



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Godofredo Fiúza de Bragança, Gabriel; de Sales Pessoa, Marcelo; Rocha, Katia
Intervenções Regulatórias, Volatilidade e Contágio: Uma Análise VIRF
Revista Brasileira de Finanças, vol. 12, núm. 3, julio-septiembre, 2014, pp. 385-409
Sociedade Brasileira de Finanças
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305838836004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc



Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Intervenções Regulatórias, Volatilidade e Contágio: Uma Análise VIRF

(Brazilian Regulatory Interventions, Volatility and Contagion: A VIRF analysis)

Gabriel Godofredo Fiuza de Bragança*

Marcelo de Sales Pessoa**

Katia Rocha***

Resumo

Este artigo examina como intervenções regulatórias podem afetar o risco de mercado de empresas de eletricidade e de telecomunicações negociadas na BM&FBO-VESPA. O artigo utiliza um modelo GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity) bivariado para analisar o impacto de duas intervenções regulatórias em 2012: a primeira tomada pela Agência Nacional de Telecomunicações (ANATEL); a segunda, pela Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), na volatilidade e covariância do índice de ações pertencentes a esses setores. Neste artigo, adota-se também a função de resposta impulso desenvolvida por Hafner & Herwartz (2006) para estimar a persistência desses efeitos. Os resultados revelam que o impacto da intervenção regulatória na volatilidade do setor de energia elétrica foi significativo, duradouro e contaminou o setor de telecomunicações. Além disso, mostram que o efeito da intervenção regulatória no risco do setor de telecomunicações foi pequeno.

Palavras-chave: GARCH multivariado; risco regulatório; contágio; VIRF e regulação econômica.

Códigos JEL: G11; G12; C32; L94; L96; L98.

Submetido em 21 de maio de 2014. Reformulado em 26 de setembro de 2014. Aceito em 4 de novembro de 2014. Publicado on-line em 26 de maio de 2015. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

*Pesquisador do IPEA e professor do IBMEC e FGV, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: gabriel.fiuza@ipea.gov.br

**Pesquisador do IPEA e professor do IBMEC e FGV, FGV, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: marcelo.pessoa@ipea.gov.br

***Pesquisador do IPEA na área de Economia Financeira, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: katia.rocha@ipea.gov.br

Abstract

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

Keywords: multivariate GARCH; regulatory risk; contagion; VIRF; regulatory economics.

1. Introdução

O objetivo deste artigo é avaliar o impacto de intervenções regulatórias pontuais no risco de mercado dos setores de telecomunicações e de energia elétrica no Brasil. O artigo utiliza uma metodologia de GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity) multivariado para avaliar os impactos diretos e cruzados na volatilidade do retorno setorial das ações causados por duas medidas regulatórias relevantes, tomadas em 2012, pelas agências responsáveis. 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, conflituosa 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 artigo, buscamos avaliar tão somente o impacto das intervenções regulatórias sobre o mercado financeiro, tomando-as como dadas ou isoladas (exógenas). Ou seja, o presente artigo não avalia a procedência técnica das medidas regulatórias analisadas e concentra-se, fundamentalmente, no entendimento de como tais ações afetam o risco de mercado de setores direta e indiretamente envolvidos.

Como resultado da análise, estabelecemos uma métrica do custo de medidas regulatórias inesperadas em termos da variação do risco de mercado

do setor afetado e do potencial de transmissão para outros setores. Em qualquer análise econômica, uma avaliação precisa dos custos de uma política pública contribui para a compreensão de sua efetividade.

O presente trabalho utiliza a metodologia desenvolvida em Hafner & Herwartz (2006), que aplicam o método GARCH multivariado definido em Engle & Kroner (1995): o Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK). Além disso, introduz um conceito de função resposta a impulso para a volatilidade (VIRF), que pode ser aplicada na análise da persistência de choques independentes.

A próxima seção apresenta a revisão de literatura. A seção 3 descreve a metodologia. A seção 4 trata dos resultados referentes à persistência e ao contágio. Na seção 5, temos os resultados referentes aos impactos das intervenções regulatórias. A última seção conclui e apresenta possíveis extensões.

2. Revisão da Literatura

A literatura de contágio no contexto de finanças internacionais é bastante ampla. Conforme posto por Sandoval Junior & Franca (2012), muitos estudos foram produzidos desde a crise da bolsa americana de 1987 para: explicar a transmissão de volatilidade entre mercados internacionais (contágio); investigar como a correlação entre os mercados muda ao longo do tempo; e, também, analisar os determinantes do aumento da correlação entre os mercados em tempos de crise.¹

Hafner & Herwartz (2006), base metodológica deste estudo, avançam na discussão ao propor um modelo multivariado, com o qual avaliam não somente transmissão de choques independentes para volatilidades e co-variâncias de diferentes mercados internacionais (no caso o mercado de câmbio), mas também desenvolvem um modelo para calcular a persistência de seus efeitos. Em particular, estendem o trabalho de Koop *et al.* (1996),

¹De acordo com Sandoval Junior & Franca (2012), King & Wadhwani (1990), King *et al.* (1994), Ammer & Mei (1996), Lin *et al.* (1994), Erb *et al.* (1994), Baig & Goldfajn (1999), Corsetti *et al.* (2005) constituem exemplos de artigos que utilizam modelos econômétricos para estudar a transmissão de volatilidade entre mercados. Longin & Solnik (1995), Bekaert & Harvey (1995) e de de Santis & Gerard (1997) avaliam como a correlação entre mercados se comporta ao longo do tempo e Solnik *et al.* (1996), Meric & Meric (1997), Longin & Solnik (1999), Hartmann *et al.* (2001), Lillo *et al.* (2001), Ang & Chen (2002), Longin & Solnik (2001), Meric *et al.* (2008), Cizeau *et al.* (2001), Malevergne & Sornette (2006), Marshal & Zeevi (2002), Bartram & Wang (2005) e Knif *et al.* (2005) avaliam o aumento de correlação entre mercados em momentos de alta volatilidade.

baseado em expectativas condicionais, para modelos de variância condicional do tipo GARCH. Para isso, utilizam o método GARCH multivariado Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK), definido em Engle & Kroner (1995), introduzindo o conceito de função resposta a impulso para a volatilidade (VIRF). Já Pen & Sévi (2010) apresentam uma interessante aplicação de Hafner & Herwartz (2006) ao estudo da transmissão de volatilidade de preços de energia elétrica em diferentes países da Europa.

