



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

67

**Avaliação de Métodos de Cálculo de Exigência de Capital
para Risco de Mercado de Carteiras de Ações no Brasil**

Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente
Fevereiro, 2003

ISSN 1519-1028

CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 67	Fev	2003	P. 1-65
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(E-mail: workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 67.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

Controle Geral de Assinaturas:

Banco Central do Brasil
Demap/Disud/Subip
SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo
70074-900 Brasília (DF)
Telefone: (61) 414-1392
Fax: (61) 414-3165

The views expressed in this work are those of the authors and do not 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.

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

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

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço: Secre/Surel/Dinfo
Edifício-Sede – 2º subsolo
SBS – Quadra 3 – Zona Central
70074-900 Brasília (DF)
Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406
DDG: 0800 992345
Fax: (61) 321-9453
Internet: <http://www.bcb.gov.br>
E-mails: cap.secre@bcb.gov.br
dinfo.secre@bcb.gov.br

Avaliação de Métodos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco de Mercado de Carteiras de Ações no Brasil*

Gustavo S. Araújo**

João Maurício S. Moreira

Ricardo S. 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). A aferição dos métodos segue metodologia indicada por Basileia. Adicionalmente, para os métodos baseados em VaR, é aplicado o teste de Kupiec para proporção de falhas. O método Histórico obteve o melhor resultado para as estimativas do VaR diário, enquanto o método baseado em alisamento exponencial apresentou o melhor desempenho na determinação da exigência de capital.

Abstract

This paper analyses four methods of calculating capital requirements for coverage of market risk generated by exposure in stocks and their derivatives, except options. For simulation purposes, two theoretical portfolios were created with some assets that compose Ibovespa. The methods evaluated follow the directives of the Basel Committee. The first is based on the standardized approach and the others, on the approach of proprietary models based on the Value-at-Risk (VaR) concept. The backtesting of the methods follows the methodology suggested by the Committee. Additionally, the Kupiec test for proportion of failures is applied to the methods based on VaR.

* Agradecemos aos colegas Alan Cosme R. da Silva e Flávio M. L. Traiano pela preciosa colaboração na etapa inicial deste trabalho.

** Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mails dos autores: gustavo.araujo@bcb.gov.br, joao.mauricio@bcb.gov.br, ou ricardo.maia@bcb.gov.br.

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 para cobertura do risco de mercado. As propostas sugerem, para efeito de alocação de capital, duas alternativas básicas de cálculo: a abordagem padronizada e a abordagem baseada em modelos internos de gestão de risco.¹

A abordagem padronizada 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 exigência de capital 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 cômputo do Valor em Risco (VaR²) diário, o horizonte de investimento (*holding period*) de dez dias, o nível de segurança de 99% e o fator multiplicador mínimo de três.³

O Banco Central do Brasil regulamentou as exigências de capital para cobertura de risco de mercado decorrente da exposição nos instrumentos referenciados em câmbio e ouro, bem como em taxa de juros prefixada, adotando métodos padronizados, não sendo facultado às instituições financeiras o uso de modelos internos para o cálculo do

¹ Modelos desenvolvidos pelas próprias instituições financeiras.

² *Value at Risk*.

³ Ver Basel Committee on Banking Supervision (1996).

encargo de capital. Para a taxa de juros, entretanto, embora se adote um único método para todo o sistema financeiro, houve a preocupação de se encontrar uma solução intermediária entre as duas abordagens. Desta forma, a abordagem padronizada se reflete na divulgação de todos os parâmetros do modelo pelo Banco Central, enquanto que a abordagem de modelos internos se reflete no uso do VaR para a determinação da exigência de capital.

Este trabalho busca avaliar quatro métodos de determinação da exigência de capital, na linha preconizada pelo Comitê de Basileia, para a cobertura de risco de mercado em ações e seus derivativos, exceto opções, no Brasil. O primeiro método segue a abordagem padronizada, enquanto os demais se inserem na abordagem de modelos internos. Estes últimos são baseados no conceito de VaR e apresentam a vantagem de se adaptarem a oscilações de volatilidade.

O restante deste trabalho está assim organizado: a próxima seção descreve a metodologia empregada na construção e na avaliação dos métodos de cálculo exigência de capital para risco de ações; na terceira seção são mostrados os resultados obtidos; e a quarta e última seção apresenta as conclusões e algumas sugestões para investigações adicionais.

2. Metodologia

2.1 - Dados

O conjunto de dados inicialmente coletados para o estudo é composto pela série de cotações do IBOVESPA⁴ e dos preços de todas as ações que hoje o compõem, registrados no fechamento do pregão durante o período de 4/7/1994 a 31/7/2002, bem como a série de preços de fechamento da Telebrás PN no período de 4/7/1994 a 14/10/1999.⁵

2.2 - Organização das Carteiras de Ações

Os dados, em seu formato original, apresentam algumas dificuldades para a análise proposta, demandando algum tratamento prévio. Nem todas as ações eram negociadas

⁴ Índice da Bolsa de Valores de São Paulo

⁵ As séries foram obtidas no sistema de informações Económica, ajustadas para o pagamento de dividendos.

no início do período de coleta. Adicionalmente, algumas das ações que hoje compõem o IBOVESPA não apresentavam a mesma liquidez no início do período em estudo. Desta forma, tais papéis não têm cotação para alguns dias da amostra.⁶ Buscando contornar estes problemas, optou-se por:

- i) Selecionar papéis negociados em todo o período em questão.
- ii) Dentre estes, selecionar os papéis que apresentem menor número de datas sem cotação;
- iii) Para tais datas, repetiu-se o valor da última cotação registrada para cada papel.

A exceção ao item (i) envolve o uso das séries de Telebrás e Telemar.⁷ A série relativa à empresa Telemar inicia-se somente a partir de 29/9/98. Como esta ação tem participado da composição do IBOVESPA com o maior percentual dentre todos os papéis⁸ e se constitui 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. Contudo, por razões metodológicas explicitadas mais adiante⁹, a Telebrás comporá as carteiras até 29/9/1999,¹⁰ embora a Telemar já fosse negociada há um ano.

Desta forma, cada série de cotações de ações apresenta 1.996 observações, o mesmo ocorrendo para a série composta Telebrás/Telemar. As ações escolhidas e os respectivos códigos estão identificados na Tabela 1.

Foram construídas duas carteiras, contendo dez ativos cada, com as seguintes características gerais:¹¹

⁶ Vale citar que mesmo ações de empresas como a Petrobrás apresentaram datas sem cotação.

⁷ Em 22/05/1998, a Telebrás foi cindida em 13 empresas de telecomunicações, entre as quais figura a Telemar. Após a privatização (ocorrida em 29/07/1998), criou-se o RCTB - Recibo de Carteira Selecionada de Ações Telebrás, que permitiu ao investidor negociar um bloco com as 13 ações (semelhante à ação antes da cisão). A partir de 21/09/1998, as ações individuais puderam ser negociadas isoladamente.

⁸ 13,58% em 30/7/2002. Em segundo lugar aparece a Petrobrás PN, com 9,16%.

⁹ Ver seção 2.4.2.

¹⁰ Vale observar que o Recibo de Carteira Selecionada de Ações Telebrás foi negociado com relativa liquidez até meados do ano 2000.

¹¹ Objetivou-se aqui emprestar simplicidade à análise dos métodos o que, acredita-se, não invalidará as conclusões alcançadas.

- i) O valor de cada carteira (V_c) é constante ao longo do período estudado;
- ii) 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:

$$w_i = \frac{(q_i \times p_i)}{V_c} \quad , \quad |w_i| = cte \quad \forall i \quad , \quad V_c = \sum_i (q_i \times p_i)$$

onde q_i ¹² representa o número de ações da empresa i na carteira e p_i denota o respectivo preço por ação. Em uma carteira exclusivamente comprada, w_i será dado por $1/n$, onde n é o número de ações (empresas) que a compõem. Em uma carteira com posições compradas (c) e posições vendidas (v), w_i será dado por $1/(n_c - n_v)$ para posições compradas e por $-1/(n_c - n_v)$ para posições vendidas, onde n_c e n_v são os números de ativos em posições compradas e vendidas. Tudo se passa como se a cada dia as carteiras fossem rebalanceadas de forma a manter as participações das ações no valor financeiro da carteira constantes e iguais em módulo.

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.¹³ 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 2.

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.

¹² q_i é positiva para as posições compradas e negativa para as posições vendidas.

¹³ 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.

2.3 - 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. Esta opção se deve à suposição de que os retornos logarítmicos se aproximam mais de uma distribuição normal que os retornos efetivos.¹⁴

2.4 - Métodos de Determinação da Exigência de Capital

Foram avaliados quatro métodos de determinação da exigência de capital 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 exigência de capital dada por um percentual constante da posição em ações ao longo do tempo. Os demais se inserem na abordagem de modelos internos, conforme preconizado pelo Acordo de Basiléia, cuja exigência de capital (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. Dada a considerável volatilidade exibida pelo mercado brasileiro, que pode gerar, no contexto das regras de Basiléia, uma exigência de capital exagerada, optou-se por avaliar também a adoção de $M = 2$ para todos os métodos baseados na abordagem interna. VaR_t é o valor em risco calculado para o dia t , em unidades monetárias, associado a uma dada carteira de ações. O VaR é calculado para um horizonte de dez dias.¹⁵ O nível de confiança exigido é de 99%, ou seja, o nível pré-especificado para o VaR é de 1%.

¹⁴ Os métodos de VaR paramétricos aqui estudados baseiam-se na hipótese de lognormalidade dos retornos.

¹⁵ *Holding period* de dez dias.

2.4.1 - Método da Abordagem Padronizada

Neste método, seguimos inicialmente os passos indicados pelo Acordo da Basileia.¹⁶ 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. Sobre este montante se aplica o fator de 8%, o qual pode ser diminuído para 4% caso a carteira seja considerada diversificada dentro dos critérios estabelecidos pela autoridade reguladora. Como não foram estabelecidos, para este trabalho, critérios objetivos de aferição do grau de diversificação de carteira de ações, foi aplicado o fator de 8% em todas as carteiras.

No caso do risco geral, a base de cálculo é dada pelo módulo da soma de posições compradas e vendidas, consistindo em uma posição líquida geral no mercado de ações. O fator a ser aplicado é de 8%. A exigência de capital total para cobertura de risco de mercado para ações é dada pela soma desses dois montantes.

Caso a exigência de capital calculada com base nos percentuais determinados pelo Comitê venha a apresentar desempenho insuficiente quando aplicado ao mercado brasileiro, examinar-se-ão também os resultados atinentes a percentuais maiores que 8%.

2.4.2 - Método Diagonal

Este método utiliza-se do VaR paramétrico, com base na distribuição normal padronizada, calculado para o prazo de um dia pela fórmula:¹⁷

¹⁶ Parte A do documento "Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks".

¹⁷ 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 aproximarem-se 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. Optou-se por manter os cálculos com base nos retornos logarítmicos.

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

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:¹⁸

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

onde $\sigma_{m,t}^2$ é a variância do Ibovespa calculada para o dia t 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 betas¹⁹. 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.²⁰ Os $\beta_{i,t}$ foram calculados pela fórmula:²¹

$$\beta_{i,t} = \frac{\sigma_{(m,i),t}}{\sigma_{m,t}^2}$$

¹⁸ Ver Jorion (1998), pp. 154-6.

¹⁹ $\sigma_{m,t}^2$ e $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ foram estimadas diariamente pela variância amostral $s_t^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (x_t - \mu_x)^2$, onde

μ_x é a média das observações em uma amostra de 252 dias úteis.

²⁰ O número de parâmetros estimados cai para 2n+1.

²¹ Vale lembrar que o β_i assim computado corresponde ao coeficiente angular da regressão da série de retornos da ação i sobre a série de retornos do Ibovespa.

onde $\sigma_{(m,i),t}$ é a covariância entre os retornos do Ibovespa e os retornos da ação i na data t .²² Todos os parâmetros acima são calculados com base em uma janela móvel de 252 dias úteis. 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. Em forma matricial, o cálculo da volatilidade da carteira é dado por:²³

$$\sigma_t^2 = (w' \beta \beta' w) \sigma_{m,t}^2 + w' D_\varepsilon w,$$

onde D_ε é uma matriz diagonal composta pelos valores de $\sigma_{\varepsilon_i}^2$.

Adicionalmente, implementou-se uma forma simplificada, a qual teria sido sugerida pelo Comitê da Basileia para refletir o risco de mercado de carteiras bem diversificadas.²⁴ Nesta aproximação, é desprezado no cálculo da variância da carteira o fator referente às variâncias das séries de resíduos das regressões dos retornos de cada ação sobre a os retornos do Ibovespa. Tal fator se tornaria irrelevante à medida que cresce a quantidade de títulos na carteira. Embora isto tenda a ocorrer no caso de carteiras com posições apenas compradas (ou vendidas), 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. De fato, a simplificação do método reside em desprezar o termo $\sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{\varepsilon_i}^2$, que tende a se tornar irrelevante somente para w_i pequenos.

Nesta aproximação, portanto, a variância da carteira é dada apenas por:

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

²² Estimada diariamente pela covariância amostral $s_{i,j} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (r_i - \mu_i)(r_j - \mu_j)$, onde μ é a média dos retornos em uma amostra de 252 dias úteis.

²³ Onde w' e β' correspondem aos transpostos dos vetores de participações de cada ação que compõe a carteira (w) e dos respectivos betas (β).

²⁴ Segundo Jorion (1998), p. 155.

2.4.3 - Método Baseado em Alisamento Exponencial

Este método segue a metodologia do RiskMetrics,²⁵ 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 (EWMA²⁶). Este procedimento permite acompanhar com maior proximidade a dinâmica da volatilidade, pela possibilidade de atribuir pesos maiores às informações mais recentes. Desta forma, o VaR para um dia de cada ativo é dado por:²⁷

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

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 adotou-se dois valores. O primeiro, 0,94, corresponde ao valor adotado pelo RiskMetrics e tem sido amplamente utilizado na prática. O segundo, 0,90, foi estimado por máxima verossimilhança com base nos retornos do Ibovespa.²⁸ 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:

²⁵ Metodologia desenvolvida pelo banco norte-americano J. P. Morgan.

²⁶ *Exponentially Weighted Moving Average*.

²⁷ 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.

²⁸ Foram utilizados os retornos verificados entre 1/12/1994 e 31/7/2002.

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

Em sua forma matricial, o VaR da carteira é expresso por:

$$VaR_t^{1d} = \sqrt{VaR' \rho VaR}$$

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

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

O VaR da carteira é calculado pela expressão:

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

2.4.4 - Método Baseado em VaR Histórico

Este método 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.²⁹ 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.

2.5 - 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

²⁹ Neste trabalho, como a composição das carteiras não muda ao longo do tempo, tal aspecto se verifica automaticamente.

tempo. Sugere, portanto, um prazo de 10 dias durante o qual as perdas poderiam hipoteticamente se acumular. Desta forma, a comparação se dá entre os retornos acumulados por dez dias pela carteira e a respectiva exigência de capital. A aferição é implementada para o período de 19/10/1995 a 31/7/2002, num total de 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.³⁰ 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.³¹ Basileia estabelece um limite superior de 4 falhas³² 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.

Adicionalmente, buscou-se avaliar os métodos estudados com o auxílio do teste de Kupiec³³ para percentual de falhas, aplicado às mesmas amostras de 250 dias, bem como ao período completo.

Kupiec desenvolveu o que chama de técnica estatística para verificar a acurácia das estimativas de valores extremos, situados nas caudas da distribuição de ganhos e perdas potenciais para uma dada carteira de ativos financeiros. Utiliza-se um processo de aferição retroativa da proporção de vezes em que o nível pré-especificado para VaR é ultrapassado, após a comparação entre a estimativa de perda potencial e o retorno efetivamente verificado para a carteira a cada dia, ao longo da amostra. Para testar a

³⁰ Supervisory Framework for the Use of "Backtesting" in Conjunction with the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements.

³¹ 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.

³² 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.

³³ Kupiec (1995).

hipótese nula (H0) de que a proporção verdadeira de falhas do modelo é igual ao nível pré-especificado para o VaR, calcula-se a razão de verossimilhança dada por:

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

onde p^* representa o nível pré-especificado para VaR, n é o tamanho da amostra, x é o número de vezes em que o VaR é ultrapassado. Sob a hipótese H0: $p = p^*$, $LR(p^*, x, n)$ tem distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade. Adotar um nível de significância de 5% para o teste significa dizer que se LR exceder o quantil cuja área (à direita) sob a curva da distribuição χ^2 equivale a 5%, H0 pode ser rejeitada com uma probabilidade de erro tipo I (rejeitar H0 indevidamente) de 5%. Com base em LR e no quantil de 5% da distribuição χ^2 , é possível construir intervalos para x/n onde H0 não é rejeitada. É possível ainda calcular o p-valor para x/n . Um p-valor igual ou superior a 5% implica em que H0 não deve ser rejeitada a um nível de significância de 5%. O p-valor equivale à área sob a curva χ^2 à direita de LR.

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 para a proporção empírica de vezes em que o VaR foi ultrapassado. E quão mais próxima estiver a proporção empírica do nível de segurança especificado, melhor foi considerado o desempenho da projeção de VaR. 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. Os intervalos de não rejeição estão descritos na Tabela 3 para cada um dos casos analisados.

