

PARTICULARIDADES DO MERCADO FINANCEIRO LATINO-AMERICANO

Paulo Sergio Ceretta

Doutorando em Engenharia de Produção
da Universidade Federal de Santa Maria e
Professor de Finanças da UFSC.
E-mail: ceretta@eps.ufsc.br

Newton C. A. da Costa Jr.

Doutor em Administração pela FGV-EAESP
e Professor de Finanças da UFSC.
E-mail: newton@eps.ufsc.br

RESUMO

Este artigo investiga o relacionamento risco-retorno, a presença de comportamento assimétrico na volatilidade condicionada e a de sazonalidade diária nas variações de preço e na própria volatilidade dos índices representativos dos mercados de ações. O estudo examina cinco países da América Latina, no período de janeiro de 1994 a junho de 1999. Foi utilizado o modelo GJR-GARCH (1,1)-M estimado por máxima verossimilhança. Os resultados obtidos sugerem que não há relacionamento significativo entre volatilidade condicionada e retorno. A volatilidade condicionada, por sua vez, exibe um comportamento assimétrico na maioria dos países. A sazonalidade diária nas taxas de retorno ocorre no México, Peru e Venezuela, enquanto a sazonalidade diária na volatilidade condicionada não se mostra significativa em nenhum dos cinco países.

ABSTRACT

This article investigates the risk-return relationship, the presence of asymmetric behavior in the conditional volatility and the presence of daily seasonalities in price variation and in the volatility of stock market indices. The study examines five Latin American stock market indices, in the period from January of 1994 to June of 1999. It was used the GJR-GARCH (1,1)-M model estimated by maximum likelihood. The results suggest that there is no significant relationship among conditional volatility and return. The conditional volatility exhibits an asymmetric behavior in most of the countries. The daily seasonalities in the returns were detected in Mexico, Peru and Venezuela. The conditional volatility did not show any seasonality in any of the indices studied.

PALAVRAS-CHAVE

Efeito dia da semana, mercado de ações, América Latina, risco e retorno, heteroscedasticidade.

KEY WORDS

Seasonality, conditional volatility, Latin America, risk and return, heteroscedasticity.

INTRODUÇÃO

O relacionamento entre risco e retorno é um dos pilares mestre da moderna teoria de finanças. É de se esperar que um investidor racional opte, dentre dois investimentos de mesmo risco, por aquele que oferecer maior retorno esperado ou, de forma contrária, dentre dois investimentos com mesma expectativa de retorno, por aquele que oferecer menor grau de risco. Na atualidade, não há um consenso sobre qual a melhor medida de risco a ser utilizada. Porém, independente da medida a ser tomada, ela deverá ter uma relação significativa com a taxa de retorno.

Um aspecto importante desse relacionamento é como antever o comportamento do risco de um investimento. Muitas formulações têm sido propostas na literatura especializada para prever o comportamento da volatilidade como medida de risco. As mais populares são da classe da Heteroscedasticidade Condicional Auto-Regressiva (ARCH) e sua forma Generalizada (GARCH). Como os próprios nomes induzem, a grande vantagem desses modelos é que eles são ajustáveis a dados que possuem problemas de autocorrelação, heteroscedasticidade e assimetria (problemas comuns em variáveis relacionadas ao mercado financeiro).

No mercado financeiro, conhecimento antecipado, por parte do investidor, de um comportamento sazonal nas variações dos preços das ações e nas variações da volatilidade pode facilitar a estruturação de estratégias de negociação que possibilitem ganhos anormais.

Este estudo procura evidências, em cinco países da América Latina, do relacionamento entre retorno e volatilidade condicionada (risco) e de comportamento assimétrico na volatilidade, utilizando a modelagem da família ARCH. Também é investigada a sazonalidade no comportamento das variações dos preços das ações e na sua volatilidade, com a inclusão de variáveis *dummy*. A pesquisa foi realizada utilizando-se a taxa de rentabilidade diária dos índices representativos desses mercados com base no preço de fechamento.

