
ALGUMAS PROPRIEDADES ESTATÍSTICAS DA RENTABILIDADE DE TÍTULOS DA B.V.L.: UM ESTUDO EMPÍRICO

SOME STATISTICAL PROPERTIES OF LISBON STOCK EXCHANGE RETURNS: AN EMPIRICAL STUDY

Autor: João Miguel Neto Simão

Técnico Superior do Instituto Nacional de Estatística

RESUMO:

- Este trabalho, estuda as principais propriedades estatísticas das séries de rentabilidade diária no mercado accionista português, tendo-se seleccionado para o efeito três títulos e um índice da B.V.L.. Observa-se que as séries da rentabilidade são fortemente leptocúrticas, têm uma distribuição estatística diferente da Normal, variância não constante e dependente de t e são não lineares. No entanto, a principal conclusão é que as séries exibem autocorrelação que não se deve à presença de heteroscedasticidade condicional, abrindo-se perspectivas quanto à obtenção de ganhos acima da média do mercado. Estas características são em tudo semelhantes às obtidas para outros mercados mais desenvolvidos.

PALAVRAS-CHAVE:

- *mercado de acções; rentabilidade; autocorrelação; não linearidade; heteroscedasticidade condicional.*

ABSTRACT:

- This work studies the main statistical properties of daily returns in the Portuguese stock market, for which were selected three stocks and an index of Lisbon Stock Exchange. Emphasising the behaviour of variance and autocorrelation, was observed that the returns are strongly leptocurtic, have a non-Normal statistical distribution, variance not constant and t dependent and, also, that they are non-linear. However, the main conclusion is that the series exhibit an autocorrelation, which is not due to the presence of conditional heteroscedasticity, opening some perspectives concerning predictability. This characteristics are similar to others obtained in more developed markets.

KEY-WORDS:

- *stock market; returns; autocorrelation; non-linearity; conditional heteroscedasticity.*

I. INTRODUÇÃO

Historicamente, diversos estudos acerca do comportamento dos mercados financeiros, e do mercado de acções em particular, sugeriam que a rentabilidade esperada de estratégias especulativas (ou estratégias que não fossem de longo prazo) deveria ser zero. Esta lógica era apoiada na teoria da eficiência, segundo a qual, num mercado competitivo os preços reflectem instantaneamente toda a informação disponível, não havendo, portanto, lugar a ganhos consistentemente superiores à rentabilidade média obtida pelo mercado. Desta forma, a rentabilidade era caracterizada, em termos estatísticos, por ser uma sucessão de variáveis aleatórias independentes, podendo ser representada pelo modelo de passeio aleatório. Diversos testes à autocorrelação pareciam confirmar o modelo. Estas eram razões para crer na inutilidade das estratégias baseadas em preços passados.

No entanto, durante os últimos dez anos (final da década de 80) vários trabalhos chegaram a conclusões diferentes, evidenciando predictibilidade da rentabilidade, quer para horizontes temporais curtos, quer longos.

O objectivo deste trabalho consiste em estudar as propriedades estatísticas da rentabilidade (com especial destaque para a autocorrelação) de títulos da BVL, investigar a teoria do passeio aleatório, e comparar os resultados com os de outros estudos para os diversos mercados mundiais. Seleccionaram-se, para isso, quatro séries diárias (três acções e um índice) e estudaram-se as suas propriedades estatísticas para um período de nove anos (1988-1996).

II. APRESENTAÇÃO DOS DADOS

Nesta secção analisar-se-á as propriedades estatísticas das séries. O objectivo é caracterizar o comportamento da rentabilidade, determinando se segue um processo ruído branco como por vezes é sugerido em alguma literatura. Convém por isso mesmo começar por definir alguns termos.

Admite-se como modelo de rendimento esperado ou modelo *'fair game'* aquele em que se verifica,

$$E(p_{t+1} / \Phi_t) = [1 + E(r_{t+1} / \Phi_t)] p_t$$

onde E designa o operador valor esperado,

p_t o preço no momento t ,

r_{t+1} é a rentabilidade no momento $t+1$,

Φ_t é o conjunto da informação disponível no momento t .

Diz-se que os preços constituem uma **martingala** se $E(p_{t+1} / \Phi_t) = p_t$ ou $E(r_{t+1} / \Phi_t) = 0$, isto é, quando se está perante uma média nula de rendimentos.

Os preços constituem uma **submartingala** se, $E(p_{t+1} / \Phi_t) > p_t$ ou $E(r_{t+1} / \Phi_t) > 0$, isto é, se o valor esperado do preço no próximo período é maior do que o preço corrente.

A evolução dos preços diz-se um **passeio aleatório** quando, $p_t = p_{t-1} + e_t$, com $r_t = e_t$, onde os valores e_t constituem uma sucessão de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas¹ (i.i.d.).

Recursivamente pode escrever-se, $p_t = p_0 + \sum_{i=1}^t e_i$, pondo em destaque que com este modelo as variações dos preços (rentabilidade) não têm memória e, portanto, os preços do passado não podem ser aproveitados na previsão dos preços futuros. Ou seja, na previsão do preço para o momento t , (p_t) , é irrelevante a informação dos preços antecedentes.

