

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Obtidas as séries de VaRs estimados por métodos paramétricos e não paramétricos e a série de retorno de mercado, neste capítulo são mostrados os resultados que permitem responder à questão central do estudo, que é saber se no mercado brasileiro existe relação intertemporal entre os retornos e o *value at risk*. A princípio deveriam ser utilizadas regressões lineares em que a variável dependente fosse o retorno esperado para o mês seguinte ($E_t[R_{t+1}]$) e as variáveis explicativas fossem o VaR condicional ($E[VaR_{t+1}]$), o retorno no mês corrente (R_t) e duas variáveis dummies (para os meses de set/1997 e jul/1998):

$$E_t(R_{t+1}) = \omega + \beta E(VaR_{t+1}) + \lambda R_t + \gamma \text{Dummies} + u_t \quad (20)$$

onde β é o coeficiente do VaR condicional e se espera que apresente valores positivos. Todavia, como já comentado no capítulo 3, tanto o VaR paramétrico quanto o não paramétrico apresentam séries temporais em que o valor da variável na data anterior “t-1” responde pela maior parte do valor dela na data corrente “t”, ou seja, as séries temporais dos VaRs são autorregressivas. A escolha foi então por usar o VaR_t como uma aproximação do VaR condicional nas regressões. Adicionalmente, o retorno em excesso do mês seguinte (R_{t+1}) substitui o retorno condicional como variável dependente. Assim a equação 20 se modifica para:

$$R_{t+1} = \omega + \beta VaR_t + \lambda R_t + \gamma \text{Dummies} + u_t \quad (21)$$

Antes da inclusão das dummies, foram analisados os resíduos de regressões preliminares para verificar a estabilidade dos parâmetros. Os resíduos das regressões utilizando-se os VaRs paramétrico e não paramétrico estimados no intervalo de três meses mostraram parecer haver quebra da estabilidade dos

parâmetros em setembro de 1997 e julho de 1998³ (vide gráficos 1 e 2). O mesmo padrão visual se repete com a utilização dos VaRs estimados para os demais intervalos (anexos 1 e 2). Os dois meses apontados como pontos de ruptura são os em que houve as maiores perdas no Ibovespa entre junho de 1994 e junho de 2012, causadas pelas crises econômico-financeiras no sudeste asiático (set/1997, perdas de 39% no mês) e na Rússia (jul/1998, perdas de 49% no mês).

Gráfico 2 - Resíduos da regressão executada utilizando-se o VaR não paramétrico estimado com três meses de dados

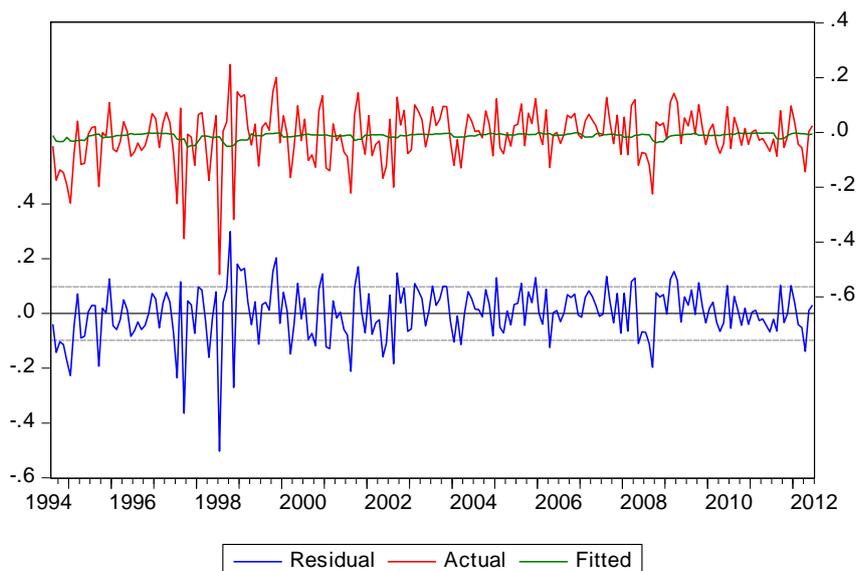
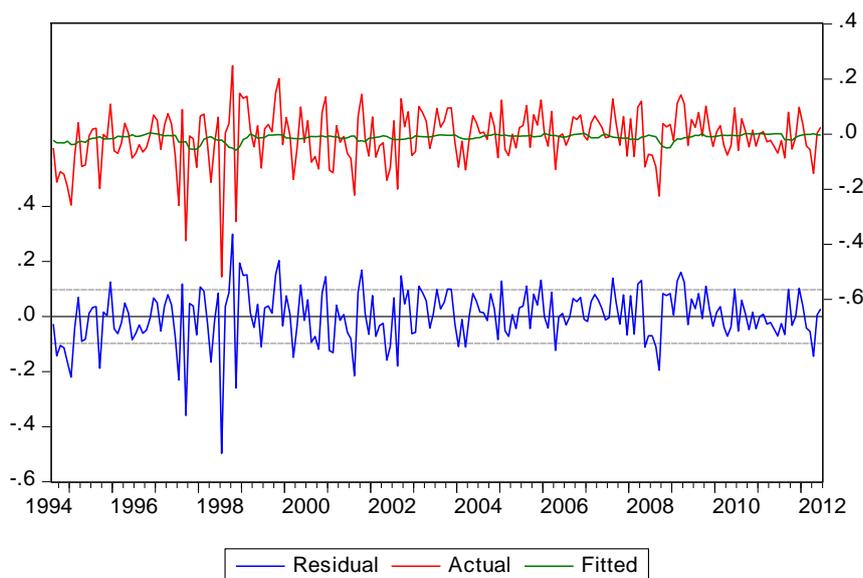


