AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

**ANÁLISE DA VOLATILIDADE DO DÓLAR E DO EURO: UM DIRECIONAMENTO PARA EMPRESAS DO AGRONEGÓCIO**

**ROBERTO WAGNER JUBERT; MÁRCIA CRISTINA PAIXÃO; SINÉZIO FERNANDES MAIA;**

**UFPB**

**JOÃO PESSOA - PB - BRASIL**

**rwjubert@yahoo.com.br**

**APRESENTAÇÃO ORAL**

**Comercialização, Mercados e Preços**

# Análise da volatilidade do dólar e do euro: um direcionamento para empresas do agronegócio

**Grupo de Pesquisa:** 1 - Comercialização, Mercados e Preços.

Resumo
A análise do padrão da volatilidade dos retornos gerados por derivativos de moedas estrangeiras é tópico particularmente importante para empresas que realizam volume significativo de negócios com o exterior, a exemplo dos grandes produtores brasileiros de produtos agropecuários, e que atuam no mercado de derivativos buscando eliminar riscos financeiros ligados às variações das taxas de câmbio. Neste artigo, realizou-se uma análise do padrão da volatilidade dos retornos do dólar americano e do euro, utilizando-se modelos da classe ARCH, considerando como premissa básica que a variância condicional fornecida por estes modelos pode ser utilizada como *proxy* para a volatilidade dos retornos dos derivativos de moedas estrangeiras. Os resultados sugerem que choques terão efeitos por um longo período de tempo sobre tais variáveis. As estimações evidenciam, ainda, assimetria indicando que choques positivos têm efeitos distintos de choques negativos tanto no euro quanto no dólar. O estudo sugere que o mercado de derivativos referenciados em euro é o que apresenta menor risco de variações nos retornos, isto é, revela-se como o mercado mais adequado para fazer *hedge*.
Palavras-chaves: Modelos ARCH. Taxa de câmbio. Volatilidade.

Abstract

The analysis of the pattern of returns volatility generated by derivatives based on foreign currencies is a important topic for companies that hold significant volume of business around the world. This is the case of the great Brazilian producers of farmed products who operate in derivative markets seeking to eliminate financial risks related to changes in exchange rates. This paper presents an analysis of the pattern of volatility of dollar and euro return, using models of ARCH class, considering as premise that the conditional variance provided by these models can be used as a proxy for derivatives volatility returns. The results suggest that shocks will be effective for a long period of time on such variables. Results also indicate asymmetric since positive shocks have different effects from negative shocks on both euro and dollar. The study suggests that derivatives referenced in euro presents the lowest risk of changes in returns and therefore this market is more indicated to hedge.

**Key Words: ARCH models. Exchange rate. Volatility.**

## 1. INTRODUÇÃO

O Brasil quando adotou a flutuação cambial a partir de 1999 expôs quase todos os preços da economia a flutuações que não eram relevantes nos períodos em que adotou taxas fixas de câmbio, e isso impôs riscos adicionais à produção e ao comércio.

O setor do agronegócio brasileiro, aproveitando o quadro de elevada liquidez nos mercados financeiros mundiais, com o objetivo de reduzir o custo do dinheiro, vem provocando um forte aumento na demanda por captação de recursos externos. Conforme dados divulgados pelo Banco do Brasil, a ampliação do fluxo das operações para R$ 177,82 bilhões entre janeiro e agosto deste ano já representa um aumento de 4,7% em relação a todo o ano de 2006. Tais operações envolvem transações comercias e financeiras que ajudam a fixar margens de lucro, financiar e comercializar a produção de forma antecipada. Com isso, os empresários do setor são induzidos a aumentar sua atuação no mercado de derivativos buscando eliminar riscos financeiros ligados às variações das taxas de câmbio (ato de fazer *hedging*).

Rossi (2002) *apud* Lahan (2007) mostrou que o número de empresas vulneráveis às flutuações do câmbio entre 1996 e 2002 era de 40%. Comparando os regimes de câmbio fixo e flutuante, o autor verificou uma redução na exposição ao câmbio no segundo regime, e verifica que isso ocorre dado o fato de que muitas empresas passaram a utilizar mais derivativos de moedas para gerenciar seus riscos de exposição.

