

Volatilidade de Mercado e de Variáveis Macroeconômicas: Um Estudo da Intensidade da Associação para a Economia Brasileira

RESUMO: Este artigo avalia a intensidade da associação linear entre a volatilidade condicional observada nos retornos do mercado acionário brasileiro, medido pelo IBOVESPA, e as volatilidades condicionais de variáveis macroeconômicas; especificamente, o déficit em conta corrente, a produção industrial, a oferta de moeda, a inflação, a taxa de câmbio e a taxa de juros. Utiliza-se para este fim um modelo multivariado do tipo SUR. Conclui-se que, em nível, os determinantes da variância condicional do IBOVESPA são as componentes de variância condicional da taxa de juros e da oferta de moeda, com relações contemporâneas diretas e, em direção inversa, a variância condicional da taxa de inflação e da produção industrial. Não há evidência empírica de influência contemporânea das variâncias condicionais do mercado de câmbio e do déficit em conta corrente.

PALAVRAS-CHAVE: volatilidade, mercado de ações, variáveis macroeconômicas, SUR.

ABSTRACT: The purpose of this article is to assess the intensity of the linear association between the conditional volatility of stock market returns in Brazil and the conditional volatility of macroeconomic variables of interest, specifically, the current account deficit, the industrial production, the money supply, the exchange rate and the interest rate. To this end we fit a multivariate SUR model. The conclusion is that, in level, the determinants of the conditional variance of the IBOVESPA are the components of conditional variance of the interest rate and money supply, showing a direct contemporaneous relations, and, showing inverse relations, the conditional variances of inflation and industrial production. There is no empirical evidence of influence of the conditional variances of the exchange market and the current account deficit.

KEYWORDS: volatility, stock market, macroeconomic variables, SUR.

JEL CLASSIFICATION: C32/ E32/ G10

Marco Aurélio Ferreira Peres*

Geraldo da Silva e Souza**

Charles Lima de Almeida***

* União Pioneira de Integração Social – UPI. Departamento de Economia. SEPS EQ 712/913, Bloco A, Asa Sul, Brasília – DF. CEP 70390–125. E-mail: marcoperes@unb.br

** Universidade de Brasília – UnB, Departamento de Estatística. SHIN QI 10 Conjunto 01 Casa 13 Brasília – DF. CEP: 71525–010. E-mail: geraldosouza@unb.br

*** Analista do Tribunal de Contas da União – SQS 210, Bloco F, Apto 404, Brasília – DF. Tel.: 613242–1501. CEP: 70203–060. E-mail: charleseconomia@yahoo.com.br

1 Introdução

A eficiência do mercado de capitais está no âmago das discussões na literatura de finanças, em relação se a volatilidade do mercado de capitais aumentou nos últimos anos, se a integração do mercado financeiro mundial conduziu a maior volatilidade no mercado de ações e qual regra, se existir, deve regularizá-la. Na ausência de incerteza e diante de eficiência no mercado de capitais, o preço de um ativo em equilíbrio fará com que a taxa de retorno desse ativo se iguale à taxa de juros. A hipótese usual é de que os preços refletem todo o conjunto de informação disponível. Um mercado eficiente na forma fraca, segundo Fama (1970), ocorre quando não é possível obter excessos de retornos para qualquer ativo com base em informações sobre os retornos passados. Desse modo, se o retorno de um ativo for constante, pode-se representar seu preço como um passeio ao acaso, o que implica choques permanentes e volatilidade dependente do tempo.

Com base em Fama (1970), diversas pesquisas utilizaram o modelo passeio aleatório para verificar a eficiência de mercado. Em relação ao mercado brasileiro, Minardi (2001) utilizou as séries mensais de fechamento de IBOVESPA e IBX, no período de setembro de 1994, para testar a eficiência de mercado. Os resultados indicam certa previsibilidade dos preços passados e que as estratégias baseadas unicamente nesses dados geram retornos superiores aos de equilíbrio. Torres, Bonomo e Fernandes (2002) optaram por duas versões do modelo de passeio aleatório para os preços diários de ações no mercado brasileiro, tanto para ações individuais como agrupadas em carteiras. Os resultados indicam persistência nas séries. Resulta, portanto, que ambos, Minardi (2001) e Torres, Bonomo e Fernandes (2002), mostram evidência empírica contrária à eficiência de mercado em sua forma fraca.

