



Risco sistêmico: uma análise de quebras estruturais nos índices setoriais brasileiros através do modelo CoVaR

ÁREA: 2
TIPO: Aplicação

AUTORES

Anna Paola Fernandes-Freire¹

Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis. Universidade de Brasília. Universidade Federal da Paraíba. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Brasil
fernandess.ap@hotmail.com

Aline Moura-Costa-da-Silva

Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis. Universidade de Brasília. Universidade Federal da Paraíba. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Brasil
alinemoura@id.uff.br

Otávio Ribeiro-de-Medeiros

Universidade de Brasília, Brasil
otavio@unb.br

Paulo Roberto da-Nóbrega-Cavalcante

Universidade Federal da Paraíba, Brasil
paulocavalcante@ccsa.ufpb.br

1. Autor de contacto:
Cidade Universitária, s/n -
Departamento de Finanças
e Contabilidade - DFC.
Castelo Branco, João
Pessoa - PB, CEP: 58051-
900; Brasil

Systemic risk: an analysis of structural breaks of brazilian industrial sector stock indices using CoVaR
El riesgo sistémico: un análisis de los cambios estructurales en los índices accionarios sectoriales de brasil a través del modelo CoVaR

Esse estudo objetiva identificar a contribuição marginal de risco dos setores brasileiros ao risco sistêmico, considerando, via testes de quebra estrutural, fatores relevantes da economia brasileira e/ou mundial. Para tal, utilizou-se um modelo de gerenciamento de risco denominado Conditional Value-at-Risk (CoVaR). Os principais resultados evidenciaram que o setor Industrial foi o que mais contribuiu para o risco sistêmico do mercado acionário brasileiro e o financeiro o que menos contribuiu, reforçando os achados de estudos empíricos que demonstram que o setor financeiro não é o único setor potencialmente capaz de provocar crises sistêmicas.

This study is aimed at identifying the marginal risk contribution of the Brazilian industrial sectors to the systemic risk of the country's stock market, considering relevant variables associated to the Brazilian and the global economy, by means of structural breakdown tests. To accomplish this, a risk management model called Conditional Value-at-Risk (CoVaR) was used. Our main results have shown that the industrial sector contributed the most to the systemic risk of the Brazilian stock market and the financial industry contributed the least, reinforcing findings of empirical studies that the financial sector is not the only one potentially capable of provoking systemic crises.

Este estudio tiene como objetivo identificar la contribución marginal de riesgo de los sectores brasileños al riesgo sistémico, teniendo en cuenta variables relevantes de las economías brasileña y global, por medio de testes de quiebre estructural. Para obtener esto, se utilizó un modelo de gestión de riesgos llamada Valor en Riesgo Condicional (CoVaR). Nuestros principales resultados mostraron que el sector industrial fue el que más contribuye al riesgo sistémico del mercado de valores de Brasil y la financiera la que menos contribuye, reforzando los resultados de estudios empíricos que muestran que el sector financiero no es el único potencialmente capaz de causar crisis sistémicas.

DOI
10.3232/GCG.2017.V11.N3.04

RECEBIDO
21.03.2017

ACETADO
11.04.2017

1. Introdução

As perdas advindas de crises financeiras sucedidas nas últimas décadas, alastraram-se entre empresas/setores, ameaçando a economia de um país e suas relações com outras economias, seja por falta de crédito ou capital, por relações políticas ou pela ausência de confiança entre os agentes econômicos. Desse modo, estudos sobre risco sistêmico têm sido frequentes em finanças, especialmente, após a crise financeira iniciada nos EUA em 2008.

O risco sistêmico procede do processo negativo ocasionado pelo efeito contágio e, normalmente, sua principal preocupação está na falha conjunta de diversos setores, o que pode provocar uma crise econômica (Pianto, 2006; Kerste et al., 2015). Refere-se ao risco de colapso de todo um sistema, advindo de decisões tomadas por entidades individuais e/ou agentes que o compõem, tornando-se uma preocupação para os mercados financeiros modernos e para a gestão de sistemas de negócios (Chen, Lyengar & Moallemi, 2013).

Efeito contágio, por sua vez, diz respeito aos eventos que se constituem em possibilidade de a crise instalada em uma empresa/país/mercado alastrar-se para outras empresas/países/mercados, o que ocorre em decorrência das interligações existentes entre tais agentes. Assim, cabe compreender a natureza dos canais de transmissão (econômica, política, cultural) e dos choques ou impactos possíveis de serem provocados na economia, a avaliação da sua estabilidade durante os períodos de crise e a intensidade de transmissão, muitas vezes fator essencial para que seja reconhecido o efeito contágio (Santos & Pereira, 2011).

Nesse contexto, um dos fatores que podem revelar as causas do efeito contágio e, consequentemente, do risco sistêmico em uma dada economia/empresa/setor é a quebra estrutural em importantes séries econômicas e financeiras de outras economias/empresas/setores, visto que diversos são os fatores que contribuem para o risco, como políticos, econômicos, sociais, culturais, dentre outros. Forbes e Rigobon (2002) afirmam que durante um período de turbulência financeira, a relação pré-existente entre as economias mundiais apresenta uma tendência mais intensa, podendo apresentar-se de forma suficiente para provocar quebras estruturais em séries econômicas e financeiras dos países.

Desse modo, a mensuração e a gestão do risco sistêmico são de fundamental importância não apenas para investidores/empresas/setores, mas também para a economia de um país. Nesse contexto, um dos modelos apresentados na literatura em finanças para o gerenciamento do risco sistêmico é o CoVaR, proposto por Adrian e Brunnermeier (2016). Tal modelo é uma extensão dos modelos de gerenciamento de risco denominados de *Value at Risk* (VaR). Contudo, o prefixo “Co” significa contágio, co-movimentos ou contribuições do risco, transmitidos por uma instituição à outra (s).

