

Análise da *quasi* correlação condicional dinâmica da volatilidade de índices do mercado à vista e futuro

Dynamic conditional quasicorrelation of the spot and future markets volatility

Fernanda Maria Müller¹, Renata Rojas Guerra Dois² e Adriano Mendonça Souza³

¹Mestranda, Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, Brasil

²Doutoranda, Programa de Pós-Graduação em Estatística, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, PE, Brasil

³Professor, Departamento de Estatística, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, Brasil

Resumo

Este trabalho tem como objetivo analisar o processo de transmissão de informações e a quasi correlação condicional dinâmica da volatilidade entre os mercados à vista e futuro do Brasil, Alemanha e Estados Unidos. Para tanto, foram estimados três modelos GARCH-DCC bivariados para os índices Ibovespa, DAX e S&P500, e seus respectivos contratos futuros. Os resultados indicam que o mercado à vista é influenciado tanto pelos retornos passados quanto pelas informações passadas do mercado futuro em todos os índices analisados. O contrário, entretanto só é verdadeiro para o DAX. Com relação à volatilidade, percebe-se que existe alta dependência dinâmica de volatilidade entre mercados à vista e futuro.

Palavras-chave: GARCH-DCC. Transmissão de volatilidade. Mercado futuro.

Abstract

This paper aim is analyze the spillover information effect and dynamic conditional quasicorrelation volatility between spot and future market in Brazil, Germany and United States. In this purpose, it was estimated three bivariate GARCH-DCC models to Ibovespa, DAX, S&P500 and it is future contracts. The results indicate that de spot market is affected by the past informations from their own returns and their future market returns in all indices analyzed but DAX. About the volatility, the dynamic correlation volatility between spot and future market is very strong in all three cases.

Keywords: GARCH-DCC, spillover information effect, future market.

1 Introdução

Com a maior popularidade dos derivativos, as relações e as interações entre os índices de mercado de ações à vista e índices de mercado futuro tem sido uma área de intensa investigação. Muitos estudos empíricos e teóricos têm sido realizados, principalmente com a finalidade de investigar a importância do índice futuro na determinação do preço do índice à vista (ZAKARIA; SHAMSUDDIN, 2012). E para compreender a transmissão de volatilidade entre esses mercados.

Os mercados futuros fornecem um canal para os investidores transferirem seus riscos, fornecendo oportunidades de *hedge* para os participantes do mercado (RIGHI; CERETTA, 2012). Além de oportunidades de arbitragem (LEAN; McALEER; WONG, 2010). Dessa maneira, é de extrema relevância compreender como esses dois mercados se relacionam e analisar como um mercado reage sob a divulgação de informações no outro mercado. Mais especificamente, a relação *lead-lag* entre os movimentos de preços dos índices futuros e a vista ilustra quão rápido um mercado reflete as novas informações em relação ao outro, e como os dois mercados estão interligados entre si (KAVUSSANOS; VISVIKIS; ALEXAKIS, 2008).

De acordo com a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca, de Fama (1965), qualquer nova informação no mercado à vista, reflete simultaneamente no mercado futuro, ou vice e versa, de maneira que não é possível aos investidores fazer uso dessas informações para obter lucro (KANG; CHEONG; YOON, 2013). No entanto, o mercado apresenta diferentes microestruturas, custos de transação, liquidez e outras restrições que podem reduzir a eficiência na divulgação das novas informações (ZHOU; DONG; WANG, 2014). Isso pode produzir uma relação *lead-lag* empírica entre as mudanças de preços nos dois mercados (ZHONG; DARRAT; OTERO, 2004). Dessa maneira, os preços dos derivativos podem conter informações que não foram incorporadas no mercado à vista e que podem ser úteis para determinação dos preços e para previsão da volatilidade entre esses mercados.

Alguns estudos sugerem que os mercados futuros desempenham papel relevante para determinação dos preços do mercado à vista. Dentre um dos primeiros estudos realizados para analisar essa relação está o artigo de Zeckhauser e Niederhoffer (1983). Com a pesquisa os autores concluíram que o mercado futuro apresenta informações relevantes para determinação do preço à vista. Evidências de que as alterações ocorridas nos preços futuros acarretam mudanças nos preços à vista, mais frequentemente que o inverso, também são apresentadas por Hernandez e Torero (2010). Resultados semelhantes podem ser verificados no estudo de Floros e Vougas (2008). Diferentemente, Zakaria e Shamsuddin (2012), ao fazer uso de testes de cointegração e causalidade de Granger para os índices à vista e futuro da Malásia, identificaram que os preços futuros refletem a informação do mercado à vista. Os autores justificam esse resultado, em função de mercados emergentes, como a Malásia, apresentarem o mercado futuro menos ativo que o mercado à vista. Dessa forma, o mercado *spot* tem um papel na determinação do preço futuro e não o contrário. Corroborando, Judge e Reancharoen (2014) ao estudarem o mercado Tailandês, identificaram que os preços à vista do índice SET50 (*Stock Exchange of Thailand 50*) conduzem o preço futuro. Resultado semelhante é identificado para o mercado brasileiro por Galvão, Portugal e Ribeiro (2000). Os autores ao analisar a relação entre o mercado acionário brasileiro à vista e futuro identificaram que o mercado à vista lidera a transmissão de informações no caso brasileiro.

Além da relação unidirecional, são observadas relações de biredirecionalidade entre os preços à vista e futuros. Floros (2009) ao analisar os preços dos índices futuros e *spot* do mercado da África do Sul, identificou bidirecionalidade entre os preços futuro e *spot* dos FTSE/JSE Top 40 (esse índice designa o desempenho das empresas da África do Sul). Resultados semelhantes são apresentadas por Kavussanos, Visvikis e Alexakis (2008) para o mercado da Grécia. Corroborando, Tong (1996) argumenta que flutuações dos preços à vista e futuro são improváveis de alterarem muito ao longo do tempo, visto que esses dois preços estão vinculados de perto pelas forças de arbitragem.

Além das evidências empíricas acerca da relevância do mercado futuro para determinação dos preços no mercado à vista, o exame dos *spillovers* de volatilidade entre os mercados é também de interesse (KAVUSSANOS; VISVIKIS; ALEXAKIS, 2008). Segundo Kang, Cheong e Yoon (2013) compreender os *spillovers* de volatilidade é de extrema relevância para poder compreender a volatilidade futura entre os dois mercados. Além de ser uma questão importante para o gerenciamento do risco (DARRAT; RAHMAN; ZHONG, 2002). Kavussanos, Visvikis e Alexakis (2008) argumentam que para os índices da Grécia, os índices futuros transmitem volatilidade para o mercado à vista, todavia, a volatilidades do mercado *spot* não têm efeito sobre volatilidade do mercado futuro. Ao estudar as interações dinâmicas da volatilidade do mercado à vista e futuro do índice S&P500, Lafuente-Luengo (2009) suportam a existência de uma relação causal unidirecional entre a volatilidade do mercado futuro e volatilidade do mercado à vista. Esse resultado reforça que a chegada de novas informações dissemina mais rapidamente no mercado de derivativos comparado ao mercado à vista. Outras evidências de que o mercado futuro pode fornecer informações importantes para o mercado à vista podem ser encontradas em Pericli e Koutmos (1997), Zhong, Darrat, Otero (2004), Abitante (2008). Enquanto isso, outra corrente de pesquisadores argumenta a existência de volatilidade bidirecional entre mercado *spot* e futuro. Kang, Cheong e Yoon (2013) de maneira geral, ao analisar os *spillovers* de volatilidade entre o mercado à vista do índice KOSPI 200 (Korea Stock Exchange Kospi 200 Index) e seus contratos futuros, identificaram forte relação bidirecional. Resultados semelhantes são apresentados por Zhou, Dong e Wang (2014) ao analisar o mercado chinês. Mais evidências podem ser encontradas por Liu, et al. (2008), So e Tse (2004), Liu e An (2011). Apesar das evidências empíricas demonstradas em relação à transmissão de volatilidade entre esses mercados, ainda existe incerteza na literatura referente à questão de como o mercado futuro afeta a volatilidade dos mercados *spot* subjacentes (KASMAN; KASMAN, 2008).