Verifica-se assim que, o modelo passeio aleatório é o mais restritivo dos três aqui apresentados. Como refere Soares(1994), a condição de passeio aleatório é suficiente mas não necessária para a existência de eficiência fraca. “Ao contrário do modelo passeio aleatório, os modelos martingala e submartingala não exigem independência nem identidade de toda a distribuição ao longo do tempo, mas somente da média. Admitem, por isso, eventuais alterações no risco associado a um dado título, com consequentes modificações na sua variância ou na variância condicional”.

Observa-se que a condição de independência assume alguma importância: a sua verificação significa a aceitação do modelo de passeio aleatório e da teoria da eficiência, enquanto que a sua negação pode significar outras hipóteses, condizentes ou não, com a teoria da eficiência.

a) Aspectos metodológicos

Considerando-se que não há vantagem em recuar para além de 1988 (devido à pouca importância do mercado), o período em estudo tem início a 1/1/88 e termina a 31/12/96. São nove anos de cotações diárias e perto de 2000 observações.

Seleccionaram-se os três títulos que apresentavam maior liquidez, garantindo um maior número de dias com transacções, e o índice mais antigo: **BCP, Lisnave, Soares da Costa e Índice BTA**.

Acrescente-se que os títulos escolhidos pertencem a actividades económicas diferenciadas, evitando-se que as séries dos preços possuam comportamentos comuns a um só sector. A inclusão de um índice de acções parece importante porque, podendo ser visto como uma carteira do mercado, poderá trazer algumas diferenças ao nível da volatilidade.

Os preços dos títulos são cotações diárias de fecho corrigidas sempre que se justifique por cada uma das situações: distribuição de dividendos, alteração do valor nominal, incorporação de reservas, subscrição de aumento de capital reservado a accionistas. Foram eliminados os dias em que os títulos não tiveram transacções.

A rentabilidade é calculada pelo logaritmo do quociente das cotações corrigidas:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right).$$

b) Comportamento da rentabilidade

A média parece ser constante e muito próxima de zero.

¹ Em geral a distribuição comum às variáveis é a Normal.

As variações não são constantes ao longo do tempo. É visível que para o primeiro semestre de 1992 e para o ano de 1996, a variabilidade é inferior à verificada nos anos de 1988 a 1990.

Conclui-se que as séries revelam razoável estacionaridade da média mas não são estacionárias em variância.

Gráfico II.1.a)

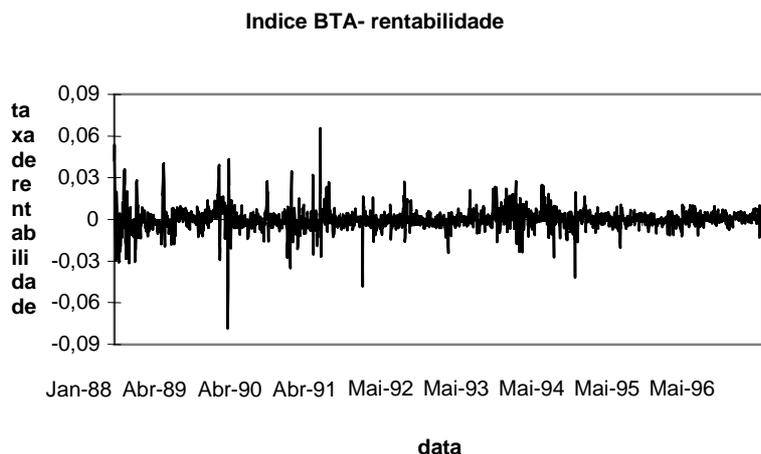


Gráfico II.1.b)

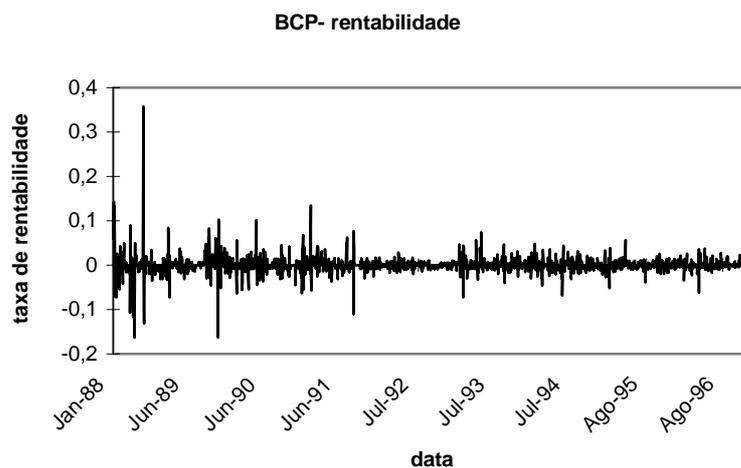


Gráfico II.1.c)