Com base no exposto, o presente artigo tem como objetivo principal identificar fatores econômicos e/ou políticos que compõem a contribuição marginal do valor em risco dos índices setoriais inseridos na Bolsa de valores de Mercadorias & Futuros de São Paulo (BM&FBovespa), em 2016, levando em consideração as quebras estruturais evidenciadas nas séries de tais índices. Com

PALAVRAS-CHAVE

**Risco sistêmico;
Quebras
estruturais; Índices
Setoriais; CoVaR;
Brasil.**

KEY WORDS

**Systemic risk;
Structural breaks;
Stock market;
Industrial Indices;
CoVaR; Brazil.**

PALABRAS CLAVE

**Riesgo sistémico;
quiebras
estructurales;
Mercado de
valores, Índices
sectoriales; CoVaR;
Brasil.**

CÓDIGOS JEL:

G01, G19, G32, C14

isso, buscou-se responder o seguinte problema de pesquisa: Qual a contribuição marginal do risco de cada índice setorial ao risco sistêmico do mercado acionário brasileiro, considerando as quebras estruturais evidenciadas nas séries desses índices?

A partir do teste de quebra estrutural, é possível sugerir, mais consistentemente, os fatores que contribuíram para o risco dos índices setoriais, visto que uma quebra estrutural em uma série significa que o evento ocorrido foi potencialmente forte para modificar sua tendência, tornando possível compreender como tal fato contribuiu para o risco do setor.

É importante salientar que a despeito de diversas pesquisas evidenciarem que os aspectos negativos do efeito contágio, associados ao risco sistêmico, tendem a se concentrar nas instituições financeiras (Acharya, Engel & Richardson, 2012; Hautsch, Schaumburg & Schienle, 2014; Dumitrescu & Banulescu, 2015; Adrian & Brunnermeier, 2016), há estudos que evidenciam que tais aspectos não estão limitados apenas ao setor financeiro (Pericolli & Sbracia, 2003; Gartner, Moreira & Galves, 2009; Santos & Pereira, 2011; Kothari & Lester, 2012). Nesse contexto, Ferreira e Mattos (2014) frisam a importância de estudos entre setores econômicos, ao considerá-los como um guia para os formuladores de políticas setoriais, no que tange à possibilidade de melhor compreender distintos impactos setoriais e, ainda, orientam o processo de tomada de decisões dos investidores, ao contribuírem para um melhor entendimento do mercado financeiro.

Assim, é importante e justificável desenvolver estudos sobre índices setoriais, buscando identificar setores com maiores possibilidades de provocar crises sistêmicas no mercado doméstico, visto que o entendimento dessas repercussões é essencial para amparar os participantes do mercado e gestores públicos em suas decisões. Medidas que captam a contribuição marginal do valor em risco, pelo aumento dos movimentos conjuntos, em especial durante as crises econômicas, podem ser identificadas como instrumentos de supervisão que possivelmente irão auxiliar a regulamentação macro e micro prudencial (Adrian & Brunnermeier, 2016).

O presente artigo está estruturado em 5 (cinco) seções. A Seção 1 apresenta a Introdução do artigo; a Seção 2 evidencia estudos anteriores, os quais contemplam aspectos sobre o risco sistêmico; a Seção 3 descreve a metodologia empregada para alcançar o objetivo proposto, através de 2 (duas) subseções: Subseção 3.1, em que são identificados os dados utilizados na pesquisa; e Subseção 3.2, a qual apresenta os procedimentos econométricos empregados – Teste de quebra estrutural (Subseção 3.2.1) e modelo CoVaR (Subseção 3.2.2). A Seção 4 e 5 contêm a análise dos resultados e as considerações finais, respectivamente.

2. Estudos anteriores

Ferreira e Mattos (2014) analisaram o efeito contágio da crise financeira internacional, de 2007-2009, nos índices setoriais contemplados no mercado acionário brasileiro. Verificou-se a intensidade desse impacto nos diversos segmentos de ações, a partir do estudo referente ao padrão de alterações das correlações estimadas entre os índices Bovespa e S&P500. A análise empírica baseou-se, particularmente, no GARCH multivariado BEKK. A amostra contemplou dados diários, iniciando-se em 01/março/2007 e finalizando-se em 30/dezembro/2010. Os resultados sugeriram um contágio em todos os índices analisados. Contudo, o IFNC apresentou o maior aumento percentual entre o período que antecede a crise e o período de crise.

Almeida e Frascarolli (2014) estimaram parâmetros de um *distress* financeiro da série diária do retorno do Ibovespa na série dos retornos acionários das principais empresas no mercado financeiro brasileiro, considerando o período de crise econômica internacional e possíveis quebras estruturais nos parâmetros de estresse. A amostra contemplou 16 empresas do setor financeiro e o período de análise se estendeu de 01/fevereiro/2003 a 26/agosto/2011. A metodologia CoVaR foi empregada e, para a análise de quebra estrutural, o teste sugerido por Qu (2008) e Oka e Qu (2011). Os resultados evidenciaram que alguns dos coeficientes de reação dos retornos acionários das empresas analisadas sofreram mudanças estruturais, bem como o valor em risco do índice de mercado, que diminuiu entre os dois períodos. Adicionalmente, a contribuição marginal das dificuldades financeiras no índice de mercado gerou um menor estresse sobre os rendimentos das ações das empresas após a crise internacional, sugerindo possíveis efeitos do Acordo de Basiléia III nos mercados financeiros brasileiros.

Drakos e Kouretas (2015) investigaram se o aumento do número de bancos estrangeiros listados em bolsa de valores nacional contribuiu para elevar o risco sistêmico, particularmente, após a crise financeira de 2007-2009. Para tal, examinaram em que extensão um *distress* nos bancos estrangeiros contribuiu para o risco sistêmico dos EUA e, ao utilizar dados para o Reino Unido, foi verificado em que medida um *distress* em diferentes segmentos do sistema financeiro colaborou para o risco sistêmico. O modelo CoVaR foi empregado, com a utilização de dados diários para o período de 02/janeiro/2000 a 31/dezembro/2012. Os resultados evidenciaram que, para os EUA, os bancos estrangeiros contribuíram para o risco sistêmico. Contudo, a maior parte da contribuição advém dos bancos norte-americanos. Para o Reino Unido, os resultados demonstraram que o setor bancário foi o que mais contribuiu para o risco sistêmico em períodos de *distress* e observou-se em todos os setores um aumento na contribuição para o risco sistêmico desde 2008.