O presente artigo inova ao aplicar o arcabouço de Hafner & Herwartz (2006) à avaliação do impacto de choques regulatórios nas volatilidades dos retornos acionários dos setores de energia elétrica e telecomunicações do Brasil, ambos regulados.

3. Metodologia

Métodos GARCH são modelos de séries temporais utilizados para prever tanto o nível quanto a volatilidade de variáveis. Em particular, assume-se, nesses modelos, que a volatilidade 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 seus valores em 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.²

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 ex. positiva-semidefinida). A contrapartida à sua generalidade é que se trata de um modelo no qual o número de parâmetros a serem estimados cresce de maneira explosiva 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, usamos o modelo BEKK para analisar o impacto de duas intervenções regulatórias, assumidas como choques independentes, acontecidas no Brasil em 2012. A primeira intervenção foi anunciada no dia 18 de julho de 2012 pela Agência Nacional de Telecomunicações (Ana-

²Para uma ampla revisão de modelos GARCH multivariados ver Bauwens *et al.* (2006).

tel). 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, com sanções sobre a proibição de vendas de novas linhas ou novos chips em 18 estados. As vendas dessas operadoras foram retomadas em sua normalidade no dia 3 de agosto de 2012.

A segunda medida considerada no artigo diz respeito ao anúncio de definição do governo quanto à renovação das concessões do setor elétrico, por meio da Medida Provisória 579 (MP 579) de 11 de setembro de 2012. A MP 579 estabeleceu que as concessões retornassem ao poder concedente se o concessionário não aceitasse uma remuneração a ser calculada pela Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel), que incluiria somente 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 tenha direito a um novo contrato de 30 anos. A MP 579 foi posteriormente convertida na Lei 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 efeito sobre a volatilidade das ações do setor, há indícios de que o anúncio da MP579 aumentou significativamente o risco do setor elétrico. Além disso, há evidências de persistência desse aumento de volatilidade, e também de contaminação do setor de telecomunicações.

A estrutura do restante do artigo envolve quatro etapas adicionais. A primeira 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 segunda quantifica o impacto dos choques na volatilidade de cada setor. Na terceira, os resultados da função resposta-impulso são apresentados e analisados. A conclusão fornece um resumo dos resultados do artigo e indica possíveis extensões.

3.1 Dados

Os dados primários utilizados neste artigo encontram-se na base de dados da Economatica e referem-se às cotações de fechamento e aos va-

lores totais negociados das ações do BOVESPA. As empresas dos setores de energia elétrica e de telecomunicações foram selecionadas usando a classificação ANBIMA. O intervalo temporal utilizado corresponde à série diária no período de 08/01/2001 a 27/08/2013, levando-se em conta somente os dias quando houve negociação em bolsa.

A partir das cotações, construímos uma série de retornos diáridos para cada uma das ações consideradas e elaboramos índices setoriais de energia elétrica e de telecomunicações. Especificamente, o índice é uma média ponderada do retorno das ações do setor. Como peso de cada ação, usamos a mediana móvel dos últimos 252 dias do valor diário negociado dessa ação sobre o somatório dessas medianas para todas as ações do setor. As Figuras 1 e 2 ilustram os retornos do índice de energia elétrica e do índice de telecomunicações respectivamente.

Nas Figuras 1 e 2, observamos que os retornos diáridos 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.

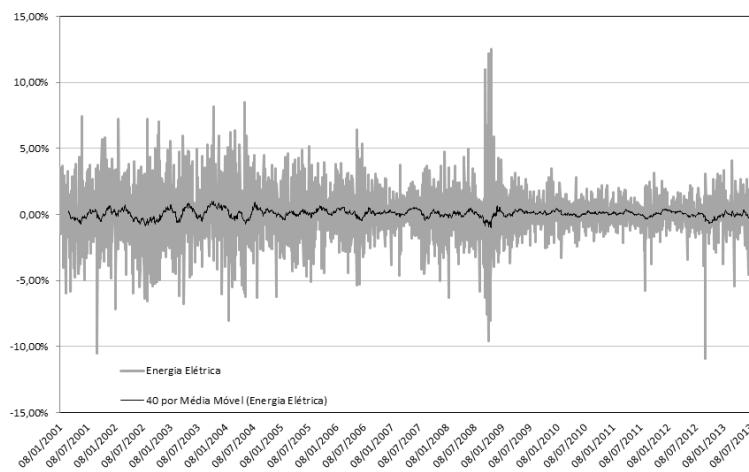


Figura 1

Retorno do índice de energia elétrica e do Ibovespa entre 08/01/2001 e 27/08/2013

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da Economatica.

