

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA,
CONTABILIDADE E SECRETARIADO EXECUTIVO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

ABRAHÃO SCARCELA DE CARVALHO NETO

O EFEITO CONTÁGIO NO PERÍODO DE CRISE GLOBAL SOBRE OS
ATIVOS DO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO HEAT INDEX E DE
MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS

FORTALEZA-CE

2013

ABRAHÃO SCARCELA DE CARVALHO NETO

**O EFEITO CONTÁGIO NO PERÍODO DE CRISE GLOBAL SOBRE OS
ATIVOS DO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO HEAT INDEX E DE
MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS**

**Monografia apresentada ao curso de
Ciências Econômicas da
Universidade Federal do Ceará,
como requisito parcial para a
obtenção do título de Bacharel em
Ciências Econômicas.**

**Orientador: Dr. Roberto Tatiwa
Ferreira**

FORTALEZA-CE

2013

ABRAHÃO SCARCELA DE CARVALHO NETO

**O EFEITO CONTÁGIO NO PERÍODO DE CRISE GLOBAL SOBRE OS
ATIVOS DO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO HEAT INDEX E DE
MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS**

**Monografia apresentada ao curso de
Ciências Econômicas da
Universidade Federal do Ceará,
como requisito parcial para a
obtenção do título de Bacharel em
Ciências Econômicas.**

Aprovada em: ___/___/___

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda
Universidade Federal do Ceará (UFC)

*Dedico este trabalho a minha amada
avó Celeste. Tua falta está presente e a
tua presença faz falta...*

AGRADECIMENTOS

Agradeço a DEUS que é minha força motriz, a minha Mãe que me deu a vida, a meu Pai que me deu a base e a Carol que é meu porto seguro.

Agradeço ao meu orientador Roberto Tatiwa pela paciência e atenção.

A professora Sandra pelo apoio como coordenadora e professora, sendo sempre solícita aos meus pedidos.

Agradeço ao estimado professor e amigo Manoel Ribeiro pelo apoio e consideração.

Ao professor Marcelo Callado pelo apoio no projeto de monografia.

Ao professor e tutor Ricardo Pereira pelos ensinamentos no PET-Economia.

Agradeço aos demais professores que me guiaram no aprendizado desta Ciência.

Agradeço aos amigos e colegas que contribuíram com sugestões, críticas e no compartilhamento de idéias: Felipe, Gilberto Barbosa, Ítalo Morais, Luan Falcão, Marcelo Davi, Pedro, Wellington.

Este trabalho é fruto de minha experiência como acadêmico do curso de graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Ceará. Decidi estudar economia durante minha graduação em Direito, após a disciplina de Introdução a Economia. Fiquei intrigado com as relações apresentadas e as formas de abordagem dos problemas econômicos. Sabia que uma ciência com ferramental matemático seria determinante na minha formação intelectual.

A decisão de fazer o curso ocorreu justamente durante a eclosão da Crise do *subprime* americano. Na época, discussões acaloradas em relação aos fatos determinantes e todas as conseqüências de uma Crise, me fizeram crer que o problema era vital e que a solução viria da parte da classe de profissionais que agora faço parte, Economistas. Acreditava que o mercado necessitaria de profissionais especializados em crise para fornecer as bases para solução dos problemas gerados. Assumi o compromisso de ser um destes profissionais e poder dar minha contribuição, para esta ciência tão vasta e para um problema tão complexo, me fazem ter orgulho da decisão tomada.

Há questões de ordem natural que impedem a existência de uma solução específica para os problemas econômicos. Na verdade, em economia, não temos uma fórmula mágica que possa ser aplicada e nos dê a certeza de que conseguiremos o resultado desejado, o que há são variadas ferramentas analíticas que nos permitem estudar as relações humanas de forma objetiva, prática, controlada e delimitada.

Devido à observação de fatos estilizados no ambiente econômico, construímos modelos, que através de aplicações de fórmulas matemáticas e testes estatísticos nos permitem, baseados em pressuposições, estudar eventos extremamente complexos e extrair deles resultados, que serão interpretados, fornecendo as bases para decisões mais precisas e com melhores chances de sucesso. A Ciência Econômica oferece um grande ferramental analítico para guiar o profissional nos corretos procedimentos a adotar ao deparar-se com um problema. É essa capacidade de análise diferenciada, aliada ao raciocínio e a experiência que permitirão a melhor tomada de decisão. Procurei analisar um fato correlacionado à crise e seus efeitos sobre a economia do Brasil, sendo esta minha pequena contribuição para este vasto campo do conhecimento. Um pesquisador é um construtor da ciência, este é mais um tijolo na torre do conhecimento.

Abrahão Scarcela

RESUMO

O objetivo deste estudo é verificar a ocorrência do efeito contágio na economia brasileira em razão do período de Crise iniciado em 2008. Especificamente, quantificar a volatilidade da taxa de juros, Ibovespa e Risco-Brasil (EMBI) e das taxas de câmbio Real/Dólar e Real/Euro, através da utilização do *Heat Index* (*índice de calor*) e verificar se há alguma precedência nessas volatilidades. Deste modo, utiliza-se os índices padronizados na estimação de um modelo de vetores autorregressivos e testes de causalidade de Granger. Entre os resultados encontrados destacam-se o sentido da causalidade, Ibovespa na taxa de juros, do Risco-Brasil (EMBI) no câmbio Dólar e do câmbio Dólar no câmbio Euro. Os testes de Granger-Causalidade em bloco revelaram que as demais variáveis não ajudam na previsibilidade do Ibovespa e do Risco-Brasil.

Palavras chave: Efeito Contágio, Volatilidade, Índice de Calor, Causalidade Granger

ABSTRACT

The objective of this study is to verify the occurrence of the contagion effect in the Brazilian economy in reason of the period of Crisis initiated in 2008. Specifically, quantify the volatility of interest rates, Ibovespa index, Brazil-Risk (EMBI), and exchange rates Real-Dollar and Real-Euro, using the Heat Index (heat index) and check if there is some precedence in these volatilities. Thus, we use the standardized index in the estimation of a vector autoregressive model with which to do Granger causality tests. Among the findings highlighted the direction of causality, Ibovespa index for interest rate, the Brazil-Risk (EMBI) in exchange rate Dollar and of the exchange rate Dollar in exchange rate Euro. The tests of Granger-causality in block revealed that the other variables not aid in predictability of Ibovespa index or Risk-Brazil.