Huang et al. (2016) analisaram os efeitos das instituições financeiras tipicamente locais na contribuição do risco sistêmico do mercado acionário chinês. Para tal, foi empregado o modelo CoVaR, estimado pela aplicação de um modelo multivariado GARCH de correlação condicional dinâmica (DCC-MVGARCH). A amostra contemplou os retornos diários de 39 instituições financeiras para o período de janeiro/2011 a junho/2015. Os resultados demonstraram que as instituições financeiras mais fortes, com maior proximidade e com um elevado coeficiente de agrupamento tendem a estar associadas a maiores contribuições de risco sistêmico.

Li, Sun e Yu (2016) verificaram a exposição e a contribuição das instituições financeiras para os riscos dos mercados financeiros, através de três indicadores: o índice de risco sistêmico (SRISK), o *Marginal Expected shortfall* (MES) e o CoVaR. A amostra contemplou dados primários de 31 instituições financeiras.

ras de Taiwan, para o período de 2005 a 2014. Os resultados indicaram que tais instituições se assemelham na identificação de instituições financeiras de importância sistêmica. Adicionalmente, verificou-se que as contribuições do risco sistêmico estão intimamente relacionadas a certos fatores característicos da instituição e que uma medida de risco sistêmico é uma excelente ferramenta para monitorizar os sinais de alerta precoce na economia real.

3. Metodologia

3.1. Dados

A amostra desta pesquisa é composta pelos seguintes índices existentes na BM&FBovespa: Financeiro (INFC); Imobiliário (IMOB); Industrial (INDX); Consumo (ICON); Energia Elétrica (IEE); Materiais Básicos (IMAT); e Utilidade Pública (UTIL), além do Ibovespa representando o mercado acionário brasileiro na sua totalidade.

As séries de cada índice analisado, coletadas na base de dados Economatica®, apresentam frequência diária iniciando-se em 03/janeiro/2008 a 19/agosto/2016, por ser o período em que todos os setores contêm as informações necessárias à pesquisa. Ademais, todos os índices foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e transformados em retornos.

Para representar as quebras estruturais no modelo CoVaR, foram inseridas variáveis *dummy*. Para cada quebra estrutural identificada na série de determinado índice setorial, foi construída uma *dummy*, considerando a data da quebra. Isso revela que não foi necessariamente utilizada a mesma *dummy* para os diferentes índices. A lógica da construção de tal variável foi: 1º) identificar a data da quebra; 2º) atribuir o valor 0 (zero) para o início da série até um dia antes da data da quebra estrutural, e o valor 1 (um) a partir da data quebra até o final da série.

O teste de quebra estrutural aqui utilizado foi o proposto por Carrion-i-Silvestre, Kim e Perron (2009) e o número de quebras estruturais seguiu a prática empregada em trabalhos empíricos que também aplicaram tal teste (Santana, Souza & Aragón, 2013; Silva, Carvalho & Aragón, 2015), optando por identificar até 3 (três) quebras estruturais nas séries de cada índice.

3.2 Procedimentos econométricos

3.2.1 Teste de quebra estrutural

A aplicação do teste de quebra estrutural neste estudo é válida para que sejam identificados, *a priori*, eventos potencialmente importantes que ocorreram na economia brasileira e mundial, no período ana-

lisado. Com a identificação dessas quebras e de suas causas, é possível incluir, através de variáveis de controle, representadas por *dummies*, tais efeitos no modelo CoVaR, como forma de identificar fontes causadoras do risco sistêmico.

A verificação da quebra estrutural é dada pelo teste de raiz unitária proposto por Carrion-i-Silvestre, Kim e Perron (2009), que admite a presença de múltiplas quebras estruturais na função tendência, sendo recomendada uma extensão pela classe de testes *M*, propostos por Ng e Perron (2001).

As seguintes extensões da classe de testes *M* de raiz unitária são destacadas:

Eq. 1

$$MZ_{\alpha}^{GLS}(\hat{\lambda}) = (T^{-1} \tilde{y}_T - s^2(\tilde{\lambda})) \left(2T^{-2} \mathbf{K}_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1} \right)^{-1}$$

Eq. 2

$$MZ_t^{GLS}(\hat{\lambda}) = (T^{-1} \tilde{y}_T - s^2(\tilde{\lambda})) \left(4s^2(\hat{\lambda}) T^{-2} \mathbf{K}_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1} \right)^{-1}$$

Eq. 3

$$MP_t^{GLS}(\hat{\lambda}) = \left[c T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 + (1-c) T^{-1} \tilde{y}_T \right] / s^2 \hat{\lambda}$$

Em que,

H_0 : Não há quebra estrutural;

H_1 : Há quebra estrutural

Assim,

$MP_t^{GLS}(\hat{\lambda})$: Rejeita H_0 quando o valor da estatística do teste for menor que o valor crítico;

$MZ_{\alpha}^{GLS}(\hat{\lambda})$: Rejeita H_0 quando o valor da estatística do teste for maior do que o valor crítico;

$MZ_t^{GLS}(\hat{\lambda})$: Rejeita H_0 quando o valor da estatística do teste for maior do que o valor crítico.

3.2.2 Modelo CoVaR

O modelo CoVaR evidencia a contribuição marginal do valor em risco de uma instituição à outra, utilizando, para o cálculo do VaR e para a estimação do β , a regressão quantílica. O VaR da instituição analisada, segundo Jorion (2007), é definido como o quantil $q\%$, conforme a **Equação 4**.

Eq. 4

$$\Pr(X^i \leq VaR_q^i) = q\%$$

onde, X^i refere-se à perda da instituição i para um VaR_q^i determinado. É o valor previsto para um quantil condicional particular da instituição i , baseando-se no retorno de sua ação.