Gráfico 3 - Resíduos da regressão executada utilizando-se o VaR paramétrico estimado com três meses de dados



³ As grandes perdas na Bovespa ocorreram na verdade em out/97 e ago/98. Os resíduos apontarem set/97 e jul/98 deve-se ao fato de que a variável dependente é o retorno de um período à frente (R_{t+1}).

Diante do indício visual, foi realizado o teste de Chow nos dois pontos para avaliar estatisticamente e comprovar se há quebra da estabilidade. Sob tal teste é analisada a hipótese nula de que os parâmetros antes do ponto de quebra são iguais aos parâmetros após o ponto de quebra ($H_0: \lambda_1=\lambda_2$ e $\beta_1=\beta_2$), o que levaria à conclusão de que eles seriam iguais em todo o período. No caso do VaR não paramétrico para o intervalo de três meses os resultados mostram que em set/1997 e jul/1998 a hipótese nula é rejeitada a 5% de significância (se avaliados os dois pontos em conjunto, a hipótese nula também é rejeitada a 5%). Para os demais períodos de apuração do VaR não paramétrico os resultados do teste de Chow apresentam pequenas oscilações, mas todos rejeitam H_0 a 5% de significância (vide tabela 5):

Tabela 5 - Resultados dos testes de Chow. A primeira coluna mostra que foram testados os meses isoladamente e depois em conjunto. As demais colunas mostram as estatísticas F e o p-valor referentes a diversos intervalos de VaRs não paramétricos utilizados nas regressões preliminares (1 a 6 meses).

VaR (nº meses)	VaR1m	VaR2m	VaR3m	VaR4m	VaR5m	VaR6m
set/97						
Estatística F	4,39	3,53	3,44	4,26	3,82	2,77
p-valor	0,50%	1,57%	1,79%	0,60%	1,09%	4,25%
jul/98						
Estatística F	5,66	4,47	3,69	3,27	3,39	3,51
p-valor	0,09%	0,46%	1,28%	2,23%	1,90%	1,62%
set/97 e jul/98						
Estatística F	3,51	2,86	2,62	3,28	3,42	2,68
p-valor	0,25%	1,08%	1,79%	0,42%	0,31%	1,58%

A análise dos resíduos dos VaRs paramétricos nos diversos intervalos mostra um padrão similar ao do VaR não paramétrico (vide tabela 6). Diante da confirmação estatística da quebra de estabilidade dos parâmetros a 5% nos meses de set/1997 e jul/1998, foram incluídas nas regressões dos VaRs paramétrico e não paramétrico duas variáveis dummies: uma para set/1997 (set97dum) e outra para jul/1998 (jul98dum). A inclusão das dummies também tornou os resíduos das regressões analisadas nas tabelas 7 e 8 menos leptocúrticos do que os resíduos das regressões preliminares (sem as dummies) ao controlar um pouco o efeito dos dois maiores *outliers* negativos da série.

Tabela 6 - Resultados dos testes de Chow. A primeira coluna mostra que foram testados os meses isoladamente e depois em conjunto. As demais colunas mostram as estatísticas F e o p-valor referentes a diversos intervalos de VaRs paramétricos utilizados nas regressões preliminares (1 a 6 meses).