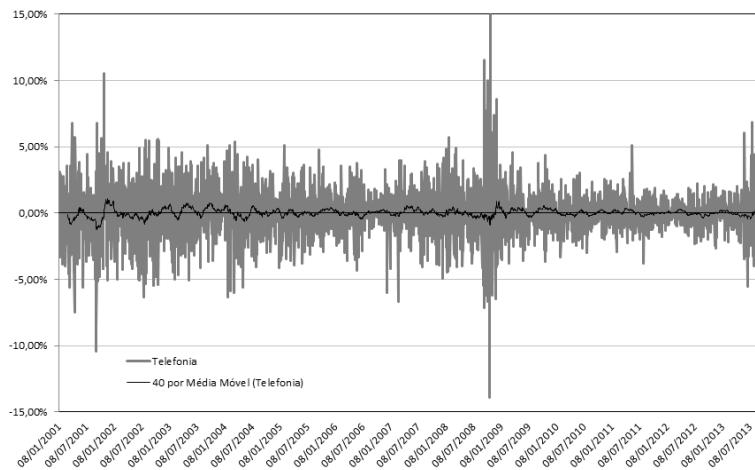


Figura 2

Retorno do índice de telefonia e do Ibovespa entre 08/01/2001 e 27/08/2013

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da Economatica.

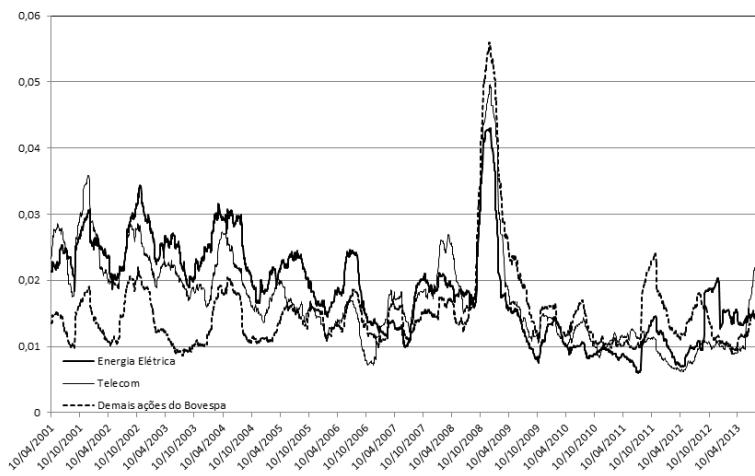


Figura 3

Desvio-padrão móvel de 3 meses dos índices de telecomunicações; de energia elétrica; e de todas as demais empresas do Bovespa entre 10/04/2001 e 16/07/2013

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da Economatica.



A Figura 3 abaixo compara o desvio padrão móvel de 3 meses das séries de telecomunicações; de energia elétrica; e de todas as demais empresas do Bovespa.

Na Figura 3, observa-se alguma correlação entre as volatilidades dos três índices considerados. A correlação entre o índice de energia elétrica e o índice de telecomunicações, ilustrada por essa figura e confirmada pela Tabela 1, reforça a opção por uma abordagem multivariada.

Tabela 1

Correlação entre as volatilidades históricas dos índices de telecomunicações, energia elétrica e de todas as demais empresas do Bovespa entre 10/04/2001 e 16/07/2013

	Energia elétrica	Telecomunicações	Demais ações
Energia elétrica	1		
Telecomunicações	0,84	1	
Demais ações	0,49	0,66	1

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da Economatica.

A Tabela 2 fornece as estatísticas descritivas dos índices utilizados.

Tabela 2

Estatística descritiva dos retornos na frequência diária

	Energia elétrica	Telecomunicações
No. Obs	3130	3130
Média	0,05%	0,01%
Mediana	0,05%	0,00%
Máximo	12,49%	14,96%
Mínimo	-10,90%	-13,94%
Desvio padrão	1,97%	1,88%
<i>Skewness</i>	-4,86%	9,91%
<i>Kurtosis</i>	6,02	7,49
Jarque-Bera	1197,38*	2545,71*

* Denota significância ao nível de 5%.

Como observamos na Tabela 2, as duas séries têm retorno médio próximo de zero no período e desvios-padrão semelhantes.³ Além disso, os da-

³No Apêndice B, elaboramos um Modelo Índice para observar a evolução temporal dos retornos dos dois índices controlada pelo retorno do mercado. O resultado encontra-se na Figura 6 desse apêndice. Podemos notar um choque específico negativo de 10,7% no setor elétrico um dia após o evento regulatório de 11/09/2012 e um choque específico negativo de 2,5% no setor de telecomunicações um dia após a medida regulatória de 18/07/2012. Para efeito de comparação, no período entre 04/04/2001 e 27/08/2013, as médias dos choques específicos para os dois setores foram -0,05% e -0,006% respectivamente.



dos de Skewness, Kurtosis e o teste Jarque-Bera indicam que são distribuições assimétricas com caudas pesadas, distintas da normal.⁴

3.2 Modelo

O modelo proposto neste trabalho consiste em um VAR(1)-GARCH(1,1) na média com representação BEKK. Estima-se um vetor autoregressivo (VAR) para os retornos setoriais de energia elétrica e de telecomunicações e um GARCH-BEKK(1,1) para a matriz de covariância entre essas variáveis.⁵ O modelo é descrito pelas seguintes equações:

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

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

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 re-

⁴Os 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.

