

Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC
Centro Sócio Econômico - CSE
Departamento de Economia e Relações Internacionais

JOSÉ EMANUEL TEIXEIRA DE CAMARGO NETO

TRANSMISSÃO DE RISCO ENTRE OS ÍNDICES SETORIAIS DO IBOVESPA: UMA
APLICAÇÃO DO TESTE DE CAUSALIDADE EM VARIÂNCIA.

**Florianópolis
2017**

JOSÉ EMANUEL TEIXEIRA DE CAMARGO NETO

**TRANSMISSÃO DE RISCO ENTRE OS ÍNDICES SETORIAIS DO IBOVESPA: UMA
APLICAÇÃO DO TESTE DE CAUSALIDADE EM VARIÂNCIA.**

Monografia submetida ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina como requisito obrigatório para obtenção do grau de Bacharelado.

Orientador: Helberte João França Almeida

**Florianópolis
2017**

JOSÉ EMANUEL TEIXEIRA DE CAMARGO NETO

**TRANSMISSÃO DE RISCO ENTRE OS ÍNDICES SETORIAIS DO IBOVESPA: UMA
APLICAÇÃO DO TESTE DE CAUSALIDADE EM VARIÂNCIA.**

A Banca Examinadora resolveu atribuir a nota 8,0 ao aluno José Emanuel T. Camargo Neto na disciplina CNM7107 – Monografia, pela apresentação deste trabalho.

Banca Examinadora:

Prof. Helberte João França Almeida
Orientador

Prof. Thiago Otuki
Membro da Banca

Prof. Adilson Giovanini
Membro da Banca

AGRADECIMENTOS

Primeiramente gostaria de agradecer a oportunidade, o apoio e, acima de tudo, a confiança dos meus pais Márcia e José Emanuel nessa jornada que se conclui. Sem eles nada disso seria possível. Obrigado mãe! Obrigado pai!

Gostaria de agradecer também à Universidade Federal de Santa Catarina, que me permitiu desenvolver, durante esses anos, um senso crítico e analítico sobre economia, além de me ensinar a valorizar e aceitar as opiniões divergentes das minhas.

Agradeço ao professor Helberte Almeida, meu orientador, pela sua atenção e disponibilidade em me auxiliar em todas as dúvidas, como também pelo seu papel como professor, sempre com uma ótima metodologia nas aulas, bem como com excelente ânimo e afincado em expô-las.

A todos os amigos e amigas que me acompanharam, ajudaram e apoiaram em todos esses anos, gostaria de dizer que vocês nunca serão esquecidos, não importa o rumo de nossas vidas. Muito obrigado!

E, por fim, dedico minha monografia à minha avó Philomena Amalfi, ou Nina - como preferia ser chamada -, que não teve a oportunidade de me ver formar. Te amo vó!

RESUMO

A atual globalização financeira permite uma forte ligação entre os mercados e uma alta velocidade de deslocamento do capital. No caso de países emergentes como o Brasil esse deslocamento pode ser observado mais evidentemente de maneira regional, ou seja, entre os setores do próprio país. Contudo, nos momentos em que o mercado apresenta maiores riscos, esse deslocamento de capital se intensifica, podendo-se observar uma causa e efeito destas transmissões nos setores. Para os gestores de risco é de extrema importância compreender como os mercados se relacionam para desenvolver estratégias eficientes de proteção. Diante deste cenário, o presente estudo busca avaliar a transmissão de risco entre os índices setoriais do Ibovespa utilizando a abordagem de causalidade em variância. Os resultados obtidos mostram que existe transmissão de volatilidade entre os setores da economia brasileira. A causalidade entre os ativos é, em geral, bidirecional, o que vai ao encontro da teoria. Além disso, em momentos de crise há maior volatilidade entre os ativos financeiros, proporcionando o aumento de transmissão de risco entre os mercados.

Palavras-chave: Causalidade na variância, transmissão de risco, transmissão de volatilidade, índices setoriais.

ABSTRACT

Current financial globalization allows for a strong connection between markets and high speed capital flow. In the case of emerging countries, such as Brazil, this flow can be observed more clearly regionally, that is, between the country's own sectors. However, at moments when the market is showing higher risks, this capital flow intensifies and a cause and effect of this transmission can be observed in the sectors. For risk managers, it is of the utmost importance to comprehend how markets relate to one another so as to develop efficient protection strategies. Faced with this scenario, this study aims to investigate whether there is risk transmission between Ibovespa's sector indices using the causality in variance approach. The obtained results show there is transmission of volatility between sectors of the Brazilian economy. Causality between assets is, in general, bidirectional, which corroborates established theory. Additionally, in moments of crisis there is greater volatility between financial assets, increasing risk transmission between markets.

Keywords: Causality in variance, risk transmission, volatility transmission, sector indices;

LISTA DE FIGURAS - ANEXOS

FIGURA 1: EVOLUÇÃO DOS RETORNOS DOS ATIVOS ANALISADOS	45
FIGURA 2: EVOLUÇÃO DO AJUSTE NAS EXPECTATIVAS.....	46
FIGURA 3: CORRELAÇÃO CONDICIONAL INDX	47
FIGURA 4: CORRELAÇÃO CONDICIONAL ICON.....	ERRO! INDICADOR NÃO DEFINIDO.
FIGURA 5: CORRELAÇÃO CONDICIONAL IMOB.....	49
FIGURA 6: CORRELAÇÃO CONDICIONAL IMAT	50
FIGURA 7: CORRELAÇÃO CONDICIONAL UTIL.....	51
FIGURA 8: CORRELAÇÃO CONDICIONAL IBOV	52
FIGURA 9: CORRELAÇÃO CONDICIONAL IFNX.....	53

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: COMPORTAMENTO DE Δ_i	28
TABELA 2: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	29
TABELA 3: CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) E DE SCHWARZ.....	31
TABELA 4: VALOR ENCONTRADO PARA O TESTE DE CAUSALIDADE EM VARIÂNCIA – EM PERÍODOS DEFASADOS	33
TABELA 5: VALOR ENCONTRADO PARA O TESTE DE CAUSALIDADE EM VARIÂNCIA - APÓS 2010, EM PERÍODOS DEFASADOS.....	35
TABELA 6: MODELO VAR, COM EXPECTATIVAS E VARIÁVEL BINÁRIA PARA O CÂMBIO – TODO O PERÍODO.....	36
TABELA 7: MODELO VAR, COM EXPECTATIVAS E VARIÁVEL BINÁRIA PARA O CÂMBIO – PERÍODO PÓS 2010.....	38
TABELA 8: RESULTADOS ENCONTRADOS PARA O TESTE DE LJUNG BOX.....	38
TABELA 9: VALOR ENCONTRADO PARA O CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE	39

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	10
1.1 TEMA E PROBLEMA DE PESQUISA	13
1.2 Objetivos.....	13
1.2.1 Objetivo Geral.....	13
1.2.2 Objetivos Específicos.....	13
1.2.3. Justificativa	14
2.REFERENCIAL TEÓRICO.....	15
3.METODOLOGIA	20
3.1 DADOS UTILIZADOS	20
3.2 PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS	21
3.3 DESVIOS DAS EXPECTATIVAS: UMA PEQUENA DIGRESSÃO	25
4 RESULTADOS OBTIDOS.....	29
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	40
REFERÊNCIAS	41
ANEXOS	44
Anexo A.....	45
Anexo B.....	46
Anexo C.....	47
Anexo D.....	48
Anexo E.....	49
Anexo F.....	50
Anexo G	51
Anexo H.....	52
Anexo I.....	53

1. INTRODUÇÃO

Durante a década de 80, nos mercados mais desenvolvidos houve uma relativa diminuição nos serviços oferecidos por instituições bancárias devido ao crescimento de fundos mútuos de investimentos e ao relativo aumento de demanda pelos mercados de capitais por parte das empresas (ALMEIDA, 1997). Durante esse período, nos EUA, mais de 6000 (6 mil) bancos são incorporados por meio de fusões (ALMEIDA, 2000). É a partir de movimentos como esses que se integra os sistemas financeiros pelo mundo e conseqüentemente desenvolvem-se mercados financeiros em economias emergentes como o Brasil. Uma maior integração financeira causa um aumento nas oportunidades de investimento, movimentos especulativos e operações de arbitragem (ALMEIDA, 2000) e, com elas, a necessidade de se estimar a previsão dos seus retornos, a fim de assegurar um retorno no investimento.

O aumento de possibilidades de investimentos e o elevado nível de globalização em que os mercados financeiros se encontram acabam por ocasionar um aumento da correlação entre os retornos apresentados pelos ativos que os compõem. Assim, como destaca Vo (2009) esta proximidade entre os mercados facilita a mobilidade de capitais e, conseqüentemente, o mercado irá se mover conjuntamente, e tal movimento ocasiona maior contágio financeiro e aumento da volatilidade de um mercado para outro. Segundo Cintra (1998), observa-se, assim, que o fluxo de capitais - tanto nacional como internacional - por ter mais opções, busca os melhores retornos e riscos, visto que houve significativo aumento de volatilidade envolvido nas operações.

Dessa forma, a análise minuciosa, bem como a estimação e a previsão da dinâmica de retorno dos ativos financeiros, além da construção de carteiras se tornam cada vez mais cruciais. Estas qualidades, por sua vez, devem fazer parte do arcabouço ferramental de qualquer planejador financeiro e analista financeiro (CAPORIN, MCALLER, 2010).

A elevação da volatilidade pode ser traduzida por contágio financeiro, e se manifesta como um aumento significativo da volatilidade apresentado pelos retornos

de dois ou mais mercados após um choque em um mercado específico. O aumento da volatilidade em um dado mercado acaba influenciando no comportamento da volatilidade apresentada pelos demais mercados, fazendo com que se observe um aumento geral da volatilidade em ambos os mercados. Assim, a ocorrência de períodos de volatilidade elevada em um destes mercados pode levar os investidores a realocar a sua carteira (por aversão ao risco ou mesmo por novas oportunidades de retorno), fazendo com que o aumento da volatilidade de um ativo seja transmitido para outros mercados e vice-versa (FORBES e RIGOBON, 2002).

O investidor racional, segundo o princípio da dominância (SHARPE, 1995, p.194), busca alocar seu capital em ativos que possam lhe garantir maiores retornos mediante um dado risco, a chamada especulação racional que tem por premissa que os preços são formados com base nas expectativas de retorno dos mercados futuros (COPELAND et al, 1998).

Existem diversas classes de ativos, que são divididas em blocos (ou fatores) e, por sua vez, explicam a maioria de seus riscos e retornos.

No segmento de ações, que não possui rentabilidade pré-estipulada, tornam-se imprescindíveis o controle e a previsão sobre o risco e retorno dessas operações.

Baur 2006, em seu estudo sobre o comportamento estocástico de correlação e covariância entre os ativos, mostra que esses aspectos são cruciais na precificação de ativos, na seleção de carteiras e na administração de risco. Portanto, torna-se imperioso o estudo da volatilidade no que tange à administração do risco, na precificação de ativos, como também de sua transmissão.

Uma vasta quantidade de estudos tem surgido na literatura econômica para avaliar os efeitos da transmissão da volatilidade no mercado financeiro. Uma linha de pesquisa nesta análise é formada por autores que buscam avaliar os efeitos da volatilidade no mercado acionário e reúne autores como Hu et al. (1997), Cheung e Ng (1996) e Pantelidis e Pittis (2004). A conclusão geral alcançada por estes autores é que existe transmissão de volatilidade entre os mercados, sendo que o sentido em que ocorre a transmissão da volatilidade pode ser unidirecional ou bidirecional.

Além desses trabalhos, existem outros estudos que buscam avaliar a volatilidade do mercado financeiro em momentos de crise. Assim, os trabalhos de

Forbes e Rigobon (2002) e Righi e Ceretta (2013) encontram como resultado, que existe um forte aumento de correlação entre os ativos e, conseqüentemente, um aumento da volatilidade, nos períodos de crise.

Para verificar a hipótese de que existe causalidade de volatilidade entre as séries, isto é, verificar se a variável 1 causa a variável 2, ou vice-versa, a maioria dos estudos utiliza como abordagem o trabalho de Granger et al. (2000). Este conceito propõe (para variáveis estacionárias) que a variável 1 causa a variável 2 se os valores passados de 1 melhoram as previsões de 2. No entanto, recentes trabalhos têm mostrado que ao utilizar dados voláteis e instáveis, típicos de economias emergentes, é melhor utilizar a causalidade de segunda ordem, ou seja, causalidade em variância (Forbes e Rigobon, 2002).

Embora a literatura econômica reconheça a existência de transmissão de volatilidade entre os ativos, e a influência deste efeito sob as variáveis macroeconômicas, a maioria dos estudos está relacionada a identificar a estrutura de dependência entre os países distintos ou testar a ocorrência de mudanças (decorrentes de crises financeiras) nessa estrutura. Assim, existe uma lacuna na literatura de finanças que diz respeito à existência de canais de propagação de volatilidade entre agrupamentos menores de ativos financeiros.

A motivação para este trabalho são os resultados encontrados por Baca, Garbe e Weiss (2000) e Phylaktis et al. (2011).

Em seu estudo, Baca, Garbe e Weiss (2000) alcançam o resultado que os movimentos setoriais têm maior poder de explicação da volatilidade quando comparado ao movimento dos próprios países em sete importantes mercados de ações no mundo. Por sua vez, Phylaktis et al. (2011) encontram o resultado que os setores das economias asiáticas são mais correlacionados com o desempenho da economia norte americana e nos mercados da América Latina apresenta-se de maneira mais dependente da economia local, ou seja, são mais correlacionados com os índices regionais de mercado.

Desta forma, o presente trabalho busca avaliar se existe transmissão de volatilidade entre os índices setoriais do Ibovespa. Para tanto, utiliza-se a abordagem proposta por Cheung e Ng (1996), ou seja, utiliza o teste de causalidade

em variância. Além disso, o presente estudo procura verificar qual a influência das expectativas sobre os ativos financeiros e desenvolve um índice de afastamento das expectativas de mercado, que capta o otimismo ou o pessimismo no mercado financeiro e analisa se este tem influência na volatilidade do mercado.

