

Avaliação de Métodos de Exigência de Capital para Risco de Ações no Brasil

Autoria: Gustavo Silva Araújo, João Maurício de Souza Moreira,
Ricardo dos Santos Maia Clemente

Resumo

Este trabalho examina quatro métodos de determinação da exigência de capital para cobertura de risco de mercado de instituições financeiras, decorrente da exposição em ações e seus derivativos, excetuando-se o caso de opções. Para as simulações foram montadas duas carteiras teóricas com ativos que compõem o Ibovespa. Os métodos avaliados seguem as orientações do Comitê de Basileia, inserindo-se o primeiro método na abordagem padronizada e os demais na de modelos proprietários, que utilizam o conceito de Valor em Risco (VaR). Os métodos de VaR empregados são: histórico, diagonal e alisamento exponencial (RiskmetricsTM). A aferição dos métodos proprietários segue metodologia indicada por Basileia, a qual se baseia no VaR para o horizonte de 1 dia e, adicionalmente, é aplicado o teste de Kupiec para proporção de falhas. Também é verificado o número de observações que ultrapassam a exigência de capital para cada método. Embora o método histórico tenha apresentado um melhor desempenho do VaR, os melhores resultados no tocante à exigência de capital são obtidos pelo método de alisamento exponencial. Este método ainda apresenta melhor combinação de alocação de capital e proteção.

1 – Introdução

O Comitê da Basileia vem elaborando um conjunto de propostas que procura fornecer, às autoridades de supervisão bancária nacionais, as diretrizes básicas para a regulamentação da exigência de capital (EC) para cobertura do risco de mercado. As propostas sugerem, para efeito de alocação de capital, duas alternativas de cálculo: a abordagem padrão e a abordagem baseada em modelos internos de gestão de risco.ⁱ

A abordagem padrão apresenta algumas limitações técnicas na metodologia de cálculo da exigência de capital, como, por exemplo, sua natureza estática, o que a torna inadequada para capturar alterações nos padrões de volatilidade e nas correlações dos fatores de risco. Esta limitação é preocupante, principalmente em se tratando de mercados sujeitos a oscilações consideráveis nos preços de seus ativos. A EC baseada em tal método, ao ser calibrada para determinado cenário, pode rapidamente se tornar excessiva, caso haja uma redução nos níveis de volatilidade, ou insuficiente em caso contrário.

A abordagem baseada em modelos internos (ou proprietários) teve como ponto de partida o consenso de que as instituições financeiras seriam capazes de elaborar modelos mais apurados, por terem maior conhecimento das carteiras que administram. A gestão ativa destes modelos proporcionaria maior eficiência na alocação de capital, em comparação à predefinição de percentuais aplicados sobre os ativos das instituições e indistintamente adotados por todo o sistema financeiro. Com a finalidade de assegurar um grau mínimo de padronização, transparência e consistência dos resultados obtidos para os diferentes sistemas proprietários, foram estabelecidas algumas restrições qualitativas e quantitativas, destacando-se entre estas últimas o horizonte de investimento (*holding period*) de dez dias, o nível de segurança de 99% e o multiplicador mínimo de três.ⁱⁱ

Este trabalho busca avaliar quatro métodos de determinação da EC, na linha preconizada pelo Comitê de Basiléia, para a cobertura de risco de mercado em ações no Brasil. O primeiro método segue a abordagem padrão, enquanto os demais se inserem na abordagem de modelos internos. Estes últimos utilizam o conceito de VaR e apresentam a vantagem de se adaptarem a oscilações de volatilidade.

2 – Metodologia

2.1 – Dados

Foram utilizadas neste estudo as séries de cotações do IBOVESPAⁱⁱⁱ e dos preços de dez das ações que hoje o compõem (ver Tabela 1), registrados no fechamento do pregão no período de 4/7/1994 a 31/7/2002, bem como a série de preços de fechamento da Telebrás no período de 4/7/1994 a 14/10/1999.^{iv} Algumas destas ações não apresentavam a mesma liquidez no início do período em estudo, não havendo cotações registradas para alguns dias da amostra. Nestes casos optou-se por repetir o valor da última cotação registrada. Uma situação especial envolve o uso das séries de Telebrás e Telemar. A série relativa à empresa Telemar inicia-se somente a partir de 29/9/98, mas como esta ação tem participado da composição do IBOVESPA com o maior percentual dentre todos os papéis^v, constituindo-se em ativo com grandes volumes negociados na bolsa desde então, não parece adequado excluí-la da análise. Em situação análoga encontrava-se a Telebrás no período anterior. Assim, nas carteiras construídas, a Telebrás ocupa o lugar da Telemar durante o período em que esta ainda não era negociada.^{vi}

Tabela 1: Composição das Carteiras Utilizadas nas Avaliações de Métodos de Exigência de Capital para Ações.

Carteira	Composição
I	(+)ARCZ6, (+)BBDC4, (+)CMIG4, (+)CSNA3, (+)ELET6, (+)INEP4, (+)ITAU4, (+)PETR4, (+)RCTB41/TNLP4, (+)VALE5
II	(-)ARCZ6, (+)BBDC4, (+)CMIG4, (-)CSNA3, (+)ELET6, (-) INEP4, (+)ITAU4, (-)PETR4, (+)RCTB41/TNLP4, (+)VALE5

Obs.: O sinal de (+) ou (-) indica que a posição do ativo na carteira em questão é, respectivamente, comprada ou vendida. Em ambas as carteiras o período considerado é de 19/10/1995 a 31/7/2002. A Telebrás comporá ambas as carteiras até 29/9/99, a partir de quando será substituída pela Telemar. Os ativos acima identificados pelos respectivos códigos na BOVESPA referem-se às empresas: Aracruz, Bradesco, CEMIG, CSN, Eletrobrás, Inepar, Itau, Petrobrás, Telebrás/Telemar e Vale do Rio Doce.

Desta forma, cada série de cotações de ações apresenta 1.996 observações, o mesmo ocorrendo para a série composta Telebrás/Telemar. Foram construídas duas carteiras, contendo dez ativos cada, de forma que o valor de cada carteira é constante ao longo do período estudado e a proporção w_i do valor financeiro com que cada ação participa em uma dada carteira é constante e igual em módulo para todas as ações. Para ambas as carteiras, procurou-se conferir um grau intermediário de diversificação, considerando-se que tanto mais diversificada seria uma carteira quanto maior o número de ações que a compõem, quanto menor a concentração de ações de um mesmo setor e quanto mais expressiva a participação de tais ações na composição do Ibovespa.^{vii} Buscou-se ainda variar a composição das carteiras apenas com relação à existência de posições somente compradas ou posições compradas e vendidas. As duas carteiras utilizadas encontram-se na Tabela 1. Em ambas as carteiras atribuiu-se o valor de R\$ 10.000,00 a cada posição. Desta forma, a carteira I monta a R\$

100.000,00, uma vez que todas as posições são compradas. Já a carteira II, por possuir seis posições compradas e quatro vendidas, detém o montante de R\$ 20.000,00.

Vale observar que as posições em derivativos de ações, excetuando-se o caso das opções, podem ser tratadas, no que tange ao risco de mercado relativo ao fator de risco preço das ações, como posições no mercado à vista. O risco de taxa de juros envolvido deve ser tratado em separado no âmbito do fator de risco taxa de juros.

