

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE

Fundação Getulio Vargas

Testando a Existência de Prêmio de Volatilidade
em Ações Líquidas da Bovespa

João Marco Braga da Cunha

Rio de Janeiro

Outubro de 2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE

Fundação Getulio Vargas

Testando a Existência de Prêmio de Volatilidade em Ações Líquidas da Bovespa

Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia

da Fundação Getulio Vargas como requisito de obtenção do

título de Mestre em Economia

Aluno: João Marco Braga da Cunha

Banca Examinadora:

Renato Galvão Flôres Junior (FGV/EPGE) - Orientador

Carlos Eugênio da Costa (FGV/EPGE)

Cristiano Augusto Coelho Fernandes (PUC-Rio)

Rio de Janeiro

Outubro 2008

Agradecimentos

Agradeço a todas as pessoas de quem eu gosto e, especialmente, àquelas que eu amo.

Resumo: A existência e o sinal do prêmio de volatilidade têm causado controvérsias dentro da literatura especializada. Este trabalho propôs, criticou e aplicou uma nova metodologia com a finalidade de testar estatisticamente a existência do prêmio de volatilidade, com as vantagens de testar para um conjunto de ações, e não para séries individuais, e de não depender de uma forma funcional específica para a relação entre o retorno e a volatilidade esperados. Os resultados da aplicação para um conjunto selecionado de ações negociadas na Bovespa foram favoráveis à existência do prêmio.

Palavras-Chave: prêmio de volatilidade, teste estatístico.

Abstract: The existence and the sign of the volatility premium has been causing controversies in the specialized literature. This work proposed, criticized and applied a novel methodology, aiming to test statistically the existence of a premium for volatility, with the advantages of testing for a set of equities jointly, not for individual series, and independent of any specific functional form for the relationship between the expected return and volatility. The results obtained on the application with a set of selected equities from Bovespa were favorable to the existence of the premium.

Keywords: volatility premium , statistical testing.

1 Introdução:

A moderna teoria de portfólio parte da hipótese que os agentes, no caso, os investidores, são racionais e, sendo avessos ao risco, usariam a diversificação de suas carteiras como forma de obterem uma relação mais favorável entre retorno e risco. Diversos ramos da teoria foram desenvolvidos a partir deste princípio básico, utilizando diferentes definições do que seria o risco.

Na formulação apresentada no trabalho seminal de Markowitz (1952), que lhe rendeu o Prêmio Nobel em Economia de 1990, o risco de um ativo ou portfólio foi reduzido ao desvio padrão dos seus retornos. Seguindo esta mesma linha, o também laureado Sharpe (1966) define seu famoso índice levando em consideração apenas os dois primeiros momentos da distribuição dos retornos.

Uma consequência testável dessa teoria é que ativos com maior desvio padrão nos retornos deveriam ter um retorno esperado maior, uma vez que deveriam remunerar os seus portadores pelo risco no qual estão incorrendo, o chamado prêmio de risco. Esta implicação encontra fortíssima sustentação empírica, como, por exemplo, em Lintner (1965). Ou seja, resta pouca dúvida que, para uma dada janela de tempo, o desvio padrão e a média dos retornos dos ativos sejam positivamente correlacionados.

Porém, um fato muito recorrente em séries de retornos é a presença dos chamados clusters de volatilidade, ou seja, períodos nos quais os retornos apresentam elevação no desvio padrão amostral. Uma forma de interpretar este fato estilizado é considerar que a volatilidade, ou o desvio padrão condicional, dos retornos dos ativos pode não ser constante ao longo do tempo. Este fato está no centro da questão que o presente trabalho propõe investigar. Será que

as variações da volatilidade dos retornos de um ativo ao longo do tempo são acompanhadas de mudanças no seu valor esperado, ou seja, haveria um prêmio de volatilidade?

As investigações anteriores não chegaram a resultados conclusivos a respeito da existência ou sinal do prêmio de volatilidade. Os trabalhos mais destacados sobre o tema realizaram testes na série do portfólio ponderado do Center for Research in Security Prices (University of Chicago), em diferentes períodos, frequências amostrais e formas funcionais.

Em French, Schwert e Stambaug (1987) são utilizados dados mensais entre Janeiro de 1928 e Dezembro de 1986, tomando como medidas de volatilidade o desvio-padrão dos retornos diários dentro do mês e um modelo GARCH. Este estudo encontrou uma relação positiva entre os retornos e a volatilidade esperada, porém negativa com a volatilidade não esperada, que seria a diferença entre a volatilidade esperada para um determinado mês e a estimada com os respectivos retornos diários.