Adrian e Brunnermeier (2016) afirmam que o $\Delta CoVaR_q^{j/i}$ refere-se ao VaR da instituição j condicional a algum evento $C(X^i)$ ocorrido na instituição i , apresentado na **Equação 5**.

Eq. 5

$$\Delta CoVaR_q^{j/i} = \beta_q^{j/i} (VaR_q^i - VaR_{50}^i)$$

onde, $\beta_q^{j/i}$ é estimado pela regressão quantílica, sendo j a variável dependente e i a variável independente; VaR_q^i refere-se ao VaR calculado no quantil determinado; e VaR_{50}^i refere-se ao VaR calculado no quantil 50%. Assim, por exemplo, se o objetivo é analisar a contribuição de risco do setor financeiro ao risco do mercado brasileiro no quantil de 1%, a variável dependente seria o retorno do Ibovespa, a independente o retorno do IFNC e os valores do VaR do índice financeiro seriam calculados para os quantis 1 e 50%.

Nesta pesquisa, além dos retornos acionários dos índices, são adicionadas ao modelo as *dummies* referentes às datas das quebras estruturais apreciadas, conforme a **Equação 6**.

Eq. 6

$$\Delta CoVaR_q^{j/i} = (\beta_q^{j/i} + d_{n,q}^i)(VaR_q^i - VaR_{50}^i)$$

onde, $d_{n,q}^i$ é a *dummy* referente à quebra estrutural; o subscrito n corresponde a quantidade de quebras estruturais identificadas pelo teste; e q o quantil estabelecido na regressão quantílica.

4. Análise de Resultados

A análise descritiva dos dados está evidenciada na **Tabela 1**. Destaca-se que, conforme já sabido na literatura em finanças, as séries dos retornos dos índices aqui analisados são $I(0)$ – estacionárias – conforme confirmado no teste Augmented Dickey-Fuller (ADF).

Tabela 1 – Estatística descritiva

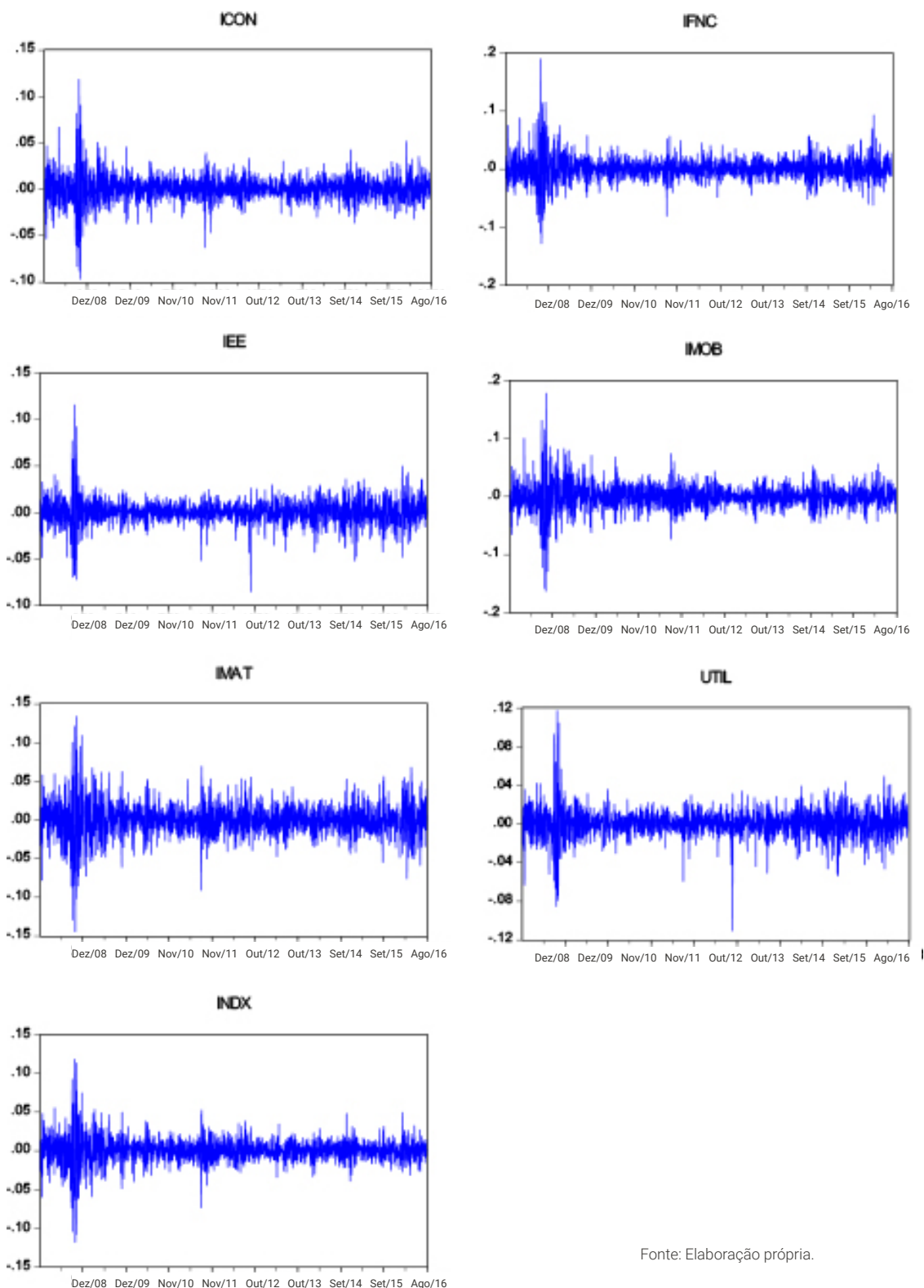
Estatística descritiva	IBOV	ICON	IEE	IFNC	IMAT	IMOB	INDX	UTIL
Média	-0,000027	0,000473	0,000345	0,000386	-0,000196	-0,000194	0,000123	0,000383
Mediana	0,0000853	0,000753	0,000622	0,000000	0,000000	0,000000	0,000425	0,000527
Máximo	0,136794	0,118287	0,116013	0,189978	0,133859	0,177755	0,118175	0,116908
Mínimo	-0,120961	-0,096716	-0,085240	-0,128484	-0,144471	-0,162905	-0,118147	-0,110359
Desvio-padrão	0,017636	0,013482	0,012886	0,019688	0,020735	0,021867	0,015461	0,014227
Assimetria	0,071382	0,046834	-0,015695	0,528597	-0,038485	-0,129638	-0,196122	-0,128446
Curtose	9,844327	11,393490	10,651150	11,502160	8,116325	10,667930	11,753830	10,807610
Jarque-Bera (JB)	4397,517	6611,445	5493,108	6887,781	2456,810	5523,438	7204,844	5726,163
Probabilidade	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Observações	2.252	2.252	2.252	2.252	2.252	2.252	2.252	2.252