⁵A especificação GARCH(1,1) é reconhecidamente flexível e facilita, no caso multivariado, o cômputo do VIRF (metodologia para estudar a persistência das medidas regulatórias que corresponde a um dos principais objetos desse estudo). De qualquer forma, estimamos um AR(1)-GARCH(1,1) para cada uma das séries isoladamente (Tabelas A.1 e A.2 do Apêndice A) e observamos a forte significância de todos os componentes deste processo em ambas as séries. Resultados não reportados mostram que os correlogramas dos resíduos resultantes de estimações AR(1)-GARCH(1,1) para energia elétrica e telecomunicações reforçam a opção pelo processo AR(1). Os correlogramas dos resíduos ao quadrado também não descartam a especificação GARCH (1,1) em nenhum dos dois casos, embora haja margem para especificações alternativas (sobretudo no caso do setor elétrico) como o GARCH (1,2), o GARCH(2,1) ou o GARCH (2,2). No entanto, ao rodar um teste LM-ARCH para as duas séries, levando-se em conta as possibilidades de ARCH(1), ARCH(2) ARCH(3) e ARCH(4), a única especificação estatisticamente significante, ao nível de significância de 5%, é o ARCH(2) para o setor elétrico, que equivale ao GARCH(1,1). Como via de regra, um teste LM-ARCH positivo para um ARCH (R+P) valida um modelo GARCH (R,P). Em relação ao retorno do setor de telecomunicações, nenhum dos testes LM-ARCH foi estatisticamente significante. No entanto, as especificações GARCH (1,1) e GARCH (2,2) dos retornos do índice de telecomunicações obtiveram os menores p-valores. Dados os resultados estatisticamente significantes encontrados no GARCH-BEKK (1,1) descrito nas tabelas 4 e 5, inclusive para a covariância e a análise gráfica dos correlogramas e das estimativas AR(1) GARCH (1,1) univariadas, a ausência de significância do LM-GARCH de telecomunicações pode ser vista como uma razão a mais para a opção por uma abordagem multivariada no artigo.

presenta 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.

Para efeito de análise de robustez, o modelo é estimado primeiro assumindo que os erros seguem a distribuição normal $\epsilon_t|\psi_{t-1} \sim N(0, \sum_t)$ e depois assumindo que seguem a distribuição t-student (de caudas mais pesadas) $\epsilon_t|\psi_{t-1} \sim t_v(0, \sum_t)$, onde $\sum_t = E(\epsilon_t \epsilon_{t-1}'|\psi_{t-1})$ corresponde à matriz de variância-covariância condicional. Conforme visto na 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 o exame do correlograma dos índices de retorno mostra que a autocorrelação a partir de uma defasagem é não significativa.

Da mesma forma que no artigo de Le Pen & Sévi (2010), não são consideradas variáveis exógenas no modelo. Assume-se, por simplificação, que todas as variações no retorno acionário se devem a choques num fator comum ou a choques específicos. Ou seja, uma possível base teórica para o modelo empírico adotado é que os retornos seguiriam um modelo índice como especificado no Apêndice B.

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

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

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

onde $vech(.)$ é o operador que empilha os elementos da porção inferior da matriz NxN em um vetor de dimensão $N* = N(N + 1)/2$. As matrizes A_i e B_j contém $(N*)2$ 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, \sum_t 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 $vec(A) = D_N vech(A)$.

4. Estimativas

Os resultados apresentados na Tabela 3 mostram que os retornos defasados tanto do setor elétrico quanto do setor de telecomunicações produzem impacto estatisticamente significante 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 têm baixo poder de explicação do retorno de um determinado dia.

Tabela 3

Estimativa do Var(1) para os retornos

	Reet	Rtelt
c	0,0006*	0,0001
	-0,001	-0,428
Reet-1	0,0824*	-0,0252**
	0	-0,064
Rtelt-1	-0,0871*	0,019
	0	-0,224
R2	0,0065	0,0008
SE da regressão	0,0196	0,0187

* Denota significância ao nível de 5%.

** Denota significância ao nível de 10%.



Esse resultado é comum na literatura de finanças, onde, frequentemente, o retorno comporta-se como um ruído branco com agrupamentos de volatilidade (ver Figuras 1 e 2). Em geral, pouco se pode prever sobre os níveis dos retornos acionários a partir de sua série histórica.⁶ O mesmo não acontece com a volatilidade acionária, que, frequentemente, é afetada pelo seu histórico.

Os parâmetros estimados para o modelo BEKK(1,1), assumindo respectivamente distribuição normal e t-student dos resíduos encontram-se nas tabelas 4 e 5.⁷

Tabela 4

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

C_0	A			G	
-0,0011*	0	0,2161*	0,0296**	0,9751*	-0,0035
0	0	-0,019	-0,016	-0,005	-0,005
-0,0007**	-0,0013*	0,0649*	0,2536*	-0,0156*	0,9616*
0	0	-0,02	-0,02	-0,006	-0,007
1	0,999	0,9934	0,9886		
log L	17620				

* Denota significância ao nível de 5%.

** Denota significância ao nível de 10%.

O valor entre parênteses denota o desvio padrão. A variável $\text{Log}L$ refere-se à função de verossimilhança, a variável λ refere-se aos autovalores da matriz $A_1 + G_1$ da representação *vech*.

As tabelas 4 e 5 provêm dois resultados importantes. O primeiro refere-

⁶Convém notar que se trata de um artigo empírico no qual um dos objetivos centrais é avaliar a contaminação de uma medida regulatória específica de um setor regulado em outro setor regulado. Neste sentido, escolhemos os setores de telecomunicações e energia elétrica por tratarem-se dos setores regulados relevantes e com grande representação na BOVESPA. Os problemas de significância do VAR refletidos na figura 2 já eram esperados, haja vista que retornos acionários tipicamente comportam-se como ruído branco na literatura (ao contrário da volatilidade conforme observado no texto). Em particular, a significância do retorno do setor elétrico foi até surpreendente, embora com o previsivelmente baixo coeficiente de determinação (R^2). Pelo fato do retorno do setor elétrico em um determinado período ser afetado, não só pelo seu retorno defasado, mas também pelo retorno defasado do setor de telecomunicações, foi considerada uma especificação VAR(1) para os retornos desses setores.