De acordo com Garofalo (2005), os denominados Mercados Derivativos são mercados adequados para os que buscam eliminar os riscos de flutuação de preços e cotações de mercado. São mercados (futuros, a termo, opções, *swaps* etc.) nos quais os agentes realizam transações com instrumentos financeiros que dependem do valor de um outro ativo (commodities, ações taxas de juros, moeda estrangeira etc.), tido como ativo de referência. Notadamente no âmbito cambial, tais transações referem-se ao conjunto de operações em

moedas estrangeiras ou referidas a elas (sem envolver movimentação de moeda no exterior) demandadas por agentes que tenham necessidades de realizar exportações e importações, pagamentos de dividendos, juros e principal de dívidas etc. e que desejam se precaver contra eventual variação da moeda nacional e obter rentabilidade próxima a estas moedas mais juros (Assaf Neto, 2005). Nesse contexto, a análise do padrão da volatilidade dos retornos gerados pelos derivativos de moedas estrangeiras torna-se tópico particularmente importante para as empresas expostas a riscos financeiros ligados às variações da taxas de câmbio.

Segundo Morettin (2006), dentre os modelos indicados na literatura para a modelagem da volatilidade de um retorno, há a classe de modelos de heteroscedasticidade condicional autorregressiva, ARCH ("*Autoregressive Conditional Heteroskedascitiy*"), introduzida por Engle (1982), a saber: GARCH, EGARCH e TARCH. Embora essa classe de modelos possa prover características de volatilidade semelhantes, cada variante tem implicações práticas e teóricas distintas. Assim, neste artigo serão estimados tais modelos com o objetivo de caracterizar e analisar a volatilidade das séries diárias do dólar americano e do euro, considerando como premissa básica que a variância condicional fornecida por estes modelos pode ser utilizada como *proxy* para a volatilidade do retorno dos derivativos de moedas estrangeiras. As assimetrias e a persistência das séries serão tratadas através da comparação do desempenho dos modelos. Pretende-se, desta forma, identificar qual é o mercado que apresenta menor risco de variações nos retornos e, conseqüentemente, apontar o mercado mais adequado para fazer *hedge*.

Os dados utilizados são as séries diárias das taxas de câmbio do dólar americano e do euro, do período de janeiro de 2005 a setembro de 2007, divulgadas no site do Banco Central do Brasil (BACEN). Considerando-se o objetivo de modelar a volatilidade dos retornos gerados pelos derivativos das duas moedas, calculou-se os retornos instantâneos. De acordo com Tsay (2002) *apud* Silva *et al* (2005) são duas as principais razões para se trabalhar com retornos em vez de preços: (i) para investidores médios o retorno de um ativo é um sumário completo e independente da escala da oportunidade de investimento e (ii) séries de retornos são mais fáceis de manipular que séries de preços tendo em vista que as primeiras têm propriedades estatísticas mais tratáveis.

## 2. METODOLOGIA

A metodologia adotada neste artigo para estimação utilizando a classe de modelos de heteroscedasticidade condicional autorregressiva, ARCH, é baseada nos trabalhos de Morettin (2006) e Morettin e Toloi (2006). Fundamentalmente, foram estimados modelos GARCH, EGARCH e TARCH para captar o padrão de volatilidade das taxas de câmbio real x dólar e real x euro. A seguir destaca-se o arcabouço teórico que envolve a estimação dos modelos.

Os modelos ARCH são apropriados para o estudo de séries financeiras porque pressupõem que a variância condicional se altera no tempo. Destinam-se, sobretudo, para a estimação da volatilidade pelo ajustamento da variância condicional da série, ou comumente do seu retorno, e partem do pressuposto de que a série temporal é composta de média e variância as quais dependem de choques aleatórios supostos idiossincráticos e identicamente distribuídos, i.i.d., expressos da seguinte forma:

$$X_t = g(a_{t-1}, a_{t-2}, ...) + a_t h^2(a_{t-1}, a_{t-2}, ...) \quad (01)$$

sendo $X_t$ série temporal; g(.) a média condicional; $h^2$(.) a variância condicional; e $a_t$ o choque aleatório.

Adicionalmente, os modelos ARCH partem da idéia de que a variável dependente relaciona-se com a variância condicional por meio de uma função quadrática, sendo o modelo ARCH dado pelas equações definidas em (02).

$$X_t = \sqrt{h_t \varepsilon_t}$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_r X_{t-r}^2 \quad (02)$$

sendo $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ou $t_\upsilon$ (t-Student com $\upsilon$ graus de liberdade).