Complementarmente, considerou-se a distância entre a exigência de capital e a respectiva perda (EC - perda) como forma de avaliar os aspectos conflitantes entre a proteção que um dado método proporciona e a sua eficiência na alocação de capital para a cobertura de risco. Por exemplo, dado que não tenham sido observadas falhas na EC, quanto maior a distância entre a EC e as perdas, maior a proteção, mas menor será a eficiência na alocação de capital.

3. Resultados

Descreve-se a seguir o desempenho de cada um dos métodos, com relação a cada uma das carteiras utilizadas, tomando como base as perdas superiores às estimativas de VaR diário (considerando-se os limites estabelecidos pelo Comitê³⁴ e os intervalos do teste de Kupiec constantes na Tabela 3) e aos valores calculados para exigência de capital. O método padrão é aferido apenas com relação à exigência de capital, uma vez que não utiliza o conceito de VaR.

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 estendidos pelos dez dias úteis subsequentes.³⁵

3.1 - Método Padronizado

O método padrão mostrou-se ineficiente para uma EC calculada como 8% da base de cálculo para a carteira I para cada risco (16% no total), uma vez que acumulou 35 falhas da exigência de capital em todo o período estudado. Dos 23 sub-períodos estudados, apenas 10 registraram zero falhas (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, abrangendo a janela de janeiro de 1997 a agosto de 1999, em que ocorreram fortes crises internacionais, como as crises 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 quedas³⁶. Da mesma forma, 17 falhas ocorreram em menos

³⁴ Máximo de quatro falhas para cada amostra de 250 observações (ver capítulo Metodologia).

³⁵ Pois a cada dia se calcula um retorno de dez dias, acumulando-se os últimos dez retornos diários.

³⁶ 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.

de um mês (12/8/98 a 10/9/98).³⁷ Dado o fraquíssimo resultado, calculou-se a EC com os percentuais alternativos de 12% e 15% da base de cálculo. Foram constatadas três e zero falhas, respectivamente.³⁸ A Tabela 11, que traz em percentuais do montante da carteira I as diferenças entre a EC e as perdas verificadas, mostra que para 8% a maior perda superou a EC em 13,71% da carteira³⁹. Para 15% a média de [EC - perdas inferiores] alcança 24,94% ao mesmo tempo em que o seu valor mínimo indica que uma falha não ocorreu por apenas 0,29%.

A carteira II mistura posições compradas e vendidas. 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 parte a inexistência de falhas para a carteira II com o percentual de 8% quando comparada com as 35 falhas do mesmo método para a carteira I (Tabela 4). Para EC = 15%, a média de [EC - perdas inferiores] é 79,64%, com um mínimo de 44,44% (Tabela 12).⁴⁰

Os gráficos 5 e 17 apresentam os retornos efetivos de dez dias úteis e estimativas de EC calculadas pelo método padrão (8%, 12%, 15% para cada risco) para as carteiras I e II, respectivamente.

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 dos vinte e três períodos anuais (Tabela 5). 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 contém aquelas datas. Para a amostra completa o teste de Kupiec também rejeita a hipótese nula com 31 falhas, seis acima do limite máximo definido. As falhas da exigência de capital foram duas e zero para o multiplicador (M) igual a 2 e 3,

³⁷ 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.

³⁸ 15% foi o primeiro percentual arredondado para o qual não ocorreram falhas da EC.

³⁹ Vale lembrar que este percentual é calculado em relação ao montante de R\$ 100.000,00 da carteira I.

⁴⁰ Neste caso, o percentual é calculado em relação ao montante de R\$ 20.000,00 da carteira II.

respectivamente, enquanto que média de [EC - perdas inferiores] para $M = 3$ é 41,76%, com um mínimo de 4,77% (Tabela 11).

Para a carteira II o método diagonal simplificado mostra um fraquíssimo desempenho, com mais de quatro falhas do VaR em 21 dos 23 períodos aferidos. 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 5). Este resultado indica que o método simplificado apresenta problemas quando aplicado a carteiras com posições mistas, quando podem ocorrer pesos expressivos para algumas ações. A exigência de capital, contudo, 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. A média de [EC - perdas inferiores] para o $M = 3$ é 66,81%, com um mínimo de 4,47% (Tabela 12).

3.2.2 - Método Diagonal Completo

Conforme esperado, 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.⁴¹ Quanto aos sub-períodos, o teste de Kupiec rejeitou H_0 oito vezes (Tabela 6). Com relação à EC, o desempenho foi idêntico ao método simplificado, com duas falhas para $M=2$ e zero falhas para $M=3$. Neste último caso, a média de [EC - perdas inferiores] foi de 44,64% com mínimo de 7,24% (Tabela 11).

Para a carteira II, constatou-se uma acentuada queda no número de falhas. Em sete sub-períodos (contra 21 na versão simplificada) houve mais de quatro falhas. Ocorreram 25 falhas para a amostra completa⁴² (contra 108 na versão simplificada), de forma que H_0 não pôde ser rejeitada pelo teste de Kupiec (Tabela 6). Para os sub-períodos, o método não passou no teste de Kupiec apenas quatro vezes (foram 21 na forma simplificada). Com relação à EC, o desempenho foi nitidamente superior ao do método simplificado,

⁴¹ Dez falhas de VaR concentram-se no período de 14/7/1997 a 30/10/1997.

⁴² Dez falhas ocorreram no período de 15/7/1997 a 30/10/1997.

com zero falhas para ambos os multiplicadores. Para $M = 3$, a média de [EC - perdas inferiores] foi de 102,90% com mínimo de 37,28% (Tabela 12).

Os gráficos 1 e 13 exibem os retornos efetivos diários e as estimativas de VaR de um dia. Os gráficos 6, 7, 18 e 19 mostram os retornos efetivos de dez dias úteis e as estimativas de EC para $M = 2$ e $M = 3$.

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 (Tabela 7). Para toda a amostra, o teste de Kupiec também rejeitou H_0 (36 falhas, 11 acima do limite máximo definido). 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 às alterações do padrão de volatilidade. Para $M=2$, a média de [EC - perdas inferiores] é 20,81%, com um mínimo de 0,83% (Tabela 11).

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 (Tabela 7). Para a amostra completa o método apresentou 29 falhas (1,73%), rejeitando H_0 ao ultrapassar o limite máximo por quatro falhas. Não houve falhas na exigência de capital para ambos os valores de M . Para $M=2$, a média de [EC - perdas inferiores] é 51,56% com um mínimo de 15,59% (Tabela 12).

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 (Tabela 8). 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. Para $M=2$, a média de [EC - perdas inferiores] é 20,26% com um mínimo de 1,04% (Tabela 11).

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 (Tabela 8). 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. Para $M=2$, a média de [EC - perdas inferiores] é 51,19%, com um mínimo de 13,48% (Tabela 12).

Os gráficos 2 e 14 exibem os retornos efetivos diários e as estimativas de VaR de um dia. Os gráficos 8, 9, 20 e 21 mostram os retornos efetivos de dez dias úteis e as estimativas de EC para $M = 2$ e $M = 3$.

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% (Tabela 9). Contudo, a perda ocorrida em 30/10/97, para $M=3$, excedeu a EC em 0,62%, enquanto que a média de [EC - perdas inferiores] foi de 41,31%. Para $M=2$ houve 8 falhas da EC (Tabela 11).

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 (Tabela 9). Sete falhas ocorreram no período de 15/7/1997 a 30/10/1997. Não houve falhas na exigência de capital para ambos os multiplicadores.

Para $M=3$, a média de [EC - perdas inferiores] é 75,8%, com um mínimo de R\$ 23,7% (Tabela 12).

Os gráficos 3 e 15 exibem os retornos efetivos diários e as estimativas de VaR de um dia. Os gráficos 10 e 22 mostram os retornos efetivos de dez dias úteis e as estimativas de EC para $M = 2$ e $M = 3$.

4. Conclusão

Este trabalho examinou quatro métodos de determinação da exigência de capital para cobertura de risco de mercado, decorrente da exposição em ações: padronizado, diagonal (completo e simplificado), baseado em alisamento exponencial (com $\lambda = 0,90$ e $0,94$) e histórico. Excetuando-se o primeiro, os demais seguem a abordagem de modelos internos do Comitê de Basileia, com base na metodologia VaR, e foram implementados, para cálculo da EC, com dois multiplicadores: $M = 2$ e $M = 3$. Em todos os casos utilizaram-se duas carteiras compostas por dez ações negociadas na BOVESPA, a primeira apenas com posições compradas e a segunda com posições compradas e vendidas.

Os Gráficos 4 e 16 comparam os desempenhos das estimativas de VaR calculadas pelos métodos baseados em VaR para as carteiras I e II, respectivamente. Os gráficos 11, 12, 23 e 24 confrontam as estimativas de exigência de capital para ambas as carteiras e para os multiplicadores 2 e 3.

Os resultados alcançados podem ser resumidos da seguinte forma:

- I. O método padronizado com EC igual ao percentual sugerido por Basileia (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, os ajustes 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 de [EC - perdas] entre todos os métodos, quando se levam em conta as versões em que não ocorreram falhas da EC, consideradas ambas as carteiras. 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 (Tabela 10), 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.

As possibilidades de investigação do assunto aqui abordado são virtualmente infinitas. No entanto, considerando os objetivos almejados por este trabalho, seria interessante sugerir alguns aprofundamentos da análise. Com relação aos métodos baseados em VaR, poder-se-ia avaliar o desempenho da exigência de capital com métodos alternativos de determinação do multiplicador. Quanto às carteiras avaliadas, tendo em conta que a ótica preponderante é a da autoridade reguladora e que, portanto, as situações de mais risco são as que mais demandam atenção, seria importante considerar, por exemplo, uma carteira composta por uma única ação de grande volatilidade, com relação a ambas as caudas da distribuição de retornos. Por fim, a utilização de técnicas

alternativas à de Kupiec para validação de métodos de VaR traria maior consistência às conclusões, bem como maior subsídio à escolha daquele que melhor atenderia às necessidades de uma eventual regulação do risco de mercado de ações no País.

Referências Bibliográficas

- Basel Committee on Banking Supervision. Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks. January 1996.
- Basel Committee on Banking Supervision. Overview of the Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks. 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. 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.
- Depep/Rj. Relatório Sobre Alocação de Capital para Cobertura de Riscos de Mercado. Banco Central do Brasil - Dezembro de 1999.
- Ederington, L.H., Guan, W., Forecasting Volatility. Finance Division, Michael F. Price College of Business, University of Oklahoma, Working Paper, April 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.

Tabela 1: Ativos Utilizados nas Avaliações de Métodos de Exigência de Capital para Ações.

Símbolo	Empresa
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
ARCZ6	Aracruz Celulose
BBDC4	Banco Bradesco
CMIG4	CEMIG
CSNA3	CSN
ELET6	Eletrobrás
INEP4	Inepar
ITAU4	Banco Itaú
PETR4	Petrobrás
RCTB41	Telebrás
TNLP4	Telemar
VALE5	Vale do Rio Doce

Tabela 2: Composição das Carteiras Utilizadas nas Avaliações de Métodos de Exigência de Capital para Ações.

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

TABELA 3: 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.

TABELA 4: Número de Falhas Verificadas para Exigência de Capital (EC) Calculada para um Horizonte de Dez Dias, Obtidas Com Base no Método Padrão de Basileia.

Período	Carteira I			Carteira II
	8%	12%	15%	8%
19/10/1995 a 22/10/1996	0	0	0	0
22/01/1996 a 23/01/1997	0	0	0	0
26/04/1996 a 29/04/1997	0	0	0	0
26/07/1996 a 30/07/1997	0	0	0	0
24/10/1996 a 27/10/1997	1	0	0	0
28/01/1997 a 28/01/1998	11	2	0	0
05/05/1997 a 05/05/1998	11	2	0	0
04/08/1997 a 04/08/1998	11	2	0	0
30/10/1997 a 04/11/1998	25	3	0	0
02/02/1998 a 08/02/1999	21	1	0	0
08/05/1998 a 13/05/1999	21	1	0	0
07/08/1998 a 12/08/1999	21	1	0	0
09/11/1998 a 12/11/1999	4	0	0	0
11/02/1999 a 15/02/2000	0	0	0	0
18/05/1999 a 18/05/2000	3	0	0	0
17/08/1999 a 16/08/2000	3	0	0	0
18/11/1999 a 17/11/2000	3	0	0	0
18/02/2000 a 20/02/2001	3	0	0	0
23/05/2000 a 24/05/2001	0	0	0	0
21/08/2000 a 23/08/2001	0	0	0	0
22/11/2000 a 26/11/2001	0	0	0	0
23/02/2001 a 04/03/2002	0	0	0	0
29/05/2001 a 04/06/2002	0	0	0	0
19/10/1995 a 31/07/2002 (Amostra Completa)	35	3	0	0

Obs. O número de falhas é calculado para sub-amostras de 250 dias úteis a cada três meses e para a amostra completa de 1.675 dias. Espera-se que o número de falhas da exigência de capital estejam próximas a zero. Para o cálculo do EC, foram implementados os percentuais de 8%, 12% e 15% do valor financeiro da carteira I e 8% do valor financeiro da carteira II.

TABELA 5: Avaliação da Estimativa de VaR Diário, Obtido Com Base no Método Diagonal Simplificado.

Período	Carteira I			Carteira II		
	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor
19/10/1995 a 22/10/1996	0	0,00%	0,05935	7	2,80%	0,01905
22/01/1996 a 23/01/1997	0	0,00%	0,05935	11	4,40%	0,00007
26/04/1996 a 29/04/1997	0	0,00%	0,05935	15	6,00%	0,00000
26/07/1996 a 30/07/1997	4	1,60%	0,38048	24	9,60%	0,00000
24/10/1996 a 27/10/1997	10	4,00%	0,00032	31	12,40%	0,00000
28/01/1997 a 28/01/1998	13	5,20%	0,00000	32	12,80%	0,00000
05/05/1997 a 05/05/1998	13	5,20%	0,00000	26	10,40%	0,00000
04/08/1997 a 04/08/1998	9	3,60%	0,00138	14	5,60%	0,00000
30/10/1997 a 04/11/1998	9	3,60%	0,00138	10	4,00%	0,00032
02/02/1998 a 08/02/1999	7	2,80%	0,01905	8	3,20%	0,00542
08/05/1998 a 13/05/1999	7	2,80%	0,01905	7	2,80%	0,01905
07/08/1998 a 12/08/1999	7	2,80%	0,01905	7	2,80%	0,01905
09/11/1998 a 12/11/1999	1	0,40%	0,27807	2	0,80%	0,74193
11/02/1999 a 15/02/2000	0	0,00%	0,05935	4	1,60%	0,38048
18/05/1999 a 18/05/2000	2	0,80%	0,74193	10	4,00%	0,00032
17/08/1999 a 16/08/2000	3	1,20%	0,75799	15	6,00%	0,00000
18/11/1999 a 17/11/2000	4	1,60%	0,38048	18	7,20%	0,00000
18/02/2000 a 20/02/2001	5	2,00%	0,16185	16	6,40%	0,00000
23/05/2000 a 24/05/2001	4	1,60%	0,38048	17	6,80%	0,00000
21/08/2000 a 23/08/2001	3	1,20%	0,75799	19	7,60%	0,00000
22/11/2000 a 26/11/2001	4	1,60%	0,38048	22	8,80%	0,00000
23/02/2001 a 04/03/2002	3	1,20%	0,75799	24	9,60%	0,00000
29/05/2001 a 04/06/2002	2	0,80%	0,74193	21	8,40%	0,00000
19/10/1995 a 31/07/2002 (Amostra Completa)	31	1,85%	0,00176	108	6,45%	0,00000

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 sub-amostras de 250 dias úteis a cada três meses e para a amostra completa de 1.675 dias. O Comitê de Basileia sugere um limite máximo de 4 falhas para cada período de 250 dias úteis.

TABELA 6: Avaliação da Estimativa de VaR Diário, Obtido Com Base no Método Diagonal Completo.