⁷A opção pelas distribuições normal e t-student (Tabelas 4 e 5) deve-se à tentativa de auferir a robustez dos resultados a especificações distintas, contemplando a hipótese mais corriqueira de normalidade dos resíduos e também a possibilidade de caudas pesadas na distribuição de probabilidade, aspecto comum na literatura de finanças e levado em conta pela distribuição t-student. Além disso, essas duas distribuições facilitam a aplicação da metodologia VIRF.



se ao fato de que os parâmetros da diagonal são estatisticamente significantes, o que corrobora a existência de grupamentos de volatilidade para essas séries de retorno, conforme discutido na seção 1.1. Além disso, os autovaleores do processo BEKK são próximos de 1, o que indica forte persistência dessas volatilidades. O segundo resultado proveniente dessas tabelas consiste no fato de que os parâmetros não pertencentes às diagonais de A e de G também são estatisticamente significantes em ambos os casos. Isso denota as variâncias condicionais são conectadas, indicando a existência de contágio.⁸ Este fato justifica a abordagem de GARCH multivariado utilizada neste artigo. Convém também observar que os resultados são robustos à variação da distribuição de probabilidade dos resíduos.

5. Impacto das medidas regulatórias na volatilidade

Nesta seção, medimos o impacto das intervenções regulatórias. Como em Le Pen & Sévi (2010), mantemos o foco no impacto desses 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 a impulso.

Neste trabalho, para fins de comparação, consideramos tanto a abordagem de Hafner & Herwartz (2006) como o uso da base de referência de Gallant *et al.* (1993).⁹

5.1 Identificação dos choques independentes

Le Pen & Sévi (2010) argumentam que o vetor de erros ϵ_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 esse problema, eles seguem Hafner & Herwartz (2006), e utilizam a decomposição de Jordan¹⁰ para \sum_t . Dessa forma, é possível conseguir inovações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.).

A matriz simétrica $\sum_t^{1/2}$ é definida como:

⁸Processo de “chuva de meteoros” na tipologia de F. *et al.* (1990).

⁹Usar uma base de referência igual a zero superestima o choque.

¹⁰Os 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 através 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 & Sévi (2010, 764-765)).

$$\sum_t^{1/2} = \Gamma_t \wedge_t^{1/2} \Gamma_t'$$

onde $\wedge_t = diag(\lambda_{1t}, \lambda_{2t}, \dots, \lambda_{Nt})$ é a matriz diagonal cujos componentes $\{\lambda_{it}\}_{i=1}^N$ são os autovalores de \sum_t . $\Gamma_t = (\gamma_{1t}, \gamma_{2t}, \dots, \gamma_{Nt})$ é a matriz $N \times N$ dos autovetores correspondentes. Um vetor de choques independentes é definido como $\xi_t = \sum_t^{-1/2} \epsilon_t$, onde, sob a hipótese de distribuição não gaussiana, ξ_t é unicamente definido.¹¹

5.2 O modelo de função resposta impulso para a volatilidade (VIRF)

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

$$V_h(\xi_t, \Psi_{t-1}) = E[vech(\sum_{t+h})|\xi_t, \Psi_{t-1}] - E[vech(\sum_t t+h))|\Psi_{t-1}] \quad (6)$$

onde ξ_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 observamos 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).

$$V_1(\xi_t, \Psi_{t-1}) = A_1 \left\{ vech(\sum_t^{1/2} \xi_t \xi_t' \sum_t^{1/2}) - vech(\sum_t) \right\} \quad (7)$$

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

¹¹Conforme Hafner & Herwartz (2006) apud Le Pen & Sévi (2010), “esse vetor de inovações é tratado como notícia (news), o que equivale a dizer que correspondem a perturbações independentes e imprevisíveis do passado que afetam cada mercado”.

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 VIRF¹² é:

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

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

5.3 Resultados

Para estimar o modelo, seguimos Le Pen & Sévi (2010). Usamos os resíduos estimados ϵ_t e a matriz de covariância estimada \sum_t para construir os resíduos padronizados ξ_t a partir dos quais, calculamos $V_h(\xi_t)$. Também escalonamos a função resposta impulso com respeito à volatilidade condicional na data dos choques.¹³ Dessa forma, podemos interpretar os resultados 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 $\epsilon_{t1} = (-0,000245 - 0,009750)'$ e a matriz de variância condicional vetorizada é $vech(\epsilon_{t1}) = (0,0001040, 0000390, 0,00011)'$. Na segunda data t_2 (evento do setor elétrico), os resíduos estimados são $\epsilon_{t2} = (-0,044150, 01938)'$ e a matriz de variância condicional vetorizada é $vech(\sum_{t2}) = (0,000170, 000060, 00014)'$.

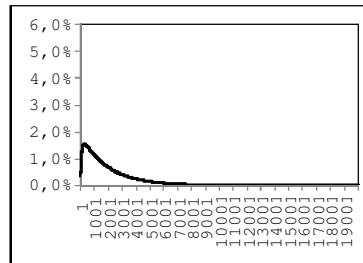
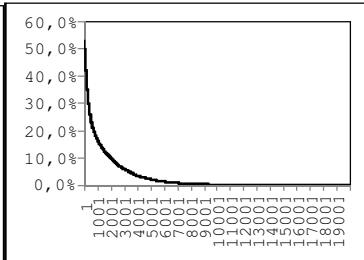
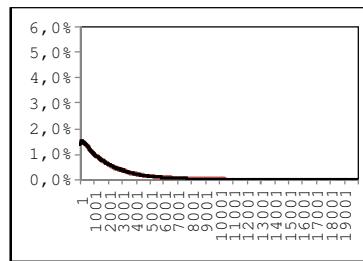
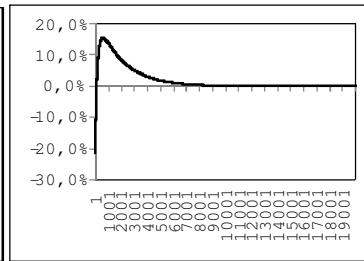
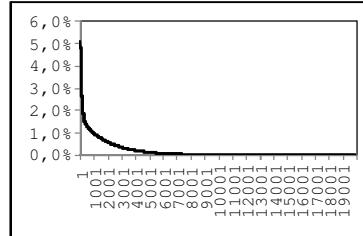
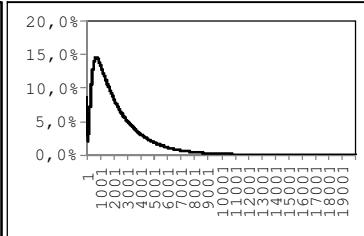
A Figura 4 descreve as estimativas da função de resposta impulso de volatilidade (VIRF) para os dois eventos regulatórios, levando-se em conta uma base de referência onde a volatilidade é zero. Trata-se de uma base de referências sem choques conforme sugerido por Gallant *et al.* (1993). No entanto, como discutido, essa abordagem superestima o valor do choque.