2.2 - Cálculo das séries de retornos

O retorno de um ativo financeiro é dado por $R_t = \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right) - 1$, onde p_t é o preço de fechamento do ativo na data t . Para os métodos paramétricos de cálculo do VaR, utilizamos a sua aproximação pela forma logarítmica, $r_t = \ln \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right)$, onde \ln denota o logaritmo neperiano. A opção por esta aproximação decorre do melhor ajustamento à distribuição normal da série logarítmica em comparação à série usual.^{viii}

2.3 - Métodos de Determinação da Exigência de Capital

Foram avaliados quatro métodos de determinação da exigência de capital (EC) para fazer face ao risco de mercado incorrido por posições assumidas em ações. O primeiro método segue a abordagem padronizada e se caracteriza por uma EC constante ao longo do tempo. Os demais se inserem na abordagem de modelos internos, conforme preconizado pelo Acordo de Basiléia, cuja EC é diariamente calculada por:

$$EC_t = \max \left\{ \left(\frac{M}{60} \sum_{k=1}^{60} VaR_{t-k+1} \right) VaR_t \right\},$$

onde $M = 3$ é o multiplicador da média de VaR_t nos últimos 60 dias. Neste trabalho optamos por implementar também $M = 2$ para todos os métodos baseados na abordagem interna. VaR_t é o valor em risco, em unidades monetárias, associado a uma dada carteira de ações. O VaR é calculado para um horizonte de dez dias. O nível de confiança exigido é de 99%, ou seja, o nível pré-especificado para o VaR é de 1%.

2.3.1 - Método da Abordagem Padronizada

Neste método são considerados dois tipos de risco: específico e geral. O risco específico está associado a cada ação em particular, independentemente do que ocorre com o mercado. É o chamado risco diversificável ou não sistemático. O risco geral está associado ao contexto do mercado, quando todos os papéis estão sujeitos, em maior ou menor intensidade, à influência de fatores macroeconômicos. É o chamado risco não diversificável ou sistemático.

A base para o cálculo da exigência de capital para risco específico é a soma dos módulos das posições compradas e vendidas. No caso do risco geral, a base de cálculo é dada pelo módulo da soma de posições compradas e vendidas. Sobre estas bases foram aplicados, alternativamente, os percentuais de 8%, 12% e 15%. A EC para cobertura de risco de mercado para ações é dada pela soma desses dois montantes.

2.3.2 - Método Diagonal

Este método utiliza-se do VaR paramétrico, com base na distribuição normal padronizada, calculado para o prazo de um dia pela fórmula:^{ix}

$$VaR_t^{1d} = V_{c,t} \times z_{\alpha\%} \times \sigma_t,$$

onde $V_{c,t}$ é o valor financeiro da carteira em t , $z_{\alpha\%}$ é o quantil da distribuição normal padronizada relativo ao percentil α e σ_t é o desvio padrão da carteira em t . O Comitê determina um percentil α igual a 1%, de forma que $z_{\alpha\%}$ seja aproximadamente -2,33. O VaR para o intervalo de dez dias em t é obtido por $VaR_t^{10d} = VaR_{t-10}^{1d} \times \sqrt{10}$.

O cálculo de σ_t pode se tornar complexo para um número grande de ativos, na medida em que envolve o uso de uma matriz de covariância (ou correlação) de ordem n (número de ativos que compõem a carteira). Com efeito, para n ativos será necessário o cálculo de $n(n-1)/2$ covariâncias e n variâncias, ou seja, $n(n+1)/2$ parâmetros. Uma tentativa de tornar mais prático este cálculo reside na utilização dos betas das ações (β_i) para o cálculo da volatilidade da carteira. Este método é também conhecido como modelo diagonal, em que a variância da carteira é dada por:^x

$$\sigma_t^2 = \sigma_{m,t}^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,t} \beta_{i,t} w_{j,t} \beta_{j,t} + \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

onde $\sigma_{m,t}^2$ é a variância do Ibovespa calculada para o dia t ^{xi} e $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ é a variância dos resíduos relativos às regressões dos retornos da ação i sobre os retornos do Ibovespa, realizadas para a obtenção dos respectivos betas. Com este método o volume de cálculo é reduzido sensivelmente, em relação à matriz de covariância tradicional, ao supor que a movimentação conjunta das ações se origina de um único fator comum, o mercado.^{xii} Os $\beta_{i,t}$ foram calculados diariamente com base em uma janela móvel de 252 dias úteis.^{xiii} Em vista disso, com relação à descontinuidade das séries Telebrás e Telemar, a Telebrás comporá as carteiras até 29/9/1999, embora a Telemar já fosse negociada há um ano.

Adicionalmente, implementamos uma forma simplificada, a qual teria sido sugerida pelo Comitê da Basiléia para refletir o risco de mercado de carteiras bem diversificadas.^{xiv} Nesta aproximação, é desprezado o termo $\sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{\varepsilon_i}^2$, que tende a se tornar irrelevante à medida que cresce a quantidade de títulos na carteira (ao gerar w_i pequenos). Embora isto tenda a ocorrer no caso de carteiras com posições apenas compradas, pode não se verificar para carteiras com posições mistas, em que o valor total (líquido) da carteira venha a ser pequeno em relação aos módulos dos montantes de algumas posições, compradas ou vendidas, gerando pesos expressivos para as respectivas ações.

2.3.3 - Método Baseado em Alisamento Exponencial

Este método segue a metodologia do RiskMetrics^{TM, xv}, onde o VaR de cada ativo componente da carteira é obtido a partir da sua volatilidade específica, a qual é calculada com base em alisamento exponencial (EWMA^{xvi}). Desta forma, o VaR para um dia de cada ativo seria dado por:^{xvii}

$$VaR_{i,t}^{1d} = V_{i,t} \times \exp(z_{\alpha\%} \times h_{i,t})$$

em que $h_{i,t}$ é a volatilidade condicional diária dos retornos do ativo i estimada para a data t , calculada por alisamento exponencial, conforme a expressão:

$$h_{i,t} = \sqrt{\lambda h_{i,t-1}^2 + (1-\lambda)r_{i,t-1}^2}$$

onde λ é o fator de decaimento exponencial, para o qual foram usados dois valores. O primeiro, 0,94, corresponde ao valor adotado pelo RiskMetricsTM e tem sido amplamente utilizado na prática. O segundo, 0,90, foi estimado por máxima verossimilhança com base nos retornos do Ibovespa.^{xviii} Buscou-se assim usar um λ que espelhasse melhor o mercado acionário brasileiro. O VaR de um dia para a carteira de ativos será então

$$VaR_t^{1d} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n VaR_{i,t}^{1d} \times VaR_{j,t}^{1d} \times \rho_{ij,t}}$$

onde a correlação entre os ativos i e j na data t , $\rho_{(i,j),t}$, é obtida por $\rho_{(i,j),t} = \frac{h_{(i,j),t}}{h_{i,t}h_{j,t}}$, tal que $h_{(i,j),t}$ denota a covariância condicional entre os ativos i e j na data t , obtida pela fórmula:

$$h_{(i,j),t} = \sqrt{\lambda h_{(i,j),t-1} + (1-\lambda)r_{i,t-1}r_{j,t-1}}$$

Estendendo o horizonte para dez dias, o VaR para o ativo i será dado por:

$$VaR_{i,t}^{10d} = V_{i,t-10} \times \exp(z_{\alpha\%} \times h_{i,t-10} \times \sqrt{10})$$

O VaR da carteira é calculado pela expressão:

$$VaR_t^{10d} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n VaR_{i,t}^{10d} \times VaR_{j,t}^{10d} \times \rho_{ij,t}}$$

2.3.4 - Método Baseado em VaR Histórico

Este modelo consiste simplesmente em utilizar um dado quantil (aqui, referente ao percentil 1%) da distribuição empírica dos retornos da carteira, em uma janela móvel de 252 dias úteis, como a estimativa do VaR que comporá o cálculo da exigência de capital. O retorno da carteira é dado por $R_c = \sum_i w_i \times r_i$, onde R_c será referente a um dia ou dez dias conforme os r_i sejam diários ou acumulados por dez dias. Para cada data t , os pesos (w_i) que ponderam os últimos 252 retornos são os verificados em t , a fim de que a série de retornos reflita a composição da carteira naquela data.^{xix} Cabe enfatizar que o VaR usado no cálculo da exigência de capital para este método é dado por um quantil da distribuição empírica de retornos efetivos acumulados por dez dias e não pela multiplicação do VaR de um dia por raiz de dez.