O artigo está organizado da seguinte forma: na próxima seção, é apresentada uma breve revisão teórica referente à sazonalidade nas variações dos preços das ações, volatilidade condicionada e o relacionamento risco-retorno; na seção seguinte, são descritos os dados e a metodo-

logia utilizada; na quarta seção, apresentam-se os resultados obtidos e, na quinta seção, conclui-se o artigo.

SAZONALIDADE, VOLATILIDADE CONDICIONADA E RELACIONAMENTO RISCO-RETORNO

Um ponto polêmico na teoria de finanças é a hipótese de Mercado Eficiente, que passou a ganhar grande destaque após a publicação do estatístico Kendall (1953), que estudou o comportamento das variações nos preços das ações e *commodities* na Bolsa de Valores de Londres. O autor concluiu que as variações eram completamente aleatórias, ou seja, havia ausência de qualquer regularidade, como ciclos ou sazonalidades.

No mercado financeiro, conhecimento antecipado, por parte do investidor, de um comportamento sazonal nas variações dos preços das ações e nas variações da volatilidade pode facilitar a estruturação de estratégias de negociação que possibilitem ganhos anormais.

Segundo Fama (1991), sendo o comportamento do preço das ações totalmente aleatório, não é possível aos investidores estruturarem estratégias de negociação sustentadas em intervalos específicos de tempo que produzam taxas de retorno acima do normal. Assim, com a chegada aleatória de informações ao mercado, as variações no preço das ações continuaram o seu percurso, também aleatório, pois o preço da ação reflete todo o conjunto de informações disponíveis.

Nos anos 80, foram publicados vários estudos que questionaram a validade do pressuposto de que a variação no preço das ações percorre um caminho aleatório. As anomalias encontradas, por meio desses estudos, dizem respeito ao efeito tamanho da firma (Banz, 1981), efeito dia da semana (Lakonishok e Levi, 1982), efeito mês do ano (Tinic e West, 1984) e efeito preço lucro (Cook e Rozeff, 1984).

No Brasil, Costa Jr. (1990) estudou o comportamento das variações diárias no preço do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), no período de janeiro de 1986 a mar-

ço de 1989. Nesse estudo, o autor concluiu que existia uma anomalia temporal diária, ou seja, as variações no preço do índice nos dias do início da semana eram inferiores às variações dos dias mais próximos ao final da semana.

Bayar e Kan (1999) apresentaram um estudo atualizando a evidência internacional do efeito dia da semana em 19 mercados (Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Hong Kong, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Espanha, Suécia, Suíça, Inglaterra e Estados Unidos). Os autores analisaram o período de julho de 1993 a julho de 1998. Eles utilizaram a metodologia tradicional por mínimos quadrados ordinários e identificaram taxas médias de retorno mais elevadas na terça e na quarta-feira e taxas médias mais baixas na quinta e na sexta-feira.

Os modelos da família ARCH têm sido as ferramentas mais poderosas utilizadas para capturar as oscilações da volatilidade ao longo de uma série de dados financeiros. Bollerslev, Chou e Kroner (1992) apresentam uma vasta revisão da teoria e evidências empíricas da aplicação em finanças. Basicamente, os modelos ARCH/GARCH capturam as oscilações na volatilidade condicionada observando o quadrado do erro e a própria volatilidade condicionada em períodos anteriores, geralmente, utilizando-se o período imediatamente anterior. Os modelos ARCH/GARCH-padrão são simétricos, ou seja, independente de a previsão do erro ser negativa ou positiva, seu efeito sobre a volatilidade será o mesmo.

Nelson (1991) e Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) comprovaram, no mercado norte-americano, que a influência exercida por eventos negativos sobre a volatilidade é superior àquela causada por eventos positivos. Esse fato evidencia a característica assimétrica da volatilidade condicionada. Vários modelos têm sido propostos para capturar a assimetria na volatilidade.

Engle e Ng (1993) investigaram o mercado de ações do Japão no período 1980-1988. Eles utilizaram vários modelos com o objetivo de capturar o impacto de eventos sobre a volatilidade. Dentre todos, o modelo proposto por Glosten, Jagannathan e Runkle – GJR – (1993) foi o que apresentou melhor resultado. Posteriormente, Brailsford e Faff (1996) examinaram vários modelos de previsão da volatilidade no mercado de ações da Austrália. Os autores obtiveram evidências favoráveis à utilização do modelo GJR-GARCH (1,1).