¹²A função VIRF possui propriedades distintas da resposta a impulso tradicional. Essas propriedades podem ser encontradas em Le Pen & Sévi (2010, p.765).

¹³As datas t_1 e t_2 correspondem a $t_1=18/07/12$ (intervenção no setor de telecomunicações) e $t_2=11/09/12$ (setor elétrico), como explicado na introdução.

18 de Julho de 2012

11 Setembro 2012

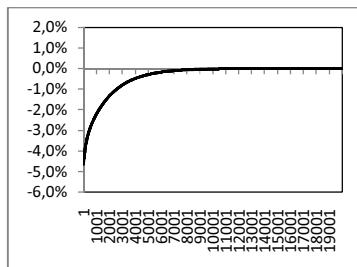
Variação Elétricidade**Variação Elétricidade****Covariância****Covariância****Variação Telecomunicações****Variação Telecomunicações****Figura 4**

Funções resposta a impulso de volatilidade para eventos regulatórios nos setores elétrico e de telecomunicações brasileiros em 2012 (Base de referência: volatilidade igual a zero). A abscissa refere-se aos dias de negociação

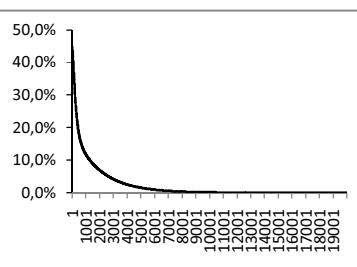
18 de Julho de 2012

11 Setembro 2012

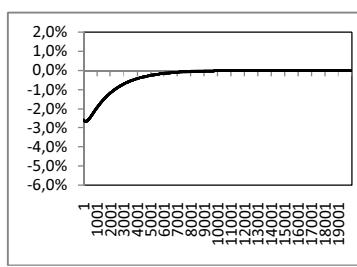
Variância Eletricidade



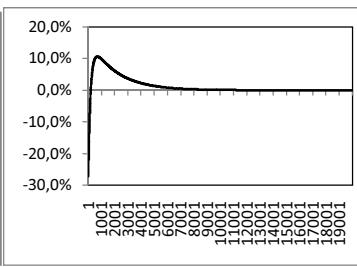
Variância Eletricidade



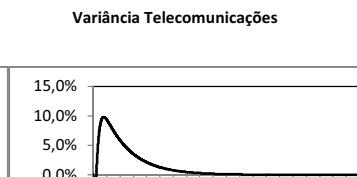
Covariância



Covariância



Variância Telecomunicações



As Figuras 4 e 5 mostram que o evento regulatório do dia 18/07/2012 (setor de telecomunicações) está associado a um choque de pequena magnitude nas volatilidades do próprio setor e nas do setor de energia elétrica, assim como na covariância entre os dois. Levando-se em conta o VIRF estimado, 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 desses decréscimos é superior a 0,5%.

Por outro lado, as estimativas do modelo evidenciam que o evento regulatório vinculado ao dia 11/09/2012 tem uma história distinta. O acréscimo de volatilidade do setor elétrico associado ao evento é 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 aumenta mais do que 10% também. Esse resultado é típico da literatura de crises e de contágio, onde, frequentemente, observa-se que, em momentos posteriores aos choques oriundos de crises, a correlação entre os ativos aumenta (ver nota de pé de página 1).

A alteração do setor de telecomunicações ocorreu antes da alteração do setor elétrico. Uma possível explicação para a diferença de impacto das duas medidas é que, por uma eventual ineficiência de mercado, os agentes podem ter demorado a incorporar o novo tipo de regime mais intervencionista do governo em suas expectativas sobre os setores regulados. Esse aprendizado pode ter ocorrido mais rapidamente com a intervenção seguinte, quando os investidores especificaram rapidamente não apenas a intervenção específica, mas uma maior probabilidade de estarem num estado de natureza com governo mais intervencionista, com maior incerteza para a economia, dado que estava ocorrendo uma segunda mudança de regras em menos de 3 meses.

Em função dos autovalores próximos de 1 (lambda das Tabelas 3 e 4), observamos também forte persistência do choques. De acordo com a figura 5, o choque de volatilidade associado ao evento de 11/09/2012 levaria cerca de 7000 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 das mesmas. Não foi ainda desenvolvida na literatura uma metodologia para o cálculo do intervalo de confiança associado à função VIRF tratada neste ar-

tigo. 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 artigo, é uma opção computacionalmente custosa. Além disso, não há garantia de que, mesmo gerando uma grande quantidade de simulações, obtenhamos uma distribuição numérica que convirja para a distribuição de probabilidade real de nosso modelo para cada um dos n períodos à frente. Os artigos Hafner & Herwartz (2006) e Le Pen & Sévi (2010), nos quais este artigo se baseia, usam o método de Monte Carlo para simular a distribuição de probabilidade da função VIRF em somente dois períodos arbitrariamente escolhidos. Nesse sentido, a abordagem desses autores pouco contribui para o aprimoramento efetivo da análise feita neste artigo.