LISNAVE- rentabilidade

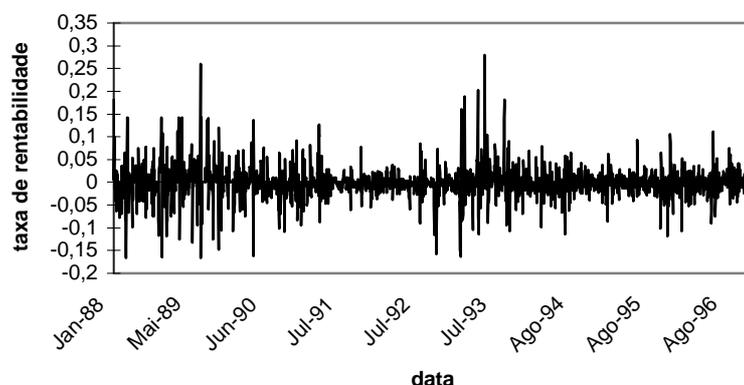
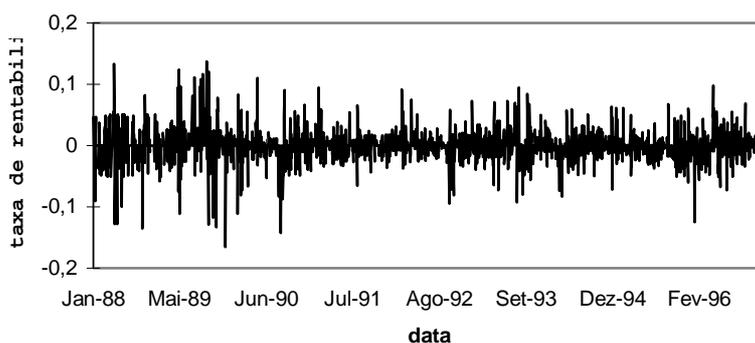


Gráfico II.1.d)

SOARES DA COSTA- rentabilidade



c) Estatísticas da rentabilidade

No quadro II.1 constam algumas estatísticas básicas que permitem uma primeira caracterização das séries, de que se salienta:

- ⇒ As séries são fortemente leptocúrticas;
- ⇒ Apresentam alguma assimetria, principalmente o BCP;
- ⇒ A Lisnave é a única a apresentar a rentabilidade média diária negativa;
- ⇒ Como se esperava, no que diz respeito à variação dos preços, o Índice BTA apresenta resultados algo diferentes em comparação com as outras séries. Os máximos e mínimos são menores em módulo, assim como o desvio-padrão. A explicação será, pois, o facto de ser uma carteira de títulos, o que diminui o risco específico, e daí a variabilidade geral;
- ⇒ O BCP tem um desvio-padrão inferior à Soares da Costa e à Lisnave fazendo jus à sua condição de 'blue chip';
- ⇒ A estatística Kolmogorov-Smirnov (estatística D) confirma o que os valores para a kurtosis já indicavam, ou seja, é rejeitada com um nível de significância de 1% a hipótese de se estar na presença de distribuições Normais.

QUADRO II.1

Estatísticas descritivas da rentabilidade (r_t)

	Índice BTA	BCP	Lisnave	Soares da Costa
N.º Observações	2155	2093	2083	1942
Média	0.000019	0.000307	-0.00026	0.000325
Máximo	0.065793	0.356826	0.279485	0.137623
Mínimo	-0.07861	-0.16299	-0.16599	-0.16532
Desvio padrão	0.008002	0.018628	0.035151	0.026536
Skewness	0.250944	3.022363	0.632751	-0.12779
Kurtosis ²	12.40319	78.87239	8.726215	5.91367
Estatística D ³	0.114063	0.165829	0.13189	0.12783

III. CARACTERIZAÇÃO ESTATÍSTICA DA RENTABILIDADE

a) Estudo da autocorrelação

Um processo estacionário tem como expressão do estimador da função autocorrelação

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (r_t - \bar{r})(r_{t+k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^N (r_t - \bar{r})^2}$$

onde r_t é a rentabilidade no momento t ,

\bar{r} é a rentabilidade média dos preços, ou seja $\bar{r} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N r_t$

k é a ordem da autocorrelação.

A variância de $\hat{\rho}_k$, quando o processo é ruído branco, é dada por $\text{var}(\hat{\rho}_k) \approx \frac{1}{N}$,

calculando-se intervalos a $\pm 1.96 \sqrt{\frac{1}{N}}$ (para um nível de significância de 5%) para testar a nulidade das autocorrelações.

Os gráficos da função autocorrelação das quatro séries mostram valores estatisticamente significativos para vários lags, com destaque para o Índice, que apresenta autocorrelação substancialmente mais elevada do que os títulos.

² O elevado valor respeitante ao BCP deve-se a uma observação extrema (rentabilidade de 0.36 em 16/1/88). Se se retirar essa observação a kurtosis diminui para 22.77.

³ Para valores superiores a $\frac{1.031}{\sqrt{N}}$ é rejeitada a um nível de significância de 1%, a hipótese de se estar na presença de uma distribuição Normal.