Embora existam vários modelos, parece haver um consenso na utilização do modelo GJR-GARCH (p, q) para capturar o comportamento assimétrico na volatilidade. Porém o mesmo não se pode dizer sobre as pesquisas que estudam o relacionamento entre retorno e volatilidade condicionada. Alguns estudos chegaram a conclusões radicais, como Baillie e Degennaro (1990). Os autores propuseram que se busque uma outra medida de risco, após concluir não haver relacionamento significativo entre retorno e volatilidade condicionada.

Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) investigaram o relacionamento retorno e volatilidade condicionada utilizando vários modelos GARCH distintos. A conclusão dos autores, utilizando o modelo GARCH-padrão, é de que não há um relacionamento significativo entre retorno em excesso e a volatilidade condicionada. Porém, com a introdução de modificações nos modelos GARCH, acrescentando componentes determinísticos (sazonalidades), eles identificaram um relacionamento negativo e significativo.

Os resultados obtidos por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) vêm ao encontro da pesquisa realizada por Black (1976). Ele observou que existia uma correlação negativa entre retornos no presente e volatilidade no futuro, fenômeno chamado de efeito alavancagem ou efeito assimetria. Assim, segundo Black, uma redução no valor da ação de uma empresa na data presente afetaria sua estrutura de capital, reduzindo a relação entre capital próprio e de terceiros e isso, por sua vez, aumentaria o risco associado a essa ação.

Scruggs (1998) ampliou ainda mais os estudos. Ele utilizou um modelo EGARCH bivariado, que inclui os títulos do governo como um segundo fator nas equações do prêmio pelo risco de mercado e da variância condicionada. Ele concluiu que há um relacionamento positivo e significativo entre o prêmio pelo risco de mercado e a variância condicionada, quando são introduzidas essas alterações.

ASPECTOS METODOLÓGICOS

Para o desenvolvimento desta pesquisa, foram considerados os índices diários do preço de fechamento do mercado de ações brasileiro (Ibovespa), mexicano (Inmex), argentino (Merval), peruano (IGBVL) e venezuelano (BBO-Index). Essas informações foram obtidas

no banco de dados da empresa Economática e abrangem o período de janeiro de 1994 a junho de 1999.

A taxa de retorno diário, para cada índice, foi calculada pela diferença do logaritmo do preço de fechamento do índice conforme a seguinte equação: $r_{i,t} = 100[\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}]$, em que $r_{i,t}$ é a taxa de rentabilidade do índice i no dia t , $P_{i,t}$ e $P_{i,t-1}$ são, respectivamente, o preço de fechamento do índice do mercado i no dia t e $t-1$. Todos os índices foram ajustados pelas flutuações da taxa de câmbio relativa ao dólar norte-americano. A estatística descritiva das taxas de retorno é apresentada na Tabela 1.

A autocorrelação de primeira ordem é significativa em todas as séries. Isso sugere que a taxa de retorno em t tem uma relativa dependência com $t-1$. Os valores do teste ARCH (5) são significativos em todos os países, identificando a presença de Heteroscedasticidade Condicional Auto-Regressiva.

É utilizado o modelo GJR-GARCH (p, q)-M com variáveis *dummy*, que permite testar o relacionamento risco-retorno, a assimetria na volatilidade (a assimetria na volatilidade decorre do fato de que o impacto dos eventos negativos sobre a volatilidade é superior ao impacto de eventos positivos) e a sazonalidade diária no retorno

e na volatilidade. O modelo GJR-GARCH (1,1)-M é dado pelas seguintes fórmulas:

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{i,t-1} + \eta h_t + \sum_{i=1}^5 \lambda_i D_i + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_2 n_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_3 h_{i,t-1} + \sum_{i=1}^5 \delta_i D_i \quad (2)$$