1.1 TEMA E PROBLEMA DE PESQUISA

Como destacado na introdução, o presente trabalho tem como tema de pesquisa a análise tanto do índice Ibovespa, quanto dos índices setoriais que o compõem, além de observar se existe causalidade de segunda ordem entre eles, ou seja, verificar se existe causalidade em variância entre os objetos do estudo.

1.2 OBJETIVOS

Abaixo serão apresentados os objetivos do trabalho.

1.2.1 Objetivo Geral

Esse trabalho tem como objetivo geral avaliar se existe transmissão de volatilidade de segunda ordem entre os índices que compõem o Ibovespa, e qual o sentido e magnitude dessa transmissão.

1.2.2 Objetivos Específicos

Identificar, através da coleta de dados do índice Ibovespa e dos índices que o compõem: Índice de Energia Elétrica (iee), Índice Industrial (indx), Índice Consumo (icon), Índice Imobiliário (imob), Índice de Materiais Básicos (imat), Índice Utilidade Pública (util), Índice Ibovespa (ibov) e o Índice Financeiro (ifnx), se existe causalidade na variância dos mesmos e qual o sentido da causalidade e sua magnitude.

Além disso, busca-se observar se em momentos de crise há elevação na volatilidade, devido ao risco, como apresentado pela literatura.

1.2.3. Justificativa

O trabalho se torna relevante pela sua aplicabilidade na vida prática, porque a correlação e a volatilidade entre os mercados são muito importantes tanto para os gestores de risco quanto para os tomadores de decisões macroeconômicas. Isso se dá porque essa correlação entre os mercados é relevante para projetar uma carteira de ativos coerente aos investidores, além do fato que mudanças nacionais/internacionais podem gerar alterações nessas correlações, e essas devem vir acompanhadas por ajustes no portfólio da carteira.

Por sua vez, na questão da causalidade em variância, avalia-se a transmissão da volatilidade entre os mercados por causa das suas possíveis implicações para a estabilidade do sistema. Se for constatada essa transmissão de volatilidade entre dois mercados de maneira acentuada, e o movimento for significativo, um choque que parte de um mercado pode ter um impacto desestabilizador em outros mercados. Assim, o estudo poderia prevê-lo e/ou evitá-lo.

Contudo, a motivação para este trabalho é a clara lacuna existente na literatura no que se refere a essa transmissão de volatilidade intersetorial no mercado financeiro do Brasil visto que é exposto por Phylaktis et al. (2011) que movimentos regionais são muito mais explicativos para observar essa transmissão em países emergentes. Sendo assim, faz-se ainda mais importante a observação e constatação desse fenômeno.

O trabalho encontra-se estruturado em quatro capítulos, além da introdução, sendo que o segundo capítulo apresenta a metodologia a ser empregada neste estudo. O terceiro capítulo apresenta os dados utilizados, bem como a construção do conceito de expectativas a ser trabalhado. O quarto capítulo apresenta os resultados alcançados e, por fim, o capítulo cinco expõem as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O comportamento estocástico de correlações e covariâncias entre o retorno dos ativos é de profunda importância para a precificação e seleção de ativos para uma carteira, a fim de se administrar o risco e precificar os ativos de maneira coerente (CAPORIN, MCALLER, 2010).

Tradicionalmente, o cálculo de estimativas referente à volatilidade de retornos financeiros é baseado na variação diária no movimento de preços dos ativos (GOODHART, O'HARA, 1997). Assim, diversos modelos distintos foram, e têm sido desenvolvidos a fim de tratar esses movimentos.

De maneira geral, o modelo mais simples que se tem é o desvio padrão histórico que, por sua vez, adiciona pesos uniformes a todas as observações. Por se tratar de um modelo simples, sua aplicabilidade se torna alta, porém, torna-se precário por ser simétrico e uniforme (constante) em todas as observações. Outra vertente que surge com o intuito de sanar esses problemas e modelar a volatilidade (movimento nos preços) em séries históricas financeiras é introduzida por Engle (1982): os modelos ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) e sua generalização, o modelo GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity), proposta por Bollerslev (1986).

Uma vasta gama de estudos tem surgido na literatura econômica para avaliar os efeitos da transmissão da volatilidade no mercado financeiro. Uma linha de pesquisa nesta análise é formada por autores que buscam avaliar os efeitos da volatilidade no mercado acionário e reúne autores como Hu et al. (1997), Cheung e Ng (1996) e Pantelidis e Pittis (2004). A conclusão geral alcançada por estes autores é que existe transmissão de volatilidade entre os mercados, sendo que o sentido em que ocorre a transmissão da volatilidade pode ser unidirecional ou bidirecional.

Além desses trabalhos, existem outros estudos que buscam avaliar a volatilidade do mercado financeiro em momentos de crise. Trabalhos como os de Forbes e Rigobon (2002) e Righi e Ceretta (2013) comprovam que em períodos de crise existe um forte aumento de correlação entre os ativos e conseqüentemente aumento da volatilidade.

Many people believe that every time one developing country sneezes, the rest of the world's emerging markets are likely to suffer from acute pneumonia. No matter how good their fiscal accounts are or how balanced the external accounts look, all countries are affected, at least to some degree, when a financial crisis hits somewhere across the globe. (Roberto Rigobon, 2002).

Roberto Rigobon, em uma de suas pesquisas (*International Financial Contagion: Theory and Evidence in Evolution*) para o MIT, descreve diversos casos de crises que ocorreram durante a história, com o pretexto de demonstrar e observar a amplitude das crises; ou seja, observar quem as causou e quem sofreu com ela.

Nessa explanação, o autor apresenta o caso presenciado pelo Brasil chamado internacionalmente de *Brasilian Sneeze* (o “espirro brasileiro”), ocorrido em 1999, com desvalorização do real, em que ele expõe que tal crise afetou apenas o mercado interno, sem se propagar demasiadamente (por mais que a Argentina tenha sofrido muito).

Essa transmissão de volatilidade entre mercados ou, em outras palavras, esse contágio financeiro, ocorre em momentos de crises internacionais. Porém, é necessário, segundo Carvalho (2007), que se determine corretamente se estes momentos são momentos de contágio, ou apenas momentos de interdependência, em razão das relações existentes entre os mercados serem bem interligadas. Co movimentos entre mercados podem acontecer mesmo durante os tempos de tranquilidade, sendo este um movimento de interdependência e não de transmissão. O contágio, segundo Carvalho (2002), implica necessariamente em uma mudança nas ligações existentes entre os mercados, e essa mudança deve gerar uma elevação da interligação entre os mesmos e, junto dela, gera também uma elevação da volatilidade.

Neste contexto, Righi e Ceretta (2008), desenvolvem um estudo em que demonstram, através de um modelo GARCH multivariado com parametrização BEKK, o comportamento da volatilidade do índice brasileiro com relação a outros mercados. Em seu estudo os autores analisam o mercado americano, argentino, mexicano e chinês e, com cerca de 10 anos de dados diários, sua análise é dividida em 3 períodos que compreendem a crise sub prime de 2007/2008 (os períodos são: antes, durante e depois da crise). Os autores concluem que em períodos de crise há

uma elevação da volatilidade dos mercados em geral e, no caso brasileiro, essa elevação de risco gera uma mudança na direção dessa causalidade, além de corroborar com a literatura que afirma que essa elevação de risco sofre uma influência na volatilidade condicional desses países.

Segundo os autores, isso se deveu pelo fato do Brasil ter sofrido pouco com a crise financeira internacional – ademais, no período posterior à crise esse relacionamento de causalidade passa a ser menos assimétrico – devido principalmente à diminuição da incerteza e conseqüentemente da volatilidade internacional.

Contudo, essa alteração de um cenário positivo para um negativo devido a uma externalidade, passa a ser estudado abundantemente em primeira instância para/com mercados e bolsas internacionais, a fim de prever possíveis impactos sistêmicos.

Para verificar a hipótese de que existe causalidade de volatilidade entre as séries, isto é, a variável 1 causa a variável 2, ou vice-versa, a maioria dos estudos utiliza como abordagem o trabalho de Granger et al. (2000). Este conceito propõe (para variáveis estacionárias) que a variável 1 causa a variável 2 se os valores passados de 1 melhoram as previsões de 2.

Estudos sobre a volatilidade dos ativos e a sua dinâmica temporal têm sido abordados desde antes de Lo e Mackinlay (2015), porém são os mesmos que observam a existência de uma correlação cruzada entre as ações. É demonstrado que essas correlações seriam assimétricas, ou seja, que uma volatilidade seria a causadora da outra. No entanto, outras vertentes teóricas têm mostrado que ao utilizar dados voláteis e instáveis, típicos de economias emergentes, é melhor utilizar a causalidade de segunda ordem, ou seja, causalidade em variância (FORBES e RIGOBON, 2002).

Segundo Cheung e Ng (1996), essa transmissão poderia ser captada através da análise na causalidade em variância, visto que essa variação é tida como uma maneira de refletir a chegada de novas informação e também são capazes de medir a extensão em que os mercados avaliam e assimilam essa nova informação. Ross (1989), demonstra que, em uma economia sem arbitragem, a variância dos

preços está diretamente relacionada com a taxa de fluxo de informações para o mercado. Engle, Ito e Lin (1990), no entanto, atribuem essa alteração na variância como sendo o tempo requerido pelos participantes do mercado no processamento de novas informações ou na coordenação de políticas. Assim, a relação entre fluxo de informação e volatilidade oferece uma perspectiva interessante para interpretar a causalidade em variância entre séries temporais econômicas. Em segundo lugar, o padrão de causalidade na variância fornece uma visão sobre as características e dinâmica dos preços econômicos e financeiros, e tal informação pode ser usada para construir modelos econométricos melhores, descrevendo a dinâmica temporal das séries.

Cheung e Ng (1996) introduzem a abordagem para avaliar a causalidade na variância e tal método se configura em dois passos, a saber: No primeiro, modelos GARCH univariados são estimados para cada variável. O próximo passo consiste em testar a significância das funções de correlação cruzadas entre o quadrado dos resíduos padronizados das equações estimadas no primeiro passo. Assim, a hipótese de causalidade entre a variância da variável 1 sobre 2 é equivalente ao teste da significância de $r_{uv}(k)$ e $r_{ue}(k)$.

Os estudos de Caporale et al. (2002), van Dijk et al. (2005), Pantelidis e Pittis (2004) e Bhar e Hamori (2005), utilizando a abordagem de Cheung e Ng (1996), realizam o teste de causalidade em variância para avaliar a causalidade entre as séries estudadas, em grande parte a relação entre os mercados de ativos. A conclusão geral alcançada por estes autores é que existe transmissão de volatilidade entre os mercados e que o sentido encontrado é em grande parte bidirecional.

Embora a literatura econômica reconheça a existência de transmissão de volatilidade entre os ativos e a influência deste efeito sobre as variáveis macroeconômicas, a maioria dos estudos está relacionada a identificar a estrutura de dependência entre os países distintos ou testar a ocorrência de mudanças (decorrentes de crises financeiras) nesta estrutura. Assim, existe uma lacuna na literatura de finanças que diz respeito à existência de canais de propagação de volatilidade entre agrupamentos menores de ativos financeiros.

Essa lacuna tem sido preenchida nos últimos anos, visto que é cada vez mais observável a sua capacidade de explicação. Contudo, dentro do arcabouço da literatura brasileira, segundo o trabalho de Marcelo Righi e Paulo Sérgio Ceretta (2012), foi observado que havia transmissão de volatilidade entre pares de índices brasileiros. Portanto, foi possível corroborar seu estudo com as hipóteses de que a transmissão em países emergentes realmente existe e de maneira intersetorial (no caso de seu estudo a transmissão ocorreu de maneira unidirecional – partindo do índice Mid-Large Cap para o índice Small-Cap (que são compostos pelas ações de grande e pequena capitalização, respectivamente)).

3. METODOLOGIA

Com a finalidade de observar a transmissão de volatilidade entre os índices que compõem o Ibovespa, o presente trabalho utilizar-se-á de dados diários que compreendem o período de 01/01/2008 a 27/02/2015. Através da modelagem proposta por Cheung e Ng (1996), causalidade na variância, alicerçada nas análises Phylaktis et al. (2011), no que tange ao fato de tratar-se do mercado brasileiro e, conseqüentemente latino americano, propõe-se observar essa transmissão de maneira regional, o que justifica a escolha dos objetos descritos anteriormente.

O trabalho estenderá sua pesquisa e proposta principalmente através do viés quantitativo e, a partir das séries de preços coletados, busca-se verificar a ocorrência de transmissão de volatilidade entre os mercados.

3.1 DADOS UTILIZADOS

Abaixo encontram-se todas as variáveis utilizadas e as fontes de onde foram coletadas:

Símbolo	Descrição	Fonte	Unidade
S_t	Taxa de Câmbio	BCB-SGS*	R\$/US\$
i_t	Taxa de Juro	BCB-SGS	Percentual
$S_{t,e}$	Expectativa de Câmbio do mercado um mês a frente	BCB-SGS	R\$/US\$
S_t^e	Desvio da Taxa de Câmbio em relação as expectativas dos agentes	Notas do BCB	R\$/US\$
D_e	Dummie Cambial	Notas do BCB	
i_t^e	Desvio da Taxa de Juros do Mercado um mês a frente	Notas do BCB	Percentual
$i_{t,e}$	Expectativa de Juros do mercado um mês a frente	BCB-SGS	Percentual
iee_t	Índice Energia Eletrica	Economática	Índice
$in dx_t$	Índice Industrial	Economática	Índice
$icont$	Índice Consumo	Economática	Índice
$imob_t$	Índice Imobiliário	Economática	Índice
$imatt$	Índice de Materiais Básicos	Economática	Índice
$util_t$	Índice de Utilidade Pública	Economática	Índice
$ibov_t$	Índice Ibovespa	Economática	Índice
$ifnxt$	Índice Financeiro	Economática	Índice

Fonte: Elaboração própria

3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

O teste de causalidade em variância é sensível à presença de causalidade em média. Por esse motivo é escolhido o modelo ARMA para filtrar a relação na média existente entre as variáveis (TSAY, 2012):

$$r_t = \phi + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + a_t - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} \quad (1).$$

Sendo r_t o retorno do ativo no período t , a_t é com média zero e variância 1, p identifica as defasagens do retorno do ativo e q identifica as defasagens da inovação.