Gráfico III.1.a)
 ÍNDICE BTA
 Função Autocorrelação

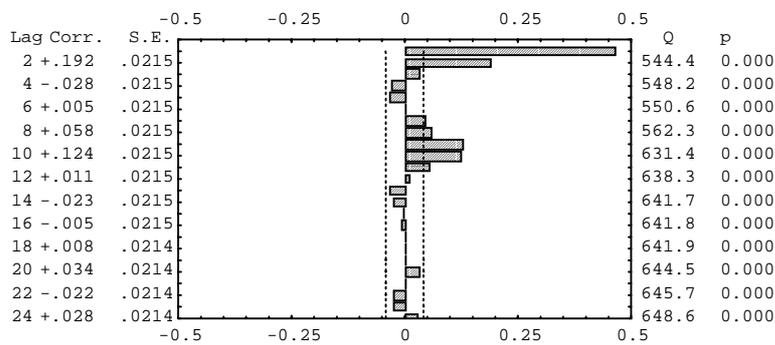


Gráfico III.1.b)
 BCP
 Função Autocorrelação

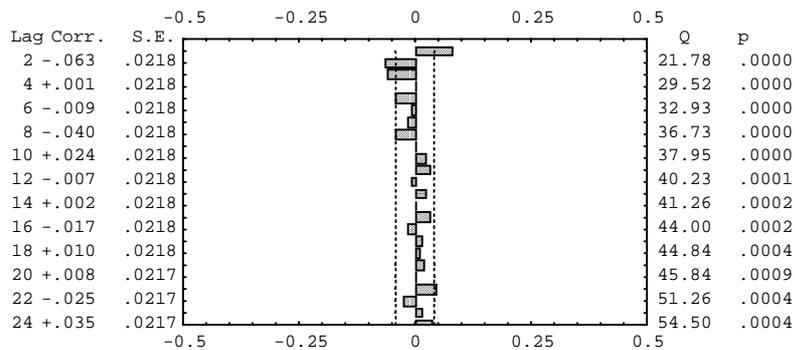
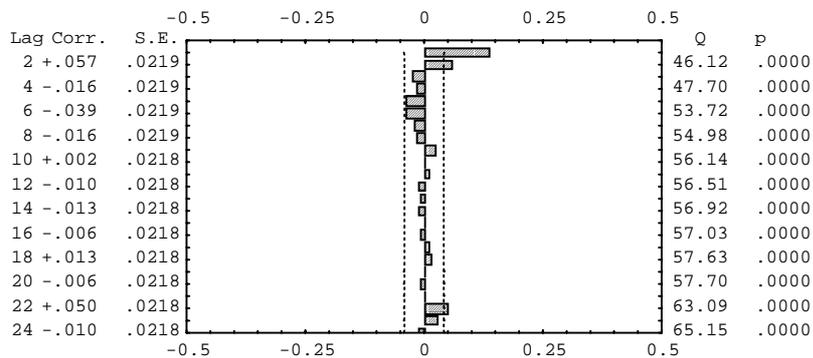
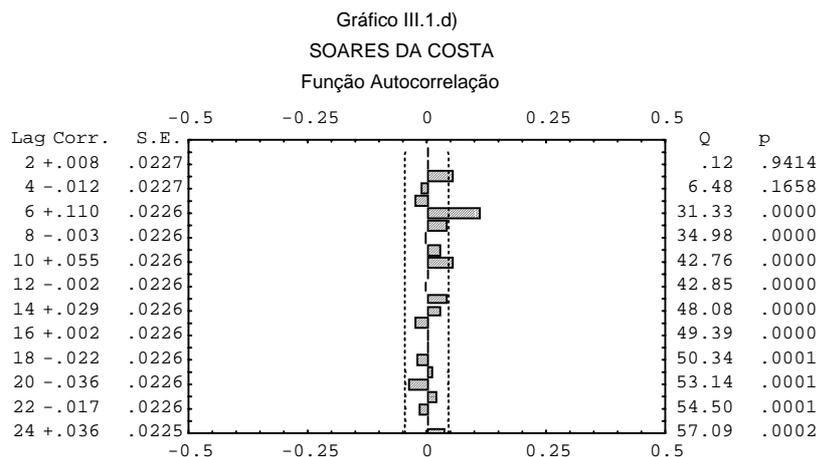


Gráfico III.1.c)
 LISNAVE
 Função Autocorreção





Apesar destes resultados levarem a crer que as séries não sejam ruído branco, é necessário afirmá-lo com reservas porque: (i) a rentabilidade é não estacionária em variância e (ii) há que proceder ao estudo da linearidade.

b) Teste à linearidade

O estudo da autocorrelação das séries originais (rentabilidade), dos quadrados e dos módulos das séries permite concluir acerca da linearidade das séries. A presença significativa de maior autocorrelação entre os quadrados, ou entre os valores absolutos⁴, do que entre os valores originais de uma série, é indício da presença de não linearidade.

Recorrendo ao teste de L-B às primeiras 10, 30 e 50 autocorrelações, indicam-se, no quadro III.1, os valores Q das séries originais, dos quadrados e dos valores absolutos⁵.