Período	Carteira I			Carteira II		
	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor
19/10/1995 a 22/10/1996	0	0,00%	0,05935	0	0,00%	0,05935
22/01/1996 a 23/01/1997	0	0,00%	0,05935	0	0,00%	0,05935
26/04/1996 a 29/04/1997	0	0,00%	0,05935	0	0,00%	0,05935
26/07/1996 a 30/07/1997	4	1,60%	0,38048	4	1,60%	0,38048
24/10/1996 a 27/10/1997	9	3,60%	0,00138	9	3,60%	0,00138
28/01/1997 a 28/01/1998	12	4,80%	0,00001	12	4,80%	0,00001
05/05/1997 a 05/05/1998	12	4,80%	0,00001	12	4,80%	0,00001
04/08/1997 a 04/08/1998	8	3,20%	0,00542	7	2,80%	0,01905
30/10/1997 a 04/11/1998	9	3,60%	0,00138	5	2,00%	0,16185
02/02/1998 a 08/02/1999	7	2,80%	0,01905	3	1,20%	0,75799
08/05/1998 a 13/05/1999	7	2,80%	0,01905	3	1,20%	0,75799
07/08/1998 a 12/08/1999	7	2,80%	0,01905	3	1,20%	0,75799
09/11/1998 a 12/11/1999	1	0,40%	0,27807	0	0,00%	0,05935
11/02/1999 a 15/02/2000	0	0,00%	0,05935	1	0,40%	0,27807
18/05/1999 a 18/05/2000	2	0,80%	0,74193	2	0,80%	0,74193
17/08/1999 a 16/08/2000	2	0,80%	0,74193	2	0,80%	0,74193
18/11/1999 a 17/11/2000	2	0,80%	0,74193	2	0,80%	0,74193
18/02/2000 a 20/02/2001	3	1,20%	0,75799	1	0,40%	0,27807
23/05/2000 a 24/05/2001	2	0,80%	0,74193	1	0,40%	0,27807
21/08/2000 a 23/08/2001	2	0,80%	0,74193	2	0,80%	0,74193
22/11/2000 a 26/11/2001	4	1,60%	0,38048	4	1,60%	0,38048
23/02/2001 a 04/03/2002	3	1,20%	0,75799	5	2,00%	0,16185
29/05/2001 a 04/06/2002	2	0,80%	0,74193	5	2,00%	0,16185
19/10/1995 a 31/07/2002 (Amostra Completa)	27	1,61%	0,02078	25	1,49%	0,05937

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 sub-amostras de 250 dias úteis a cada três meses e para a amostra completa de 1.675 dias. O Comitê de Basileia sugere um limite máximo de 4 falhas para cada período de 250 dias úteis.

TABELA 7: Avaliação da Estimativa de VaR Diário, Obtido Com Base no Método de Alisamento Exponencial, com $\lambda = 0,94$.

Período	Carteira I			Carteira II		
	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor
19/10/1995 a 22/10/1996	5	2,00%	0,16185	5	2,00%	0,16185
22/01/1996 a 23/01/1997	3	1,20%	0,75799	4	1,60%	0,38048
26/04/1996 a 29/04/1997	1	0,40%	0,27807	2	0,80%	0,74193
26/07/1996 a 30/07/1997	3	1,20%	0,75799	5	2,00%	0,16185
24/10/1996 a 27/10/1997	6	2,40%	0,05935	5	2,00%	0,16185
28/01/1997 a 28/01/1998	7	2,80%	0,01905	6	2,40%	0,05935
05/05/1997 a 05/05/1998	8	3,20%	0,00542	7	2,80%	0,01905
04/08/1997 a 04/08/1998	8	3,20%	0,00542	4	1,60%	0,38048
30/10/1997 a 04/11/1998	9	3,60%	0,00138	5	2,00%	0,16185
02/02/1998 a 08/02/1999	8	3,20%	0,00542	4	1,60%	0,38048
08/05/1998 a 13/05/1999	7	2,80%	0,01905	5	2,00%	0,16185
07/08/1998 a 12/08/1999	5	2,00%	0,16185	5	2,00%	0,16185
09/11/1998 a 12/11/1999	1	0,40%	0,27807	2	0,80%	0,74193
11/02/1999 a 15/02/2000	1	0,40%	0,27807	3	1,20%	0,75799
18/05/1999 a 18/05/2000	3	1,20%	0,75799	2	0,80%	0,74193
17/08/1999 a 16/08/2000	4	1,60%	0,38048	2	0,80%	0,74193
18/11/1999 a 17/11/2000	7	2,80%	0,01905	2	0,80%	0,74193
18/02/2000 a 20/02/2001	8	3,20%	0,00542	2	0,80%	0,74193
23/05/2000 a 24/05/2001	7	2,80%	0,01905	5	2,00%	0,16185
21/08/2000 a 23/08/2001	6	2,40%	0,05935	6	2,40%	0,05935
22/11/2000 a 26/11/2001	5	2,00%	0,16185	7	2,80%	0,01905
23/02/2001 a 04/03/2002	3	1,20%	0,75799	7	2,80%	0,01905
29/05/2001 a 04/06/2002	2	0,80%	0,74193	4	1,60%	0,38048
19/10/1995 a 31/07/2002 (Amostra Completa)	36	2,15%	0,00004	29	1,73%	0,00643

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 sub-amostras de 250 dias úteis a cada três meses e para a amostra completa de 1.675 dias. O Comitê de Basileia sugere um limite máximo de 4 falhas para cada período de 250 dias úteis.

TABELA 8: Avaliação da Estimativa de VaR Diário, Obtido Com Base no Método de Alisamento Exponencial, com $\lambda = 0,90$.

Período	Carteira I			Carteira II		
	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor
19/10/1995 a 22/10/1996	6	2,40%	0,05935	6	2,40%	0,05935
22/01/1996 a 23/01/1997	3	1,20%	0,75799	5	2,00%	0,16185
26/04/1996 a 29/04/1997	1	0,40%	0,27807	3	1,20%	0,75799
26/07/1996 a 30/07/1997	3	1,20%	0,75799	5	2,00%	0,16185
24/10/1996 a 27/10/1997	6	2,40%	0,05935	5	2,00%	0,16185
28/01/1997 a 28/01/1998	6	2,40%	0,05935	7	2,80%	0,01905
05/05/1997 a 05/05/1998	7	2,80%	0,01905	9	3,60%	0,00138
04/08/1997 a 04/08/1998	8	3,20%	0,00542	6	2,40%	0,05935
30/10/1997 a 04/11/1998	8	3,20%	0,00542	6	2,40%	0,05935
02/02/1998 a 08/02/1999	9	3,60%	0,00138	5	2,00%	0,16185
08/05/1998 a 13/05/1999	8	3,20%	0,00542	5	2,00%	0,16185
07/08/1998 a 12/08/1999	5	2,00%	0,16185	5	2,00%	0,16185
09/11/1998 a 12/11/1999	2	0,80%	0,74193	3	1,20%	0,75799
11/02/1999 a 15/02/2000	2	0,80%	0,74193	4	1,60%	0,38048
18/05/1999 a 18/05/2000	4	1,60%	0,38048	3	1,20%	0,75799
17/08/1999 a 16/08/2000	5	2,00%	0,16185	3	1,20%	0,75799
18/11/1999 a 17/11/2000	7	2,80%	0,01905	3	1,20%	0,75799
18/02/2000 a 20/02/2001	8	3,20%	0,00542	2	0,80%	0,74193
23/05/2000 a 24/05/2001	8	3,20%	0,00542	5	2,00%	0,16185
21/08/2000 a 23/08/2001	8	3,20%	0,00542	7	2,80%	0,01905
22/11/2000 a 26/11/2001	7	2,80%	0,01905	8	3,20%	0,00542
23/02/2001 a 04/03/2002	5	2,00%	0,16185	8	3,20%	0,00542
29/05/2001 a 04/06/2002	4	1,60%	0,38048	5	2,00%	0,16185
19/10/1995 a 31/07/2002 (Amostra Completa)	41	2,45%	0,00000	35	2,09%	0,00009

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 sub-amostras de 250 dias úteis a cada três meses e para a amostra completa de 1.675 dias. O Comitê de Basileia sugere um limite máximo de 4 falhas para cada período de 250 dias úteis.

**TABELA 9: Avaliação da Estimativa de VaR Diário, Obtido
Com Base no Método Histórico**

Período	Carteira I			Carteira II		
	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor	Falhas	Proporção de Falhas	p - valor
19/10/1995 a 22/10/1996	0	0,00%	0,05935	1	0,40%	0,27807
22/01/1996 a 23/01/1997	0	0,00%	0,05935	1	0,40%	0,27807
26/04/1996 a 29/04/1997	0	0,00%	0,05935	1	0,40%	0,27807
26/07/1996 a 30/07/1997	4	1,60%	0,38048	5	2,00%	0,16185
24/10/1996 a 27/10/1997	9	3,60%	0,00138	8	3,20%	0,00542
28/01/1997 a 28/01/1998	11	4,40%	0,00007	9	3,60%	0,00138
05/05/1997 a 05/05/1998	11	4,40%	0,00007	8	3,20%	0,00542
04/08/1997 a 04/08/1998	7	2,80%	0,01905	4	1,60%	0,38048
30/10/1997 a 04/11/1998	4	1,60%	0,38048	4	1,60%	0,38048
02/02/1998 a 08/02/1999	3	1,20%	0,75799	4	1,60%	0,38048
08/05/1998 a 13/05/1999	3	1,20%	0,75799	4	1,60%	0,38048
07/08/1998 a 12/08/1999	3	1,20%	0,75799	4	1,60%	0,38048
09/11/1998 a 12/11/1999	1	0,40%	0,27807	1	0,40%	0,27807
11/02/1999 a 15/02/2000	1	0,40%	0,27807	1	0,40%	0,27807
18/05/1999 a 18/05/2000	3	1,20%	0,75799	2	0,80%	0,74193
17/08/1999 a 16/08/2000	3	1,20%	0,75799	2	0,80%	0,74193
18/11/1999 a 17/11/2000	3	1,20%	0,75799	2	0,80%	0,74193
18/02/2000 a 20/02/2001	3	1,20%	0,75799	1	0,40%	0,27807
23/05/2000 a 24/05/2001	2	0,80%	0,74193	2	0,80%	0,74193
21/08/2000 a 23/08/2001	2	0,80%	0,74193	3	1,20%	0,75799
22/11/2000 a 26/11/2001	4	1,60%	0,38048	5	2,00%	0,16185
23/02/2001 a 04/03/2002	3	1,20%	0,75799	6	2,40%	0,05935
29/05/2001 a 04/06/2002	2	0,80%	0,74193	5	2,00%	0,16185
19/10/1995 a 31/07/2002 (Amostra Completa)	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 sub-amostras de 250 dias úteis a cada três meses e para a amostra completa de 1.675 dias. O Comitê de Basileia sugere um limite máximo de 4 falhas para cada período de 250 dias úteis.

TABELA 10: Resumo dos Resultados do Teste Kupiec para os Métodos Diagonal, Baseado em Alisamento Exponencial e Histórico - Amostra Completa.

Métodos		Carteira I			Carteira II		
		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.

TABELA 11: Avaliação das Falhas para a Exigência de Capital (EC) para os Métodos Padrão, Diagonal, de Alisamento Exponencial e Histórico para a Carteira I.

Métodos		Falhas	Diferenças entre o EC e as Perdas Superiores à EC (%)			Diferenças entre o EC e as Perdas Inferiores à EC (%)			
			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%	

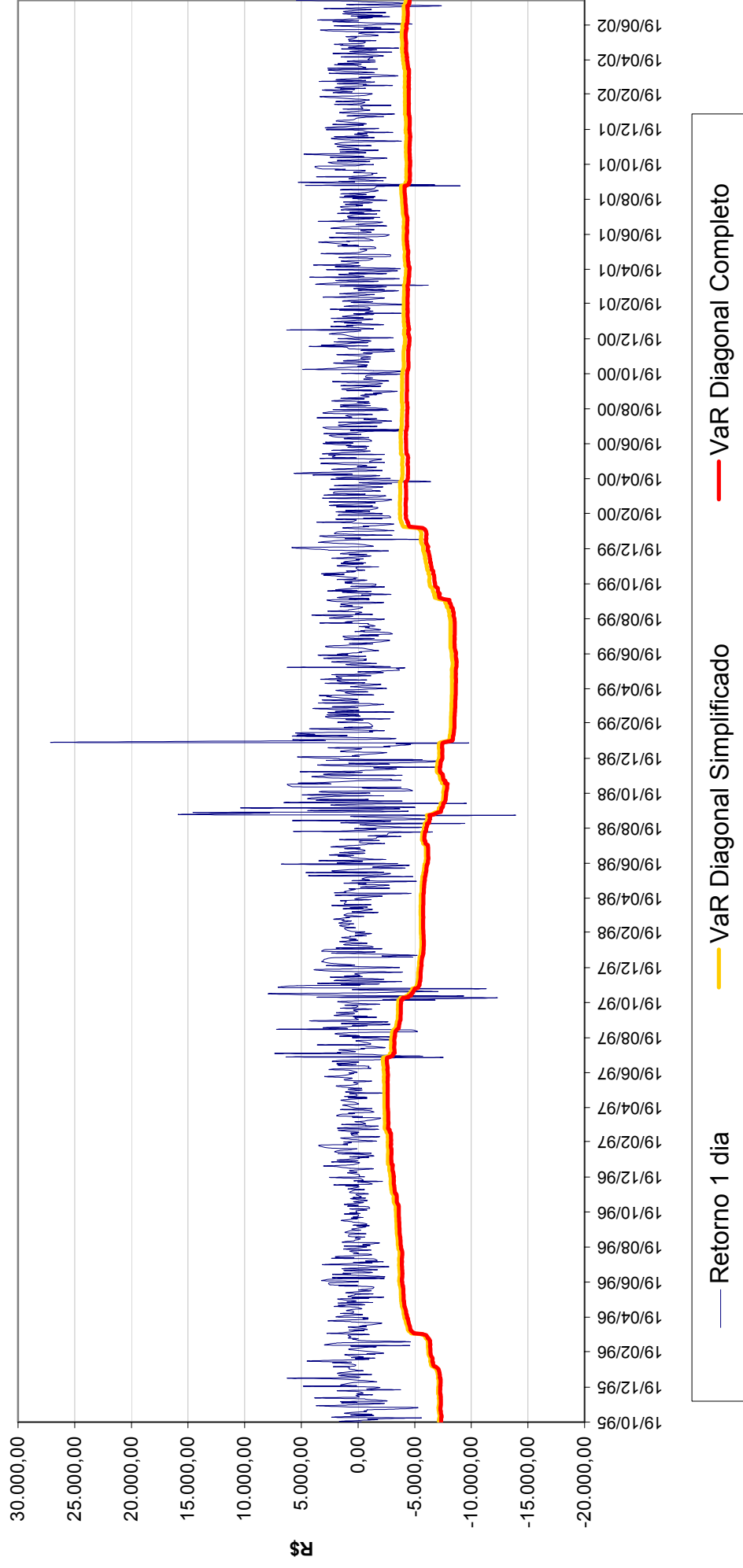
Obs.: As diferenças entre a EC e as perdas é calculada como percentual do montante de R\$ 100.000,00 da carteira I.

TABELA 12: Avaliação das Falhas para a Exigência de Capital (EC) para os Métodos Padrão, Diagonal, de Alisamento Exponencial e Histórico para a Carteira II.

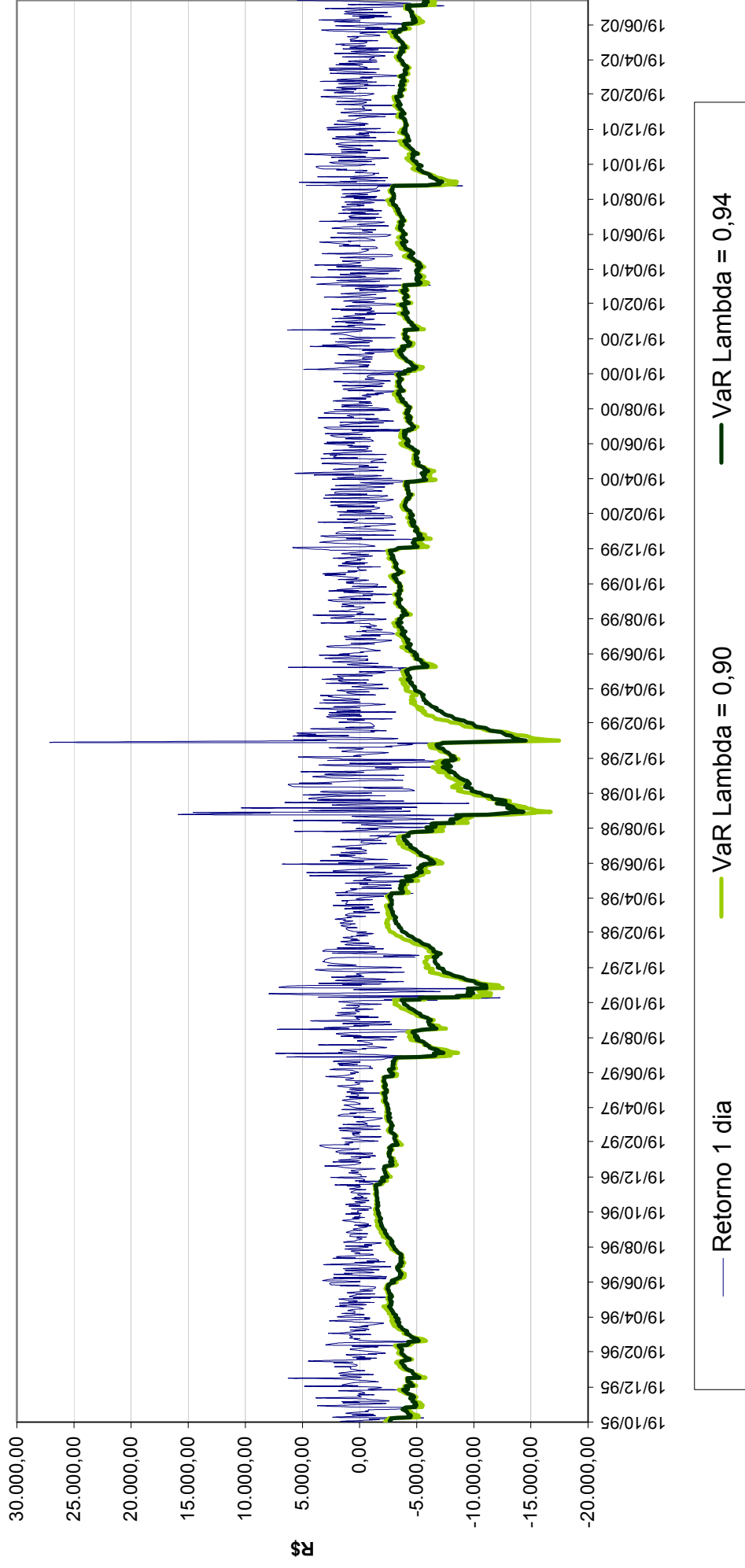
Métodos			Falhas	Diferenças entre o EC e as Perdas Superiores à EC (%)			Diferenças entre o EC e as Perdas Inferiores à EC (%)		
				Média	Mínimo	Máximo	Média	Mínimo	Máximo
Padrão	EC = 8%	0	0,00%	0,00%	0,00%	37,64%	2,44%	47,97%	
	EC = 12%	0	0,00%	0,00%	0,00%	61,64%	26,44%	71,97%	
	EC = 15%	0	0,00%	0,00%	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.: As diferenças entre a EC e as perdas é calculada como percentual do montante de R\$ 20.000,00 da carteira II.