O modelo VAR é utilizado para identificar a relação existente entre as variáveis financeiras e econômicas consideradas, sendo assim, é empregada a metodologia desenvolvida por Toda (1995), que apresenta uma alternativa ao modelo VAR tradicional, capaz de contornar o fato de ocorrer perdas de informações relevantes, e tornar as variáveis estacionárias:

$$I_t = \alpha_0 + \alpha_{k_1} \sum_{k=1}^p I_{t-k} + \alpha_{k_2} \sum_{k=1}^p i_{t-1}^e + \alpha_{k_3} \sum_{k=1}^p De_{t-k} + \alpha_{k_4} \sum_{k=1}^p S_{t-k}^e + \epsilon_t \quad (2),$$

em que i_t é um vetor composto pelos índices setoriais do Ibovespa descritos acima nas variáveis, representado pelo período $t-k$: iee_{t-k} denota o Índice de Energia Elétrica; $indx_{t-k}$ é o Índice Industrial; $icon_{t-k}$ é Índice de Consumo; $imob_{t-k}$ denota o Índice Imobiliário; $imat_{t-k}$ é o Índice de Materiais Básicos; $util_{t-k}$ é o Índice de Utilidade Pública; $ibov_{t-k}$ é o Ibovespa; $ifnx_{t-k}$ denota o Índice Financeiro. Além dos índices setoriais, adiciona-se ao modelo VAR estimado os seguintes indicadores macroeconômicos: i_{t-1}^e que pondera os desvios da taxa de juros em relação às expectativas do mercado; S^e que pondera os desvios da taxa de câmbio em relação às expectativas do mercado; De_{t-k} que é uma variável binária para o câmbio que identifica a ocorrência de três períodos ou mais de desvalorização cambial.

O modelo proposto por Baba, Engle, Kraft e Kroner (BEKK), o modelo Dynamic Conditional Correlation (DCC) e o modelo Constant Conditional Correlation

(CCC) são utilizados para identificar o comportamento da volatilidade existente entre os índices setoriais selecionados. Esses modelos consideram que a volatilidade varia no tempo, permitindo identificar a volatilidade dos ativos financeiros. A forma condicional do modelo BEKK mais utilizado pela literatura para explicar a volatilidade dos ativos financeiros é o modelo BEKK(p,q,k), desenvolvido por Engle (1982). Este modelo é expresso por:

$$H_t = C'C + \sum_{q=1}^Q A'_{t-q} \epsilon_{i,t-q} \epsilon'_{j,t-q} A_{t-q} + \sum_{p=1}^P B'_{t-p} H_{t-p} B_{t-p} \quad 3),$$

em que C , A_i e B_i são matrizes de parâmetros com dimensão $N \times N$, C é uma matriz triangular superior e H_t é a matriz de variância e covariância condicional. A forma matricial da variância condicional é definida por:

$$H_t = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} \\ 0 & C_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \cdot \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1}^2 & \epsilon_{1,t-1} \epsilon'_{2,t-1} \\ \epsilon_{1,t-1} \epsilon'_{2,t-1} & \epsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{21} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}' \cdot \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{11,t-1} \epsilon'_{2,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad 4).$$

O modelo BEKK capta a dependência dinâmica da volatilidade, mas apresenta diversas limitações, a saber: 1) conforme o número de ativos cresce, o número de parâmetros cresce rapidamente; 2) a e g não possuem interpretação direta; e 3) conforme o número de variáveis aumenta, o número de parâmetros cresce rapidamente, dificultando a estimação do modelo.

Uma alternativa ao modelo BEKK é o modelo de correlação condicional constante (CCC), proposto por BOLLERSLEV (1986). Este modelo restringe a matriz de correlações tornando-a constante. Sendo assim, somente os desvios condicionais são variáveis no tempo. O modelo CCC pode ser definido conforme a formulação. Ele é obtido a partir da decomposição de Cholesck ($\Sigma_t = L_t G L_t$) da matriz de covariâncias e é definido por:

$$\Sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \Sigma_{t-1} \quad 5),$$

no qual α_1 e β_1 são matrizes não-negativas definidas e ϵ_t^2 pode ser reescrito como um modelo ARMA(1,1) bivariado com $n_t = \epsilon_t^2 - \Sigma_t$:

$$\epsilon_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \epsilon_{t-1}^2 + n_t - \beta_1 n_{t-1} \quad 6).$$

A limitação apresentada pelo modelo CCC é que ele considera que a matriz de correlação entre os ativos permanece constante ao longo do tempo. Para contornar esta limitação, Tse e Tsui (2000) adotam o modelo de correlação condicional dinâmica (DCC):

$$\sum_t = D_t R_t D_t \quad (7),$$

em que D_t é uma matriz diagonal com GARCH univariados e R_t é uma matriz de correlação dos resíduos padronizados:

$$R_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)R_t + \theta_1 \psi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1} \quad (8).$$

Por sua vez θ_1 e θ_2 são parâmetros não-negativos sujeitos à restrição $\theta_1 + \theta_2 < 1$ e ψ é uma matriz positiva definida:

$$\psi_{ijt-1} = \frac{\sum_{m=1}^M u_{it} - u_{jt-m}}{\sqrt{(\sum_{m=1}^M u_{it-m}^2)(\sum_{m=1}^M u_{jt-m}^2)}} \quad (9),$$

na qual $u_{it} = \frac{\epsilon_{it}}{h_{it}}$.

Um modelo semelhante $\sum_t = D_t R_t D_t$, no qual R_t é definido como uma matriz diagonal com GARCH univariados, enquanto R_t é uma matriz de correlação dos resíduos padronizados com dinâmica:

$$\sum_t = \left(1 - \sum_{l=1}^L \alpha_l\right) - \left(\sum_{s=1}^S \beta_s \sum_{l=1}^L \alpha_l\right) u_{t-1} u'_{t-1} + \sum_{s=1}^S \beta_s \sum_{t-s} \quad (10),$$

em que u_t , α_l e β_s são parâmetros não negativos que satisfazem a restrição $\sum_{l=1}^L \alpha_l + \sum_{s=1}^S \beta_s < 1$ e Q é uma matriz de variância não condicional.

Esta metodologia se caracteriza pela dificuldade de mensuração da ordem adequada do AR e do MA para estimar o modelo ARMA(p,q) e através dele estimar qual o modelo de volatilidade BEKK, CCC ou DCC que explica melhor a dinâmica apresentada pela volatilidade. A identificação das ordens AR e MA exige muita cautela porque uma estimação de um modelo ARMA(p,q) com ordens incorretas pode comprometer o ajuste do modelo e, por conseguinte, comprometer a análise da volatilidade. Ademais, conforme enfatizado por Cheung e Ng (1996), a causalidade em média precisa ser filtrada quando se pretende testar se existe causalidade em variância entre duas variáveis.

Os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC) são utilizados para identificar a ordem AR e MA dos modelos ARMA(p,q) para identificar qual o modelo de volatilidade que apresenta melhor ajuste. Dessa maneira, os critérios de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC) são utilizados com o intuito de se escolher o número de defasagens empregadas na estimação do modelo,

$$AIC_{p,q} = \ln \Gamma(\Theta) + \frac{2(p+q)}{N} \quad (11)$$

$$BIC_{p,q} = \ln \Gamma(\Theta) + (p+q) \frac{\ln N}{N} \quad (12).$$

$\Gamma(\Theta)$ é o estimador de máxima verossimilhança. Portanto, o modelo que apresentar os menores valores para os critérios de informação será o escolhido. Cheung e Ng (1996) desenvolveram um teste para detectar a presença de causalidade em variância. Para isto, consideram que dado o conjunto de ativos $y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$, y_{2t} causa y_{1t} em variância se

$$E[(y_{1t} - \mu_{1t})^2 | \Omega_{t-1}] \neq E[(y_{1t} - \mu_{1t})^2 | \Omega_{1t-1}] \quad (13),$$

em que Ω_{it} representa o conjunto de informações, definido por $\Omega_{it} = \{y_{it-j}; j \leq 0\}$, $i = 1, 2$, $\Omega_t = \Omega_{1t} \cup \Omega_{2t}$ e μ_{it} é a média de y_{it} condicional em Ω_{it} .

Denotando-se $\epsilon_{it} = y_{it} - \mu_{it}$ e considerando $\epsilon_{it} = \xi_{it} \sqrt{h_{it}}$, em que h_{it} é uma função positiva variante no tempo, ξ_{it} uma inovação com $E[\xi_{it}^2 | \Omega_{it-1}] = 1$. Como h_{it} , por construção, é a variância condicional de ϵ_{it} , ou seja, $h_{it} = V[\epsilon_{it} | \Omega_{it-1}]$, então a hipótese nula de que y_{2t} não causa y_{1t} em variância pode ser formulada como: $H_0: V[\epsilon_{it} | \Omega_{it}] = V[\epsilon_{it} | \Omega_{1t-1}]$. O resíduo padronizado ao quadrado é definido como:

$$v_t = \frac{(y_{1t} - \mu'_{1t})^2}{h'_{1t}} \quad (14),$$

$$v_t = \frac{(y_{2t} - \mu'_{2t})^2}{h'_{2t}}$$

e a correlação cruzada para a defasagem k por

$$r_{uv}(k) = \frac{c_{uv}}{\sqrt{c_{uu}(0)c_{vv}(0)}} \quad (15),$$

em que $C_{uv}(k)$ é a covariância cruzada amostral, ou seja:

$$C_{uv}(k) = \begin{cases} \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (u_t - u')(v_{t-k} - v'), & \text{se } k \leq 0 \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-k} (u_t - u')(v_{t-k} - v'), & \text{se } k < 0 \end{cases},$$

no qual T é o tamanho da amostra, u' e v' são as médias amostrais de u_t e v_t , respectivamente, e $C_{xx} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - x')^2$ para $x = u, v$ é a variância.

H_0 pode ser testado através da estatística:

$$S = T \sum_{k=1}^K R_{uv}^2(k) \quad (16),$$

que possui distribuição assintótica qui-quadrado com k graus de liberdade. Contudo, Hong (2001) propôs duas modificações neste teste: 1) ele considera que a média amostral μ_{it} representa a média de y_{it} condicional para toda a informação (Ω_{t-1}) o que garante que a causalidade na média não influencia no teste de causalidade em variância. 2) sugere pesos para as correlações cruzadas para obter um teste mais poderoso:

$$Q = \frac{T \sum_{k=1}^{T-1} w^2(k; K) r_{uv}^2(k) - C(w)}{\sqrt{2D(w)}} \sim N(0,1) \quad (17),$$

em que $w(k; K)$ representa uma função peso Bartlett Kernel

$$C_w = \begin{cases} 1 - \left| \frac{k}{k+1} \right|; & \text{se } \frac{K}{k+1} \leq 1 \\ 0; & \text{caso contrario,} \end{cases}$$

sendo

$$C_w = \frac{\sum_{k=1}^{T-1} (1-k)}{T w^2(k; K)} \quad (18),$$

$$D(w) = \sum_{k=1}^{T-1} \left(1 - \frac{k}{T}\right) (1 - (k+1)/T) w^4(k; K) \quad (19),$$

Que são aproximadamente a média e a variância de $\sum_{k=1}^{t-1} w^2(k; K) r_{uv}^2(k)$.

3.3 DESVIOS DAS EXPECTATIVAS: UMA PEQUENA DIGRESSÃO

O presente estudo incorpora a expectativa dos agentes em relação à taxa de juros e câmbio futuro como variáveis que afetam a transmissão de volatilidade entre os índices do Ibovespa. Contudo, através do levantamento, as expectativas dos

juros futuros podem ser classificadas em otimistas, pessimistas ou neutras, sendo representadas por uma expectativa de juros futuros maiores, menores ou iguais aos da data vigente.

A tabela 1 apresenta como se comportam as expectativas do mercado segundo o modelo utilizado que, por sua vez, trabalha ponderando os desvios das taxas efetivas do período com as expectativas dos agentes e, dessa maneira, possuindo uma resposta binária, que é a de manter ou não a mesma expectativa passada no período seguinte.

Assim, a tabela expressa um indivíduo no mercado e sua expectativa com relação à taxa de juros futura. No período 1, este agente possui uma expectativa neutra com relação às taxas para o futuro, porém a taxa efetiva é menor que a anterior (caindo de 11% para 10%). Desta maneira, a expectativa de taxas futuras do indivíduo se altera, mudando de 11% para 10,5%; Já no período seguinte a taxa encontrada continua reduzindo, de 10% para 9%, ao contrário do que esperavam os investidores. Contudo, a expectativa para o período seguinte muda novamente, dessa vez, para 9,5% pois ainda acredita num aumento de taxa (expectativa positiva). Este aumento de taxa não se confirma, tendo como valor a taxa efetiva de 8% fazendo nesse momento com que as expectativas dos agentes se alterem para pessimistas, esperando uma taxa futura de 7,5%. Até que no quinto período, a taxa de juros apresenta uma inflexão e aumenta para 9%. Como os agentes estão pessimistas em relação ao comportamento da economia, a expectativa de taxa de juros aumenta para apenas 8.5%. No sexto período, a taxa de juros sobe para 10% e os agentes continuam pessimistas, ajustam as suas expectativas para apenas 9.75%. Por fim, no sétimo período a taxa de juros sobe para 11% e os agentes alteram suas expectativas novamente e se tornam otimistas, ajustando as suas expectativas para 11.5%.