Nelson (1991), no trabalho no qual introduz os modelos EGARCH, encontra uma relação negativa entre o retorno e a volatilidade prevista pelo seu modelo nos retornos diários entre Julho de 1962 e Dezembro de 1987. Por outro lado, Campbell e Hentschel (1992), utilizando praticamente os mesmos dados, de Janeiro de 1962 até Dezembro de 1987, porém com uma especificação diferente para a volatilidade, o QGARCH, encontram uma relação positiva não significativa.

Finalmente, Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) trabalharam com retornos mensais de Abril de 1951 até Dezembro de 1989. O modelo de volatilidade utilizado foi um GARCH com *dummies* mensais e juros nominais como

variáveis exógenas, além de efeitos diferenciados para choques negativos e positivos. Os resultados encontrados variam totalmente dependendo da especificação assumida, de restrições impostas sobre os parâmetros e do subperíodo da amostra observado.

Neste cenário pouco conclusivo, o presente trabalho pretende trazer as seguintes contribuições:

- Testar a existência do prêmio de volatilidade não em uma série de retornos, mais sim em um conjunto de séries, de diferentes ativos, em diferentes períodos de tempo.
- Propor um teste que não depende de uma relação funcional específica entre o retorno e a volatilidade esperados.
- Trazer a investigação para o contexto brasileiro, usando retornos de ações listadas na Bovespa.

O capítulo a seguir traz uma detalhada explicação sobre a metodologia do teste de hipótese a ser realizado. O terceiro capítulo traz a apresentação dos dados utilizados, a aplicação do teste e a exploração dos resultados. O quarto e último capítulo dedica-se às conclusões e indicações sobre os possíveis caminhos de desenvolvimento do trabalho.

2 Metodologia

2.1 Arcabouço Teórico

Seja $\{R_t^n\}_{t=1}^T$ uma seqüência de retornos de um ativo n , e $\{\sigma_t^n\}_{t=1}^T$ as suas respectivas volatilidades. Seja o processo gerador destes retornos dado por:

$$R_t^n = \alpha^n + u_t^n \cdot \sigma_t^n, \quad (\text{Eq. 1})$$

onde α^n é uma constante, que determina a média incondicional do processo, e u_t^n é uma realização de um ruído branco, de distribuição F^n , com média zero e variância unitária, que satisfaz $E[u_i^n \cdot \sigma_j^n] = 0$, para todo $i, j \in \{1, 2, 3, \dots, T - 1, T\}$.

Este processo não apresenta prêmio de volatilidade, uma vez que $E[R_t^n | \sigma_t^n] = E[\alpha^n] + E[u_t^n] \cdot \sigma_t^n = \alpha^n = E[R^n]$. Ou seja, o valor esperado do retorno condicional à volatilidade no mesmo período é equivalente à média incondicional.

Seja $I(\pi) = \{i_1, i_2, i_3, \dots, i_{\pi-1}, i_\pi\}$ um conjunto de índices no tempo, aleatórios e não repetidos, ou seja, $i_j \in \{1, 2, 3, \dots, T - 1, T\}$ para todo $j \in \{1, 2, 3, \dots, \pi - 1, \pi\}$ e $j \neq k \implies i_j \neq i_k$. Seja, agora,

$$X^n(I(\pi)) = \frac{1}{\pi} \sum_{j \in I(\pi)} \frac{(R_j^n - E[R^n])}{\sigma_j^n}. \quad (\text{Eq. 2})$$

É imediato perceber que, no caso dos retornos gerados pela forma descrita na Eq. 1, podemos reescrever $X^n(I(\pi)) = \sum_{j \in I(\pi)} u_j^n / \pi$. Neste caso, a distribuição de $X^n(I(\pi))$ dependeria apenas de F^n , uma vez que poderia ser definida como a média amostral de um π realizações deste processo. A função de distribuição acumulada da variável aleatória $X^n(I(\pi))$ será chamada de $G^n(\pi, \cdot)$.

Ainda segundo as hipóteses impostas sobre o processo da Eq. 1, temos que os as realizações de u_t^n são ortogonais às de σ_t^n . Isso implica que uma amostragem nas realizações de u_t^n guiadas por valores de σ_t^n é equivalente a uma amostragem aleatória. Definindo $I(\pi, \sigma^n)$ como o conjunto dos π índices no no tempo pertencentes ao intervalo $[1, T]$, nos quais σ_t^n assume maiores valores, pode-se notar que $G^n(\pi, X^n(I(\pi, \sigma^n)))$ segue uma distribuição uniforme entre zero e um. Esta implicação será a base do teste proposto.

