

de Bragança, Gabriel G. Fiuza; Pessoa, Marcelo de Sales; Rocha, Katia

**Working Paper**

## Medidas regulatórias, volatilidade e contágio: Um estudo dos casos da energia elétrica e das telecomunicações no Brasil

Texto para Discussão, No. 2127

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* de Bragança, Gabriel G. Fiuza; Pessoa, Marcelo de Sales; Rocha, Katia (2015) : Medidas regulatórias, volatilidade e contágio: Um estudo dos casos da energia elétrica e das telecomunicações no Brasil, Texto para Discussão, No. 2127, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/121695>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# 2127

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**MEDIDAS REGULATÓRIAS,  
VOLATILIDADE E CONTÁGIO:  
UM ESTUDO DOS CASOS DA ENERGIA  
ELÉTRICA E DAS TELECOMUNICAÇÕES  
NO BRASIL**

**Gabriel G. Fiuza de Bragança  
Marcelo de Sales Pessoa  
Katia Rocha**

The logo for IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) features the lowercase letters 'ipea' in a white, sans-serif font. A bright yellow-green swoosh underline starts under the 'i' and curves under the 'a'.

**ipea**



## MEDIDAS REGULATÓRIAS, VOLATILIDADE E CONTÁGIO: UM ESTUDO DOS CASOS DA ENERGIA ELÉTRICA E DAS TELECOMUNICAÇÕES NO BRASIL<sup>1</sup>

Gabriel G. Fiuza de Bragança<sup>2</sup>

Marcelo de Sales Pessoa<sup>3</sup>

Katia Rocha<sup>4</sup>

---

1. Este texto trata-se de uma versão preliminar, encaminhada em 23 de setembro de 2014, de Bragança, G. F.; Pessoa, M.; Rocha, K. Intervenção regulatória, volatilidade e contágio: um estudo dos casos da energia elétrica e das telecomunicações no Brasil. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 12, n. 3, p. 385-409, 2014. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbfin/article/view/23255>>.

2. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (Diest) do Ipea.

3. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

4. Técnica de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

## Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da  
Presidência da República**  
Ministro Roberto Mangabeira Unger

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

### **Presidente**

Jessé José Freire de Souza

### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Alexandre dos Santos Cunha

### **Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia**

Roberto Dutra Torres Junior

### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

### **Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Marco Aurélio Costa

### **Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

Fernanda De Negri

### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

André Bojikian Calixtre

### **Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais**

Brand Arenari

### **Chefe de Gabinete**

José Eduardo Elias Romão

### **Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2015

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: G11, G12, C32, L94, L96, L98.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE .....	5
ABSTRACT .....	5
1 INTRODUÇÃO .....	7
2 MODELAGEM DOS RETORNOS E DAS VOLATILIDADES .....	10
3 IMPACTO DAS MEDIDAS REGULATÓRIAS NA VOLATILIDADE .....	17
4 CONCLUSÃO .....	23
REFERÊNCIAS .....	24



## SINOPSE

O objetivo deste texto é avaliar o impacto de intervenções regulatórias pontuais no risco de mercado dos setores de telecomunicações e de energia elétrica no Brasil. Nele, utiliza-se uma metodologia de heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada – Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) – multivariado para avaliar os impactos diretos e cruzados na volatilidade do retorno setorial das ações. Além disso, estima-se a persistência destes impactos usando a metodologia de função de impulso-resposta para a volatilidade (VIRF no inglês) /covariância adotada em Hafner e Herwartz (2006) e em Le Pen e Sévi (2010). Os resultados sugerem que mudanças regulatórias abruptas e inesperadas podem produzir aumentos significativos e duradouros não só no risco de mercado do setor afetado, como também no risco de mercado de setores regulados correlatos. Em outras palavras, intervenções regulatórias pontuais podem contribuir para aumentar o risco regulatório de múltiplos setores.

**Palavras-chave:** Risco regulatório; volatilidade; contágio; telecomunicações; energia elétrica.

## ABSTRACT

This paper examines how regulatory interventions can affect the market risk of electricity utilities and telecom carriers traded in the Brazilian stock market. Our article uses a bivariate Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH - BEKK) model to analyze the impact of two relevant and unexpected measures taken by Brazilian regulatory authorities in 2012 on the market volatility of both sectors and their covariance. We also adopt the volatility impulse response function (VIRF) developed by Hafner e Herwartz (2006) to estimate their persistence. Results indicate that the effects of the telecommunications' regulatory intervention are negligible, but the impact of the electricity's regulatory measure is significant, long-lasting and contagious.

**Keywords:** regulatory risk; volatility; contagion; electricity; telecommunications.



## 1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste texto é avaliar o impacto de intervenções regulatórias pontuais no risco de mercado dos setores de telecomunicações e de energia elétrica no Brasil. Nele, utilizou-se uma metodologia de heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada – Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) – multivariado para avaliar os impactos diretos e cruzados na volatilidade do retorno setorial das ações causados por duas medidas regulatórias relevantes tomadas pelas agências reguladoras responsáveis, em 2012. Além disso, estima-se a persistência desses impactos.

A definição do nível ótimo de intervenção governamental é um tema amplo e está no cerne da teoria e da prática da regulação econômica. A existência de falhas de mercado e de externalidades torna a tarefa de conciliar procedimentos comerciais, interesses de usuários e o bem-estar geral da população, frequentemente, conflitua para as prestadoras de serviços públicos. Por esta razão, serviços públicos, como distribuição de energia elétrica e prestação de serviços de telefonia, são frequentemente regulados pelo governo. Neste texto, propõe-se avaliar tão somente a repercussão das intervenções regulatórias analisadas no mercado financeiro, tomando-as como dadas ou isoladas (exógenas). Ou seja, aqui não se avalia a procedência técnica das medidas regulatórias analisadas, mas busca-se, fundamentalmente, entender como tais ações afetam o risco de mercado de setores direta e indiretamente envolvidos.

Como resultado da análise, estabeleceu-se uma métrica do custo de medidas regulatórias inesperadas em termos do aumento de risco de mercado do setor afetado, bem como do potencial de contaminação para outros setores. Em qualquer análise econômica, a avaliação precisa dos custos de uma política pública contribui para a compreensão de sua efetividade.

Conforme posto por Sandoval Júnior e Franca (2012), desde a crise da bolsa americana de 1987, muitos estudos foram desenvolvidos para explicar a transmissão de volatilidade entre mercados internacionais (contágio); investigar a mudança da correlação entre os mercados ao longo do tempo; e para analisar os determinantes do aumento da correlação entre os mercados em tempos de crise.<sup>1</sup> Valls e Arruda (2012)

---

1. De acordo com os autores, King e Wadhvani (1989), King, Sentana e Wadhvani (1990), Ammer e Mei (1993), Lin, Engle e Ito (1994), Erb, Harvey e Viskanta (1994), Baig e Goldfajn (1999), Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005) constituem exemplos

analisam a estrutura de dependência da volatilidade em diferentes setores do mercado financeiro americano. Neste texto, usa-se um ferramental próprio da literatura de finanças internacionais para verificar como choques oriundos de medidas regulatórias adotadas por um determinado país afetam a volatilidade do retorno do setor alvo das medidas; transmitem-se do setor diretamente atingido para outros setores; e persistem ao longo do tempo.