Fonte: Elaboração própria.

Ao observar a média dos índices, verifica-se que o ICON e o IFNC apresentaram as maiores médias (0,0473% e 0,0386%, respectivamente). IBOV, IMAT e IMOB destacam-se por obterem retornos médios negativos (-0,0027%, -0,0196% e -0,0194%, respectivamente). O desvio-padrão, por sua vez, foi utilizado como *proxy* para a volatilidade dos índices. Assim, o índice que apresentou maior volatilidade foi o IMOB (2,1867%), enquanto o IEE registrou a menor volatilidade (1,2886%). Adicionalmente, verifica-se fortes evidências de não-normalidade nos retornos, conforme o teste de Jarque-Bera.

Em seguida, é importante verificar os comportamentos dos retornos dos índices setoriais, apresentados nos gráficos abaixo. Em uma análise geral, é possível observar que no início das séries há um *cluster* de volatilidade significativa dos retornos, possivelmente, como consequência da crise dos *subprimes*.

A despeito das evidências quanto a mudança no comportamento logo no início das séries dos setores, outros fatos no decorrer do período analisado não ficam tão evidentes nos gráficos, sendo necessária a utilização de uma ferramenta estatística de quebra estrutural para identificar, através das datas, fatores importantes ocorridos na economia brasileira/global, que podem ter afetado o risco sistêmico no período aqui analisado. Os resultados do teste de quebra estrutural podem ser observados na **Tabela 2** e, resumidamente, no **Quadro 1**.



Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2 – Datas das quebras estruturais nas séries dos índices setoriais

	Índices setoriais	MPT	MZa	MZt	Datas das quebras
3 Quebras estruturais	ICON	0,47***	-521,18***	-16,14***	11/11/08; 27/10/09; 05/08/11
	IEE	0,49***	-494,35***	-15,72***	11/11/08; 27/10/09; 05/08/11
	IFNC	0,86***	-307,29***	-12,39***	05/08/11; 10/09/12; 14/02/14
	IMAT	0,46***	-527,92***	-16,24***	11/11/08; 27/10/09; 05/08/11
	IMOB	0,40***	-600,70***	-17,32***	11/11/08; 27/10/09; 05/08/11
	INDX	0,27***	-901,84***	-21,23***	11/11/08; 27/10/09; 18/10/10
	UTIL	0,50***	-486,37***	-25,59***	11/11/08; 27/10/09; 05/08/11

Significância: *** (1%); ** (5%); * (10%).

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 1 – Lista dos índices setoriais, por ano, conforme as datas das quebras estruturais

	2008	2009	2010	2011	2012	2014
Índices setoriais	ICON	ICON	INDX	ICON	IFNC	IFNC
	IEE	IEE		IEE		
	IMAT	IMAT		IFNC		
	IMOB	IMOB		IMAT		
	INDX	INDX		IMOB		
	UTIL	UTIL		UTIL		

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 2 evidencia as datas das quebras estruturais dos índices setoriais, no período analisado, conforme os testes da classe M. Observa-se que todos os índices apresentaram 3 quebras estruturais estatisticamente significativas a 1%, em MPT, MZa e MZt. Porém, não necessariamente nos mesmos anos, sendo verificadas em 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 e 2014.

Observa-se em 2008 a primeira quebra estrutural para a maioria dos índices setoriais, exceto para o IFNC. Tais quebras ocorreram no ano em que houve a crise dos *subprimes*. Segundo noticiários da economia local, o Ibovespa sofreu impacto direto, principalmente ao considerar as empresas exportadoras que tem o dólar como a moeda de negociação. Houve, ainda, uma interrupção do crescimento do mercado acionário brasileiro e um afastamento dos investidores internacionais, principalmente no segundo semestre de 2008. Segundo fonte do Jornal do Brasil (2012), um dos setores da economia brasileira que mais sofreu com a crise de 2008-2009 foi o industrial (sua produção caiu 20% em três meses). Ademais, verificou-se uma redução do crédito no mercado, além de um aumento no dólar e uma alta da inflação (G1, 2011b). O IEE pode ter sofrido impacto direto, já que o setor industrial é o maior consumidor de energia elétrica no Brasil. O teste constatou também a ausência de quebra estrutural no IFNC, nesse período, sugerindo uma maior blindagem da legislação bancária local, mais especificamente aos créditos concedidos às pessoas sem condições de honrar as suas dívidas.

Possivelmente, o ICON e o IMOB sofreram impactos tanto do setor financeiro que, por precaução, restringiu o crédito no mercado, resultando em menos consumo, quanto do industrial, uma vez que uma diminuição na produção, gera menos mercadorias no mercado. Já, o IMAT possivelmente foi afetado diretamente, visto que a composição de tal índice inclui ações de empresas exportadoras e de grande porte. Por fim, a composição do UTIL é feita com a maioria de empresas do IEE, o que por consequência também acaba sendo afetado no ano de 2008.