2.4 - Aferição dos Métodos

O Comitê da Basileia argumenta que em épocas de crise, a liquidez de muitos ativos pode diminuir sensivelmente, dificultando a alteração de posições em curtos períodos de tempo. Sugere, portanto, um prazo de dez dias durante o qual as perdas poderiam hipoteticamente se acumular. Assim, a comparação se dá entre os retornos acumulados por dez dias pela carteira e a respectiva exigência de capital. A aferição engloba o período de 19/10/1995 a 31/7/2002, totalizando 1.675 observações.

Para o método padronizado verifica-se simplesmente o número de vezes em que as perdas de uma dada carteira superam a exigência de capital. A aferição dos métodos baseados em VaR segue as diretrizes constantes de documento publicado pelo Comitê da Basileia especificamente com este propósito.^{xx} Desta forma, a cada três meses verifica-se a quantidade

de vezes em que, nos últimos 250 dias úteis, o VaR diário é superado pela perda verificada no dia, para cada carteira.^{xxi} O período aqui considerado originou 23 sub-períodos de um ano. Basileia estabelece um limite superior de quatro falhas^{xxii} em 250 observações. Um número de falhas entre 5 e 10 pode levar, caso não haja forte justificativa para o desvio, a um aumento do multiplicador, que pode chegar a 4. Acima de 10 falhas, a instituição avaliada pode ser intimada a adotar a abordagem padronizada. Por fim, observa-se o número de vezes em que a perda acumulada em dez dias excede a exigência de capital.

Vale observar que o procedimento de avaliação dos modelos (*backtesting*) recomendado pelo Comitê gera um comportamento inercial do padrão de falhas. Como as amostras têm 250 observações e são aferidas a cada três meses, a interseção entre períodos adjacentes é de aproximadamente três quartos da amostra. Adicionalmente, no caso da exigência de capital, o fato de se considerar retornos acumulados de 10 dias úteis (*holding period* de 10 dias) pode gerar inércia do número de falhas constatado em um dado período, na medida em que um retorno diário extremo tem seus efeitos perpetuados pelos dez dias úteis subsequentes.^{xxiii}

Adicionalmente, buscou-se avaliar os métodos estudados com o auxílio do teste de Kupiec^{xxiv} para percentual de falhas, aplicado às mesmas amostras de 250 dias, bem como ao período completo. Neste trabalho, aplicou-se às séries de projeções de VaR o teste de Kupiec para a proporção de falhas, com 5% de nível de significância. Foram construídos intervalos para a não rejeição da hipótese nula (H0) para a proporção empírica de vezes em que o VaR foi ultrapassado (ver Tabela 2). Quando a proporção verificada esteve contida nestes intervalos, H0 não foi rejeitada. Adicionalmente calculou-se o p-valor para as proporções encontradas. Dado o nível de significância do teste, quanto maior for o p-valor em relação aos 5%, maior a margem de segurança para a não rejeição de H0.

TABELA 2: Intervalos de Não Rejeição da Hipótese Nula para a Proporção Empírica e Número de Falhas com Base no Teste de Kupiec com 5% de Nível de Significância.

Amostra	Falhas	Proporção
Período com 250 observações	0 a 6	0% a 2,46%
Período com 1.675 observações	10 a 25	0,56% a 1,51%

Obs.: A hipótese nula corresponde a admitir que a proporção de falhas verdadeira do modelo é igual ao nível de segurança pré-especificado para o VaR (1%). Se a proporção empírica estiver contida no intervalo especificado, H0 não poderá ser rejeitada a um nível de significância de 5% para o teste.

3 – Resultados

3.1 - Método Padronizado

O método padrão mostrou-se ineficiente para uma EC calculada como 8% do montante da carteira I para cada risco (16% no total), uma vez que acumulou 35 falhas da exigência de capital em todo o período estudado (Tabela 4). Com relação ao comportamento inercial do número de falhas, vale registrar que a grande maioria das ocorrências se verificou em 9 sub-períodos contíguos de 250 dias, os quais englobam as crises internacionais da Ásia e da Rússia. Com efeito, 11 falhas foram verificadas no curto período de pouco mais de duas semanas (27/10/97 a 12/11/97), em que a Bovespa sofreu fortes quedas^{xxv}. Da mesma forma, 17 falhas ocorreram em menos de um mês (12/8/98 a 10/9/98).^{xxvi} Dado o fraquíssimo resultado, calculou-se a EC com os percentuais alternativos de 12% e 15% do montante da carteira.^{xxvii} Foram constatadas três e zero falhas, respectivamente.^{xxviii}

Como todas as correlações dos ativos considerados neste trabalho são positivas, as carteiras mistas tendem a ter seu risco reduzido. O modelo padrão reflete apenas em parte esta redução de risco, uma vez que o risco específico mantém como base de cálculo a soma dos módulos das posições. Isto explica em boa medida porque para a carteira II já não há falhas com 8% (Tabela 5).

3.2 - Método Diagonal

3.2.1 - Método Diagonal Simplificado

O VaR diário calculado com base no método diagonal simplificado para a carteira I apresenta mais de quatro falhas em nove sub-períodos. As falhas de VaR concentram-se no período de 14/7/1997 a 30/10/1997 (11 falhas) e o teste de Kupiec refuta a hipótese nula para oito sub-períodos adjacentes, sendo que os piores resultados contêm aquelas datas. Para a amostra completa o teste de Kupiec também rejeita a hipótese nula com 31 falhas, seis acima do limite máximo definido (Tabela 3). As falhas da exigência de capital foram duas e zero para o M igual a 2 e 3, respectivamente (Tabela 4).

TABELA 3: Resumo dos Resultados do Teste Kupiec para os Métodos Diagonal, Baseado em Alisamento Exponencial e Histórico - Amostra Completa.

		Carteira I			Carteira II		
Métodos		Falhas	%	p-valor	Falhas	%	p-valor
Diagonal	Simplificado	31	1,85	0,00176	108	6,45	0,00000
	Completo	27	1,61	0,02078	25	1,49	0,05937
Baseado em Alisamento Exponencial	$\lambda = 0,94$	36	2,15	0,00004	29	1,73	0,00643
	$\lambda = 0,90$	41	2,45	0,00000	35	2,09	0,00009
Histórico		23	1,37	0,14634	24	1,43	0,09455

Obs. A coluna "p-valor" se refere ao teste de Kupiec com nível de significância de 5%, aplicado apenas ao VaR de 1%. Logo, p-valores iguais ou maiores que 0,05 indicam que o método de projeção do VaR passou no teste, ou seja, que a hipótese nula de que a verdadeira proporção de falhas é igual ao nível pré-especificado para o VaR (1%) não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% do teste. A proporção de falhas é calculada para a amostra completa de 1.675 dias.