O presente trabalho utiliza a metodologia desenvolvida por Hafner e Herwartz (2006), o qual consiste no método GARCH multivariado definido por Engle e Kroner (1995), denominado Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK), acrescido do conceito de função impulso-resposta para a volatilidade (volatility impulse response function) VIRF, que pode ser aplicada na análise da persistência de choques independentes. Le Pen e Sévi (2010 p. 765) utilizam modelo semelhante para avaliar a transmissão de volatilidade entre mercados a termo de energia elétrica em diferentes países da Europa.

Métodos GARCH são modelos de séries temporais utilizados para prever tanto o nível quanto a volatilidade de variáveis. Em particular, assume-se, nestes modelos, que a volatilidade das variáveis pode se alterar ao longo do tempo (modelos heterocedásticos) e que o erro de previsão e a volatilidade de um determinado período guardam relação com o erro e a volatilidade de períodos anteriores. Modelos multivariados GARCH permitem ainda estimar as covariâncias entre as variáveis, assumindo-se que a matriz de variância-covariância de um período se relaciona com a matriz de variância-covariância de períodos anteriores.<sup>2</sup>

O método BEKK apresenta como principal vantagem em relação a outros modelos GARCH multivariados o fato de ser o modelo mais geral, em que propriedades fundamentais da matriz de variância-covariância estimada são garantidas por construção (por exemplo, positiva-semidefinida). A contrapartida à sua generalidade é que se trata de um modelo cujo número de parâmetros a serem estimados cresce de maneira explosiva

---

de artigos que utilizam modelos econométricos para estudar a transmissão de volatilidade entre mercados. Longin e Solnik (1995), Bekaerte Harvey (1995) e De Santis e Gerard (1997) avaliam como a correlação entre mercados se comporta ao longo do tempo. Solnik, Boucrelle e Le Fur (1996), Meric e Meric (1997), Longin e Solnik (1999), Hartmann, Straetmans e De Vries (2001), Lillo, Bonanno e Mantegna (2001), Ang e Chen (2002), Longin e Solnik (2001), Meric *et al.* (2008), Cizeau, Potters e Bouchaud (2001), Malevergne e Sornette (2006), Marshal e Zeevi (2002), Bartram e Wang (2005) e Knif, Kolari, Pynnönen (2007) analisam o aumento de correlação entre mercados em momentos de alta volatilidade.

2. Para uma ampla revisão de modelos GARCH multivariados ver Bauwens, Laurent e Rombouts (2006).

de acordo com o número de variáveis tratadas. Em geral, dependendo do tamanho da amostra, modelos BEKK aplicados às séries financeiras são utilizados para estimações conjuntas de duas a três variáveis.

Neste trabalho, usa-se o modelo BEKK para analisar o impacto de duas intervenções regulatórias – assumidas como choques independentes – que aconteceram no Brasil em 2012. A primeira intervenção foi anunciada no dia 18 de julho de 2012 pela Agência Nacional de Telecomunicações (Anatel). Trata-se de um pacote de sanções contra operadoras de telefonia móvel brasileiras, em meio a crescentes reclamações de clientes sobre a qualidade dos serviços prestados. A principal sanção anunciada foi a proibição de vendas de novas linhas pelas empresas TIM, Oi e Claro. A TIM foi proibida de vender novos chips em dezoito estados, incluindo Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo, e no Distrito Federal. Já a Oi teve as vendas suspensas em cinco estados, entre eles, Rio Grande do Sul e Amazonas. Por fim, a Claro foi impedida de vender novas linhas em três estados: Santa Catarina, Sergipe e São Paulo. As vendas das operadoras foram retomadas em sua normalidade no dia 3 de agosto de 2012.

A segunda medida considerada no texto diz respeito ao anúncio de definição do governo quanto à renovação das concessões do setor elétrico por meio da Medida Provisória nº 579 (MP 579), de 11 de setembro de 2012. A MP 579 estabeleceu que as concessões retornassem ao poder concedente caso o concessionário não aceitasse uma remuneração a ser calculada pela Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel), composta somente por custos de operação e de manutenção. O concessionário teria, ainda, direito a receber, após avaliação também da Aneel, um valor indenizatório correspondente ao montante de investimentos não amortizados, submetendo-se a uma série de condicionantes e de exigências para que tivesse direito a um novo contrato de trinta anos. A MP 579 foi posteriormente convertida na Lei nº 12.783, de 11 de janeiro de 2013. As vendas foram retomadas no dia 3 de agosto de 2012. A característica comum a essas duas medidas regulatórias é que, além de surpreendentes para os agentes, detinham o potencial de diminuir significativamente a expectativa de geração de caixa das empresas envolvidas.

Conforme será mostrado, as duas intervenções regulatórias analisadas afetaram distintamente o mercado. Se a intervenção nas telecomunicações parece ter pouco afetado a volatilidade das ações do setor, há indícios de que o anúncio da MP 579 tenha aumentado significativamente o risco do setor elétrico. Além disso, há evidências

de grande persistência deste aumento de volatilidade e de contaminação do setor de telecomunicações (não diretamente afetado).

O restante do texto se organiza em quatro etapas adicionais a esta introdução. A segunda seção modela os retornos das ações dos setores de telecomunicações, energia elétrica e uma *proxy* dos setores restantes da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). A terceira seção quantifica o impacto dos choques na volatilidade de cada setor. A conclusão, na quarta seção, apresenta e analisa, os resultados da VIRE, fornece um resumo dos resultados do texto e indica possíveis extensões.

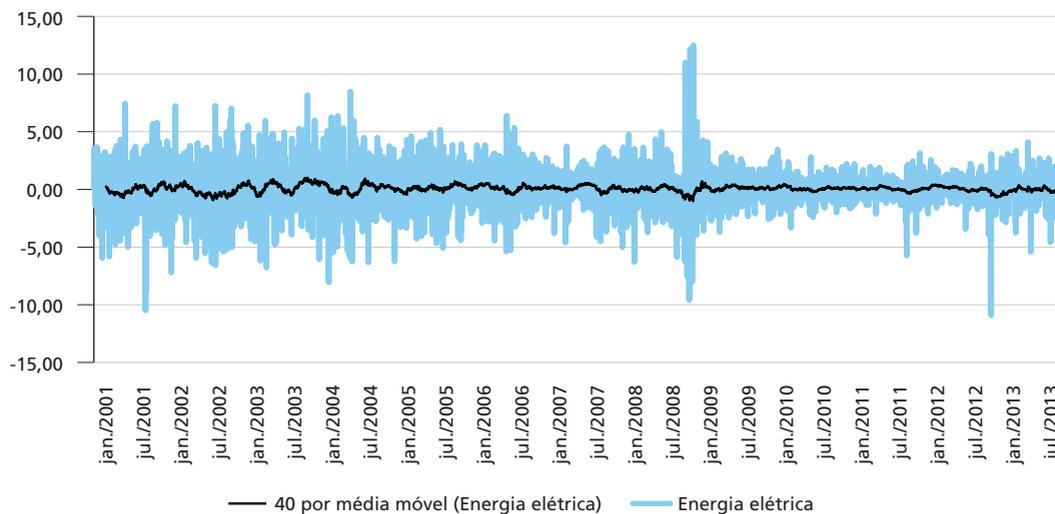
## 2 MODELAGEM DOS RETORNOS E DAS VOLATILIDADES

### 2.1 Dados

Os dados primários aqui utilizados encontram-se na base de dados da econometrica e referem-se aos preços e aos valores totais negociados das ações da Bovespa. Sobre esses dados, foram colocados filtros para a seleção das empresas dos setores de energia elétrica e de telecomunicações segundo a classificação da Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima). O intervalo temporal utilizado corresponde à série diária no período de 8 de janeiro de 2001 a 27 de agosto de 2013, levando-se em conta somente os dias em que houve negociação em bolsa.