**Gráfico 1 - Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR
Calculadas pelo Método Diagonal (Simplificado e Completo)
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00)**



**Gráfico 2 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR
Calculadas pelo Método de Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,90$ e $\lambda = 0,94$)
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).**



**Gráfico 3 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR
Calculadas pelo Método Histórico
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).**

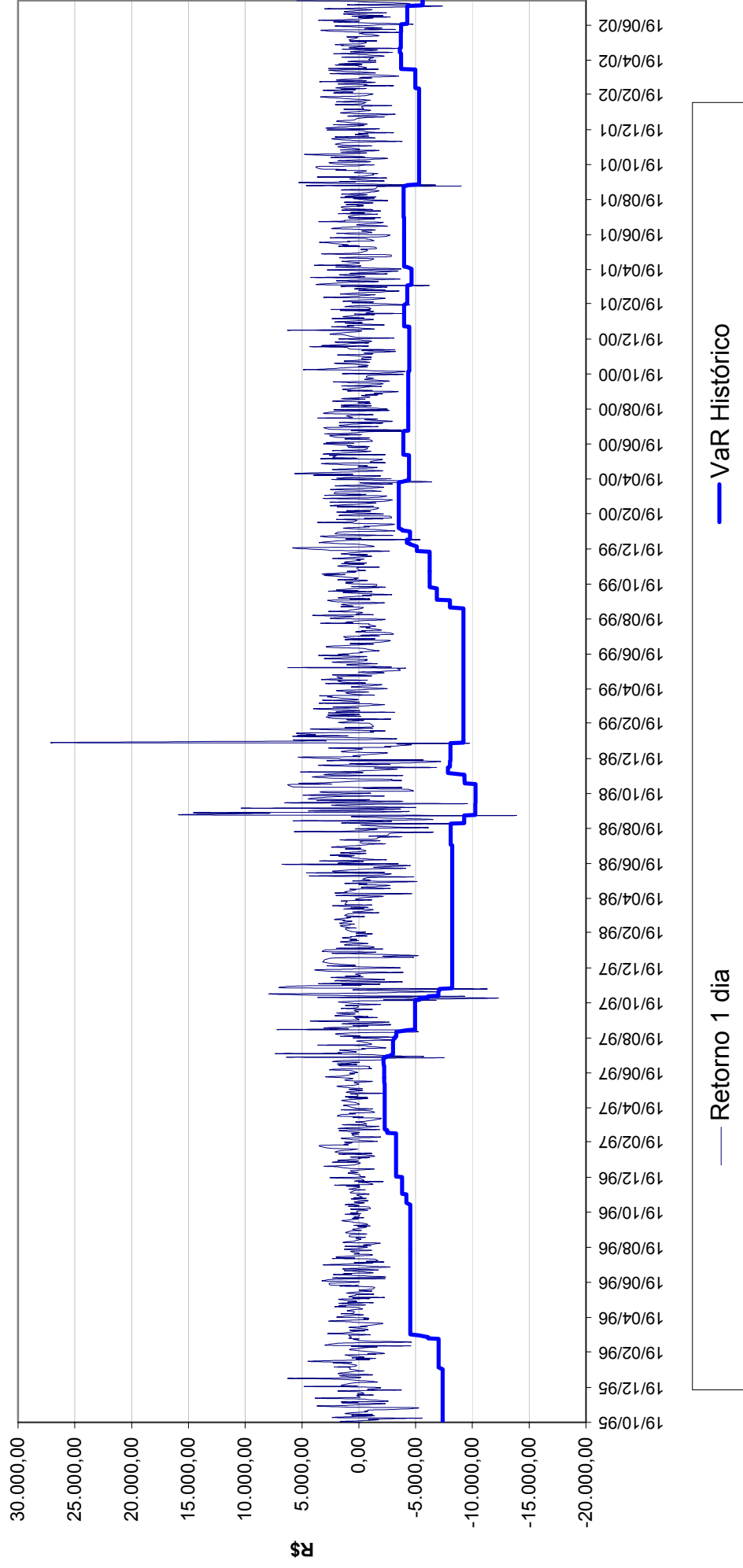


Gráfico 4 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR Calculadas pelo Método Diagonal (Completo), Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).

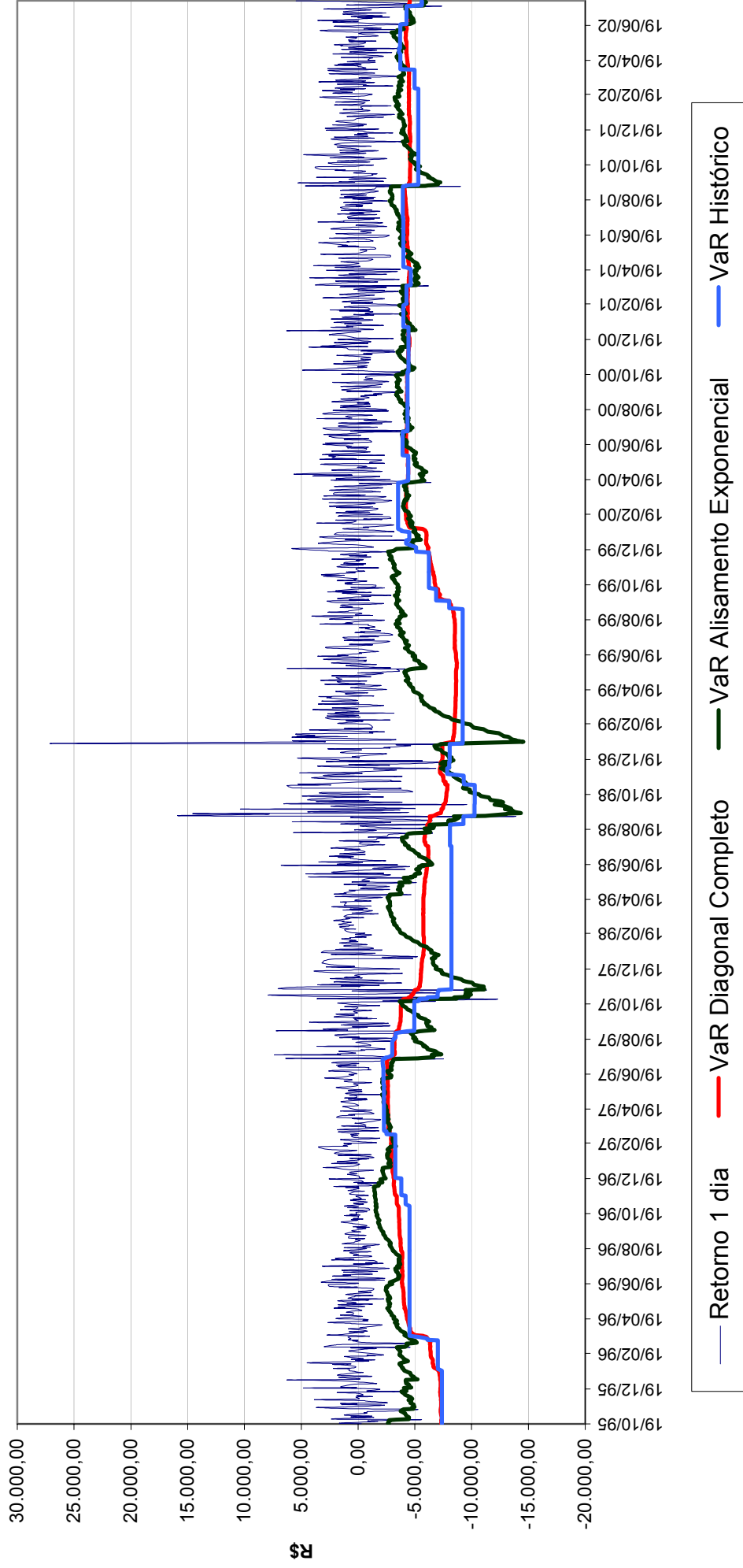
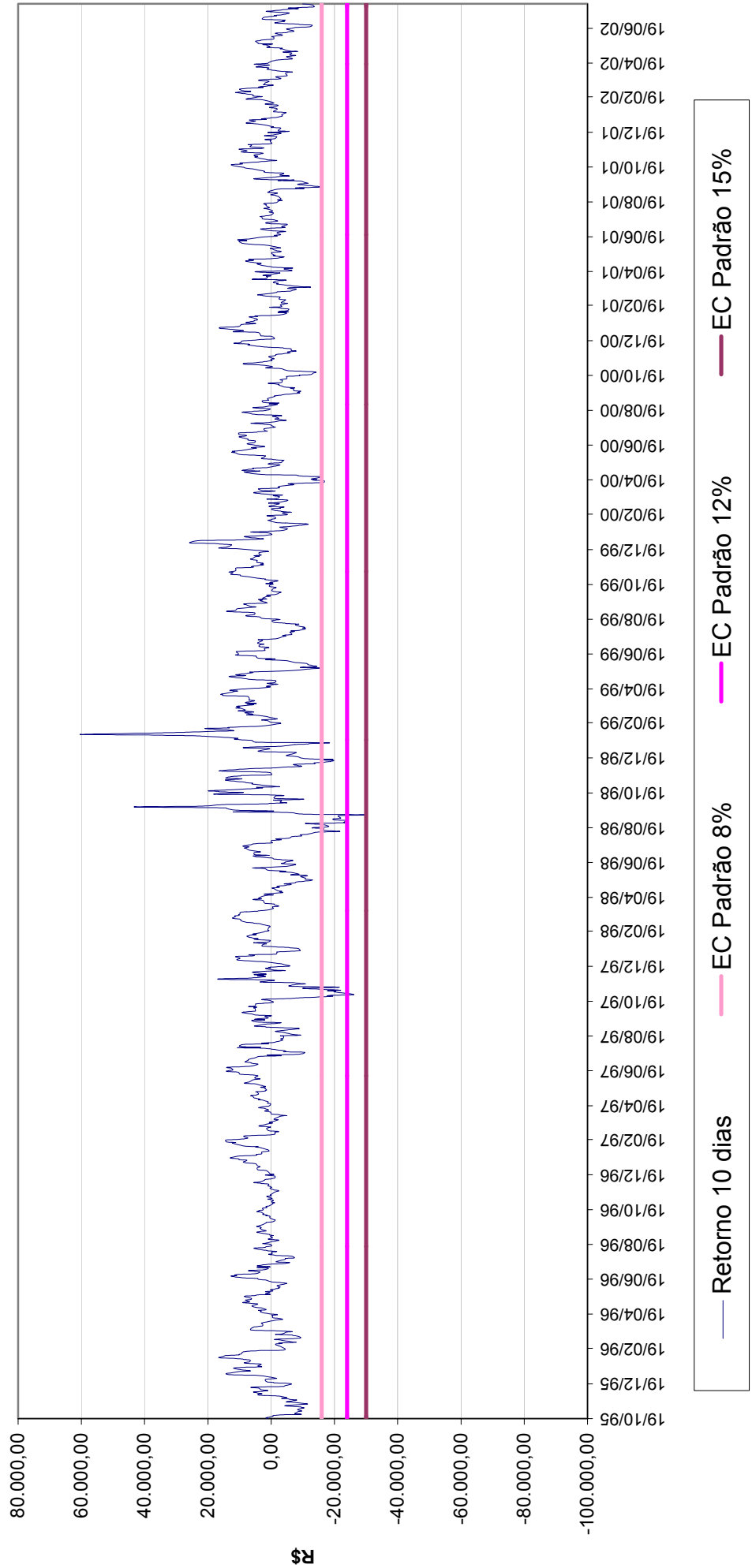
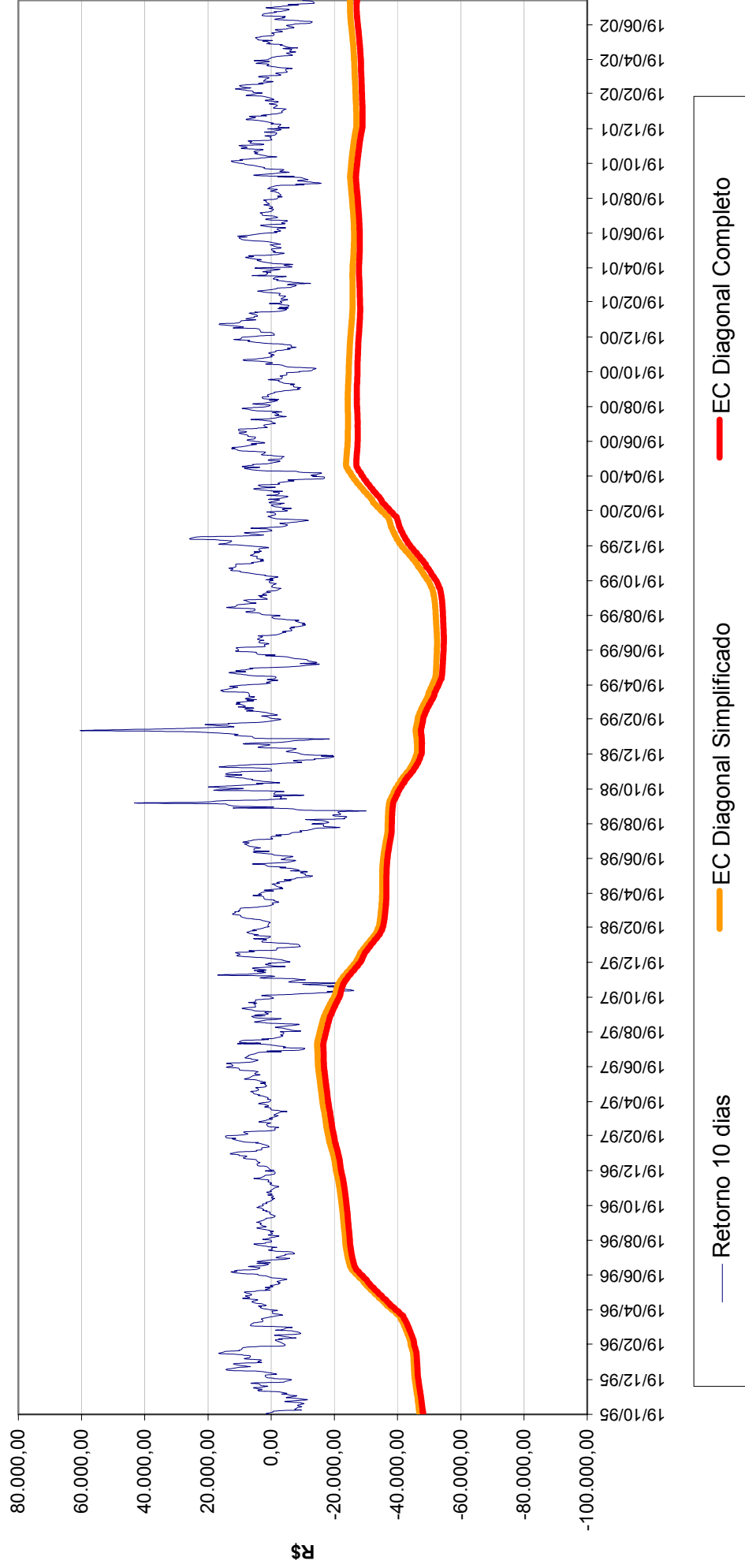