VaR (nº meses)	VaRP 1m	VaRP 2m	VaRP 3m	VaRP 4m	VaRP 5m	VaRP 6m
set/97						
Estatística F	5,24	3,28	3,65	5,04	4,71	3,43
p-valor	0,20%	2,19%	1,34%	0,20%	0,34%	1,80%
jul/98						
Estatística F	6,00	3,78	3,18	3,51	3,50	3,72
p-valor	0,01%	1,13%	2,49%	1,62%	1,64%	1,23%
set/97 e jul/98						
Estatística F	3,66	2,56	2,61	3,74	3,97	3,09
p-valor	0,20%	2,06%	1,86%	0,15%	0,09%	0,65%

4.1.

Resultados das Regressões para o VaR não Paramétrico

A tabela 7 mostra os coeficientes das regressões utilizando os VaRs não paramétricos estimados entre um e seis meses. A variável dependente é o retorno no mês seguinte (R_{t+1}) e as variáveis explicativas são o VaR não paramétrico (VaR_t), o retorno no mês corrente (R_t) e as dummies set97dum e jul98dum.

Tabela 7 - Resultados das regressões utilizando o VaR não paramétrico. A primeira coluna mostra o número de meses utilizados para se apurar o VaR não paramétrico, com os respectivos níveis de significância (α) associados a cada série. As estatísticas t de cada coeficiente aparecem na segunda linha, entre parênteses e ajustadas por White. As regressões têm a seguinte equação: $R_{t+1} = \omega + \beta VaR_t + \lambda R_t + \gamma Dummies + ut$

Número Meses (α)	Intercepto (ω)	VaR _t	R _t	Set97Dum	Jul98Dum	R ² Ajustado
1 mês ($\alpha=4,76\%$)	-0,0076 (-0,58)	-0,0219 (-0,06)	0,0451 (0,47)	-0,3823 (-25,73)***	-0,5129 (-64,29)***	17,1%
2 meses ($\alpha=2,38\%$)	-0,0075 (-0,52)	0,0127 (0,04)	0,0492 (0,56)	-0,3845 (-25,92)***	-0,5145 (-45,15)***	18,1%
3 meses ($\alpha=1,59\%$)	0,0027 (0,17)	-0,1930 (-0,57)	0,0586 (0,68)	-0,3777 (-17,87)***	-0,5118 (-40,48)***	21,4%
4 meses ($\alpha=1,19\%$)	-0,0025 (-0,16)	-0,0801 (-0,26)	0,0693 (0,80)	-0,3834 (-20,51)***	-0,5147 (-45,84)***	18,7%
5 meses ($\alpha=0,95\%$)	-0,0090 (-0,58)	0,0431 (0,16)	0,0757 (0,89)	-0,3885 (-23,38)***	-0,5168 (-51,20)***	18,9%
6 meses ($\alpha=0,79\%$)	-0,0083 (-0,54)	0,0369 (0,14)	0,0651 (0,79)	-0,3877 (-25,88)	-0,5164 (-56,16)***	19,0%

*, ** e *** representam estatísticas significativas a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os coeficientes das variáveis independentes VaR_t e R_t não se mostram significativos em qualquer dos intervalos utilizados (um a seis meses). Os β s das regressões (os coeficientes do VaR_t) além de não significativos apresentam sinais inversos dependendo da extensão do intervalo de apuração do VaR_t .

Num primeiro momento esses resultados surpreendem, pois se espera que exista uma relação sempre positiva entre o risco e o retorno. Além disso, Bali et al. (2009) comprovam empiricamente que existe uma relação intertemporal positiva e significativa entre o VaR e os retornos esperados no mercado norte-americano.

Analisando as séries temporais que compõem a tabela 1, um dado bastante óbvio sinaliza porque no Brasil o VaR não tem poder explicativo dos retornos esperados como a doutrina prevê e os resultados empíricos do estudo de Bali et al. (2009) comprovam: a série dos retornos de mercado apresenta uma média negativa entre jun/1994 e jun/2012.

Esta é a série que contém os valores da variável dependente e seu valor médio negativo deriva de que 114 dos 217 prêmios de risco mensais são negativos. Por outro lado, para manter a lógica econômica e financeira os valores originais do VaR são multiplicados por menos um (-1) antes de serem usados nas regressões. Então, em muitos meses há uma variável dependente negativa contra um regressor positivo, o que impacta o coeficiente médio do regressor, tornando-o negativo em alguns casos e levemente positivo em outros.

Em mercados mais desenvolvidos e com longas séries financeiras disponíveis os prêmios de risco médios tendem a ser sempre positivos, como determina o arcabouço teórico mais básico. Merton (1980) afirma que o prêmio de risco positivo é uma condição necessária para o equilíbrio de mercado, tendo em vista que os investidores tendem a ser avessos a risco e maximizadores da utilidade esperada. Portanto, não haveria alocação de recursos em ativos de risco se não houvesse a expectativa de que em média os retornos desses investimentos pudessem superar os de um título sem risco.