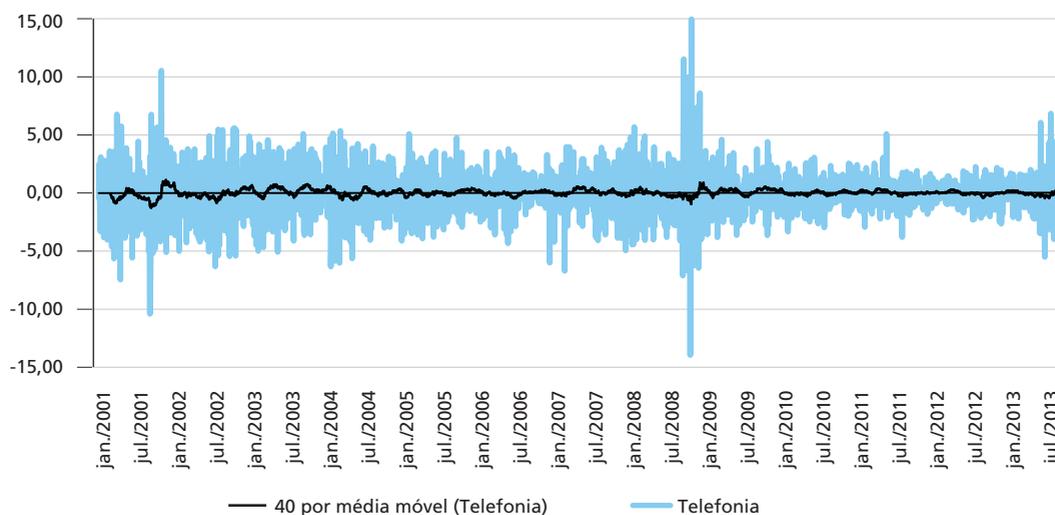
A partir desses preços, foi construída uma série de retornos diários para cada uma das ações consideradas, sendo também estabelecidos índices setoriais de energia elétrica e de telecomunicações. Em particular, o índice construído pondera aritmeticamente o retorno de cada ação pela mediana móvel do valor diário negociado desta ação nos últimos 252 dias sobre o valor total das ações. Os gráficos 1 e 2 ilustram os retornos do índice de energia elétrica e do índice de telecomunicações, respectivamente.

GRÁFICO 1  
**Retorno do índice de energia elétrica e do Índice-Bovespa (Ibovespa)**  
**(janeiro de 2001-julho de 2013)**  
(Em %)



Fonte: Economática.  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2  
**Retorno do índice de telefonia e do Ibovespa**  
**(janeiro de 2001-julho de 2013)**  
(Em %)



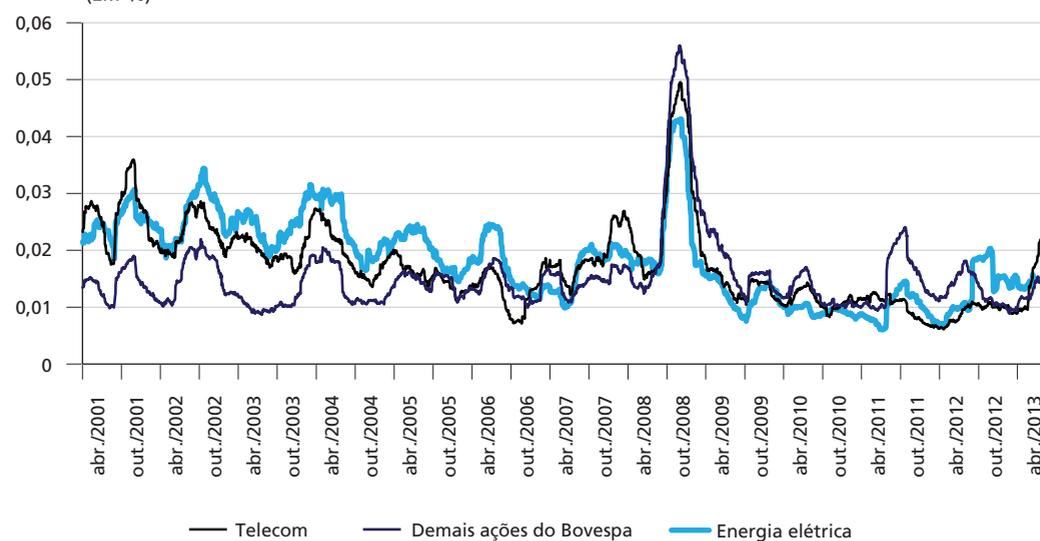
Fonte: Economática.  
Elaboração dos autores.

Nos gráficos 1 e 2, observamos que os retornos diários comportam-se quase como um ruído branco em torno de uma média próxima a zero. No entanto, a volatilidade dos retornos acionários tem um grau considerável de persistência. Em outras palavras, as duas figuras apresentam grupamentos (*clusters*) de volatilidade baixa e de volatilidade alta.

O gráfico 3 compara o desvio-padrão móvel de três meses das séries de telecomunicações, energia elétrica e de todas as demais empresas da Bovespa.

GRÁFICO 3  
Desvio-padrão móvel de três meses dos índices de telecomunicações, energia elétrica e de todas as demais empresas da Bovespa (abril de 2001-abril de 2013)

(Em %)



Fonte: Economatica.  
Elaboração dos autores.

Observa-se uma razoável, porém imperfeita, correlação entre as volatilidades dos três índices considerados. A correlação entre o índice de energia elétrica e o índice de telecomunicações, ilustrada no gráfico 3, reforça a opção por uma abordagem multivariada.

A tabela 1 fornece as estatísticas descritivas dos índices utilizados.

TABELA 1  
Estatística descritiva dos retornos na frequência diária

	Energia elétrica	Telecomunicações
Número de observações	3.130	3.130
Média	0,053%	0,009%
Mediana	0,054%	0,004%
Máximo	12,490%	14,960%
Mínimo	-10,900%	-13,940%
Desvio-padrão	1,970%	1,880%
Skewness	-4,860%	9,910%
Kurtosis	6,028498	7,499711
Jarque-Bera	1197,387*	2545,715*

Elaboração dos autores.

Obs. : Nível de significância (\*) = 5%

As duas séries têm retorno médio próximo de zero no período e desvios-padrão semelhantes. Além disso, os dados de Skewness, Kurtosis e o teste Jarque-Bera indicam que são distribuições assimétricas com caudas pesadas, distintas da normal.<sup>3</sup>

## 2.2 Modelo

O modelo aqui utilizado consiste num VAR(1)-GARCH(1,1) na média com representação BEKK. Nele, estima-se um vetor autorregressivo (VAR) para os retornos setoriais de energia elétrica e de telecomunicações e um GARCH-BEKK(1,1) para a matriz de covariância entre estas variáveis. O modelo é descrito pelas seguintes equações:

$$R_t = \alpha + B'R_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Sigma_t = C_0C'_0 + A'\epsilon_{t-1}\epsilon'_{t-1}A + G'\Sigma_{t-1}G \quad (2)$$

No que se refere à equação (1), o vetor 2x1 dos retornos médios dos setores analisados pode ser descrito como  $R_t = [R_t^T, R_t^E]$ , onde  $R_t^T$  representa o retorno médio do setor de telecomunicações, e  $R_t^E$  representa o retorno médio do setor de energia elétrica. A matriz  $B$  (2x2) representa os parâmetros que medem o impacto dos retornos defasados de ambas variáveis (Telecom e energia elétrica) no retorno corrente de cada setor.