Na Equação (1), $r_{i,t}$ é a taxa de rentabilidade do índice i no dia t , h_t é a volatilidade condicionada no dia t e ε_t o termo de erro. As variáveis *dummy* (D_{it}) assumiram valores de zero (0) e um (1) da seguinte maneira: $D_{2,t} = 1$ se t for terça-feira e zero para os demais dias, $D_{3,t} = 1$ se t for quarta-feira e zero para os demais dias, $D_{4,t} = 1$ se t for quinta-feira e zero para os demais dias, $D_{5,t} = 1$ se t for sexta-feira e zero para os demais dias. Nessa equação, os parâmetros das variáveis *dummy* ($\lambda_2, \dots, \lambda_5$) representam as diferenças entre as médias da rentabilidade do dia t em relação a segunda-feira.

Na Equação (2), $h_{i,t}$ é a volatilidade condicionada do índice i no dia t e $\varepsilon_{i,t-1}$ é o erro da Equação (1) no dia $t-1$. Os parâmetros β_1 e β_3 identificaram a dependência da volatilidade com informações em $t-1$ do erro ao quadrado e da própria volatilidade. Ainda na Equação (2), $n_{i,t-1}$ é uma variável binária que assumirá o valor de um (1), quando

Tabela 1 – Estatística descritiva das séries de taxas de retorno diário em cinco países da América Latina, no período de janeiro de 1994 a junho de 1999

Estatística	Brasil	México	Argentina	Peru	Venezuela
Média aritmética	0,0542	-0,0335	-0,0134	0,0092	0,1246
Desvio-padrão	3,3355	2,6767	2,3967	1,5236	2,9083
Curtose	5,0923	12,5540	4,7574	5,4206	22,9608
Assimetria	0,0608	-0,7671	-0,4397	-0,1565	-0,6524
Mínimo	-17,2462	-21,2640	-14,7549	-9,5525	-30,7349
Máximo	23,7176	19,5728	12,0719	7,6190	20,2585
$\rho(1)^{(a)}$	0,0834 ^(*)	0,1056 ^(*)	0,1175 ^(*)	0,2505 ^(*)	0,0795 ^(*)
ARCH(5) ^(b)	192,32 ^(*)	157,78 ^(*)	189,11 ^(*)	147,12 ^(*)	84,09 ^(*)
Observações	1.353	1.370	1.373	1.376	1.261

(a) $\rho(1)$ é o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem da equação $r_{i,t} = \alpha_0 + \rho r_{i,t-1} + \varepsilon_t$.

(b) ARCH(5) é o teste Multiplicador de Lagrange (nR²) da equação $\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ em que n é o número de observações e R² é o coeficiente de determinação. Sob a hipótese nula (todos os coeficientes das defasagens do quadrado dos resíduos são zero), essa estatística deverá convergir para uma distribuição X² com i graus de liberdade.

(*) Valor significativo em nível de 1%.

$\varepsilon_{t-1} < 0$, e zero (0), para os outros casos. Se o parâmetro β_2 for estatisticamente significativo, indicará a presença do comportamento assimétrico na volatilidade. Nessa equação, $D_{i,t}$ são variáveis *dummy* que assumiram valores de zero (0) e um (1) da seguinte maneira: $D_{2,t} = 1$ se t for terça-feira e zero para os demais dias, $D_{3,t} = 1$ se t for quarta-feira e zero para os demais dias, $D_{4,t} = 1$ se t for quinta-feira e zero para os demais dias, $D_{5,t} = 1$ se t for sexta-feira e zero para os demais dias; por fim, ε_t é o termo de erro aleatório. Os parâmetros das variáveis *dummy* ($\delta_2, \dots, \delta_5$) representam as diferenças entre as médias da volatilidade condicionada do dia t em relação a segunda-feira.

RESULTADOS OBTIDOS

Na Tabela 2, são apresentados os resultados da estimação, pelo método de máxima verossi-

milhança, do modelo GJR-GARCH (1,1)-M, sob a hipótese de que o termo de erro (ε_t) seja condicionalmente distribuído seguindo a função densidade de uma distribuição *t-student*.

