Expected Shortfall*, Medidas coerentes de risco, *backtest*, coerência.

Classificação JEL: G18;G32;

^{**} Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mail: alan.cosme@bcb.gov.br

^{***} COPPEAD, UFRJ.

^{****} Banco Brascan

1. Introdução

O VaR é uma medida de risco que resume, em um simples e facilmente compreensível número, o risco de uma instituição proveniente da flutuação dos preços no mercado financeiro. Segundo Jorion (2000), essa é a razão para sua rápida ascensão como ferramenta essencial para o gerenciamento do risco, levando o Comitê de Basileia a autorizar sua utilização nos modelos internos das instituições financeiras. As duas formas tradicionais de estimação do VaR, a Simulação Histórica e a Analítica, vêm sendo bastante utilizadas no Brasil e no mundo e tiveram seu uso aumentado durante os anos 1990, após a divulgação das orientações e procedimentos do *RiskMetricsTM* pelo J.P. Morgan.ⁱ

Boudoukh *et al.* (1998) propõem uma metodologia Híbrida de cálculo do VaR que combina e procura herdar o que há de melhor da metodologia da Simulação Histórica e da metodologia Analítica com uso da volatilidade EWMA proposta no *RiskMetricsTM*. Tal metodologia tem a vantagem de capturar o comportamento cíclico da volatilidade dos retornos ao utilizar o alisamento exponencial e a vantagem de não trabalhar com a hipótese de normalidade dos retornos, utilizando diretamente a distribuição histórica.

Em fins da década de 1990, Artzner *et al.* (1997, 1999) definem o conceito de medidas coerentes de risco, um conjunto de quatro propriedades (sub-aditividade, monotonicidade, homogeneidade positiva e invariância de translação), às quais uma medida de risco deveria possuir para ser considerada coerente. Concluem que o VaR calculado pela Simulação Histórica não é uma medida coerente de risco, por não atender à propriedade da sub-aditividade, segundo a qual a soma das medidas de risco dos ativos considerados individualmente deve ser sempre maior ou igual à medida de risco tomada para a carteira, refletindo o efeito da diversificação das carteiras. O mesmo problema ocorre na metodologia Híbrida. Outra importante crítica, apresentada por Yamai e Yoshihara (2002), são possíveis elevadas perdas na cauda da distribuição não capturadas pelo VaR, seja analítico ou histórico. Investidores que empregam somente o VaR como medida de risco podem construir posições arriscadas que resultem em grandes perdas nos níveis além do VaR. Já o VaR calculado de forma analítica não apresenta falha na sub-aditividade, porém tem a desvantagem de pressupor a hipótese de normalidade dos retornos, estando em desacordo com as séries de dados financeiros,

que geralmente apresentam caudas gordas e assimetria. Assumindo a normalidade dos retornos, o VaR é sempre um múltiplo do desvio-padrão, o que satisfaz a sub-aditividade, pois o desvio-padrão atende sempre a essa propriedade, conforme é demonstrado por Yamai e Yoshihara (2002).

Para resolver o problema de falta de sub-aditividade e o de não se considerarem as perdas além do VaR, Artzner *et al.* (1997, 1999) propõem o uso do *Expected Shortfall*, a expectativa da perda condicionada à violação do VaR. A idéia de associar ao conceito de *Expected Shortfall* o conceito da metodologia Híbrida já aplicada ao VaR surge naturalmente.

A relevância dos problemas inerentes ao VaR na prática da gestão de risco também deve ser considerada. Apesar do problema da falta de sub-aditividade, o VaR histórico e o híbrido continuam a ser utilizados sem reservas por instituições financeiras, mostrando que esse aspecto não é relevante para muitos administradores de risco. Contudo, a sub-aditividade pode ser relevante em alguns casos. Se um requerimento de margem no mercado futuro falha em satisfazer à sub-aditividade, o investidor pode reduzir seu requerimento inicial dividindo suas posições em contas separadas. Já o problema de não considerar as possíveis elevadas perdas na cauda é relevante, pois tais perdas podem levar à insolvência de instituições. O *Expected Shortfall* surge como solucionador deste problema, porém na prática essa medida ainda não substitui o VaR, por não ter sido referendada por Basileia. Conforme Longin (2001), é mais difícil testar o ES do que o VaR, devido à pouca quantidade de informação. Tal dificuldade, segundo Yamai e Yoshihara (2002), é um dos motivos pelos quais o ES não é adotado por Basileia. Por ser sempre mais conservador que o VaR, o ES passaria com mais facilidade no teste de falhas binomiais proposto por Basileia, mas seria rejeitado com maior frequência no teste de Kupiec (1995), pois este apresenta um limite inferior. O conservadorismo maior do ES é também um fator que pode levar à relutância das instituições em substituir o VaR, pois geraria exigências de capital maiores.

O objetivo deste trabalho de pesquisa é o de analisar empiricamente a coerência do VaR e do *Expected Shortfall*, calculados pela metodologia da Simulação Histórica, pela metodologia Analítica com uso da volatilidade EWMA e pela metodologia Híbrida, utilizando como amostra uma carteira formada pelas dez ações mais líquidas em novembro de 2003, abrangendo o período de 4/jul/1994 a 31/out/2003. O trabalho se

propõe a aplicar ao VaR o teste de Kupiec (1995) e ao *Expected Shortfall*, o de Berkowitz (2001), e se propõe, também, fazer uma análise comparativa do *Expected Shortfall* calculado pelas três metodologias, utilizando o critério de Pitman (1937), o desvio médio simples e o desvio médio quadrático.

Na seção 2, faz-se uma descrição da metodologia empregada, os resultados são apresentados e discutidos na seção 3, e, finalizando, as conclusões são apresentadas na seção 4.

2. Metodologia

A metodologia da Simulação Histórica se baseia em informações passadas para fazer estimativas com relação aos retornos futuros. Observa-se uma janela de retornos passados, estima-se que ela seja a distribuição futura, e a partir dela obtém-se o VaR histórico, o simétrico do p-ésimo percentil, sendo p o nível de significância. Conforme Lopes (1999), o p-ésimo percentil tem no mínimo p% dos valores menores que si e no mínimo (100-p)% dos valores acima. Para o cálculo do *Expected Shortfall* na metodologia Histórica utiliza-se a equação apresentada em Acerbi e Tasche (2002):

$$ES_{Hist} = -E[X \mid X \leq -VaR_{Hist}], \quad (1)$$

sendo X a janela com a distribuição dos retornos passados do ativo. Assim, o ES é o simétrico da média aritmética dos retornos menores ou iguais ao simétrico do VaR.