O modelo GARCH é uma generalização do modelo ARCH, tendo como característica ser mais parcimonioso, descrevendo a volatilidade com menos parâmetros que o ARCH. É definido pela expressão (03):

$$X_t = \sqrt{h_t \varepsilon_t}$$
$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{r} \alpha_i X_{t-i}^2 + \ldots + \sum_{j=1}^{s} \beta_j X_{t-j}^2 \quad (03)$$

sendo $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ou $t_\upsilon$ (t-Student com $\upsilon$ graus de liberdade).

Em que $\alpha$ é o coeficiente de reação; $\beta$ é o coeficiente de persistência e, dada a condição de não negatividade da variância condicional, $\alpha > 0$; $\beta > 0$. Para que o quadrado dos retornos seja covariância estacionária deve-se ter que $\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{i=1}^{p} \beta_i < 1$, para o processo GACH(p,q).

Os modelos ARCH e GARCH tratam a volatilidade considerando efeitos simétricos com respeito a eventos positivos e negativos sobre a determinação da volatilidade. Contudo, deve-se levar em conta a assimetria dos retornos das taxas de câmbio, sobretudo, para eventos negativos. Para tanto, o modelo exponencial EGARCH incorpora e capta o efeito da assimetria a partir da expressão (04).

$$X_t = \sqrt{h_t \varepsilon_t}$$
$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{r} \beta_i \ln(h_{t-r}) + \sum_{i=1}^{r} \alpha_i \left( \frac{X_{t-r}}{\sqrt{h_{t-r}}} \right) + \sum_{j=1}^{s} \gamma_j \left( \frac{X_{t-r}}{\sqrt{h_{t-r}}} \right) \quad (04)$$

sendo $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ou $t_\upsilon$ (t-*Student* com $\upsilon$ graus de liberdade); $\alpha$, $\beta$ e $\gamma$ parâmetros reais e $\gamma < 0$.

No modelo EGARCH é dada maior liberdade a equação da variância ao adicionar o coeficiente de assimetria, que se relaciona com os retornos de mercado e a volatilidade condicional. Neste caso, o coeficiente $\gamma$ capta a diferença de choques positivos e negativos

na volatilidade, ou seja, o "efeito alavancagem". Se $\gamma$ for estatisticamente igual a zero indica ausência de assimetria na volatilidade; se $\gamma$ for estatisticamente diferente de zero existe assimetria na volatilidade; se $\gamma$ for menor que zero existe o "efeito alavancagem".

O modelo TARCH ("*Threshold* ARCH"), um caso particular do modelo ARCH não-linear, descreve a volatilidade seguindo a forma funcional

$$h^{\gamma}_{t} = \alpha_0 + \alpha_1 g^{(\gamma)}(\varepsilon_{t-1}) + \beta_1 h^{\gamma}_{t-1} \qquad (05)$$

se $\gamma \neq 0$, há um impacto de informação assimétrica.

Cabe ressaltar que alguns softwares econométricos usam a formulação

$$h_t = \omega + \alpha X^2_{t-1} + \gamma X^2_{t-1}\, d_{t-1} + \beta h_{t-1}$$

com $d_t = 1$, se $Xt < 0$ ("*bad news*") e $d_t = 0$, se $Xt \geq 0$ ("*good news*").

No modelo TARCH, o $\gamma$ maior que zero capta o "efeito alavancagem". Porém, para $\gamma$ nulo tem-se que o modelo toma a forma de um EGARCH. A variável *dummy* incluída no modelo assume valor zero para variações positivas nos retornos e assume valor um para variações negativas. Caso o parâmetro $\gamma$ seja nulo não existe assimetria na volatilidade, sendo o impacto captado pelos parâmetros de reação e persistência.

Segundo Moretttin e Toloi (2006), a literatura recomenda trabalhar com a série de retornos, dada por (06), uma vez que tende a ser estacionária. Então, dado o retorno estacionário basta verificar o padrão ARMA (p,q) associado a série.

$$r_t = \log(cb_t) - \log(cb_{t-1}) \qquad (06)$$

sendo $cb_t$ a taxa de câmbio.