Dentre os estudos que buscam analisar a transmissão de volatilidade entre mercados futuros e à vista muitos empregam modelos constantes. Entretanto, muitas críticas têm sido feitas a esses modelos por assumirem que a variância condicional é constante ao longo do tempo. Na prática sabe-se que a covariância entre mercado futuro e à vista se altera (RIGHI; CERETTA, 2012a). Dessa maneira, o consenso atual é utilizar modelos de heterocedasticidade condicional bivariados. Chang et al. (2011) salientam que a modelagem da volatilidade multivariada conduz a resultados empíricos mais relevantes aos obtidos utilizando modelos univariados. Dentre os modelos multivariados mais consolidados na literatura, estão o de Correlação Condicional Constante (CCC) (Bollerslev, 1990), o modelo BEKK (Engle e Kroner, 1995) e o modelo de Correlação Condicional Dinâmica (DCC) (ENGLE; SHEPPARD, 2001; TSE; TSUI, 2002; ENGLE, 2002).

Dessa maneira, o presente trabalho buscará analisar a transmissão de informações e a *quasi* correlação condicional dinâmica da volatilidade entre os índices DAX (*Deutscher Aktien Index*), S&P500, Ibovespa e seus respectivos contratos futuros, para o período compreendido de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014, perfazendo um total de 2412 observações. Para alcançar o objetivo proposto utilizar-se-á o modelo GARCH-DCC apresentado por Engle (2002), a fim de fornecer uma visão sobre o mecanismo de transmissão de informações entre esses mercados. Justifica-se a seleção desses contratos futuros pela importância desses índices, e boa liquidez no cenário internacional.

Como uma das principais contribuições desse trabalho, está à análise da relação entre índices à vista e futuro pertencentes a mercados emergentes e desenvolvidos. Os estudos empíricos acerca do papel do preço dos mercados futuros e suas possíveis implicações na volatilidade do mercado *spot* geralmente concentram sua análise em mercados desenvolvidos, como os EUA (ZHONG; DARRAT; OTERO, 2004). Além do mais, esse estudo pode ser importante para gestores de carteira para a formulação de estratégias de *hedge* e para gerenciamento do risco.

Com essa análise, esperar-se identificar relação distinta entre os índices à vista e futuro do Brasil (mercado emergente) comparado aos mercados desenvolvidos analisados. Esse resultado é esperado, em função dos retornos de mercados emergentes apresentarem características distintas a dos países desenvolvidos, em função da maior volatilidade, menor associação com os mercados desenvolvidos e baixa liquidez. Além de imperfeições do mercado, transações de maiores custos,

investidores menos informados e restrições de investimento, que podem afetar os riscos e retornos envolvidos nessas operações (KAVUSSANOS; VISVIKIS; ALEXAKIS, 2008).

2 Metodologia

Visando proporcionar uma melhor compreensão dos aspectos metodológicos, esta seção está subdividida em 2 etapas: i) *Multivariate autoregressive conditional heterocedasticity* (MGARCH), que apresenta o modelo utilizado no estudo; ii) Procedimentos Metodológicos, que descreve o método empírico empregado para alcançar os objetivos propostos.

2.1 *Multivariate autoregressive conditional heterocedasticity* (MGARCH)

Uma classe de modelos que tem recebido bastante atenção é o *multivariate autoregressive conditional heterocedasticity* (MGARCH), versão multivariada dos modelos de *autoregressive conditional heterocedasticity* (ARCH) (Engle, 1982) e *generalized autoregressive conditional heterocedasticity* (GARCH) (BOLLERSLEV, 1987). Este modelo é utilizado na investigação dos efeitos colaterais em estudos de contágio (Silvennoinen; Teräsvirta, 2008), no cálculo do *Value-at-Risk*, na precificação de ativos e derivativos, otimização de carteiras, verificação do efeito *spillover* de volatilidade entre duas ou mais séries temporais (Minovic, 2009) e transmissão de volatilidade entre ativos (RIGHI; CERETTA, 2012b).

De acordo com StataCorp (2011), a composição dos modelos da classe MGARCH permite que a matriz de covariância condicional siga uma estrutura flexível e a média condicional dessas variáveis uma estrutura de vetores autorregressivos (VAR). O modelo geral MGARCH é representado por

$$r_t = Cx_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t, \quad (2)$$

em que a Equação (1) representa o vetor dos retornos multivariados r_t de dimensão $m \times 1$. C é a matriz de parâmetros de dimensão $m \times k$, e x_t o vetor covariáveis, com dimensão $1 \times k$, que contém os termos autorregressivos de r_t . Já o termo de erro ε_t (Equações 1 e 2) é obtido através da decomposição de Cholesky para a matriz de covariância condicional dinâmica H_t e pelo termo de erro ruído branco v_t .

A principal diferença entre os diversos modelos MGARCH mais usuais consiste essencialmente na relação entre a flexibilidade e parcimônia das especificações de (STATACORP, 2011). Dentre as estruturas dos modelos MGARCH, tem-se o modelo com parametrização VEC (Bollerslev, Engle e Wooldridge, 1988), o qual foi um dos primeiros modelos multivariados GARCH propostos. Também conhecido como modelo de parametrização completa, o VEC possui limitações acerca da quantidade de parâmetros para estimação e positividade da matriz de covariância (BESSARRIA, 2010). Para corrigir tais restrições foram levantadas alternativas como, por exemplo, o Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) (Engle e Kroner, 1995), o VEC Diagonal (Bollerslev, Engle e Wooldridge, 1988) e os modelos de correlação condicional, baseados na decomposição da matriz de covariância condicional em desvios padrão condicionais e correlações.

A classe de modelos que apresenta características mais favoráveis são os modelos de correlação condicional (CC). Tanto por necessitarem de um menor número de equações para sua estimação, quanto por possuírem parâmetros de mais fácil interpretação (TSAY, 2010). Nos modelos CC a covariância condicional é descrita por,

$$H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2} \quad (3)$$

onde D_t é a matriz diagonal das variâncias condicionais $\sigma_i^2, i = 1 \dots m$ e R_t é a matriz condicional de correlações. Essa equação implica que

$$h_{ij,t} = \rho_{ij,t} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}. \quad (4)$$

Na Equação 4, $\rho_{ij,t}$ descreve o grau em que os erros da equação i e j movem-se juntos e $\sigma_{i,t}^2$ pode ser modelado por meio de um GARCH univariado, conforme demonstrado em (5)

$$\sigma_{i,t}^2 = s_i + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,t} \varepsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{j,t} \sigma_{i,t-j}^2 \quad (5)$$

em que, s_i é o termo constante e α_j e β_j são os parâmetros ARCH e GARCH, respectivamente.

No que tange à matriz de correlação condicional, é que os modelos da classe CC diferem entre si. Dentre estes, um dos mais utilizados é o modelo de correlação condicional constante (CCC) (Bollerslev, 1990) por apresentar baixa complexidade estrutural. Neste o coeficiente de correlação condicional é invariante no tempo e a covariância condicional é proporcional ao produto dos desvios-padrões correspondentes.