Em 2009, é possível supor que as consequências do ano anterior ainda foram refletidas. Já, em 2010, apenas o INDX apresentou quebra estrutural em sua série. Todavia, tal quebra possivelmente conjecturou aspectos positivos da economia brasileira. Estímulos do governo, através de isenções fiscais, tais como: redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para automóveis, construção civil e eletrodomésticos, principalmente, fizeram parte desse pacote, na época. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o segundo semestre de 2010 registrou crescimento econômico de 5,6% (G1, 2011a).

ICON, IEE, IMAT, IMOB e UTIL sofreram quebra estrutural, em 2011. Uma justificativa plausível, segundo fontes do *site* da UOL (2012), foi que, em geral, o resultado da economia foi afetado, em boa parte, pela crise econômica global e pela inflação no país, forçando o governo a reduzir de 4,5% para 3,8% a previsão de crescimento da economia, devido a deterioração do cenário econômico externo. Em termos de impacto na economia brasileira, a crise europeia (2011) mostrou consequências na maioria dos setores, assemelhando-se à crise de 2008.

Em 2012 e 2014, o IFNC apresentou quebra estrutural. O motivo pode ter sido a valorização ocorrida em algumas ações, devido a melhora das carteiras de crédito e da eficiência das operações, segundo a revista Valor Econômico (2012).

Nesse contexto, é válido destacar que o propósito de se utilizar a estatística de quebra estrutural é a de servir como ponto de referência para identificar fatores importantes ocorridos na economia brasileira/global que podem ter afetado o risco sistêmico, refletindo, por conseguinte, no resultado do ΔCoVaR , analisado posteriormente.

Após a análise dos testes de quebra estrutural, foram identificadas as contribuições marginais do valor em risco dos índices ao risco de mercado, através do modelo CoVaR, para um quantil de 1%. Para o cálculo do β foram consideradas as três quebras estruturais evidenciadas em todas as séries de tais índices, através de *dummies*, como variáveis de controle.

Apesar da estimação por regressão quantílica relaxar alguns pressupostos acerca do termo de erro de uma regressão, como normalidade e heteroscedasticidade (Hao; Naiman, 2007), os testes de robustez para identificar multicolinearidade e autocorrelação foram elaborados. O teste *Variance Inflation Factor* (VIF) não identificou a presença de multicolinearidade. O teste *Durbin-Watson* (DW) constatou evidências de autocorrelação positiva dos resíduos nas regressões realizadas. Desse modo, buscando eliminar a autocorrelação identificada, a variável dependente defasada foi incluída no modelo e a inclusão de *lags* baseou-se no critério informacional *Akaike*. Após tal procedimento, realizou-se o teste *Breusch-Godfrey* (BG) para verificar se ainda havia presença de autocorrelação dos resíduos.

Assim, antes de serem analisados os resultados do modelo CoVaR, os resultados da estimação do β são apresentados na **Tabela 3**.

Tabela 3 – Estimação do β utilizado no cálculo do ΔCoVaR

Variáveis	Índices setoriais – (q 1%)						
	ICON	IEE	IFNC	IMAT	IMOB	INDX	UTIL
β	1,1964***	1,1162***	0,7850***	0,7382 ***	0,6432***	1,0526***	1,0022***
1ª quebra	-0,0017	0,0023	0,0073***	0,0092	-0,0010	-0,0014	0,0044
2ª quebra	0,0102***	0,0195***	-0,0033	0,0046	0,0150***	0,0062***	0,0122**
3ª quebra	0,0008	-0,0027	0,0101***	-0,0147***	-0,0002	-0,0081***	0,0041
Variável dependente defasada	0,0107	-0,0671*	0,0190	-0,0048	0,0473	0,0050	-0,064*
R ²	0,64	0,52	0,62	0,58	0,59	0,69	0,53
BG	1,8976	28,5468	0,0275	11,4242	3,9911	17,8668	40,2410

Significância: *** (1%); ** (5%); * (10%).

Fonte: Elaboração própria.

A **Tabela 3** informa que o β representado pelo retorno dos índices setoriais apresentou-se estatisticamente significativo ao nível de 1%, ao considerar a inclusão das variáveis de controle. Esse resultado demonstra que todos os setores influenciaram significativamente o mercado acionário brasileiro e evidencia a importância das causas identificadas, a partir das quebras estruturais nos índices setoriais, visto que algumas delas apresentaram significância estatística ao nível de 1 ou 5%.

Ainda é possível verificar o R² de cada estimação aqui realizada. O R² da estimação em que o ICON é uma das variáveis explicativas, indica que 64% das variações no Ibovespa são explicadas pelo ICON, assim como pelas variáveis de controle incluídas no modelo. Por analogia, verifica-se que 52% das variações ocorridas no Ibovespa são explicadas pelo IEE em conjunto com as variáveis de controle; 62% pelo IFNC juntamente com as variáveis de controle, e assim sucessivamente.

Por fim, baseando-se na estatística BG, constata-se que não há evidências de autocorrelação dos resíduos.

Após a estimação do β , apresenta-se, na **Tabela 4**, o ΔCoVaR .

Tabela 4 – Contribuição do risco de cada setor ao risco do mercado acionário brasileiro, através do ΔCoVaR

Índices Setoriais	ΔCoVaR
INDX	-4,76%
ICON	-4,44%
IMAT	-4,20%
IMOB	-4,09%
IEE	-4,00%
UTIL	-3,91%
IFNC	-3,85%

Fonte: Elaboração própria.

A **Tabela 4** evidencia a contribuição marginal do valor em risco dos índices setoriais brasileiro, em ordem decrescente. O INDX foi o que mais contribuiu para o risco sistêmico (-4,76%), o que evidencia a importância desse setor para a economia interna. Segundo a revista Exame (2014), o setor industrial é considerado um dos motores da economia brasileira. Logo, uma estagnação ou problema advindo dele, provoca desaceleração em outras áreas. A produtividade do Brasil e sua geração de empregos são diretamente afetados pelo setor industrial.