Seja $\left\{ \{R_t^n\}_{t=\tau n}^{Tn} \right\}_{n=1}^N$ um conjunto com N séries de retornos e $\left\{ \{\sigma_t^n\}_{t=\tau n}^{Tn} \right\}_{n=1}^N$ o conjunto das respectivas séries de volatilidades. Não há nenhum tipo de restrição a respeito da indexação em n , podendo representar tanto diferentes ativos em um mesmo período de tempo, quanto um mesmo ativo em diferentes períodos do tempo, ou ainda, diferentes períodos de tempo com ativos repetidos ou não. Neste conjunto de séries, pretende-se testar:

H0: (*ausência de prêmio de volatilidade*) O processo gerador de dados das séries dos retornos do conjunto $\left\{ \{R_t^n\}_{t=\tau n}^{Tn} \right\}_{n=1}^N$ é da forma definida na Eq. 1, contra:

H1: (*presença de prêmio de volatilidade*) O processo gerador de dados das séries dos retornos do conjunto $\left\{ \{R_t^n\}_{t=\tau n}^{Tn} \right\}_{n=1}^N$ é da forma:

$$R_t^n = f^n(\sigma_t^n) + u_t^n \cdot \sigma_t^n, \quad (\text{Eq. 3})$$

onde $f^n(\cdot)$ é uma função monótona e não-constante em nenhum intervalo.

De acordo com o que foi desenvolvido anteriormente, sob $H0$, sabe-se que, para cada $n \in \{1, 2, 3, \dots, N\}$, $G^n(\pi, X(I(\pi, \sigma^n)))$ segue uma distribuição uniforme entre zero e um. Assim sendo, as hipóteses anteriores serão testadas

indiretamente, através das hipóteses:

H0 : (*ausência de prêmio de volatilidade*) $\{G^n(\pi, X^n(I(\pi, \sigma^n)))\}_{n=1}^N$ são realizações de uma uniforme entre zero e um, contra:

H1 : (*presença de prêmio de volatilidade*) $\{G^n(\pi, X^n(I(\pi, \sigma^n)))\}_{n=1}^N$ não são realizações de uma uniforme entre zero e um.

O teste de Kolmogorov-Smirnov é a forma usual de comparar uma amostra com uma distribuição teórica. No caso, deve-se usá-lo para testar de $\{G^n(\pi, X(I(\pi, \sigma^n)))\}_{n=1}^N$ é um conjunto de realizações de uma distribuição uniforme entre zero e um.

2.2 Aspectos Práticos

Há algumas dificuldades práticas para a aplicação do teste proposto. A seguir, o procedimento do teste será apresentado passo-a-passo, partindo de um conjunto de preços, de maneira a expor suas dificuldades e apresentar possíveis soluções.

- *Transformar os preços em retornos*: para obter os retornos, basta tomar o logaritmo natural da primeira diferença da série de preços.
 - Problema: pode haver valores faltantes na série de preços¹.
 - Solução: preenchê-los utilizando Filtro de Kalman ou algum método de interpolação.
 - Conseqüência: Erro de medição nos retornos dos períodos com

¹ Mesmo considerando apenas o conjunto de dias nos quais houve pregão, podem existir valores faltantes em determinados dias, para determinados ativos. Isso se deve a falhas do provedor de dados ou, simplesmente, ausência negociação do ativo.

preços faltantes, assim como nos períodos imediatamente a seguir.

