

MODELO DE VOLATILIDADE ESTOCÁSTICA COM EFEITOS-CALENDÁRIO: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA AS AÇÕES DA VALE

Lucas Lúcio Godeiro

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern). Bolsista Capes e pesquisador na área de finanças e econometria de séries de tempo.

E-mail: lucas.godeiro@hotmail.com

Resumo

O presente artigo objetiva estimar a volatilidade das ações preferenciais e ordinárias da Vale levando em conta a influência dos efeitos-calendário. Para tanto, foram pesquisados os preços das ações entre 2 de janeiro de 1995 e 26 de outubro de 2011. O modelo utilizado é o modelo de volatilidade estocástica e o método de estimação é o filtro de Kalman. Os resultados apontam que o período da privatização (1997) e o da oferta pública de ações da Vale (2008) alteram o comportamento de volatilidade entre os papéis. Os efeitos calendário tiveram um poder de explicação maior sobre as ações ordinárias.

Palavras-chave: Modelo de volatilidade estocástica; Filtro de Kalman; Vale.

1

INTRODUÇÃO

No mercado financeiro, há alternância entre períodos de calma e pânico, em razão de esse mercado ser influenciado por diversos fatos, notícias e aspectos econômicos. Em períodos de pânico, supõe-se que há um aumento na volatilidade. Moraes e Portugal (1999, p. 304) afirmam que “a correta previsão da volatilidade é importante não só no esboço de estratégias ótimas de *hedge* com derivativos como também permite captar momentos de incerteza no mercado”.

Os autores estimam as volatilidades determinísticas do Ibovespa com os modelos Garch e a volatilidade estocástica com o filtro de Kalman. Eles incluem efeitos-calendário e acham apenas a terça-feira significativa na explicação da volatilidade.

Souza Sobrinho (2001) aplica os modelos Garch e os de volatilidade estocástica na série Ibovespa entre 1994 e 2000. O autor enfatiza que “ambas as metodologias cumpriram bem seu objetivo, sendo que os modelos GARCH tiveram ligeira superioridade” (SOUZA SOBRINHO, 2001, p. 17), e conclui que “os modelos são complementares e não rivais e que ambos devem ser usados pelos profissionais de risco do mercado” (SOUZA SOBRINHO, 2001, p. 38).

Ziegelmann e Valls Pereira (1997) estimam o modelo de volatilidade estocástica com deformação temporal para a série do Ibovespa. De acordo com os

autores, a deformação temporal no modelo se justifica devido à chegada de novas informações ao mercado financeiro. Eles compararam os resultados de modelos a tempo discreto e tempo contínuo e concluíram que nos modelos a tempo discreto, a deformação temporal era mais errática, o que não acontecia nos modelos a tempo contínuo.

Depois de analisada a literatura existente, percebe-se que a maioria das pesquisas utiliza a série do Ibovespa. Com isso, a presente pesquisa propõe analisar a volatilidade das ações da empresa Vale. A análise de ativos individuais e não do índice tem sua importância, pois o ativo pode sofrer em influência em sua volatilidade pelo lado do risco não sistemático¹. A cotação internacional do minério de ferro é um dos fatores que podem afetar a volatilidade das ações da Vale. Com isso, o objetivo da pesquisa será estimar a volatilidade das ações preferenciais e ordinárias da Vale, levando em conta a influência dos efeitos calendário.

Além desta introdução e das considerações finais, o pesquisa terá mais três seções: a segunda discorrerá sobre o modelo de volatilidade estocástica; a terceira abordará o filtro de Kalman, o modelo de nível local e os dados utilizados; a quarta apresentará os resultados da pesquisa.

2

MODELO UTILIZADO

A volatilidade é usada no mercado para mensurar o risco de um ativo. O modelo de volatilidade estocástica é usado para extrair a variância condicional de uma série. Primeiro será definido o modelo sem a influência dos dias da semana para, em seguida, serem introduzidos ao modelo os efeitos calendário.

■ 2.1 Modelo de volatilidade estocástica

A definição do retorno composto de um ativo, segundo Valls Pereira (2011) é dada pela seguinte equação:

$$r_t = \Delta \ln(p_t) \quad (1)$$

1 Risco inerente à empresa.

Ainda segundo o mesmo autor, a distribuição desses retornos, condicional à informação passada, é normal, com média zero e variância condicional dada por σ_t^2 . O logaritmo dessa variância é caracterizado por um processo AR (1) com média não nula δ . Com isso, o modelo que descreve os retornos é:

$$\begin{aligned} r_t &= \varepsilon_t \sigma_t \\ \varepsilon_t &\sim NI(0,1) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \ln \sigma_t^2 &= \delta + \phi \ln \sigma_{t-1}^2 + \sigma_n \eta_t \\ \eta_t &\sim NI(0,1) \end{aligned} \quad (3)$$

Fazendo a transformação $\ln(\cdot)^2$ em (2), obtém-se o seguinte sistema de equações:

$$\ln r_t^2 = \ln \sigma_t^2 + \ln \varepsilon_t^2 \quad (4)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \delta + \phi \ln \sigma_{t-1}^2 + \ln \sigma_n \eta_t \quad (5)$$

De acordo com Valls Pereira (2011), a Equação (4) relaciona as observações, o logaritmo do retorno ao quadrado a um não observado, o logaritmo da variância condicional. A Equação (5) mostra como a variância evolui com o tempo.