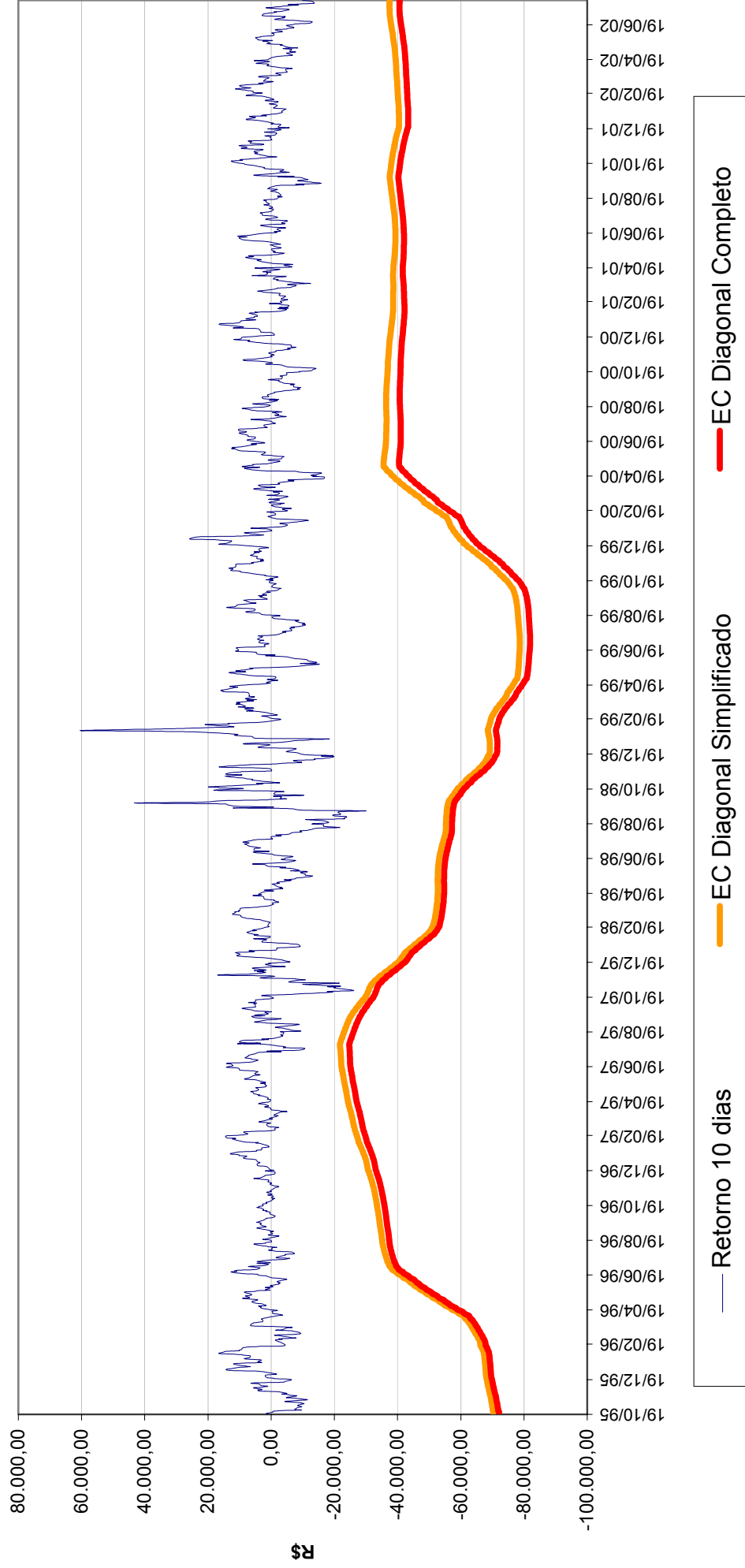
Gráfico 5 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC Calculadas pelo Método Padrão (8%, 12%, 15% para Cada Risco) para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).



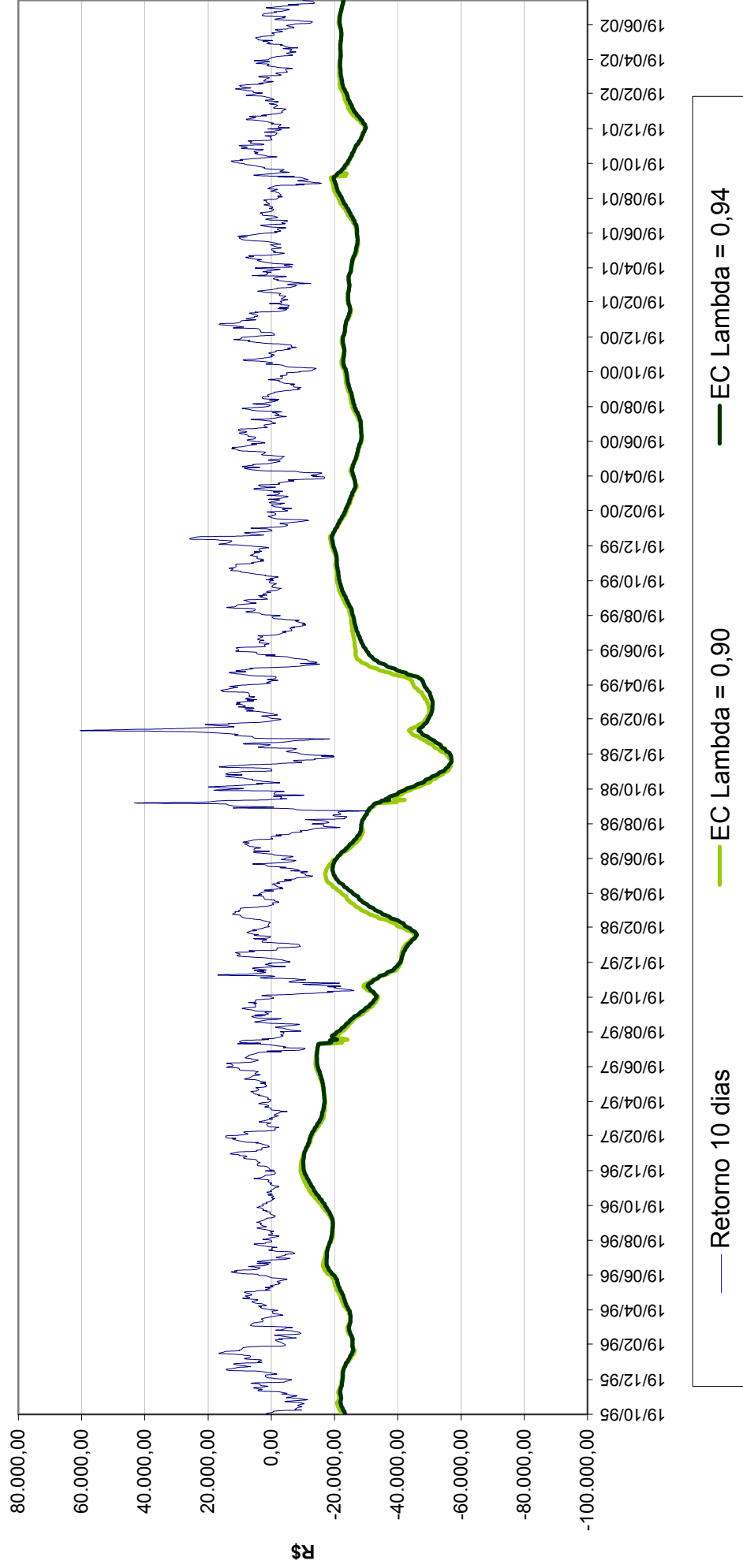
**Gráfico 6 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com M=2,
Calculadas pelo Método Diagonal (Simplificado e Completo)
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).**



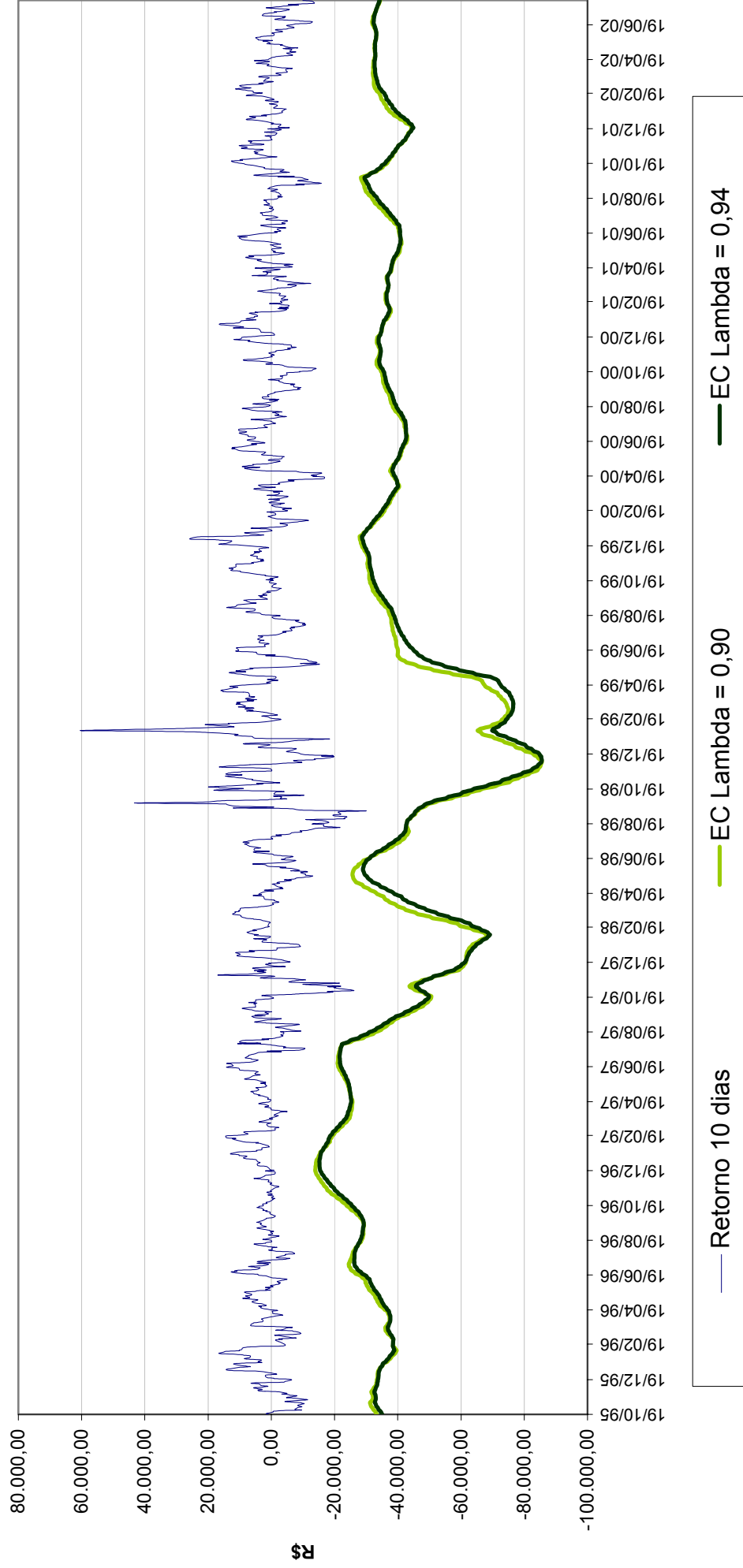
**Gráfico 7 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com M=3,
Calculadas pelo Método Diagonal (Simplificado e Completo)
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).**



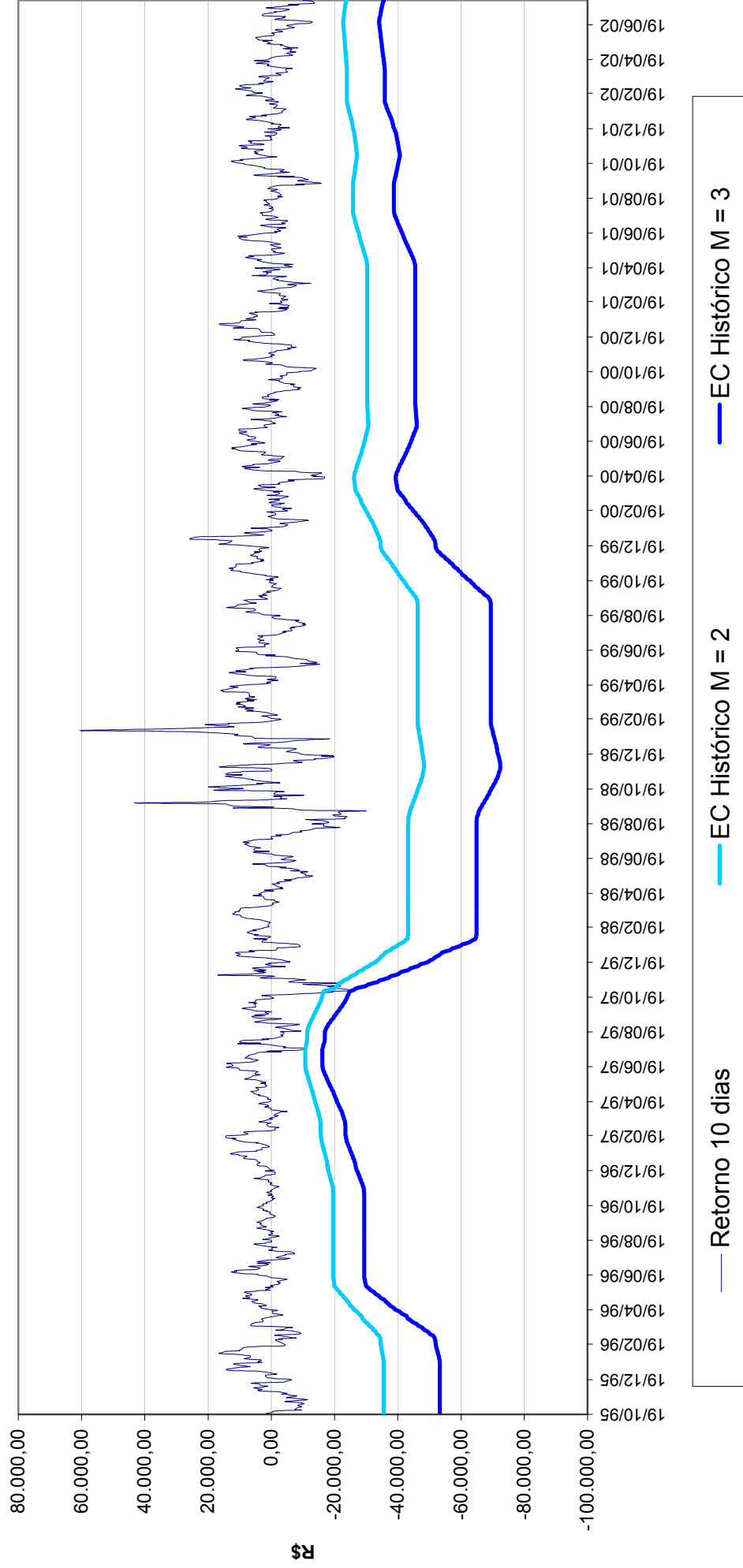
**Gráfico 8 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com $M=2$,
Calculadas pelo Método Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,90$ e $\lambda = 0,94$)
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).**



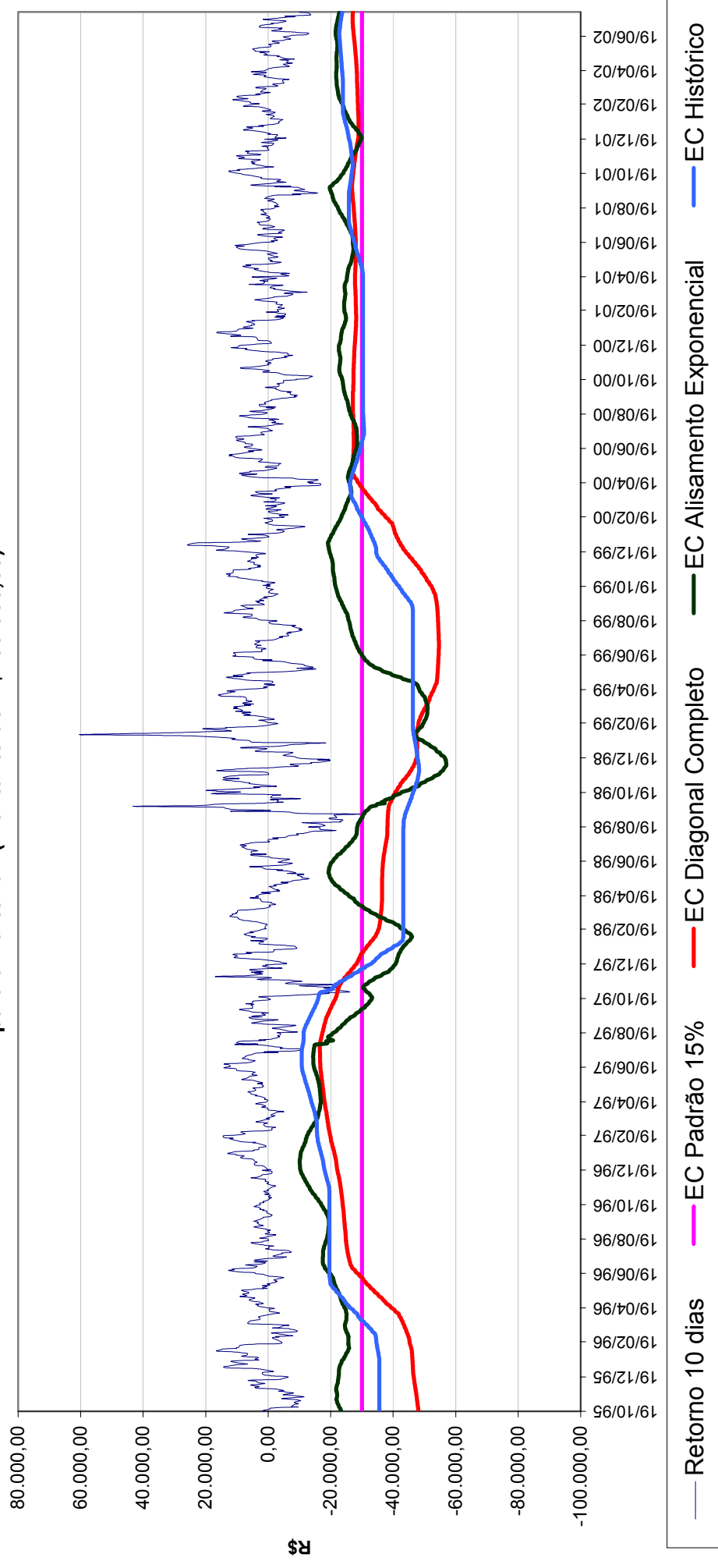
**Gráfico 9 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com $M=3$,
Calculadas pelo Método Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,90$ e $\lambda = 0,94$)
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).**