Embora o CCC seja uma parametrização útil em comparação aos modelos VEC Diagonal e ao BEKK, estudos empíricos tem sugerido que sua suposição de correlação constante pode ser demasiadamente restritiva, principalmente ao tratar de ativos financeiros (TSAY, 2010). Desta forma, Engle e Sheppard (2001), Engle (2002) e Tse e Tsui (2002) propuseram o modelo de correlação condicional dinâmica (*constant conditional correlation* – DCC). O GARCH-DCC difere do CCC essencialmente por considerar que a correlação condicional varia no tempo.

Para elaboração desse trabalho, far-se-á uso da proposta de Engle (2002). Nesse modelo, os parâmetros não são padronizados para serem correlações, sendo conhecidos como *quasi* correlações. Com o intuito de garantir a parcimônia, todas as *quasi* correlações seguem a mesma dinâmica. A matriz condicional das *quasi* correlações pode ser representada da seguinte maneira:

$$R_t = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \cdots & \rho_{1m,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{1m,t} & \rho_{2m,t} & \cdots & 1 \end{pmatrix} = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2}, \quad (6)$$

em que $\rho_{im,t}$ são os coeficientes de correlação condicional e $Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2)R + \lambda_1 \tilde{\varepsilon}_{t-1} \tilde{\varepsilon}_{t-1}' + \lambda_2 Q_t$.

Tem-se também que $\tilde{\varepsilon}_{t-1}$ é o vetor de resíduos padronizados $D_t^{-1/2} \varepsilon_t$, λ_1 , λ_2 são parâmetros que regem a *quasi* correlação condicional dinâmica. Como restrições de admissibilidade, tem-se que esses parâmetros não podem ser negativos e devem estar no intervalo $0 < \lambda_1 + \lambda_2 < 1$. Para quando $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ o modelo se reduz a um CCC.

Em situações em que Q_t é constante, a matriz de R_t em Q_t , é a média ponderada da covariância condicional dos erros padronizados. Nessa situação, R_t é denotado de \bar{R} e Q_t de \bar{Q} . Aielli (2009) demonstra que $\bar{R} \neq \bar{Q}$, sendo que R é nem a matriz de correlação condicional nem a média incondicional de Q_t . Por essas razões R é conhecido na literatura como *quasi* correlações condicionais.

2.2 Procedimentos metodológicos

Para alcançar os objetivos estabelecidos, foram coletados dados diários dos índices DAX, S&P500, Ibovespa e seus respectivos contratos futuros, para o período compreendido de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014, perfazendo um total de 2412 observações. Estes mercados foram escolhidos por estarem entre os maiores em termos de volume de negociação e de liquidez nas regiões geográficas em que estão inseridos. A escolha do período foi realizada, por condizer a um período recente e conter períodos de turbulência, que possivelmente alteraram a dependência entre os ativos.

Para atender ao pressuposto de estacionariedade exigido para análise de séries temporais, calculou-se a primeira diferença logarítmica dos índices, por meio da seguinte estrutura, $R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$; em que R_t representa o log-retorno, P_t é o preço do ativo no instante t e P_{t-1} é o preço do ativo no instante $t-1$.

Para assegurar que as séries tornaram-se estacionárias após a transformação, foram realizados os testes KPSS, de Kwiatkowski et al. (1992) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de Dickey e Fuller (1979). O primeiro tem por hipótese nula a estacionariedade da série, e o segundo possui como hipótese nula a presença de raiz unitária. Os testes são realizados para as variáveis tanto em nível quanto para a série diferenciada, conforme resultados ilustrados na Tabela 1.

Tabela 1 - Teste ADF e KPSS para os índices DAX, Nikkei, Ibovespa e seus respectivos futuros em nível e para os log-retornos das séries, para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014

Teste Dickey-Fuller		
Variáveis	Série em Nível	Série diferenciada
DAX	-1.5480 (0.77)	-13.3882 (< 0.01)
Futuro DAX	-1.5386 (0.77)	-13.4433 (< 0.01)
S&P500	-0.6239 (0.98)	-13.2483 (< 0.01)
Futuro S&P500	-0.6187 (0.97)	-13.2193 (< 0.01)
Ibovespa	-1.8614 (0.64)	-13.3944 (< 0.01)
Futuro Ibovespa	-0.6187 (0.98)	-13.6753 (< 0.01)
Teste KPSS		
Variáveis	Série em Nível	Série diferenciada
DAX	8.0572 (< 0.01)	0.0945 (> 0.1)
Futuro DAX	7.9077 (< 0.01)	0.0938 (> 0.1)
S&P500	5.8391 (< 0.01)	0.2301 (> 0.1)
Futuro S&P500	5.6366 (< 0.01)	0.2277 (> 0.1)
Ibovespa	8.2416 (< 0.01)	0.2380 (> 0.1)
Futuro Ibovespa	2.8807 (< 0.01)	0.2380 (> 0.1)

Nota: Na Tabela 1 IBO, condiz ao índice Ibovespa.

Para a identificação do efeito da volatilidade condicional nas séries analisadas utilizou-se o teste Multiplicador de Lagrange (LM), apresentado por Engle (1982). Esses resultados podem ser observados na Tabela 2.

Tabela 2 - Teste LM para verificação da heterocedasticidade condicional para os índices DAX, S&P500, Ibovespa e seus respectivos futuros para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014

Variáveis	Estatística de teste (p-valor)
DAX	20,430 (< 0.01)
Futuro DAX	66,104 (< 0.01)
S&P500	119,270 (< 0.01)
Futuro S&P500	117,529 (< 0.01)
Ibovespa	53,064 (< 0.01)
Futuro Ibovespa	52,706 (< 0.01)

A aplicação do teste LM corrobora com significância de 1% a hipótese de que existe aglomeração de volatilidade nos retornos para todos os índices analisados. A ocorrência de heterocedasticidade condicional já era esperada, uma vez que retornos de ativos financeiros em geral tendem a movimentar-se na forma de *clusters* de volatilidade (CHOE; LEE, 2014). Uma vez verificadas estas características, passa-se à modelagem da transmissão de informações e correlação condicional dinâmica entre as cotações do Ibovespa, DAX, S&P500 e seus respectivos contratos futuros, por meio do modelo GARCH-DCC, apresentado na subseção 2.1.

A estimação do GARCH-DCC é realizada em dois passos. Primeiramente foi estimado um VAR para obtenção da média condicional, bem como a utilização dos resíduos na estimação do GARCH univariado que rege as variâncias condicionais de cada ativo (Equações 3 e 5). No segundo passo, realizou-se a estimação dos parâmetros de *quasi* correlação condicional dinâmica entre ambas as séries de retornos através da Equação (6). Para determinar a ordem de defasagens do VAR foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) (Akaike, 1974) e critério de informação Bayesiano (BIC) (AKAIKE, 1978; SCHWARZ, 1978).

Neste estudo são considerados três modelos GARCH-DCC bivariados que permitem captar a correlação condicional dinâmica entre os índices à vista e futuro pertencentes aos mercados brasileiro (Ibovespa), alemão (DAX), e estadunidense (S&P500). Caso se confirme a hipótese de que existe um processo de transmissão de informações e correlação de volatilidade entre os índices à vista e futuro aqui estudados, também se torna possível verificar as peculiaridades desta relação para cada mercado analisado.

Após a estimação do modelo GARCH-DCC, calculou-se o teste de especificação Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) que apresenta como hipótese nula de que os dados são distribuídos de forma independente, ou seja, de maneira que as autocorrelações observadas na série são aleatórias, contra a hipótese alternativa de que os dados não são distribuídos de forma independente. A estatística Q (Ljung-Box) é empregada com a finalidade de investigar a presença de autocorrelação nos resíduos. Caso se identifique que os resíduos estão ausentes de correlação serial, conclui-se que o modelo está corretamente especificado.