2.2 Modelo de volatilidade estocástica com efeitos-calendário

Segundo Valls Pereira (2011), o modelo de volatilidade estocástica com efeitos-calendário incorpora o aumento da volatilidade de determinado dia da semana. O objetivo é verificar se, em algum dia específico, a volatilidade é maior que nos demais. Ainda de acordo com o autor, tais efeitos são incorporados quando se modela a volatilidade por meio da Equação 6:

$$h_t^* = h_t + \beta' x_t \quad (6)$$

em que x_t são *dummies* semanais. Serão incorporadas ao modelo cinco variáveis *dummies*, uma para cada dia da semana. A *dummy* x_{1t} será 1 na segunda-feira e 0 para os outros dias, o que ocorrerá também com as outras *dummies*. Assumindo que $y_t = \ln r_t^2$, $\xi_t = \ln \varepsilon_t^2$ e $\sigma_\xi = 1$, temos:

$$y_t = \xi_t \exp\left(\frac{h_t^*}{2}\right) \quad (7)$$

$$h_t = \phi h_{t-1} + \sigma_\eta \eta_t \quad (8)$$

Fazendo a transformação $\log(\cdot)^2$ em (7), temos:

$$\log(y_t^2) = h_t + \beta' x_t + \ln(\xi_t^2) \quad (9)$$

$$h_t = \phi h_{t-1} + \sigma_\eta \eta_t \quad (10)$$

De acordo com Valls Pereira (2011), essa é a representação em espaço de estado linear para o modelo de volatilidade estocástica com efeitos-calendário, em que $\beta' x_t$ são variáveis determinísticas observadas que podem afetar as observações. Sua função é captar os efeitos-calendário.

3 MÉTODOS

Nesta seção, serão apresentados o filtro de Kalman, o modelo de nível local e as variáveis utilizadas na pesquisa. O filtro de Kalman é o método de estimação dos coeficientes do modelo. O modelo será utilizado para decompor a série em nível (com variância fixa), irregular e ciclo. O ciclo do modelo seguirá um autorregressivo de ordem 1.

3.1 Filtro de Kalman

O objetivo aqui é apresentar brevemente o filtro de Kalman. Hamilton (1994) define o filtro de Kalman como um algoritmo que atualiza sequencialmente a projeção linear para um sistema. Algumas vantagens do método citadas pelo autor são a geração da matriz de autocovariâncias para a análise espectral e a estimação de vetores de coeficientes que variam no tempo.

O filtro requer a representação de y_t em espaço de estado². Seja y_t um vetor ($n \times 1$) que pode ser descrito em termos de um vetor não observado ξ_t ($r \times 1$). A representação em espaço-estado é dada por:

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + v_{t-1} \quad (11)$$

$$y_t = A'x_t + H'\xi_t + w_t \quad (12)$$

em que F , A' e H são matrizes de parâmetros de dimensão $(r \times r)$, $(n \times k)$ e $(n \times r)$, respectivamente, e x_t , um vetor de variáveis exógenas ou predeterminadas. A Equação (11) é conhecida como equação de estado, e (12) é a equação das observações; v_t e w_t são vetores de ruídos brancos não correlacionados entre si. A representação de um processo univariado ARMA (p , q) é apresentado por Hamilton (1994). A representação da equação de estado é $r \equiv \max \{p, q + 1\}$:

$$y_t - \mu = \phi_1(y_{t-1} + \mu) + \phi_2(y_{t-2} + \mu) + \dots + \phi_r(y_{t-r} + \mu) + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_{r-1}\varepsilon_{t-r+1} \quad (13)$$

Assume-se $\theta_j = 0$ para todo $j > p$ e $\phi_j = 0$ para todo $j > p$. A representação geral para a equação de estado é:

$$\xi_{t+1} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & L & \phi_{r-1} & \phi_r \\ 1 & 0 & L & 0 & 0 \\ 0 & 1 & L & 0 & 0 \\ M & M & L & M & M \\ 0 & 0 & L & 1 & 0 \end{bmatrix} \xi_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ 0 \\ M \\ 0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

2 O desenvolvimento do filtro de Kalman tem como referência Hamilton (1994).

A equação de observação é dada por:

$$y_t = \mu + [1 \quad \theta_1 \quad \theta_2 \quad \dots \quad \theta_{r-1}] \xi_t \quad (15)$$

Para a continuação do processo, é necessária a definição das matrizes Q , de dimensão $(r \times r)$, e R , de dimensão $(n \times n)$: $E(v_t v_t') = Q$ se $t = \tau$ e 0 caso contrário; e $E(w_t w_t') = R$ se $t = \tau$ e 0 caso contrário.

O objetivo do algoritmo é calcular a previsão para o vetor de estado em $t+1$ dada informação até t (HAMILTON, 1994, p. 377).

$$\hat{\xi}_{t+1|t} \equiv \hat{E}(\xi_{t+1} | \wp_t) \quad (16)$$

$$\wp_t \equiv (y_t', y_{t-1}', \dots, y_1', x_t', x_{t-1}', \dots, x_1')' \quad (17)$$

A matriz $(r \times r)$ de variância-covariância do processo é representada por:

$$P_{t+1|t} \equiv E[(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|t})(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|t})'] \quad (18)$$

A equação de previsão para $\hat{\xi}_{t+1|t}$ é:

$$\begin{aligned} \hat{\xi}_{t+1|t} &= F \cdot \hat{E}(\xi_t | \wp_t) + \hat{E}(v_{t+1} | \wp_t) \\ \hat{\xi}_{t+1|t} &= F \cdot \xi_{t|t} + 0 \end{aligned} \quad (19)$$