Os valores obtidos para Δi evidenciam que o sinal desta variável consegue identificar o comportamento dos agentes. Quando o sinal é positivo significa que os agentes estão otimistas em relação à economia, e quando o sinal é negativo os agentes estão pessimistas em relação à economia. A magnitude de Δi identifica o quanto o mercado está otimista ou pessimista. Esta é a grande vantagem desta variável, uma vez que, além de identificar se as expectativas dos

agentes estão aumentando ou diminuindo, ela também consegue captar a intensidade das expectativas.

Tabela 1: Comportamento de Δ_i

Período	Juros	Expectativa de Juros	Δ_i
1	11,00	11	0
2	10,00	10,5	0,50
3	9,00	9,5	0,50
4	8,00	7,5	-0,50
5	9,00	8,5	-0,50
6	10,00	9,75	-0,25
7	11,00	11,5	0,50

Fonte: Elaboração própria

4 RESULTADOS OBTIDOS

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas obtidas para os ativos analisados. Os resultados apresentados evidenciam que o IBOV e o INDX são os ativos que apresentam maior desvio-padrão (Std), enquanto que IEE e IMAT são os índices que apresentam menores desvios- padrões. IEE, INDX e IMOB apresentam curtose (Cur.) superior a três, e os valores encontrados para a assimetria (Ass.) mostram que IMAT, IFNX e ICOM apresentam assimetria positiva. O teste de Jarque-Bera (JB) indica que nenhum dos ativos analisados possui distribuição normal e a estatística de Dickey Fuller indica que o retorno de todos os ativos é estacionário.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Ativo	Média	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Curtose	Assimetria	Jarque Bera	ADF
iee_t	0,00	-0,09	0,12	0,01	11,77	-0,02	5502,84	-19,8
$indx_t$	1,0E+04	4,4E+03	1,3E+04	1,9E+03	3,91	-1,17	4147,45	-21,1
$icont$	1716,84	602,23	2860,00	609,89	1,76	0,01	4629,11	-20,5
$imob_t$	764,36	213,48	1143,00	180,78	3,59	-0,92	3152,33	-21,0
$imat_t$	1859,80	934,81	3156,57	401,89	2,91	0,44	1895,54	-20,1
$util_t$	2383,86	1162,60	3553,00	550,73	2,17	-0,19	5160,87	-20,0
$ibov_t$	5,7E+04	2,9E+04	7,4E+04	8,5E+03	2,91	-0,46	3167,53	-20,0
$ifnxt$	3514,86	1325,48	5848,47	866,68	2,81	0,03	5364,81	-20,0
D_t^e	-0,01	-0,22	0,12	0,04	6,07	-0,94	5379,30	-7,4
i_t^e	0,17	-0,65	0,86	0,37	2,39	-0,31	2,02E+04	-2,0
s_t^e	0,22	0,00	1,00	0,42	2,77	1,33	1022,50	-12,2

Fonte: Elaboração própria

A Figura 1 (anexo) indica a ocorrência de três clusters de volatilidade nos ativos analisados: 1) em 2008, provocado pela crise do *subprime*; 2) no terceiro trimestre de 2011 e 3) a partir do terceiro trimestre de 2014. Estes resultados vão ao encontro da hipótese levantada de que existe transmissão de risco entre esses ativos, e que há também aumento da volatilidade em períodos de crise. A única exceção é IEE, cuja volatilidade apresenta uma instabilidade crescente a partir de 2012.

A Figura 2 (anexo) apresenta os valores encontrados para a expectativa dos juros e câmbio futuro em forma gráfica. Os resultados consolidados nesta figura indicam que as expectativas de câmbio (gráfico da direita) estão sendo corrigidas

rapidamente, enquanto que as expectativas em relação ao comportamento da taxa de juros (gráfico da esquerda) levam um período maior para serem corrigidas.

Como a taxa de câmbio é definida pela interação entre a oferta e a demanda, o desvio das expectativas em relação à taxa de câmbio é rapidamente corrigido. Estes resultados vão ao encontro da lei da arbitragem e a teoria de mercados eficientes, que argumentam que qualquer desvio entre o preço de mercado e o preço ótimo é rapidamente corrigido (Fama, 1970). Como uma proporção elevada dos ativos que compõem o mercado financeiro pertence a investidores estrangeiros, o desvio das expectativas de câmbio em relação à taxa de câmbio pode captar a percepção de risco dos investidores estrangeiros em relação à economia brasileira. A taxa Selic não é definida apenas pelas forças do mercado.

O Banco Central possui o monopólio da oferta de moeda e pode utilizar a política monetária para alcançar diferentes objetivos. A consequência disso é que pode existir uma discordância, no curto prazo, entre a taxa de juros definida pelo Banco Central e a taxa de juros esperadas pelo mercado. No longo prazo, a lei da arbitragem garante a convergência entre a taxa de juros definida pelo Banco Central e as expectativas do mercado. Contudo, essa discordância entre a política realizada pelo Banco Central e a política ideal defendida pelo mercado levaria a um aumento da incerteza. Por sua vez, este aumento da incerteza em relação à condução da política monetária, acaba influenciando no comportamento dos ativos que compõem o mercado financeiro, aumentando a sua volatilidade, convergindo com a teoria de Forbes e Rigobon (2002) e Righi e Ceretta (2013), que aponta a incerteza como um dos motivos pela elevação da volatilidade. Os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz foram utilizados para identificar quantas defasagens deveriam ser utilizadas para estimar os modelos ARMA, cujo resíduo foi utilizado para testar a presença de causalidade em variância. Os valores encontrados para o AIC indicam que o modelo ARMA (2,2) deve ser utilizado para todos os ativos. A única exceção é o ICON, que deve ser estimado através de um modelo ARMA (1,1) (tabela 3).

Tabela 3: critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz

arma(2,2)	IEE	AIC	-10.288	-10.287	-10.286	-10.292	-10.290	-10.289	-10.290	-10.281	-10.279	-10.274
		BIC	-10.271	-10.265	-10.258	-10.258	-10.251	-10.244	-10.240	-10.225	-10.218	-10.208
arma(1,1)	INDX	AIC	-9.3907	-9.3913	-9.3914	-9.3951	-9.3934	-9.3918	-9.3893	-9.3806	-9.3779	-9.3793
		BIC	-9.3741	-9.3691	-9.3637	-9.3618	-9.3545	-9.3474	-9.3394	-9.3251	-9.3169	-9.3127
arma(2,2)	ICON	AIC	-9.9628	-9.9634	-9.9592	-9.9648	-9.9635	-9.9589	-9.9570	-9.9481	-9.9467	-9.9454
		BIC	-9.9461	-9.9412	-9.9314	-9.9315	-9.9247	-9.9145	-9.9071	-9.8926	-9.8856	-9.8788
arma(2,2)	IMOB	AIC	-8.1654	-8.1649	-8.1454	-8.1653	-8.1460	-8.1446	-8.1420	-8.1364	-8.1333	-8.1354
		BIC	-8.1488	-8.1427	-8.1177	-8.1320	-8.1072	-8.1002	-8.0921	-8.0809	-8.0723	-8.0688
arma(2,2)	IMAT	AIC	-8.4959	-8.4960	-8.4933	-8.5014	-8.4970	-8.4959	-8.4941	-8.4858	-8.4815	-8.4812
		BIC	-8.4792	-8.4738	-8.4656	-8.4681	-8.4581	-8.4515	-8.4441	-8.4303	-8.4204	-8.4146
arma(2,2)	UTIL	AIC	-9.8821	-9.8803	-9.8791	-9.8866	-9.8844	-9.8833	-9.8847	-9.8718	-9.8716	-9.8670
		BIC	-9.8655	-9.8581	-9.8513	-9.8533	-9.8455	-9.8389	-9.8348	-9.8163	-9.8106	-9.8004
arma(2,2)	IBOV	AIC	-9.0185	-9.0135	-9.0125	-9.0200	-9.0178	-9.0174	-9.0147	-9.0014	-8.9992	-9.0002
		BIC	-9.0018	-8.9913	-8.9847	-8.9867	-8.9789	-8.9730	-8.9647	-8.9459	-8.9381	-8.9336
arma(2,2)	IFNX	AIC	-8.6717	-8.6704	-8.6700	-8.6865	-8.6828	-8.6886	-8.6813	-8.6556	-8.6539	-8.6598
		BIC	-8.6551	-8.6482	-8.6423	-8.6532	-8.6439	-8.6442	-8.6313	-8.6001	-8.5928	-8.5931

Fonte: Elaboração própria

Com a finalidade de observar essa transmissão, foi realizado o teste de causalidade em variância, e os resultados são apresentados nas tabelas 4. A interpretação das tabelas ocorre de maneira temporal, na qual a tabela 4 possui a relação de tempo defasada. A interpretação é realizada através do teste Q, representada pelos valores apresentados nas tabelas, que, por sua vez, para terem significância de pelo menos 95%, eles precisam ser maiores que 1,64 (número referente à estatística T), sendo marcados quando significantes com o “**” posteriormente ao seu número.

Interpretando a tabela 4, pode-se observar que na defasagem de segunda ordem, definida pelos critérios de informação apresentado anteriormente, IBOV causa ICON, IEE e UTIL com intensidades diferentes, sendo elas, respectivamente, 5,58, 2,82 e 2,21. Esse raciocínio deve se estender por todas as linhas da figura. Dessa maneira, pode-se observar que ICON (observado na primeira defasagem, t_{-1}) causa apenas UTIL. O índice de energia elétrica (IEE), por sua vez, causa: ICON, IMAT e INDX com os valores de 2,76, 1,76 e 2,49 respectivamente. O IFNX causa apenas IMOB com valor de 3,52. IMAT causa ICON, IEE e UTIL. IMOB causa apenas UTIL. INDX por sua vez, causa apenas IMOB E UTIL. E UTIL apenas ICON e INDX. Vale destacar que o maior valor encontrado para essa transmissão é a causalidade entre IMAT e UTIL que possui valor de 5,92. Uma das possíveis razões para haver uma causalidade dessa magnitude entre e IMAT e UTIL é o fato da IMAT ser representada pelas empresas de fornecedores de materiais básicos e, dessa

maneira, essas empresas são muito dependentes das empresas que compõem o índice de utilidade pública, relacionadas, por sua vez, ao fornecimento de energia, água e gás principalmente. Dessa forma haveria uma relação de causa e efeito de grande proporção. Um fato a se destacar nos resultados é que essa transmissão não ocorre para todos os ativos que compõem o mercado, em momento que há aumento da incerteza. Isto contraria a literatura econômica segundo a qual a correlação entre os ativos que pertencem ao mercado financeiro aumenta significativamente em períodos de incerteza.

Tabela 4: Valor encontrado para o teste de Causalidade em variância – em períodos defasados

Discriminação	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5
IBOV causa ICON	2,59*	2,82*	3,61*	3,61*	3,62*
IBOV causa IEE	2,04*	2,21*	2,95*	2,96*	3*
IBOV causa IFNX	-0,39	-0,18	5,9*	5,89*	5,87*
IBOV causa IMAT	-0,44	-0,87	0,71	0,87	0,87
IBOV causa IMOB	0,63	0,88	2*	2,11*	2,12*
IBOV causa INDX	-0,19	-0,35	0,97	0,99	0,99
IBOV causa UTIL	4,89*	5,58*	6,24*	6,19*	6,21*
ICON causa IBOV	-0,24	-0,67	1,09	1,01	0,98
ICON causa IEE	0,62	0,62	2,08*	2,07*	2,08*
ICON causa IFNX	-0,15	-0,43	5,37*	5,3*	5,28*
ICON causa IMAT	-0,43	-0,78	0,26	0,19	0,16
ICON causa IMOB	1,31	2,51*	3,27*	3,17*	3,14*
ICON causa INDX	-0,10	-0,05	1,04	1,03	1,04
ICON causa UTIL	2,64*	2,88*	3,97*	3,85*	3,84*
IEE causa IBOV	1,44	1,38	2,37*	2,36*	2,35*
IEE causa ICON	2,54*	2,76*	3,32*	3,34*	3,36*
IEE causa IFNX	0,20	0,18	4,33*	4,23*	4,21*
IEE causa IMAT	1,23	1,76*	2,22*	2,18*	2,17*
IEE causa IMOB	-0,26	-0,19	0,06	0,10	0,18
IEE causa INDX	1,9*	2,49*	3,06*	3,01*	3,01*
IEE causa UTIL	-0,16	-0,53	0,89	0,93	0,94
IFNX causa IBOV	-0,48	-0,92	0,44	0,47	0,47
IFNX causa ICON	0,09	-0,20	-0,27	-0,26	-0,24
IFNX causa IEE	-0,29	-0,61	-0,37	-0,36	-0,34
IFNX causa IMOB	2,75*	3,52*	3,69*	3,72*	3,74*
IFNX causa IMAT	-0,29	-0,33	0,37	0,48	0,49
IFNX causa INDX	-0,49	-0,02	0,23	0,23	0,23
IFNX causa UTIL	0,43	0,18	0,42	0,42	0,42
IMAT causa IBOV	-0,32	-0,69	0,99	0,96	0,93
IMAT causa ICON	2,32*	2,5*	3,47*	3,46*	3,48*
IMAT causa IEE	2,17*	2,62*	3,08*	3,09*	3,13*
IMAT causa IFNX	-0,28	-0,06	4,87*	4,94*	4,92*
IMAT causa IMOB	-0,01	0,07	0,88	1,02	1,02
IMAT causa INDX	-0,49	-0,92	0,68	0,70	0,70
IMAT causa UTIL	5,02*	5,92*	6,22*	6,09*	6,09*
IMOB causa IBOV	-0,38	-0,43	0,39	0,29	0,27
IMOB causa ICON	-0,49	0,00	0,32	0,32	0,33
IMOB causa IEE	0,83	0,67	0,95	0,96	0,97
IMOB causa IFNX	1,17	1,59	4,82*	4,72*	4,7*
IMOB causa IMAT	0,33	0,26	0,58	0,48	0,46
IMOB causa INDX	0,11	-0,13	0,20	0,24	0,26
IMOB causa UTIL	2,32*	2,43*	2,68*	2,57*	2,55*
INDX causa IBOV	-0,45	-0,89	1,16	1,09	1,07
INDX causa ICON	1,07	1,08	2,5*	2,4*	2,42*
INDX causa IEE	1,46	1,52	2,57*	2,56*	2,6*
INDX causa IFNX	0,12	0,37	6,77*	6,76*	6,74*
INDX causa IMAT	0,23	-0,09	1,25	1,21	1,19
INDX causa IMOB	1,45	2,02*	3,01*	2,96*	2,93*
INDX causa UTIL	4,21*	4,78*	5,37*	5,24*	5,24*
UTIL causa IBOV	1,32	1,25	2,48*	2,45*	2,43*
UTIL causa ICON	2,56*	2,85*	3,67*	3,74*	3,77*
UTIL causa IEE	-0,42	-0,87	1,05	1,41	1,43
UTIL causa IFNX	-0,12	0,03	4,42*	4,34*	4,31*
UTIL causa IMAT	1,09	1,42	2*	2,03*	2,03*
UTIL causa IMOB	-0,35	-0,57	-0,01	0,15	0,20
UTIL causa INDX	1,58	2,05*	2,81*	2,83*	2,84*

Fonte: Elaboração própria

O teste de causalidade em variância é realizado novamente para o período entre 01 de janeiro de 2010 e 27 de fevereiro de 2015, a justificativa para isso, é a ocorrência da crise de 2008, que devido a sua magnitude pode ter enviesado os resultados obtidos, pelo aumento da volatilidade observado neste período, como indica a literatura. Contudo, a tabela 5 representa os resultados obtidos através desse novo teste.