Em alguns casos há mesmo uma exacerbação do prêmio de risco de mercado, como mostrado por Mehra e Prescott (1985) e Mehra (2003) que explicam o fenômeno do “*equity premium puzzle*” (EPP) no mercado de ações norte-americano. O EPP não trata exatamente do prêmio de risco encontrado de forma tão linear como abordado aqui, mas a comprovação de sua existência no mercado norte-americano, em contraste com as pesquisas que tratam do tema no Brasil⁴ e chegam a resultados conflitantes entre si, sinaliza haver realmente

⁴ Issler e Piqueira (2000) e Bonomo e Domingues (2002) acham que não há EPP no Brasil. Já Yoshino e Catalão (2004) e Cysne (2006) apontam a existência do EPP no mercado brasileiro.

diferenças nos retornos que cada mercado propicia aos investidores que se expõem a ativos mais arriscados.

Voltando ao caso brasileiro, a explicação para o prêmio de risco médio negativo são as altas taxas de juros oferecidas pelos títulos públicos e pelos títulos de renda fixa privados que sejam *proxies* de títulos sem risco (como os CDIs) e/ou o mau desempenho da Bovespa em diversos períodos entre 1994 e 2012.

Para todas as amplitudes do VaR não paramétrico as variáveis dummies se mostram significativas a 1% (tabela 7), o que confirma que sua inclusão nas regressões leva a resultados mais corretos, evitando a má especificação dos coeficientes. O R^2 ajustado das regressões pode ser quase totalmente atribuído às dummies (sem elas o modelo praticamente não tem poder explicativo).

4.2. Resultados das Regressões para o VaR Paramétrico

A tabela 8 mostra os coeficientes das regressões utilizando os VaRs paramétricos gerados nos intervalos de um a seis meses. A variável dependente é o retorno de mercado no mês seguinte (R_{t+1}) e as variáveis independentes são o VaR paramétrico ($VaRP_t$), o retorno no mês corrente (R_t) e as dummies *set97dum* e *jul98dum*.

Tabela 8 - Resultados das regressões utilizando o VaR paramétrico. A primeira coluna mostra o número de meses utilizados para se apurar o VaRP, com os respectivos níveis de significância (α) associados a cada série. As estatísticas "t" associadas a cada coeficiente aparecem na segunda linha, entre parênteses e ajustadas por White. As regressões têm a seguinte equação: $R_{t+1} = \omega + \beta VaRP_t + \lambda R_t + \gamma Dummies + u_t$

Número Meses (α)	Intercepto (ω)	VaRP _t	R _t	Set97Dum	Jul98Dum	R ² Ajustado
1 mês ($\alpha=4,76\%$)	0,0061 (0,37)	-0,4452 (-0,79)	0,0200 (0,23)	-0,3759 (-24,26)***	-0,5127 (-60,51)***	17,6%
2 meses ($\alpha=2,38\%$)	-0,0003 (-0,02)	-0,1698 (-0,30)	0,0384 (0,44)	-0,3815 (-23,77)***	-0,5117 (-35,45)***	18,2%
3 meses ($\alpha=1,59\%$)	0,0081 (0,38)	-0,3618 (-0,66)	0,0548 (0,64)	-0,3755 (-17,05)***	-0,5086 (-32,16)***	19,0%
4 meses ($\alpha=1,19\%$)	-0,0011 (-0,05)	-0,1298 (-0,26)	0,0698 (0,81)	-0,3833 (-19,86)***	-0,5137 (-35,94)***	18,6%
5 meses ($\alpha=0,95\%$)	-0,0061 (-0,30)	-0,0052 (-0,01)	0,0726 (0,88)	-0,3870 (-23,48)***	-0,5164 (-42,66)***	18,9%
6 meses ($\alpha=0,79\%$)	-0,0053 (-0,28)	-0,0116 (-0,03)	0,063 (0,78)	-0,3865 (-27,39)	-0,5162 (-49,09)***	19,0%

*, ** e *** representam estatísticas significativas a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os β s das regressões (os coeficientes do VaR paramétrico) não se mostram significativos, apresentando sinais negativos para todos os intervalos. O

retorno do mês anterior também não explica R_{t+1} em nenhuma das amplitudes analisadas. As dummies são significativas a 1% e quase todo o percentual de representatividade do modelo, indicado pelo R^2 ajustado, se deve a elas.