- *Escolher um valor de π* : um valor entre vinte e trinta por cento do tamanho da amostra parece uma regra de bolso razoável.
- *Selecionar os π períodos de maior volatilidade*: tomar, para cada série, os índices dos períodos com maior volatilidade.
 - Problema: a volatilidade não é diretamente observável.
 - Solução: utilizar alguma proxy como, por exemplo, o desvio padrão dos retornos em uma janela móvel ou a volatilidade extraída dos modelos de heterocedasticidade condicional.
 - Conseqüência: Erro de medição nas volatilidades e, possivelmente, erro na escolha dos π maiores valores.
- *Calcular as estatísticas $X^n(I(\pi, \sigma^n))$* : aplicar a fórmula definida na Eq. 2 para os dados.
 - Problema: a média incondicional do processo e as volatilidades não são conhecidas.
 - Solução: substituir pela média amostral e a mesma proxy da volatilidade utilizada na ordenação.
 - Conseqüência: Erro de medição em $X^n(I(\pi, \sigma^n))$.
- *Calcular as estatísticas $\{G^n(\pi, X(I(\pi, \sigma^n)))\}_{n=1}^N$* .
 - Problema: as funções de distribuição acumuladas G^n não são conhecidas.
 - Solução: levantar estas funções via *bootstrap*, sorteando uma grande quantidade de vezes conjuntos de índices $I(\pi)$, não repetidos, e tabulando os respectivos valores de $X^n(I(\pi, \sigma^n))$.
 - Conseqüência: as funções de distribuição acumuladas G^n serão substituídas por aproximações discretas.
- *Aplicar o teste de Kolmogorov-Smirnov comparando $\{G^n(\pi, X^n(I(\pi, \sigma^n)))\}_{n=1}^N$*

com uma uniforme entre zero e um.

Como ficou exposto, há algumas fontes de ruído na passagem do teste da teoria para a prática. De toda forma, os pilares sobre os quais o teste foi construído não são abalados, ou seja, o teste, ainda assim, presta-se a responder a questão para a qual foi desenvolvido.

3 Aplicação

Para a realização do teste, partiu-se de um conjunto de trezentas e sessenta séries de preços diários de fechamento ajustadas para proventos, obtidas no Economática. Para cada ano do período, entre 1996 e 2007, foram tomadas as séries dos trinta ativos mais negociados, com, aproximadamente, 250 observações em cada uma. A escolha pelos ativos mais negociados buscou reduzir os problemas dos valores faltantes. Ainda assim, onze séries apresentavam menos que duzentas e vinte e cinco observações e foram desconsideradas. Nas demais séries, os valores faltantes foram completados por interpolação linear.

Como medidas de volatilidade, quatro diferentes *proxys* foram utilizadas. São elas: o desvio-padrão nas janelas móveis de cinco e vinte e dois dias, um *E.W.M.A.* com fator de decaimento de noventa e quatro por cento, de acordo com a recomendação do relatório *RiskMetrics* (1994), além de um *GARCH(1,1)*. A figura abaixo ilustra as diferenças entre as volatilidades tomadas com estas métricas para duas séries de retornos, ao longo de sessenta dias. A primeira série apresenta valores referentes à ação da Petrobrás PN (PETR4) nos primeiros pregões de 1999, enquanto, na segunda, da Vale do Rio Doce PNA (VALE5), no início de 2003.

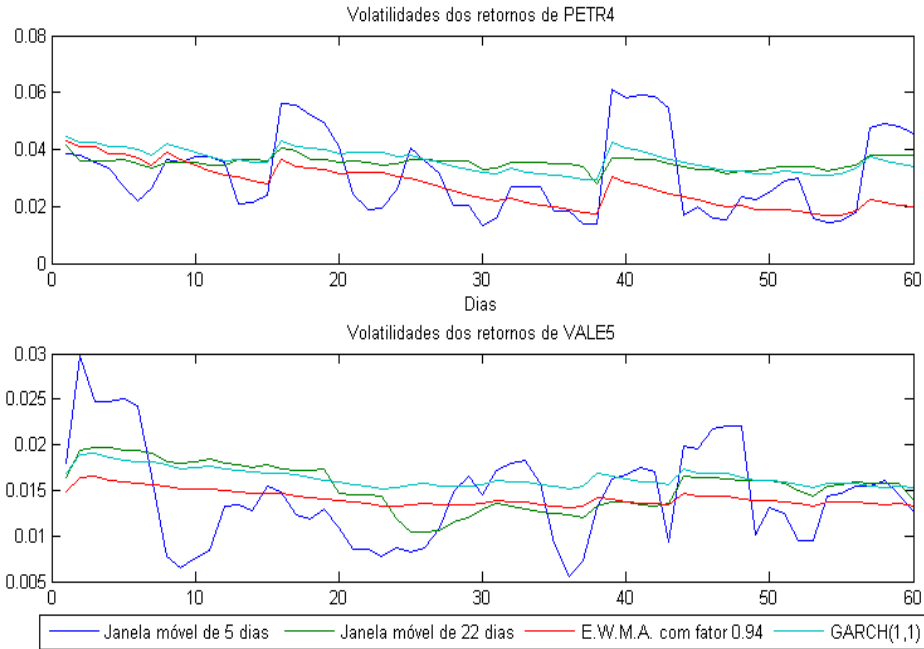


Figura 1: Dois gráficos com a evolução da volatilidade ao longo do tempo, segundo as diferentes métricas utilizadas.