Após o INDX, os índices ICON e IMAT foram os que mais contribuíram para o risco sistêmico (-4,44% e -4,20%, respectivamente). Porém, o setor que menos contribuiu para o risco do Ibovespa foi o IFNC (-3,85%). Tal resultado pode ser justificado pela forte regulação às instituições financeiras brasileiras e mundiais, principalmente após o acordo de Basiléia III. O efeito de medidas macro prudências blinda setores na economia à eventuais crises futuras. O UTIL foi o segundo setor que menos contribuiu para o risco sistêmico (-3,91%) e o IEE, o terceiro (-4,00%). O UTIL apresenta em sua composição muitas empresas do setor de energia elétrica, o que pode justificar tal resultado, visto que o IEE também apresenta uma regulação forte.

5. Considerações finais

O presente artigo teve como objetivo identificar fatores econômicos que contribuíram para o valor em risco dos índices setoriais, contemplados na BM&FBovespa (2016), ao mercado acionário brasileiro, a partir da identificação de quebras estruturais evidenciadas na série de tais índices.

A obtenção das datas das quebras estruturais tornou-se essencial para a consecução do objetivo proposto, permitindo a identificação dos motivos potencialmente relevantes que compuseram o valor do ΔCoVaR . Para tal foi necessário buscar os fatos ocorridos na economia brasileira e/ou global, em cada data de quebra estrutural de todos os índices setoriais, para melhor compreender a contribuição marginal do valor em risco dos setores objetos desta pesquisa.

Dessa forma, de acordo com a metodologia utilizada neste estudo, os resultados evidenciaram que o índice setorial que mais contribuiu para o valor em risco do mercado acionário brasileiro foi o industrial (INDX). Por outro lado, o que menos contribuiu foi o financeiro (IFNC), seguido pelo índice de utilidade pública (UTIL) e pelo índice de energia elétrica (IEE), respectivamente.

O resultado inerente ao setor financeiro deve ser destacado, tendo em vista que a presente pesquisa identificou que tal setor, no Brasil, não é o único potencialmente capaz de provocar crises sistêmicas, pois mostrou-se como o setor de menor risco. Nesse contexto, a despeito de a maioria das pesquisas referentes ao risco sistêmico e aos aspectos negativos do efeito contágio concentrar-se, de forma exclusiva, nas instituições financeiras (Acharya et al., 2012; Hautsch et al., 2014; Dumitrescu & Banulescu, 2015; Adrian & Brunnermeier, 2016), há pesquisas que evidenciam que o setor financeiro não é o único

capaz de provocar risco sistêmico ou consequências negativas a uma determinada economia (Pericollini & Sbracia, 2003; Gartner, Moreira & Galves, 2009; Santos & Pereira, 2011; Kothari & Lester, 2012). Logo, a presente pesquisa reforça e corrobora os achados desses estudos. Em adição, a identificação de setores potencialmente capazes de provocar crises sistêmicas possibilita a formulação de medidas macro e/ou micro prudenciais, com o intuito de minimizar os efeitos negativos de tais setores para a economia como um todo.

Vale ressaltar que os resultados aqui apresentados se restringem aos índices setoriais estabelecidos pela BM&FBovespa, no período analisado, não podendo, em consequência, serem generalizados. Contudo, tais limitações não invalidam o estudo.

Por fim, para a realização de novas pesquisas recomenda-se a identificação de outros possíveis fatores para compor o valor do ΔCoVaR e a ampliação do estudo para diferentes classificações setoriais.

Referências

- Acharya, V.; Engel, V.R.; Richardson, M. (2012). *Capital Shortfall: A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks*. *The American Economic Review: Papers & Proceedings*, Vol 102, No 3, pp. 59-64. URL: <http://pages.stern.nyu.edu/~jcarpen0/Chinaluncheon/Capital%20Shortfall.A%20New%20Approach%20to%20Ranking%20and%20Regulating%20Systemic%20Risks.pdf>
- Adrian, T.; Brunnermeier, M.K., (2016). *CoVaR*. *The American Economic Review*. Vol 106, No 7, pp. 1705-1741. URL: http://scholar.princeton.edu/sites/default/files/markus/files/covar_0.pdf
- Almeida, A.T.C.; Frascarolli, B.F. (2014). *Financial Crisis of 2007-2009 and Stress Test with Structural Changes for the Brazilian Financial Market*. *Journal of International Business and Economics*, Vol 2, No 3, pp. 149-169. URL: http://jibe-net.com/journals/jibe/Vol_2_No_3_September_2014/7.pdf
- Bekaert, T.G.; Harvey, C.R.; NG, A. (2005). *Markert integration and Contagion*. *Journal of business*. Vol 78, No 1, pp. 1- 32. URL: https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Research/Published_Papers/P77_Market_integration_and.pdf
- BM&FBovespa. *Bolsa de valores de Mercadorias & Futuros de São Paulo. Índices setoriais*. http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-setoriais/. Acesso em: 25 de setembro de 2016.
- Carrion-I-Silvestre, J.L.; Kim, D.; Perron, P. (2009). *GLS-based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks both Under the Null and the Alternative Hypotheses*. *Econometric Theory*, Vol 25, No 6, pp 1754-1792. URL: <https://www.cambridge.org/core/journals/econometric-theory/article/div-classtitlegls-based-unit-root-tests-with-multiple-structural-breaks-under-both-the-null-and-the-alternative-yphotesesdiv/9159BB7FBC1E1D0A6AE25C827A9CDB18>
- Chen, C.; Lyengar, G.; Moallemi, C.C. (2013). *An axiomatic Approach to Systemic Risk*. *Management Science*. Vol 59, No 6, pp. 1373-1388. URL: <http://pubsonline.informs.org/doi/abs/10.1287/mnsc.1120.1631?journalCode=mnsc>
- Drakos, A.A.; Kouretas, G.P. (2015). *Bank ownership, financial segments and the measurement of systemic risk: An application of CoVaR*. *International Review of Economics and Finance*, Vol 40, pp. 127-140. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1059056015000325>