Keywords: Contagion Effect, Volatility, Heat Index, Granger Causality.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 ASPECTOS TEÓRICOS E REVISÃO DA LITERATURA	13
2.1 O Efeito Contágio e a interdependência dos mercados	13
2.2 Canais de transmissão de choques e Formas de Mensurar Contágio	14
2.3 Volatilidade.....	15
2.4 Evidências Empíricas de Contágio no Brasil e no Mundo	16
3 MEDINDO CONTÁGIO NO BRASIL ATRAVÉS DO HEAT ÍNDEX E DO TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	19
3.1 Metodologia do Heat Index e Base de Dados	20
3.1.1 Cálculo do Heat Index	20
3.1.2 Construção do Heat Map	22
3.2 Modelos de vetores autorregressivos (VAR) e Testes de Causalidade de Granger	22
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS	26
4.1 Resultados dos Índices de Calor a partir do Heat Map.....	27
a) Heat Map Bolsa	27
b) Heat Map Juros.....	28
c) Heat Map Câmbio Dólar.....	28
d) Heat Map Câmbio Euro	29
e) Heat Map EMBI	29
4.1 Estimação do VAR e Testes de causalidade de Granger	30
5 CONCLUSÕES	33
BIBLIOGRAFIA	35
APÊNDICE A	37
APÊNDICE B	38
APÊNDICE C	39
APÊNDICE D	40

1 INTRODUÇÃO

Os efeitos prejudiciais que impactaram as principais economias após a crise de 1929, renovaram as necessidades de regulação dos mercados, na tentativa de diminuir os riscos advindos de um choque internacional afetar outro país ou bloco de países interconexos. A maioria dos países optou por uma maior liberalização dos mercados de câmbio e de capitais, estimulando investimentos no mercado financeiro e atraindo capitais externos. Tais movimentos iniciados a partir da metade do século XX tornaram os países mais integrados, compartilhando movimentos de crescimento e de recessão. O Comércio exterior brasileiro evoluiu. O Brasil elevou sua importância no mercado internacional, tornando-se um dos principais fornecedores de *commodities* agrícolas e energéticas do mundo. Com a maior abertura comercial, o Brasil também se tornou mais sensível as oscilações no mercado financeiro e das atuações dos seus parceiros comerciais.

Uma das formas de se estudar a propagação de uma crise financeira é através do efeito contágio. O contágio ocorre quando um choque que afeta os preços em determinado país, ou bloco de países, é transmitido via mercados integrados a outro país, ou bloco de países. Há várias considerações teóricas sobre o real significado do termo contágio, neste trabalho utiliza-se o conceito proposto por Dornbush, Park, Claessens (2000) no qual contágio é o aumento significativo nas ligações entre mercados internacionais após um choque em um país ou grupo de países.

Devido à crise iniciada na securitização dos devedores do tipo *subprime* nos Estados Unidos, os governos dos países desenvolvidos foram compelidos a adotar políticas de socorro (*bail-out*) ao sistema financeiro na tentativa de evitar o risco sistêmico de propagação da crise. Esta ação por parte dos governos dos países desenvolvidos provocou o risco de inadimplência das dívidas públicas, iniciando uma crise da dívida soberana, e levando ao risco de contágio nas economias emergentes.

Em um momento de colapso financeiro internacional, que se propaga via efeito contágio, ocorre aumento nas incertezas dos investidores causando mudanças bruscas nos preços das ações, elevações da taxa de juros, variações na taxa de câmbio, fuga de capitais externos, instabilidades políticas, diminuição da disponibilidade de crédito no exterior, podendo ocasionar a queda nos investimentos e em consequência no produto. Estudar os efeitos de uma crise financeira pode ajudar a identificar onde ocorrem os maiores efeitos, ajudando os investidores a tomar decisões de mudanças em suas posições oportunamente.

Para Lobão (2009) a abordagem quantitativa do efeito contágio entre as economias pode se basear na identificação de alterações estruturais, no processo de geração dos dados, em estatísticas relacionadas ao co-movimento dos rendimentos dos ativos entre países, na transmissão da volatilidade entre economias ou na volatilidade nos fluxos internacionais de capitais. Um fato estilizado que ocorre em um período crítico é o aumento na volatilidade¹ dos preços dos ativos, possibilitando-se a identificação de uma crise com os períodos de volatilidades extremas e a mensuração do contágio através da propagação de volatilidade entre os mercados. A volatilidade dos ativos é considerada uma boa aproximação da incerteza dos mercados.

Alguns eventos são reconhecidos na literatura como fatores determinantes na alteração da volatilidade, anúncios macroeconômicos, instabilidades políticas, instabilidades financeiras e momentos de Crise. Em uma definição mais geral o contágio é *transmissão internacional de choques* (EDWARDS, 2000). Neste sentido, de acordo com Lobão(2009), as metodologias de detecção do contágio que seguem tal definição abrangem diversos testes econométricos, baseados no uso de modelos de vetores autorregressivos (VAR), entre os quais se destacam os testes de raiz unitária, de cointegração e os testes de causalidade de Granger.

O presente estudo visa determinar se houve ou não contágio no Brasil devido à crise do *subprime* americano, iniciada em 2007 e sua derivação em crise da dívida soberana europeia iniciada em 2009. Esse efeito será medido através da detecção do aumento da volatilidade de determinados ativos por meio da criação de um índice de estresse financeiro (*heat index* FMI-2009). Após a constatação do aumento da volatilidade, será criado um mapa da propagação de calor (*heat map*) representativo do período entre janeiro de 2008 a outubro de 2012, fazendo-se uma análise cronológica dos dados.

Utilizar-se-á os índices de calor padronizados, que fornecem uma medida de volatilidade, aplicados a um modelo de vetores autorregressivos no intuito de verificar a hipótese de contágio. Ademais serão feitos testes de causalidade de Granger nos ativos selecionados, da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa), câmbio Real/Euro, câmbio Real/Dólar, Risco-País(EMBI) e da taxa de juros(DI-Cetip), para verificar se há precedência em algum desses ativos em relação aos outros, ou seja, se um está causando-granger o outro. Estes ativos foram escolhidos devido à vasta literatura no assunto apresentá-los como principais canais de transmissão de uma crise.

¹ Dispersão dos preços.