De maneira geral, nos resultados encontrados para o período após 2010, pode-se observar uma redução nos valores apresentados anteriormente na tabela 4, mas pode-se concluir que a nova realização do teste para o período posterior à crise melhorou a análise dos resultados, pois algumas causalidades encontradas anteriormente diminuíram sua expressão e/ou perderam confiança, haja vista a redução dos valores apresentados. Esta verificação, por sua vez, corrobora a hipótese levantada de que a transmissão de risco diminuiu bastante quando realizada a segmentação correta da amostra.

Tabela 5: Valor encontrado para o teste de Causalidade em variância - após 2010, em períodos defasados

Descriminação	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5
IEE causa INDX	1,66096350600867*	2,12175757010408*	2,80051952275373*	2,74583806250481*	2,74472441816309*
INDX causa IEE	2,37582458564214*	3,3648838885593*	3,36336465214655*	3,35217765401586*	3,36545576442907*
IEE causa ICON	1,05	1,27	1,38	1,46	1,45
ICON causa IEE	1,37	2,51159692220751*	2,74369276279053*	2,72777540969692*	2,7277736566912*
IEE causa IMOB	0,66	1,03	0,79	0,95	0,97
IMOB causa IEE	1,66639096908186*	1,98004212057787*	1,71824794288757*	1,74483157221736*	1,74574809090495*
IEE causa IMAT	4,0114360662913*	5,37437690973709*	5,13880561675996*	5,04302170202951*	5,01798334151139*
IMAT causa IEE	3,01993383989979*	4,39611543047841*	4,12599169040876*	4,13902568326173*	4,14847622795289*
IEE causa UTIL	-0,46	-0,54	-0,03	0,11	0,09
UTIL causa IEE	-0,48	-0,09	0,38	0,71	0,71
IEE causa IBOV	-0,11	-0,50	0,00	-0,09	-0,09
IBOV causa IEE	3,18725783885308*	4,4332461294925*	4,24695452147112*	4,24619509166496*	4,25138621429843*
IEE causa IFNX	1,85092965660368*	2,61925352308634*	4,29289034755883*	4,42852738643915*	4,45989353764674*
IFNX causa IEE	-0,07	0,34	0,15	0,16	0,16
INDX causa ICON	-0,09	0,17	0,65	0,58	0,57
ICON causa INDX	-0,04	0,04	1,12	1,12	1,12
INDX causa IMOB	-0,11	0,30	0,12	0,22	0,22
IMOB causa INDX	0,12	0,07	0,50	0,51	0,54
INDX causa IMAT	-0,24	-0,63	-0,42	-0,48	-0,49
IMAT causa INDX	-0,49	-0,95	0,69	0,71	0,71
INDX causa UTIL	2,08219753327318*	2,56247755714082*	2,67573497488923*	2,5742203890762*	2,55666950160262*
UTIL causa INDX	1,39	1,82081282997666*	2,75982779425499*	2,76491526095499*	2,77081938684532*
INDX causa IBOV	-0,01	-0,17	0,63	0,63	0,62
IBOV causa INDX	-0,12	-0,10	1,34	1,36	1,36
INDX causa IFNX	-0,42	0,00	2,54170105031575*	2,69982774241113*	2,72183141821736*
IFNX causa INDX	-0,49	0,33	0,72	0,71	0,71
ICON causa IMOB	-0,18	1,19	0,95	0,92	0,92
IMOB causa ICON	-0,33	1,68287668753648*	1,51	1,53	1,54
ICON causa IMAT	1,30	1,52	1,60	1,50	1,49
IMAT causa ICON	0,91	1,18	1,50	1,56	1,56
ICON causa UTIL	0,92	1,19	1,68342144515226*	1,58	1,56
UTIL causa ICON	0,97	1,22	1,57	1,67345098459733*	1,67995116092195*
ICON causa IBOV	-0,40	-0,81	-0,09	-0,09	-0,12
IBOV causa ICON	0,84	0,90	1,16	1,21	1,21
ICON causa IFNX	-0,35	-0,46	1,66380863971062*	1,88494721633708*	1,88133509746516*
IFNX causa ICON	-0,45	-0,93	-1,08	-1,07	-1,07
IMOB causa IMAT	-0,47	-0,79	-0,87	-0,95	-0,97
IMAT causa IMOB	0,65	0,95	0,73	0,00	1,01
IMOB causa UTIL	0,94	0,80	0,73	0,65	0,63
UTIL causa IMOB	0,88	0,97	0,77	1,04	1,05
IMOB causa IBOV	0,75	1,87843484774019*	1,97919883216583*	1,99166785607416*	1,99199974275354*
IBOV causa IMOB	0,72	1,27	1,09	1,40	1,45
IMOB causa IFNX	-0,37	0,55	1,49	1,79458717668152*	1,79328973936169*
IFNX causa IMOB	-0,47	0,22	0,01	0,14	0,24
IMAT causa UTIL	2,81801892563932*	3,6095359254743*	3,56850499826851*	3,48334539951412*	3,46185220863679*
UTIL causa IMAT	3,69072699591924*	4,79853778912822*	4,71399124331542*	4,68831427790317*	4,6958388659624*
IMAT causa IBOV	-0,24	-0,21	0,46	0,40	0,38
IBOV causa IMAT	0,87	0,94	1,25	1,35	1,38
IMAT causa IFNX	-0,25	0,58	2,57016922778333*	2,56732851753672*	2,56672899723204*
IFNX causa IMAT	0,02	0,53	0,52	0,58	0,61
UTIL causa IBOV	-0,15	-0,57	0,19	0,10	0,09
IBOV causa UTIL	2,64393012100643*	3,28271439743382*	3,44450318844758*	3,43231689340957*	3,43227082370951*
UTIL causa IFNX	1,14	1,8018984462188*	3,63087266636468*	3,73253306570249*	3,729476279803*
IFNX causa UTIL	-0,31	-0,42	-0,42	-0,42	-0,42
IBOV causa IFNX	0,00	0,64	2,70542759174595*	2,94288718865959*	2,94304589559978*
IFNX causa IBOV	0,29	-0,03	0,48	0,56	0,56

Fonte: Elaboração própria

A comparação dos resultados encontrados para todo o período com os resultados encontrados após 2010 indicam que nesta segunda realização do teste de causalidade em variância, as hipóteses INDX causa ICON, ICON causa INDX, INDX causa IMOB, IMOB causa INDX, ICON causa IMAT, ICON causa IBOV, IBOV causa ICON, IMOB causa UTIL e UTIL causa IMOB são rejeitadas. Estes resultados estão de acordo com a teoria, que argumenta que em períodos de incerteza aumenta a volatilidade dos ativos e pode haver mudança no sentido da transmissão de risco. Os únicos ativos para os quais o teste de causalidade em variância para todo o período indicava a ausência de causalidade e passa a indicar a presença de causalidade após 2010 são: IEE causa IMOB e IMOB causa IEE, IBOV causa IMOB, IFNX causa IEE, IFNX causa UTIL e UTIL e IFNX.

A tabela 6 mostra os valores encontrados para o modelo VAR para todo o período. O valor encontrado para a dummie que identifica três períodos - ou mais - de desvalorização cambial é significativa para todos os ativos. As únicas exceções são ICON e IMAT. Dada a elevada presença de investidores estrangeiros no mercado financeiro doméstico, este resultado está de acordo com o esperado. Uma desvalorização cambial significa a evasão destes investidores, implicando em retornos menores para os ativos domésticos. O IFNX e o IMOB são os índices que mais explicam o retorno dos demais índices. Uma variação do retorno do IFNX resulta em uma variação, em mesmo sentido, nos retornos do IEE, ICON, IMAT, UTIL E IBOV. O retorno do IMOB também apresenta uma relação positiva com INDX, ICON e IMOB.

Tabela 6: Modelo VAR, com expectativas e variável binária para o câmbio – todo o período

Ativo	discriminação	Constante	iee	indx	icon	imob	imat	util	ibovespa	ifnx	Dcambio	Djuro	DI
iee	Estimativa	0,000617**	-0,02	0	0,01	-0,01	0	0,08	-0,18	0,11**	0,01**	-0,00167	-0,00112
	Erro padrão	0,000358	0,08	0,1	0,07	0,02	0,06	0,07	0,07	0,03	0,01	0,000731	0,000796
indx	Estimativa	0,000358**	0,08	0,1	0,07	0,02**	0,06	0,07	0,07	0,03	0,01**	0,000731	0,000796
	Erro padrão	0,000474	0,11	0,13	0,09	0,03	0,07	0,09	0,1	0,05	0,01	0,000967	0,00105
icon	Estimativa	0,00079**	-0,09	0,21	-0,11	0,06**	-0,01	-0,06	-0,14	0,05**	0,02	-0,00264	-0,00132
	Erro padrão	0,000401	0,09	0,11	0,07	0,03	0,06	0,08	0,08	0,04	0,01	0,000819	0,000891
imob	Estimativa	0,000474	0,11	0,13	0,09	0,03**	0,07	0,09	0,1	0,05	0,01**	0,000967	0,00105
	Erro padrão	0,000669	0,15	0,18	0,12	0,05	0,1	0,13	0,14	0,06	0,01	0,00136	0,00149
imat	Estimativa	0,00107	-0,03	0,06**	0,01	0,07	-0,02	-0,06	-0,18	0,08	0,01**	-0,00234	-0,00135
	Erro padrão	0,000606	0,14	0,17	0,11	0,04	0,09	0,12	0,13	0,06	0,01	0,00124	0,00135
util	Estimativa	0,000401**	0,09	0,11	0,07	0,03	0,06	0,08	0,08	0,04**	0,01**	0,000819	0,000891
	Erro padrão	0,000402	0,09	0,11	0,08	0,03	0,06	0,08	0,08	0,04	0,01	0,000821	0,000894
ibovespa	Estimativa	0,000633	0,02	0,25	-0,02	0,16	-0,1	-0,12	-0,27	0,08**	0,03**	-0,00349	-0,00192
	Erro padrão	0,000523	0,12	0,14	0,1	0,04	0,08	0,1	0,11	0,05	0,01	0,00107	0,00116
ifnx	Estimativa	0,000669	0,15	0,18	0,12	0,05	0,1	0,13	0,14	0,06**	0,01	0,00136	0,00149
	Erro padrão	0,000576	0,13	0,16	0,11	0,04	0,09	0,11	0,12	0,05	0,01	0,00118	0,00128
Dcambio	Estimativa	0,000515	-0,13	0,29	-0,19	0,04**	0,02	-0,09	-0,11	0,04	0,02**	-0,00274	-0,00156
	Erro padrão	0,000678	0,15	0,18	0,13	0,05	0,11	0,13	0,14	0,06	0,01	0,00138	0,00151
Djuro	Erro padrão	0,000606	0,14**	0,17	0,11	0,04	0,09	0,12	0,13	0,06	0,01	0,00124	0,00135
	Estimativa	0,00225	0,51	0,61	0,42	0,15	0,35	0,44	0,47	0,21	0,04	0,0046	0,00501
DI	Erro padrão	0,000735**	-0,02	-0,02**	0,01	0,01	0,01	0,08	-0,23**	0,13	0,02	-0,00155**	-0,0016
	Erro padrão	0,00746	1,68	2,03	1,39	0,51	1,16	1,45	1,54	0,71	0,14	0,0152	0,0166

Fonte: Elaboração Própria

A Tabela 7, apresenta os valores encontrados para o modelo VAR estimado para o período após 2010. A comparação entre os valores consolidados na Tabela 6 e na tabela 7 indicam que a variável binária que identifica a ocorrência de três ou mais períodos de desvalorização cambial permanece significativa apenas para IMAT e IBOV. O IFXN passa a explicar os retornos do IMAT, ICON, De e Djuros, porém, deixa de explicar os retornos do INDX, IBOV. O IMOB passa a explicar o INDX, IMAT, IBOV, IFNX e De; e deixa de explicar os retornos do IMOB, IEE e UTIL. O ICON passa a explicar o IMOB, IMAT, IFNX, INDX, IBOV e Djuro. O índice UTIL passa a explicar IEE, INDX, ICON, IMAT, UTIL, IBOV e o Juros, porém, deixa de explicar o Dcâmbio e o IFNX. O desvio das expectativas do câmbio passa a explicar UTIL e IBOV e o desvio das expectativas de juro passa a explicar o IFNX.