Pode-se perceber que, as séries geradas pela janela móvel de 22 dias, pelo *E.W.M.A.* e pelo GARCH se comportam de maneira semelhante, apesar do fato de os valores gerados pelo *E.W.M.A.* serem, na maioria das vezes, menos. A série gerada pela janela móvel de 5 dias é bem mais instável que as demais, como era de se esperar.

O valor escolhido para π foi cinquenta, que equivale a vinte por cento do tamanho das séries aproximadamente. As funções de distribuição acumuladas $G^n(50, \cdot)$ foram levantadas de duas maneiras distintas. Na primeira delas, foram geradas de mil realizações $X^n(I(50))$, geradas com sorteios aleatórios de índices não repetidos, excluindo-se os índices dos cinquenta períodos de maior volatilidade. Na segunda, todos os índices foram passíveis de serem sorteados. É importante ressaltar que, sob a hipótese nula, ambas as metodologias preservam as propriedades necessárias para a validade do teste. Se, por

um lado, sortear com todos os índices gera uma função $G^n(50, \cdot)$ mais precisa, por outro lado, a amostragem com exclusão pode aumentar a potência do teste.

Alguns exemplos de funções $G^n(50, \cdot)$ levantadas aparecem a seguir, novamente para as ações PETR4 em 1999 e VALE5 em 2003, aparecem no gráfico a seguir, juntamente com a acumulada da normal de média zero e variância $1/50$. Segundo o Teorema Central do Limite, sob as condições da hipótese nula, a função $G^n(50, \cdot)$ se aproxima desta normal.

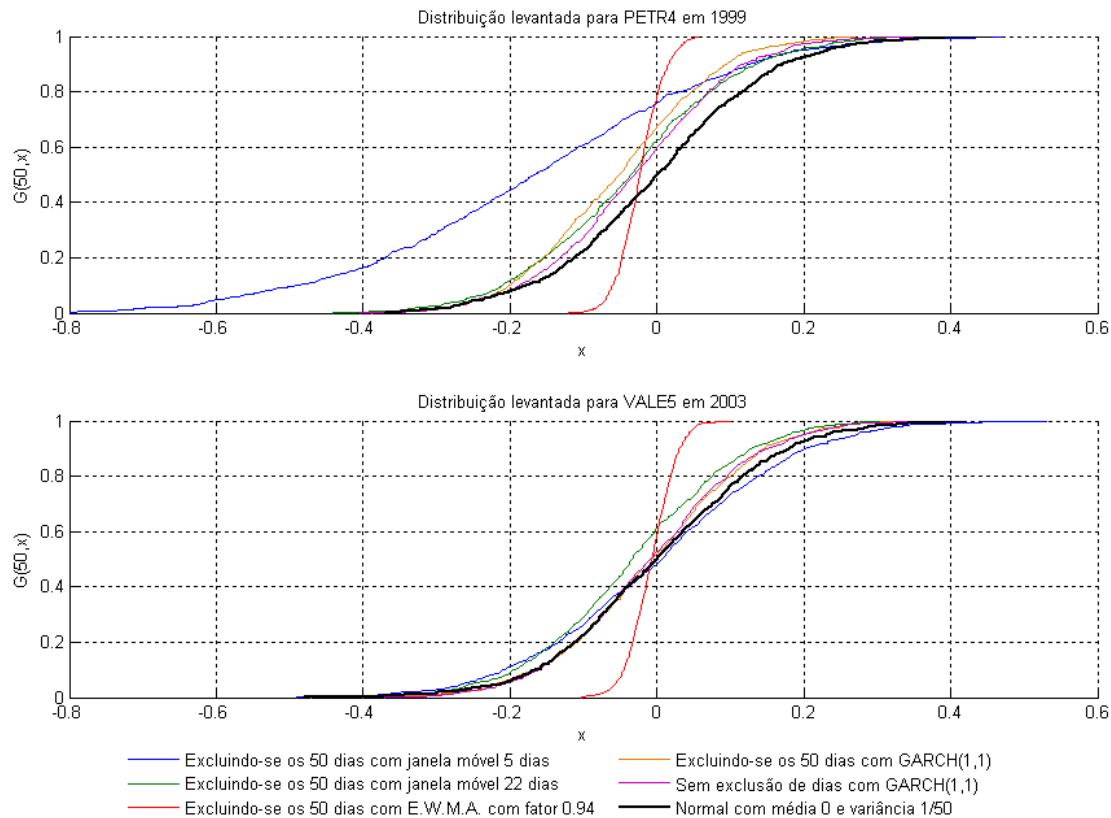


Figura 2: Dois exemplos de como diferentes métricas de volatilidade podem gerar diferentes distribuições $G(50, \cdot)$.