Este trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda apresentam-se os aspectos teóricos e revisão de literatura. A terceira seção contém a metodologia para a mensuração do contágio através do *heat index* e o dos modelos VAR, inclusive do teste de causalidade de Granger. Na quarta seção têm-se a análise dos resultados do *heat map* e do teste de causalidade de Granger a partir do VAR selecionado e estimado. As conclusões estão na quinta e última seção.

2 ASPECTOS TEÓRICOS E REVISÃO DA LITERATURA

2.1 O Efeito Contágio e a interdependência dos mercados

Ocorre contágio quando um choque em determinado mercado afeta os preços em outro mercado. Corsetti, Pericoli e Sbracia (2003 *apud* Olivera, 2004), teorizaram uma medida de interdependência que captura os efeitos sobre a correlação de um aumento na volatilidade nos preços de ativos para um dado mecanismo de transmissão, à partir de um modelo de fator de retornos sem imposições de restrição a variância dos fatores comuns relativamente à variância de riscos específicos do país. Para Souza e Perobelli (2010) contágio é um co-movimento não explicado pelos fundamentos (ou seja, superior ao co-movimento esperado) ou por uma quebra estrutural no processo gerador de correlações.

Segundo Forbes e Rigbon (2001) contágio é o aumento significativo das conexões existentes entre os mercados cruzados após um choque em um país ou região. Portanto, para os autores o aumento nas correlações entre os mercados devem ser significativos para a constatação do efeito contágio. De outra forma, quando não há aumento significativo nas correlações considera-se que há apenas interdependência econômica entre os mercados. De acordo com Oliveira (2004) interdependência significa que choques globais ou locais são transmitidos através dos países por conta da existência de vínculos reais e financeiros, em tempos de crise ou de estabilidade. Assim, contágio ocorre quando os choques são transbordados por canais temporários, existentes somente durante a crise. Quando há interdependência, não se verifica alteração substancial nas relações após os choques.

Interessante notar que algumas definições de contágio exigem a presença de um período crítico para se mensurar e comparar as estatísticas antes e depois do início da crise. Os testes de causalidade de Granger podem ser utilizados para indicar a presença de contágio em casos onde o resultado seja unidirecional e específica nos períodos de crise. Quando resultado do teste é bidirecional, ocorre antes e depois da eclosão do choque adverso é um sinal de interdependência entre os mercados (LOBÃO, 2009).

Forbes e Rigbon (2001) em seu estudo para as crises que afetaram a América Latina, no período dos anos 1990, concluíram que houve um alto grau de co-movimentos entre os mercados latino-americanos, e os emergentes em geral, especialmente no mercado de títulos, tanto em períodos de crise quanto sem crise. As ligações existentes entre os mercados, após uma crise não são significativamente diferentes as relações em períodos estáveis. O estudo afirma que os países latino-americanos são altamente interdependentes.

Em economias integradas, as mudanças na taxa de câmbio, de juros, preços e os rendimentos dos ativos, são determinadas pelas ações de vários investidores em vários países, e não são necessariamente indícios de contágio, mas sim de interdependência. Geralmente modelos Logit e Probit são os utilizados para detectarem tais efeitos. (SOUZA; PEROLBELLI, 2010). Ferreira e Zachis (2010) utilizaram um modelo *Logit* para identificar a presença de co-movimentos (*co-jumps*) dos movimentos abruptos (*jumps*) das séries de retorno diário do Ibovespa, Dow Jones, taxa de juros brasileira, taxa de câmbio e no *spread* do C-Bond, detectando uma menor correlação entre os *jumps* do Dow Jones e o retorno do Ibovespa, se comparados a correlação em conjunto do Ibovespa com a taxa de câmbio, da taxa de juros e do *spread* do C-Bond.

2.2 Canais de transmissão de choques e formas de mensurar contágio

Podem-se identificar três canais de transmissão do contágio: o canal financeiro (mercado de capitais e câmbio), o canal comercial (mercado de bens e serviços) e o contágio puro, relacionado aos investidores. Estes canais fundamentais ocorrem devido à interdependência entre os países. O contágio puro ocorre quando os canais de transmissão não estão relacionados com os fundamentos macroeconômicos dos países, no entanto estão relacionados com o comportamento dos agentes (LOBÃO, 2009). Assim, o contágio puro está associado às reações dos agentes diante de uma Crise, ou choque adverso. Ainda de acordo com autor os principais métodos de detecção de contágio são a análise da alteração da volatilidade, dos mecanismos de transmissão e geração de dados e do valor extremo, testes de causalidade, ou testes em economia experimental.

Um método de identificar alterações na volatilidade, citado por Blanchard (2009) e utilizado por Sousa (2011) consiste na utilização de um índice de calor (*heat index-FMI*²). Este índice foi criado pelo FMI para identificar quais ativos foram os primeiros afetados pela crise do *subprime* americano e sua conseqüente propagação para os mercados emergentes. A metodologia do índice e utilização será apresentada nas próximas seções.

² Global Finance Stability Report (abril de 2009) – FMI

2.3 Volatilidade

Em finanças considera-se volatilidade o aumento significativo das oscilações nos preços ou rendimentos dos ativos. O aumento da volatilidade afeta os rendimentos e os preços dos ativos. Dependendo das reações dos investidores, pode gerar efeitos adversos que são transmitidos entre os mercados bursáteis. Um dos efeitos adversos mais proeminentes após o gatilho de uma crise é o choque de liquidez.

A volatilidade afeta o nível dos preços dos ativos e aumenta a incerteza dos investidores em relação as suas perspectivas de lucro. Especificamente o aumento da volatilidade pode gerar um choque de liquidez que impactará negativamente nos preços dos ativos. Por outro lado o aumento da volatilidade também pode aumentar os ganhos no mercado de opções, pois neste, as opções são previamente ajustadas com preços de compra e de venda definidos. Quando um agente aposta no aumento do preço de um ativo e forma contrato com preço futuro pré-definido, todo o valor que ultrapassar o valor estabelecido é revertido em ganho. O agente que ajusta previamente a opção de venda e aposta na queda das ações, mesmo que no dia de liquidação do contrato o preço esteja bem abaixo do valor acordado, terá direito a receber o valor previamente ajustado. Observa-se que o estudo da volatilidade apresenta relevância para oferecer bases para uma melhor tomada de decisão dos investidores.

O aumento da volatilidade majora a incerteza, elevando os riscos, aumentando as necessidades de liquidez e derrubando os preços dos ativos como o mercado de capitais é um canal de captação de investimentos a baixo custo para as empresas, às sucessivas quedas tendem a diminuir a propensão a investir, pressionando a taxa de juros, acarretando diminuição da taxa de crescimento.