O parâmetro α_1 representa a dependência auto-regressiva do retorno no período t em relação a $t-1$. Em todos os países analisados, essa dependência mostrou-se altamente significativa. O mesmo não se pode observar no relacionamento entre o retorno do mercado e a volatilidade condicionada. Esse relacionamento é identificado pelo parâmetro φ . Observa-se que, em nenhum dos países, o relacionamento é significativo. O relacionamento insignificante entre retorno e volatilidade não chega a ser um fato preocupante; pesquisas nessa área estão em plena efervescência, principalmente com a utilização de modelos GARCH bivariados.

A volatilidade condicionada nos mercados de

Tabela 2 – Resultado do modelo GJR-GARCH (1,1)-M utilizando as taxas de retorno diário dos mercados de ações na América Latina, no período de janeiro de 1994 a junho de 1999

Parâmetros estimados	País				
	Brasil	México	Argentina	Peru	Venezuela
α_0	0,0645	-0,2389	0,0078	-0,1586(*)	-0,2203(*)
α_1	0,1055(**)	0,2080(**)	0,1471(**)	0,2638(**)	0,2073(**)
φ	-0,0032	-0,0000	0,0045	0,0117	0,0005
λ_2	0,1930	0,3807(**)	0,1006	0,1026	0,1717
λ_3	0,0232	0,3697(**)	0,0444	0,0797	0,2433
λ_4	0,0064	0,1869	-0,0036	0,1421	0,3168(*)
λ_5	0,1643	0,2442	0,0833	0,4393(**)	0,5106(**)
β_0	0,2598	0,2453	0,0157	0,2024	0,3558
β_1	0,0620(**)	0,0323(*)	0,0381	0,1556(**)	0,3532(**)
β_2	0,1967(**)	0,2231(**)	0,2090(**)	0,1089(*)	-0,0465
β_3	0,8299(**)	0,8356(**)	0,8192(**)	0,7158(**)	0,7394(**)
δ_2	-0,1476	-0,3781	0,1310	-0,0848	-0,5117
δ_3	-0,2888	0,0855	0,4413	0,1813	0,1998
δ_4	0,2837	-0,2015	-0,1651	-0,1451	0,0793
δ_5	-0,3225	-0,0133	0,4652	-0,1022	-0,6180

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{i,t-1} + \varphi h_{i,t} + \sum_{i=2}^5 \lambda_i D_{i,t} + \varepsilon_t$$

$$h_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_2 n_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_3 h_{i,t-1} + \sum_{i=2}^5 \delta_i D_{i,t}$$

(*) Valor significativo em nível de 5%.
 (**) Valor significativo em nível de 1%.

ações da América Latina varia ao longo do tempo e pode ser modelada em todos os países. O parâmetro β_3 representa o relacionamento desta com a volatilidade do período imediatamente anterior. Ele é altamente significativo (1%) e varia de 0,7158 (Peru) até 0,8356 (México). Para o Brasil, México, Argentina e Peru, a volatilidade é assimétrica. A assimetria é identificada pela significância do parâmetro β_2 . Nesses países, o impacto sobre a volatilidade de variações negativas nos preços é maior do que aquele causado por variações positivas.

O efeito da sazonalidade diária na taxa de rentabilidade aparece em três países: México, Peru e Venezuela. No México, as diferenças de rentabilidade média de terça e quarta-feira em relação a segunda-feira são significativas; assim, a segunda-feira fica caracterizada como um dia que oferece baixa remuneração às ações. No Peru e na Venezuela, as diferenças significativas estão relacionadas aos dias mais próximos ao fim de semana, sexta-feira (Peru) e quinta e sexta-feira (Venezuela). Nesses países, também a segunda-feira se caracteriza como um dia de baixa remuneração às ações. No Brasil e na Argentina, nenhuma distinção se mostrou significativa. Esse aspecto vem corroborar com a hipótese de eficiência dos mercados.

Quanto à possível existência de uma sazonalidade diária na volatilidade condicionada, parece não haver nenhuma evidência. Nenhum dos parâmetros δ é significativo. Esses parâmetros representam as diferenças de volatilidade dos outros dias da semana em relação a segunda-feira. Com esses resultados, pode-se afirmar,

para os países analisados, que a volatilidade condicionada média se mostra homogênea nos diversos dias da semana.

CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi investigar os mercados de ações na América Latina, procurando evidências empíricas do relacionamento risco-retorno, presença da assimetria na volatilidade condicionada e de sazonalidade diária tanto nas variações dos preços como na volatilidade. Os resultados obtidos permitem concluir que, em nenhum dos países, existe um relacionamento significativo entre volatilidade condicionada e retorno, pelo menos com a utilização do modelo univariado. O comportamento assimétrico na volatilidade mostrou-se significativo no Brasil, México, Argentina e Peru. Nesses países, o impacto de eventos negativos sobre a volatilidade é superior ao impacto de eventos positivos. A sazonalidade diária na taxa de retorno é evidente para o México, Peru e Venezuela. Esse comportamento torna a segunda-feira um dia que oferece baixa ou negativa recompensa, se comparado com os outros dias da semana. Por fim, quanto a uma possível diferenciação da volatilidade condicionada nos dias da semana, não foi identificada nenhuma diferenciação significativa. Um aspecto importante a ser destacado sobre a pesquisa é a utilização de valores em dólar norte-americano, que traz implícito efeitos da variação cambial. Assim, uma sugestão para futuras pesquisas seria utilizar dados em moeda local de cada país. ○

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAILLIE, R. T., DEGENNARO, R. P. Stock returns and volatility. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, Seattle, v. 25, n. 2, p. 203-214, June 1990.
- BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stock. *Journal of Financial Economics*, v. 9, p. 3-18, Mar. 1981.
- BAYAR, A., KAN, Ö. B. Day of the week effects: evidence from nineteen countries. In: THE GLOBAL FINANCE CONFERENCE, 1999, Istanbul.
- BLACK, F. Studies of stock price volatility changes. In: 1976 MEETINGS OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION, 1976, Boston. *Proceedings...* Boston, 1976. Business and Economics Statistics Section, p. 177-181.
- BOLLERSLEV, T., CHOU, R. Y., KRONER, K. F. ARCH modeling in finance. *Journal of Econometrics*, v. 52, n. 2, p. 5-59, 1992.
- BRAILSFORD, T. J., FAFF, R. W. An evaluation of volatility forecasting techniques. *Journal of Banking and Finance*, Amsterdam, v. 20, n. 3, p. 419-438, Apr. 1996.
- COOK, T. J., ROZEFF, M. S. Size and earnings/price ratio anomalies: one effect or two? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Seattle, v.13, n. 4, p. 449-446, Dec. 1984.
- COSTA JR., N. C. A. Sazonalidades do IBOVESPA. *RAE – Revista de Administração de Empresas*, São Paulo, v. 30, n. 3, p. 79-84, jul./set. 1990.
- ENGLE, R. F., NG, V. K. Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, New York, v. 48, n. 5, p. 1749-1778, Dec. 1993.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: II. *Journal of Finance*, New York, v. 46, n. 5, p.1575-1617, Dec. 1991.
- GLOSTEN, L. R., JAGANNATHAN, R., RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, New York, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, Dec. 1993.
- KENDALL, M. G. The analysis of economic time-series. *Journal of Royal Statistical Society*, v. 96, p. 11-25, 1953. In: BREALEY, R. A., MYERS, S. *Princípios de finanças empresariais*. Alfragide : Mc Graw-Hill de Portugal, 1992. p. 290.
- LAKONISHOK, J., LEVI, M. Weekend effects on stock returns: a note. *Journal of Finance*, New York, v. 37, n. 3, p. 883-889, June 1982.
- NELSON, D. B. Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, v. 59, n. 3, p. 347-370, Mar. 1991.
- SCRUGGS, J. T. Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance: a two-factor approach. *Journal of Finance*, New York, v. 53, n. 2, p. 575-603, Apr. 1998.
- TINIC, S. M., WEST, R. R. Risk and return. *Journal of Financial Economics*, v. 13, p. 561-574, 1984.