A equação de previsão para a matriz de variância-covariância é:

$$\begin{aligned} P_{t+1|t} &= E[(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|t})(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|t})'] \\ P_{t+1|t} &= E[(F\xi_t + v_{t+1} - F\hat{\xi}_{t|t})(F\xi_t + v_{t+1} - F\hat{\xi}_{t|t})'] \\ P_{t+1|t} &= F \cdot E[(\xi_t - \hat{\xi}_{t|t})(\xi_t - \hat{\xi}_{t|t})'] \cdot F' + E[v_{t+1} v_{t+1}'] \\ P_{t+1|t} &= F P_{t|t} F' + Q \end{aligned} \quad (20)$$

O erro de previsão é definido por:

$$\begin{aligned}
 y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t} &= A' x_{t+1} + H' \xi_{t+1} + w_{t+1} - A' x_{t+1} - H' \hat{\xi}_{t+1|t} \\
 y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t} &= H' (\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|t}) + w_{t+1}
 \end{aligned} \tag{21}$$

A variância do erro de previsão é:

$$\begin{aligned}
 E[(y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t})(y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t})'] &= E[H'(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|t})(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|t})'H] + E[w_{t+1}w_{t+1}'] \\
 E[(y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t})(y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t})'] &= H'P_{t+1}H + R
 \end{aligned} \tag{22}$$

A matriz de ganho do filtro K é definida por:

$$K_t \equiv F P_{t|t-1} H (H' P_{t|t-1} H + R)^{-1} \tag{23}$$

Com isso as equações de atualização são dadas por:

$$\xi_{t+1} = \xi_{t+1|t} + F(\xi_t - \hat{\xi}_{t|t-1}) - K_t(y_t - A' x_t - H' \hat{\xi}_{t|t-1}) + v_{t+1} \tag{24}$$

$$P_{t+1} = (F - K_t H') P_{t|t-1} (F' - H K_t) + K_t R K_t' + Q \tag{25}$$

Os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros podem ser obtidos segundo Valls Pereira (2011) usando a decomposição do erro de previsão:

$$\begin{aligned}
 l(\psi) &= -\frac{NT}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |(y_t - \hat{y}_{t|t-1})| \\
 &\quad - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \{E[(y_t - \hat{y}_{t|t-1})(y_t - \hat{y}_{t|t-1})']\} \{[(y_t - \hat{y}_{t|t-1})^{-1}]\} \\
 &\quad \{E[(y_t - \hat{y}_{t|t-1})(y_t - \hat{y}_{t|t-1})']\}
 \end{aligned} \tag{26}$$

■ 3.2 Modelo de nível local

Na pesquisa, será estimado um modelo de nível local para o log do retorno dos ativos ao quadrado. De acordo com Harvey (1992), o modelo de nível local é representado pela equação:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \quad (28)$$

As variáveis ε_t e η_t são ruídos brancos não correlacionados entre si, com variância σ_ε^2 e σ_η^2 , respectivamente. Ainda de acordo com o autor, a forma reduzida para o modelo é um ARIMA (0,1,1):

$$\Delta y_t = (1 - \theta L)\xi_t \quad -1 \leq \theta \leq 0 \quad (29)$$

$$\theta = (\sqrt{q^2 + 4q} - 2 - q) / 2 \quad (30)$$

$$q = \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_\varepsilon^2} \quad (31)$$

O modelo pode ser reescrito da seguinte forma:

$$y_t = \frac{\eta_t}{\Delta} + \varepsilon_t \quad (32)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \frac{(1-F)\sigma_\varepsilon^2}{1+\theta F\sigma^2} \xi_t \quad (33)$$

$$\hat{\eta}_t = \frac{1}{1+\theta F} \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma^2} \xi_t \quad (34)$$

em que $F = L^{-1}$ e os estimadores $\hat{\eta}_t$ e $\hat{\varepsilon}_t$ dependem das inovações futuras e podem ser representados por um processo AR (1) e ARMA (1,1), respectivamente (HARVEY, 1992, p. 378).

$$\hat{\eta}_t = \hat{\eta}_{t+1} + q\hat{\varepsilon}_t \quad 0 \leq q \leq \infty \quad (35)$$

O modelo de nível local é um modelo estrutural. Segundo Harvey (1989), define-se um modelo estrutural como aquele que tem uma interpretação direta, e a série é decomposta somando nível, tendência, sazonalidade, ciclos e componentes irregulares.

■ 3.3 Dados

As variáveis utilizadas pela pesquisa são as ações ordinárias e preferenciais da companhia Vale S. A. As ações ordinárias têm como código de negociação na Bovespa Vale3 e as preferenciais Vale5. Foram obtidos juntos ao *software* Economática, obtiveram-se os preços de fechamento dos ativos para o período entre 2 de janeiro de 1995 e 26 de outubro de 2011. Os dias que o Economática não apresenta os preços foram preenchidos por meio da estimação de um modelo de nível local.

A partir dos preços, calcularam-se os retornos compostos das ações Vale3 e Vale5, por meio da diferença do log, os quais foram centrados na média. Em seguida, os retornos centrados na média foram elevados ao quadrado e retirados o logaritmo natural. O log do retorno ao quadrado será a variável modelada.