Choques de Liquidez ocorrem quando investidores buscam diminuir seus riscos livrando-se de posições que possam lhes trazer prejuízos. As notícias ruins tendem a afetar mais o mercado do que as notícias boas³, ou seja, choques negativos tendem a aumentar mais a volatilidade dos ativos do que choques positivos. Isto se dá devido ao fator psicológico dos investidores sentirem mais as perdas do que os ganhos. Quando investidores alavancados decidem trocar suas posições na tentativa de diminuir suas perdas ocorre um choque (excesso de liquidez) no mercado levando este evento inicial a se propagar para outros núcleos econômicos.

³ Efeito alavancagem.

A percepção de uma crise em um país com significativa participação no mercado mundial leva os investidores, localizados em países correlacionados, a temerem alterações significativas na liquidez de seus ativos desencadeando um efeito cascata que pode levar ao colapso financeiro.

Estudos empíricos revelam que o contágio de uma crise ocorre em grau proporcional à quantidade de investidores racionais e irracionais atuantes no mercado. Os investidores considerados racionais neste tipo de estudo são os que possuem algum tipo de informação privilegiada. Os investidores irracionais são aqueles que ao primeiro sinal desfavorável, reagem impulsivamente iniciando sua busca por liquidez. Mesmo aqueles investidores racionais, com informações privilegiadas apresentam a tendência a também contribuir para a alteração significativa dos preços dos ativos, este possivelmente é um dos determinantes do efeito contágio internacional.

O estudo realizado por Kodres e Pritsker (2002) supõe dois tipos de choques, um choque devido à informação, advindos de investidores informados e um choque de liquidez devido aos “*noise traders*”⁴ devido as suas necessidades idiossincráticas por liquidez. Choques de liquidez são as negociações feitas no intuito de reaverem o seu capital investido, elevação súbita da oferta de títulos.⁵ Havendo ou não contágio, a importância relativa das expectativas e componentes do balanço de carteira, dependem do número de investidores informados e desinformados e de outros elementos do ambiente econômico. O padrão e a severidade do contágio financeiro dependem da sensibilidade do mercado em compartilhar fatores de risco e da quantidade de assimetria de informação em cada mercado.

2.4 Evidências Empíricas de Contágio no Brasil e no Mundo.

Oliveira (2004), utilizando modelos da família GARCH, Fez um estudo separado em dois blocos, países latino-americanos (Brasil, Argentina e México) e asiáticos (Tailândia, Malásia e Coréia do Sul), no período entre 1994 e 2002, para verificar as correlações existentes entre os mercados de ações destes países. O estudo concluiu que nos mercados latino-americanos não houve evidência de contágio, mas houve interdependência entre eles.

⁴“*Investidores irracionais*”. Para maiores esclarecimentos ver Yoshinaga et al (2008)

⁵ No setor bancário choque de liquidez representa aumento da fração de depósitos resgatados antecipadamente.

Os transbordamentos de volatilidade entre os mercados no período crítico se dão devido à própria interdependência existente. Os canais de transmissão choques entre os países são permanentes, após um choque que atinja fortemente um destes países, os demais países são compelidos a se ajustarem a este choque. Nos mercados de ações asiáticos houve evidência de contágio.

Ainda de acordo com Oliveira (2004) conclui-se que não houve contágio entre os mercados brasileiro, tailandês e coreano. Houve um aumento na volatilidade no mercado de ações brasileiro durante a crise asiática e do México. Testes de correlação mostraram que a crise do México não afetou o mercado de ações tailandês e coreano, apontando para uma dificuldade na diferenciação entre os períodos de alta e baixa volatilidade, provavelmente devido a Crise mexicana ter afetado o mercado brasileiro e não ter afetado o mercado asiático. Observa-se que estes resultados devem ter ocorrido devido à menor participação do México em relação à Ásia no mercado mundial. Portanto, nota-se que o grau de influência dos países no mercado mundial também deve ser levado em conta nos estudos de contágio.

A autora sugere algumas políticas que um governo deve seguir para mitigar os efeitos de uma crise. O controle de capitais; ajuda financeira a empresas debilitadas (*bail-out*); recurso a ajudas financeiras de organismos internacionais; acompanhadas de medidas de austeridade fiscal; metas de inflação e de crescimento da economia. No entanto, estas ações podem servir para diminuir os efeitos de uma crise pequena ou local, não para uma crise de proporções internacionais como a iniciada em 2008, pois se sabe que algumas destas políticas, foram às adotadas pelos Estados Unidos e Europa condenando-os a uma crise da dívida soberana. O contágio se dá através de canais temporários existentes após uma crise. Podem ocorrer mudanças no sentimento dos investidores ou de interpretação dada as informações disponíveis, o que poderia levar a perda de confiança e aumento da aversão ao risco.

Existe a possibilidade que a interdependência do mercado de ações de diversos países interfira na volatilidade dos retornos dos ativos, Connolly e Wang (2000) e Kaminsky e Schmukler (2002 apud CASELANI; EID JR 2008) encontraram que os mercados de diversos países sofrem especial influência do mercado norte-americano.

Conforme Ramos e Pinto (2004 apud CASELANI; EID JR 2008) a correlação internacional tende a aumentar em momentos de alta volatilidade, reduzindo os benefícios da diversificação. Nesses momentos, os fatores globais se sobrepõem aos fatores domésticos, influenciando todos os mercados.

Caselani e Eid Jr (2008) utilizaram análise de regressões lineares multivariadas. Os modelos obedeceram a uma periodicidade trimestral visando captar o efeito de

alavancagem. A amostra utilizou uma carteira de ações com nível de liquidez considerável que entraram no cálculo do IBOVESPA, no período entre janeiro de 1995 a setembro de 2003. O estudo foi realizado através da análise dos coeficientes da análise multivariada. Em relação ao argumento da teoria da alavancagem, para a variação da volatilidade, pode-se observar que: o grau de alavancagem de uma ação determina um incremento no desvio padrão (volatilidade) dos retornos dos ativos, um grau de alavancagem crescente reduz o preço das ações (retorno negativo), aumentando a volatilidade dos retornos, um aumento na taxa de juros sinaliza um risco maior e aumenta a volatilidade. Foi adicionada uma variável dos retornos do índice DOW JONES Industrial, o sinal negativo encontrado no coeficiente da equação estimada apóia o argumento de que existe efeito contágio entre os mercados acionários, brasileiro e norte-americano.