A metodologia Analítica desenvolvida no *RiskMetricsTM* assume que a distribuição futura dos retornos segue a distribuição Normal com média zero e volatilidade calculada pela metodologia EWMA, que dá peso maior às informações mais recentes e menor às informações mais antigas, com diminuição exponencial dos pesos de acordo com um fator de decaimento lambda. A volatilidade EWMA (σ_{EWMA}) foi calculada mediante a fórmula recursiva, e o VaR foi obtido pelo simétrico do produto da volatilidade pela inversa da função distributiva acumulada da Normal Padrão (Φ^{-1}) para o nível de significância desejado, conforme a fórmula seguinte.

$$VaR_{Analítico} = -\sigma_{EWMA} \times \Phi^{-1}(\alpha) \quad (2)$$

Conforme Yamai e Yoshihara (2002) e Kerkhof e Melenberg (2003), quando a distribuição por trás da geração dos retornos é conhecida e esta não precisa ser necessariamente a Normal, o ES e o VaR são múltiplos um do outro, porque ambos são

múltiplos da volatilidade. Conforme o trabalho desses autores, para a distribuição Normal, o ES é dado pela fórmula:

$$ES_{(\alpha)} = \frac{\phi(\Phi^{-1}(\alpha))}{\alpha}, \quad (3)$$

sendo ϕ a função de densidade da distribuição Normal padrão; Φ a função de distribuição acumulada da Normal Padrão; e α o nível de significância.

O ES ao nível de $\alpha\%$ corresponderá ao VaR a um determinado nível $\beta\%$, sempre menor que $\alpha\%$. Por exemplo, considerando-se a distribuição Normal, o ES ao nível de 2,5% (o ES calculado considerando-se como condição o VaR de 2,5%) tem o mesmo valor que o VaR ao nível de 1%. Obtém-se, então, a relação entre o α e o β para a distribuição Normal:

$$\beta = 1 - \Phi\left\{\frac{\phi[\Phi^{-1}(\alpha)]}{\alpha}\right\} \quad (4)$$

Para o cálculo do ES pela metodologia Analítica com uso da volatilidade EWMA, utiliza-se a relação, para distribuições Normais, segundo a qual o ES ao nível α equivale ao VaR ao nível β , sendo a relação entre o α e o β dada pela fórmula 4. Assim, o *Expected Shortfall* na metodologia Analítica resultou da fórmula:

$$ES_{(\alpha)} = VaR_{(\beta)} = -\sigma_{EWMA} \times \Phi^{-1}(\beta) \quad (5)$$

A abordagem híbrida de cálculo do VaR desenvolvida em Boudoukh *et al.* (1998) é implementada em três passos:

1º Passo): Sendo R_t o retorno logarítmico do ativo ou carteira referente à data t , para cada um dos K retornos mais recentes: $R_t, R_{t-1}, \dots, R_{t-k+1}$, atribuem-se os pesos:

$$\left(\frac{1-\lambda}{1-\lambda^k} \times \lambda^0\right), \left(\frac{1-\lambda}{1-\lambda^k} \times \lambda^1\right), \dots, \left(\frac{1-\lambda}{1-\lambda^k} \times \lambda^{k-1}\right), \text{ respectivamente,} \quad (6)$$

sendo λ o coeficiente de decaimento exponencial dos pesos e K o tamanho da janela considerada. A constante $\frac{1-\lambda}{1-\lambda^k}$ assegura que o somatório final dos pesos resulte sempre em 1, não importando o valor do λ ou do K utilizado;

2º Passo): Ordenam-se os retornos em ordem crescente acompanhados dos pesos;

3º Passo): A fim de obter o VaR de $\alpha\%$, iniciando-se pelo menor retorno, os pesos vão sendo acumulados até que o nível alfa seja ultrapassado. A interpolação linear é utilizada entre os pontos adjacentes para obter exatamente o $\alpha\%$ da distribuição.

Os pesos atribuídos na metodologia Híbrida podem ser vistos como repetições ou frequências dos retornos a que se referem. Os pesos acumulados são as frequências acumuladas, equivalendo à probabilidade de todos os retornos da janela de cálculo serem menores ou iguais ao retorno a que se refere.

A sugestão apresentada neste trabalho para o ES híbrido segue a definição de *Expected Shortfall*, considerando o corolário 4.3, descrita em Acerbi e Tasche (2001, 2002). Na literatura são encontradas algumas variantes do *Expected Shortfall*, alterando-se, inclusive, a denominação como *Tail Conditional Expectations*, *Conditional Value-at-risk*, *Tail Mean*. Entretanto, a definição generalizada de Acerbi e Tasche (2002) é a única que é robusta, por apresentar sempre a sub-aditividade, independentemente de a distribuição dos retornos ser contínua ou discreta.

$$ES_{(\alpha)} = - \left\{ \frac{E[X I_{\{X \leq x^{(\alpha)}\}}] - (P[X \leq x^{(\alpha)}] - \alpha) x^{(\alpha)}}{\alpha} \right\} \quad (7)$$

sendo X a série de retornos da janela considerada; $I_{\{condição\}}$ a função indicadora, que é 1 se a condição entre as chaves é verdadeira e 0 caso não o seja; $x^{(\alpha)}$ o quantil α superior, definido a seguir; α o nível de significância; $P[X \leq x^{(\alpha)}]$ a probabilidade dos retornos X serem menores ou iguais ao quantil α superior.

$$x^{(\alpha)} = \inf \{x \in \mathfrak{R} \mid P[X \leq x] > \alpha\} \quad (8)$$

O quantil α superior é, entre todos os retornos com frequência acumulada maior que α , o menor retorno, o ínfimo. O *Expected Shortfall* é a média dos $\alpha\%$ piores retornos da janela. Só que na metodologia Híbrida de cálculo aqui proposta, ele é a média ponderada pelos pesos dos $\alpha\%$ piores retornos da janela. Traduzindo a fórmula do ES, ela diz para selecionar todos os retornos menores ou iguais ao quantil α superior, limitar o peso associado ao quantil α superior até que o peso acumulado não ultrapasse o nível de significância α . Obtém-se o ES calculando-se o simétrico da média desses retornos selecionados ponderados pelos pesos.

A metodologia Analítica e a Híbrida utilizam o fator de decaimento, que teoricamente pode variar no intervalo $[0,1]$. Neste trabalho, o lambda pode assumir valores variando de 0,80 a 0,99 ao passo de 0,01, que são selecionados por processo de otimização. Para o ES dessas duas metodologias, é implementado um processo de otimização do lambda que tem por objetivo obter o melhor ES, considerando-se o lambda ótimo aquele que obtém para a carteira igualmente ponderada (e não para todos os ativos) o menor somatório dos desvios entre o ES calculado e a perda do dia seguinte, dado que o VaR é violado. Assim, o ES dado pelo lambda ótimo é aquele que tem para a carteira o maior acerto em ser a expectativa da perda quando esta é superior ao VaR, ou seja, o ES que no geral fica mais próximo da perda quando o VaR é violado. Para todo o período abrangido pela amostra de preços, de 4/jul/1994 a 31/out/2003, são definidas janelas de calibração com 250 dias úteis nas quais é selecionado um lambda ótimo, e janelas de teste com os 100 dias úteis seguintes, nas quais é aplicado o lambda ótimo selecionado. Para o VaR analítico, é utilizado o processo de otimização da máxima verossimilhança descrito por Hull (1999), considerado somente para a carteira. Para o VaR híbrido, é selecionado para cada janela de calibração o fator de decaimento que leva a uma proporção de falhas do VaR mais próxima do nível de significância deste, também para a carteira. As tabelas com os diferentes lambdas selecionados para o ES podem ser observadas em Silva (2004).