Por fim, será realizada a previsão *out-of-sample* da volatilidade condicional do índice à vista, volatilidade condicional do índice futuro e da volatilidade condicional dinâmica do índice à vista e futuro, 50 passos a frente. O período condizente a previsão da volatilidade condicional está compreendido entre 03 de julho de 2014 a 10 de outubro de 2014.

3 Resultados e discussão

Para melhor compreender as variáveis em estudo, na Tabela 3 são apresentadas as estatísticas descritivas dos log-retornos das séries consideradas. Nota-se que em todos os casos, as médias das séries são próximas ao zero. Quanto à assimetria, percebe-se que o índice DAX e índice Futuro DAX apresentam assimetria positiva, no entanto próxima ao zero. Os demais índices exibem assimetrias negativas, o que indica uma maior probabilidade de que altos valores negativos sejam preponderantes em relação aos valores positivos. Em relação à curtose, verifica-se que todas as séries apresentam excesso de curtose (caudas gordas) (>3.00), sendo mais bem representados por uma distribuição leptocúrtica. Estudos empíricos evidenciam que ativos financeiros são leptocúrticos (LONGIN; SOLNIK, 2001). Como alternativa a esse problema, alguns autores assumem que a distribuição das inovações é não gaussiana, o que permite acomodar melhor a característica de caudas pesadas presentes em séries financeiras e econômicas. Nesse trabalho, como sugerido por Bollerslev (1987), se assumirá que a distribuição das inovações é *t* de Student.

No que se concerne ao desvio padrão, visualiza-se que as maiores estatísticas de teste são apresentadas pelo Ibovespa e seu índice futuro. Sinalizando, que esses índices apresentam maior variabilidade em relação à média, ou seja, maior risco, em virtude do desvio padrão poder ser utilizado como uma medida estática de volatilidade.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para os log-retornos dos índices DAX, S&P500, Ibovespa, e seus respectivos futuros, para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	D. P.	C.A.	Curtose
DAX	0.0003	0.0009	-0.0743	0.1079	0.0139	0.0343	7.0681
F.DAX	0.0003	0.0010	-0.1059	0.1574	0.0151	0.0556	11.8934
S&P500	0.0002	0.0006	-0.0947	0.1096	0.0131	-0.3260	10.8073
F.S&P500	0.0002	0.0007	-0.1182	0.1308	0.0134	-0.1315	14.0078
Ibovespa	0.0003	0.0000	-0.1209	0.1368	0.0176	-0.0430	6.2842
F.Ibovespa	-0.0000	0.0000	-0.1122	0.1395	0.0184	-0.0458	5.1381

Nota: Na Tabela 2, D.P. indica desvio padrão; F. se refere a futuro e IBO ao índice Ibovespa.

Para completar a análise descritiva das séries, é exposto na Figura 1 as demonstrações gráficas dos índices em nível e na Figura 2 os log-retornos dos índices analisados e seus contratos futuros.

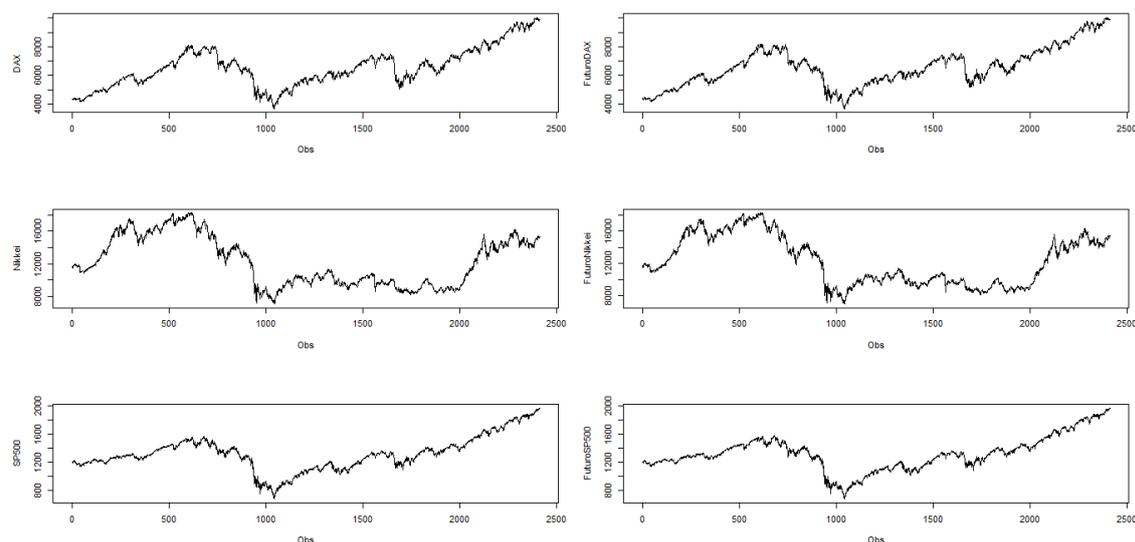


Figura 1 – Série em nível índices DAX, S&P500, Ibovespa e seus respectivos contratos futuros, para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014

Pela simples inspeção visual da Figura 1, percebe-se que as séries em nível não apresentam comportamento constante ao longo do tempo, reforçando os resultados de não estacionariedade identificados pelo teste KPSS e ADF aumentado. Outro detalhe observado é o comportamento semelhante apresentado pelos índices à vista e futuro do DAX e S&P500. Quanto ao Ibovespa nota-se que após o decaimento da série em consequência da crise norte-americana, o índice futuro e à vista apresentam comportamento diferenciado.

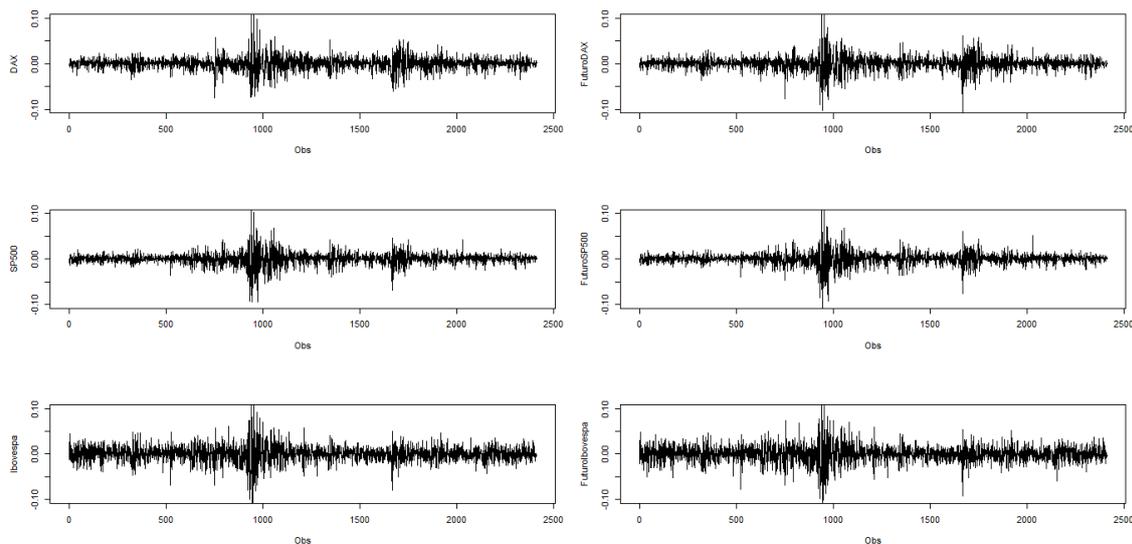


Figura 2 - Log-retornos dos índices DAX, S&P500 e Ibovespa, bem seus respectivos contratos futuros, para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014