Lamounier e Nogueira (2006) utilizaram um modelo VAR e o testes de causalidade de Granger para verificar as relações entre os retornos dos principais mercados de capitais emergentes e os retornos dos principais mercados desenvolvidos, concluindo que os mercados estão sendo mais influenciados mais pelo choques de âmbito global (mercados norte americano e londrino) e não pelo âmbito regional. Para o período de 2003-2005, A causalidade, no sentido de Granger, para os retornos dos mercados foi, relativamente, alterada.

3 MEDINDO CONTÁGIO NO BRASIL ATRAVÉS DO *HEAT INDEX* E DO TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Segundo Sousa (2011), o Mapa de Propagação de Calor (*heat map*) foi criado pelo Fundo Monetário Internacional para mostrar a evolução do índice de estresse financeiro, ou “índice de calor” (*heat index*) para varias classes de ativos financeiros norte-americanos. Algumas dessas classes de ativos estão mais relacionadas ao mercado imobiliário (*Mortgage Backed Securities*) e outras menos (*money markets, corporate credits, etc.*). O mapa de propagação de calor também mostra a evolução de um índice construído para representar o nível de estresse nos mercados emergentes, com base em algumas séries para estes países (ex. JP Morgan EMBI *Composite Blended Spread*, índice MSCI para mercados emergentes - MSCI EM, MSCI EM Banks, entre outros).

Neste trabalho calcula-se o *heat map* do Brasil para o período após o início da Crise do sistema financeiro norte-americano, e compara-o ao *heat map* para o período de agravamento e sua posterior mutação para a crise das dívidas soberanas européias. Os índices de calor são calculados a partir do grau de volatilidade do ativos selecionados da economia brasileira, relativamente ao período pré-crise.

O mapa de calor (*heat map*) é uma forma de representar as alterações na volatilidade no período considerado. Para construir o mapa usa-se os índices de calor padronizados, que fornecem a medida de volatilidade. Atribui-se cores vermelhas nos pontos onde o índice de calor apresenta valores mais altos (maior nível de estresse), amarelo onde o índice apresenta estresse médio e verde para pontos onde o estresse é menor. A finalidade do mapa é mostrar a ordem de propagação do “calor” da crise (2007) para algumas classes de ativos do Brasil e compará-los com o período recente (2010 a 2012).

Deseja-se medir o contágio sobre os indicadores selecionados, identificando quais os indicadores foram afetados com maior intensidade, a ordem de propagação do calor do estresse financeiro, sua persistência e o eventual arrefecimento dos efeitos do choque externo através da comparação do nível de estresse nos dois períodos. Ademais, pretende-se verificar se existe alguma ordem de precedência na volatilidade dos ativos no Brasil, na qual a volatilidade de um ativo hoje mostra-se importante para explicar a volatilidade futura dos outros ativos.

3.1 Metodologia do Heat Index e Base de Dados

A metodologia do índice de calor foi tirada do *Global Financial Stability Report Responding to the Financial Crisis and Measuring Systemic Risks* (FMI), lançado em abril de 2009. O índice de propagação de calor foi desenvolvido pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) para medir a intensidade dos efeitos da crise nas variáveis para cada instante do tempo. Serão calculados os *heat index* (índices de calor) para as variáveis selecionadas do Brasil. Para isso, utilizou-se dados diários dos ativos selecionados. Os dados foram extraídos dos sites do Ipeadata, Banco Central do Brasil, Portal Brasil, e da Bolsa de Valores de São Paulo. Foram desconsiderados os dias de não divulgação dos índices, como finais de semana e feriados. Para a construção dos índices utilizou-se as séries diárias do período de Janeiro de 2004 a Outubro 2012 das seguintes variáveis financeiras:

- a) **Heat Index Bolsa**- retorno da bolsa de valores do Brasil, através do índice Ibovespa de (São Paulo);
- b) **Heat Index Juros**- Depósitos Interfinanceiros de 1(um) dia - contrato futuro com vencimento em (t+1);
- c) **Heat Index Câmbio**- Variação diária da taxa de câmbio do real/dólar;
- d) **Heat Index Câmbio Euro**- Variação da taxa de câmbio Real/ Euro;
- e) **Heat Index EMBI**- Para o risco-país utilizaremos as séries diárias do *Emerging Markets Bond Index* (EMBI), criado pelo americano JP Morgan, iniciado em 1992, para funcionar como *benchmark* medindo o desempenho diário dos títulos da dívida dos países emergentes.

3.1.1 Cálculo do Heat Index:

- a) O cálculo do índice de calor apresenta um fator de média e um fator de desvios.
- b) Para cada série de dados diários dos ativos, serão calculadas as médias mensais e os desvios padrão mensal para o período de 2004 a 2007 (pré-crise).
- c) Calcula-se a média e o desvio padrão da série entre 2004 e 2007.
- d) O período entre janeiro de 2004 e dezembro de 2007 será o período base de comparação para a mensuração da volatilidade.
- e) O Período considerado crítico refere-se de Janeiro de 2008 a outubro de 2012.

- f) Para os valores das series e de seus desvios padrões de 30 dias a partir de janeiro de 2008 até outubro de 2012, subtrai-se as respectivas médias e divide-se pelos desvios padrões calculados na etapa anterior.
- g) Soma-se o fator de médias ao fator de desvios e divide-se por dois para encontrar o *heat index*. Obtendo-se os resultados mensais a partir de Janeiro de 2008.
- h) A partir dos índices, faz-se uma transformação semelhante ao *Z valor* da distribuição normal, ou seja, $Z_h = \frac{h - \mu_h}{\sigma_h}$ onde Z_h representa a variação do índice em torno da média, chegando-se à volatilidade a partir do *heat index* para a série.
- i) No caso das taxas de juros, o cálculo é feito pela normalização apenas da volatilidade do desvio padrão (segunda parte do índice)
- j) Na análise dos resultados será considerada a média mensal do índice. Assim o *heat index (h)* é calculado da seguinte forma:

$$h = \frac{\frac{(I_t - \bar{I}_{2004-2007})}{\sigma_{2004-2007}} + \frac{(\sigma_t^{30} - \bar{\sigma}_{2004-2007})}{\sigma_{\sigma^{30} 2004-2007}}}{2}$$

Onde:

I_t - é o retorno de um ativo(ou índice) em t;