3. Os dados de *skewness* denotam existência de assimetria à esquerda para energia elétrica e à direita, para telecomunicações. O possível elemento de assimetria no retorno das ações de cada índice não será tratado neste trabalho.

Para efeito de análise de robustez, o modelo é estimado primeiro considerando que os erros seguem a distribuição normal  $\epsilon_t|\psi_{t-1} \sim N(0, \Sigma_t)$  e, depois, que seguem a distribuição *t-student* (de caudas mais pesadas)  $\epsilon_t|\psi_{t-1} \sim t_\nu(0, \Sigma_t)$ , onde  $\Sigma_t = E(\epsilon_t \epsilon_t' | \psi_{t-1})$  corresponde à matriz de variância-covariância condicional. Conforme tabela 1, os resultados da estatística descritiva corroboram a última opção.

A escolha por um VAR de apenas uma defasagem deve-se ao fato de que testes usuais mostram que a autocorrelação a partir de uma defasagem é não significativa. Da mesma forma que no artigo de Le Pen e Sévi (2010), não são consideradas variáveis exógenas no modelo. Assume-se, por simplificação, que todas as variações no retorno acionário se devem a arbitragens financeiras.

A equação (2) descreve o modelo BEKK (1,1) desenvolvido por Engle e Kroner (1995) para modelar o comportamento de  $\Sigma_t$ , onde  $C_0$  é uma matriz triangular inferior  $N \times N$  e  $A$  e  $G$  são duas matrizes  $N \times N$ .

O modelo BEKK é um caso particular do modelo GARCH (p,q) multivariado, definido da seguinte forma:

$$vech(\Sigma_t) = C + \sum_{i=1}^q A_i vech(\epsilon_{t-i} \epsilon_{t-i}') + \sum_{j=1}^p B_j vech(\Sigma_{t-j}) \quad (3)$$

Onde  $vech(\cdot)$  é o operador que empilha os elementos da porção inferior da matriz  $N \times N$  em um vetor de dimensão  $N^* = N(N+1)/2$ . As matrizes  $A_i$  e  $B_j$  contêm  $(N^*)^2$  parâmetros, e  $C$  é um vetor de dimensão  $N^*$ . O operador  $vech$  é utilizado para eliminar as variáveis da matriz de variância condicional que aparecem duas vezes.

A relação entre as matrizes dos parâmetros do GARCH (1,1) multivariado e os modelos BEKK (1,1) é:

$$A_1 = L_N(A' \otimes A')D_N \quad (4)$$

$$B_1 = L_N(G' \otimes G')D_N \quad (5)$$

Nos modelos BEKK,  $\Sigma_*$  é, por definição, uma matriz simétrica. O operador  $vec$  empilha as colunas de uma matriz ( $N \times N$ ) num vetor coluna  $N^2$ , mas não elimina

parâmetros redundantes.  $L_N$  é a matriz de eliminação, tal que:  $vech(A) = L_N vec(A)$  e  $D_N$  é matriz de duplicação, tal que  $vec(A) = D_N vech(A)$ .

### 2.3 Estimativas

Os resultados expressos na tabela 2 mostram que os retornos defasados tanto do setor elétrico quanto do setor de telecomunicações produzem impacto estatisticamente significativo no retorno do setor elétrico, ao passo que somente o retorno defasado do setor elétrico afeta significativamente o retorno do setor de telecomunicações. No entanto, o  $R^2$  próximo de zero evidencia o resultado esperado de que os retornos defasados tenham baixo poder de explicação do retorno de um determinado dia.

TABELA 2  
**Estimativa do Var(1) para os retornos**

	Reet	Rtelt
c	0,000694004* (0,00188863)	0,000163754 (0,42886682)
Reet-1	0,082421766* (0,00000005)	-0,025218772** (0,06420927)
Rtelt-1	-0,087187525* (0,00000001)	0,01907322 (0,22489061)
$R^2$	0,006514	0,000863
SE da regressão	0,019636	0,01877

Elaboração dos autores.

Obs.: Níveis de significância (\*) = 5%; (\*\*) = 10%.

Trata-se de um resultado comum na literatura de finanças, em que frequentemente o retorno comporta-se como um ruído branco com agrupamentos de volatilidade (ver gráficos 1 e 2). Em geral, pouco se pode prever sobre os níveis dos retornos acionários a partir de sua série histórica. O mesmo não acontece com a volatilidade acionária, que, frequentemente, é afetada por seu histórico.

Os parâmetros estimados para o modelo BEKK(1,1), assumindo, respectivamente, distribuição normal e *t-student* dos resíduos, encontram-se nas tabelas 3 e 4.

TABELA 3  
Estimativas do modelo BEKK(1,1) para o retorno dos índices – distribuição normal

C <sub>0</sub>		A		G	
-0,001127915*	0	0,216183185*	0,029645168**	0,975115198*	-0,003599406
(0,000287825)	(0)	(0,019600567)	(0,016451974)	(0,005888038)	(0,005278241)
-0,000771899**	-0,001363229*	0,064972504*	0,253600376*	-0,015622882*	0,961636382*
(0,000435578)	(0,000252504)	(0,020326585)	(0,020411095)	(0,006896402)	(0,007043911)
$\lambda$	0,99908	0,99347	0,9886		
log L	17620				

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Níveis de significância (\*) = 5%; (\*\*) = 10%.

2. O valor entre parênteses denota o desvio-padrão. A variável Log L refere-se à função de verossimilhança; a variável  $\lambda$  refere-se aos autovalores da matriz  $A_1 + G_1$  da representação *vech*; e  $v$  corresponde ao número de graus de liberdade estimado para a *t-student*.

TABELA 4  
Estimativas do modelo BEKK(1,1) para o retorno dos índices com distribuição *t-student*

C <sub>0</sub>		A		G	
-0,000925355*	0	0,190331272*	0,03449267**	0,980678945*	-0,00430392
(0,000253322)	(0)	(0,019193855)	(0,01802119)	(0,004340026)	(0,004475826)
-0,000765007*	0,001174662*	0,058585829*	0,230621634*	-0,012239171*	0,967986961*
(0,000359831)	(0,000233988)	(0,019685755)	(0,021384329)	(0,005111319)	(0,005810160)
$\lambda$	0,9995	0,99504	0,99504	0,98886	
log L	17737				
$v$	8,7				

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Níveis de significância (\*) = 5%; (\*\*) = 10%.

2. O valor entre parênteses denota o desvio-padrão. A variável Log L refere-se à função de verossimilhança; a variável  $\lambda$  refere-se aos autovalores da matriz  $A_1 + G_1$  da representação *vech*; e  $v$  corresponde ao número de graus de liberdade estimado para a *t-student*.

As tabelas 3 e 4 provêm de dois resultados importantes. O primeiro refere-se ao fato de que os parâmetros da diagonal são estatisticamente significantes, o que corrobora a existência de grupamentos de volatilidade para estas séries de retorno, conforme discutido na subseção 2.1. Além disso, os autovalores do processo BEKK são próximos de 1, o que indica forte persistência destas volatilidades. O segundo resultado consiste no fato de os parâmetros não pertencentes às diagonais de A e de G também serem estatisticamente significantes em ambos os casos, o que significa que as variâncias condicionais são conectadas, indicando a existência de contágio.<sup>4</sup> Este fato justifica a abordagem de GARCH multivariado utilizada nesta análise. Convém também observar que os resultados são robustos à variação da distribuição de probabilidade dos resíduos.