- Dumitrescu, E.; Banulescu, D.G. (2015). *Which are the SIFIs? A Component Expected Shortfall approach to systemic risk*. *Journal of Banking and Finance*, Vol 50, pp. 575-588. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S037842661400051X>
- Ferreira, D.M.; Mattos, L.B. de. (2014). *The contagion effect of the subprime crisis in the Brazilian stock*. *Procedia Economics and Finance*, Vol 14, pp. 191-200. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2212567114007023>
- Forbes, K.J.; Rigobon, R. (2002). *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements*. *The Journal of Finance*, Vol 57, No 5, pp. 2223-2261. URL: <http://www.nber.org/papers/w7267>
- Gartner, I.R., Moreira, T.B.S. Galves, H.M. (2009). *Análise do risco setorial como instrumento e controle gerencial*. *Revista de Administração Mackenzie*. Vol 10, No 5, pp. 107-129. URL: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1678-69712009000500006&script=sci_abstract&tlng=pt
- G1, a. <http://g1.globo.com/economia/noticia/2011/02/producao-industrial-fecha-2010-com-crescimento-de-105-diz-ibge.html>. Acesso em: 02 de outubro de 2016.
- _____, b. <http://g1.globo.com/economia/seu-dinheiro/noticia/2011/09/entenda-como-crise-de-2008-influenciou-vida-dos-brasileiros.html>. Acesso em: 02 de outubro de 2016.
- Hao, L.; Naiman, Q. (2007). *Quantile Regression - Series: Quantitative Applications in the Social Sciences* 149. Sage Publications.
- Hautsch, N.; Schaumburg, J.; Schienle, M. (2014). *Financial Network Systemic Risk Contributions*. *Review of Finance*. Vol 19, pp. 1-54. URL: <https://academic.oup.com/rof/article/19/2/685/1582421/Financial-Network-Systemic-Risk-Contributions>
- Huang, W.; Zhuang, X.; Yao, S.; Uryasev, S. (2016). *A financial network perspective of financial institutions' systemic risk contributions*. *Physica A*, Vol 456, pp. 183-196. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378437116300322>
- Jorion, P. (2007). *Value at risk: the new benchmark for managing financial risk*. 3 ed. New York: Mcgraw-Hill Company.
- Jornal do Brasil. <http://www.jb.com.br/economia/noticias/2012/02/15/brasil-foi-muito-afetado-pela-crise-economica-mas-re>. Acesso em: 02 de outubro de 2016.
- Jubert, R.W.; Monte, P.A.; Paixão, M.C.S.; Lima, W.H. de. (2009). *Um estudo do padrão de volatilidade dos principais índices financeiros do Bovespa: uma aplicação de modelos ARCH*. *Revista UnB Contábil*, Vol 11, No 1, pp. 221-239. <https://cgg-amg.umb.br/index.php/contabil/article/view/24>
- Kerste, M.; Gerritsen, M.; Weda, J.; Tieben, B. (2015). *Systemic risk in the energy sector - is there need for financial regulation?* *Energy Policy*. Vol 78, pp. 22-30. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421514006831>
- Kothari, S.P.; Lester, R. (2012). *The role of accounting in the financial crisis: lessons for the future*. *Accounting Horizons*, Vol 26, No 2, pp. 335-351. URL: <http://aaajournals.org/doi/abs/10.2308/acch-50134?code=aaan-site>
- Lin, E.M.H.; Sun, E.W.; Yu, M. (2016). *Systemic risk, financial markets, and performance of financial institutions*. *Annals of Operations Research*, DOI 10.1007/s10479-016-2113-8, p. 1-25. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2717924
- Ng, S.; Perron, P. (2001). *Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power*. *The Econometric society*, Vol 69, No 6, pp. 1519-1554. URL: <https://pdfs.semanticscholar.org/1ba8/43ad1c318113a78f6c66af22c4c99eb52937.pdf>
- Pericoll, M.; Sbracia, M. (2003). *A primer on financial contagion*. *Journal of Economic Surveys*. Vol 17, No 4 pp. 571-608. URL: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1467-6419.00205/abstract>
- Phillips, P.C.B. Perron, P. (1988). *Testing for Unit Roots in Time Series Regression*. *Biometrika*, Vol 75, No 2, pp. 335-346. URL: <https://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/PhillipsPerron1988.pdf>

Pianto, M. T. *Contagion in the Brazilian Interbank Currency Exchange Market: An Empirical Analysis*. *Estudos Econômicos*. São Paulo, Vol 36, No 2, pp. 251-262. URL: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612006000200003

Revista Exame. <http://exame.abril.com.br/revista-voce-sa/edicoes/188/noticias/industria-no-sufoco>. 2014. Acesso em: 02 de outubro de 2016.

Santana, F.L., Souza, W.P.S. de.; Aragón, E.K.S.B. da (2013). *Histerese versus Taxa Natural do Desemprego no Brasil e regiões metropolitanas: novas evidências de quebras estruturais e raiz unitária*. http://www.ccsa.ufpb.br/ppge/arquivos/ensaios/td14_2013.pdf Acesso em: 04 de outubro de 2016.

Santos, R.P.S.; Pereira, P.L.V. (2011). *Modelando Contágio Financeiro através de Cópulas*. *Revista Brasileira de Finanças*. Vol 9, No 3, pp. 335-363. <http://www.redalyc.org/html/3058/305824884002/>

Silva, A.C. A. da; Carvalho, P.S. de A.; Aragón, E.K. da S.B. (2015). *Quebras Estruturais e Estacionariedade da Razão Consumo Renda: Novas Evidências para América Latina e Estados Unidos*. *Análise Econômica*, Vol 33, No 64, pp. 265-285. URL: <http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/43018>

UOL. <http://economia.uol.com.br/ultimas-noticias/redacao/2012/03/06/economia-brasileira-cresce-27-em-2011-e-fica-abaixo-da-meta-do-governo.jhtm>. Acesso em: 02 de outubro de 2016.

Valor econômico. <http://www.valor.com.br/financas/2925976/setor-financeiro-perde-espaco-mas-segue-lider-em-previa-do-ibovespa>. 2012. Acesso em: 02 de outubro de 2016.