Ao realizar a análise gráfica dos log-retornos dos índices, observa-se que há em todos os casos *clusters* de volatilidade decorrentes da crise Subprime, tanto para os índices do mercado à vista, como para o futuro. Condizente à crise Europeia nota-se que também há maior variabilidade nesse período para o índice DAX e subsequentemente para o índice S&P500. Com relação, aos índices futuros, visualiza-se que o índice mais volátil é o Ibovespa, que apresentou grandes oscilações ao longo do período analisado. Também, verifica-se visualmente que após a crise da zona do euro o índice Bovespa à vista e futuro demonstrou comportamento mais volátil, comparado aos demais índices. Esse resultado reforça o maior desvio padrão identificado para ambas às séries, confirmando dessa maneira, que esse índice é mais arriscado dentre os que compreendem a análise do estudo. Corroborando, Bali e Cakici (2010) apresentam indícios de que em comparação aos mercados desenvolvidos, os retornos de mercados emergentes exibem maior volatilidade (risco), o que justifica o maior desvio padrão apresentado pelo mercado brasileiro.

Após a inspeção visual das séries analisadas, prosseguiu-se a estimação do modelo GARCH-DCC. Conforme descrito na subseção 2.2, a primeira etapa do processo, a escolha da ordem dos modelos, deu-se por meio de critério de seleção AIC e BIC. Para as três séries de retornos, o modelo VAR de ordem 1 obteve os menores resultados para os critérios. Conforme apontado por Righi e Ceretta (2012b) o VAR pode ser utilizado como um filtro para eliminar a dependência linear com os valores passados. Essas estatísticas serão omitidas no trabalho, no entanto as estimativas do modelo são apresentadas na Tabela 4 juntamente com as demais etapas de estimação do GARCH-DCC. Para o processo GARCH univariado que rege o comportamento das variâncias condicionais individuais dos ativos, foram selecionados de acordo com os critérios de seleção. O modelo ARCH (2) para os índices à vista e futuro S&P500 e Ibovespa e para o índice do mercado da Alemanha à vista e futuro o modelo de volatilidade univariado GARCH (2,1). Conforme resultados observados na Tabela 4, verifica-se que em todos os coeficientes são significativos.

Tabela 4 - Estimativas do modelo DCC-GARCH para o índice DAX, SP&500 e Ibovespa à vista e futuro para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014

Variável	DAX-DAX futuro		S&P500-S&P500 futuro		IBO-IBO futuro	
	Coefficiente	P(> z)	Coefficiente	P(> z)	Coefficiente	P(> z)
Resultados da estimação da equação da média						

c_{10}	0.0011	0.0000	0.0010	0.0000	0.0007	0.0180
c_{11}	-0.3279	0.0000	-0.3774	0.0000	-0.3446	0.0000
c_{12}	0.3913	0.0000	0.3424	0.0000	0.3226	0.0000
c_{20}	0.0012	0.0000	0.0010	0.0000	0.0004	0.2710
c_{21}	0.2067	0.0000	0.0402	0.6430	0.0810	0.3690
c_{22}	-0.1913	0.0000	-0.0703	0.4210	-0.1096	0.2080
Resultados da estimação de equações de variância-covariância condicional						
s_1	2.3e-05	0.2850	0.0002	0.0000	0.0002	0.0000
α_1	0.1484	0.0000	0.3227	0.0000	0.1489	0.0000
	0.2354	0.0000	0.3113	0.0000	0.1089	0.0000
β_1	0.6072	0.0000	-	-	-	-
s_2	3.7e-05	0.0690	0.0001	0.0000	2e-050	0.0000
α_2	0.1522	0.0000	0.3072	0.0000	0.1606	0.0000
	0.2562	0.0000	0.3152	0.0000	0.1186	0.0000
β_2	0.4899	0.0000	-	-	-	-
ρ_{12}	0.9032	0.0000	0.9789	0.0000	0.9801	0.0000
λ_1	0.0569	0.0000	0.1146	0.0000	0.0739	0.0000
λ_2	0.8677	0.0000	0.2892	0.0090	0.7022	0.0000

Nota: Os valores em negrito correspondem correlação dos resíduos do índice à vista com o futuro. $P(> z)$ corresponde ao p-valor e IBO, ao índice Ibovespa. Os valores condizentes as estimativas 1 e 2 indicam os modelos à vista e futuro respectivamente. As estimativas s , α e β foram definidas na Equação 5. ρ condiz a *quasi* correlação entre os resíduos padronizados do índice à vista e futuro. λ_1 e λ_2 foram definidos na matriz de *quasi* correlações condicionais dada em 6. E os C correspondem à estimativa do VAR, que serão omitidas no trabalho.

Ao analisar os resultados apresentados pelas estimativas do VAR, em relação ao mercado *spot* (c_{1i} $i = 0,1,2$), percebe-se que os três índices são influenciados por seus valores passados e pelas defasagens de seus respectivos índices futuros. Entretanto, quanto aos índices futuros (c_{2i} $i = 0,1,2$), somente o DAX é influenciado por seus valores passados e pelo retorno do índice futuro, ou seja, somente para os retornos do mercado da Alemanha é identificada bidirecionalidade entre os preços futuro e *spot*. Os resultados identificados para o índice DAX à vista e futuro corroboram com os resultados encontrados por Floros (2009) no mercado da África do Sul e Kavussanos, et al. (2008) para o mercado da Grécia.

Para o caso brasileiro, nem mesmo a constante é estatisticamente diferente de zero na estrutura da média. Esse resultado diferencia-se aos achados de Galvão, Portugal e Ribeiro (2000), que identificaram que o mercado à vista brasileiro influenciava o futuro e não o contrário. Na época, esse resultado, poderia ser justificado pela diferente maturidade do mercado financeiro brasileiro e pela distinta conjuntura econômica. Desde então o mercado futuro tem se desenvolvido consideravelmente tanto em termos de liquidez, quanto em tamanho comparado as demais bolsas de valores da América Latina. Algumas evidências apresentadas na literatura fortalecem os resultados encontrados para o caso mercado brasileiro e estudunidense. Conforme, Zeckhauser e Niederhoffer (1983), Hernandez e Torero (2010) e Floros e Vougas (2008), o mercado futuro apresenta informações relevantes para determinação do preço à vista. Dessa maneira, compreende-se que os índices futuros do Ibovespa e S&P500 podem ser utilizados para estratégias de *hedge*, bem como gerenciamento do risco das carteiras.

No entanto, os resultados encontrados para os retornos dos desses índices são inconsistentes aos pressupostos estabelecidos pela hipótese de mercado eficiente. Uma vez que os mercados são eficientes às novas informações são incorporadas de forma imediata ao ativo (Fama, 1965), não sendo possível segundo essa teoria obter lucro com as informações disponíveis.