Foram construídas cinco variáveis *dummies* que representam os dias da semana. Por meio da significância dessas *proxies*, será verificada a influência do dia da semana na volatilidade dos ativos pesquisados.

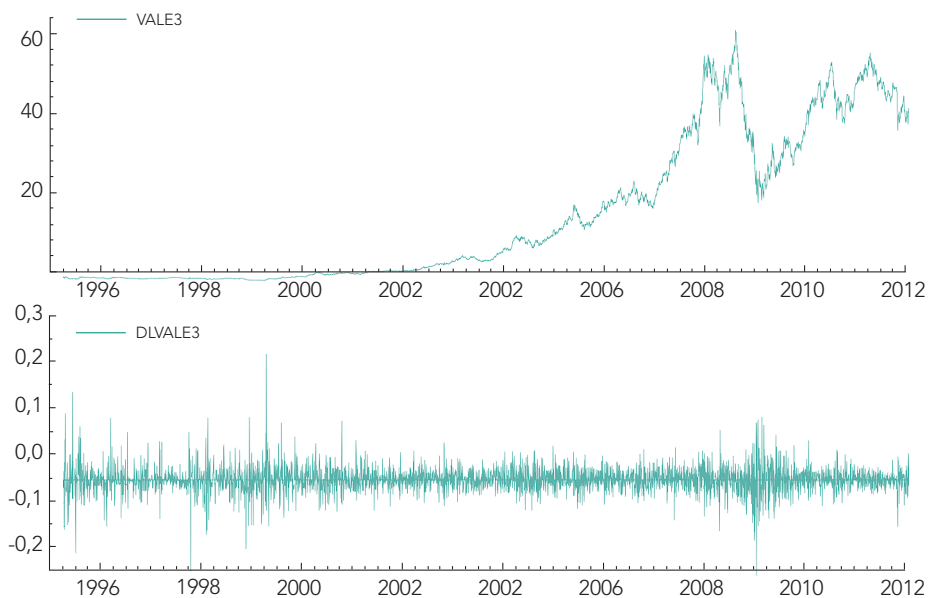
4

RESULTADOS

Os gráficos que seguem apresentam os preços e os retornos compostos das ações da Vale:

Gráfico 1

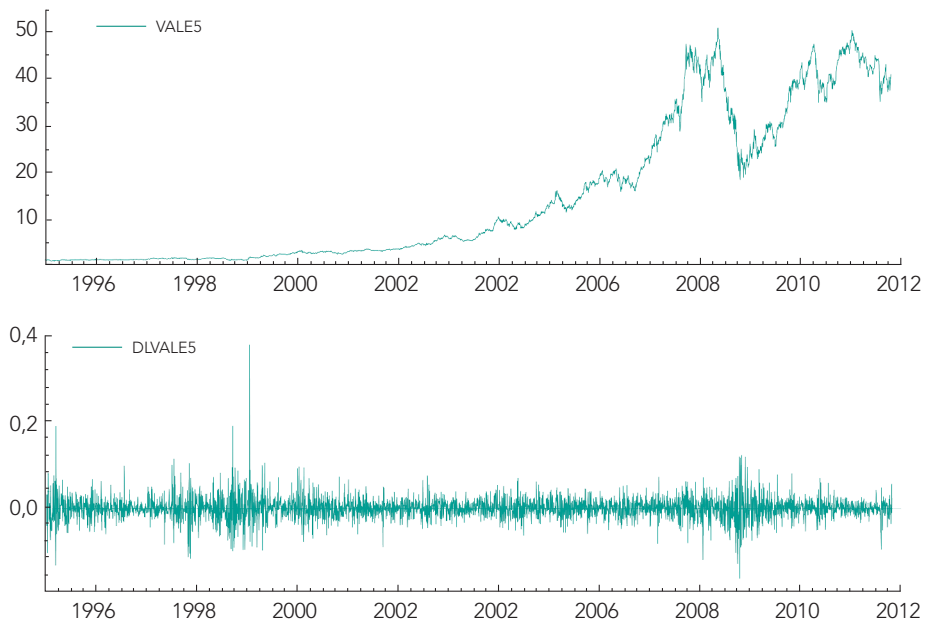
Preço e retorno Vale3, de 2.1.1995 a 26.10.2011



Fonte: Economática.

Gráfico 2

Preço e retorno Vale5, de 2.1.1995 a 26.10.2011



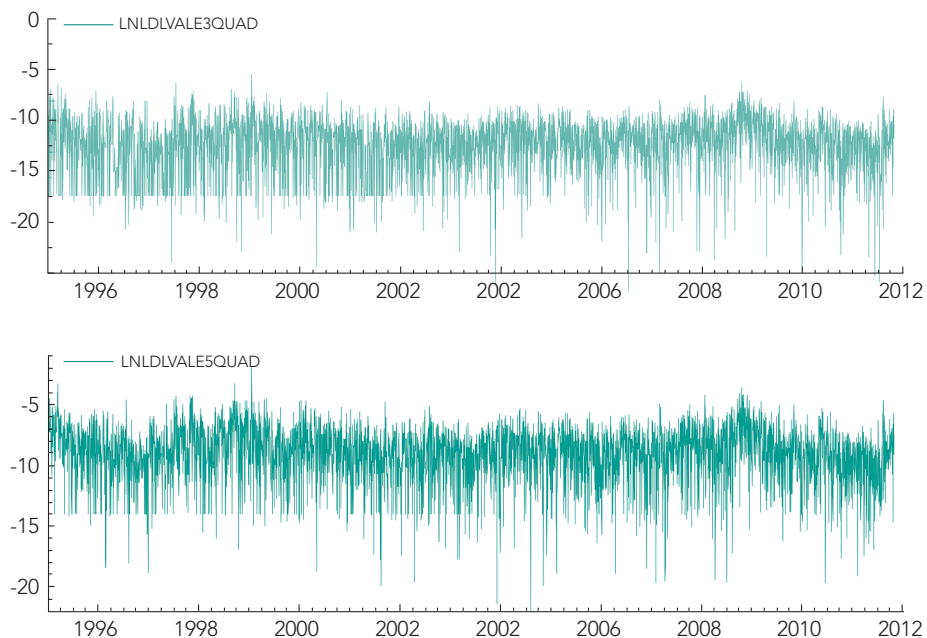
Fonte: Economática.