Usando o ES, os administradores de risco podem avaliar as dimensões das perdas além do VaR. A utilização do ES, entretanto, ainda depende da escolha de eficientes métodos de *backtest*. Foram encontradas na literatura três metodologias que se propõem ser um bom *backtest* para o ES: Härdle e Stahl (1999), Kerkhof e Melenberg (2003) e Berkowitz (2001). Silva (2004) conclui que essas três propostas são mais aplicáveis a metodologias de cálculo do ES que fazem suposição acerca da distribuição dos retornos, definindo-se a distribuição e seus parâmetros, encontrando dificuldades para aplicá-las à metodologia Histórica e Híbrida. Tais metodologias de *backtest* avaliam se a estimativa que se faz acerca da distribuição de probabilidade dos retornos confere com os retornos realizados. Silva (2004) aplica o teste caudal de Berkowitz (2001) somente à metodologia Analítica. Todavia, neste trabalho, aplica-se o teste caudal de Berkowitz inclusive às metodologias Histórica e Híbrida.

Partindo dos trabalhos de Crnkovic e Drachman (1996) e de Diebold, Gunther e Tay (1997), Berkowitz (2001) apresenta uma nova maneira de avaliar modelos

baseando-se na análise de toda a distribuição de probabilidade prevista, fazendo com que a informação contida na previsão acerca da distribuição de retornos combinada às realizações *ex-post* seja suficiente para construir um teste robusto até com pequenas amostras de, por exemplo, 100 observações. Berkowitz (2001) introduz uma extensão da transformação de Rosenblatt (1952), que produz, sob a hipótese nula, variáveis independentes e identicamente distribuídas conforme a distribuição $N(0,1)$, o que permite a estimação da verossimilhança gaussiana e a construção de testes estatísticos baseados na verossimilhança que são convenientes, flexíveis e que possuem boas propriedades com relação ao tamanho da amostra.

Na aplicação do teste caudal de Berkowitz (2001), utilizou-se a extensão da transformação de Rosenblatt (1952):

$$z_t = \Phi^{-1}[F(y_t)], \quad (9)$$

sendo $\Phi^{-1}(\cdot)$ a inversa da função de distribuição da Normal Padrão; $F(\cdot)$ a função de distribuição prevista no modelo (a suposição acerca da distribuição dos retornos); y_t a série de dados efetivamente realizados; e z_t os dados transformados. Assim, para cada retorno da série de retornos de cada ativo abrangendo o período total da amostra para cada dia t (y_t), aplica-se, no caso da metodologia Analítica, a função de distribuição acumulada da Normal com média zero e volatilidade dada pela metodologia EWMA para o dia t ($F(\cdot)$). Para cada um dos valores da série obtida, aplica-se a inversa da função distribuição da Normal Padrão ($\Phi^{-1}(\cdot)$), obtendo-se os dados transformados (z_t). No caso das metodologias Histórica e Híbrida, verifica-se, dentro das janelas de cálculo utilizadas para obtenção do VaR e do ES de cada dia, o posicionamento ordenado do retorno do dia seguinte, definindo-se o quantil, o que funciona como a aplicação da função de distribuição acumulada $F(\cdot)$. Calcula-se a razão de log-verossimilhança para verificar se a série z_t é $N(0,1)$, de forma a não rejeitar a hipótese nula de que a estimativa, quanto à distribuição dos retornos, é boa.

Para comparar o desempenho das três formas diferentes de se calcular o *Expected Shortfall* apresentadas neste trabalho, utiliza-se o critério de Pitman (1937), uma medida de afastamento que serve para analisar qual das três leva a um ES mais próximo da perda quando esta supera o VaR. O artigo de Rao (1981) marca o renascimento do critério de Pitman, considerando-o uma alternativa ao erro médio

quadrático. De acordo com sua definição, descrita em Abramovitz (2001), uma medida T_1 está mais próxima de θ que T_2 se:

$$P(|T_1 - \theta| \leq |T_2 - \theta|) \geq 50\% \quad (10)$$

Após o cálculo do *Expected Shortfall* pelas três metodologias, para as 12 combinações de parâmetros α (nível de significância) e K (tamanho da janela do cálculo), aplica-se o critério de Pitman (1937) com o objetivo de verificar qual das três metodologias apresenta um resultado que é mais frequentemente mais próximo da perda, dado que o VaR calculado é violado. Em todo o período da amostra, considerando-se os dias de falha comum do VaR pelas três metodologias, para cada um dos ativos e para a carteira igualmente ponderada, comparam-se dois a dois o ES histórico, o analítico e o híbrido, observando-se qual dos dois fica mais vezes mais próximo da perda quando esta viola o VaR, ou seja, responde-se às três sentenças: ES analítico > ES histórico? ES histórico > ES híbrido? ES analítico > ES híbrido?

3. Amostra e Resultados

Nesta seção, primeiramente é apresentada a descrição da amostra utilizada. Depois, analisa-se o atendimento ao critério da sub-aditividade pelo VaR e pelo ES calculados pelas três metodologias para 12 combinações de parâmetros. É então aplicado ao VaR o teste de Kupiec (1995) e ao ES o teste de razão de verossimilhança caudal de Berkowitz (2001). Finalizando, realiza-se a comparação do ES calculado pelas três metodologias, utilizando-se primeiramente o critério de Pitman e depois o desvio médio simples e o desvio médio quadrático.

Foram obtidos da Economáticaⁱⁱ os preços de fechamento das dez ações de maior peso no Ibovespa em 10/nov/2003, consideradas por isso as mais líquidas, e que ao mesmo tempo possuíssem dados disponíveis de 4/jul/1994 até 31/out/2003. As ações selecionadas foram: Petrobras PN, Petrobras ON, Eletrobrás PNB, Eletrobrás ON, Bradesco PN, Cemig PN, Itaubanco PN, Vale do Rio Doce PNA, Usiminas PNA e CSN ON.

Para observar a propriedade sub-aditividade tanto do VaR como do *Expected Shortfall*, em cada uma das 12 combinações de nível de significância e tamanho da janela de cálculo, somam-se os valores das medidas de risco calculados diariamente para os 10 ativos multiplicados, cada um, pelo peso 1/10. Essa soma é comparada com o

VaR e o ES calculados para a carteira. Caso a soma dos valores individuais dos ativos, considerando o peso 1/10 de cada um, seja menor do que o valor calculado para a carteira, conta-se a ocorrência de uma falha na sub-aditividade. A tabela 1 apresenta os resultados da verificação da sub-aditividade para 12 combinações dos parâmetros “nível de significância” e “tamanho da janela de cálculo”.