Da ausência de condições ideais de mercado, como eficiência e certeza, surgem as oportunidades para arbitragem, cuja variabilidade do preço é a medida do risco associada ao ativo. Portanto, há interesse intrínseco sobre as causas da volatilidade dos retornos dos ativos do mercado financeiro.

Há vasta literatura internacional e nacional sobre as causas da volatilidade

no mercado brasileiro de capitais. A classe de modelos que prevalece no tratamento da heterocedasticidade presente em séries financeiras é a dos modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), de Engle (1982) e Bollerslev (1986). Instâncias de uso desse tipo de modelo aparecem em Duarte e Mendez (1999); Issler (1999); Mazuchelli e Migon (1999); Pereira *et al.* (1999); Galvão, Portugal e Ribeiro (2000); Moreira e Lemgruber (2004) e Hwang, Satchell e Pereira (2004).

Mais próximo dos objetivos deste artigo estão os de Forbes e Rigobon (2001) e Edwards e Susmel (2001); estes investigam o grau de contágio entre os mercados de ações nos países da América Latina, enquanto aqueles encontraram fortes evidências em favor da co-dependência entre os regimes de volatilidade nos mercados latino-americanos, principalmente para os países do Mercosul.

Apesar de ampla, a literatura de finanças não relata, para o caso do mercado de ações brasileiro, associações do risco de mercado com variáveis macroeconômicas de ciclos de negócios e variáveis financeiras. Essas relações de dependência são importantes não somente num contexto de previsão, como também para a identificação de fatores que potencialmente influenciam o nível de risco prevalente no mercado. O presente artigo pretende contribuir com a literatura empírica brasileira ao utilizar-se da modelagem estocástica para investigar as causas macroeconômicas da volatilidade do mercado de ações.

Este artigo segue a metodologia dos trabalhos de Kearney e Daly (1998) e Kearney (1998) para a economia australiana, em que a volatilidade dos retornos de mercado é avaliada como função da taxa de juros, inflação, oferta de moeda, produção industrial e no déficit em conta corrente, enquanto a taxa de câmbio não apresentou evidências de volatilidade em relação ao mercado de capitais daquele país. Os artigos incluem diversas variáveis macroeconômicas numa relação linear, cuja contribuição está na forma de estimação, que permite uma abordagem multidimensional ao estudo das relações de causa e efeito entre os riscos de mercado e variáveis macroeconômicas.

Este artigo utilizar-se-á das mesmas variáveis acima, macroeconômicas, para

examinar a intensidade em que a volatilidade condicionada do retorno do mercado de ações do Brasil, recentemente integrado ao mercado internacional, está associada à volatilidade das variáveis financeiras e dos ciclos dos negócios.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na próxima seção, desenvolve-se a estrutura teórica, a metodologia estatística aplicada para estimar os modelos propostos e uma descrição mais detalhada das variáveis para estimação do modelo. Na terceira seção, mostram-se os resultados econométricos para a economia brasileira. Finalmente, na quarta seção, as conclusões do artigo são apresentadas.

2 Aspectos Metodológicos

Para o período t , sejam M_t = a oferta de moeda (BC), medida como a soma dos meios de pagamento e dos depósitos à vista, I_t^P = o índice de produtividade industrial (IBGE),

$$\hat{\sigma}_t^Q = \phi + \sum_{i=1}^{k_1} \beta_i \hat{\sigma}_{t-i}^Q + \sum_{i=0}^k \gamma_i \hat{\sigma}_{t-i}^{IP} + \sum_{i=0}^k \delta_i \hat{\sigma}_{t-i}^P + \sum_{i=0}^k \lambda_i \hat{\sigma}_{t-i}^C + \sum_{i=0}^k \tau_i \hat{\sigma}_{t-i}^M + \sum_{i=0}^k \psi_i \hat{\sigma}_{t-i}^R + \sum_{i=0}^k \varphi_i \hat{\sigma}_{t-i}^{TC} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que os ε_t são componentes de erro. Nessa formulação supõe-se que as volatilidades condicionais, são estacionárias e que as componentes de erro formam um ruído branco.