Tabela 7: Modelo VAR, com expectativas e variável binária para o câmbio – período pós 2010

Ativo	discriminação	Constante	iee	indx	icon	imob	imat	util	ibovespa	ifnx	Dcambio	Djuro	DI
iee	Estimativa	0,00028	0,02	-0,07	0,04	0,00042	-0,01*	0,07	-0,07*	0,06	0,01	-0,00047	-0,00074
	Erro padrão	0,00039	0,09	0,12	0,09	0,03	0,06	0,08	0,08	0,04	0,01	0,00084	0,00076
indx	Estimativa	0,00063**	-0,06	-0,19	0,08**	0,09**	0,05*	-0,02	-0,02*	0,01	0	-0,0013	-0,0012
	Erro padrão	0,00044	0,1	0,14	0,1	0,04	0,06	0,09	0,09	0,05	0,01	0,00095	0,00085
icon	Estimativa	0,001	-0,08	-0,25*	0,18	0,1	0,04*	0,03	-0,07*	0,03*	0	-0,0013	-0,0012
	Erro padrão	0,00039	0,09	0,12	0,09	0,03	0,06	0,08	0,08	0,04	0,01	0,00084	0,00075
imob	Estimativa	0,00017	-0,21	-0,25	0,13*	0,13	-0,06*	0,12	0,03*	0,1	0	-0,00058	-0,0019
	Erro padrão	0,00064	0,15	0,2	0,15	0,06	0,09	0,13	0,13	0,07	0,01	0,0014	0,0012
imat	Estimativa	0,00016	0,03	0,01	-0,09	0,02	0,06*	-0,14	0,05*	0,08*	0,00	-0,0009	-0,0015
	Erro padrão	0,0006	0,14	0,19	0,14	0,05	0,09	0,12	0,12	0,07	0,01	0,0013	0,0012
util	Estimativa	0,0006**	0	-0,06	0,03	0	-0,02*	0,08	-0,1*	0,08	0,01	-0,00089	-0,0012**
	Erro padrão	0,00043	0,1	0,14	0,1	0,04	0,06	0,09	0,09	0,05	0,01	0,00094	0,00084
ibovespa	Estimativa	0,0003	-0,03	-0,04	0,02	0,04*	-0,01*	-0,04*	0,02*	0,1	0,01	-0,0011	-0,0012
	Erro padrão	0,00052	0,12	0,16	0,12	0,05	0,08	0,1	0,11	0,06	0,01	0,0011	0,001
ifnx	Estimativa	0,00063	-0,09	-0,08	0,12	0,02	0,01*	0,01	0,06*	-0,05	0,02	-0,00068	-0,00066
	Erro padrão	0,00054	0,12	0,17	0,12	0,05	0,08	0,11	0,11	0,06	0,01	0,0012	0,001
Dcambio	Estimativa	-0,00059**	0,09	0,19	-0,2**	0,02	-0,07*	-0,1	0,18*	0,03*	0,9	0,0013	-0,00037
	Erro padrão	0,0006	0,14	0,19	0,14	0,05	0,09	0,12	0,13	0,07	0,01	0,0013	0,0012
Djuro	Estimativa	0,0026	-0,15	0,8	-0,02	-0,26*	-0,37*	-0,07	0,74*	-0,74*	0,01	0,99	-0,0017
	Erro padrão	0,0021	0,48	0,66	0,48	0,18	0,3	0,42	0,43	0,23	0,04	0,0045	0,004
DI	Estimativa	0,064	3,35	0,95	0,17	-0,13	0,46*	-3,48	-0,09*	0,1	-0,53*	-0,028	0,72
	Erro padrão	0,01	2,38	3,29	2,4	0,91	1,51	2,09	2,16	1,14	0,22	0,022	0,02

Fonte: Elaboração própria

O teste de Ljung Box foi utilizado para identificar se os resíduos dos modelos VAR estimados são estacionários. Os resultados encontrados, Tabela 8, indicam que para o modelo sem expectativas, nenhum dos resíduos é estacionário. O resultado encontrado para o teste de Ljung Box para o modelo com expectativas estimado para todo o período indica que apenas os resíduos gerados pelo modelo VAR para INDX, ICON e IBOV são estacionários. Por outro lado, para o período após 2010, o teste de Ljung Box indica que todos os resíduos são estacionários. Portanto, o modelo VAR estimado para o período após 2010 possui um bom poder de explicação para todos os índices considerados.

Tabela 8: Resultados encontrados para o teste de Ljung Box

Ativo	Período todo	após 2010	Expec. Período todo	Expec. após 2010
iee_t	26,66	15,23	34,28	24,45*
$indx_t$	33,57	23,35	32,25*	28,05*
$icont$	33,72	22,8	31,25*	28,05*
$imob_t$	33,80	22,69	26,49	29,76*
$imat_t$	33,90	22,84	33,19	27,39*
$util_t$	33,81	22,65	36,52	24,73*
$ibov_t$	32,22	23,29	32,35*	25,99*
$ifnxt$	33,82	23,12	27,73	27,62*

Fonte: Elaboração própria

O critério de informação de Akaike, Tabela 9, indica que o modelo BEKK deve ser utilizado para calcular a volatilidade condicional dos ativos analisado. A única exceção é o IBOV, para o qual o critério de informação de Akaike indica que o modelo DCC deve ser utilizado para calcular a volatilidade condicional deste ativo.

Tabela 9: Valor encontrado para o critério de informação de Akaike

Ativo	DCC	BEKK	CCC
<i>indx_t</i>	29,723	28,946	29,377
<i>imob_t</i>	30,31	29,66	30,083
<i>imatt</i>	30,213	29,455	29,959
<i>util_t</i>	29,49	28,954	29,377
<i>ibov_t</i>	28,824	28,954	28,71
<i>ifnxt</i>	29,795	29,143	29,546
<i>iee_t</i>	32,536	31,958	32,411
<i>icont</i>	32,313	28,524	29,929

Fonte: Elaboração própria

Os gráficos com o valor encontrado para a volatilidade condicional se encontram em anexo, Figuras 3-9. De um modo geral, os valores encontrados indicam que a correlação condicional entre os ativos se eleva em alguns períodos. Todavia, o aumento da correlação condicional não apresenta uma persistência, permanecendo elevado apenas em períodos específicos. Não se observa a formação de Clusters - correlação condicional elevada e persistente - para nenhum dos ativos analisados.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir dos resultados coletados e apresentados no decorrer do trabalho, pode-se concluir, respaldado pela literatura, que com algumas exceções, a maioria dos setores pode inferir causalidade em um ou mais setores, e que essa relação de causalidade ocorre primordialmente de maneira bidirecional, embora também ocorra de maneira unidirecional. Foi encontrado que a temporalidade mais coerente para análise seria a $T_{\pm 2}$ (menos para os dados de ICON, para os quais a temporalidade mais adequada é $T_{\pm 1}$). Em os dados sendo diários, é possível dizer que os índices interagem de maneira geral com uma defasagem de 2 dias.

As variáveis de expectativa utilizadas no modelo provaram ser úteis haja vista a influência da taxa de juros e do câmbio em economias emergentes. Pode-se, a partir de sua utilização, observar que quando as expectativas dos agentes divergem da realidade ocorre uma elevação da incerteza, e que ela pode se tornar um contágio financeiro, transmitindo essa volatilidade intersetorialmente.

A realização de novos testes com dados posteriores aos de 2010, é de necessária explicitação pois, após a segmentação das análises foi possível observar que a transmissão de risco diminuiu, demonstrando que os resultados poderiam se encontrar viesados pela elevada magnitude da crise de 2008 que, sistematicamente, elevou o risco global. Contudo a análise separada traz com maior fidedignidade a causalidade encontrada entre os índices. Dessa forma, foi possível ratificar a teoria que em períodos de incerteza existe um aumento da volatilidade geral do mercado, e que esses movimentos podem ser explicados como sendo a causa e/ou o efeito de um movimento em outro mercado.

O trabalho evidencia a necessidade de aprofundamento no que se refere à transmissão de risco entre os mercados, considerando sua capacidade de explicação e aplicabilidade. Sua utilização pode vir desde algo mais aplicável e quântico, como controles de riscos para gestores de carteiras de investimento, como também, ser uma ferramenta de maior compreensão das relações intersetoriais existentes auxiliando em tomadas de decisões macroeconômicas.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Ilton dos Santos. Avaliação e desempenho do sistema bancário brasileiro. 1997. 222 f. Dissertação de Mestrado. **Fundação Getúlio Vargas**, Rio de Janeiro, 1997.

ALMEIDA, Wagner Soares de. The recent evolution of the financial system: the brazilian case. **The George Washington University, Institute of Brazilian Business and Public Management Issues** - IBI - 2000. Monografia.

BAUR, D. A Flexible Dynamic Correlation Model. *Econometric Analysis of Financial e Economics Time Series/Part A. **Advances in econometrics***, Vol. 20, 3-31. Elsevier, 2006.

BACA, S.; GARBE, B.; WEISS, R. The rise of sector effects in major equity markets. **Financial Analysts Journal - Association for Investment Management and Research**, set./ out. 2000.

BHAR, R. and S. Hamori (2005). **Causality in variance and the type of traders in crude oil futures. *Energy Economics* 27(3), 527–539.**

BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heterocedasticity. ***Journal of Econometrics* 31,, 307–327.**

BRUTTI RIGHI, Marcelo ; CERETTA , Paulo Sérgio. EFEITO DA CRISE DE 2007/2008 NA TRANSMISSÃO INTERNACIONAL DE VOLATILIDADE NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO . 2011. 1:10 f. (**Escola de Administração)- Universidade Federal do Rio Grande do Sul**, Rio Grande do Sul, 2012

CAPORALE, G. M., N. Pittis, and N. Spagnolo (2002). Testing for causality in-variance: An application to the east asian markets. ***International Journal of Finance & Economics* 7(3), 235–245.**

CAPORIN, M.; MCALEER, M. Do We Really Need Both BEKK and DCC? A Tale of Two Multivariate GARCH Models. **Working Paper, 2010. Disponível em http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1549167**. Acesso em 08/09/2010.

CHEUNG, Y.-W. and L. K. Ng (1996). A causality-in-variance test and its application to financial market prices. ***Journal of Econometrics* 72(1), 33–48.**

CINTRA, M. A. M. A montagem de um novo regime monetário financeiro nos Estados Unidos: 1982-94. São Paulo: **FUNDAP**, 1998.

COPELAND, T. E.; WESTON, J. F.; SHASTRI, K. *Financial Theory and Corporate Policy*. New York: **Pearson Education**, 1998.

ENGLE, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987–1007.

FAMA, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*. *The journal of Finance* 25(2), 383–417.

FORBES, K. J. and R. Rigobon (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The journal of Finance* 57(5), 2223–2261.

GRANGER, C. W., B.-N. Huangb, and C.-W. Yang (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40(3), 337–354.

GOODHART, C. A. E.; O'HARA, M. High frequency data in financial markets: Issues and applications. *Journal of Empirical Finance*, 4:73-114, 1997.

HONG, Y. (2001). A test for volatility spillover with application to exchange rates. *Journal of Econometrics* 103(1), 183–224.

HU, J. W.-S., M.-Y. Chen, R. C. Fok, and B.-N. Huang (1997). Causality in volatility and volatility spillover effects between us, japan and four equity markets in the south china growth triangular. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 7(4), 351–367.

LO, Andrew; MACKINLAY, A. Craig. Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. 2015. 44-66 p. **Oxford University Press** (Science Economics)- University of Oxford, Oxford, 2015.

PANTELIDIS, T. and N. Pittis (2004). Testing for granger causality in variance in the presence of causality in mean. *Economics Letters* 85(2), 201–207.

PHYLAKTIS, K., L. Xia, and R. W. Kolb (2011). Equity market contagion and co-movement: Industry level evidence. **Sovereign Debt: From Safety to Default**, 369–378.

RIGOBON, Roberto. International Financial Contagion: Theory and Evidence in Evolution. **Massachusetts Institute Of Technology: Sloan School Of Management**, 2002. 8-81 p.

RIGHI, M. B. and P. S. Ceretta (2012/2013). Efeito da crise de 2007/2008 na transmissão internacional de volatilidade no mercado de capitais brasileiro. **REAd-Revista Eletrônica de Administração** 75(2), 384–400.

SHARPE, William F., ALEXANDER, Gordon J., BAILEY, Jeffery V. **Investments**. New Jersey: Prentice Hall, 1995.

TODA, H. . Y. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**., 225–250.

TSAY, R. S. (2012). Analysis of financial time series. third edition. John Wiley e Sons.

TSE, Y. K. and A. K. Tsui (2000). A multivariate garch model with timevarying correlations. **Available at SSRN 250228**.

VAN, Dijk, D., D. R. Osborn, and M. Sensier (2005). Testing for causality in variance in the presence of breaks. **Economics Letters** 89(2), 193–199.