6. Conclusão

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

Os nossos resultados evidenciam que as duas intervenções regulatórias analisadas neste texto estão associadas a diferentes comportamentos da volatilidade do retorno acionário das empresas listadas na BM&F BOVESPA pertencentes a estes 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 ainda do setor elétrico. Os valores estimados para a 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 nosso modelo, 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 quanto a um aumento no risco do setor de telecomunicações. Ou seja, os resultados deste

artigo 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 presente trabalho fornece 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 do trabalho consiste em investigar o efeito do contágio em um número maior de setores. O preço da generalidade do GARCH-BEKK utilizado neste artigo é o alto custo em termos 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 de pesquisa consiste em tentar expurgar o risco diversificável da análise e analisar os impactos desses choques nos betas (risco idiosincrático) dos setores e/ou firmas.

Em termos de desenvolvimento metodológico e levando-se em conta a evidência de assimetria nos retornos dos índices avaliados neste artigo (conforme Tabela 1), outra extensão interessante consistiria em desenvolver uma metodologia VIRF aplicada a modelos GARCH multivariados com assimetria e comparar com os resultados deste artigo.

Os resultados 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, John, & Mei, Jianping. 1996. Measuring International Economic Linkages with Stock Market Data. *Journal of Finance*, **51**, 1743–1763.
- Ang, Andrew, & Chen, Joseph. 2002. Asymmetric Correlations of Equity Portfolios. *Journal of Financial Economics*, **63**, 443–494.
- Baig, Taimur, & Goldfajn, Ilan. 1999. *Financial Market Contagion in the Asian Crisis*. IMF Staff Papers.
- Bartram, Söhnke M., & Wang, Yaw-Huei. 2005. Another Look at the Relationship Between Cross-Market Correlation and Volatility. *Finance Research Letters*, **2**, 75–88.
- Bauwens, Luc, Laurent, Sébastien, & Rombouts, J. V. K. 2006. Multivariate GARCH Models: A Survey. *Journal of Applied Econometrics*, **21**, 79–109.
- Bekaert, Geert, & Harvey, Campbell R. 1995. Time-Varying World Market Integration. *The Journal of Finance*, **1**, 403–444.
- Bodie, Zvi, & Marcus, Alan. 2008. *Investments*. Boston: McGraw-Hill.
- Cizeau, Pierre, Potters, Marc, & Bouchaud, Jean-Philippe. 2001. Correlation Structure of Extreme Stock Returns. *Quantitative Finance*, **1**, 217–222.
- Corsetti, Giancarlo, Pericoli, Marcello, & Sbracia, Massimo. 2005. Some Contagion, some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion. *Journal of International Money and Finance*, **24**, 1177–1199.
- de Santis, Giorgio, & Gerard, Bruno. 1997. International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk. *The Journal of Finance*, **52**, 1881–1912.
- Engle, Robert F., & Kroner, Kenneth F. 1995. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, **11**, 122–150.
- Erb, Claude B., Harvey, Campbell R., & Viskanta, Tadas E. 1994. Forecasting International Equity Correlations. *Financial Analyst Journal*, **50**, 32–45.

- F., Engle Robert, Takatoshi, Ito, & Wen-Ling, Lin. 1990. Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Day Volatility in the Foreign Exchange Market. *Econometrica*, **58**, 525–542.
- Gallant, Ronald, Rossi, Peter E., & Tauchen, George. 1993. Nonlinear Dynamic Structures. *Econometrica*, **61**, 871–907.
- Hafner, Christian M., & Herwartz, Helmut. 2006. Volatility Impulse Responses for Multivariate GARCH Models: An Exchange Rate Illustration. *Journal of International Money and Finance*, **25**, 719–740.
- Hartmann, Philipp, Straetmans, Stefan, & de Vries, Casper. 2001. *Asset Market Linkages in Crisis Periods*. European Central Bank.
- King, Mervyn, & Wadhwani, Sushil. 1990. Transmission of Volatility Between Stock Markets. *Review of Financial Studies*, **3**, 5–33.
- King, Mervyn, Sentana, Enrique, & Wadhwani, Sushil. 1994. Volatility and Links Between National Stock Markets. *Econometrica*, **62**, 901–933.
- Knif, Johan, Kolari, James, & Pynnönen, Seppo. 2005. What Drives Correlation Between Stock Market Returns? *International Evidence*, **8**. Working Papers of the University of Vaasa, Department of Mathematics and Statistics.
- Koop, Gary, Pesaran, M. Hashem, & Potter, Simon M. 1996. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, **74**, 119–147.
- Le Pen, Yannick, & Sévi, Benoît. 2010. Volatility Transmission and Volatility Impulse Response Functions in European Electricity Forward Markets. *Energy Economics*, **32**, 758–770.
- Lillo, Fabrizio, Bonanno, Giovanni, & Mantegna, Rosario N. 2001. *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.
- Lin, Wen-Ling, Engle, Robert F., & Ito, Takatoshi. 1994. Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility as the World Turns. *Review of Financial Studies*, **7**, 507–538.