Conforme previsto em Yamai e Yoshida (2001), verifica-se que a metodologia Analítica realmente não apresenta nenhuma falha na sub-aditividade, tanto para o VaR como para o ES. O VaR histórico apresenta falhas na sub-aditividade para algumas combinações de parâmetros, mas que são totalmente corrigidas pelo *Expected Shortfall*, o que também está de acordo com a literatura. Percebe-se que o VaR calculado pela metodologia Híbrida também apresenta falhas na propriedade da sub-aditividade, com persistência até maior do que as do VaR histórico. O *Expected Shortfall* híbrido também passa no critério da sub-aditividade.

Tentou-se observar uma regra que diria se a ausência da sub-aditividade era mais provável de ocorrer para alfas menores ou maiores, ou então com janelas menores ou maiores, porém os resultados da tabela 1 não sugerem a existência de regra parecida. Isso leva a crer que a possibilidade de ocorrência de falhas na sub-aditividade vai estar ligada unicamente à distribuição dos retornos dos ativos.

Tabela 1 - Falhas no critério da sub-aditividade para o VaR e para o *Expected Shortfall* calculados pelas metodologias Histórica, Analítica e Híbrida, para as dez ações mais líquidas da Bovespa e para a carteira igualmente ponderada, no período de julho de 1994 a outubro de 2003.

Parâmetros		Falhas de sub-aditividade						Número de Observações		
Nível de sig.	Janela	Histórico		Analítico		Híbrido		Histórico	Analítico	Híbrido
		VaR	ES	VaR	ES	VaR	ES			
1%	50	0	0			6	0	2.261		2.011
	100	47	0	0	0	43	0	2.211	1.961	1.961
	250	170	0			82	0	2.061		1.811
2,5%	50	13	0			46	0	2.261		2.011
	100	103	0	0	0	31	0	2.211	1.961	1.961
	250	0	0			54	0	2.061		1.811
5%	50	45	0			33	0	2.261		2.011
	100	0	0	0	0	10	0	2.211	1.961	1.961
	250	0	0			19	0	2.061		1.811
10%	50	0	0			6	0	2.261		2.011
	100	0	0	0	0	13	0	2.211	1.961	1.961
	250	0	0			5	0	2.061		1.811

Obs.: Os lambdas utilizados nas metodologias Analítica e Híbrida variam a cada 100 dias da amostra e são obtidos por processo de otimização. São utilizados os níveis de significância de 1%, 2,5%, 5% e 10%, e janelas móveis de 50 dias, 100 dias e 250 dias para o cálculo do VaR e do ES.

Uma vez que o *Expected Shortfall* é uma perda média que está condicionada à violação do VaR, resolveu-se fazer o *backtest* deste, utilizando-se para isso a metodologia de Kupiec (1995). A tabela 2 traz as proporções de falhas do VaR da metodologia Histórica para cada um dos ativos e para a carteira igualmente ponderada, para cada uma das combinações de parâmetros. Os casos de rejeição do VaR estão grifados e são aqueles em que a proporção de falhas ficou fora do intervalo definido pelos limites de Kupiec, que também se encontram na tabela.

O VaR histórico calculado para a carteira só não foi rejeitado no teste de Kupiec para as combinações em que a janela de cálculo era de 250 dias, o mesmo ocorrendo com os 10 ativos, o que significa que no geral os resultados foram considerados ruins para as janelas menores, pois o número de falhas não ficou dentro do intervalo esperado. Esse resultado para o VaR histórico está de acordo com o trabalho de Pritsker (2001), que externa uma preocupação com metodologias históricas com janelas de dados pequenas. Segundo o autor, há uma tendência para que o modelo subestime o risco, em razão da pouca quantidade de extremos na distribuição dos dados. Com isso, uma maior

extensão de dados passados é necessária para a eficiência das metodologias. Conforme apontado pelo próprio Kupiec (1995), o teste de proporção de falhas tem baixo poder para amostras pequenas, ou seja, esse teste tem uma alta probabilidade de aceitar a hipótese nula quando ela é falsa em amostras com número de observações limitado. Porém, tal constatação não tem relação alguma com os resultados encontrados, uma vez que as janelas de cálculo é que são pequenas, e não as amostras, que têm no mínimo 1.811 dados para $K=250$ dias, e no máximo 2.261 dados para $K=50$ dias. Ou seja, no cálculo do VaR histórico, pode-se variar o tamanho da janela de cálculo, considerando-se, por exemplo, 50 dias, 100 dias ou 250 dias de informações do passado; enquanto o tamanho da amostra, na qual se aplica o *backtest*, é a quantidade de dias em que se tem o VaR calculado, não importando o tamanho da janela utilizada para o cálculo. Assim, pode-se trabalhar com janela de cálculo pequena, de 50 dias, e ao mesmo tempo dispor de uma amostra grande, de mais de 1.800 dias. Os resultados obtidos foram ruins para as janelas de 50 dias e 100 dias por causa do tamanho reduzido da janela de cálculo, constatando-se a conclusão de Pritsker (2001). O tamanho da amostra de no mínimo 1.811 dias foi suficiente para que o teste de Kupiec aplicado deixasse de ter um baixo poder conforme citado por Kupiec (1995).

Tabela 2 - Proporção de falhas do VaR calculado pela metodologia Histórica para as dez ações mais líquidas da Bovespa e para a carteira igualmente ponderada, no período de julho de 1994 a outubro de 2003, e Limites de Kupiec ao nível de significância de 5%.