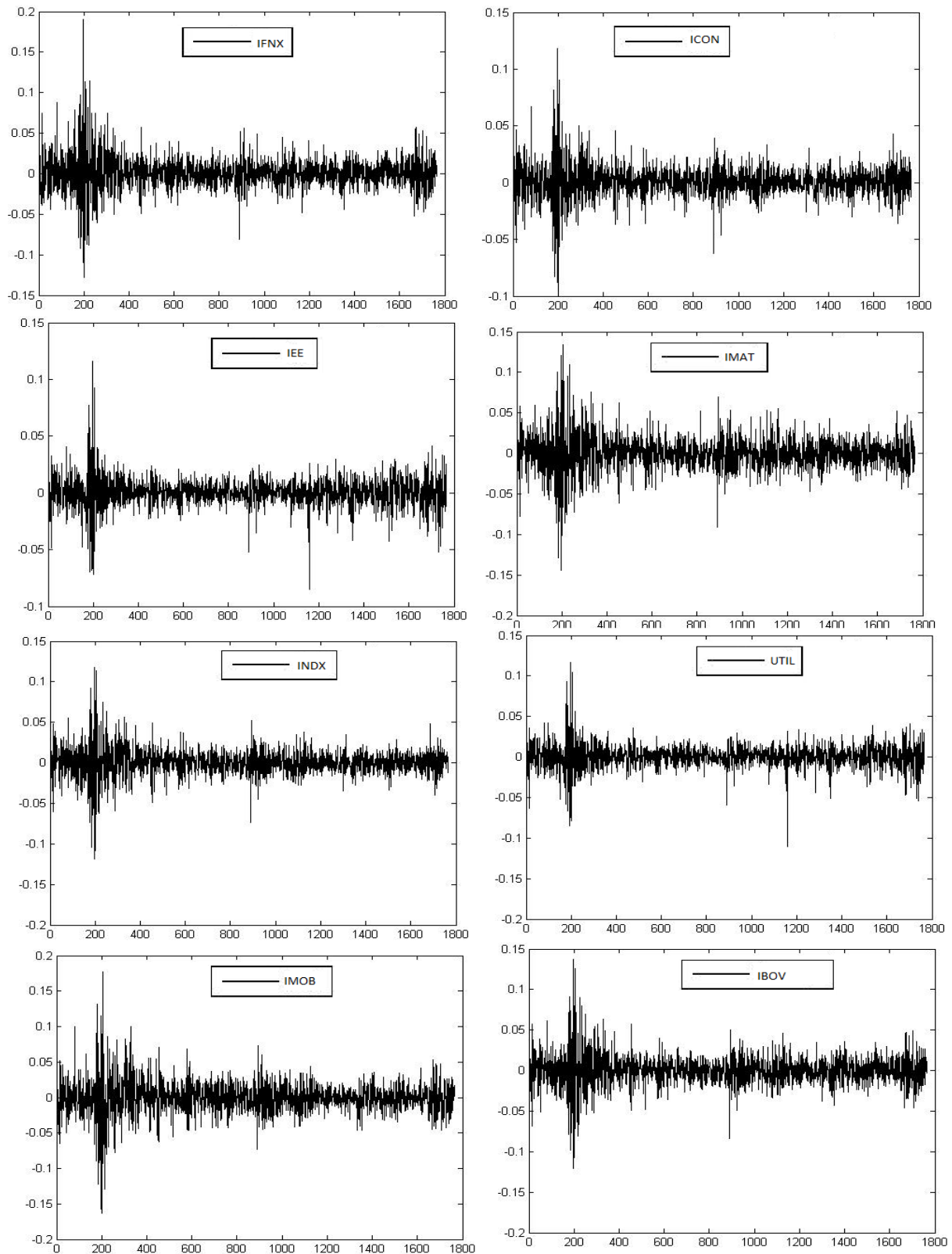
VO,X.V. (2009). International financial integration in asian bond markets. Research in **International Business and Finance** 23(1), 90–106.

.