4. Processo de "chuva de meteoros" na tipologia de Engle, Ito e Lin (1990).

### 3 IMPACTO DAS MEDIDAS REGULATÓRIAS NA VOLATILIDADE

Nesta seção, mede-se o impacto das intervenções regulatórias. Como em Le Pen e Sévi (2010), mantém-se o foco no impacto destes choques na variância e na covariância condicional dos retornos, e não na média condicional dos retornos. Este aspecto diferencia o problema do tratamento dado por Sims (1980) para a função resposta-impulso.

Sims (1980) iniciou o uso da resposta-impulso em modelos lineares. Posteriormente, como notam Le Pen e Sévi (2010), Gallant, Rossi e Tauchen (1993), assim como Koop, Pesaran e Potter (1996) passaram a aplicar este ferramental a modelos não lineares. A iniciativa permitiu sua utilização na modelagem de persistência de volatilidade.

Gallant, Rossi e Tauchen (1993) estabelecem uma base de referência e avaliam o impacto de um choque determinístico a partir desta base. Neste caso, a volatilidade condicional analisada seria a diferença entre as trajetórias com choque e sem choque. Lin (1997) estende o mesmo modelo para o caso de múltiplas variáveis.

Segundo Le Pen e Sévi (2010), Koop, Pesaran e Potter (1996) definem função resposta-impulso generalizada (GIRF) como “a diferença entre a resposta média da variável de interesse condicional tanto à história quanto ao choque e essa mesma resposta média condicional somente à história.”<sup>5</sup>

Hafner e Herwartz (2006) vão além de Koop, Pesaran e Potter (1996), definindo a VIRF.<sup>6</sup> Diferente de Gallant, Rossi e Tauchen (1993), esses autores usam choques aleatórios e não consideram um cenário de referência. Neste texto, para fins de comparação, consideram-se tanto a abordagem de Hafner e Herwartz (2006) como o uso da base de referência de Gallant Rossi e Tauchen (1993).<sup>7</sup>

---

5. Le Pen e Sévi (2010), p. 2010.

6. Até o momento, só se tem ciência da aplicação desta metodologia VIRF em Shields *et al.* (2005), para propósitos macroeconômicos; em Hafner e Herwartz (2006), para taxas de câmbio; e em Le Pen e Sévi (2010), para o mercado a termo de energia elétrica.

7. Convém notar que usar uma base de referência igual a zero superestima o choque.

### 3.1 Identificação dos choques independentes

Le Pen e Sévi (2010) argumentam que o vetor de erros  $\epsilon_t$  revela a correlação contemporânea. Portanto, “não poderíamos produzir um choque em um dos seus componentes sem levar em consideração o impacto nos demais.” Para resolver este problema, os dois seguem Hafner e Herwartz (2006), e utilizam a decomposição de Jordan<sup>8</sup> para  $\Sigma_t$ . Desta forma, é possível conseguir inovações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.). A matriz simétrica  $\Sigma_t^{1/2}$  é definida como:

$$\Sigma_t^{1/2} = \Gamma_t \Lambda_t^{1/2} \Gamma_t',$$

onde  $\Lambda_t = \text{diag}(\lambda_{1t}, \lambda_{2t}, \dots, \lambda_{Nt})$  é a matriz diagonal cujos componentes  $\{\lambda_{it}\}_{i=1}^N$  são os autovalores de  $\Sigma_t$ .  $\Gamma_t = (\lambda_{1t}, \lambda_{2t}, \dots, \lambda_{Nt})$  é a matriz  $N \times N$  dos autovetores correspondentes. Um vetor de choques independentes é definido como  $\xi_t = \Sigma_t^{-1/2} \epsilon_t$ , onde, sob a hipótese de distribuição não gaussiana,  $\xi_t$  é unicamente definido.<sup>9</sup>

### 3.2 O modelo VIRF

Hafner e Herwartz (2006) *apud* Le Pen e Sévi (2010) definem o modelo VIRF da seguinte forma:

$$V_h(\xi_t, \psi_{t-1}) = E[\text{vech}(\Sigma_{t+h}) | \xi_t, \psi_{t-1}] - E[\text{vech}(\Sigma_{t+h}) | \psi_{t-1}] \quad (6)$$

Onde  $\xi_t$  é um choque específico que atinge o sistema na data  $t$ , e  $\psi_{t-1}$  é a história observada até a data  $t-1$ . O índice  $h$  representa o horizonte de previsão,  $V_t(\xi_h)$  é o vetor  $N(N+1)/2$  dos impactos do choque na matriz de variância condicional  $h$  períodos à frente. Como observado na equação (6), O VIRF é a diferença entre a expectativa da matriz de covariância  $h$  períodos à frente condicional ao choque e à história e a expectativa da matriz de covariância  $h$  períodos à frente condicional apenas à história.

A forma analítica do método VIRF um período à frente aplicado ao modelo GARCH(1,1) multivariado encontra-se nas equações (7) e (8).

8. Os autores argumentam que este método é superior, por exemplo, à frequentemente utilizada decomposição de Cholesky, que depende do ordenamento dos erros. Além disso, observam que a alternativa de identificar o modelo por meio da imposição de uma estrutura de causalidade baseada em teoria econômica é de difícil implantação para séries financeiras de alta frequência (no caso, diária). Ver Le Pen e Sévi (2010, p. 764-765).

9. Conforme Hafner e Herwartz (2006) *apud* Le Pen e Sévi (2010), “esse vetor de inovações é tratado como notícia (news), o que equivale a dizer que eles correspondem a perturbações independentes e imprevisíveis do passado que afetam cada mercado.”

$$V_1(\xi_t, \psi_{t-1}) = A_1 \left\{ vech \left( \Sigma_t^{\frac{1}{2}} \xi_t \xi_t' \Sigma_t^{\frac{1}{2}} \right) - vech(\Sigma_t) \right\} \quad (7)$$

$$V_1(\xi_t, \psi_{t-1}) = A_1 D_N^+ \left( \Sigma_t^{\frac{1}{2}} \otimes \Sigma_t^{\frac{1}{2}} \right) D_N vech(\xi_t \xi_t' - I_N) \quad (8)$$

Onde  $I_N$  é a matriz identidade,  $D_N$  é a matriz de duplicação previamente definida, e  $D_N^+$  é a inversa Moore-Penrose. Para  $h > 1$ , a VIRF<sup>10</sup> é:

$$V_h(\xi_t, \psi_{t-1}) = (A_1 + B_1)^{h-1} A_1 D_N^+ \left( \Sigma_t^{\frac{1}{2}} \otimes \Sigma_t^{\frac{1}{2}} \right) D_N vech(\xi_t \xi_t' - I_N) \quad (9)$$

$$V_h(\xi_t) = (A_1 + B_1) V_{h-1}(\xi_t) \quad (10)$$

### 3.3 Estimativas

Para estimar o modelo, seguiu-se Le Pen e Sévi (2010). Foram utilizados os resíduos estimados  $\epsilon_t$  e a matriz de covariância estimada  $\Sigma_t$  para construir os resíduos padronizados  $\xi_t$ , a partir dos quais calculou-se  $V_h(\xi_t)$ . Também foi escalonada a VIRF condicional na data dos choques.<sup>11</sup> Dessa forma, os resultados podem ser interpretados como desvios percentuais do cenário de choque em relação ao de referência.