$\bar{I}_{2004-07}$ - é sua média para o período 2004-2007;

σ_t^{30} - é seu desvio padrão de I para uma janela móvel de trinta dias em t;

$\sigma_{2004-07}$ - é seu desvio padrão neste período de 2004-07;

$\bar{\sigma}_{2004-07}$ - valor médio deste desvio padrão (ou volatilidade) para o período de 2004-07;

$\sigma_{\sigma^{30} 2004-07}$ - desvio padrão desta volatilidade para o período 2004-2007.⁶

O princípio utilizado no cálculo é quanto maior a queda (ou alta no caso do EMBI), maior a volatilidade do retorno dos ativos com relação ao período considerado sem crise (2004-2007). Com isso, maior será o valor do índice. Conforme o índice aumenta, cores mais avermelhadas serão atribuídas. Há semelhança entre o *heat index (h)* e o termo do índice

⁶ O *heat index* de taxas de juros é calculado apenas com a segunda parte da equação e não pela média dos dois termos.

de Sharpe (Sharpe 1966). Esta é uma forma comum de mensuração do prêmio de risco no mercado financeiro. (APENDICE A)

3.1.2 Construção do Heat Map

As cores atribuídas referem-se ao Z-valor do índice, representando uma padronização, permitindo a verificação da dispersão do índice em torno da média. As cores e os respectivos desvios padrão (σ) são:

- a) *Verde* $\sigma < 0,5$;
- b) *Amarelo* $0,5 \leq \sigma < 2,0$;
- c) *Laranja* $2,0 \leq \sigma < 3,5$;
- d) *Vermelho* $\sigma > 3,5$.

Na quarta seção apresenta-se o *Heat Map Brasil* para o período crítico separados em duas partes. A separação melhora a visualização e permite comparações entre o período de maior volatilidade e o período de arrefecimento da crise:

- Janeiro de 2008 a Maio de 2010 – (FIGURA 1)
- Junho de 2010 a outubro de 2012 – (FIGURA 2)

3.2 Modelos de Vetores Autoregressivos (VAR) e testes de Causalidade de Granger

Nas seções anteriores observa-se que os ativos não foram afetados ao mesmo tempo e nem da mesma forma, por exemplo, a taxa de câmbio aparentemente foi afetada antes das outras variáveis, o índice Ibovespa foi o que teve epicentro crítico mais duradouro, a taxa de juros possui volatilidade temporal mais heterogênea. Portanto é interessante notar se alguma dessas variáveis "causou" a volatilidade das demais.

Utilizou-se nesse estudo um modelo VAR e testes de causalidade de Granger para responder se quando há um choque que altera a volatilidade dos ativos financeiros, esse efeito se propaga simultaneamente por todas as variáveis, ou há algum tipo de assimetria na ordem de propagação do efeito? Ou seja, existe alguma ordem de precedência na volatilidade dos

ativos no Brasil, tal que a volatilidade de um ativo hoje seja importante para explicar a volatilidade futura de outros ativos?

Modelos VAR são modelos dinâmicos onde as suas variáveis são todas consideradas endógenas. No processo de estimação desse tipo de modelo deve-se primeiro verificar se as séries são estacionárias para melhor definir a especificação do mesmo, ou seja, escolher entre um modelo com variáveis em nível, ou com variáveis em diferença ou ainda um modelo com correção de erros se as variáveis forem cointegradas. O próximo passo consiste na determinação do número de defasagens das variáveis, usando i.e. o critério de Schwars. Considere por simplicidade o modelo dinâmico de equações simultâneas bivariado:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (1)$$

Onde $\varepsilon_{1,t}$ e $\varepsilon_{2,t}$ são ruídos brancos, na forma reduzida o sistema torna-se:

$$\begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (2) \quad \text{ou}$$

simplesmente:

$$By_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Faça $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ então:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

A equação (4) é a forma reduzida e nesta forma representa o VAR (1). São impostas as seguintes restrições para tornar o modelo identificado:

$E(\varepsilon_{1t}) = E(\varepsilon_{2t}) = 0$ e $b_{12} = b_{21} = 0$ significa ausência de efeitos contemporâneos de z_t e y_t , $E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}) = 0$. A estacionariedade do VAR (1): depende das raízes do polinômio

$|I - A_1 z| = 0$, encontrarem-se fora do círculo unitário. Resolvendo recursivamente, após m interações e assumindo a condição de estabilidade $m \rightarrow \infty$:

$$Y_t = u + \sum_{j=0}^{\infty} A_1^j e_{t-j} \quad (5)$$

A representação acima é conhecida como vetor de média móvel VMA que na forma reduzida resume as correlações observadas entre as variáveis de interesse e pode ser estimado sem ressalvas. O Modelo utilizado apresenta as seguintes variáveis:

Variáveis Endógenas	<ul style="list-style-type: none"> • <i>dibov- heat index padronizado do Ibovespa</i> • <i>djuros- heat index padronizado da taxa de juros DI(Cetip)</i> • <i>deuro- heat index padronizado da taxa de câmbio Real/Euro</i> • <i>ddolar- heat index padronizado da taxa de câmbio Dólar/Real</i> • <i>drisco- heat index padronizado do Risco-País(EMBI-JP Morgan)</i>
Variáveis Exógenas	<ul style="list-style-type: none"> • Constante • <i>dummie- dm2</i> refere-se ao período de volatilidade mais acentuada das variáveis, epicentro da crise do subprime americano.

Representado na forma reduzida da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 dibov_t &= \alpha_{10} + \alpha_{12}dibov_{t-i} + \beta_{11}deuro_{t-i} + \beta_{12}ddolar_{t-i} + \beta_{13}djuros_{t-i} + \beta_{14}drisco + Dm_2 + \varepsilon_{1t} \\
 deuro_t &= \alpha_{20} + \alpha_{22}deuro_{t-i} + \beta_{21}dibov_{t-i} + \beta_{22}ddolar_{t-i} + \beta_{23}djuros_{t-i} + \beta_{24}drisco + Dm_2 + \varepsilon_{2t} \\
 ddolar_t &= \alpha_{30} + \alpha_{32}ddolar_{t-i} + \beta_{31}deuro_{t-i} + \beta_{32}dibov_{t-i} + \beta_{33}djuros_{t-i} + \beta_{34}drisco + Dm_2 + \varepsilon_{3t} \\
 djuros_t &= \alpha_{40} + \alpha_{42}djuros_{t-i} + \beta_{41}deuro_{t-i} + \beta_{42}dibov_{t-i} + \beta_{43}ddolar_{t-i} + \beta_{44}drisco + Dm_2 + \varepsilon_{4t} \\
 drisco_t &= \alpha_{50} + \alpha_{52}drisco_{t-i} + \beta_{51}deuro_{t-i} + \beta_{52}dibov_{t-i} + \beta_{53}ddolar_{t-i} + \beta_{54}djuros + Dm_2 + \varepsilon_{5t}
 \end{aligned}$$

Foi adicionada uma variável exógena: **Dm2** que corresponde a uma variável binária referindo-se aos períodos em que se constata maior volatilidade nas variáveis⁷.