Para a carteira II o método diagonal simplificado mostra um fraquíssimo desempenho, com mais de quatro falhas do VaR em 21 sub-períodos. O mesmo ocorre com relação ao teste de Kupiec. Para a amostra completa constatou-se 108 falhas (6,45%), excedendo sobremaneira o limite máximo do teste de Kupiec (Tabela 3). Este resultado indica que o método simplificado apresenta problemas quando aplicado a carteiras com posições mistas, quando podem ocorrer pesos expressivos para algumas ações.

TABELA 4: Avaliação das Falhas para a Exigência de Capital (EC) para os Métodos Padrão, Diagonal, de Alisamento Exponencial e Histórico para a Carteira I.

			Diferenças entre o EC e as Perdas Superiores à EC (%)			Diferenças entre o EC e as Perdas Inferiores à EC (%)			
Métodos		Falhas	Média	Mínimo	Máximo	Média	Mínimo	Máximo	
Padrão		EC = 8%	35	4,14%	0,00%	13,71%	11,71%	0,14%	15,98%
		EC = 12%	3	3,03%	1,34%	5,71%	19,03%	0,16%	23,98%
		EC = 15%	0	0,00%	0,00%	0,00%	24,94%	0,29%	29,98%
Diagonal	Simplificado	M = 2	5	2,32%	0,15%	5,51%	26,36%	0,47%	52,33%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	41,76%	4,77%	78,53%
	Completo	M = 2	2	3,47%	3,08%	3,86%	28,16%	0,86%	54,53%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	44,64%	7,24%	81,84%
Baseado em Alisamento Exponencial	$\lambda = 0,94$	M = 2	0	0,00%	0,00%	0,00%	20,81%	0,83%	54,68%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	33,74%	11,43%	82,11%
	$\lambda = 0,90$	M = 2	0	0,00%	0,00%	0,00%	20,26%	1,04%	55,96%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	32,89%	11,27%	84,03%
Histórico		M = 2	8	3,25%	0,07%	9,10%	26,16%	0,23%	48,12%
		M = 3	1	0,62%	0,62%	0,62%	41,31%	0,74%	72,19%

Obs.: A diferença entre a EC e a respectiva perda é calculada como percentual do montante de R\$ 100.000,00 da carteira I.

TABELA 5: Avaliação das Falhas para a Exigência de Capital (EC) para os Métodos Padrão, Diagonal, de Alisamento Exponencial e Histórico para a Carteira II.

			Diferenças entre o EC e as Perdas Superiores à EC (%)			Diferenças entre o EC e as Perdas Inferiores à EC (%)			
Métodos		Falhas	Média	Mínimo	Máximo	Média	Mínimo	Máximo	
Padrão		EC = 8%	0	0,00%	0,00%	0,00%	37,64%	2,44%	47,97%
		EC = 12%	0	0,00%	0,00%	0,00%	61,64%	26,44%	71,97%
		EC = 15%	0	0,00%	0,00%	0,00%	79,64%	44,44%	89,97%
Diagonal	Simplificado	M = 2	8	5,44%	0,71%	9,60%	41,56%	0,37%	89,12%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	66,81%	4,47%	133,82%
	Completo	M = 2	0	0,00%	0,00%	0,00%	65,15%	11,28%	118,19%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	102,90%	37,28%	177,37%
Baseado em Alisamento Exponencial	$\lambda = 0,94$	M = 2	0	0,00%	0,00%	0,00%	51,56%	15,59%	114,37%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	82,52%	39,71%	173,06%
	$\lambda = 0,90$	M = 2	0	0,00%	0,00%	0,00%	51,19%	13,48%	115,91%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	81,94%	41,20%	176,68%
Histórico		M = 2	0	0,00%	0,00%	0,00%	47,07%	5,13%	100,23%
		M = 3	0	0,00%	0,00%	0,00%	75,79%	23,68%	150,35%

Obs.: A diferença entre a EC e a respectiva perda é calculada como percentual do montante de R\$ 20.000,00 da carteira II.

A exigência de capital apresenta sete falhas para $M=2$ e nenhuma para $M=3$, o que indica que as deficiências de um dado modelo de VaR podem ser encobertas por um multiplicador expressivo, quando se considera apenas as falhas da EC (Tabela 5).

3.2.2 - Método Diagonal Completo

O desempenho do método diagonal completo foi significativamente superior ao da sua forma simplificada. Na carteira I, o número de sub-períodos em que ocorreram mais de quatro falhas caiu de nove para oito e o número total de falhas caiu de 31 para 27, apenas duas acima do limite máximo permitido por Kupiec.^{xxx} Quanto aos sub-períodos, o teste de Kupiec rejeitou H_0 oito vezes. Com relação à EC, o desempenho foi idêntico ao método simplificado, com duas falhas para $M=2$ e zero falhas para $M=3$.

Para a carteira II, constatou-se uma acentuada queda no número de falhas. Em sete sub-períodos houve mais de quatro falhas. Ocorreram 25 falhas para a amostra completa^{xxx}, de forma que H_0 não pôde ser rejeitada pelo teste de Kupiec. Para os sub-períodos, o método não passou no teste de Kupiec apenas quatro vezes. Com relação à EC, o desempenho foi nitidamente superior ao do método simplificado, com zero falhas para ambos os multiplicadores.

3.3 - Método Baseado em Alisamento Exponencial

3.3.1 - Fator de Alisamento $\lambda = 0,94$

Para a carteira I houve mais de quatro falhas em 14 dos 23 sub-períodos. Em muitos casos o número de exceções foi próximo de quatro, o que se reflete no teste de Kupiec, que rejeitou H_0 nove vezes. Para toda a amostra, o teste de Kupiec também rejeitou H_0 . As falhas estão distribuídas ao longo do período estudado, não ocorrendo acentuada concentração em curtos períodos de tempo, como verificado nos métodos anteriores. Não houve falhas da exigência de capital para $M=2$ e $M=3$, o que pode indicar que o método permite um ajustamento mais efetivo a alterações na volatilidade.

O método obteve melhores resultados para a carteira II que para a I. Embora tenha falhado mais de quatro vezes em 12 dos 23 períodos, os números estiveram sempre muito próximos deste limite. Isto se reflete no teste de Kupiec, que rejeitou H_0 em apenas três sub-períodos, todos com sete falhas. Para a amostra completa, H_0 foi rejeitada ao ultrapassar o limite máximo por quatro falhas. Não houve falhas na exigência de capital para ambos os valores de M .

3.3.2 - Fator de Alisamento $\lambda = 0,90$

Apesar de estimado para o Ibovespa, o fator de alisamento $\lambda = 0,90$ causou deterioração dos resultados em relação ao caso anterior. Para a carteira I houve mais de quatro falhas em 16 dos 23 sub-períodos. O teste de Kupiec rejeitou H_0 em dez sub-períodos. Para toda a amostra, o teste de Kupiec também rejeitou H_0 com 41 falhas (2,45%). Não houve falhas da exigência de capital para ambos os multiplicadores.

Analogamente ao descrito na seção 3.3.1, o método obteve melhores resultados para a carteira II que para a I, falhando mais de quatro vezes em 15 sub-períodos. Os números estiveram próximos deste limite, o que se reflete no teste de Kupiec, que rejeitou H_0 em apenas cinco sub-períodos. Para a amostra completa o método apresentou 35 falhas (2,09%), rejeitando-se H_0 . Não houve falhas na exigência de capital para ambos os valores do multiplicador.