- Longin, Francois, & Solnik, Bruno. 1995. Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960–1990? *Journal of International Money and Finance*, **14**, 3–26.
- Longin, Francois, & Solnik, Bruno. 1999. *Correlation Structure of International Equity Markets During Extremely Volatile Periods*. Le Cashiers de Reserche, HEC Paris, v. 646.
- Longin, Francois, & Solnik, Bruno. 2001. Extreme Correlation of International Equity Markets. *The Journal of Finance*, **56**, 649–675.
- Malevergne, Yannick, & Sornette, Didier. 2006. *Investigating Extreme Dependencies: Concepts and Tools, Extreme Financial Risks (From Dependence to Risk Management)*. Heidelberg.
- Marshal, Roy, & Zeevi, Assaf. 2002. *Beyond Correlation: Extreme Co-Movements Between Financial Assets*. Working Paper, Columbia Business School.
- Meric, Ilhan, & Meric, Gulser. 1997. Co-Movements of European Equity Markets Before and Afterthe 1987 Crash. *Multinational Finance Journal*, **1**, 137–152.
- Meric, Ilhan, Kim, Sion, Kim, Joe H., & Meric, Gulser. 2008. Co-Movements of U.S., U.K., and Asian Stock Markets Before and After September 11, 2001. *Journal of Money, Investment and Banking*, **3**, 47–57.
- Sandoval Junior, Leonidas, & Franca, Italo De Paula. 2012. Correlation of Financial Markets in Times of Crisis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **391**, 187–208.
- Sims, Christopher. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, **48**, 1–48.
- Solnik, Bruno, Boucrelle, Cyril, & Le Fur, Yann. 1996. International Market Correlation and Volatility. *Financial Analysts Journal*, **52**, 17–34.

Apêndice A: Análise da Especificação GARCH(1,1) para a volatilidade

Tabela A.1

Estimativa do retorno do setor elétrico AR(1)-GARCH(1,1)

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística-z	Prob.
C	0,0007	0,0003	2,6897	0,0072
AR(1)	0,0390	0,0187	2,0851	0,0371
Equação de Variância				
C	2,28E-06	4,89E-07	4,6567	0,0000
RESID(-1) ²	0,0848	0,0058	14,6608	0,0000
GARCH(-1)	0,9129	0,0056	161,6226	0,0000
R^2	0,0009	Média da variável dependente		0,0005
R^2 ajustado	0,0005	Desvio padrão da variável dependente		0,0197
Desvio padrão da regressão	0,0197	Critério de info. Akaike		-5,2781
Soma resid. ao quad.	1,2122	Critério Schwarz		-5,2684
Log likelihood	8262,524	Critério Hannan-Quinn		-5,2746
Est. Durbin-Watson	2,0140	Raízes AR invertido		0,0400

Variável dependente: retornos diárias do índice de energia elétrica.

Método: ML - ARCH (Marquardt) - distribuição Normal

Observações incluídas: 3129 depois dos ajustes.

Convergência obtida após 11 iterações.

Tabela A.2

Estimativa do retorno do setor de telecomunicações AR(1)-GARCH(1,1)

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística-z	Prob.
C	0,0002	0,0002	0,8946	0,3710
AR(1)	0,0051	0,0193	0,2618	0,7935
Equação de Variância				
C	2,17E-06	6,05E-07	3,5819	0,0003
RESID(-1) ²	0,0831	0,0069	11,9849	0,0000
GARCH(-1)	0,9135	0,0070	131,0074	0,0000
R^2	-0,0001	Média da variável dependente		8,88E-05
R^2 ajustado	-0,0004	Desvio padrão da variável dependente		0,0187
Desvio padrão da regressão	0,0188	Critério de info. Akaike		-5,3975
Soma resid. ao quad.	1,1024	Critério Schwarz		-5,3879
Log likelihood	8449,4450	Critério Hannan-Quinn		-5,3941
Est. Durbin-Watson	2,0089	Raízes AR invertido		0,0100

Variável dependente: retornos diárias do índice de energia telefônica.

Método: ML - ARCH (Marquardt) - distribuição Normal

Observações incluídas: 3129 depois dos ajustes.

Convergência obtida após 11 iterações.

Apêndice B: Modelo Índice

Se assumirmos, como em Bodie & Marcus (2008), que há apenas um único fator de risco afetando o mercado como um todo e que toda a incerteza restante no retorno dos ativos deve-se a fatores específicos das firmas, chegaremos ao modelo de índice único:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \epsilon_i \quad (\text{B.1})$$

onde R_i é o prêmio de risco do ativo i ; R_m é o prêmio de risco de um índice amplo de mercado, representando o fator comum; ϵ_i é o termo de erro relacionado ao fator específico; e α_i e β_i são constantes.

Multiplicando (B.1) pelos pesos dos ativos e tirando o somatório, podemos notar que a equação do modelo índice é preservada para o prêmio de risco de uma carteira representativa de um setor qualquer da economia. Na aplicação para uma carteira, α_{carteira} é a média ponderada dos alfas dos ativos da carteira e β_{carteira} é a média ponderada dos betas.

Além disso, calculando a covariância entre os prêmios de risco de duas carteiras setoriais, A e B, temos:

$$\text{cov}(R_A, R_B) = \beta_A \beta_B \sigma_M^2 \quad (\text{B.2})$$

A equação (B.2) mostra a covariância teórica entre os setores A e B. Essa covariância depende da sensibilidade de cada setor ao fator de risco comum e da variância desse fator.

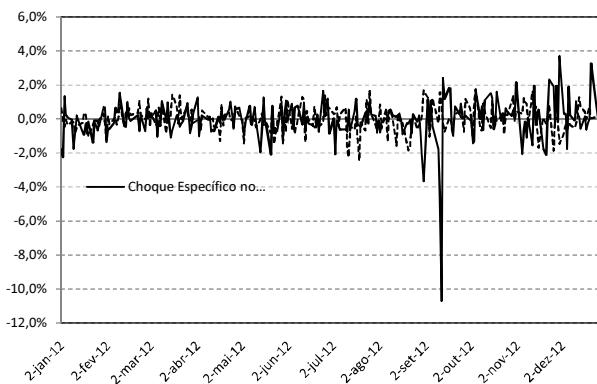


Figura A.1

Gráfico de Erro – Modelo índice aplicado aos índices de energia elétrica e telecomunicações