Para estimar a Equação (1), utiliza-se um procedimento em três etapas. Primeiro, obtêm-se os resíduos $\tilde{\varepsilon}_t^x$ da regressão:

$$\Delta \log(x_t) = \xi_0^x + \sum_{i=1}^{12} \xi_i^x \Delta \log(x_{t-i}) + \sum_{j=1}^{11} \xi_{12+j}^x D_t^j + \varepsilon_t^x \quad (2)$$

Nesse modelo, as variáveis D^j são *dummies* sazonais. Supõe-se para a validade da regressão que $\log(x_t)$ defina um processo I(1). O desvio padrão $\hat{\sigma}_t^x$ é estimado por $|\tilde{\varepsilon}_t^x|$.

No segundo passo, considera-se o

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta \log(x_t) = \xi_0^x + \sum_{i=1}^{12} \xi_i^x \Delta \log(x_{t-i}) + \sum_{j=1}^{11} \xi_{12+j}^x D_t^j + \varepsilon_t^x \\ \sigma_t^x = \zeta_0^x + \sum_{i=1}^{12} \zeta_i^x \sigma_{t-i}^x + \sum_{j=1}^{11} \zeta_{11+j}^x D_t^j + \eta_t^x \\ \hat{\sigma}_t^Q = \phi + \sum_{i=0}^{k_1} \beta_i \hat{\sigma}_{t-i}^Q + \sum_{i=0}^k \gamma_i \hat{\sigma}_{t-i}^{IP} + \sum_{i=0}^k \delta_i \hat{\sigma}_{t-i}^P + \sum_{i=0}^k \lambda_i \hat{\sigma}_{t-i}^C + \sum_{i=0}^k \tau_i \hat{\sigma}_{t-i}^M + \sum_{i=0}^k \psi_i \hat{\sigma}_{t-i}^R + \sum_{i=0}^k \varphi_i \hat{\sigma}_{t-i}^{TC} + \varepsilon_t \end{array} \right. \quad (4)$$

P_t = o índice geral de preços (IGP-DI), C_t = a taxa de câmbio real relativa ao dólar americano, R_t = a taxa de juros (SELIC), TC_t = o saldo em transações correntes (BC) e Q_t = o índice do mercado de ações (IBOVESPA)¹. Todas as variáveis são observadas com frequência mensal e cobrem o período de 08/1989 a 01/2004.

A abordagem metodológica que se utiliza para explicar a volatilidade observada no índice representante do mercado de ações como função dos construtos macroeconômicos é essencialmente a proposta por Kearney e Daly (1998)². Seja F_t a σ -álgebra representando a informação disponível para os agentes econômicos no período t e por E_t a esperança matemática relativa a F_t , seja x um construto qualquer e denote por $\hat{\sigma}_t^x$ o desvio padrão de $\log(x)$ no período t . A variância condicional ao conjunto de informação em $t-1$ do construto $\log(x)$ é definida pela quantidade $\hat{\sigma}_t^x = E_{t-1}(\hat{\sigma}_t^x)$. Em que:

modelo de regressão:
 $\sigma_t^x = \zeta_0^x + \sum_{i=1}^{12} \zeta_i^x \sigma_{t-i}^x + \sum_{j=1}^{11} \zeta_{11+j}^x D_t^j + \eta_t^x \quad (3)$

Nesse modelo, supõe-se estacionariedade para a série $\hat{\sigma}_t^x$. A variância condicional é determinada como o preditor linear do modelo de regressão dado pela Equação (3), i.e.,

$$\hat{\sigma}_t^x = \hat{\zeta}_0^x + \sum_{i=1}^{12} \hat{\zeta}_i^x \sigma_{t-i}^x + \sum_{j=1}^{11} \hat{\zeta}_{11+j}^x D_t^j$$

Vale salientar que esse procedimento, para obtenção da variância condicional, produz resultados similares à abordagem do tipo ARCH, usualmente utilizada com esse fim. Finalmente, no terceiro passo, considera-se um modelo multivariado com estrutura do tipo SUR (*Seemingly Unrelated Regression*), dado por:

¹ M_t é a oferta de moeda mensurada pelo agregado monetário "Meios de pagamentos - M1 (saldo em final de período)", em bilhões de reais, a preços constantes de fevereiro de 2004. Índice com base em julho de 1986, do Banco Central do Brasil (BC).