3.4 - Método Histórico

O método histórico apresentou o melhor desempenho para as estimativas de VaR, com apenas quatro sub-períodos em que ocorreram mais de quatro falhas para a carteira I. Contudo, o afastamento do limite de 4 falhas foi consideravelmente maior que o observado para o método baseado em alisamento exponencial (houve 11 falhas em dois sub-períodos). Para estes mesmos quatro sub-períodos, o teste de Kupiec rejeitou H_0 , tendo as falhas se concentrado no período de 14/7/1997 a 30/10/97 (dez falhas). O melhor desempenho deste método se reflete no p-valor para o período completo (0,1463), indicando que a hipótese nula do teste de Kupiec não pode ser rejeitada para 23 falhas, correspondendo a uma proporção empírica das falhas de 1,37%. Contudo, houve uma falha da EC para $M=3$, quando a perda ocorrida em 30/10/97 excedeu a EC em 0,62% do montante da carteira. Para $M=2$ houve 8 falhas da EC.

Para a carteira II, o método histórico mais uma vez deteve o melhor desempenho para o VaR, ultrapassando o limite em sete sub-períodos e tendo H_0 rejeitada apenas em três. Para a amostra completa constatou-se 24 falhas (1,43%), dentro do intervalo de não rejeição do teste de Kupiec. Sete falhas ocorreram entre 15/7/1997 a 30/10/1997. Não houve falhas da EC para ambos os multiplicadores.

4 – Conclusões e Considerações Finais

Os resultados alcançados refletem-se nos Gráficos 1 a 6 e podem ser resumidos da seguinte forma:

- I. O método padronizado com EC igual ao percentual sugerido por Basiléia (8% do montante da carteira para cada risco, específico e geral) mostrou-se ineficiente para lidar com a volatilidade exibida pelo mercado acionário brasileiro. O menor percentual para o qual o método não exhibe falhas da EC é de 15%. Como este método gera uma EC constante, sempre haverá, potencialmente, momentos em que o risco será subestimado, assim como em muitas vezes a alocação de capital para cobertura de riscos estará muito acima do necessário. O não reconhecimento das alterações nos regimes de volatilidade e nos padrões de correlações entre os ativos é a principal crítica com relação a este método.
- II. O método diagonal completo apresenta desempenho razoável para ambas as carteiras. Contudo, o ajuste às oscilações da volatilidade ocorrem de forma lenta, o que é caracterizado pelos longos trechos planos observados nas linhas de VaR. Já a versão simplificada demonstrou ser inadequada para carteiras com posições mistas (compradas e vendidas) em que há participação expressiva de algum ativo, o que desencoraja o seu uso para situações gerais.
- III. O método baseado em alisamento exponencial obteve os seus melhores resultados com um fator de decaimento λ igual a 0,94. O fator de 0,90, estimado com base na série de retornos do Ibovespa, buscando um melhor ajuste ao padrão de volatilidade do mercado de ações brasileiro, gerou um maior número de falhas para ambas as carteiras estudadas. Verificou-se a característica básica do método que é a agilidade de ajuste às alterações da volatilidade, representada pelo perfil "recortado" da linha de VaR. Este importante aspecto se traduz na inexistência de falhas da EC para ambas as carteiras, mesmo utilizando-se um multiplicador igual a dois (o que só este método conseguiu) e mesmo com um desempenho insuficiente do VaR de um dia. Reflete-se ainda na mais baixa média das diferenças entre as exigências de capital calculadas e as perdas efetivamente verificadas.

(EC - perdas) entre todos os métodos, quando consideramos as versões em que não ocorreram falhas da EC. Mesmo com uma baixa média de [EC - perdas], a proteção oferecida é a mais eficaz dentre todos os métodos, se considerarmos que o valor mínimo deste indicador é quase sempre bem mais alto para este método.

- IV. O método histórico apresenta importantes contrastes. Se por um lado foi o único método, na abordagem de modelos internos, que passou no teste de Kupiec para a amostra completa em ambas as carteiras, por outro foi o que apresentou os piores resultados para a EC: Foram oito falhas para $M=2$ e uma falha para $M=3$ (foi o único método que falhou para $M=3$, mas apenas por 0,62% do montante da carteira) com relação à carteira I. Tal fato pode ser explicado pela baixa adaptabilidade do método às flutuações da volatilidade, o que pode ser identificado pelos longos platôs exibidos pelas linhas de VaR. Esta característica é consequência da metodologia empregada, que utiliza um dado percentil da amostra de retornos para VaR, o qual então se move em degraus podendo se manter inalterado por períodos relativamente longos de tempo. Vale, contudo, ressaltar a maior vantagem do método que é a sua simplicidade e facilidade de implementação. Isto explica porque, apesar de limitado, ainda é um método de VaR muito utilizado na prática.

Cabe lembrar que boa parte das falhas exibidas pelo VaR de um dia em todos os métodos ocorreu em momentos de graves crises internacionais. Como todos os métodos se ressentiram desses eventos, há que se ter um maior cuidado em sua avaliação. Mesmo o Comitê de Basileia prevê a possibilidade de que modelos internos que não atendam ao desempenho mínimo previsto (menos de quatro falhas do VaR diário em 250 dias úteis) não venham a ser automaticamente penalizados. Ao contrário, compete à autoridade reguladora avaliar as circunstâncias em que o fraco desempenho ocorreu, buscando detectar se o modelo realmente apresenta inconsistências ou falhas de concepção.

Outro ponto importante surge ao verificarmos que o método com pior desempenho nos testes para o VaR diário (método diagonal simplificado) não apresentou falhas de EC para $M = 3$, mesmo em períodos de crise. Isto pode sugerir que o multiplicador preconizado pelo Comitê para o cálculo da exigência de capital seja excessivo quando aplicado ao mercado acionário brasileiro.

Neste sentido, o bom desempenho, em relação à exigência de capital, do método baseado em alisamento exponencial sugere que um método que se adapte rapidamente às mudanças da volatilidade pode permitir o uso de um multiplicador menor do que 3. Desta forma, seria possível manter ao mesmo tempo um nível de proteção adequado e atingir uma maior eficiência na alocação de capital. Este aspecto é reforçado pelo comportamento contrastante do método histórico (cuja adaptação às flutuações da volatilidade é lenta), em que melhor desempenho no VaR diário não implicou em valores adequados para a EC.

Gráfico 1 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR
Calculadas pelo Método Diagonal (Completo), Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00)