ATIVOS	$\alpha = 1\%$			$\alpha = 2,5\%$			$\alpha = 5\%$			$\alpha = 10\%$			
	K=50	K=100	K=250	K=50	K=100	K=250	K=50	K=100	K=250	K=50	K=100	K=250	
PETR4	2,96%	2,13%	1,31%	4,51%	3,62%	2,52%	7,08%	6,38%	5,24%	11,81%	10,90%	9,17%	
ELET6	2,88%	1,90%	1,26%	4,38%	3,62%	2,86%	7,26%	6,38%	4,95%	11,77%	11,00%	9,61%	
BBDC4	2,70%	1,90%	1,02%	4,42%	3,21%	2,62%	6,77%	6,02%	5,15%	12,12%	11,45%	10,05%	
CEMIG4	2,48%	2,35%	1,26%	4,47%	3,48%	2,62%	6,99%	5,70%	4,61%	11,64%	9,95%	9,90%	
ITAU4	2,83%	2,17%	1,12%	4,20%	3,57%	2,57%	6,90%	5,97%	5,19%	11,77%	10,86%	9,95%	
VALE5	3,10%	2,13%	1,17%	4,34%	3,71%	2,57%	7,04%	5,84%	4,76%	11,77%	10,50%	9,27%	
PETR3	2,70%	1,81%	1,12%	4,34%	2,90%	2,67%	6,77%	6,02%	5,00%	11,33%	10,32%	9,27%	
USIM5	2,48%	2,17%	1,31%	4,42%	3,26%	2,52%	7,17%	6,47%	5,15%	11,37%	10,95%	9,51%	
CSNA3	2,48%	2,17%	1,46%	4,20%	3,57%	3,16%	7,12%	6,20%	5,05%	12,48%	11,00%	10,83%	
ELET3	2,70%	2,40%	1,60%	4,60%	3,80%	2,96%	7,04%	6,20%	5,05%	11,55%	11,00%	10,10%	
Carteira	3,05%	2,08%	1,36%	4,25%	3,53%	2,67%	6,73%	6,15%	5,00%	12,21%	11,40%	9,90%	
Kupiec	Sup.	0,62%	0,61%	0,60%	1,88%	1,88%	1,86%	4,13%	4,12%	4,09%	8,79%	8,77%	8,73%
	Inf.	1,44%	1,44%	1,46%	3,17%	3,18%	3,20%	5,92%	5,93%	5,97%	11,26%	11,27%	11,32%

Obs.: São utilizados os níveis de significância de 1%, 2,5%, 5% e 10%, e janelas móveis de 50 dias, 100 dias e 250 dias para o cálculo do VaR e do ES.

A tabela 3 traz as proporções de falhas do VaR da metodologia Analítica para cada um dos ativos e para a carteira igualmente ponderada, para cada um dos níveis de significância do VaR.

Tabela 3 - Proporção de falhas do VaR calculado pela metodologia Analítica para as dez ações mais líquidas da Bovespa e para a carteira igualmente ponderada, no período de julho de 1994 a outubro de 2003, e Limites de Kupiec ao nível de significância de 5%.

ATIVOS	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 2,5\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
PETR4	2,04%	3,16%	4,85%	8,52%
ELET6	1,48%	2,60%	4,85%	9,54%
BBDC4	1,73%	2,91%	4,95%	9,18%
CEMIG4	1,73%	3,27%	5,20%	10,26%
ITAU4	1,79%	3,11%	5,20%	8,98%
VALE5	1,22%	2,65%	4,44%	8,37%
PETR3	1,63%	2,91%	4,64%	8,06%
USIM5	1,89%	2,96%	4,74%	9,29%
CSNA3	1,84%	3,11%	4,95%	8,78%
ELET3	1,79%	3,32%	6,17%	9,90%
Carteira	1,84%	3,37%	5,66%	9,13%
Kupiec	Sup.	0,59%	1,84%	4,07%
	Inf.	1,47%	3,22%	5,99%

Obs.: Os lambdas utilizados variam a cada 100 dias da amostra, e são obtidos por processo de otimização. São utilizados os níveis de significância de 1%, 2,5%, 5% e 10% para o cálculo do VaR e do ES.

Com relação ao VaR analítico, pode-se dizer que para os níveis de significância de 2,5%, 5% e 10%, os resultados são satisfatórios, pois na maioria das combinações temos a não-rejeição do VaR da maioria dos ativos. Os resultados foram melhores ainda para o nível α de 5%, só havendo a rejeição do VaR de Elet3.

A tabela 4 traz as proporções de falhas do VaR da metodologia Híbrida para cada um dos ativos e para a carteira igualmente ponderada, para cada uma das combinações de parâmetros.

Constata-se que quanto menor o nível de significância e quanto menor o tamanho da janela, maior a rejeição do VaR híbrido pelo teste de Kupiec. O VaR híbrido só começa a não ser rejeitado pelo teste a partir da janela de 250 dias para o nível de significância 2,5%, e a partir da janela de 100 dias para os níveis 5% e 10%. O trabalho de Boudoukh *et al.* (1998) que introduz a abordagem híbrida não aplica o teste de Kupiec (1995).

Tabela 4 - Proporção de falhas do VaR calculado pela metodologia Híbrida para as dez ações mais líquidas da Bovespa e para a carteira igualmente ponderada, no período de julho de 1994 a outubro de 2003, e Limites de Kupiec ao nível de significância de 5%.

ATIVOS	$\alpha = 1\%$			$\alpha = 2,5\%$			$\alpha = 5\%$			$\alpha = 10\%$			
	K=50	K=100	K=250	K=50	K=100	K=250	K=50	K=100	K=250	K=50	K=100	K=250	
PETR4	3,03%	2,09%	1,71%	4,58%	3,52%	3,31%	7,41%	6,12%	5,91%	12,34%	11,28%	11,16%	
ELET6	2,94%	1,89%	1,60%	4,28%	3,62%	3,20%	7,11%	6,33%	6,41%	12,04%	10,71%	10,55%	
BBDC4	2,89%	1,89%	1,49%	4,43%	3,37%	2,87%	6,92%	6,02%	5,86%	12,69%	11,89%	11,82%	
CEMIG4	2,89%	1,99%	1,93%	4,28%	3,42%	2,98%	6,92%	5,71%	6,02%	12,44%	11,17%	11,44%	
ITAU4	3,18%	2,24%	1,77%	4,43%	3,98%	3,20%	7,21%	6,38%	5,80%	12,39%	11,38%	11,77%	
VALE5	3,08%	2,14%	1,88%	4,38%	3,57%	3,31%	7,16%	6,22%	5,75%	12,04%	11,07%	11,05%	
PETR3	2,84%	1,89%	1,60%	4,58%	3,37%	3,26%	7,11%	6,07%	5,75%	12,19%	11,17%	11,82%	
USIM5	3,18%	2,04%	1,55%	4,63%	3,57%	2,98%	7,11%	6,53%	6,13%	12,49%	11,17%	11,27%	
CSNA3	2,59%	2,04%	1,82%	4,33%	3,52%	3,09%	7,36%	6,12%	5,75%	12,24%	11,58%	11,99%	
ELET3	3,28%	2,30%	1,93%	4,43%	3,93%	3,37%	6,87%	6,17%	5,97%	11,74%	10,92%	10,77%	
Carteira	3,28%	2,09%	1,66%	4,23%	3,37%	3,15%	6,82%	6,22%	5,52%	12,34%	11,53%	11,44%	
Kupiec	Sup.	0,60%	0,59%	0,58%	1,85%	1,84%	1,82%	4,08%	4,07%	4,03%	8,71%	8,70%	8,65%
	Inf.	1,46%	1,47%	1,49%	3,21%	3,22%	3,25%	5,98%	5,99%	6,03%	11,34%	11,35%	11,41%

Obs.: Os lambdas utilizados variam a cada 100 dias da amostra, e são obtidos por processo de otimização. São utilizados os níveis de significância de 1%, 2,5%, 5% e 10%, e janelas móveis de 50 dias, 100 dias e 250 dias para o cálculo do VaR e do ES.