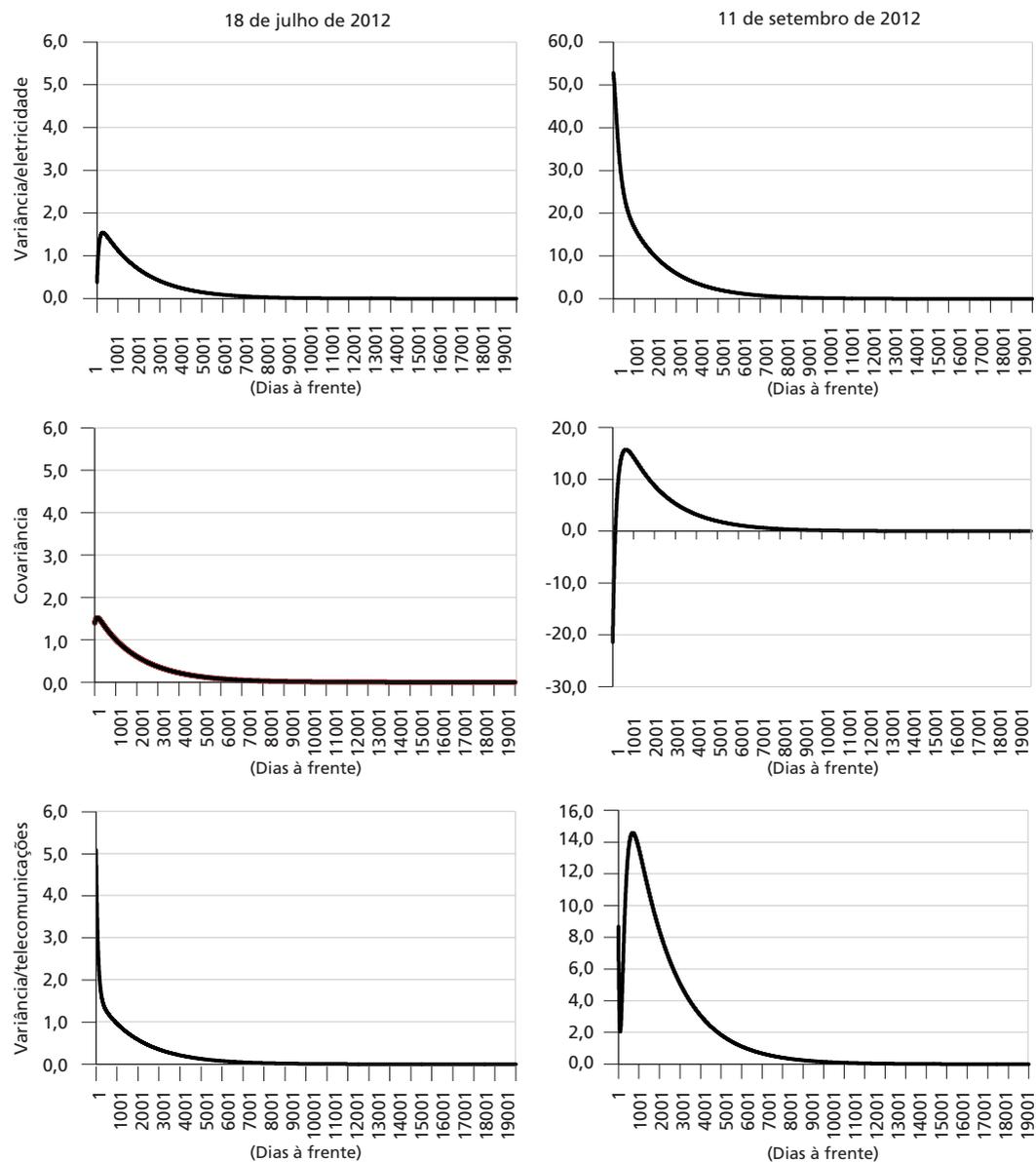
Em termos aproximados, na primeira data  $t_1$  (evento de telecomunicações), os resíduos estimados são  $\epsilon_{t_1} = (-0,000245 \ -0,009750)'$ , e a matriz de variância condicional vetorizada é  $vech(\Sigma_{t_1}) = (0,000104 \ 0,000039 \ 0,00011)'$ . Na segunda data  $t_2$  (evento do setor elétrico), os resíduos estimados são  $\epsilon_{t_2} = (-0,04415 \ 0,01938)'$ , e a matriz de variância condicional vetorizada é  $vech(\Sigma_{t_2}) = (0,00017 \ 0,00006 \ 0,00014)'$ .

O gráfico 4 descreve as estimações da VIRF para os dois eventos regulatórios, levando-se em conta uma base de referência na qual a volatilidade é zero. Trata-se de uma base de referências sem choques, conforme sugerido por Gallant, Rossi e Tauchen (1993). No entanto, como discutido, esta abordagem superestima o valor do choque.

10. A VIRF possui propriedades distintas da resposta-impulso tradicional. Estas propriedades podem ser encontradas em Le Pen e Sévi (2010, p. 765).

11. As datas  $t_1$  e  $t_2$  correspondem a  $t_1=18/7/2012$  (intervenção no setor de telecomunicações) e  $t_2=11/9/2012$  (setor elétrico), respectivamente, como explicado na introdução.