O primeiro passo na construção de modelos ARCH é identificar o padrão do modelo ARMA (p, q). Este é estabelecido em três etapas, a saber: i) Identificação; ii) Estimação; e iii) Diagnóstico. A identificação de um modelo ARMA é realizada, basicamente, com base na observação das funções de autocorrelação FAC e de autocorrelação parcial FACP. A partir da FAC estima-se o padrão do processo de médias móveis MA(q), sendo a FAC estimada pela equação (07).

$$r_j = \frac{e_j}{e_0} \quad , \; j = 0, 1, ..., T-1 \qquad (07)$$

sendo $e_j$ estimado pela auto-covariância amostral.

A FACP mede o grau de correlação entre $X_t$ e $X_{t-k}$ depois de eliminada a influência de $X_{t-1},...,X_{t-k+1}$. Da sua observação identificamos o padrão auto-regressivo associado ao processo. A FACP é estimada pela expressão (08).

$$\phi_{kk} = \frac{|P_k^*|}{|P_k|} \qquad (08)$$

sendo $P_k^*$ a matriz de autocorrelações e $P_k^*$ é a matriz $P_k$ com a última coluna substituída pelo vetor de autocorrelações.

Alternativamente, identifica-se o modelo ARMA por critérios de parcimônia: o Critério de Informação de Akaike, AIC, e o critério Bayesiano de Schwarz, SBC. Estes critérios procuram escolher as quantidades k e l no modelo ARMA (k,l) que minimizam uma certa quantidade. Desta forma, o critério AIC é dado pela expressão (09) e o critério SBC pela expressão (10):

$$AIC(k,l) = \ln \sigma_{k,l}^2 + \frac{2(k+l)}{T} \tag{09}$$

$$SBC(k,l) = \ln \sigma_{k,l}^2 + (k+l)\frac{\ln(T)}{T} \tag{10}$$

sendo $\sigma^2_{k,l}$ o estimador de máxima verossimilhança de $\sigma^2$ e $T$ observações da série.

Segundo Morettin (2006), os retornos apresentam geralmente caudas longas, implicando em níveis elevados de curtose, maiores do que 3. Isto se torna uma restrição a mais do modelo, e que é imposta aos parâmetros estimados. Este excesso de curtose é um fato estilizado presente em séries financeiras. Como Wang e Hsu (2006) constatam em seu trabalho empírico, as séries de retornos apresentam distribuições leptocúrticas em relação a distribuição normal. Na prática, as estatísticas são construídas assumindo o pressuposto de normalidade.

Para verificar se os resíduos gerados pelos modelos estimados são, necessariamente, *ruído branco,* procede-se com o teste de *Ljung-Box, Q,* que tem hipótese nula de ruído branco e distribuição $\chi^2$ com *K-p-q* graus de liberdade. A estatística associada ao é dada por (11).

$$Q(K) = n(n+2)\sum_{k=1}^{K}\frac{\hat{r}_k^2}{n-k} \tag{11}$$

Complementar ao teste *Q,* realiza-se o teste de Multiplicador de Lagrange (ML) para a verificação de heteroscedasticidade condicional (HC) o qual tem como hipótese nula a não existência de HC nos resíduos. Baseia-se na estatística F dada por (12):

$$F = \frac{\left[\sum_{t=r+1}^{T}\left(X_t^2 - \overline{X}^2\right) - \sum_{t=r+1}^{T}\left(\varepsilon_t^2\right)\right] \Big/ r}{\sum_{t=r+1}^{T}\left(\varepsilon_t^2\right) \Big/ T-2r-1} \sim F(r, 2r-1) \tag{12}$$

sendo *r* a ordem de dependência linear residual.

A partir da análise do resíduo do modelo ARMA estimado, definimos a ordem do ARCH (*r*) a ser modelado. Recomenda-se observar a FACP para a definição do valor de *r*. A segunda etapa de construção do modelo ARCH constitui-se na estimação dos parâmetros do modelo. O método utilizado é o da máxima verossimilhança condicional, dada pela equação (13).

$$L\left(X_{r+1},\ldots,X_{T/\alpha,X_1,\ldots,X_r}\right)=\prod_{t=r+1}^{T}\left[\left(\sigma_t\sqrt{2\pi}\right)\exp\left(\frac{-X_t^2}{2\sigma_t^2}\right)\right] \tag{13}$$

em que é obtida recursivamente a volatilidade $\sigma_t^2 = h_t$.

A última etapa é a estimação e a previsão da volatilidade dos retornos. Esta é realizada com base nas expressões para $h_t$ dadas em (03), (04) e (05) que, respectivamente, representam as volatilidades dos modelos GARCH, EGARCH e TARCH.