Em relação, a estimação de equações de variância-covariância condicional, percebe-se que nos três casos, a *quasi* correlação da volatilidade dinâmica dos índices à vista e futuro é alta. O índice

que representa o mercado financeiro da Alemanha apresenta a menor *quasi* correlação, 0,9032. Quanto ao índice S&P500 e futuro, observa-se uma estatística de *quasi* correlação de 0,9789. E para o Ibovespa e seu futuro nota-se o maior coeficiente de *quasi* correlação, 0,9801. Esses resultados sinalizam que existe transmissão de volatilidade entre mercados à vista e futuro. De maneira geral, pode-se compreender que qualquer informação que afeta um desses mercados, repercutirá na volatilidade de ambos os mercados. Evidências de transmissão de volatilidade entre mercados à vista e futuro também são encontradas nos trabalhos de Darrat, Rahman e Zhong (2002), Tao e Green (2012) e Kang, Cheong e Yoon (2013). Outro achado interessante observado é o comportamento semelhante do índice brasileiro, condizente a um país emergente, em relação ao comportamento apresentado pelos índices dos dois mercados desenvolvidos que estão sendo analisados. Conforme apresentado, esperava-se identificar comportamento distinto do índice brasileiro.

Tabela 5 – Estatísticas Q (Ljung-Box) dos resíduos do DCC-GARCH para os índices DAX, Nikkei, Ibovespa e seus respectivos futuros para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014

Lag	DAX-DAX futuro		S&P500-S&P500 futuro		IBO-IBO futuro	
	Teste Q	P-valor	Teste Q	P-valor	Teste Q	P-valor
1	1.6057	0.2051	2.5664	0.1092	1.062	0.3028
2	1.616	0.4457	2.6008	0.2724	3.2946	0.1926
3	3.5455	0.3149	5.6628	0.1292	3.4403	0.3286
4	6.2127	0.1838	7.5826	0.1081	5.6153	0.2298
5	6.2127	0.2861	7.5864	0.1806	6.2475	0.2829
6	6.6141	0.3580	8.0873	0.2318	6.4305	0.3767
7	6.6234	0.4691	9.5675	0.2144	6.4392	0.4895
8	10.006	0.2646	10.011	0.2643	7.3578	0.4986
9	10.124	0.3406	10.795	0.2900	7.3679	0.5989
10	10.124	0.4297	11.017	0.3562	7.4033	0.6869

Além da *quasi* correlação estimada pelo modelo DCC-GARCH (Engle, 2002), também são apresentados o ajuste dos parâmetros λ_1 e λ_2 . Para verificar se as volatilidades condicionais entre os índices à vista e futuro são dinamicamente correlacionadas testa-se a hipótese de que $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$. Em situações em que não se rejeita a hipótese nula, é um indicativo de que a *quasi* correlação condicional é constante, ou seja, o modelo se resume ao CCC-GARCH. Para casos, em que não se rejeita a hipótese nula, constata-se que existe dependência dinâmica da volatilidade entre mercados à vista e futuro, sendo correto utilizar um modelo DCC-GARCH para modelar a série. De acordo com os resultados apresentados na Tabela 4, nota-se que em todos os casos está estatística é significativa, indicando que a *quasi* correlação entre as séries é dinâmica e não constante, ou seja, existe transmissão de volatilidade entre os mercados.

Depois de estimado o modelo DCC-GARCH, é necessário verificar se esse representa adequadamente os dados. Uma técnica que pode ser utilizada para diagnóstico do modelo é análise da autocorrelação dos resíduos, realizada por meio da estatística Q (Teste Ljung-Box). Os resultados condizentes ao diagnóstico do ajuste dos modelos são apresentados na Tabela 5.

De acordo as estatísticas Q computadas para os resíduos dos modelos DCC-GARCH estimados, observa-se que todas as estimativas do teste não rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Dessa maneira, verifica-se que em nenhum dos casos os resíduos apresentam dependência com informações passadas, indicando bom ajuste do modelo de correlação condicional dinâmica aos dados.

Por fim, na Figura 1, 2 e 3 é mostrada a volatilidade condicional do índice à vista, volatilidade condicional do índice futuro e volatilidade condicional dinâmica para o índice à vista e futuro, estimados por meio do modelo DCC-GARCH, para o índice DAX, S&P500 e Ibovespa, respectivamente. Além disso, é mostrada a previsão *out-of-sample*, para cada um dos três casos, 50 passos à frente (50 dias), ou seja, de 03 de julho de 2014 a 10 de outubro de 2014. Os resultados da previsão são demonstrados após a linha vermelha, conforme pode ser visualizado nas demonstrações gráficas.

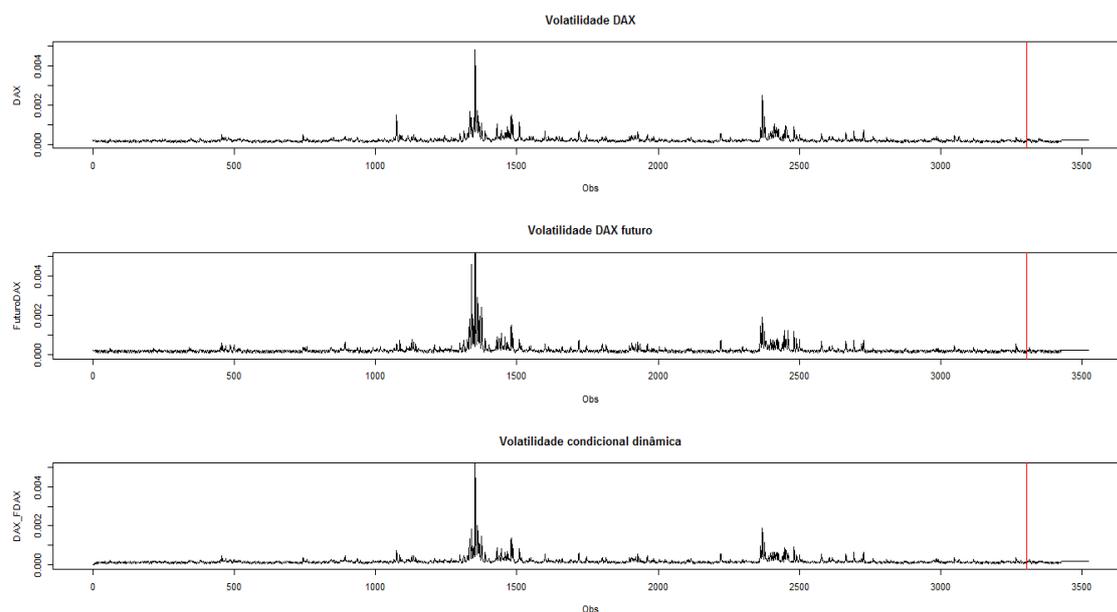


Figura 3 - Volatilidade do índice DAX, volatilidade do índice DAX futuro e volatilidade condicional dinâmica entre índice à vista e futuro

Nota: Até a linha vermelha, a amostra se refere ao período de para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014, após a linha vermelha condiz a previsão *out-of-sample*, referente ao período de 2 de julho de 2014 a 10 de outubro de 2014.