Os resultados sugerem uma relação negativa e não significativa entre o VaRP e os retornos no mercado brasileiro. Mais uma vez deve-se atentar que esse desfecho não encontra suporte na teoria financeira, devendo ser interpretado como uma consequência das altas taxas de juros praticadas no Brasil até recentemente e também do mau desempenho de nossa bolsa durante vários e às vezes prolongados períodos. A lógica e as explicações para essa situação são idênticas às já expostas quando abordados os resultados para o VaR não paramétrico.

4.3.

Resultados das Regressões Utilizando Retornos com Frequência Diária

Para checar se os resultados dos coeficientes β expostos nas tabelas 7 e 8 se devem realmente ao prêmio de risco mensal médio negativo entre 1994 e 2012 foram realizados novos testes, cujos resultados são abordados nesta seção. Estas novas regressões foram executadas utilizando-se a variável dependente com frequência diária e considerando-se três intervalos para a realização dos testes: um mais longo (jun/1994 a jul/2012), um intermediário (jan/2003 a jul/2012) e outro mais curto (jan/2010 a jul/2012). Por uma questão de organização do trabalho, apenas os resultados das regressões envolvendo os VaRs paramétricos (VARPs) estimados em 21, 63 e 126 dias úteis são mostrados na tabela 9.

Tabela 9 - Resultados das regressões utilizando o VaR paramétrico e os retornos em excesso de mercado com frequência diária. As estatísticas "t" associadas a cada coeficiente aparecem na segunda linha, entre parênteses e ajustadas por White. Cada regressão tem a seguinte equação: $RD_{t+1} = \omega + \beta VaRP_t + \lambda RD_t + ut$

Número de Dias (α)	Intervalo	Intercepto (ω)	VaRP _t	RD _t	R ² Ajustado
21 du ($\alpha=4,76\%$)	30/6/1994 a 30/7/2012	-0,0001 (-0,13)	-0,0247 (-0,66)	0,0362 (1,21)	0,1%
	1/1/2003 a 30/7/2012	0,0004 (0,22)	-0,0092 (-0,14)	-0,0055 (-0,18)	0,0%
	1/1/2010 a 30/7/2012	-0,0046 (-2,46)**	0,1666 (1,95)*	0,0007 (0,01)	0,7%
63 du ($\alpha=1,59\%$)	31/8/1994 a 30/7/2012	0,0000 (0,08)	-0,0249 (-0,82)	0,0353 (1,20)	0,1%
	1/1/2003 a 30/7/2012	-0,0005 (-0,27)	0,0148 (0,31)	-0,0054 (-0,18)	0,0%
	1/1/2010 a 30/7/2012	-0,0045 (-2,13)**	0,1218 (1,70)*	0,0018 (0,04)	0,4%
126 du ($\alpha=0,79\%$)	30/11/1994 a 30/7/2012	-0,0007 (-0,58)	-0,0034 (-0,13)	0,0350 (1,16)	0,1%
	1/1/2003 a 30/7/2012	-0,0014 (-0,82)	0,0337 (0,82)	-0,0055 (-0,18)	0,0%
	1/1/2010 a 30/7/2012	-0,0064 (-2,81)***	0,1521 (2,43)**	-0,0015 (-0,03)	0,9%

*, ** e *** representam estatísticas significativas a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O coeficiente β apresenta comportamento bem diverso em cada intervalo de cálculo da regressão. Entre 1994 e 2012 os betas se mostram negativos e não significativos para todas as extensões de apuração do VaRP (21, 63 e 126 dias úteis). Entre 2003 e 2012 os betas se apresentam positivos ou negativos, mas não significativos.

Já no intervalo mais recente aparece pela primeira vez uma relação positiva e significativa entre o VaR e os retornos de mercado: os betas se mostram significativos a 10% para os VaRPs de 21 e 63 dias úteis. Para o VaRP de 126 dias úteis o beta é significativo a 5%.

Nota-se que ao usar períodos mais recentes e frequência diária (para permitir um razoável número de observações), os betas se consolidam no campo positivo para as três extensões de apuração do VaR e, ainda mais relevante, se tornam significativos a 10% ou 5%. Esses resultados confirmam a suspeita de que os prêmios de risco negativos de períodos mais distantes impactam os coeficientes, impedindo que em pesquisas com dados mais antigos se chegue a regressões que demonstrem haver uma relação intertemporal entre o VaR e os retornos em nosso mercado.

Por fim, embora não estejam na tabela 9 também foram executadas regressões utilizando os VaRPs estimados em 42, 84 e 105 dias úteis. Os betas dessas amplitudes se mostram igualmente positivos e significativos a 5% ou 10% entre 2010 e 2012 (anexo 3).