A inspeção visual dos gráficos permite-nos identificar períodos de alta volatilidade, como a desvalorização do real em 1999 e a crise do *subprime* de 2008. Percebe-se ainda que ambas as ações atingiram seu pico histórico no ano 2008, pouco antes da quebra do Lehman Brothers. Em 2010, os papéis chegaram próximo de atingir o mesmo valor de 2008, mas a crise da dívida na Europa provocou uma maior aversão ao risco nos mercados e os preços das ações voltaram a cair.

O passo seguinte foi obter o log do retorno ao quadrado centrado na média. É necessário centrar o retorno na média, pois há dias em que o retorno composto é igual a zero. Os gráficos das variáveis transformadas são apresentados a seguir:

Gráfico 3

Log do retorno ao quadrado centrado na média Vale3 e Vale5

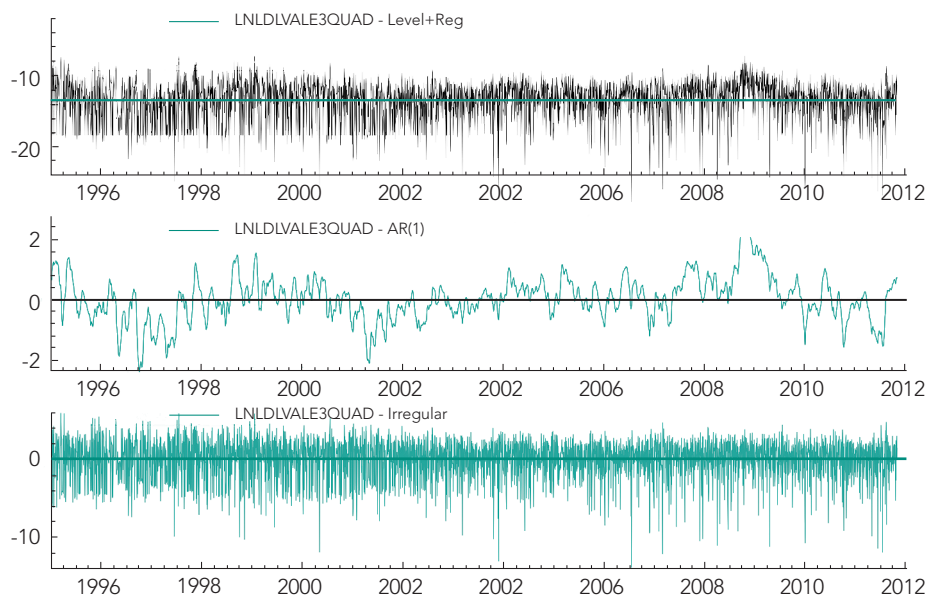


Fonte: Economática. Transformações efetuadas pelo autor.

Serão estimados os parâmetros do modelo de volatilidade estocástica utilizando-se um modelo de nível local com a variância do nível fixa, os ciclos seguindo um autorregressivo de ordem 1 e o componente irregular.

Gráfico 4

Modelo Vale3



Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 1

Coefficientes estimados Vale3 e Vale5

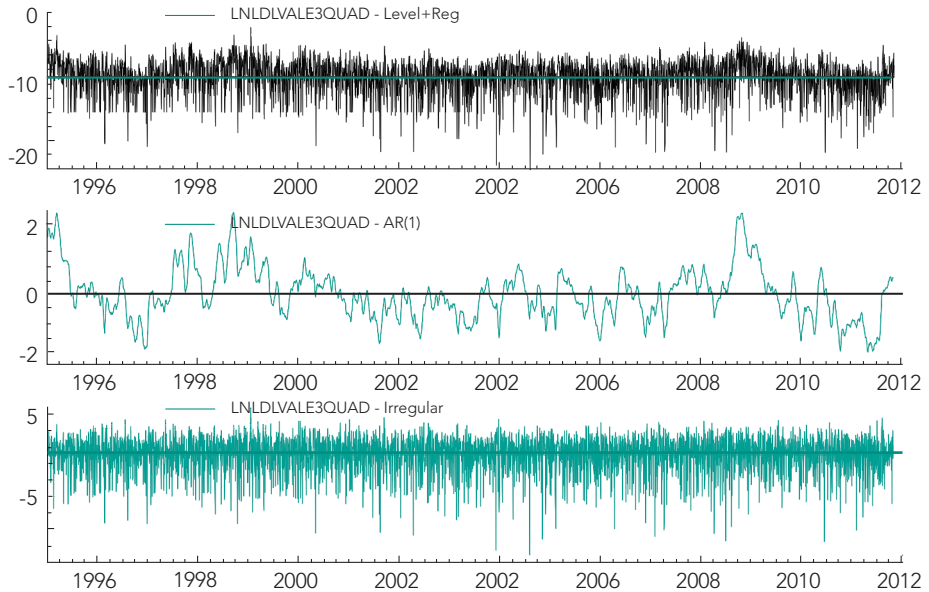
	VALE3		VALE5	
	Coefficiente	Variância	Coefficiente	Variância
AR(1)	0,9533*	0,8707	0,9686*	0,7614
DSEG	0,1173	0,1204	0,0904	0,1073
DTER	0,1978***	0,1206	0,0681	0,1074
DQUA	0,2142***	0,1206	0,1685	0,1074
DQUI	0,2931**	0,1204	0,1946***	0,1073
DSEX	-0,2932	0,1188	-0,1946***	0,1073