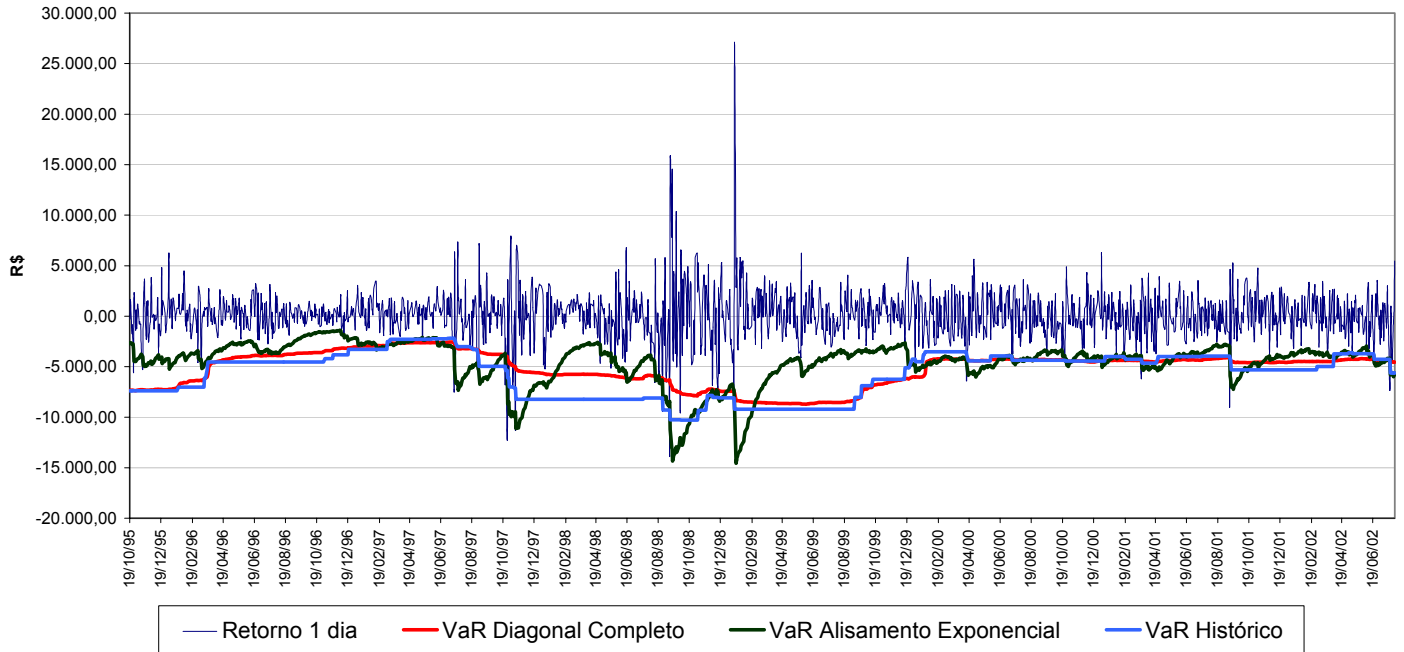


Gráfico 2 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC
Calculadas pelo Método Padrão (15% para Cada Risco), Método Diagonal (Completo),
Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00), $M = 2$

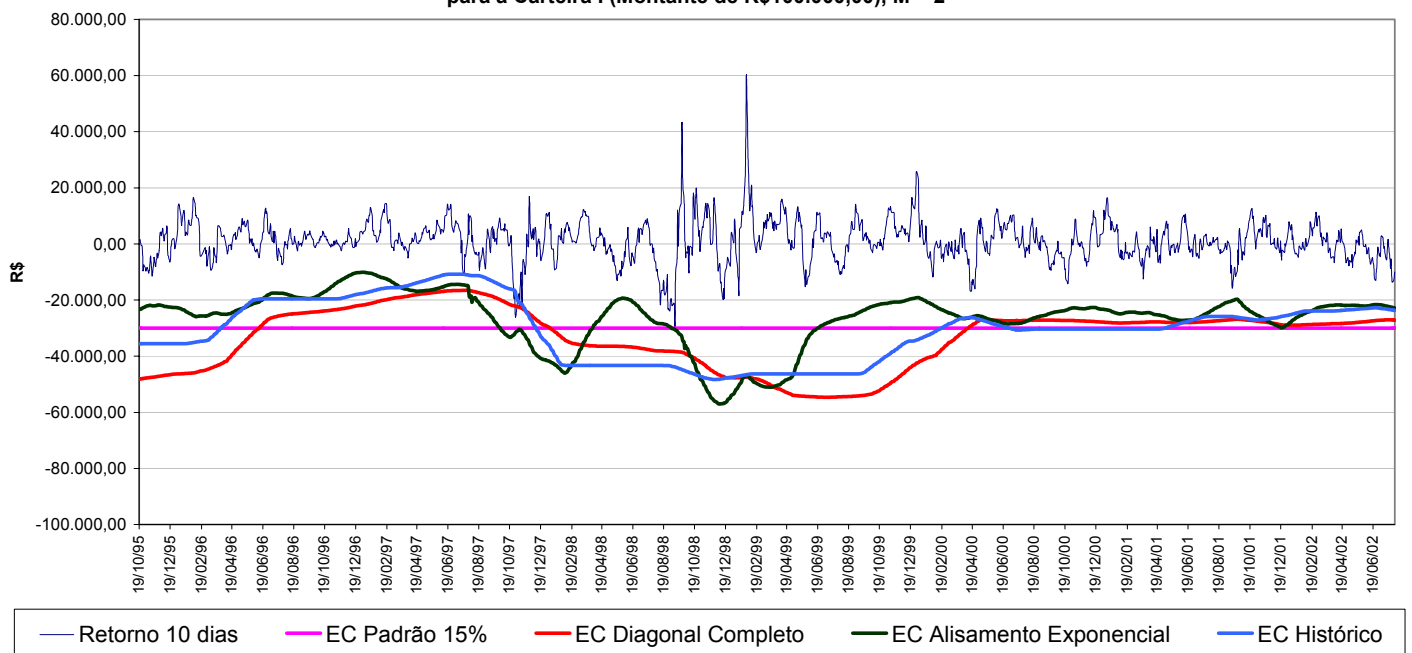


Gráfico 3 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC
Calculadas pelo Método Padrão (15% para Cada Risco), Método Diagonal (Completo),
Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00), M = 3

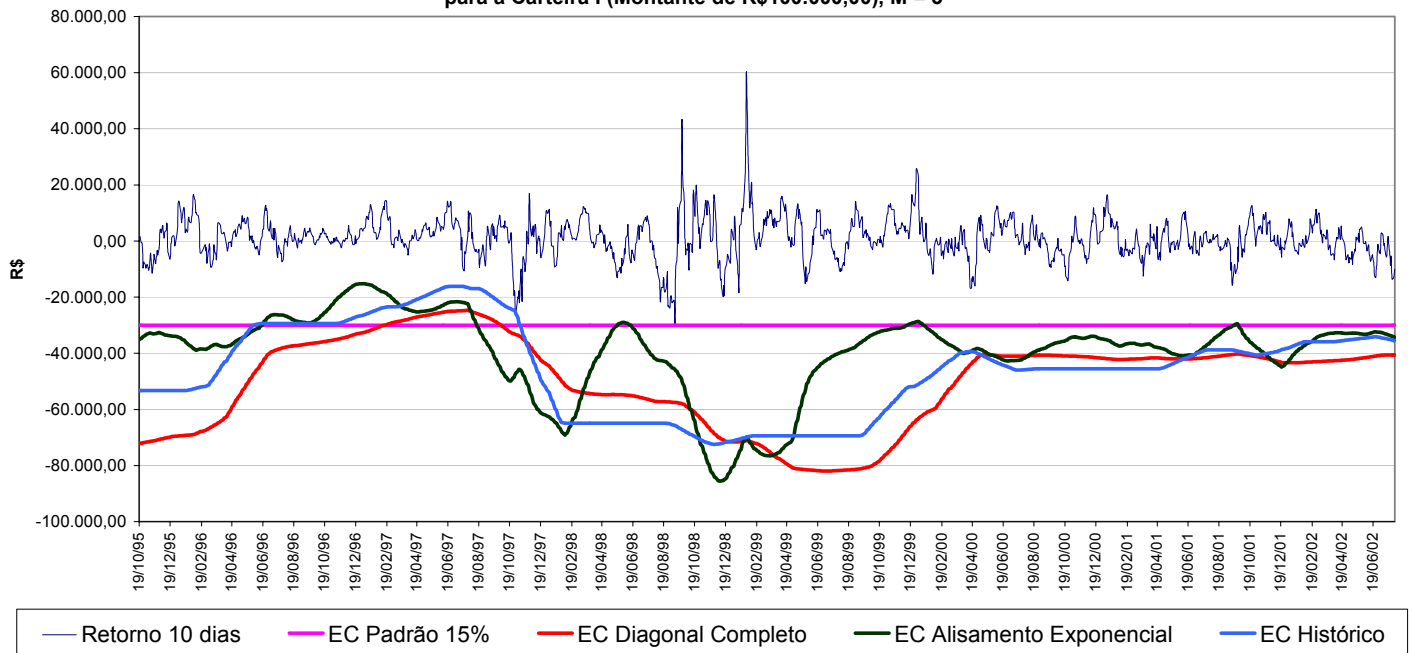


Gráfico 4 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR
Calculadas pelo Método Diagonal (Completo), Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00)