Os testes de causalidade de Granger são instrumentos estatísticos de séries temporais que permitem captar as relações de interdependência entre os mercados. A utilização destes métodos apresenta a vantagem de consideração da dimensão temporal nos estudos permitindo uma análise dinâmica do efeito contágio (LOBÃO, 2009).

Segundo Granger (1969) Uma variável *Z* causa outra variável *X* no sentido de Granger quando a observação de *Z* no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de *X* para um determinado período de tempo. O teste é feito sob a hipótese nula que *Z*

⁷ Agosto de 2008 a Março de 2009.

não Causa Granger em X. Caso ocorra causalidade nas duas vias teremos um caso de bicausalidade. A partir deste teste, poderemos ordenar as variáveis para mostrar a precedência de uma em relação à outra em relação Consideraremos a estatística do teste F convencional através da distribuição de probabilidade, usando o teste de significância em relação a cinco por cento. O teste é feito da seguinte maneira

1. Estime $z_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,22} z_{t-i} + e_{2t}$

2. Teste se x não-Granger causa z usando o teste F, sob:

$$H_0 : \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \phi_{p,21} = 0$$

$$H_1 : \phi_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, 3, \dots, p$$

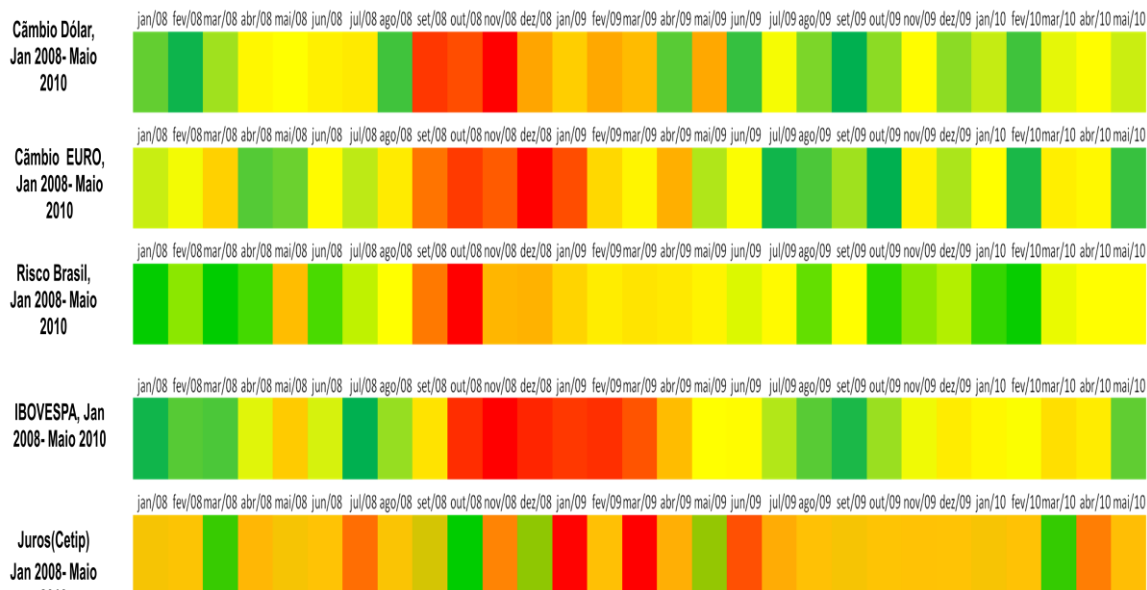
Em que a estatística do teste é dada por:

$$S_1 = \frac{(e_r^2 - e_u^2) / p}{e_u^2 / (T - 2p - 1)} \xrightarrow{d} F(p, T - 2p - 1)$$

Em que r representa restrito e u, não restrito. Se $S_1 > F^{5\%}$, rejeita-se a hipótese nula de que x não-Granger causa z . Este teste pode ser feito após estimar-se um modelo de séries temporais, através da análise dos coeficientes estimados das variáveis defasadas, por exemplo, se ao menos um dos coeficientes das defasagens da variável explicativa(W) for significativo para se prever a variável explicada(Z), X causa Z no sentido de Granger, de outra forma se todos os coeficientes são insignificantes X não causa Z no sentido de Granger.

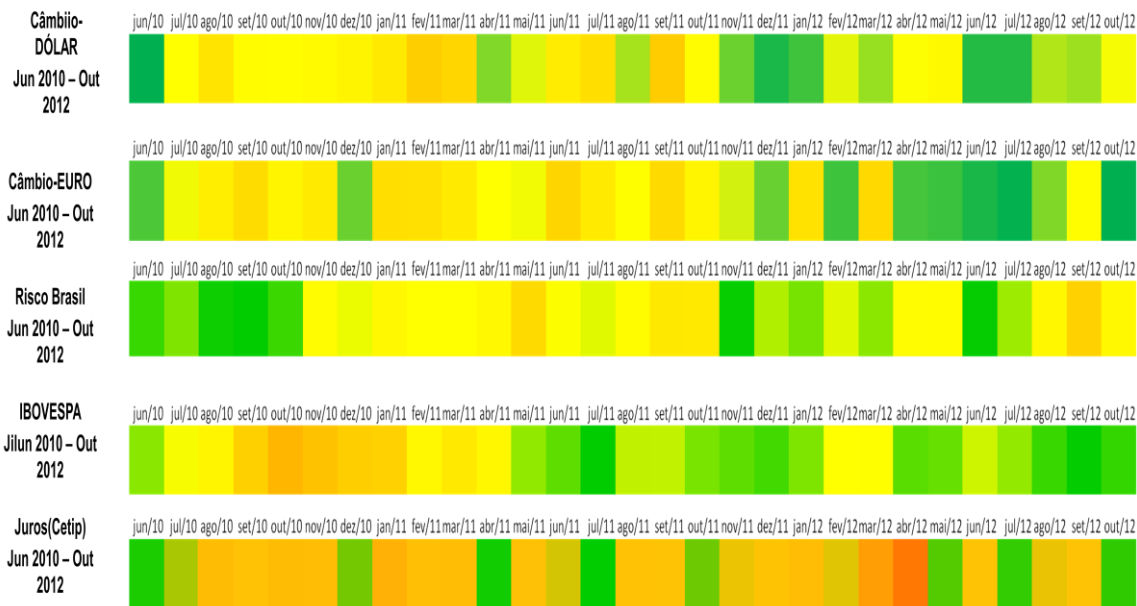
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Figura 1 - Heat Map Brasil(Janeiro de 2008 a Maio de 2010)



Fonte: Elaboração Própria.