Da análise desses resultados, questiona-se se fica descartada a utilidade do *Expected Shortfall*, uma vez que tal medida é calculada a partir do VaR, o qual foi rejeitado pelo teste de Kupiec ao nível de 5% para algumas combinações de parâmetros. Entende-se que não, já que esse resultado indica que o VaR calculado não está tendo um desempenho satisfatório em fazer aquilo a que se propõe: definir a perda máxima esperada com uma determinada probabilidade para o horizonte de 1 dia útil, o que em termos do *backtest* significa acertar o percentual das violações do VaR. Já o ES pretende informar a perda esperada, uma vez que o VaR tenha sido violado, o que não tem o mesmo significado e, portanto, deve ser testado de forma independente do VaR.

Em Silva (2004), o teste da razão de verossimilhança caudal de Berkowitz (2001) foi aplicado somente à metodologia Analítica, pois é a única que faz suposição acerca da distribuição dos retornos, descrevendo a distribuição e seus parâmetros. Neste trabalho, esse teste foi aplicado também às metodologias Histórica e Híbrida. A tabela 5 apresenta as razões de verossimilhança caudal do teste de Berkowitz (2001), calculadas para os 10 ativos e para a carteira para os diferentes níveis de significância do VaR e do

ES, considerando toda a série de retornos do período de 5/jul/1994 a 31/out/2003. Para as metodologias Histórica e Híbrida, considera-se o cálculo com janela de 250 dias. Os lambdas utilizados nas metodologias Analítica e Híbrida variam a cada 100 dias da amostra e são obtidos por processo de otimização.

Se a razão de verossimilhança caudal encontrada para o ativo é menor do que o valor crítico do teste de hipóteses, igual a 5,99, que é a inversa da função de distribuição acumulada da Qui-quadrada com 2 graus de liberdade para o nível de significância do teste de 5%, a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, a estimativa sobre a distribuição dos retornos não é recusada. Os casos de rejeição estão grifados em negrito. No caso da metodologia Analítica, os resultados do teste caudal de Berkowitz são bons somente para o nível de significância 1%, o que significa que a suposição para os retornos de normalidade com uma média zero e volatilidade calculada pela metodologia EWMA é uma boa estimativa somente na cauda até o percentil 1%. Para os níveis de significância de 2,5%, 5% e 10%, houve rejeições para a maioria dos ativos. Para a metodologia Histórica, os resultados são excelentes para todos os níveis de significância, indicando que não é rejeitada a suposição de que a janela com os últimos 250 retornos descreve a distribuição de probabilidade do retorno do dia seguinte. Os resultados para a metodologia Híbrida foram muito ruins, com rejeição para a grande maioria dos ativos em todos os níveis de significância, os quais definiram o tamanho da cauda a ser analisada, o que significa que a suposição de que a distribuição de frequência com os últimos 250 retornos, com pesos dados conforme a proximidade da informação, não é uma boa estimativa para a distribuição do retorno do dia seguinte.

Tabela 5 - Razão de verossimilhança caudal do teste de Berkowitz calculada para as dez ações mais líquidas da Bovespa e para a carteira igualmente ponderada, para os níveis de significância do VaR e do ES, para as metodologias Histórica, Analítica e Híbrida, considerando toda a série de retornos, com valor crítico do teste igual a 5,99.

Ativo	$\alpha = 1\%$			$\alpha = 2,5\%$			$\alpha = 5\%$			$\alpha = 10\%$		
	Hist.	Analít.	Híb.	Hist.	Analít.	Híb.	Hist.	Analít.	Híb.	Hist.	Analít.	Híb.
PETR4	3,60	2,83	13,34	0,39	11,11	2,86	0,77	6,53	10,61	2,52	13,66	8,85
ELET6	2,81	7,48	12,93	2,65	15,21	24,55	0,20	7,43	35,25	0,48	11,31	20,55
BBDC4	1,27	5,83	23,01	1,84	7,65	18,74	0,74	14,52	21,33	0,26	11,77	6,73
CEMIG4	2,81	5,67	4,64	0,73	17,70	11,98	0,87	9,86	16,82	0,74	10,06	9,78
ITAU4	1,92	3,67	3,91	1,08	13,35	7,74	0,54	8,08	11,01	0,12	6,51	5,52
VALE5	2,51	8,36	10,91	2,24	14,25	25,01	0,79	16,86	23,64	2,39	21,39	13,68
PETR3	2,34	3,09	3,67	0,94	11,16	4,14	0,35	10,03	10,28	1,93	18,67	3,13
USIM5	4,23	2,58	9,46	0,12	7,02	18,89	0,20	11,16	23,71	0,80	7,24	21,84
CSNA3	5,45	3,88	17,58	1,89	13,43	16,97	0,02	9,32	36,39	0,56	11,81	29,60
ELET3	6,89	4,00	24,18	2,59	8,38	30,22	0,04	4,29	54,72	0,05	5,14	36,54
CART.	3,41	6,62	17,99	1,08	6,12	23,61	0,16	2,67	32,17	0,43	6,30	16,88

Obs.: Para as metodologias Histórica e Híbrida considera-se a janela de cálculo de 250 dias. Os lambdas utilizados nas metodologias Analítica e Híbrida variam a cada 100 dias da amostra, e são obtidos por processo de otimização.

A tabela 6 apresenta a quantidade de ativos em que, pelo critério de Pitman, o ES analítico fica mais vezes mais próximo da perda quando esta supera o VaR em comparação com o ES histórico (ES analítico \succ ES híst.), ou então em que o ES histórico fica mais vezes mais próximo da perda quando esta supera o VaR em comparação com o ES híbrido (ES hist. \succ ES híbr.), ou então em que o ES analítico fica mais vezes mais próximo da perda quando esta supera o VaR em comparação com o ES híbrido (ES analítico \succ ES híbr.).

Tabela 6 - Resultado do critério de Pitman para as dez ações mais líquidas da Bovespa em novembro de 2003, e para a carteira igualmente ponderada, comparando-se dois a dois o ES analítico, o ES histórico e o ES híbrido nos dias em que houve falha comum do VaR pelas três metodologias, abrangendo o período de 4/jul/1994 a 31/out/2003.