I_t^P é o Índice de Produção Física Industrial, de base fixa mensal, sem ajuste sazonal (Base: média de 1991 = 100). Mudança de base para julho de 1986, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

P_t corresponde ao Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas.

C_t é o índice da taxa de câmbio real relativa ao dólar americano.

R_t é o índice da taxa mensal de juros (SELIC).

TC_t é o saldo em transações correntes, em bilhões de reais, a preços constantes de fevereiro de 2004. Índice com base em julho de 1986 do Banco Central do Brasil (BC).

Q_t é o índice do mercado de ações (IBOVESPA), em pontos, posição de fechamento mensal.

² O artigo de Kearney e Daly (1998) pode ser interpretado como uma extensão da análise de baixa frequência para as causas da volatilidade do mercado de ações dos Estados Unidos, de Schwert (1989), na medida em que o primeiro incluiu no modelo a taxa de câmbio e o saldo em conta corrente.

Nessa aplicação, o Sistema (4) compõe-se de 15 equações, obtidas com a variação do construto x no conjunto das 7 variáveis econômicas consideradas no artigo. Kearney e Daly (1998) argumentam que a solução de mínimos quadrados generalizados, derivada do Sistema (4) para a Equação (1), apresenta ganho considerável em eficiência em relação à versão competitiva univariada [Equação (1)]. Na próxima seção, apresenta-se um modelo empírico com os pressupostos do modelo proposto.

3 Resultados Econométricos

No contexto da exposição contida na Seção 2, iniciamos com uma discussão sobre a validade da hipótese I(1) para cada uma das variáveis consideradas na análise. A Tabela 1 mostra teste de raízes unitárias Dickey e Fuller Aumentado – ADF (1979) para as séries em nível e em primeira diferença, i.e. para $\log(x_t)$ e $\Delta\log(x_t)$, respectivamente. Todos os testes para variáveis em nível levam em conta uma constante e utilizam o critério de Schwarz para a seleção da estrutura de defasagem a partir da forma geral com 12 defasagens.

Tabela 1: Teste de Raízes Unitárias

Variável	ADF	p-valor
M_t	-1,554	0,504
ΔM_t	-3,620	0,006
$I_t P$	-0,603	0,866
$\Delta I_t P$	-6,053	<0,001
P_t	-0,075	0,656
ΔP_t	-14,115	<0,001
C_t	-2,312	0,425
ΔC_t	-11,027	<0,001
R_t	-0,099	0,649
ΔR_t	-11,935	<0,001
TC_t	-1,300	0,623
ΔTC_t	-5,309	<0,001
Q_t	0,585	0,999
ΔQ_t	-13,607	<0,001

Vê-se da Tabela 1 que a regressão caracterizada pela Equação (2) não é espúria para nenhuma das variáveis.

A Tabela 2 mostra estatísticas associadas

ao ajuste da Equação (2). Os valores F_1 e F_2 representam as estatísticas F para as hipóteses $H:\xi_i=0, i=1,\dots,12$ e $H:\xi_{12+i}=0, i=1,\dots,11$, respectivamente, enquanto Q é a estatística de Ljung-Box para 12 defasagens. Os p-valores aparecem entre parênteses.

A julgar pelos valores dos coeficientes de determinação R^2 , com exceção de M_t , $I_t P$ e TC_t , os modelos têm baixo poder de previsão. As regressões com o menor poder explicativo são as equações do índice geral de preços (IGP-DI), P_t , da taxa de câmbio real relativa ao dólar americano, C_t , e da taxa de juros (SELIC), R_t . Para o conjunto de variáveis na Equação (2), o coeficiente de determinação varia entre 17% e 71%. Contudo, os resultados estão na mesma ordem de grandeza dos obtidos por Kearney e Daly (1998). Os valores da estatística Q não indicam desvios da hipótese de ruído branco para os resíduos e estão de acordo com a hipótese de estacionaridade na Equação (3). Vê-se também, em alguns casos, a importância de considerarem-se as *dummies* sazonais.