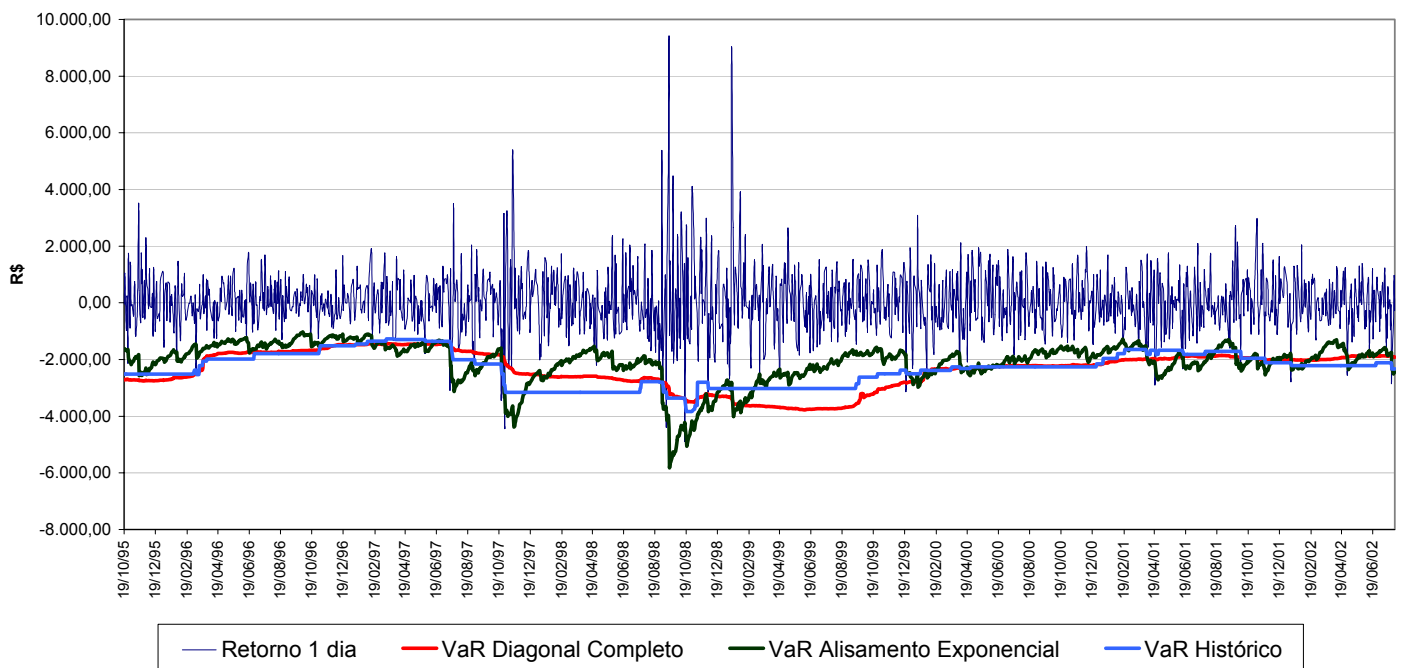


Gráfico 5 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC
Calculadas pelo Método Padrão (15% para Cada Risco), Método Diagonal (Completo),
Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00), M = 2

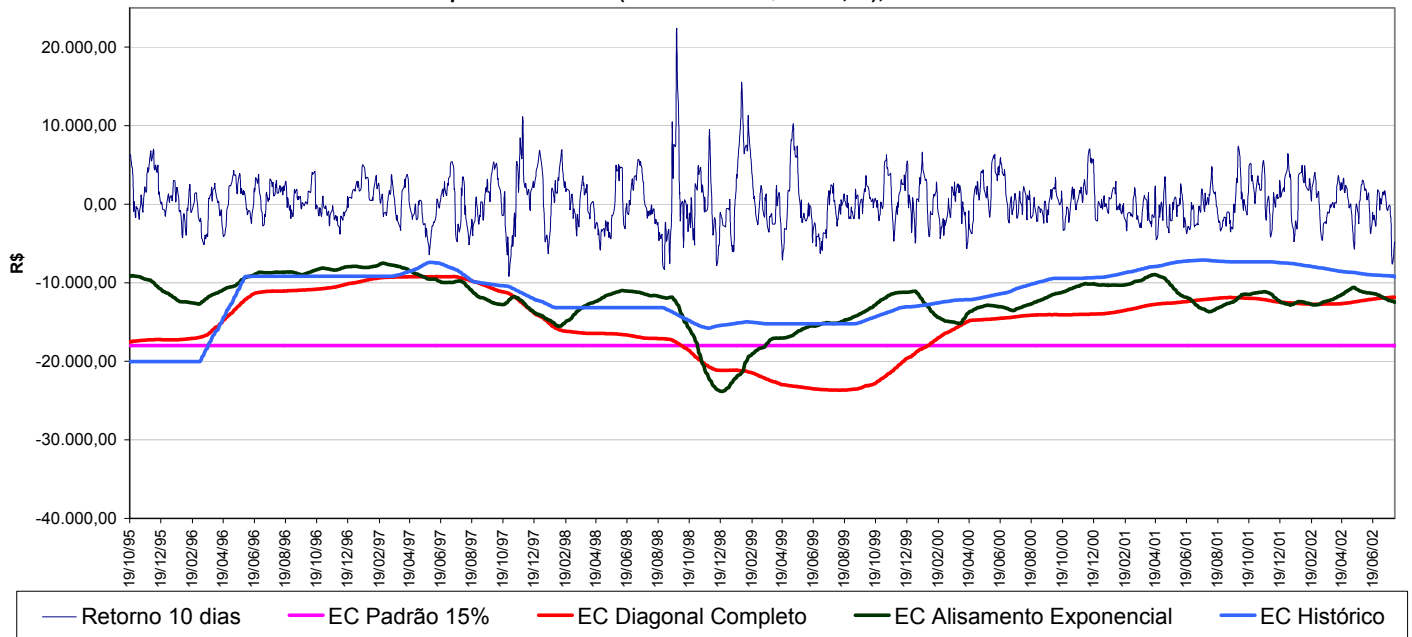
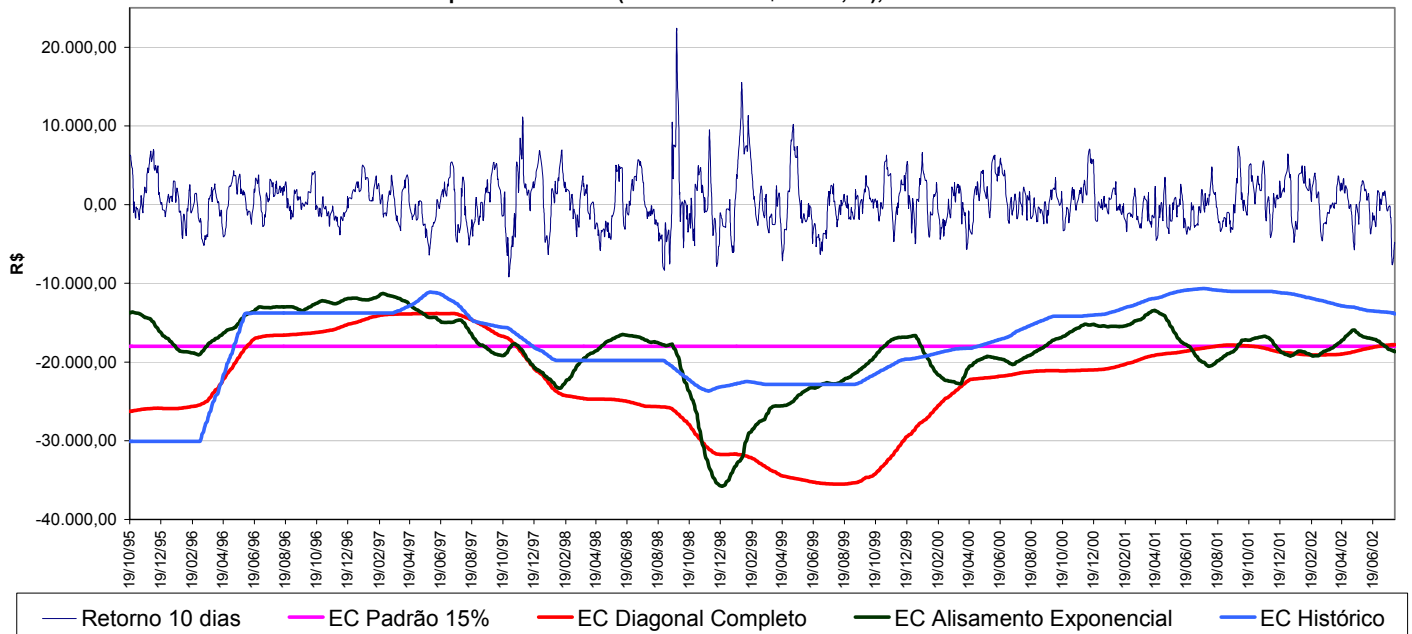