QUADRO III.1
Teste de *portmanteau* à rentabilidade

	Q10	Q30	Q50
Índice BTA			
r	631.37	679.89	715.66
r ²	552.63	708.12	800.26
r	1596.15	2331.36	2714.06
BCP			
r	37.95	82.29	117.36
r ²	54.99	116.33	145.15
r	365.43	490.46	546.91
Lisnave			
r	56.14	85.53	127.04
r ²	275.18	323.22	353.93
r	619.91	691.69	741.97
Soares da Costa			
r	42.76	59.41	90.35
r ²	164.90	258.39	302.13
r	259.22	327.36	356.75

Após a sua análise verifica-se não o decréscimo, mas antes o aumento dos valores Q para as séries dos quadrados e dos valores absolutos, significando que se está na presença de não linearidade.

⁴ Veja-se também Taylor (1989).

⁵ Os valores críticos para um nível de significância de 5% são 18.3, 43.8 e 67.5, respectivamente para os lags 10, 30 e 50.

c) Igualdade das variâncias

A variabilidade do segundo momento já tinha sido equacionada quando se observou os gráficos da rentabilidade. Pretende-se agora continuar esse estudo, incidindo sobre a variância trimestral. Assim, calculou-se 36 variâncias amostrais, uma por trimestre, que se dispõem nos gráficos que se seguem.

A análise gráfica confirma que a variância atinge valores muito diferenciados ao longo do tempo estudado. São de registar algumas particularidades interessantes:

- ⇒ os altos valores do ano de 1988 contrastam com os menores valores dos anos de 1995 e 1996.
- ⇒ o ano de 1992 apresenta valores particularmente reduzidos (já notado nos gráficos da rentabilidade);
- ⇒ a série do Índice (representada em escala diferente) é a que apresenta a variância mais baixa, estando a Lisnave no outro extremo;

De onde se conclui que a variância não foi constante ao longo dos nove anos.

Gráfico III.2.a)

Índice BTA- variância trimestral

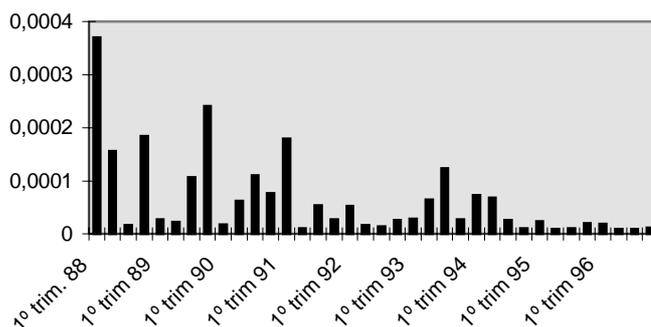


Gráfico III.2.b)

BCP- variância trimestral

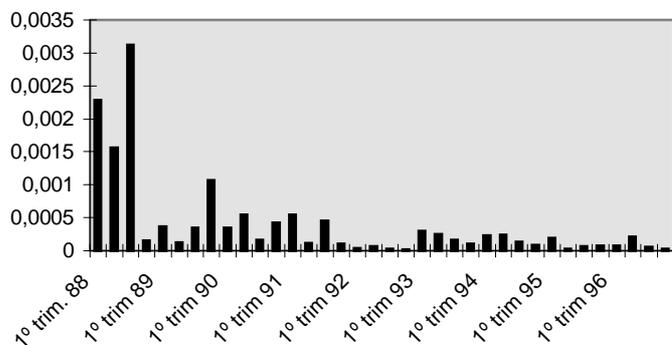


Gráfico III.2.c)

LISNAVE- variância trimestral

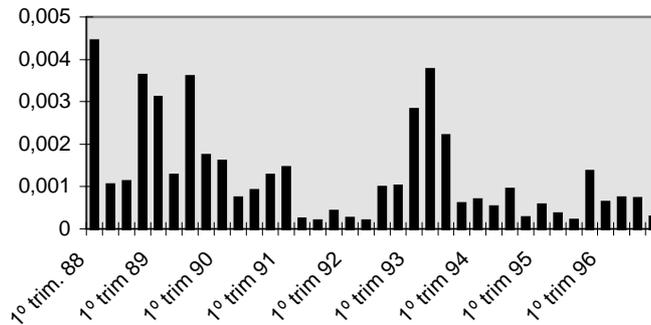
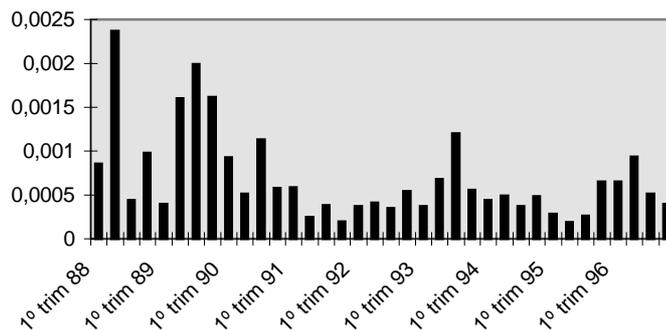


Gráfico III.2.d)

SOARES DA COSTA- variância trimestral



d) Testes corrigidos de heteroscedasticidade

A não linearidade revelada no ponto b) e a variância não constante que se verificou nos gráficos III.2, sugerem a presença de heteroscedasticidade condicional.