Parâmetros		Quantidade de ativos em que:		
Nível	Janela	<i>ES ANALÍT > ES HIST</i>	<i>ES HIST > ES HÍBR</i>	<i>ES ANALÍT > ES HÍBR</i>
1%	50	9	0	10
	100	10	1	9
	250	6	6	3
2,5%	50	9	1	9
	100	6	4	5
	250	4	3	4
5%	50	8	5	11
	100	9	3	8
	250	9	6	4
10%	50	5	3	0
	100	8	4	3
	250	8	1	4
Total/complemento		91 / 41	37 / 95	70 / 62

O total apresentado na tabela 6 pode ser entendido como pontos a favor da sentença no cabeçalho da tabela, e o complemento reflete os pontos favoráveis à sentença contrária. O ES da metodologia Analítica é o que mais se aproxima da perda quando esta supera o VaR, seguido do ES híbrido e, por último, do ES histórico. Todavia, o critério de Pitman não pode ser considerado muito conclusivo, pois o resultado do ES analítico é bem próximo do ES híbrido (70/62). São calculadas, então, somente para a carteira, mais duas medidas de afastamento para a comparação das três formas de se calcular o *Expected Shortfall*: o somatório dos desvios entre o ES e a perda do dia seguinte quando esta é superior ao VaR das três metodologias e o somatório dos quadrados desses mesmos desvios. A análise é feita com base nos somatórios, porém estes equivalem a desvios médios simples e desvios médios quadráticos, pois o divisor para se chegar à média é o mesmo, o número de falhas comuns do VaR das três metodologias.

A tabela 7 apresenta somente para a carteira o somatório dos desvios entre o ES calculado pelas metodologias Histórica, Analítica e Híbrida e a perda do dia seguinte quando esta é ao mesmo tempo superior ao VaR calculado por estas três metodologias e

apresenta também o somatório desses desvios elevados ao quadrado. Os valores apresentados têm por base o VaR e o *Expected Shortfall* calculados com os níveis de significância de 1%, 2,5%, 5% e 10%, e janela móvel de 250 dias. Os resultados com a janela de cálculo de 250 dias são considerados os mais relevantes em razão de não subestimarem o valor do VaR, conforme o trabalho de Pristker (2001). São considerados somente os resultados para a carteira e não para os dez ativos individualmente, primeiro porque a quantidade de informações resultante seria muito grande e pouco conclusiva, segundo porque o objetivo final sempre é a carteira, sendo também por isso que é utilizado o processo de otimização dos lambdas visando a um melhor resultado para a carteira.

Tabela 7 – Somatórios dos desvios entre o ES calculado pelas metodologias Histórica, Analítica e Híbrida e a perda do dia seguinte quando esta é superior ao VaR calculado por essas três metodologias e somatório desses desvios elevados ao quadrado.

Nível de Significância	Somatório do (ES - PerdaSuperiorVaR)			Somatório do (ES - PerdaSuperiorVaR) ²		
	Histórico	Analítico	Híbrido	Histórico	Analítico	Híbrido
1%	0,138	0,243	0,131	0,012	0,012	0,012
2,5%	0,413	0,332	0,237	0,022	0,019	0,020
5%	0,507	0,551	0,394	0,041	0,028	0,028
10%	0,561	0,636	0,480	0,065	0,041	0,041

Obs.: Os valores apresentados têm por base o VaR e o *Expected Shortfall* da carteira calculados com os níveis de significância de 1, 2,5, 5 e 10%, e janela móvel de 250 dias.

Nos resultados com o somatório dos desvios, percebe-se claramente a superioridade da metodologia Híbrida em fornecer um ES que mais se aproxima da perda quando esta é superior ao VaR, apresentando somatórios consideravelmente inferiores aos das duas outras metodologias. Já nos resultados com o somatório dos desvios ao quadrado, o produto das metodologias Analítica e Híbrida é praticamente igual, fornecendo um ES mais próximo da perda do que a metodologia Histórica.

4. Conclusões

Observou-se com frequência a ocorrência de falhas na sub-aditividade do VaR histórico e híbrido no mercado brasileiro de ações. Não foi possível estabelecer uma regra dizendo se a sua ocorrência era mais fácil de ser observada quando se trabalhava com janelas maiores ou menores, com alfas menores ou maiores. Conclui-se que a ocorrência de falhas está relacionada à disposição dos retornos dos ativos nas séries de dados, ou seja, depende principalmente da própria distribuição dos retornos.

A inédita proposta de se calcular o *Expected Shortfall* por uma metodologia Híbrida satisfaz à propriedade da sub-aditividade e, portanto, também é uma medida coerente de risco, pelo menos no que se refere à sub-aditividade. A propriedade básica de que a soma dos mínimos é sempre menor ou igual ao mínimo da soma explica a sub-aditividade do ES histórico descrita em Silva (2004) aplica-se também ao ES híbrido, pois os pesos aplicados aos retornos podem ser vistos como frequências destes, e o ES híbrido é uma média ponderada dos retornos em ordem crescente até uma mesma posição em todos os ativos.

Diferentemente de Silva (2004), conclui-se que o teste de razão de verossimilhança caudal de Berkowitz é aplicável também às metodologias Histórica e Híbrida, conforme descrito aqui neste trabalho. Pelos resultados do teste, conclui-se que a metodologia Histórica foi a única satisfatória no sentido de fazer uma estimativa acerca da distribuição dos retornos que corresponde aos retornos efetivamente realizados, em todos os níveis de significância, os quais definiram diferentes tamanhos de cauda da distribuição. As metodologias Analítica e Híbrida foram rejeitadas na maioria dos ativos para os diferentes níveis de significância, conforme a tabela 5.

O critério de Pitman (1937) não foi muito conclusivo, pois o *Expected Shortfall* calculado pela metodologia Analítica com uso da volatilidade EWMA foi tão satisfatório quanto o calculado pela metodologia Híbrida, ambas superando a metodologia Histórica. No geral, o *Expected Shortfall* da metodologia Analítica com EWMA e o da Híbrida são os que mais se aproximam da perda do dia seguinte quando esta é superior ao VaR calculado pelas três metodologias. Entretanto, ao se analisar o desvio médio simples e o desvio médio quadrático, conclui-se que a metodologia

Híbrida é a que leva ao *Expected Shortfall* que mais se aproxima da perda quando esta supera o VaR.

Referências Bibliográficas

ABRAMOVITZ, L. **Alguns resultados sobre a estimação de medidas de risco usando modelagem GARCH e a Teoria dos Valores Extremos**. 2001. 76 p. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Instituto de Matemática, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ.

ACERBI, C. e TASCHE, P. On the coherence of expected shortfall. In: **Journal of Banking & Finance**, v. 26, p. 1487-1503, 2002.

_____. **Expected Shortfall: a natural coherent alternative to Value at Risk**, 2001. Disponível em: <http://www.bis.org/bcbs/ca/acertasc.pdf>. Acesso em 3 mar. 2004.

ARTZNER, P.; DELBAEN, F.; EBER, J. e HEATH, D. Thinking coherently. In: **Risk**, v. 10, n. 11, November 1997.

_____. Coherent measures of risk. **Mathematical Finance**, v. 9, n. 3, p. 203-228, July 1999.

BERKOWITZ, J. Testing density forecasts, with applications to risk management. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 19, n. 4, October 2001.

BOUDOUKH, J.; RICHARDSON, M.; WHITELAW, R. F. The best of both worlds: a hybrid approach to calculating Value at Risk. In: **Risk**, v. 11, n. 5, p. 64-67, 1998.