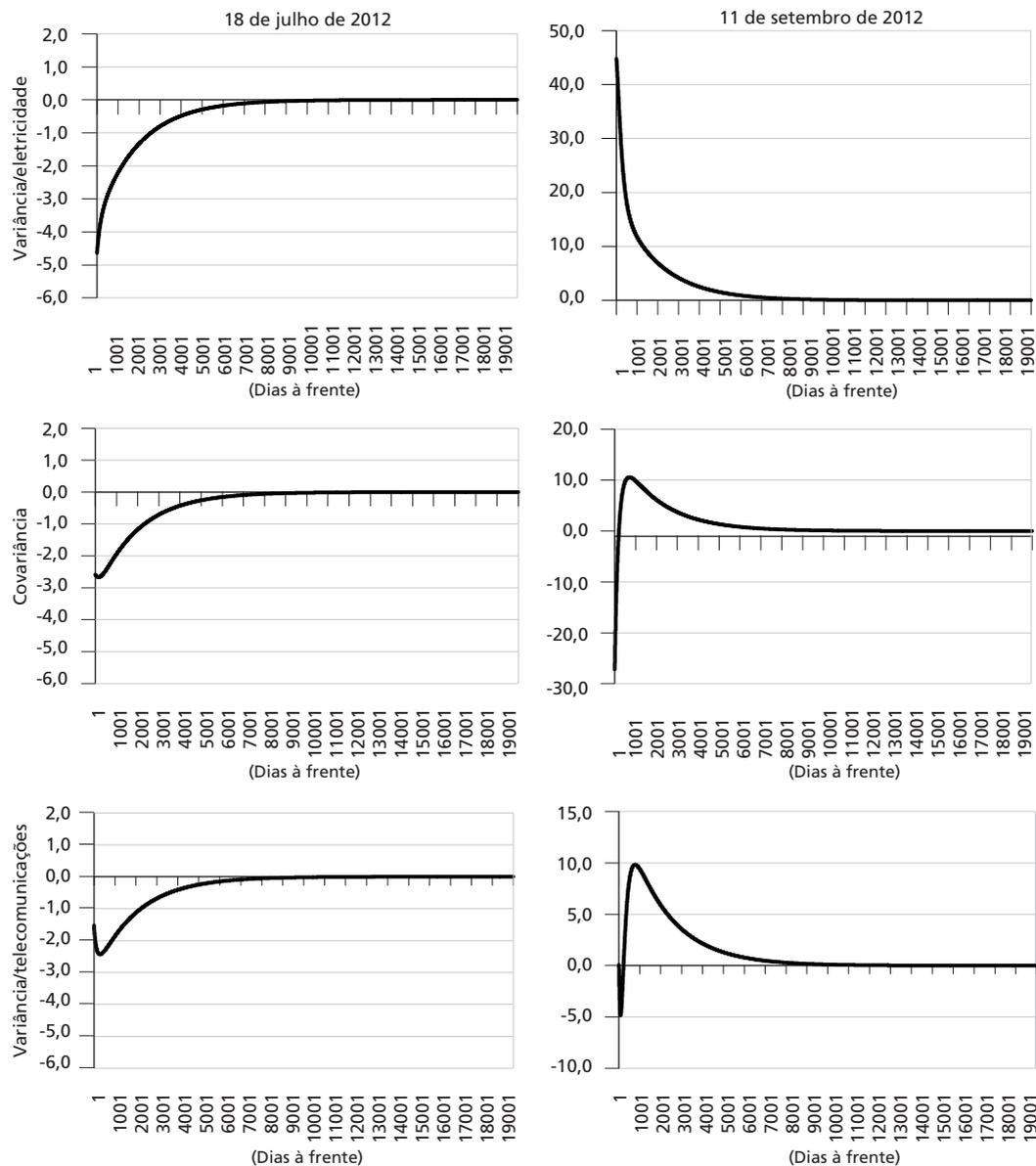
**GRÁFICO 4**  
**VIRF para eventos regulatórios nos setores elétrico e de telecomunicações brasileiros (2012)**  
 (Base de referência: volatilidade igual a zero, em %)



Elaboração dos autores.

O gráfico 5 corrige o problema ao usar o critério de Hafner e Herwartz (2006). Na abordagem destes autores, o VIRF é estimado levando-se em conta a diferença entre as variâncias ou entre as covariâncias esperadas, condicionadas ao choque e ao histórico, e as variâncias ou covariâncias esperadas condicionadas somente ao histórico.

GRÁFICO 5  
**VIRF para eventos regulatórios nos setores elétrico e de telecomunicações brasileiros em 2012, segundo Hafner e Herwatz (2006)**  
(Em %)



Os gráficos 4 e 5 mostram que o evento regulatório do dia 18 de julho de 2012 está associado a um choque de pequena magnitude na volatilidade do setor de telecomunicações e na do setor de energia elétrica, assim como na covariância entre os dois. Levando-se em conta a VIRF estimada, ao contrário do esperado, o evento regulatório está associado

a decréscimos de volatilidade em relação aos valores previstos pelo modelo para as três variáveis. Em módulo, nenhum destes decréscimos foi superior a 0,5%.

Por outro lado, as estimativas do modelo evidenciam que o evento regulatório vinculado ao dia 11 de setembro de 2012 tem história distinta. O aumento de volatilidade do setor elétrico nesta data foi superior a 40%, contaminando o setor de telecomunicações com um acréscimo superior a 10% nos primeiros dias subsequentes. Nos primeiros dias após o evento do setor elétrico, a covariância entre os dois setores também se elevou em mais de 10%. Este resultado é típico da literatura de crises e de contágio, em que é frequente, nos momentos posteriores aos choques oriundos de crises, um aumento da correlação entre os ativos (ver nota de rodapé 1).

Em função dos autovalores próximos de 1 (lambdas das tabelas 3 e 4), observou-se também forte persistência dos choques. De acordo com o gráfico 5, o choque de volatilidade associado ao evento de 11 de setembro de 2012 levaria cerca de 7 mil dias para se dissipar no setor elétrico e ainda mais tempo no setor de telecomunicações.

É importante ressaltar que a análise dos resultados obtidos se dá em termos pontuais, não podendo ser feitas inferências estatísticas a partir dela. Não foi ainda desenvolvida na literatura uma metodologia para o cálculo do intervalo de confiança associado à VIRF, conforme utilizada nesta análise. A utilização de métodos de Monte Carlo para estimar numericamente uma distribuição de probabilidade para cada um dos  $n$  períodos à frente previstos pelo modelo VIRF, a partir dos resultados do modelo GARCH-BEKK estimado neste texto, é uma opção computacionalmente custosa. Além disso, não há garantia de que, mesmo gerando uma grande quantidade de simulações, possa se obter uma distribuição numérica que convirja para a distribuição de probabilidade real de nosso modelo para cada um dos  $n$  períodos à frente. Os artigos de Hafner e Herwartz (2006) e de Le Pen e Sévi (2010), nos quais este estudo se baseia, usam o método de Monte Carlo para simular a distribuição de probabilidade da VIRF em somente dois períodos arbitrariamente escolhidos. A abordagem destes autores pouco contribui, no entanto, para o aprimoramento efetivo da análise aqui feita.

## 4 CONCLUSÃO

Os resultados do modelo GARCH-BEKK estimado no texto mostraram que as volatilidades dos setores de telecomunicações e de energia elétrica estão conectadas, indicando que o aumento de risco em um destes setores, na média, acaba afetando o risco do outro. Além disso, o trabalho utilizou-se da metodologia VIRF desenvolvida por Hafner e Herwartz (2006) para avaliar a magnitude e persistência dos choques associados às medidas regulatórias realizadas pela Anatel e Aneel em seus respectivos setores no ano de 2012.

Os resultados evidenciaram que as duas medidas regulatórias associam-se a diferentes comportamentos da volatilidade do retorno acionário das empresas listadas na Bovespa pertencentes aos dois setores.

Por um lado, há pouca evidência empírica de que o pacote de sanções por descumprimento de metas de qualidade anunciado pela Anatel no dia 18 de julho de 2012 tenha afetado a volatilidade do setor de telecomunicações ou do setor elétrico. Os valores estimados para VIRF pouco se distinguem dos valores previstos pelo modelo GARCH-BEKK desconsiderando a existência do choque.

Por outro lado, de acordo com as estimativas do modelo aqui desenvolvido, o anúncio da definição das regras de renovação das concessões do setor elétrico, no dia 11 de setembro de 2012, não só está associado a um significativo e persistente aumento no risco de mercado do setor elétrico mas também a um aumento no risco do setor de telecomunicações. Ou seja, os resultados sugerem que o risco de mercado das empresas de telecomunicações tenha sido contaminado por uma medida regulatória do setor elétrico.

Apesar de tratar de apenas dois casos particulares, o estudo forneceu indícios de que mudanças regulatórias abruptas podem produzir aumentos significativos e duradouros não só no risco de mercado do setor afetado como também no risco de mercado de setores regulados correlatos. Em outras palavras, intervenções regulatórias pontuais podem contribuir para aumentar o risco regulatório de múltiplos setores.