Ao contrário dos casos homoscedásticos, onde a variância é constante ao longo do tempo, i.e.

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t | X_t) &= E\left\{[u_t - E(u_t)]^2 | X_t\right\} \\ &= E(u_t^2 | X_t) \\ &= \sigma^2 \end{aligned}$$

nos casos heteroscedásticos tem-se,

$$\text{var}(u_t | X_t) = \sigma_t^2.$$

Esta diferença é fundamental quando se investiga a autocorrelação dos dados. Assim, nos gráficos da FAC que constam de III.1) a variância pode estar subestimada, influenciando dessa forma a largura das bandas.

Conhecem-se dois testes que consideram esse aspecto: o da autocorrelação com bandas corrigidas, sugerido por Diebold e o do rácio das variâncias proposto por Lo e MacKinlay. Ambos são aplicados com o objectivo de verificar se a negação do passeio aleatório se deve exclusivamente à presença de heteroscedasticidade nas séries, ou se se deve ao facto de haver autocorrelação.

d.1) Autocorrelação com bandas corrigidas

Para processos heteroscedásticos as autocorrelações apresentam, de acordo com o sugerido por Diebold⁶,

$$\rho_k \sim N\left(0, \frac{1}{N} \left(1 + \frac{\gamma_{r_t^2}(k)}{\sigma^4}\right)\right)$$

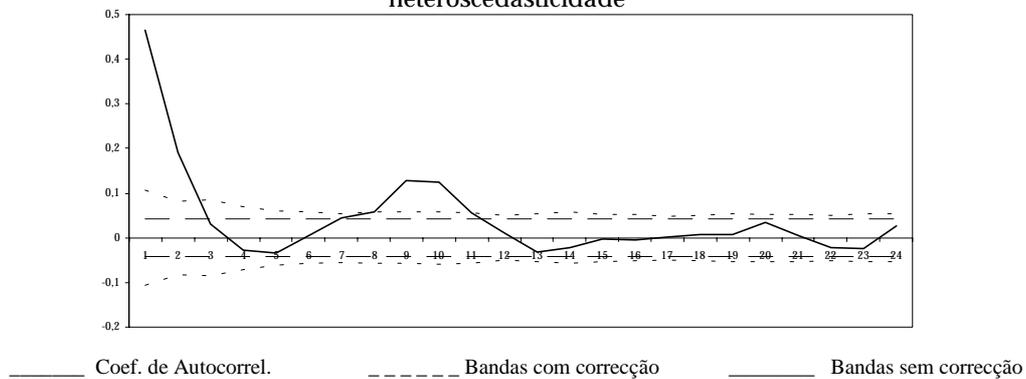
em que $\gamma_{r_t^2}(k)$ é a autocovariância dos quadrados de r_t e r_{t+k} , e

σ^4 é o quadrado da variância.

Consequentemente, as bandas corrigidas vêm,

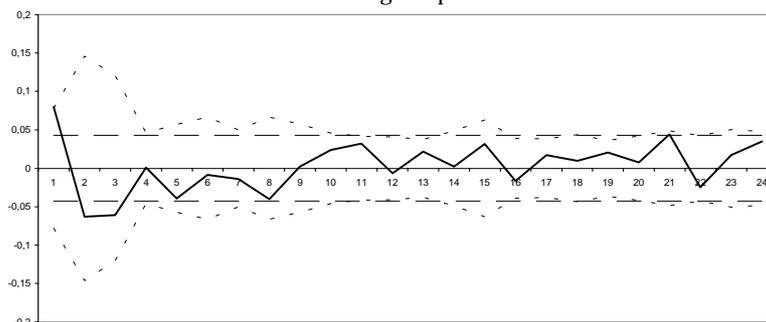
$$1.96 \pm \sqrt{\frac{1}{N} \left(1 + \frac{\gamma_{r_t^2}(k)}{\sigma^4}\right)}$$

Gráfico III.3.a)
Índice BTA- FAC com bandas corrigidas de heteroscedasticidade



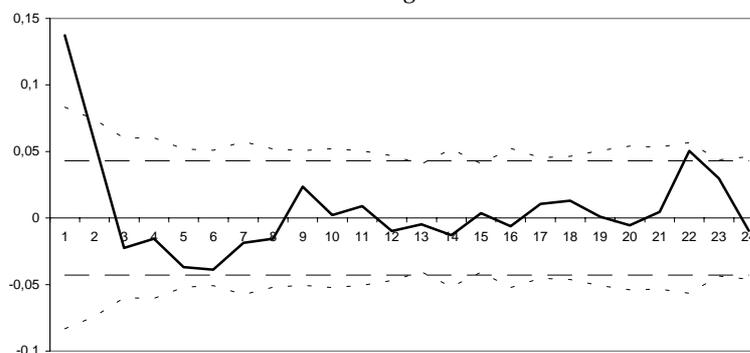
⁶ Veja-se Soares (1994).