_____. O melhor dos dois mundos: uma abordagem híbrida para calcular value-at-risk. In: **Resenha BM&F**, n. 122, p. 21-37.

CRNKOVIC, C. e DRACHMAN, J. Model Risk Quality Control. In: **Risk**, v. 9, n. 9, p. 139-143, September 1996.

DIEBOLD, F.; GUNTHER, T. A. e 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 5 mar. 2004.

HÄRDLE, W. e STAHL, G. Backtesting beyond VaR. **Series Sonderforschungsbereich**, 373, Humboldt Universitaet Berlin, p. 105, December 1999. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/wop/humbsf/1999-105.html>. Acesso em: 5 mar. 2004.

HULL, J. **Options, futures and other derivatives**. Upper Saddle River: Prentice Hall, 4. ed., 1999.

JORION, P. **Value at Risk: uma nova fonte de referência para o controle do risco de mercado**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1997. 305 p.

_____. **Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk**. McGraw-Hill, 2. ed., 2000.

KERFHOF, J. e MELENBERG, B. Backtesting for risk-based regulatory capital. **Discussion Paper Series, Tilburg University, Center for Economic Research**, n. 110, May 2003.

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

LEMGRUBER, E. F. *et al.* (Organizadores). **Gestão de Risco e Derivativos: Aplicações no Brasil**. 1. ed. São Paulo: Atlas, 2001. 274 p.

LONGIN, F. M. Beyond the VaR. In: **The Journal of Derivatives**, v. 8, n. 4, p. 36-48, Summer 2001.

LOPES, P. A. **Probabilidades e Estatística**. Rio de Janeiro: Reichmann & Affonso Editores. 1999. 192 p.

MEYERS, G. **Coherent measures of risk, an exposition for the Lay Actuary**. Insurance Services Office, Inc. March 2000. Disponível em: <http://www.casact.org/pubs/forum/00sforum/meyers/Coherent%20Measures%20of%20Risk.pdf> . Acesso em: 5 mar. 2004.

PITMAN, E. The “closest” estimates of statistical parameters. **Proc. Cambridge Phil. Soc.**, 33, p. 212-222, 1937.

PRITSKER, M. The hidden dangers of historical simulation. **Board of Governors of the Federal Reserve System**, June 2001. Disponível em <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2001/200127/200127pap.pdf> . Acesso em: 5 mar. 2004.

RAO, C. R. **Some comments on the minimum mean square error as a criterion of estimation**. Statistics and Related Topics, North-Holland, 1981.

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

RISKMETRICSTM. **Technical Document**, 4. ed., J.P. Morgan, 1996.

SILVA, A. C. R. da. **Análise da Coerência de Medidas de Risco e Críticas ao Desenvolvimento de uma Metodologia Híbrida**. 2004. 87 p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Instituto Coppead de Administração, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ. Disponível em: http://www.coppead.ufrj.br/institucional/pesquisa/dissertacoes/pdf/Alan_Silva.pdf. Acesso em: 24 jun. 2004.

YAMAI, Y. e YOSHIBA, T. On the validity of Value-at-Risk: comparative analyses with Expected Shortfall. In: **Monetary and Economic Studies**. Bank of Japan, January 2002. Disponível em: <http://www.imes.boj.or.jp/english/publication/mes/2002/me20-1-3.pdf>. Acesso em: 5 mar. 2004.

ⁱ Para apreciar o desenvolvimento das metodologias da Simulação Histórica e Analítica no Brasil e no mundo, recomendam-se os trabalhos de Jorion (1997, 2000), *RiskMetricsTM* e Lemgruber *et al.*(2001).

ⁱⁱ A Economática, empresa fundada em 1986, fornece informações financeiras sobre ações e sobre empresas situadas em pelo menos oito países do continente americano, entre os quais o Brasil, os EUA e a Argentina.

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 Roommate'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 Joint Use of Importance Sampling and Descriptive Sampling** Sep/2006
Jaqueline Terra Moura Marins, Eduardo Saliby and Josete Florencio dos 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 Ludovice 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
127	Uma Investigação Baseada em Reamostragem sobre Requerimentos de Capital para Risco de Crédito no Brasil <i>Ricardo Schechtman</i>	Dec/2006
128	Term Structure Movements Implicit in Option Prices <i>Caio Ibsen R. Almeida and José Valentim M. Vicente</i>	Dec/2006
129	Brazil: Taming Inflation Expectations <i>Afonso S. Bevilaqua, Mário Mesquita and André Minella</i>	Jan/2007
130	The Role of Banks in the Brazilian Interbank Market: Does Bank Type Matter? <i>Daniel O. Cajueiro and Benjamin M. Tabak</i>	Jan/2007
131	Long-Range Dependence in Exchange Rates: the Case of the European Monetary System <i>Sergio Rubens Stancato de Souza, Benjamin M. Tabak and Daniel O. Cajueiro</i>	Mar/2007
132	Credit Risk Monte Carlo Simulation Using Simplified Creditmetrics' Model: the Joint Use of Importance Sampling and Descriptive Sampling <i>Jaqueline Terra Moura Marins and Eduardo Saliby</i>	Mar/2007
133	A New Proposal for Collection and Generation of Information on Financial Institutions' Risk: the Case of Derivatives <i>Gilneu F. A. Vivan and Benjamin M. Tabak</i>	Mar/2007
134	Amostragem Descritiva no Apreçamento de Opções Europeias através de Simulação Monte Carlo: o Efeito da Dimensionalidade e da Probabilidade de Exercício no Ganho de Precisão <i>Eduardo Saliby, Sergio Luiz Medeiros Proença de Gouvêa e Jaqueline Terra Moura Marins</i>	Abr/2007

- 135 Evaluation of Default Risk for the Brazilian Banking Sector** May/2007
Marcelo Y. Takami and Benjamin M. Tabak
- 136 Identifying Volatility Risk Premium from Fixed Income Asian Options** May/2007
Caio Ibsen R. Almeida and José Valentim M. Vicente
- 137 Monetary Policy Design under Competing Models of Inflation Persistence** May/2007
Solange Gouvea e Abhijit Sen Gupta
- 138 Forecasting Exchange Rate Density Using Parametric Models: the Case of Brazil** May/2007
Marcos M. Abe, Eui J. Chang and Benjamin M. Tabak
- 139 Selection of Optimal Lag Length in Cointegrated VAR Models with Weak Form of Common Cyclical Features** Jun/2007
Carlos Enrique Carrasco Gutiérrez, Reinaldo Castro Souza and Osmani Teixeira de Carvalho Guillén
- 140 Inflation Targeting, Credibility and Confidence Crises** Aug/2007
Rafael Santos and Aloísio Araújo
- 141 Forecasting Bonds Yields in the Brazilian Fixed Income Market** Aug/2007
Jose Vicente and Benjamin M. Tabak