## 3. RESULTADOS

Os gráficos 1 e 2 mostram, respectivamente, o comportamento da série histórica diária, no período de janeiro/2005 a setembro/2007, e dos retornos do dólar e do euro. Percebe-se que os retornos tanto do dólar quanto do euro reagem mais fortemente na primeira fase de tendência de valorização do real. Este fato levanta a hipótese de assimetria dos retornos destas variáveis.

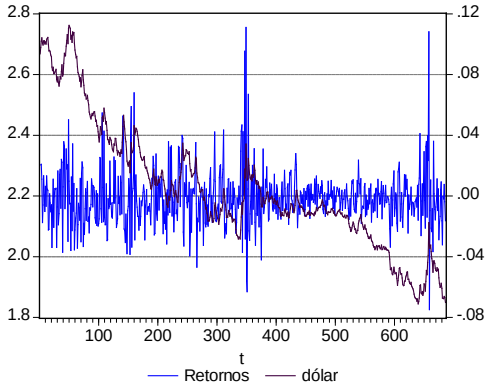


**Gráfico 1: Retornos do dólar, janeiro/2005 - setembro/2007.**
Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do BACEN.

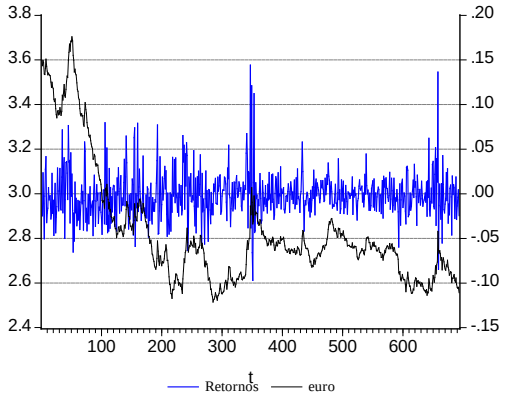


**Gráfico 2: Retornos do euro, janeiro/2005 - setembro/2007.**
Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do BACEN.

Os coeficientes de autocorrelação deixam patente a correlação serial dos retornos do dólar e do euro. Isto se dá pela característica leptocúrtica, relativamente à distribuição normal, das séries de retornos financeiros. Isto porque existem agrupamentos de volatilidade que corroboram para a heteroscedasticidade, que segundo Morettin e Toloi (2006) é característica da maioria das séries de retornos financeiros. As autocorrelações estimadas para o erro quadrático dos retornos mostram evidência de efeitos de autocorrelações ARCH. As curtoses calculadas evidenciam os agrupamentos de volatilidade.

A tabela 1 mostra que a probabilidade de não existir heteroscedasticidade condicional é desprezível (0,000%) dado pelo p-valor da estatística ARCH ML. A estatística *Box-Pierce-Ljung, Q,* indica que ambas as séries não possuem autocorrelação dos resíduos, pois as estatísticas são significativas ao nível de 5%. Os valores de curtose calculados para a distribuição dos resíduos indicam níveis elevados de curtose quando comparados à curtose da distribuição normal (3,000). O aparente contraste das estatísticas corrobora para a modelagem da volatilidade dos retornos do dólar e do euro por modelos ARCH.

**Tabela 1: Estatísticas ARCH ML e CURTOSE dos resíduos dos retornos.**

| Estatísticas | Resíduos AR(1) | |
|---|---|---|
| | dólar | euro |
| ARCH ML | 103,187<br>(0,000) | 84,519<br>(0,000) |
| Q(12) | 11,689<br>(0,389) | 15,514<br>(0,160) |
| CURTOSE | 9,967 | 7,335 |

Nota: P-valores entre parênteses.
Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados do BACEN.