Para a série da Petrobras, nenhuma das funções adere bem à normal, mas

principalmente a da janela móvel de cinco dias, com uma média da ordem de -0.2, a do *E.W.M.A.*, com uma média próxima de zero, porém com uma variância menor do que a da gaussiana. A função gerada sem exclusão de dias foi a que mais se aproximou da normal.

Já as funções levantadas para a série de VALE5 aderem muito melhor à normal. Como exceção, novamente, a função gerada com *E.W.M.A.* apresentou uma variância menor do que as demais.

3.1 *Resultados*

3.1.1 *Experimento Auxiliar*

Para facilitar a interpretação dos resultados obtidos, lançou-se mão de um pequeno experimento auxiliar. Foram geradas 349 realizações de uniformes entre zero e um e contou-se as ocorrências de valores menores que um décimo. Repetiu-se este processo dez mil vezes.

Este procedimento serve para levantar uma aproximação do que seria a distribuição do número de ocorrências em um decil qualquer para o caso de a hipótese nula ser verdadeira. As frequências relativas observadas aparecem no histograma abaixo:

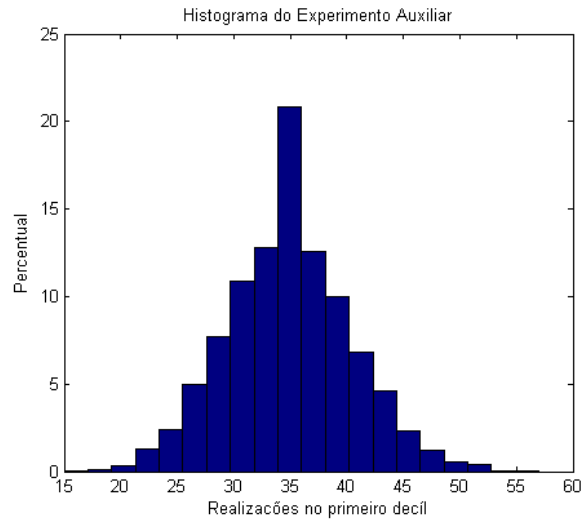


Figura 3: Histograma com as frequências relativas obtidas no Experimento Auxiliar.

3.1.2 Experimentos Com Exclusão de Dias

O gráfico com as frequências absolutas $\{G^n(50, X^n(I(50, \sigma^n)))\}_{n=1}^{349}$, com as funções $G^n(50, \cdot)$ levantadas em sorteios sem os 50 dias de maior volatilidade, aparece a seguir:

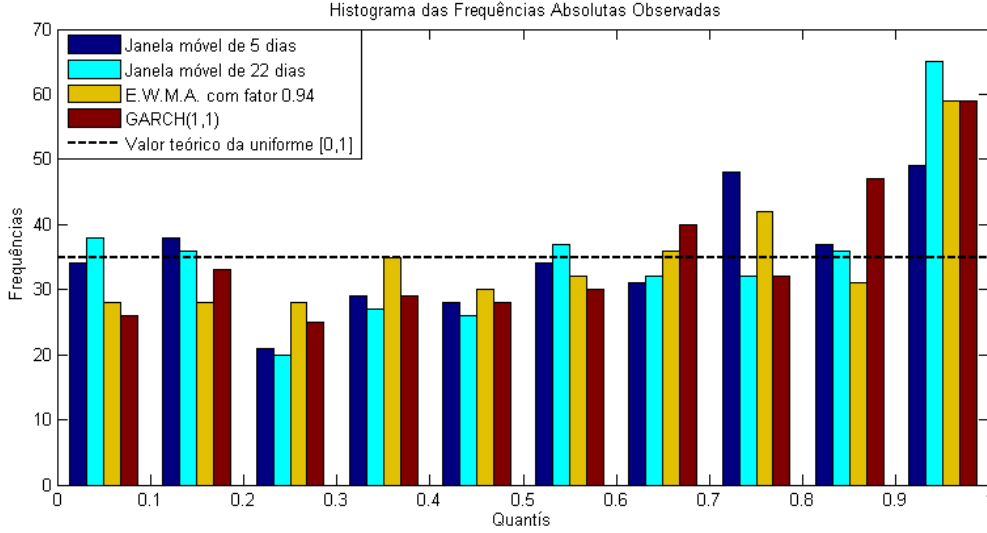


Figura 4: Histograma com as frequências absolutas observadas no Experimentos Com Exclusão de Dias.