**Gráfico 10 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com M=2 e M=3,
Calculadas pelo Método Histórico
para a Carteira I (Montante de R\$100.000,00).**



**Gráfico 11 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com M=2,
 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)**



**Gráfico 12 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, M=3,
 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)**

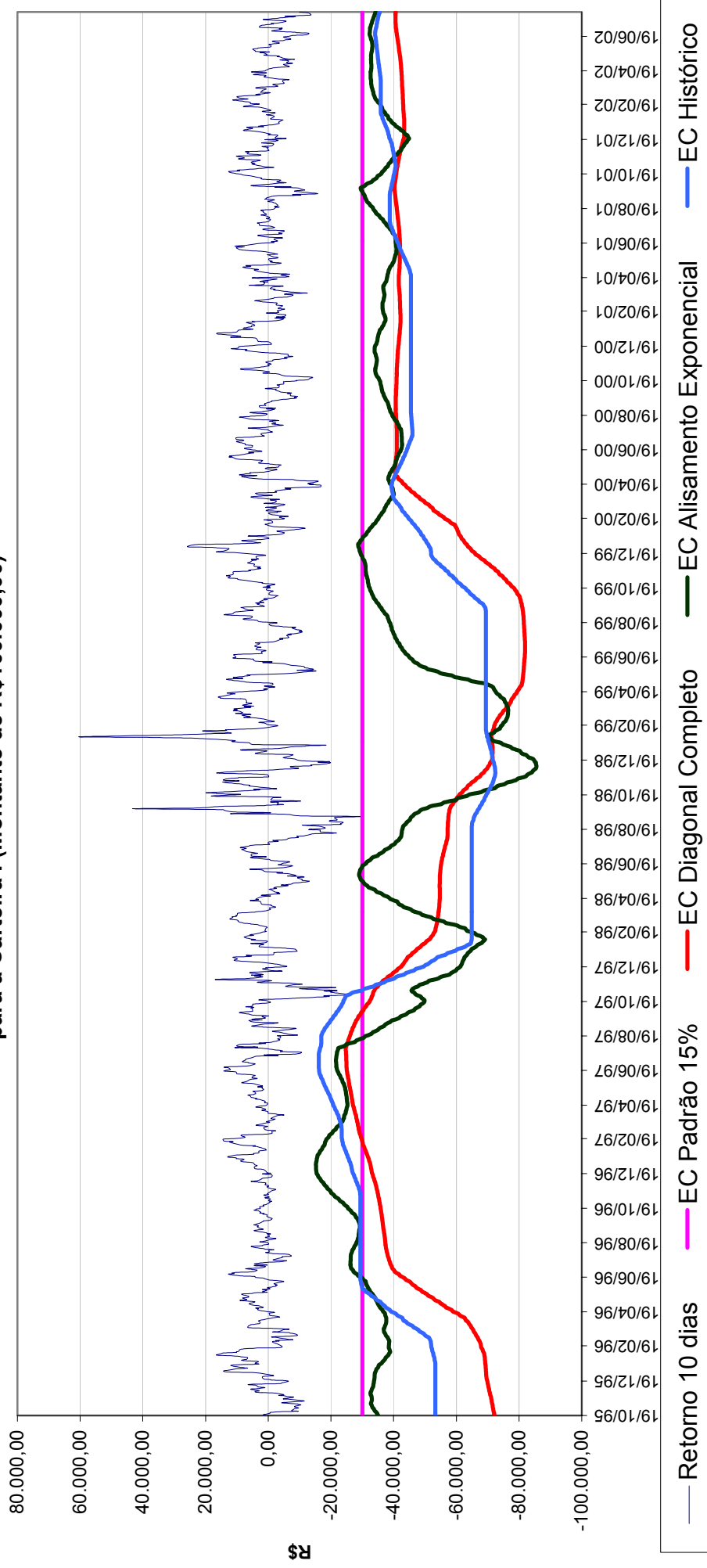


Gráfico 13 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR Calculadas pelo Método Diagonal (Simplificado e Completo) para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).

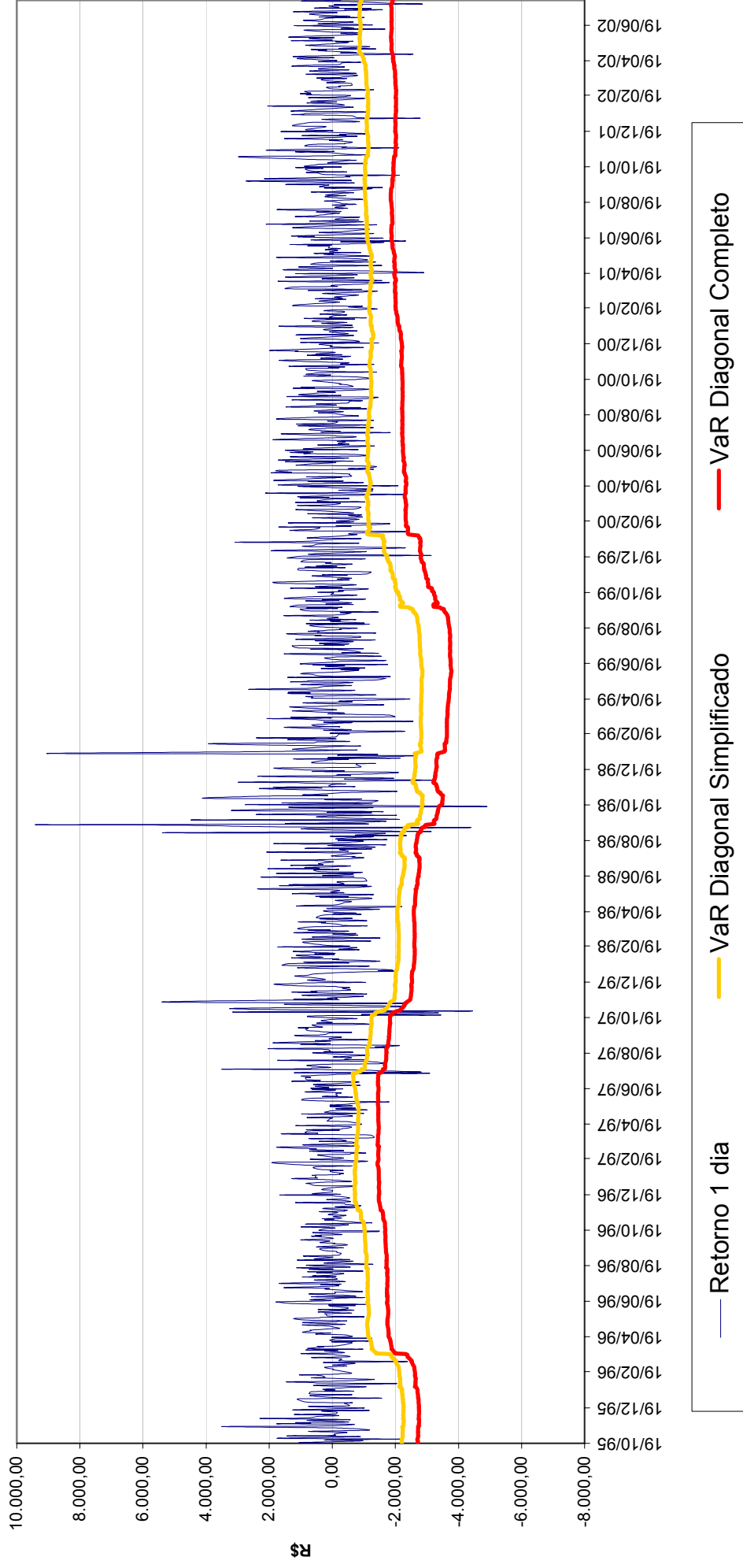
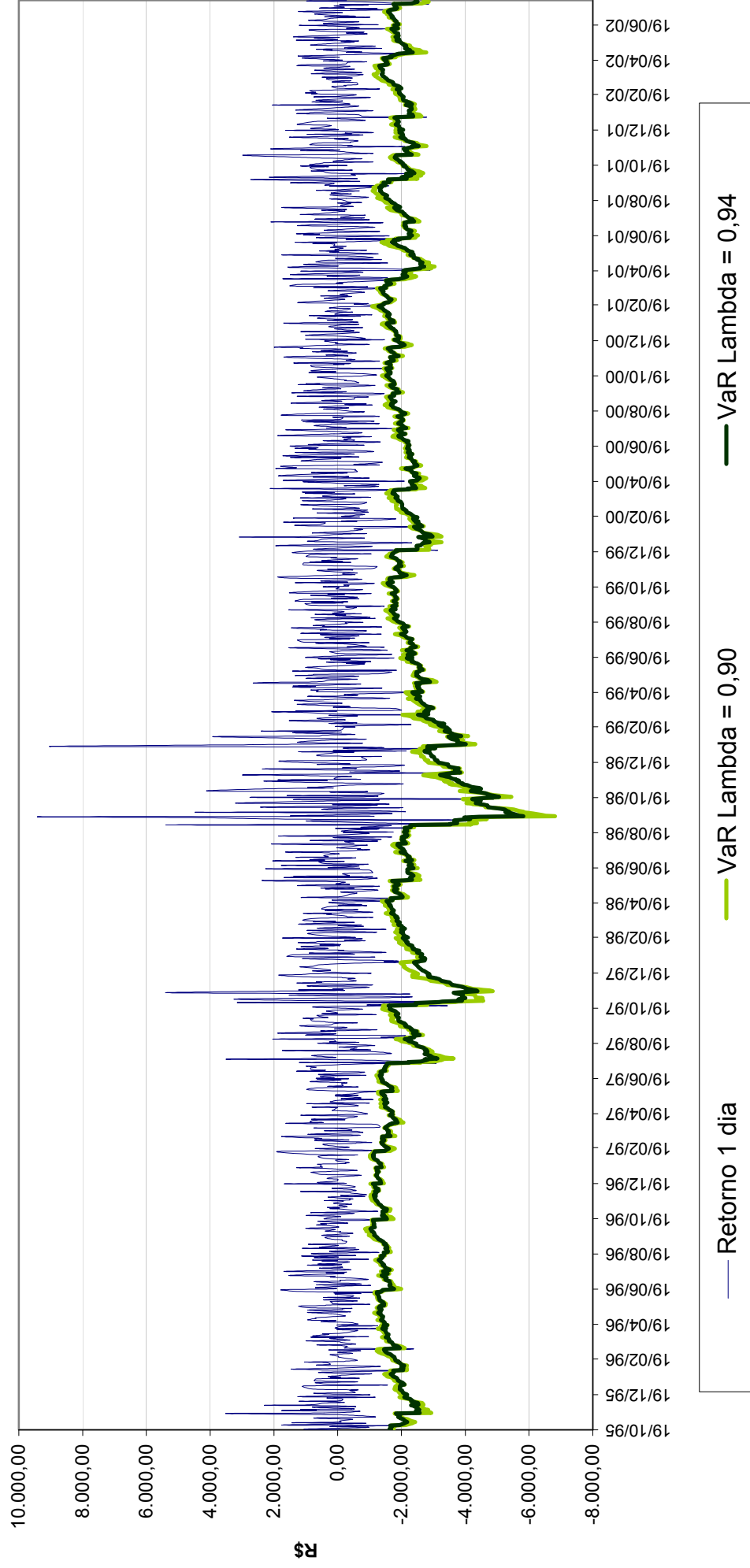


Gráfico 14 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR Calculadas pelo Método de Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,90$ e $\lambda = 0,94$) para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).



**Gráfico 15 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR
Calculadas pelo Método Histórico
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).**

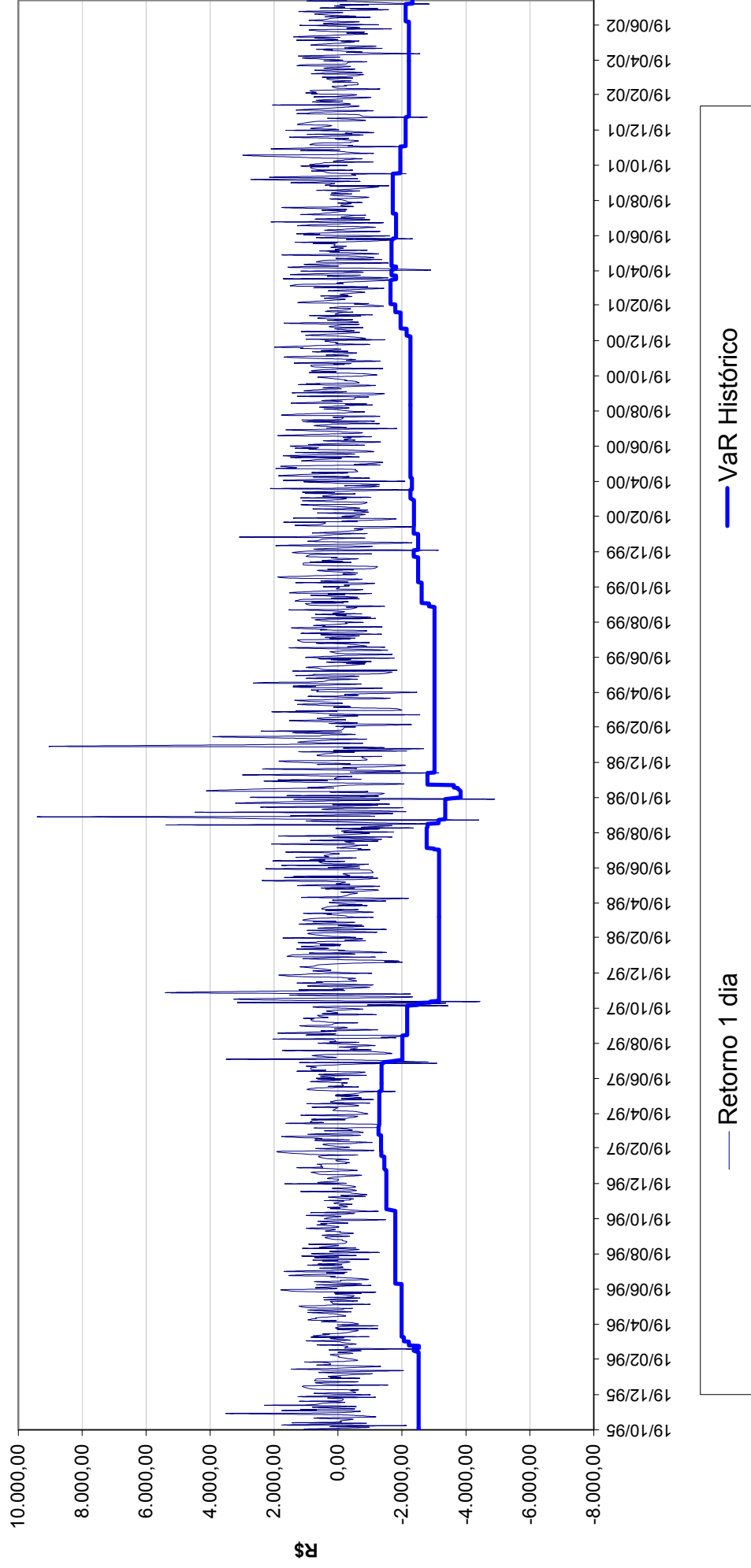


Gráfico 16 – Retornos Efetivos Diários e Estimativas de VaR Calculadas pelo Método Diagonal (Completo), Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).