Gráfico 6 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC
Calculadas pelo Método Padrão (15% para Cada Risco), Método Diagonal (Completo),
Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00), M = 3



Referências

- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION. Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks. **Basle Committee on Banking Supervision**, January 1996.
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION. Overview of the Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks. **Basle Committee on Banking Supervision** January 1996.
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION. Supervisory Framework for the Use of "Backtesting" in Conjunction with the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements. **Basle Committee on Banking Supervision** January 1996.
- CERETTA, P. S., COSTA JR., N.C.A. Quantas Ações Tornam um Portfólio Diversificado no Mercado de Capitais Brasileiro? **Mercado de Capitais - Análise Empírica no Brasil** - Coleção Coppead de Administração, 2000.
- EDERINGTON, L.H., GUAN, W., **Forecasting Volatility**. Finance Division, Michael F. Price College of Business, University of Oklahoma, working paper, abril 1999.
- JORION, P. **Value at Risk: A Nova Fonte de Referência para o Controle de Risco de Mercado**. Bolsa de Mercadorias e Futuros – São Paulo, 1998.
- KUPIEC, P. Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models. **Journal of Derivatives**, 2, 73-84 - 1995.
- RISKMETRICS GROUP. **RiskMetrics - Technical Document**. New York - J. P. Morgan, 1994.

ⁱ Modelos desenvolvidos pelas próprias instituições financeiras.

ⁱⁱ Ver Basel Committee on Banking Supervision (1996).

ⁱⁱⁱ Índice da Bolsa de Valores de São Paulo

^{iv} As séries foram obtidas no sistema de informações Econômica.

^v 13,58% em 30/7/2002. Em segundo lugar aparece a Petrobrás PN, com 9,16%.

^{vi} Na verdade, por razões metodológicas que serão explicitadas mais adiante, a Telebrás comporá as carteiras até 29/9/1999, embora a Telemar já fosse negociada há um ano. Vale observar que o Recibo de Carteira Seleccionada de Ações Telebrás foi negociado com relativa liquidez até meados do ano 2000.

^{vii} De acordo com Ceretta e Costa Jr. (2000), a maior parte dos benefícios advindos da diversificação seria obtida já com 12 ações. A partir de 18 ações, os benefícios adicionais são praticamente irrelevantes.

^{viii} Os métodos de VaR paramétricos aqui estudados utilizam a distribuição normal padronizada.

^{ix} Vale observar que o uso desta fórmula impõe uma questão. O valor do VaR foi calculado com base na série de retornos logarítmicos, por melhor se aproximarem estes da distribuição normal que os retornos efetivos. Contudo, este valor será usado como estimativa de um quantil da distribuição empírica de retornos efetivos. A alternativa seria trabalhar apenas com a série de retornos efetivos. Optamos por manter os cálculos com base nos retornos logarítmicos.

^x Ver Jorion (1998), pp. 154-6.

^{xi} Estimada diariamente pela variância amostral $s_t^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (r_t - \mu_r)^2$, onde μ_r é a média dos retornos em

uma amostra de 252 dias úteis.

^{xii} O número de parâmetros estimados cai para $2n+1$.

^{xiii} Vale lembrar que o β_i corresponde ao coeficiente angular da regressão da série de retornos da ação i sobre a série de retornos do Ibovespa.

^{xiv} Segundo Jorion (1998), p. 155.

^{xv} Metodologia desenvolvida pelo banco norte-americano J. P. Morgan.

^{xvi} *Exponentially Weighted Moving Average*.

^{xvii} Aqui não há o mesmo problema encontrado no método diagonal. O uso da função exponencial na fórmula permite a comparação direta entre as estimativas de VaR e os retornos efetivos, ao transformar a estimativa do quantil da série de retornos logarítmicos na correspondente estimativa do quantil da série de retornos efetivos.

^{xviii} Foram utilizados os retornos verificados entre 1/12/1994 e 31/7/2002.

^{xix} Neste trabalho, como a composição das carteiras não muda ao longo do tempo, tal aspecto se verifica automaticamente.

^{xx} Supervisory Framework for the Use of "Backtesting" in Conjunction with the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements.

^{xxi} Observe-se que, embora o VaR calculado para compor a exigência de capital seja baseado em um período de dez dias, a aferição do modelo interno utilizado se dá com base no VaR diário.

^{xxii} Entende-se por falha a ocorrência de uma perda que exceda à estimativa de VaR para o dia em questão. Neste trabalho este conceito também será usado para uma perda acumulada de dez dias que ultrapasse a respectiva exigência de capital.

^{xxiii} Pois a cada dia se calcula um retorno de dez dias, acumulando-se os últimos dez retornos diários.

^{xxiv} Kupiec (1995).

^{xxv} Por exemplo, em 27/10/97 o Ibovespa caiu 14,98%, enquanto que as ações de Bradesco, Eletrobrás e Petrobrás caíram 13,15%, 17,36% e 18,68%, respectivamente.

^{xxvi} Por exemplo, em 12/8/98 as ações de Eletrobrás e CSN caíram 10,20% e 14,35%, respectivamente. E em 27/8/98 as ações de Cemig, Eletrobrás e Petrobrás caíram 10,93%, 13,64% e 13,10%, respectivamente.

^{xxvii} Para cada risco, ou seja, 24% e 30% no total, respectivamente.

^{xxviii} 15% foi o primeiro percentual arredondado para o qual não ocorreram falhas da EC.

^{xxix} Dez falhas de VaR concentram-se no período de 14/7/1997 a 30/10/1997.

^{xxx} Dez falhas ocorreram no período de 15/7/1997 a 30/10/1997.