Fonte: Elaborada pelo autor.

*, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Gráfico 5

Modelo Vale5

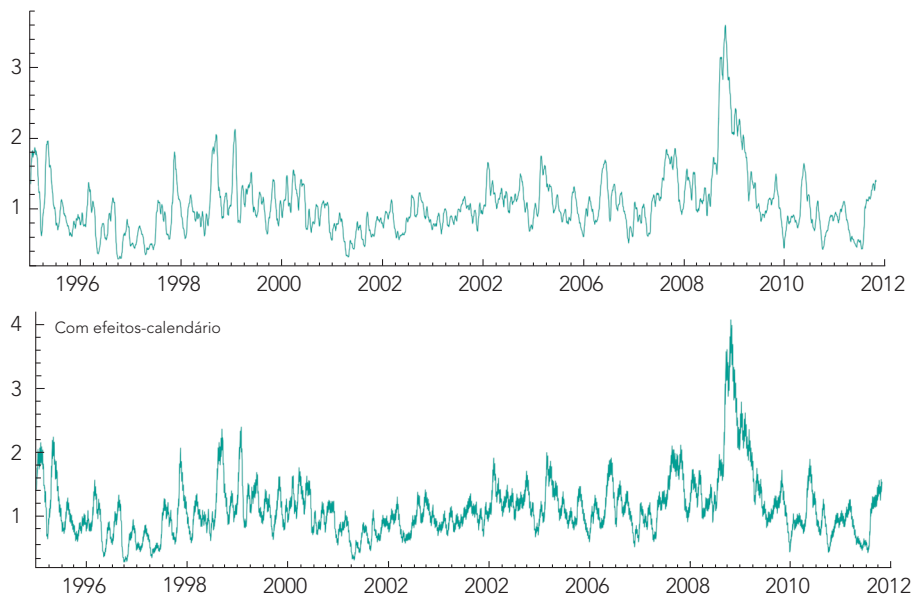


Fonte: Elaborado pelo autor.

Verifica-se que as ações preferenciais da Vale têm uma persistência maior na volatilidade, dado que o coeficiente da parte autorregressiva do modelo foi um pouco maior. Com relação ao aumento da volatilidade influenciado pelos efeitos calendário, observa-se que as ações ordinárias são mais influenciadas. Apenas a segunda-feira não foi significativa para os papéis Vale3. Nos dois ativos pesquisados, há diminuição da volatilidade na sexta-feira. Os papéis preferenciais da Vale têm menor influência dos dias da semana, pois apenas a quinta-feira e a sexta-feira foram significantes. A etapa seguinte da pesquisa será extrair a variância condicional dos ativos pesquisados. A variância condicional dos ativos é apresentada nos gráficos seguintes. O Gráfico 6 representa a volatilidade com os efeitos-calendário.

Gráfico 6

Volatilidade estimada Vale3



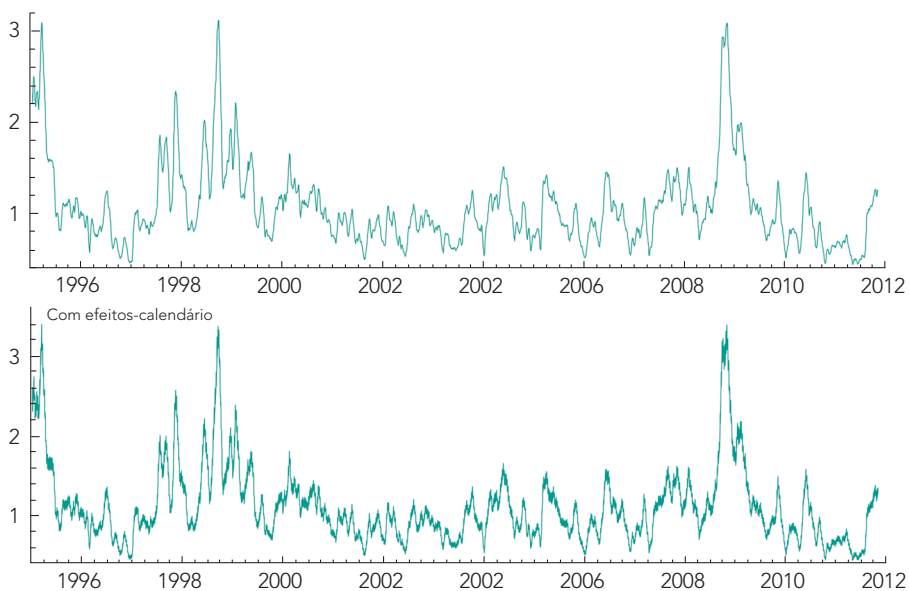
Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma das constatações da pesquisa, quando se analisam os gráficos 6 e 7, é que as ações preferenciais apresentaram disparidades das ordinárias entre 1997 e 1998. Uma das explicações pode ser o fato de que a Vale foi privatizada nesse período, mais precisamente em maio de 1997. A privatização pode ter diminuído o volume de negociação dos papéis ordinários negociados na Bovespa. Afora essa observação, os papéis apresentam comportamento semelhante no que diz respeito à volatilidade.