Tabela 2: Estatísticas do Ajuste do Modelo:

$$\Delta \log(x_t) = \xi_0^x + \sum_{i=1}^{12} \xi_i^x \Delta \log(x_{t-i}) + \sum_{j=1}^{11} \xi_{12+j}^x D_j^x + \varepsilon_t^x$$

Variável	R ²	Q	F ₁	F ₂
M_t	0,52	3,40 (0,99)	3,06 (<0,001)	5,93 (<0,001)
$I_t P$	0,71	1,96 (0,99)	3,95 (<0,001)	9,60 (<0,001)
P_t	0,16	0,83 (1,00)	1,42 (0,162)	1,35 (0,198)
C_t	0,18	0,37 (1,00)	2,37 (0,001)	1,18 (0,303)
R_t	0,17	2,23 (0,99)	2,12 (0,018)	0,84 (0,600)
TC_t	0,48	0,89 (1,00)	6,51 (<0,001)	2,77 (0,003)
Q_t	0,30	1,59 (1,00)	5,09 (<0,001)	1,56 (0,113)

A Tabela 3 descreve os resultados obtidos para a variância não condicional com o conjunto de regressões da Equação (3). Os valores F_1 e F_2 representam as estatísticas F para as hipóteses $H:\zeta_i=0, i=1,\dots,12$ e $H:\zeta_{12+i}=0, i=1,\dots,11$, enquanto Q é a estatística de Ljung-Box para 12 defasagens. Os p-valores aparecem entre parênteses. Valem aqui comentários análogos aos levados a efeito quando da apresentação dos resultados da Tabela 2.

Tabela 3: Estatísticas do Ajuste do Modelo

$$\sigma_t^x = \zeta_0^x + \sum_{i=1}^{12} \zeta_i^x \sigma_{t-i}^x + \sum_{j=1}^{11} \zeta_{12+j}^x D_j^x + \eta_t^x$$

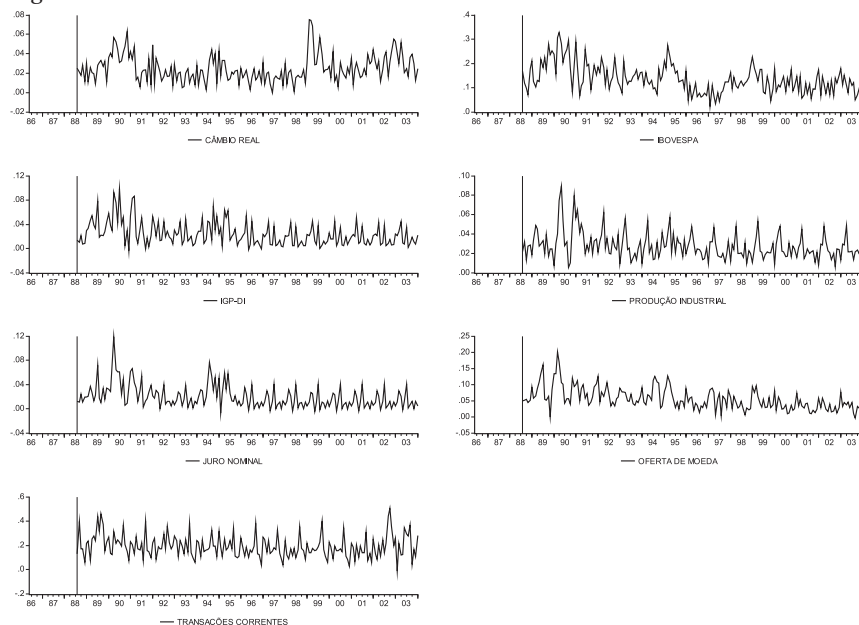
Variável	R ²	Q	F ₁	F ₂
M_t	0,32	10,71 (0,66)	4,36 (<0,001)	1,27 (0,243)
$I_t P$	0,21	3,07 (0,99)	1,72 (0,016)	1,61 (0,102)
P_t	0,22	3,95 (0,98)	2,16 (0,016)	1,41 (0,174)
C_t	0,23	0,30 (1,00)	2,81 (0,002)	1,32 (0,216)
R_t	0,32	4,08 (0,98)	4,12 (<0,001)	2,39 (0,009)
TC_t	0,26	1,41 (1,00)	3,18 (<0,010)	3,37 (<0,001)
Q_t	0,22	9,03 (0,70)	2,94 (0,001)	0,66 (0,776)