Para ambas as séries foi utilizado o modelo AR(1) para estimação da média condicional dos retornos. Adicionalmente, quando comparado com outros modelos, este modelo demonstra ser o mais parcimonioso justificando seu emprego para o estudo. Para os

modelos ARCH na variância, os melhores modelos para a série de retornos do dólar foram GARCH(1,1), EGARCH(1,1) e TARCH(1,1). Para a série de retornos do euro os melhores modelos foram, igualmente, GARCH(1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1). As equações estimadas[4], dadas, respectivamente, pelas expressões (03), (04) e (05), foram:

- para os retornos do dólar

GARCH(1,1): $h_t = 2{,}26 \times 10^{-6} + 0{,}206\, X^2_{t-1} + 0{,}769\, h_{t-1}$

EGARCH(1,1): $\ln(h_t) = -0{,}983 + 0{,}927 \ln(h_{t-1}) + 0{,}340\, |\varepsilon_{t-1}| + 0{,}124\, \varepsilon_{t-1}$

TARCH(1,1): $h_t = 2{,}26 \times 10^{-6} + 0{,}313\, X^2_{t-1} - 0{,}205\, X^2_{t-1} d_{t-1} + 0{,}731\, h_{t-1}$

- para os retornos do euro

GARCH(1,1): $h_t = 5{,}54 \times 10^{-6} + 0{,}178\, X^2_{t-1} + 0{,}759\, h_{t-1}$

EGARCH(1,1): $\ln(h_t) = -1{,}040 + 0{,}914 \ln(h_{t-1}) + 0{,}286\, |\varepsilon_{t-1}| + 0{,}085\, \varepsilon_{t-1}$

TARCH(1,1): $h_t = 6{,}97 \times 10^{-6} + 0{,}233\, X^2_{t-1} - 0{,}139\, X^2_{t-1} d_{t-1} + 0{,}749\, h_{t-1}$

A tabela 2 apresenta os principais resultados das estimações para fins de comparação da volatilidade das séries diárias do dólar americano e do euro.

**Tabela 2: Parâmetros estimados para a volatilidade dos retornos do dólar e do euro.**

| Variáveis | Parâmetros | |
|---|---|---|
| | **dólar** | **euro** |
| $X^2_{t-1}$ | 0,206 | 0,178 |
| $h_{t-1}$ | 0,769 | 0,759 |
| $\varepsilon_{t-1}$ | 0,124 | 0,085 |
| $X^2_{t-1} d_{t-1}$ | -0,205 | -0,139 |

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados do BACEN.

Os resultados da estimação para a volatilidade dos retornos do dólar indicam parâmetros significativos ao nível de 5%. Os parâmetros de reação e de persistência, estimados pelo modelo GARCH (1,1), iguais a 0,206 e 0,769, respectivamente, totalizaram 0,975 indicando que choques na série de retornos do dólar terão efeitos por um grande intervalo de tempo. As estimações conferem evidência de assimetria na série de retornos, conforme indicado pelo parâmetro $\gamma$, igual a 0,124, do modelo EGARCH (1,1), mostrando que choques positivos e negativos têm efeitos distintos nos retornos do dólar. Corroborando

[4] Após modelados por processos ARCH, os modelos eliminaram a interdependência dos resíduos, como as estatísticas ARCH ML e *Box-Pierce-Ljung, Q*, apontam, conforme tabelas 3 e 4 apresentadas em Anexo.

com este resultado, o modelo TARCH (1,1), através do parâmetro γ igual a -0, 205, indica a existência de um impacto de informação assimétrica nos retornos. Como este parâmetro é menor do que zero não há evidencia do "efeito alavancagem".

Para os retornos do euro, as estimações mostram que existem efeitos duradouros dos choques. O modelo GARCH(1,1) fornece parâmetros de reação e persistência cuja soma é 0,937, mostrando que choques nesta série perduram ao longo do tempo. Já o modelo EGARCH (1,1) indica a existência de assimetrias, sendo o parâmetro γ igual a 0,085. Confirmando a existência de assimetria dos retornos do euro, o modelo TARCH (1,1) apresenta um valor para o coeficiente de assimetria igual a -0,139.

## 4. CONCLUSÃO

Os resultados da estimação da volatilidade condicional mostram que os retornos do dólar apresentam o maior coeficiente de reação a choques implicando que estes têm maiores impactos nas flutuações do dólar do que nas do euro.

Os coeficientes de persistência estimados permitem concluir que as influências dos choques têm maior duração no mercado do dólar.

A análise indica que existem assimetrias nos dois mercados, isto é, choques positivos têm efeitos distintos de choques negativos sobre os retornos. Entretanto, o mercado do dólar é o que apresenta maior assimetria. Evidenciou-se, ainda, que o "efeito alavancagem" não é observado nos dois mercados.

Desta forma, o estudo sugere que o mercado de derivativos referenciados em euro é o que apresenta menor risco de variações nos retornos, isto é, revela-se como o mercado mais adequado para fazer *hedge*.