Gráfico III.3.b)
BCP- FAC com bandas corrigidas pela heteroscedaticidade



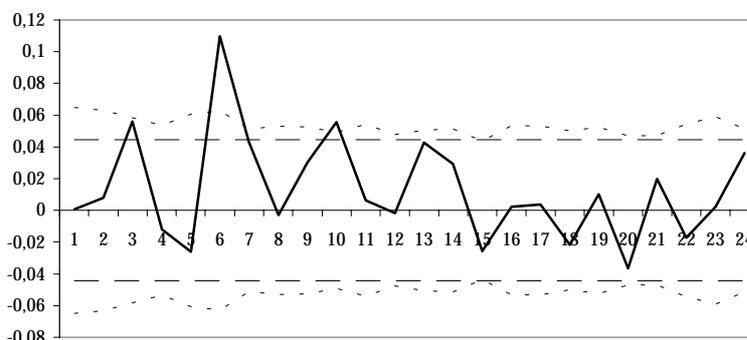
_____ Coef. de Autocorrel. - - - - - Bandas com correção _____ Bandas sem correção

Gráfico III.3.c)
LISNAVE- FAC com bandas corrigidas de heteroscedasticidade



_____ Coef. de Autocorrel. - - - - - Bandas com correção _____ Bandas sem correção

Gráfico III.3.d)
SOARES DA COSTA- FAC com bandas corrigidas de heteroscedasticidade



_____ Coef. de Autocorrel. - - - - - Bandas com correção _____ Bandas sem correção

A FAC do Índice mostra que os principais lags (1, 2, 9, 10) continuam de fora da banda corrigida. Apenas os lags que exibiam uma autocorrelação pequena estão agora dentro das bandas (8 e 11).

Para o BCP a ligeira autocorrelação exibida para os primeiros três *lags*, fica agora quase por completo dentro das bandas corrigidas.

Quanto à Lisnave, o primeiro *lag* manteve-se fora, mas o segundo está dentro das novas bandas.

Finalmente em relação à Soares da Costa os *lags* 6 e 10 mantêm-se de fora das bandas.

De uma forma geral as bandas corrigidas diluem o significado dos *lags* de autocorrelações mais ligeiras.

No entanto, fica mostrado que existe autocorrelação evidente para o Índice, a Lisnave e a Soares da Costa, e menor para o BCP.

d.2) Teste ao rácio das variâncias

O princípio subjacente ao presente teste decorre do facto de, num processo não autocorrelacionado, a variância dos incrementos ser linear no intervalo amostral, ou seja, a variância de q diferenças tem que ser q vezes a variância da primeira diferença. Se se tiver $nq + 1$ logaritmos dos preços diários $S_0, S_1, S_2, \dots, S_{nq}$, o rácio de $\frac{1}{q}$ da variância de $(S_t - S_{t-q})$ sobre a variância de $(S_t - S_{t-1})$ deve ser, aproximadamente igual a um.

Testa-se a plausibilidade dos dados serem autocorrelacionados, verificando se o RV é estatisticamente diferente de um.

O rácio das variâncias é dado por $VR(q) = \frac{\sigma_c^2(q)}{\sigma_a^2(q)}$, onde

$$\sigma_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (S_t - S_{t-q} - q\hat{\mu})^2$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right)$$

e

$$\sigma_a^2(q) = \frac{1}{nq - 1} \sum_{t=1}^{nq} (S_t - S_{t-1} - \hat{\mu})^2$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (S_{nq} - S_0)$$

Lo e MacKinlay (1988) propõem a estatística robusta à heteroscedasticidade⁷

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi^*(q)]^{1/2}} \overset{a}{\sim} N(0,1), \text{ para ensaiar a hipótese:}$$

⁷ Lo e MacKinlay (1988) derivam também a estatística teste $Z(q)$ aplicável no pressuposto da rentabilidade ser homoscedástica, no entanto como referem “*Since there is already a growing consensus among financial economists that volatilities do change over time, a rejection of the RW hypothesis because of heteroscedasticity would not be of much interest*”. Por esse motivo não se apresenta o teste $Z(q)$.

H_0 : o rácio das variâncias é igual a um (a autocorrelação é nula)

H_1 : o rácio das variâncias é diferente de um (existe autocorrelação).

Rejeita-se a hipótese nula (H_0) ao nível de significância de 5%, quando $|Z^*(q)| > 1.96$.

Os resultados são apresentados no quadro II.2.

QUADRO II.2

O rácio das variâncias $VR(q)$ estão reportados nas linhas principais. O teste estatístico robusto à heteroscedasticidade $Z^*(q)$ encontra-se abaixo entre parêntesis. Os rácios das variâncias são estatisticamente significativos a um nível de 5% para valores iguais ou superiores a 1,96.

	2	4	8	16
Índice BTA	1.46	1.86	2.06	2.50
	(22.84)	(24.77)	(21.30)	(23.29)
BCP	1.08	1.00	0.85	0.79
	(1.97)	(-0.03)	(-0.98)	(-1.02)
Lisnave	1.14	1.26	1.26	1.27
	(2.00)	(2.11)	(1.47)	(1.15)
Soares da Costa	1.00	1.04	1.12	1.33
	(0.02)	(0.52)	(1.10)	(2.12)

Para os quatro intervalos ($q=2, 4, 8, 16$) o Índice BTA apresenta valores muito significativos. Para a Lisnave acontece por duas vezes, e para o BCP e Soares da Costa apenas por uma.