Analisando, primeiramente, os cinco quantís menores que a média, verifica-se que há três ocorrências de frequências absolutas maiores do que o valor teórico. No primeiro e segundo decís com a janela móvel de vinte e dois dias, e no segundo decíl, com a janela móvel de cinco dias. A maior destas frequências é 37, o que, segundo o experimento auxiliar, é um valor comumente obtido sob a hipótese nula. Mais precisamente, o experimento auxiliar indicou valores maiores ou iguais a 37 em mais de 38 por cento das repetições.

Focando a atenção sobre o último decíl, pode-se observar que, para todas as medidas de volatilidade, nele se encontra a maior concentração. A menor frequência neste decíl, da janela móvel de cinco dias, é 49, um valor que ocorre

em, aproximadamente, um por cento das repetições do experimento auxiliar. As demais frequências são todas maiores do que o maior valor obtido no experimento auxiliar. Isso indica fortemente uma concentração anormal neste decil.

Assim sendo, poderíamos descrever como uma característica comum às frequências obtidas com todas as medidas de volatilidade o deslocamento de densidade para o último decil, o que estaria relacionado a um prêmio de volatilidade positivo.

Os testes de Kolmogorov-Smirnov foram realizados a fim de confirmar ou não as impressões causadas pela análise do histograma. Os resultados encontram-se na tabela a seguir.

Testes de Kolmogorov-Smirnov		
<i>Medida de volatilidade</i>	<i>Estatística K-S</i>	<i>P-Valor</i>
Janela móvel de 5 dias	0,0906	0,0061
Janela móvel de 22 dias	0,0967	0,0027
E.W.M.A. com fator 0.94	0,0896	0,0069
GARCH(1,1)	0,1254	0,0001

Os testes são conclusivos. Em todos os casos, a hipótese de ausência de prêmio de volatilidade é rejeitada ao nível de significância de 1% em todos os testes. Estes resultados indicam que, no universo de ações estudado, existe relação entre a média e a volatilidade dos retornos. O histograma indica que as relações são positivas, ou seja, os portadores das ações são remunerados pelas variações de volatilidades.

3.1.3 Experimentos Sem Exclusão de Dias

As frequências absolutas de $\{G^n(50, X^n(I(50, \sigma^n)))\}_{n=1}^{349}$ para as funções $G^n(50, \cdot)$ levantadas incluindo todos os dias aparece abaixo:

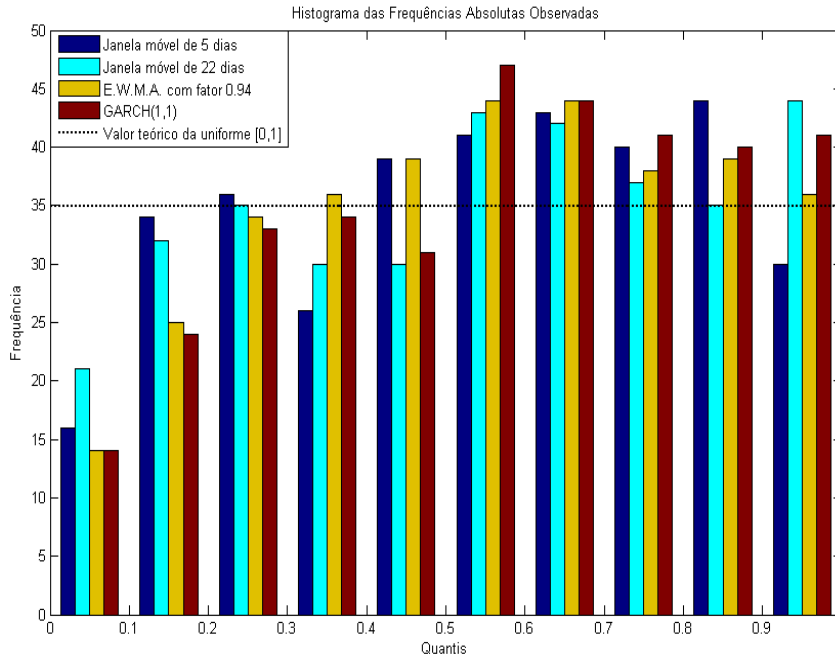


Figura 5: Histograma com as frequências absolutas observadas no Experimentos Sem Exclusão de Dias.