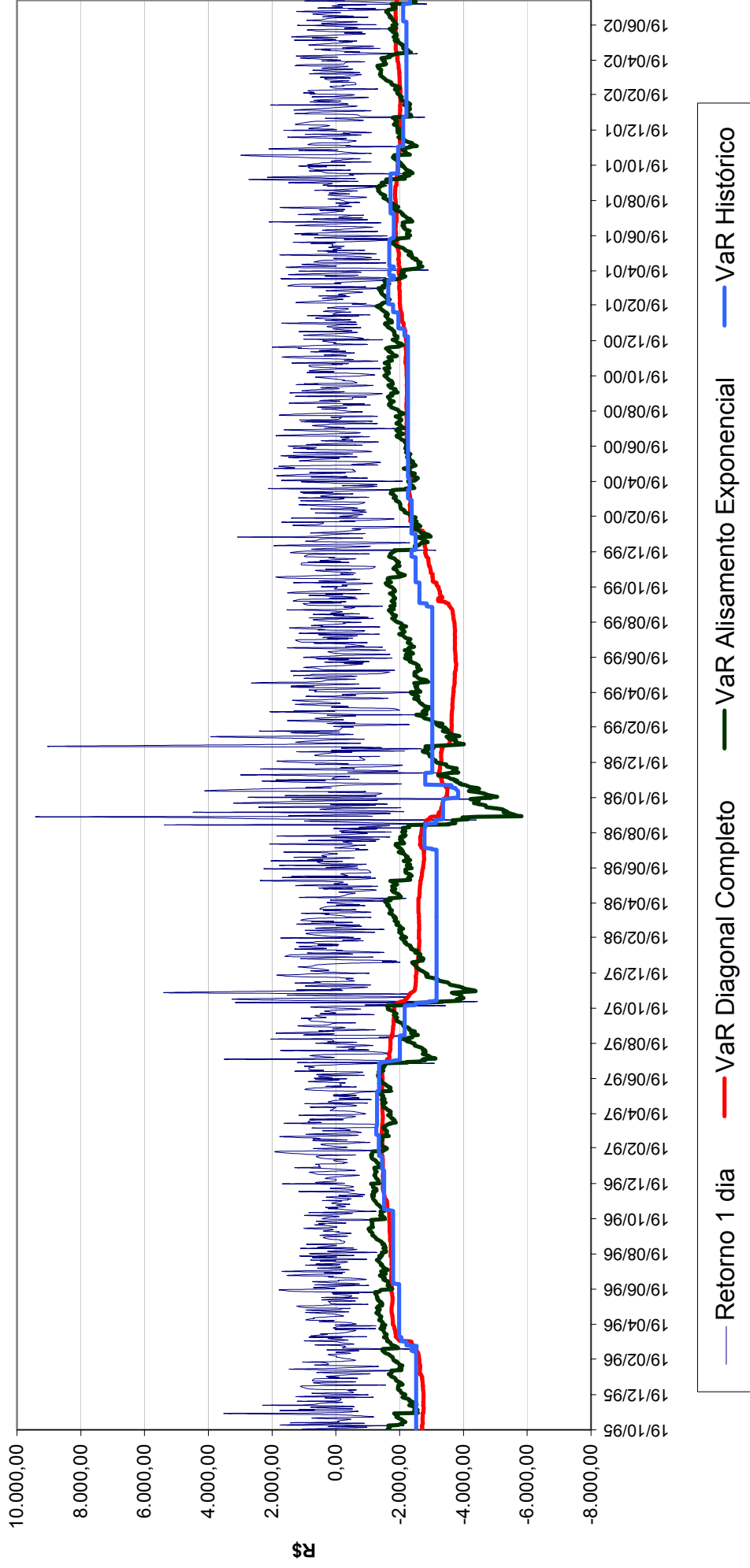
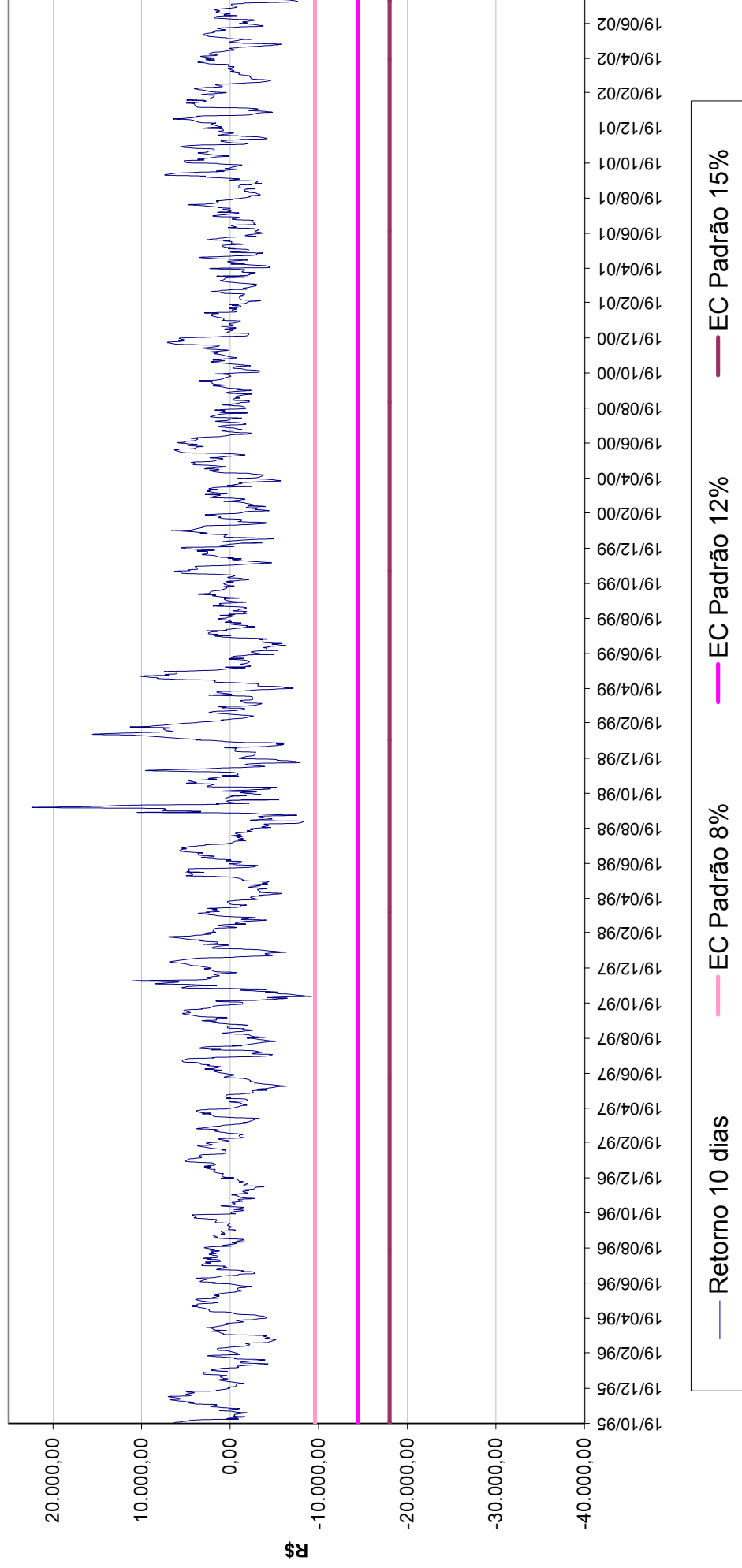
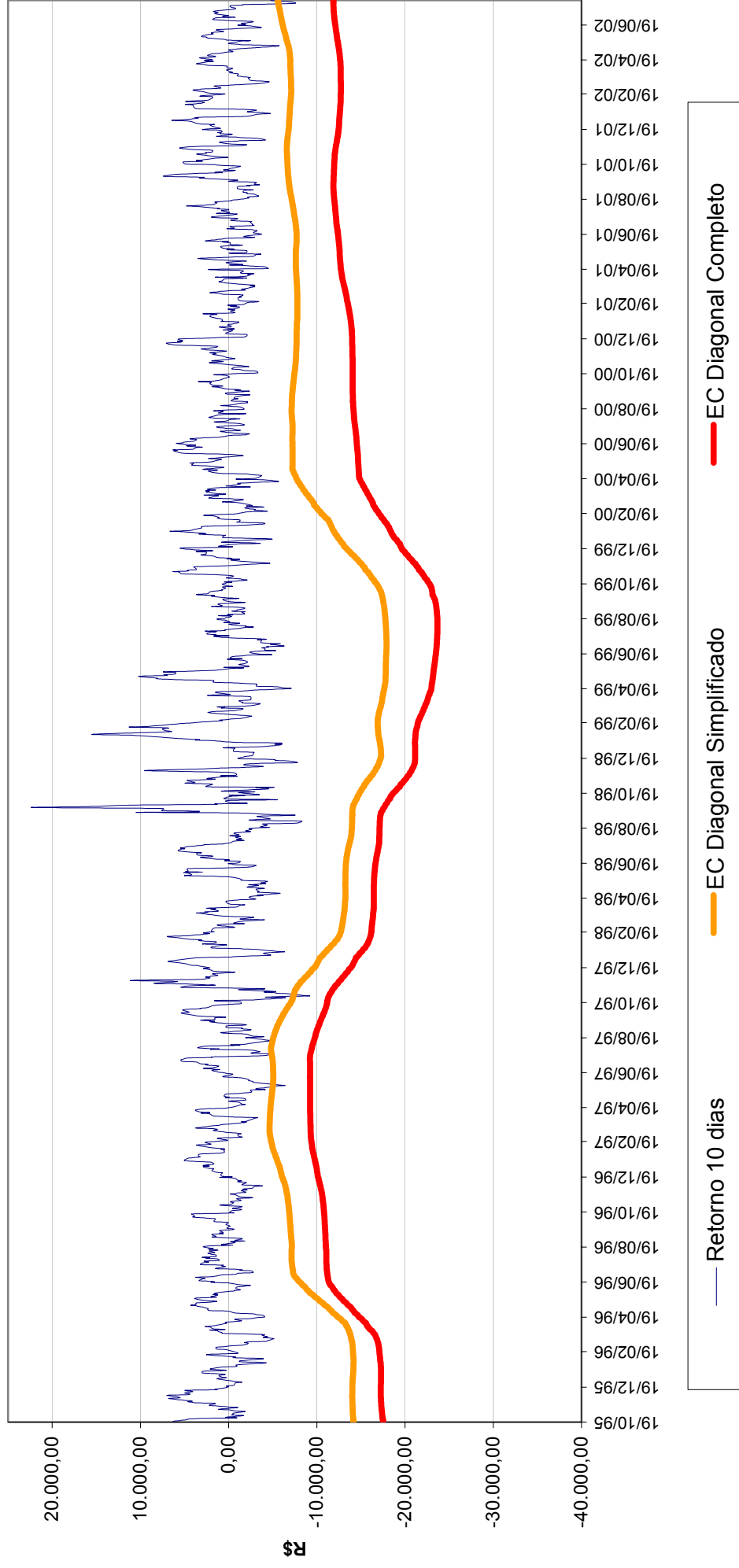


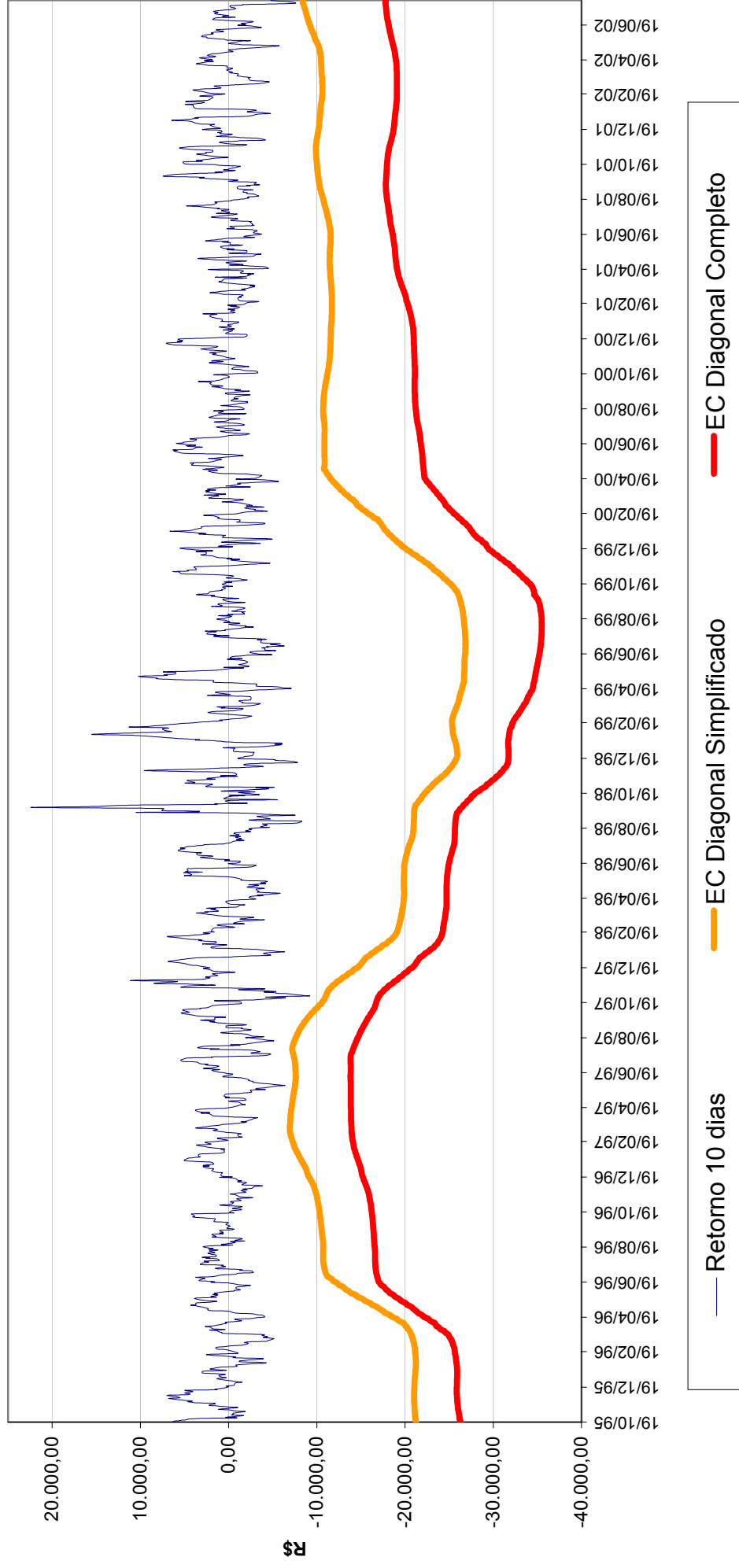
Gráfico 17 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC Calculadas pelo Método Padrão (8%, 12%, 15% para Cada Risco) para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).



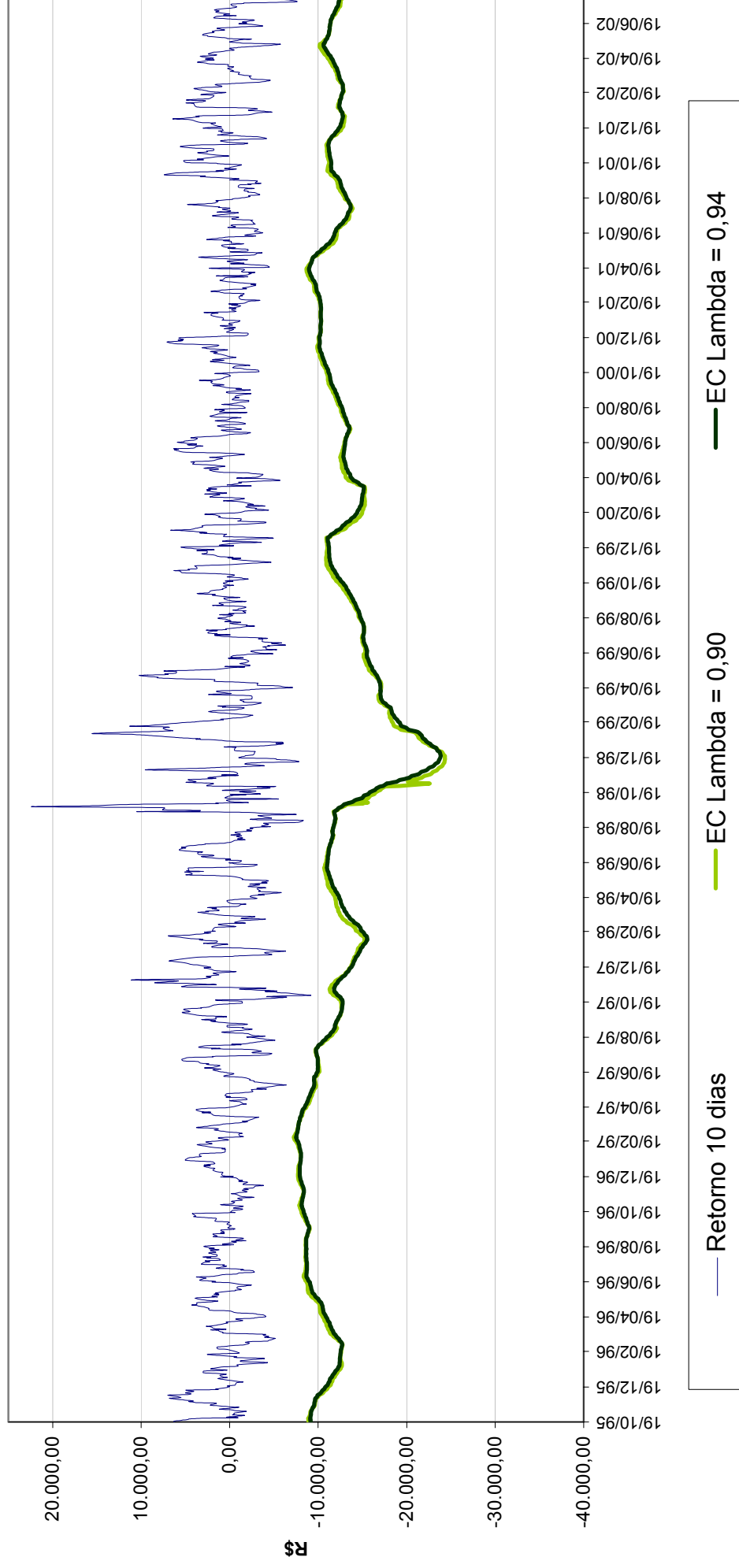
**Gráfico 18 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, para $M = 2$,
Calculadas pelo Método Diagonal (Simplificado e Completo)
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).**