Uma discussão pertinente ao estudo da Equação (1) tem a ver com a estacionaridade das observações de variância condicional de cada variável, que está representada na Figura 1. De um modo geral, os gráficos validam a formulação derivada do modelo de regressão da Equação (1). Na seleção do modelo estatístico associado à Equação (1), utilizou-se o critério de Schwarz para a forma geral até 7 defasagens, e a melhor representação se obteve com as variáveis explicativas contemporâneas, i.e, $k = 0$ e $k_1 = 1$.

A Tabela 4 mostra o ajuste da Equação (1) por mínimos quadrados generalizados. Não se observa desvio das hipóteses clássicas. O coeficiente de determinação para a equação é $R^2 = 41,9\%$. É relevante ressaltar que, além de parcimonioso, o poder preditor do modelo ajustado para a economia brasileira é superior ao encontrado por Kearney e Daly

(1998) para a economia australiana ($R^2 = 35\%$). As estatísticas $CHOW_1$, $CHOW_2$ e $CHOW_3$, associadas ao teste de Chow, com a amostra particionada em (50%, 63% e 71%) para as crises do México (janeiro de 1995) e da Ásia (julho de 1997) e para mudança do regime cambial no Brasil (janeiro de 1999), respectivamente, indicam estabilidade estrutural. Tendo em vista que essas crises podem gerar efeitos apenas no mês em que ocorreram os choques ou poucos meses posteriores, estimou-se ainda o modelo com variáveis *dummies* para os períodos de crises acima relacionados, porém as variáveis binárias não foram estatisticamente significantes. Por fim, a estatística teste *F* para a avaliação de efeitos ARCH nos resíduos é não significativa e não se rejeita a hipótese de normalidade dos resíduos de acordo com a estatística teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S).

Figura 1:



Observa-se na Figura 1 a influência da mudança na condução da política monetária com a adoção do regime de metas para inflação em janeiro de 1999, em relação à variância condicional medida como o preditor linear do modelo de regressão dado pela Equação (3). A volatilidade da variância condicional é menor para todas as variáveis financeiras e de ciclos de negócios, com exceção do câmbio real que passou a refletir as flutuações de mercado e das transações correntes, as quais não apresentam mudança visual de

comportamento. No caso do IBOVESPA, a volatilidade tem comportamento distinto após o regime de metas para inflação.

Os resultados alcançados para a coleção de coeficientes da Equação (1) revelam a intensidade e a forma de associação entre a volatilidade condicional das variáveis do ciclo de negócios e a volatilidade condicional do mercado de ações brasileiro. Os testes “t” indicam significância ao nível de 5%, exceto para a volatilidade condicional do câmbio real e do resultado em conta corrente.

A baixa significância estatística alcançada para a volatilidade condicional da taxa de câmbio real se configura em evidência empírica a favor de ausência de associações contemporâneas entre o mercado de câmbio e o mercado acionário brasileiro, para dados com frequência mensal. Isso está de acordo com os resultados encontrados por Kearney e Daly (1998) para a economia australiana. Veiga e Souza (2003) utilizaram-se de dados de maior frequência e concluíram que a taxa de câmbio US\$/Real Brasil não é significativa para explicar os retornos dos ativos no mercado brasileiro. Nunes, Costa e Seabra (2003) relatam causalidade unidirecional, no sentido de Granger, dos retornos mensais do IBOVESPA em direção à taxa de câmbio, medida em termos reais, para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2001.