O modelo identifica aumentos de volatilidade na crise asiática em 1995, na desvalorização do real em 1999 e na crise imobiliária de 2008. Fatos como a crise das eleições de 2002 não acarretaram grande aumento de volatilidade nas ações da Vale. Na análise pós-crise de 2008, percebe-se uma tendência de queda na volatilidade em 2009, ano de recuperação da Bovespa, mas, já em meados de 2010 e no primeiro semestre de 2011, a aversão ao risco predomina no mercado e a volatilidade volta a ter tendência de alta.

Gráfico 7

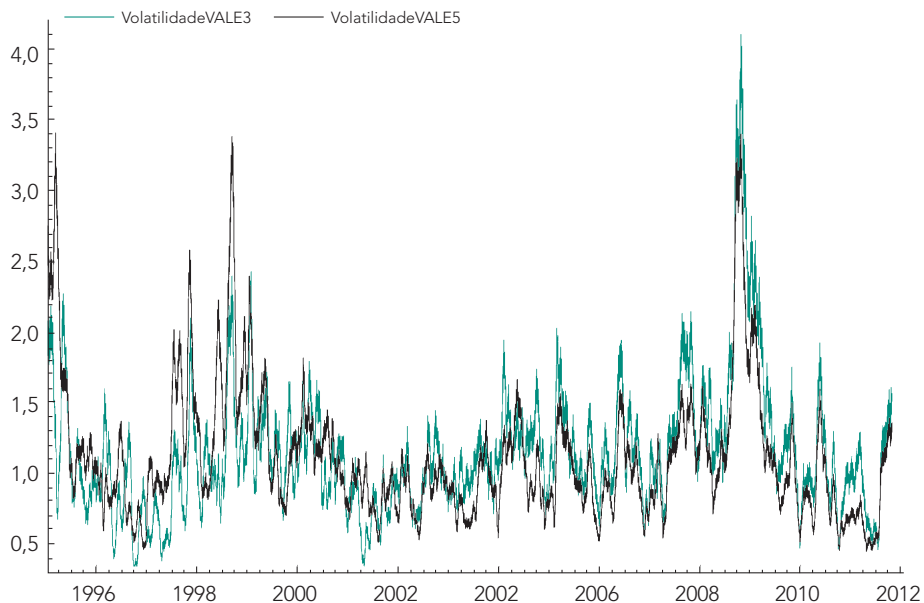
Volatilidade estimada Vale5



Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 8

Volatilidade Vale3 x Vale5

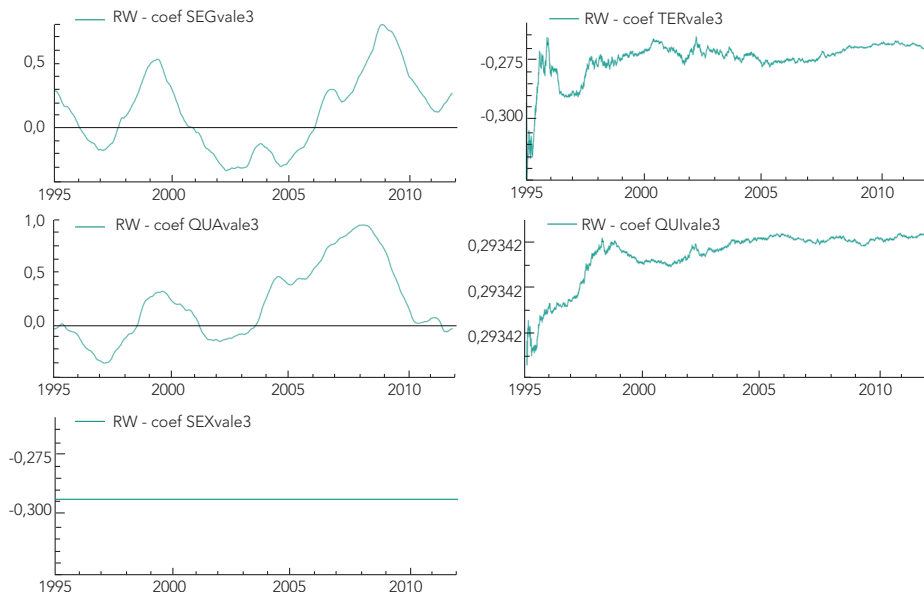


Fonte: Elaborado pelo autor.

Outro espectro de análise da pesquisa será a trajetória temporal dos coeficientes das *dummies* que entram no modelo como variáveis explicativas. Essa análise é importante a fim de verificar em qual período os dias da semana influenciaram mais ou menos a volatilidade dos ativos pesquisados.