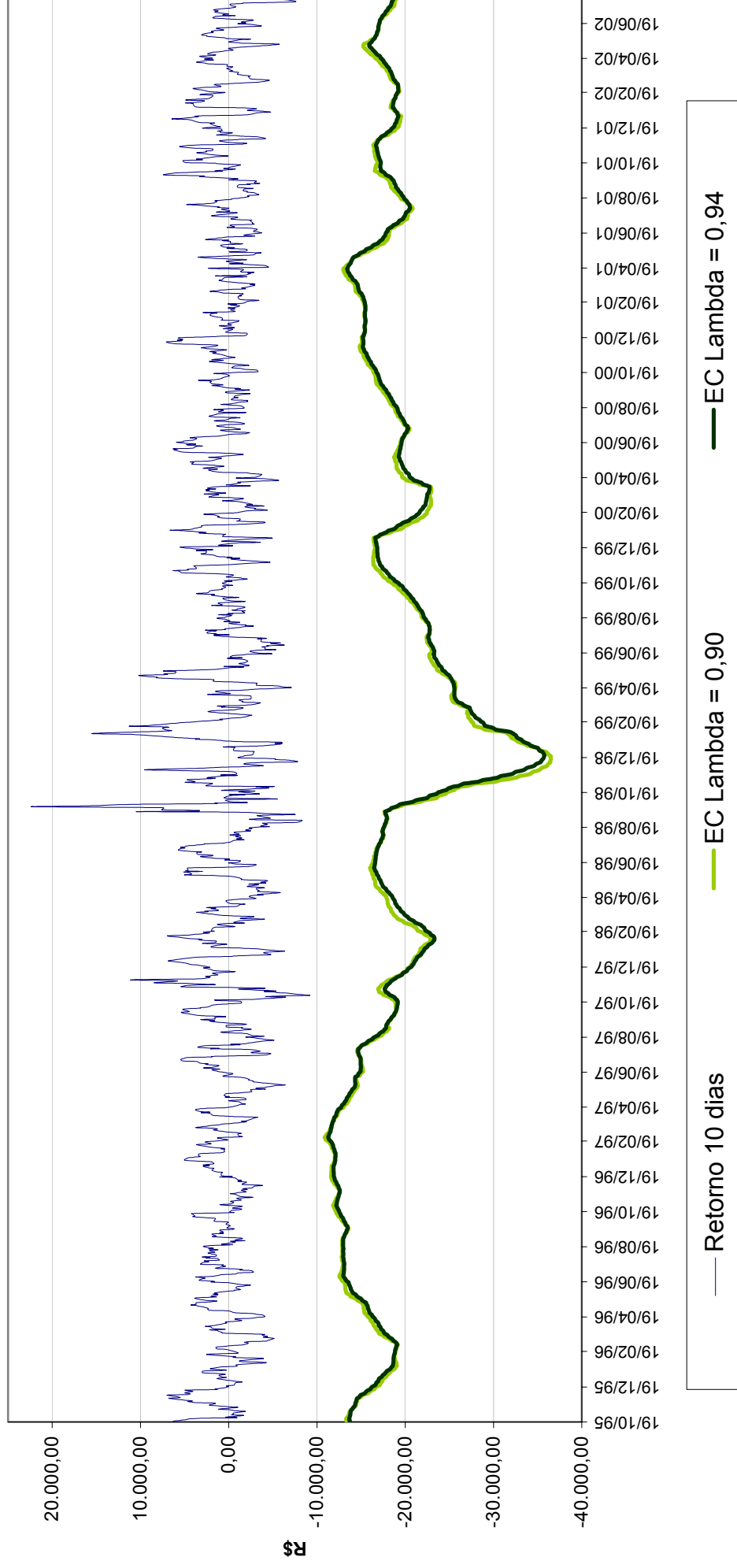
**Gráfico 19 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, para $M = 3$,
Calculadas pelo Método Diagonal (Simplificado e Completo)
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).**



**Gráfico 20 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, para $M = 2$,
Calculadas pelo Método Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,90$ e $\lambda = 0,94$)
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).**



**Gráfico 21 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, para $M = 3$,
Calculadas pelo Método Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,90$ e $\lambda = 0,94$)
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).**



**Gráfico 22 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, para M = 2 e M = 3,
Calculadas pelo Método Histórico
para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).**

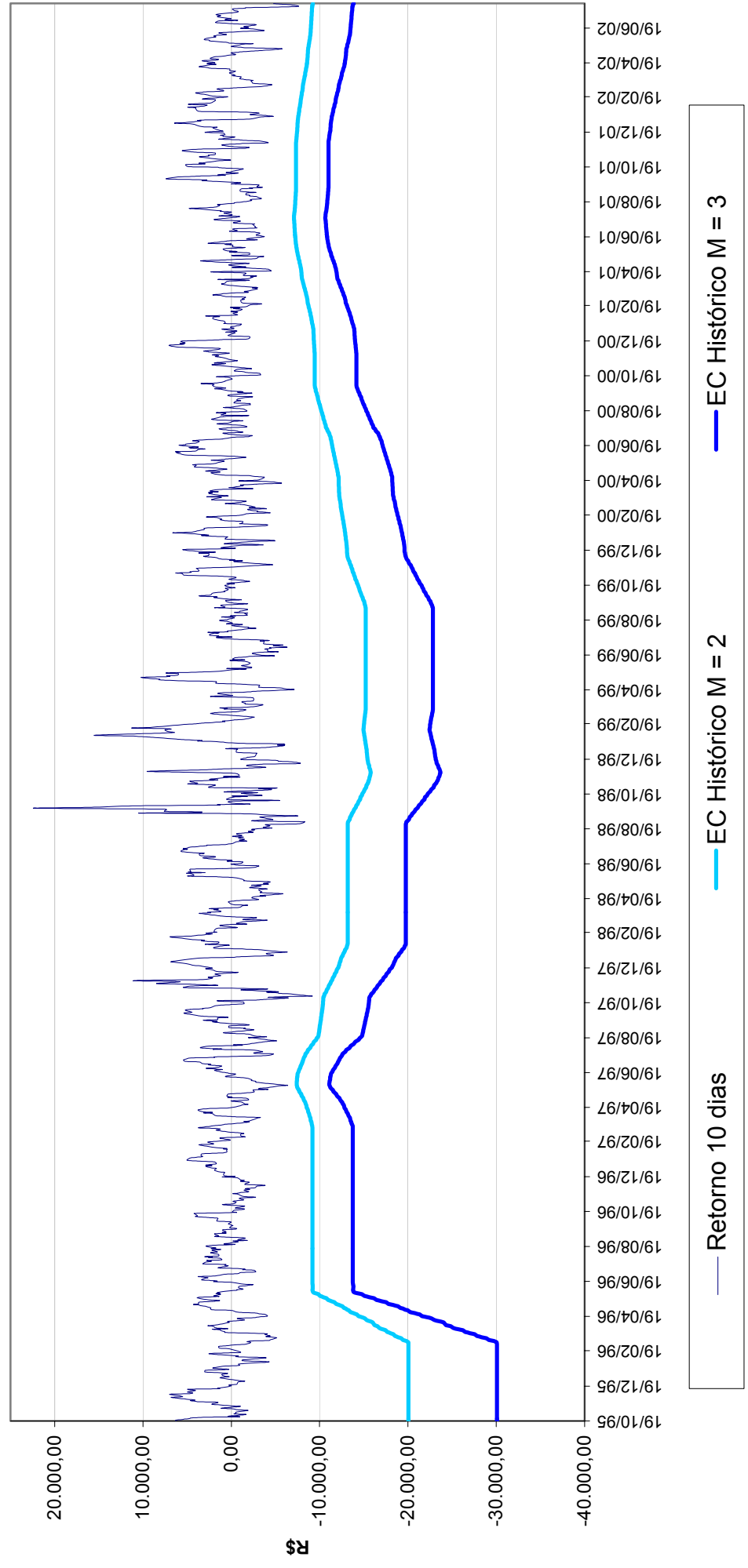


Gráfico 23 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com M=2, Calculadas pelo Método Padrão (15% para Cada Risco), Método Diagonal (Completo), Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).

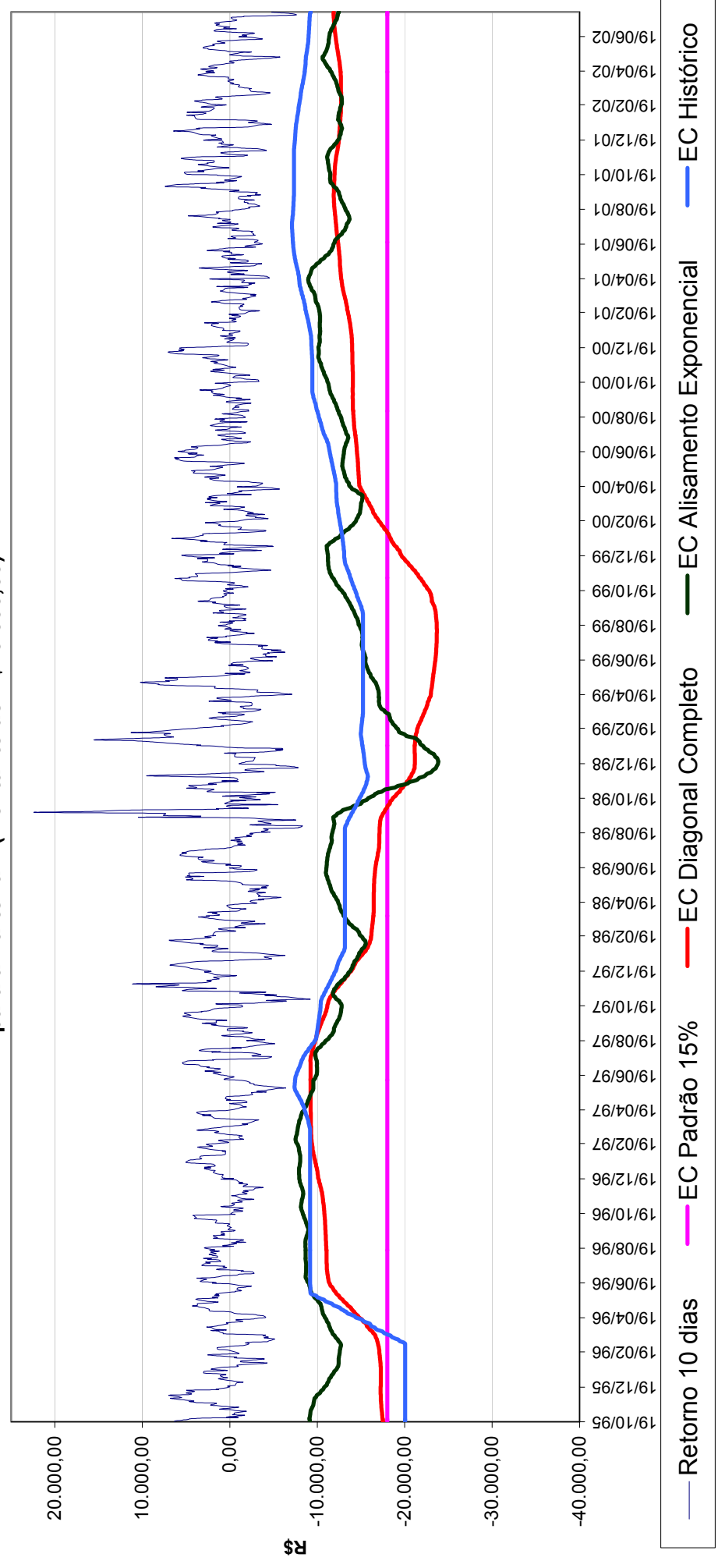
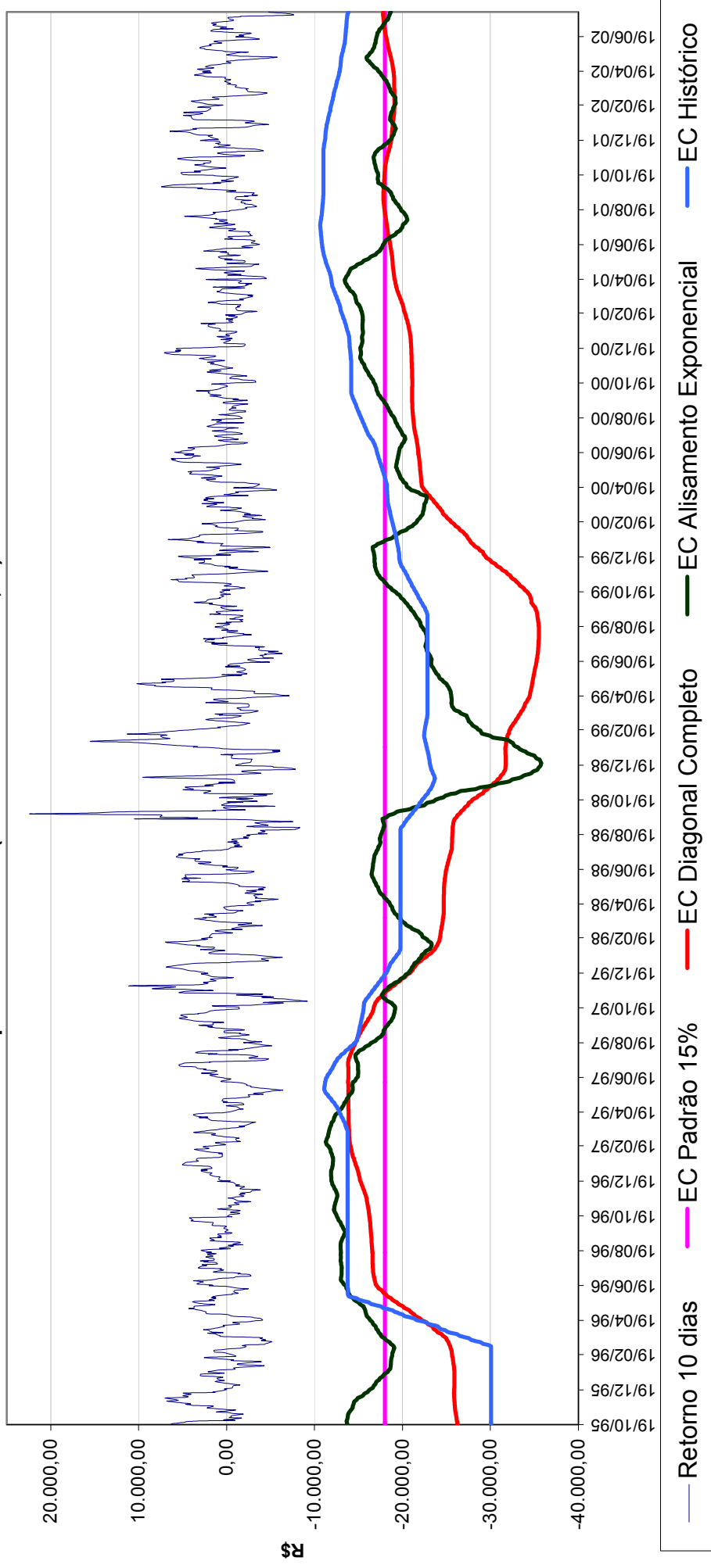


Gráfico 24 – Retornos Efetivos de Dez Dias Úteis e Estimativas de EC, com M=3, Calculadas pelo Método Padrão (15% para Cada Risco), Método Diagonal (Completo), Alisamento Exponencial ($\lambda = 0,94$) e Histórico para a Carteira II (Montante de R\$20.000,00).



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 e 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 e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo e Marta Baltar J. Moreira</i> | Jul/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Set/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Set/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
<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 e 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** Mar/2001
Marcio Magalhães Janot
- 14 Evaluating Core Inflation Measures for Brazil** Mar/2001
Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo
- 15 Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?** Mar/2001
Sandro Canesso de Andrade e Benjamin Miranda Tabak
- 16 Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA** Mar/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework** Jul/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- 17 Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma Abordagem de Função de Produção** Abr/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- Estimating Brazilian Potential Output: A Production Function Approach** Ago/2002
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 18 A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Abr/2001
Paulo Springer de Freitas e Marcelo Kfoury Muinhos
- 19 Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model** Maio/2001
Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas e Fabio Araújo
- 20 Credit Channel without the LM Curve** Maio/2001
Victorio Y. T. Chu e Márcio I. Nakane
- 21 Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência** Jun/2001
Pedro H. Albuquerque
- 22 Decentralized Portfolio Management** Jun/2001
Paulo Coutinho e Benjamin Miranda Tabak
- 23 Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira** Jul/2001
Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane
- 24 Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality** Ago/2001
Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn e Alexandre Antonio Tombini
- 25 Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Ago/2001
Pedro Fachada
- 26 Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the case of Brazil** Ago/2001
Marcelo Kfoury Muinhos

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

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

- | | | |
|-----------|---|----------|
| 60 | Delegated Portfolio Management
<i>Paulo Coutinho e Benjamin Miranda Tabak</i> | Dez/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 e Benjamin Miranda Tabak</i> | Fev/2003 |
| 64 | Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy
<i>Marcelo Kfoury Muinhos e 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 |