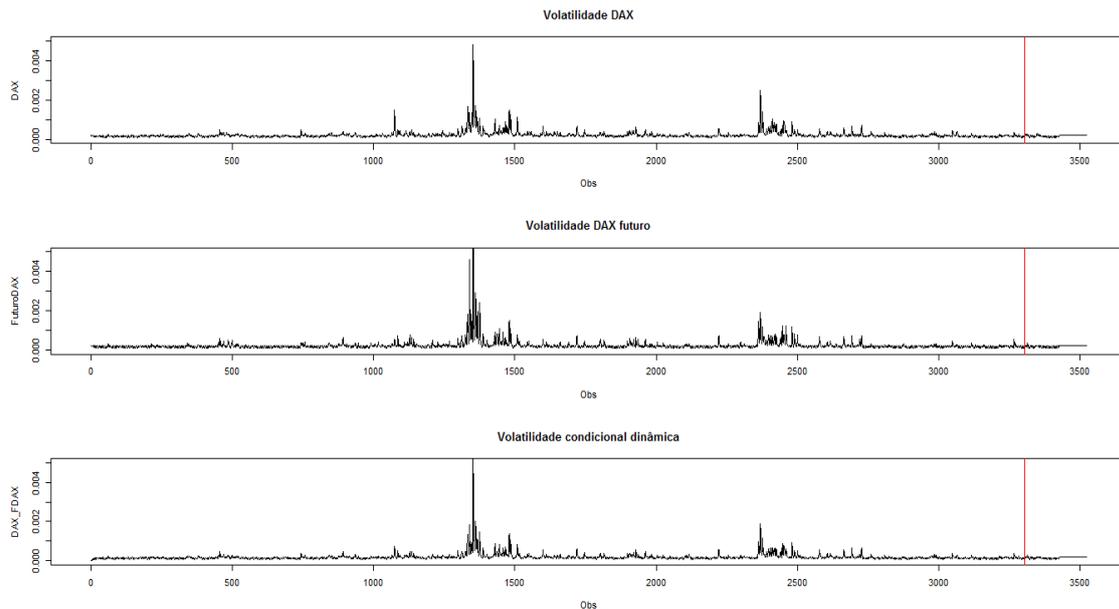


Figura 4 - Volatilidade do índice S&P500, volatilidade do índice S&P500 futuro e volatilidade condicional dinâmica entre índice à vista e futuro

Nota: Até a linha vermelha, a amostra se refere ao período de para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014, após a linha vermelha condiz a previsão *out-of-sample*, referente ao período de 2 de julho de 2014 a 10 de outubro de 2014.

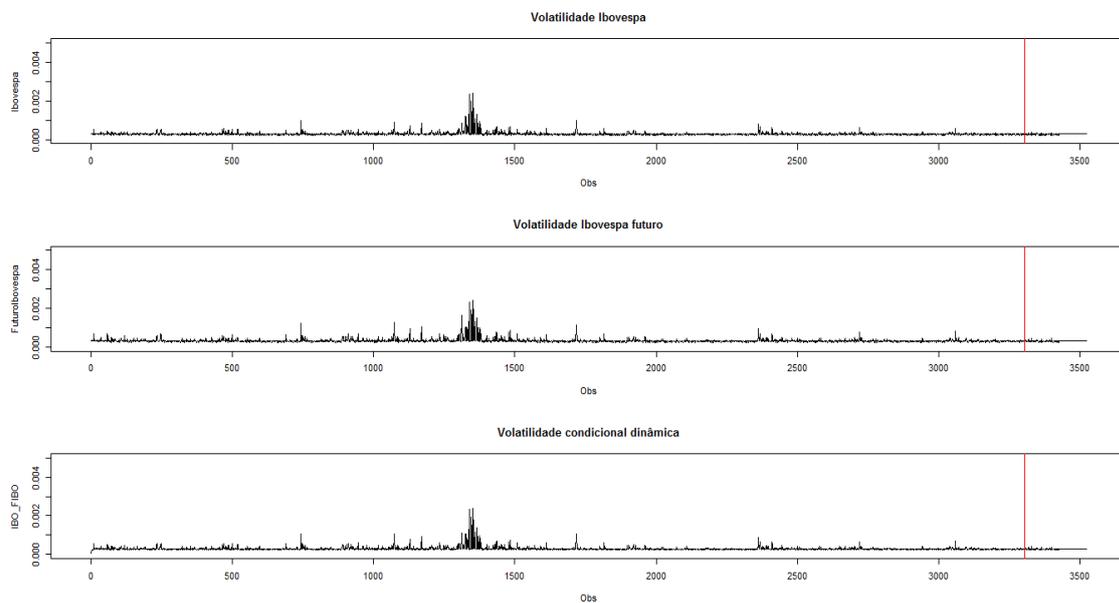


Figura 5 - Volatilidade do índice Ibovespa, volatilidade do índice Ibovespa futuro e volatilidade condicional dinâmica entre índice à vista e futuro

Nota: Até a linha vermelha, a amostra se refere ao período de para o período de 17 de fevereiro de 2005 a 02 de julho de 2014, após a linha vermelha condiz a previsão *out-of-sample*, referente ao período de 2 de julho de 2014 a 10 de outubro de 2014.

De maneira geral, é observado que todos os índices apresentaram picos de volatilidade no período referente à crise da Subprime, 2007/2008. Sendo o índice DAX, S&P500 e seus contratos futuros os índices que apresentaram maior turbulência, de acordo com a análise gráfica. Com relação à crise da zona do euro, nota-se que a maior volatilidade é apresentada pelos índices do mercado dos Estados Unidos e da Alemanha. Observa-se que os índices brasileiros apresentarem

leve alteração na volatilidade condicional nesse período. Esse resultado reforça a análise gráfica dos log-retornos apresentada na Figura 2.

Além do mais, nota-se que a volatilidade condicional entre os índices seguiu a tendência apresentada pela volatilidade univariada do índice à vista e futuro. Esse comportamento pode ser justificado pela alta dependência apresentada ao analisar o coeficiente de *quasi* correlação condicional dinâmica da volatilidade. Por fim, em relação à previsão realizada para a volatilidade condicional, por meio do modelo DCC-GARCH (Engle, 2002), para o período de 2 de julho de 2014 a 10 de outubro de 2014, espera-se baixa instabilidade, seguindo o comportamento apresentado pela volatilidade nos últimos anos da amostra.

4 Conclusões

Este estudo teve como objetivo analisar o mecanismo de transmissão de informações e a *quasi* correlação condicional dinâmica da volatilidade entre os índices do mercado à vista DAX, S&P500 e Ibovespa, bem como seus contratos futuros. Os resultados demonstram que, para o período amostrado, o retorno de todos os índices no mercado à vista é influenciado por seu retorno passado e pelo retorno passado do índice futuro. Entretanto, no caso dos índices futuros, somente para o índice DAX futuro é observado o mesmo comportamento. Esse resultado evidencia possibilidades de arbitragem e *hedge*, nesses mercados.

Com relação à volatilidade, percebe-se que os três índices à vista e futuro, estão altamente correlacionados e que a *quasi* correlação estimada é variante no tempo. Dessa maneira, pode-se concluir que o aumento da variabilidade nos preços em um mercado (*spot* ou futuro) será propagado para o outro mercado.

Para pesquisas futuras, sugere-se estender a utilização do modelo DCC-GARCH para a análise da transmissão de volatilidade entre distintos índices financeiros do mercado à vista e futuro. Principalmente índices de mercado que são normalmente utilizados para diversificação e otimização de carteiras. Outra sugestão se refere à utilização do modelo Cópula-DCC-GARCH, visto que estudos tem demonstrado a superioridade de cópulas na modelagem da dependência entre ativos (RIGHI; CERETTA, 2012a; EMBRECHTS; LINDSKOG; MCNEIL, 2003).

Agradecimentos

Agradecemos aos revisores e a CAPES pelo apoio financeiro.

Referências

AIELLI, G. P. Dynamic Conditional Correlations: On Properties and Estimation. **Working paper**, University of Florence, 2009.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v.19, n.6, p.716-723, 1974.

AKAIKE, H. A Bayesian analysis of the minimum AIC procedure. **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**, v. 30, p 9–14, 1978.

BAILLIE, R. T.; MYERS, R. J. Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge. **Journal of Applied Econometrics**, v. 6, p. 109–124, 1991.

BALI, T. G.; CAKICI, N. World market risk, country-specific risk and expected returns in international stock markets. **Journal of Banking & Finance**, v. 34, n. 6, p. 1152-116, jun. 2010.

BARTRAM, S. M.; TAYLOR, S. J.; WANG, Y. H. The Euro and European financial market integration. **Journal of Banking & Finance**, v. 31, p. 1461–1481, 2007.