## REFERÊNCIAS

ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 6.ed. São Paulo: Atlas, 2005.

ENGLE, R. F. **Autorregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation**, Econometrica, 1982.

GAROFALO FILHO, E. **Câmbio$**: princípios básicos do mercado cambial. São Paulo: Saraiva, 2005.

LAHAM, J. **O uso de derivativos de moedas e o malor da firma**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Faculdade Ibmec São Paulo. Disponível em: <www.ibmecsp.edu.br/mestrado/download.php?recid=52>. Acesso em: 07 out 2007.

MIYAMOTO, S. **O Pensamento geopolítico brasileiro**: 1920-1980. 1981. 287f. Dissertação (Mestrado em Ciência Política) - Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo

MORETTIN, P. A; TOLOI, C. M. **Análise de séries temporais**. 2. ed. rev. e ampl. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.

MORETTIN, P. A. **Econometria Financeira: um curso em séries temporais financeiras**. São Paulo: 2006.

SILVA, W. S.; SAFADI, T.; CASTRO JUNIOR, L. G. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. **Rev. Econ. Sociol. Rural** , Brasília, v. 43, n. 1, 2005 . Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032005000100007&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 05 Out 2007.

WANG, Y. H.; HSU, C. C. **Short-memory, long-memory and jump dynamics in global financial markets**. 2006.

## ANEXO

**Tabela 3: Modelos GARCH, EGARCH e TARCH ajustados à série de retornos do dólar**

| Modelos | Parâmetros | Teste Q(12) | ARCH ML | log-ver/AIC/SBC |
|---|---|---|---|---|
| GARCH(1,1) | $\alpha_0$ = 2,26 E -06<br>(0,002)<br>$\alpha_1$= 0,2067<br>(0,000)<br>$\beta_1$ = 0,7691<br>(0,000) | 7,792<br>(0,732) | 0,526<br>(0,768) | 2449,41<br>-7,147<br>-7,114 |
| EGARCH(1,1) | $\alpha_0$ = -0,9835<br>(0,000)<br>$\alpha_1$= 0,3401<br>(0,000)<br>$\beta_1$ = 0,9279<br>(0,000)<br>$\gamma$ = 0,1240<br>(0,000) | 7,083<br>(0,792) | 0,729<br>(0,694) | 2455,15<br>-7,161<br>-7,121 |
| TARCH (1,1) | $\alpha_0$ = 3,67E-06<br>(0,0001)<br>$\alpha_1$= 0,3138<br>(0,000)<br>$\beta_1$ = 0,7522<br>(0,000)<br>$\gamma$ = -0,2290<br>(0,000) | 6,9620<br>(0,802) | 0,122<br>(0,9405) | 2450,891<br>-7,1493<br>-7,1162 |

Nota: (1) P-valores entre parênteses; (2) Log-ver = logaritmo da verossimilhança.
Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados do BACEN.

**Tabela 4: Modelos GARCH, EGARCH e TARCH ajustados à série de retornos do euro**

| Modelos | Parâmetros | Teste Q(12) | ARCH ML | log-ver/AIC/SBC |
|---|---|---|---|---|
| GARCH(1,1) | $\alpha_0$ = 5,45E-06<br>(0,001)<br>$\alpha_1$= 0,178<br>(0,000)<br>$\beta_1$ = 0,759<br>(0,000) | 9,823<br>(0,546) | 0,236<br>(0,888) | 2346,66<br>-6,780<br>-6,754 |
| EGARCH(1,1) | $\alpha_0$ = -1,040<br>(0,000)<br>$\alpha_1$= 0,286<br>(0,000)<br>$\beta_1$ = 0,914<br>(0,000)<br>$\gamma$ = 0,085<br>(0,000) | 10,348<br>(0,499) | 0,260<br>(0,877) | 2350,24<br>-6,787<br>-6,755 |
| TARCH (1,1) | $\alpha_0$ = 7,30E-06<br>(0,0000)<br>$\alpha_1$= 0,2300<br>(0,000)<br>$\beta_1$ = 0,7394<br>(0,000)<br>$\gamma$ = -0,3108<br>(0,006) | 10,571<br>(0,408) | 0,2369<br>(0,888) | 2350,963<br>-6,787<br>-6,747 |

Nota: (1) P-valores entre parênteses; (2) Log-ver = logaritmo da verossimilhança.
Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados do BACEN.