O termo constante é estatisticamente significativo e indica que pequena parcela da volatilidade condicional do mercado de

ações independe da influência das outras variáveis do modelo. O efeito da componente auto-regressiva da volatilidade condicional do IBOVESPA é o relatado pela literatura financeira sobre os fatores determinantes da volatilidade nos mercados acionários³.

Dentre as variáveis contemporâneas, a taxa de juros possui maior impacto absoluto sobre a variabilidade do preço do IBOVESPA, e a volatilidade condicional da taxa de juros está associada à alta volatilidade no mercado acionário, como era de se esperar. Também com efeitos imediatos e de mesma relação qualitativa, a volatilidade condicional da oferta de moeda implica alta volatilidade no mercado de ativos. Por outro lado, excesso de volatilidade condicional na inflação reduz a volatilidade condicional do mercado de ativos. E, por último, muita variabilidade na produção industrial tem efeitos imediatos sobre as possibilidades de arbitragem ao reduzir a volatilidade condicional do mercado acionário.

Tablela 4: Ajuste do Modelo de Regressão via Mínimos Quadrados Generalizados.

$$\hat{\sigma}_t^Q = \phi + \sum_{i=1}^{k_1} \beta_i \hat{\sigma}_{t-i}^Q + \sum_{i=0}^k \gamma_i \hat{\sigma}_{t-i}^{IP} + \sum_{i=0}^k \delta_i \hat{\sigma}_{t-i}^P + \sum_{i=0}^k \lambda_i \hat{\sigma}_{t-i}^C + \sum_{i=0}^k \tau_i \hat{\sigma}_{t-i}^M + \sum_{i=0}^k \psi_i \hat{\sigma}_{t-i}^R + \sum_{i=0}^k \varphi_i \hat{\sigma}_{t-i}^{TC} + \varepsilon_t$$

Variável	Estimativa	Desvio Padrão	T	p-valor
Constante	0,0588	0,0108	5,4384	<0,001
$\hat{\sigma}_{t-1}^Q$	0,4824	0,0632	7,6332	<0,001
$\hat{\sigma}_t^C$	0,2836	0,1987	1,4271	0,1537
$\hat{\sigma}_t^P$	-0,6149	0,2115	-2,9072	0,0037
$\hat{\sigma}_t^{IP}$	-0,5351	0,2371	-2,2570	0,0241
$\hat{\sigma}_t^R$	0,6207	0,2307	2,6906	0,0072
$\hat{\sigma}_t^M$	0,5130	0,0965	5,3152	<0,001
$\hat{\sigma}_t^{TC}$	-0,0349	0,0311	-1,1240	0,2611
R ²	0,4188	CHOW ₁	0,8760	(0,5389)
Schwarz	-3,3007	CHOW ₂	0,3825	(0,9277)
ARCH	1,2737	CHOW ₃	0,5032	(0,8518)
	(0,2590)	K-S	0,0334	(> 0,1)

4 Resumo e Conclusões

O objetivo deste artigo foi contribuir com a literatura empírica sobre as causas da volatilidade no mercado de ações brasileiro por intermédio da avaliação da intensidade da associação linear entre a volatilidade condicional observada nos retornos do mercado acionário brasileiro, medido pelo IBOVESPA, e as volatilidades condicionais de variáveis macroeconômicas de interesse,

especificamente o déficit em conta corrente, a produção industrial, a oferta de moeda, a inflação, a taxa de câmbio e a taxa de juros.

A abordagem metodológica que se utiliza para explicar a volatilidade observada no índice representante do mercado de ações como função dos construtos macroeconômicos é essencialmente a proposta por Kearney e Daly (1998). Em outras palavras, estimam-se as variâncias

condicionais como preditores lineares de um modelo dinâmico, e o sistema comportamental macroeconômico via mínimos quadrados generalizados. O processo de estimação é realizado em dois estágios. Primeiramente os componentes de variância presentes nesses modelos são determinados por meio de variâncias residuais. Esse estágio produz estimativas de volatilidade similares às dos modelos do tipo ARCH. O ajuste final envolvendo a dinâmica multidimensional dos construtos macroeconômicos e da volatilidade é obtido com a técnica SUR.