BESSARRIA, C. N. **Volatilidade no mercado de ações brasileiro e seu impacto sobre as regras de política monetária: 2003 – 2009**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal da Paraíba, CCSA, Programa de Pós-Graduação em Economia, João Pessoa, 2010.

BOLLERSLEV, T. A conditional heteroskedasticity time series model for speculative process and rates of return. **Review of Economics and Statistics**, v. 69, p. 542-547, 1987.

BOLLERSLEV, T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach. **Review of Economics and Statistics**, v. 72, p. 498–505, 1990.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.F.; WOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 1, 1988.

BROOKS, C.; CHONG, J. The cross-currency hedging performance of implied versus statistical forecasting models. **Journal of Futures Markets**, v. 21, p. 1043–1069, 2001.

CHANG, C.L.; KHAMKAEW, T.; MCALEER, M.; TANSUCHAT, R. Modelling conditional correlations in the volatility of Asian rubber spot and futures returns. **Mathematics and Computers in Simulation**, v. 81, p. 1482–1490, 2011.

CHANG, C.-L.; MCALEER, M.; ROENGCHAI TANSUCHAT. Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns. **North American Journal of Economics and Finance**, v. 25, 116–138, 2013.

CHIANG, T.C.; YU, H.-C.; WU, M.-C. Statistical properties, dynamic conditional correlation and scaling analysis: evidence from Dow Jones and Nasdaq high-frequency data. **Physica A**, v. 388, p. 1555–1570, 2009.

CHOE, G. H.; LEE, K. Conditional correlation in asset return and GARCH intensity model. **ASTA Adv Stat Anal**, v. 98, p. 197–224, 2014.

DARRAT, A.F.; RAHMAN, S.; ZHONG, M. On the role of futures trading in spot market fluctuations: perpetrator of volatility or victim of regret? **Journal of Financial Research**, v. 25, n. 3, p. 431-444, 2002.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, p. 427-431, 1979.

EMBRECHTS, P.; LINDSKOG, F.; MCNEIL, A. Modeling dependence with copulas and applications to Risk Management. **Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance**, p. 329-384, 2003.

ENGLE, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variances of U.K. inflation. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1008, 1982.

ENGLE, R. Dynamic conditional correlation – a simple class of multivariate GARCH models. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, n. 3, p. 339–350, 2002.

- ENGLE, R. F.; SHEPPARD, K. Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. **NBER Working Paper**, n.8554, 2001.
- ENGLE, R.; KRONER, K. Multivariate simultaneous generalised ARCH. **Econometric Theory**, v. 11, p. 122–150, 1995.
- FAMA, E. F. Random walks in stock market prices. **Financial Analysts Journal**, v. 21, n. 5, p. 55–59, 1965.
- FLOROS, C. Price discovery in the South African stock index futures market. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 34, p. 148-159, 2009.
- FLOROS, C.; VOUGAS, D. V. The efficiency of Greek stock index futures market. **Managerial Finance**, v. 34, n. 7, p. 498- 519, 2008.
- HERNANDEZ, M.; TORERO, M. Examining the Dynamic Relationship between Spot and Future Prices of Agricultural Commodities. **Working Paper**, 2010.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JUDGE, A.; REANCHAROEN, T. An empirical examination of the lead–lag relationship between spot and futures markets: Evidence from Thailand. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 29, p. 335–358, 2014.
- KANG, S. H.; CHEONG, C.; YOON, S.-M. Intraday volatility spillovers between spot and futures indices: Evidence from the Korean stock market. **Physica A**, v. 392, p. 1795–1802, 2013.
- KASMAN, A.; KASMAN, S. The impact of futures trading on volatility of the underlying asset in the Turkish stock market. **Physica A**, v. 387, p. 2837–2845, 2008.
- KAVUSSANOS, M.G.; VISVIKIS, I.D.; ALEXAKIS, P.D. The lead-lag relationship between cash and stock index futures in a new market. **European Financial Management**, v. 14, p. 1007–1025, 2008.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v.54, p.159–178, 1992.
- LAFUENTE-LUENGO, J.A. Intraday realised volatility relationships between the S&P 500 spot and futures market. **Journal of Derivatives & Hedge Funds**, v. 15, p. 116–121, 2009.
- LEAN, H. H.; McALEER, M.; WONG, W.-K. Market efficiency of oil spot and futures: A mean-variance and stochastic dominance approach. **Energy Economics**, v. 32, p. 979–986, 2010.
- LIU, X.; CHENG, S.; WANG, S.; HONG, Y.; LI, Y. An empirical study on information spillover effects between the Chinese copper futures market and spot market. **Physica A**, v. 387, p. 899–914, 2008.
- LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P. On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. **Biometrika**, v. 65, p. 297-303, 1978.
- LONGIN, F.; SOLNIK, B. Extreme correlation of international equity markets. **Journal of Finance**, 56, 649.676, 2001.

- MINOVIC, J. Z. Modeling Multivariate Volatility Processes: Theory and Evidence. **Theoretical and Applied Economics**, v. 5, n.534, p. 21, 2009.
- PERICLI, A.; KOUTMOS, G. Index futures and options and stock market volatility. **Journal of futures markets**, v. 17, n. 8, p. 957-974, 1997.
- RIGHI, M. B.; CERETTA, P. S. Copula based Dynamic hedging strategy with futures. **Economics Bulletin**, v. 32, n. 4, p. 3394-3400, 2012a.
- RIGHI, M. B.; CERETTA, P. S. Multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) modeling of sector volatility transmission: A dynamic conditional correlation (DCC) model approach. **African Journal of Business Management**, v. 6, n. 2, p. 8157-8162, 2012b.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. **Annals of Statistics**, v.6, n.2, p.461-464, 1978.
- SILVENNOINEN, S.; TERÄSVIRTA, T. Multivariate GARCH models. **SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance**, n. 669, 2008.
- SO, R.W.; TSE, Y. Price discovery in the Hang Seng index markets: index, futures, and the tracker fund. **Journal of Futures Markets**, v. 24, p. 887–907, 2004.
- STATA CORP. **Stata Time-Series - Reference Manual: Release 12**. A Stata Press Publication StataCorp LP, College Station, Texas, 2011.
- TONG, H. S. An examination of dynamic hedging. **Journal of International Money and Finance**, v. 15, p. 19–35, 1996.
- TSAY, R.S. **Analysis of financial time series**. 3 ed. New Jersey: Willey, 2010.
- TSE, Y. K.; TSUI, A.K.C. A multivariate GARCH model with time-varying correlations. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, p. 351-362, 2002.
- ULLAH, H.; SHAH, A. Lead-lag relationship in spot and future market: evidence from pakistani stock market KSE-100 Index. **Business Review**, v.8, n. 1; p. 135-148, 2013.
- ZAKARIA, Z.; SHAMSUDDIN, S. Relationship between Stock Futures Index and Cash Prices Index: Empirical Evidence Based on Malaysia Data. **Journal of Business Studies Quarterly**, v. 4, n. 2, p. 103-112, 2012.
- ZECKHAUSER, R.; NIEDERHOFFER, V. The Performance of Market Index Futures Contracts. **Financial Analysts Journal**, v. 39, n. 1, p. 59-65, 1983.
- ZHONG, M.; DARRAT, A. F.; OTERO, R. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: Some evidence from Mexico. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, p. 3037–3054, 2004.
- ZHOU, Z.; DONG, H.; WANG, S. Intraday Volatility Spillovers between Index Futures and Spot Market: Evidence from China. **Procedia Computer Science**, v. 31, p. 721 – 730, 2014