Os valores apontam para que se rejeite o modelo passeio aleatório devido à dependência entre os dados e não pela presença de heteroscedasticidade condicional.

As conclusões são idênticos às obtidas pela FAC com bandas corrigidas.⁸

IV. CONCLUSÕES

Os elevados valores apresentados pela kurtosis bem como a não linearidade evidenciada leva a afirmar que se está perante séries heteroscedásticas com distribuições não normais.

Os testes à autocorrelação corrigidos da heteroscedasticidade, sendo robustos a algumas das características anteriormente detectadas (heteroscedasticidade e não normalidade) permitem concluir de forma mais concreta acerca da dependência entre os dados. Os resultados revelam que existe efectivamente autocorrelação e que esta não se deve apenas à presença de heteroscedasticidade.

⁸ Nem sempre existe sintonia de resultados entre, o teste ao RV e o da FAC com bandas corrigidas. Veja-se Liu e He (1991).

Note-se que este resultado abre a possibilidade de se procurarem formas de prever a rentabilidade futura com base no conhecimento da rentabilidade passada. O que não significa que se possa retirar, para já, conclusões quanto à (in)eficiência do mercado (ou dos títulos). Para tal, é necessário investigar se a autocorrelação existente é suficiente para ser explorada em termos económicos.

As conclusões a que se chegou para o mercado português estão de acordo, no essencial, com os resultados evidenciados por outros estudos para mercados mais desenvolvidos. Brock *et al* (1992), para o índice Dow Jones, Theodossiou e Lee (1995) para os índices dos mercados da Austrália, Bélgica, Canadá, França, Itália, Japão, Suíça, Reino Unido, EUA e Alemanha, e Blasco *et al* (1997) para o mercado espanhol, são disso exemplo. No entanto, exceptuando este último, as séries estudadas são Índices, que como se viu têm características particulares.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BLASCO, NATIVIDAD., CRISTINA DEL RIO, e RAFAEL SANTAMARÍA (1997)
“The Random Walk Hypothesis in the Spanish Stock Market: 1980-1992”
Journal of Business Finance & Accounting, 24(5): 667-683.
- BROCK, WILLIAM, JOSEF LAKONISHOK, e BLAKE LEBARON, (1992)
“Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns”
The Journal of Finance :1731-1764.
- CAMPBELL JOHN Y., ANDREW W. LO, e A. CRAIG MACKINLAY, (1997)
“The Econometrics of Financial Markets”
Princeton University Press, New Jersey.
- COCHRAN, STEVEN J., e ROBERT DEFINA, (1995)
“New Evidence on Predictability in World Equity Markets”
Journal of Business Finance & Accounting, 22(6): 845-854.
- CORHAY, A., e A. TOURANI RAD, (1994)
“Statistical Properties of Daily Returns: Evidence from European Stock Markets”
Journal of Business Finance & Accounting, 21(2): 271-282.
- GUJARATI, DAMODAR, N. (1995)
“Basic Econometrics”
3rd. edition, *McGraw-Hill International Editions*.
- LIU, CHRISTINA Y., e JIA HE, (1991)
“A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates”
The Journal of Finance 46: 773-785.
- LO, ANDREW W., e A. CRAIG MACKINLAY, (1988)
“Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”
The Review of Financial Studies 1: 41-66.
- MURTEIRA, BENTO J. F., DANIEL A. MULLER, e K. FERIDUN TURKMAN, (1993)
“Análise de Sucessões Cronológicas”
McGraw-Hill de Portugal.
- MILLS, TERENCE C., (1994)
“The Econometric Modelling of Financial Time Series”
Cambridge University Press.
- NICHOLLS, DES e DAVID TONURI (1995)
“Modelling Stock Market Volatility in Australia”
Journal of Business & Finance Accounting 22(3): 377-396.
- SIMÃO, JOÃO NETO (1998)
“Um Teste à Eficácia de Regras de Transacção Aplicadas a Títulos da B.V.L.”
Tese de Mestrado, *Universidade Nova de Lisboa, Instituto Superior de Estatística e Gestão da Informação*.

SIMÃO, JOÃO NETO e JOÃO OLIVEIRA SOARES (1999)

“Evaluating the Performance of Moving Average Trading Rules”

Portuguese Review os Financial Markets vol.II-nr.1-May 1999: 5-14.

SOARES, JOÃO AGOSTINHO DE OLIVEIRA, (1994)

“Preços de Acções na Bolsa de Valores de Lisboa: Análise, Previsão e Regras de Compra e Venda”

Tese de Doutoramento, *Universidade Técnica de Lisboa, Instituto Superior Técnico*.

TAYLOR, STEPHEN (1989)

“Modelling Financial Time Series”

John Wiley & Sons.

THEODOSSIOU, PANAYIOTIS e UNRO LEE, (1995)

“Relationship Between Volatility and Expected Returns Across International Stock Markets”

Journal of Business & Finance Accounting 22(2): 289-300.