Da investigação levada a efeito, obtém-se evidência empírica de relações contemporâneas

entre as variáveis de ciclo de negócios. Entre as variáveis contemporâneas, cujas volatilidades condicionais estão diretamente associadas à volatilidade condicional do mercado acionário brasileiro, a taxa de juros é a de maior força, seguida da oferta de moeda. Por outro lado, excessos de volatilidade condicional na inflação e na produção industrial estão associados à baixa volatilidade condicional do mercado de ativos. Por último, não há evidência empírica para relações contemporâneas entre a volatilidade condicional do saldo em conta corrente e da taxa de câmbio real com a volatilidade do mercado de ações brasileiro para dados com frequência mensal no período em análise.

Referências Bibliográficas

- BOLLERSLEV, T. Generalised. Autoregressive Conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.
- BUENO, N. P. Algumas evidências da presença de não-linearidades compatíveis com caos determinístico no IBOVESPA na década de 1990. **Economia Aplicada**, v. 6, n. 3, p. 555-575, 2002.
- DICKEY, D.; Fuller, W. A. Distribution of the estimators for times series regressions with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-31, 1979.
- DUARTE, J. A. M.; Mendez, B.V.M. Robust estimation for ARCH models. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 19, p. 139-180, 1999.
- EDWARDS, S.; Susmel, R. Volatility dependence and contagion in emerging equity markets. **NBER, Working Paper**, n. 8506, oct. 2001.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. **Econometrica**, n. 50, p. 987-1008, 1982.
- FAMA, E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, n. 25, p. 383-417, 1970.
- FORBES, K.; Rigoben, R. Contagion in latin america: definitions, measurement, and policy implications. **NBER, Working Paper**, n. w7885, sept. 2000.
- GALVÃO, A. B. C.; Portugal, M. S.; Ribeiro, E. P. Volatilidade e causalidade: evidências para o mercado à vista e futuro de índice de ações no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 37-56, 2000.
- HWANG, S.; SATCHELL, S. E.; Pereira, P. L. Stochastic volatility models with markov regime switching state equation. **Ibmec Business School, FinanceLab Working Paper**, 01, 2004.
- ISSLER, J. V. Estimating and forecasting the volatility of brazilian finance series using ARCH models. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 19, n. 1, p. 5-56, 1999.
- KEARNEY, C.; Daly, K. The causes of stock market volatility in Australia. **Applied Financial Economics**, n. 8, p. 597-605, 1998.
- KEARNEY, C. The causes of volatility in a small, internationally integrated stock market: Ireland, july 1975 - june 1994. **The Journal of Financial Research**, v. XXI, n. 1, p. 85-104, 1998.
- NUNES, M. S.; Costa Jr., N. C. A. C.; Seabra, F. Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, "risco Brasil" e retornos no mercado brasileiro de ações. **Revista de Economia e Administração**, v. 2, n. 3, p. 26, 2003.
- MAZUCHELLI, J.; Migon, H. S. Modelos GARCH Bayesianos: métodos aproximados e aplicações. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 19, n. 1, p. 111-138, 1999.
- MINARDI, A. M. A. F. Preços passados prevendo o desempenho de ações brasileiras. **Resenha BMF**, n.144, p. 40-48, 2001.
- MOREIRA, J. M. S.; Lemgruber, E. F. O uso de dados de alta frequência na estimação da volatilidade e do valor em risco para o IBOVESPA. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 1, 2004.
- PEREIRA, P.L.V. *et al.* Alternative models to extract asset volatility: a comparative study. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 19, n. 1, p. 57-109, 1999.

PHILLIPS, P. C. B. Times series regressions with a unit root. *Econometrica*, n. 55, p. 277-301, 1987.

Rossi, Peter E. *Modelling Stock Market Volatility*. Academic Press. 1996.

Schwert. G. W., Why does stock market volatility change over time?, *Jornal of finance*, n.54, p. 1115-51, 1989.

Torres, R.; Bonomo, M.; Fernandes, C. A aleatoriedade do passeio na bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 199-247, 2002.

Veiga, A.; Souza L. R. Using irregularly spaced returns to estimate multi-factor models: application to brazilian equity data. *Ensaio Econômicos*, EPGE, n. 487, 2003.