Uma possível extensão da pesquisa consiste em investigar o efeito do contágio em um número maior de setores. A generalidade do GARCH-BEKK utilizado neste texto impõe um grande acréscimo de parâmetros a serem estimados quando o número de

variáveis aumenta. Um caminho possível é utilizar modelos GARCH com correlações condicionais e/ou modelos de volatilidade estocástica, com hipóteses mais fortes acerca da estrutura de variância/covariância, e estimar o impacto de eventos/choques regulatórios no risco de um número maior de setores e/ou de firmas. Outro possível caminho consiste em tentar expurgar o risco diversificável da análise e analisar os impactos destes choques nos betas (risco idiossincrático) dos setores e/ou firmas.

Os resultados do estudo sugerem que as agências reguladoras devem contrapor o aumento potencial do risco regulatório aos benefícios de uma determinada medida regulatória. A redução do risco de mercado associado a uma maior previsibilidade das medidas anunciadas pelas agências reguladoras representa uma redução no custo de oportunidade dos investimentos em setores regulados. Enfim, da mesma maneira que ocorre com a política monetária, a administração das expectativas dos agentes pertencentes a setores regulados traz vantagens para o país. Tudo o mais constante, a diminuição do risco regulatório pode aumentar o investimento em setores tipicamente de infraestrutura e contribuir para a eliminação de conhecidos entraves ao crescimento brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- AMMER, J.; MEI, J. **Measuring international economic linkages with stock market data**. Board of governors of the federal reserve system. 1993. (International Finance Discussion Papers, n. 449).
- ANG, A.; CHEN, J. Asymmetric correlations of equity portfolios. **Journal of financial economics**, v. 63, p. 443-494, 2002.
- BAIG, T.; GOLDFAJN, I. **Financial market contagion in the Asian Crisis**. International Monetary Fund, 1999. (IMF Staff Papers, v. 46).
- BARTRAM, S. M.; WANG, Y-H. Another look at the relationship between cross-market correlation and volatility. **Finance research letters**, v. 2, p. 75-88, 2005.
- BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J. V. K. Multivariate GARCH models: a survey. **Journal of applied econometrics**, v. 21, p. 79-109, 2006.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Time-varying world market integration. **The journal of finance**, v. 50, n. 2, p. 403-444, 1995.
- CIZEAU, P.; POTTERS, M.; BOUCHAUD, J-P. Correlation structure of extreme stock returns. **Quantitative finance**, v. 1, p. 217-222, 2001.

CORSETTI, G.; PERICOLI, M.; SBRACIA, M. Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion. **Journal of international money and finance**, v. 24, p. 1.177-1.199, 2005.

DE SANTIS, G.; GERARD, B. International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk. **The journal of finance**, v. 52, p. 1.881-1.912, 1997.

ENGLE, R. F.; KRONER, F. K. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric theory**, v. 11, p. 122-150, 1995.

ENGLE, R. F.; ITO, T.; LIN, W.-L. Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-day volatility in the foreign exchange market. **Econometrica**, v. 58, p. 525-542, 1990.

ERB, C. B.; HARVEY, C. R.; VISKANTA, T. E. Forecasting international equity correlations. **Financial analyst journal**, v. 50, n. 6, p. 32-45, Nov./Dec. 1994.

GALLANT, A. R.; ROSSI, P. E.; TAUCHEN, G. Nonlinear dynamic structures. **Econometrica**, v. 61, p. 871-907, 1993.

HAFNER, C. M.; HERWARTZ, H. Volatility impulse responses for multivariate GARCH models: an exchange rate illustration. **Journal of international money and finance**, v. 25, p. 719-740, 2006.

HARTMANN, P.; STRAETMANS, S.; DE VRIES, C. G. **Asset market linkages in crisis periods**. Tinbergen Institute, 2001. (Discussion Paper, n. TI 2001-071/2).

KING, M.; WADHWANI, S. **Transmission of volatility between stock markets**. National Bureau of Economic Research, 1989. (Working Paper Series, n. 2.910).

KING, M.; SENTANA, E.; WADHWANI, S. **Volatility and links between national stock markets**. National Bureau of Economic Research, 1990. (Working Paper Series, n. 3.357).

KNIF, J.; KOLARI, J.; PYNNÖNEN, S. **What drives correlation between stock market returns?** International Monetary Fund, 2007. (IMF Working Paper, n. WP/07/157).

KOOP, G. M.; PESARAN, H. M.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of econometrics**, v. 74, p. 119-147, 1996.

LE PEN, Y.; SÉVI, B. Volatility transmission and volatility impulse response functions in European electricity forward markets. **Energy economics**, v. 32, p. 758-770, 2010.

LILLO, F.; BONANNO, G.; MANTEGNA, R. N. Variety of stock returns in normal and extreme market days: the August 1998 crisis. **Proceedings of empirical science of financial fluctuations - econophysics on the horizon**, 2001.

LIN, W.-L.; ENGLE, R. F.; ITO, T. Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility as the world turns. **Review of financial studies**, v. 7, p. 507-538, 1994.

LONGIN, F.; SOLNIK, B. Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? **Journal of international money and finance**, v. 14, p. 3-26, 1995.

\_\_\_\_\_. Correlation structure of international equity markets during extremely volatile periods. **Le cashiers de reserche**, Paris, v. 646, 1999.

\_\_\_\_\_. Extreme correlation of international equity markets. **The journal of finance**, v. 56, n. 2, p. 649-675, 2001.

MALEVERGNE, Y.; SORNETTE, D. Investigating extreme dependences: concepts and tools. *In*: \_\_\_\_\_. **Extreme financial risks: from dependence to risk management**. Heidelberg: Springer, 2006.

MARSHAL, R.; ZEEVI, A. **Beyond correlation: extreme co-movements between financial assets**. Columbia Business School, 2002. (Working Paper, [s.n.]).

MERIC, I.; MERIC, G. Co-movements of European equity markets before and after the 1987 crash. **Multinational finance journal**, v. 1, p. 137-152, 1997.

MERIC, I. *et al.* Co-movements of U.S., U.K., and Asian stock markets before and after September 11, 2001. **Journal of money, investment and banking**, v. 3, p. 47-57, 2008.

SANDOVAL JÚNIOR, L.; FRANCA, I de P. **Physica A: statistical mechanics and its applications**. North Holland: Elsevier, 2012. p. 187-208. (Physica A, v. 391).

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

SHIELDS, K. *et al.* Measuring the response of macroeconomic uncertainty to shocks, **Review of economics and statistics**, v. 87, p. 362-370, 2005.

SOLNIK, B.; BOUCRELLE, C.; LE FUR, Y. International market correlation and volatility. **Financial analysts journal**, v. 52, p. 17-34, 1996.

VALLS, P. P.; ARRUDA, B. P. **Análise da estrutura de dependência da volatilidade entre setores durante a crise do subprime**. São Paulo: FGV-EESP, 2012. (Texto para Discussão, n. 311).

### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CAMPBELL, R.; KOEDIJK, K.; KOFMAN, P. **Covariance and correlation in international equity returns: a value-at-risk approach.** 2000.

FORBES, K.; RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements. **Journal of finance**, v. 57, p. 2.223-2.261, 2002.

LIN, W.-L. Impulse response function for conditional volatility in GARCH models. **Journal of business and economic statistics**, v. 1.



## EDITORIAL

### Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

### Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

### Revisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Bastos Dias

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)

Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

### Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Glaucia Soares Nascimento (estagiária)

Vânia Maciel (estagiária)

### Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

### Projeto gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than  
Portuguese published herein have not been proofread.*

### Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)





## Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Secretaria de  
Assuntos Estratégicos