ANEXOS

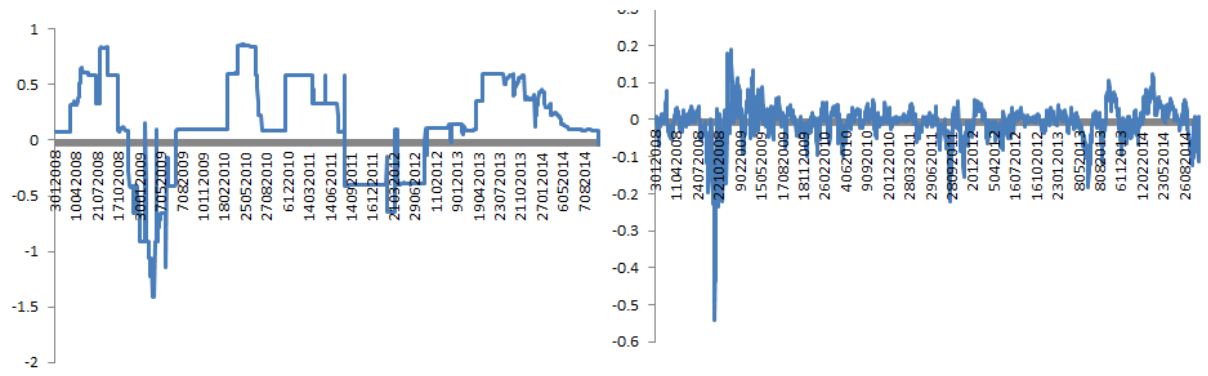
ANEXO A

Figura 1: Evolução dos retornos dos ativos analisados



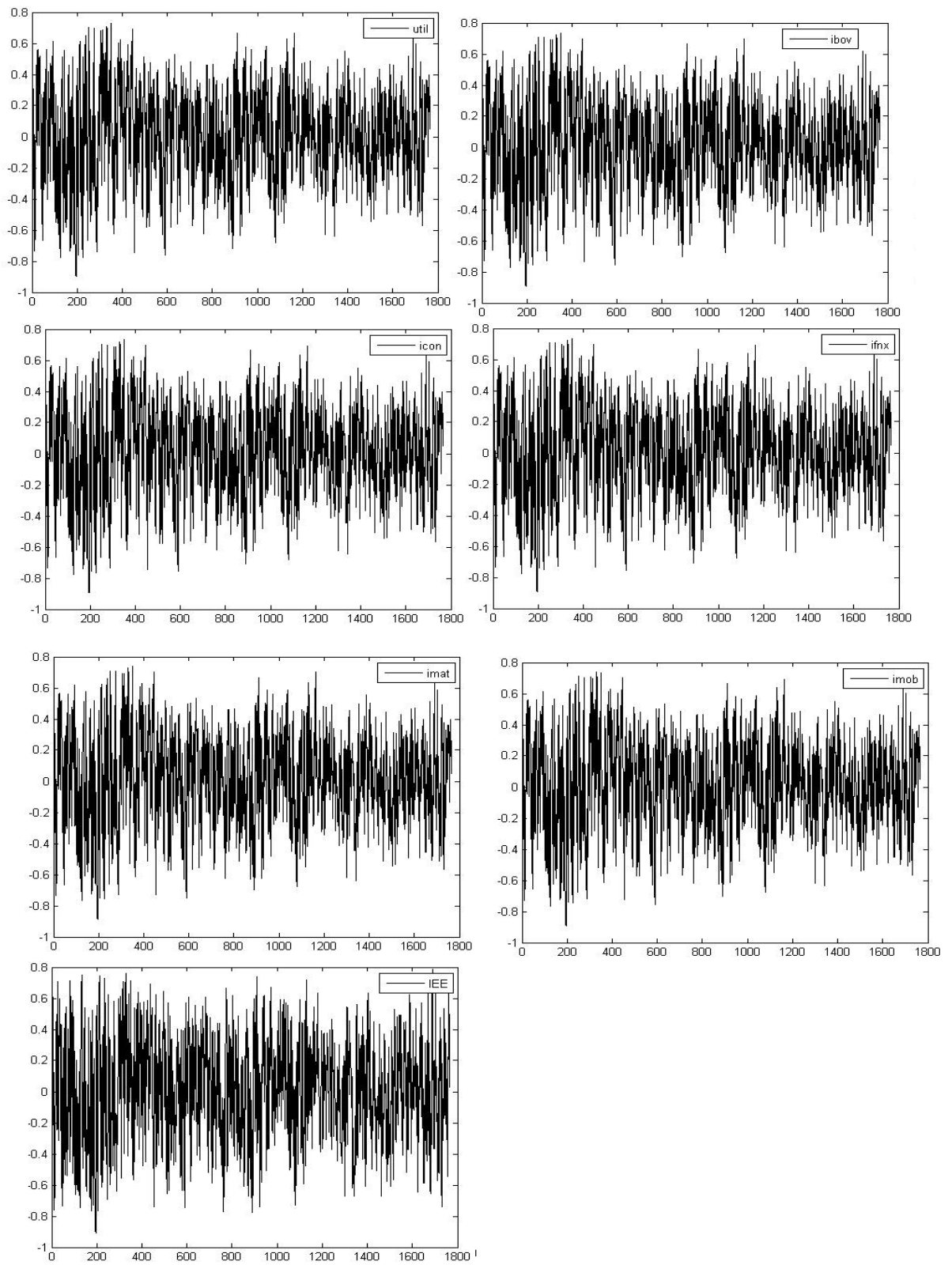
ANEXO B

Figura 2: Evolução do ajuste nas expectativas



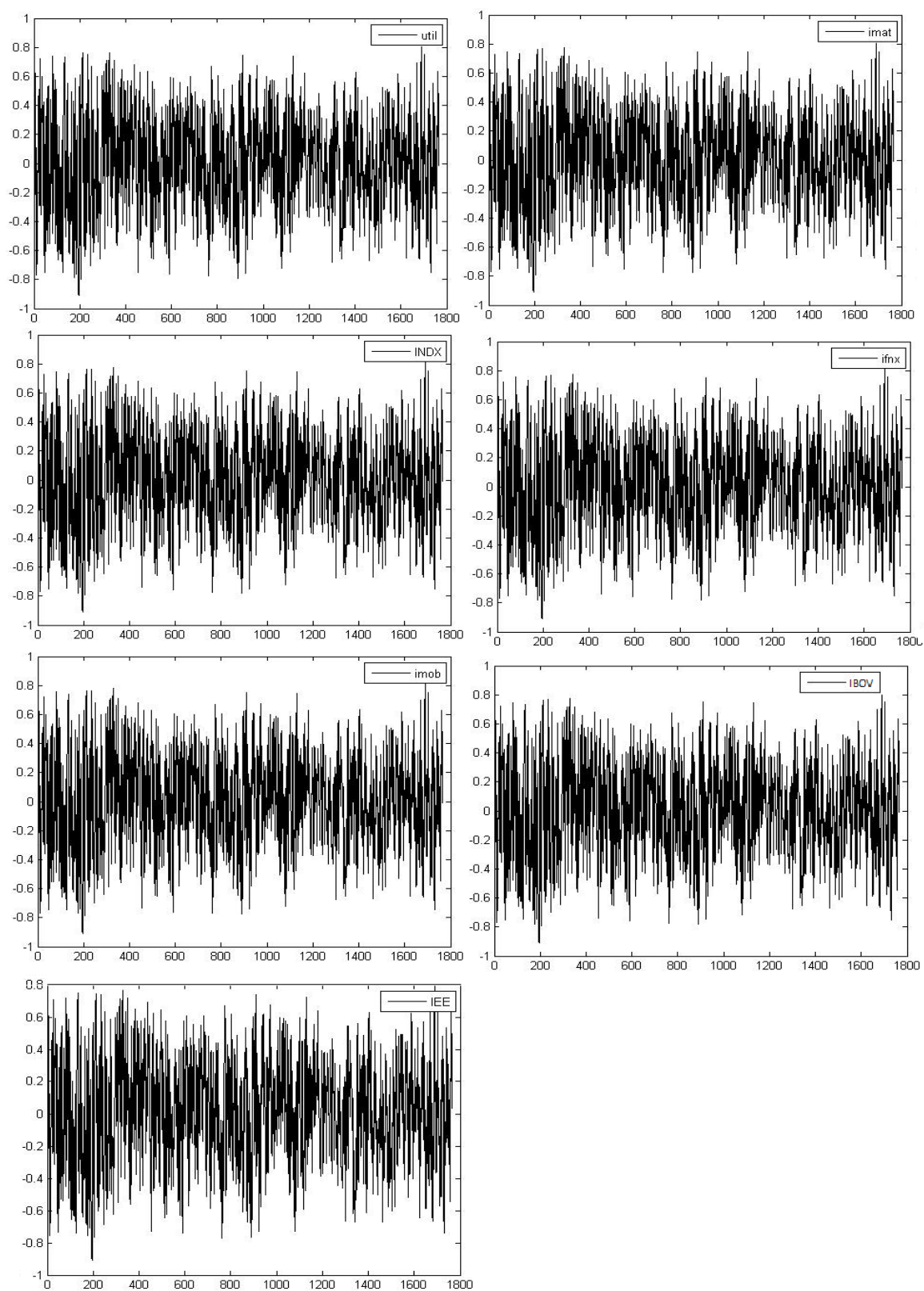
ANEXO C

Figura 3: Correlação Condicional INDX



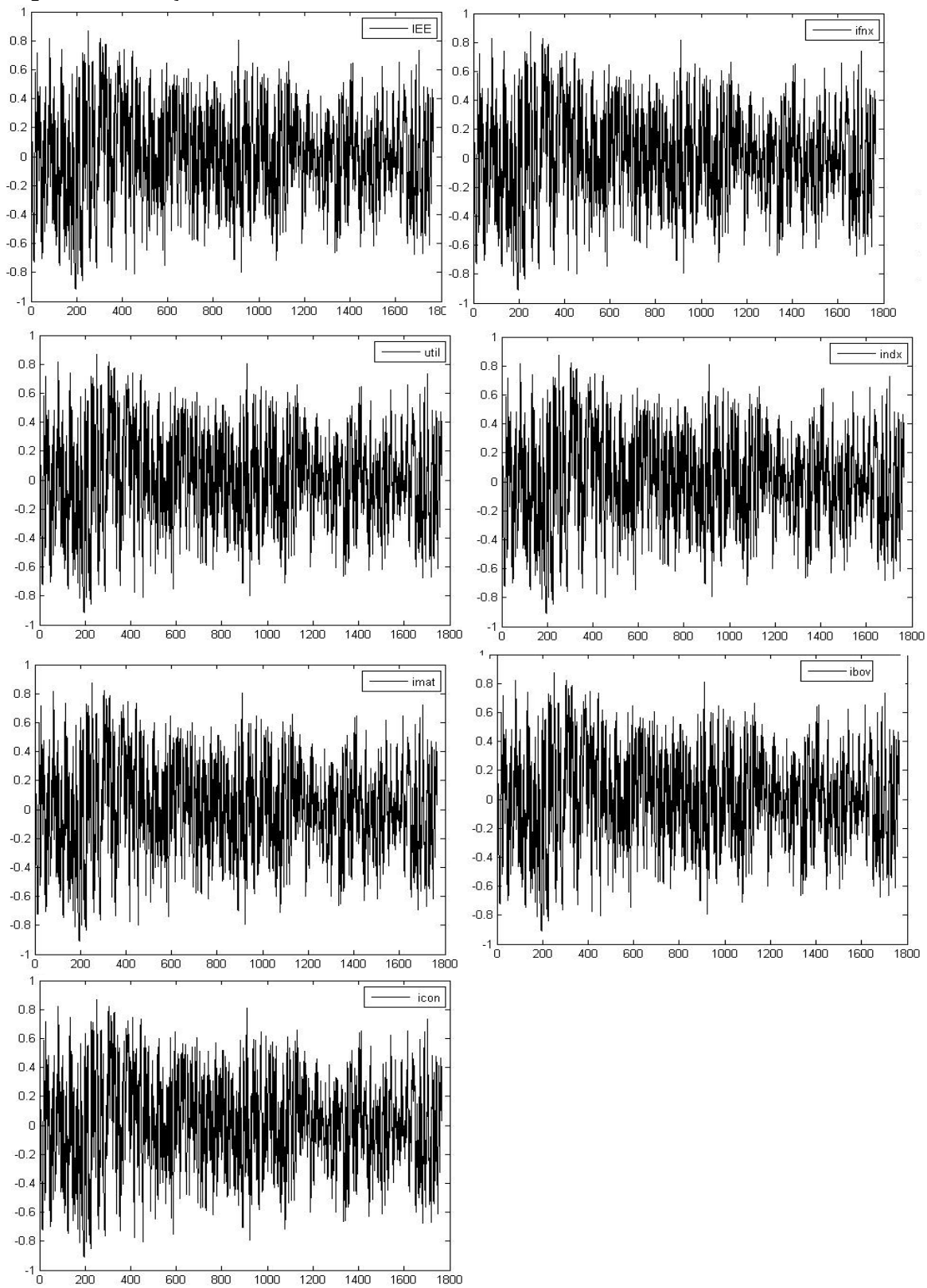
ANEXO D

Figura 4: Correlação Condicional ICON F



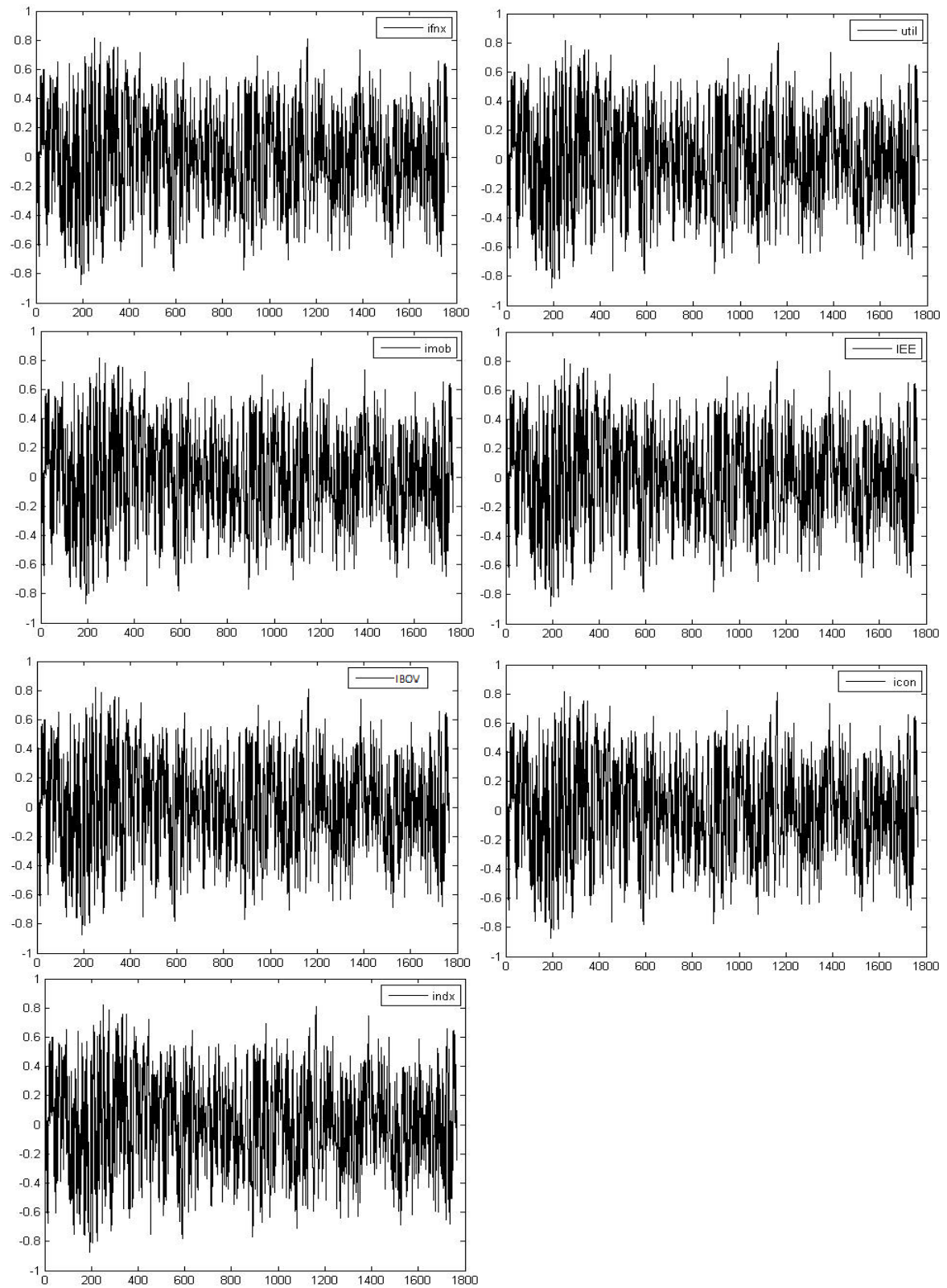
ANEXO E

Figura 4: Correlação Condicional IMOB



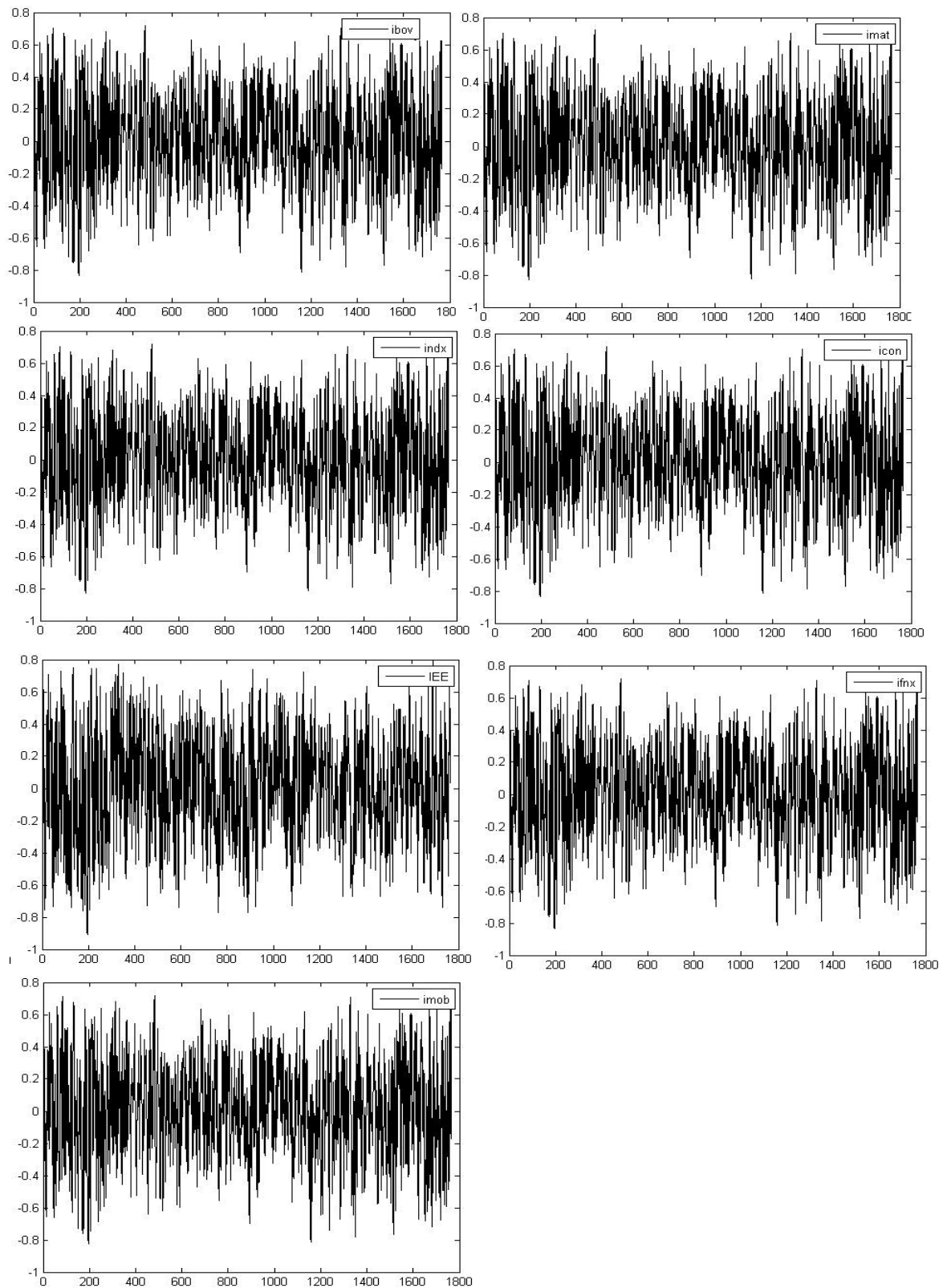
ANEXO F

Figura 5: Correlação Condicional IMAT



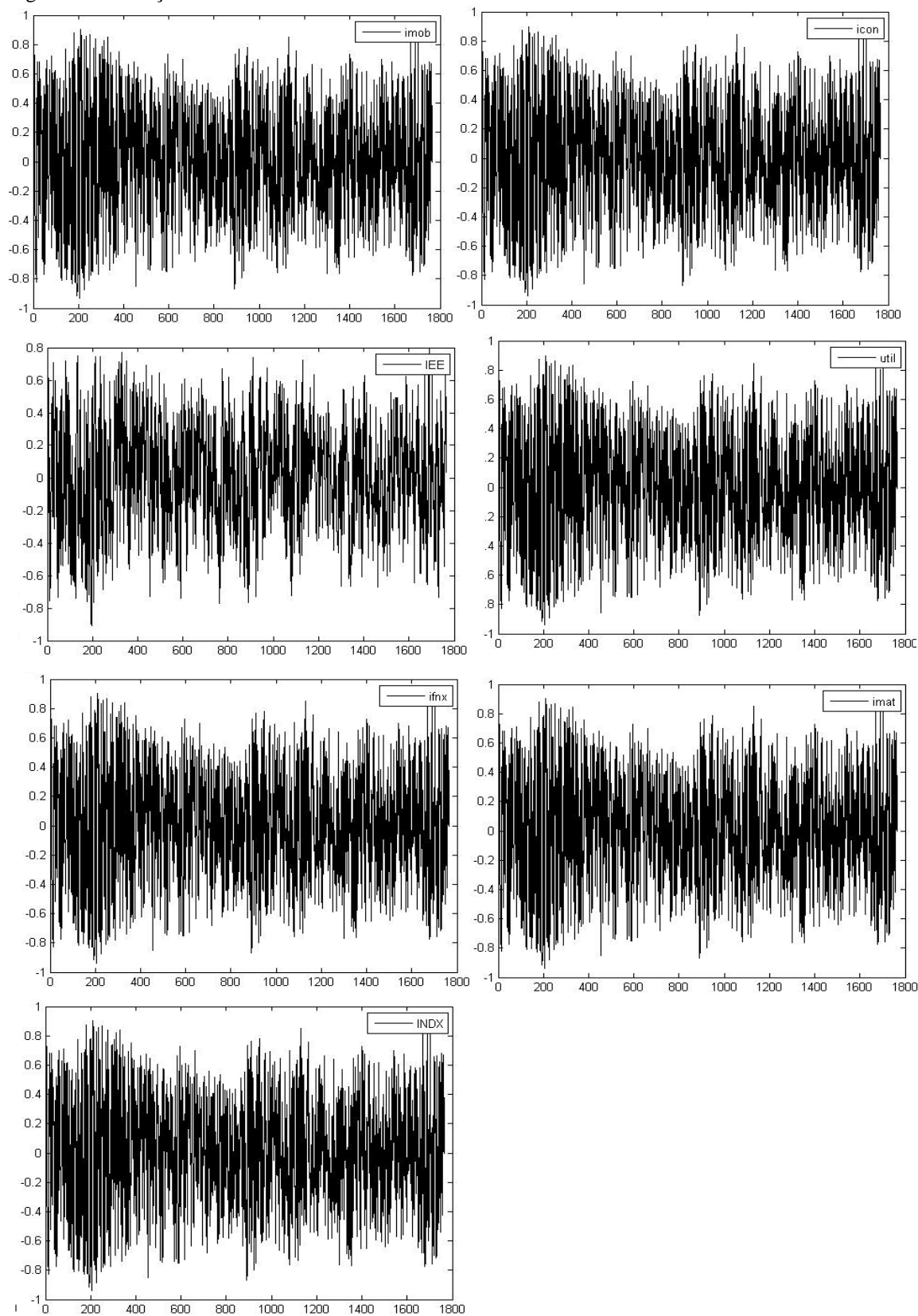
ANEXO G

Figura 6: Correlação Condicional UTIL



ANEXO H

Figura 7: Correlação Condicional IBOV



ANEXO I

Figura 8: Correlação Condicional IFNX