Gráfico 9

Coeficientes Vale3 variando no tempo

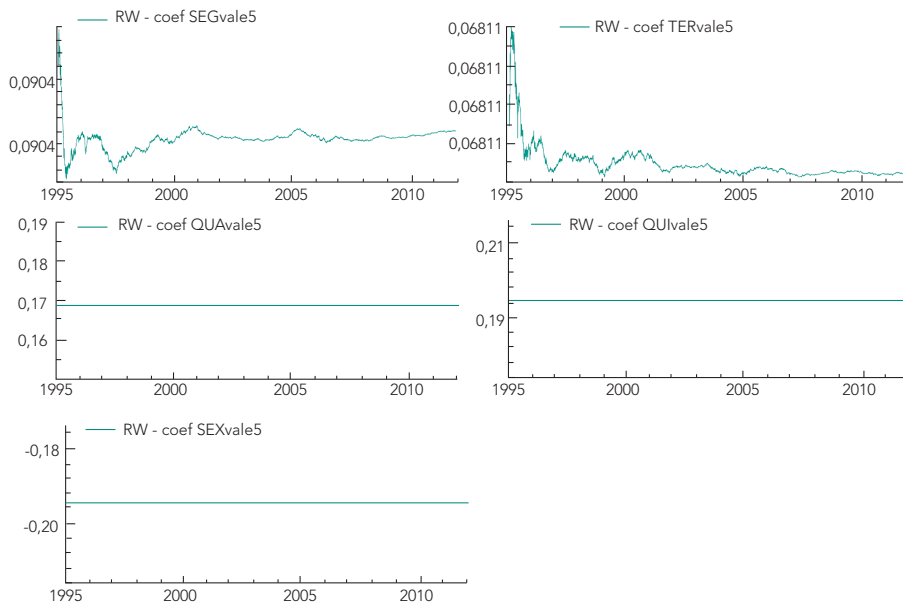


Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota-se que os coeficientes dos dias de segunda-feira e quarta-feira da Vale3 apresentam comportamento similar. Seguem o comportamento de um ciclo, que poderia ser descrito por uma função cosseno. Os parâmetros da terça-feira e da quinta-feira aumentam sua influência na volatilidade ao longo do tempo. Eles têm um aumento no início do período e depois convergem para um comportamento com menor variância e maior estabilidade. A sexta-feira de Vale3 teve um comportamento estável todo tempo.

Gráfico 10

Coeficientes variando no tempo Vale5



Fonte: Elaborado pelo autor.

Com relação aos coeficientes de Vale5, segunda-feira e terça-feira são semelhantes, em razão de os coeficientes diminuírem sua influência ao longo do tempo. Eles têm um forte decaimento no início para depois convergirem para a estabilidade. Os parâmetros de quarta-feira, quinta-feira e sexta-feira são estáveis.

5

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A pesquisa propôs estimar a volatilidade das ações da Vale a partir de 1995. Um dos aspectos importantes a se destacar é que o modelo foi capaz de prever momentos de crise econômica, apontando para o aumento da volatilidade nesses períodos. Com relação aos efeitos-calendário, eles tiveram uma influência um pouco maior sobre os papéis ordinários da Vale.

O modelo captou uma diferença significativa de volatilidade entre as duas ações para o período de privatização da Vale. Nessa época, entre 1997 e 1998, os papéis preferenciais tiveram um aumento na sua volatilidade, dado que eles sempre acompanham as ações ordinárias em toda a série. Já na crise de 2008, nota-se uma volatilidade maior das ações ordinárias da Vale, fato que também pode ser explicado porque a companhia vendeu um maior número de ações ordinárias na oferta pública realizada em julho de 2008.

A estimação da volatilidade de um ativo e não do índice é importante, pois uma das formas de se ganhar do mercado é escolhendo um ativo que obtenha um desempenho melhor que o mercado, e não diversificando. É o caso das ações da Vale que, para o período abordado, tiveram um desempenho melhor que o Ibovespa. Por isso, sugere-se que futuras pesquisas trabalhem não apenas com o Ibovespa, mas também com ativos que tiveram retornos melhores e piores que o Ibovespa, para, assim, fazer uma análise comparativa entre as volatilidades estimadas.

STOCHASTIC VOLATILITY MODEL WITH CALENDAR EFFECTS: AN EMPIRICAL STUDY FOR THE ACTIONS OF THE VALE

Abstract

The present paper aim to estimate the volatility of the preferred and ordinary stocks of Vale taking into account the influence of the calendar effects. For both were researched the stocks prices between January 2, 1995 and October 26, 2011. It was used the Stochastic Volatility Model(SV) and the estimation method

was the Kalman Filter. The results indicate that the privatization and the public offer of the stocks changed the behavior of volatility between the papers. The calendar effects have effect greater. The calendar effects had a greater explanatory power over the common shares.

Keywords: Stochastic Volatility Model; Kalman Filter; Vale.

Referências

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.

HARVEY, A. C. *Forecasting structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

_____. Diagnostic checking of unobserved-components time series models. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 4, p. 377-389, Oct. 1992.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do Ibovespa. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 303-341, jul./set. 1999.

SOUZA SOBRINHO, N. F. *Extração da volatilidade do Ibovespa*. Resenha BM&F n. 144, 2001. Disponível em: <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/15571/1/MPRA_paper_15571.pdf>. Acesso em: 27 out. 2011.

VALLS PEREIRA, P. L. *Filtro de Kalman*. São Paulo: EESP-FGV, 2011. Notas de aula.

ZIEGELMANN, F. A.; VALLS PEREIRA, P. L. Modelos de volatilidade estocástica com deformação temporal: um estudo empírico para o índice Ibovespa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 2, p. 353-376, 1997.