Como era de se esperar, existe uma migração de massa para o centro da distribuição das frequências absolutas em relação ao experimento anterior.

Pode-se perceber que, nos decís maiores que a média, quase todos os valores observados são maiores do que o valor teórico da distribuição uniforme entre zero e um, o que indica um prêmio de volatilidade positivo, em linha com o experimento anterior.

Da mesma forma que o último decíl chama a atenção pela sua grande concentração no experimento anterior, o primeiro decíl, neste experimento, se destaca pela falta de densidade de realizações.

Os resultados dos testes de Kolmogorov-Smirnov encontram-se a seguir:

Testes de Kolmogorov-Smirnov		
<i>Medida de Volatilidade</i>	<i>Estatística K-S</i>	<i>P-Valor</i>
Janela móvel de 5 dias	0,0035	0,0949
Janela móvel de 22 dias	0,0109	0,0859
E.W.M.A. com fator 0.94	0,0005	0,1087
GARCH(1,1)	0,0002	0,1134

Ao contrário dos experimento com exclusão de dias, onde os resultados para todas as medidas foram fortes no sentido de rejeitar a ausência de prêmio de volatilidade, o segundo experimento tem resultados próximos ao limite entre a aceitação e a rejeição da hipótese nula. Considerando-se um nível de significância de 10%, haveria rejeição da hipótese nula para as janelas móveis, e não rejeição para as demais medidas. No geral, este experimento poderia ser considerado como uma evidência fraca a favor da hipótese nula. Mesmo que, para qualquer medida de volatilidade haja, pelo menos, 56%, dos valores maiores que 0.5, não é o bastante para se constituir um desvio em relação à distribuição uniforme entre zero e um que seja significativo do ponto de vista estatístico.

4 Conclusão e Extensões

O trabalho propôs, descreveu, criticou e aplicou uma nova metodologia para testar a existência de prêmio de volatilidade.

Do ponto de vista teórico, o teste proposto apresenta inovações relevantes em relação à literatura existente. Destaca-se a capacidade de realizar o teste para um conjunto de séries simultaneamente, além de não depender de formas funcionais específicas na relação entre retorno esperado e volatilidade.

Sobre a aplicação, no primeiro experimento, pode-se destacar o fato de que as diferentes medidas de volatilidade utilizadas obtiveram resultados semelhantes e levaram às mesmas conclusões. A hipótese de ausência de prêmio de volatilidade foi fortemente rejeitada para o conjunto de ações do Ibovespa testado. Os resultados obtidos neste experimento apontaram para um prêmio de volatilidade positivo, o que está em linha com a moderna teoria de portfólio.

Já o segundo experimento gerou resultados também semelhantes para as diferentes medidas de volatilidade, porém não fortes o suficiente para levar à rejeição da hipótese de ausência de prêmio de volatilidade.

Os caminhos para o prosseguimento deste trabalho também podem ser divididos em dois grupos. Do ponto de vista teórico, o estudo das propriedades assintóticas do teste seria um passo importante, assim como estudos em amostras finitas, baseados em simulações, que podem mostrar a potência do teste contra hipóteses alternativas selecionadas. Em termos de aplicação, a utilização de dados americanos seria interessante no sentido de tornar os resultados mais comparáveis ao restante da literatura.

5 Bibliografia

Campbell, J.Y. , L. Hentschel (1992). No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 21, 281-318.

French, K. , G.W. Schwert e R. Stambaugh (1987). Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics* 19, 3-30.

Glosten, L., R. Jagannathan e D. Runkle (1993). On the Relation Between Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks, *Journal of Finance* 48, 1779-1802.

Lintner, John (1965). "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets". *The Review of Economics and Statistics* 47 (1): 13-39.

Markowitz, H.M. (1952). Portfolio Selection, *Journal of Finance*, 7 (1), 77-91.

Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity In Asst Returns: A New Approach, *Econometric* 59, 347-370.

Sharpe, W.F. (1966). Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, 39, 119-138.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)