Figura 2 – Heat Map Brasil (Junho de 2010 a Outubro de 2012)



Fonte: Elaboração Própria.



4.1 Resultados dos Índices de Calor a partir do Heat Map

Fazendo-se uma análise cronológica dos resultados encontrados a partir do *heat map*, (FIGURA 1, FIGURA2) observa-se que:

a) Heat Map Bolsa

Na construção do *heat index bolsa* é fundamental saber quais são as principais empresas negociadas na Bolsa de valores de São Paulo. Utilizou-se dados da *BM&FBovespa* para quatorze de junho de 2012 e observou-se que as sete empresas com maior participação no índice da Bolsa de Valores de São Paulo são: Vale do Rio Doce (12.525%), Petrobrás (10.828%), Itaú-Unibanco (7.995%), OGX Petróleo (3.956%), Gerdau (3.933%), Bradesco (3.849%), Banco do Brasil (2.966%). As fatias das sete empresas somadas totalizam (46.052%).⁸

Portanto vemos que a bolsa de valores brasileira é altamente concentrada, dado que estas sete empresas correspondem a 46,052% do valor de mercado total das empresas que compõem o índice, sendo que três delas (Vale, Petrobrás e OGX) são produtoras de *commodities*, dominando 27,309% do total. O setor financeiro é segundo colocado na concentração, suas representantes (Itaú, BB, e Bradesco) juntas formam 14,81% do total da composição do índice.

Esta concentração agrava os resultados da volatilidade devido à bolsa de valores ser um dos canais onde os choques de confiança são mais visíveis e devido à rapidez com que os indicadores são afetados por notícias ruins. No mapa (Figura 1) observa-se que a volatilidade do Ibovespa foi a mais afetada e houve a maior duração do nível de estresse financeiro, logo após a falência do Banco *Lehman Brothers* em setembro de 2008 sofrendo arrefecimento apenas em março de 2009. Estes fatos corroboram com uma das hipóteses iniciais de que o mercado apresentaria tendência à elevação da aversão ao risco dos agentes econômicos devido à percepção de uma crise.

No segundo período mostrado no mapa (Figura 2) nota-se que o Ibovespa já mostrava sinais de recuperação em setembro de 2009, cor verde indicando menor volatilidade, mas com o início dos rumores do não pagamento da dívida soberana grega, a volatilidade voltou a aumentar (cor amarela). As cores amarelas e laranjas devem ser consideradas eventos raros, portanto é um indicador que a crise apenas mudou o foco e contagiou novamente a economia brasileira. Em julho de 2010 houve um aumento da volatilidade do Ibovespa,

⁸ Fonte: BM&FBovespa (Carteira Teórica do Ibovespa válida para 14/06/12, elaboração própria (3)

possivelmente devido às reações dos investidores ao acordo fechado entre a União Europeia e o Fundo Monetário Internacional para mitigar os efeitos da crise⁹.

b) Heat Map Juros

Para a taxa de juros foi considerado o Contrato futuro de taxa média de depósitos interfinanceiros (DI) de um dia, calculada pela Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (Cetip)¹⁰, expressa em taxa efetiva anual, base 252 dias úteis.¹¹ Foi calculado o índice também para a taxa Selic-Over para compará-lo coma DI-Cetip, optou-se pela última, devido divulgação das séries da Selic serem em base mensal¹², gerando comportamentos constantes em períodos longos.

A consideração da taxa DI captou maior freqüência de volatilidade que a taxa Selic. Na Cetip são negociados títulos privados. No Selic são registradas as negociações lastreadas em títulos públicos federais.

Observa-se pelo *heat map* dos juros que ele apresenta alta volatilidade em toda a série, tanto no período mais crítico (Figura 1) quanto no período de estabilização da crise (Figura 2). Ocorreram picos de volatilidade em janeiro, março e junho de 2009, no entanto desde o início da série em janeiro de 2008 a taxa de juros já apresentava alta volatilidade, possivelmente devido à crise já estar instalada no mercado americano desde fevereiro de 2007. Na comparação com os outros mapas observamos que a taxa DI foi apresentou os menores picos. Uma explicação para isto é a influência que a taxa DI sofre devido Selic. A taxa Selic é utilizada como um instrumento de política monetária, e tal intervenção influencia as demais taxas de juros.¹³

c) Heat Map Câmbio Dólar

⁹ UE e o FMI acordaram um plano de resgate de 750 bilhões de euros para evitar que a crise se estendesse por toda a Zona Euro. Bundlr (2012) disponível em < <http://bundlr.com/b/economic-crisis?order=inverse&view=grid>>

¹⁰ A Cetip é uma companhia de capital aberto que oferece serviços de registro, central depositária, negociação e liquidação de ativos e títulos privados, nela se faz o registro e depósito de ativos de Renda Fixa e Derivativos de Balcão.

¹¹ Último dia de negociação: último dia útil anterior à data de vencimento do contrato. Data de vencimento: primeiro dia útil do mês de vencimento do contrato. Para maiores detalhes ver www.bmfbovespa.com.br.

¹² Taxa *overnight* acumulada e a taxa mensal.

¹³ Em 2012 o governo iniciou uma retomada na queda da taxa básica como forma de estimular o consumo e mitigar os efeitos da crise. A taxa básica de juros brasileira vem sofrendo uma queda acentuada, passou de 12,42% em junho de 2011 para 8,9 em abril de 2012, o acumulado é cerca de -3,52% em menos de um ano. Este é o patamar mais baixo atingido desde sua criação.

Foi utilizada a variação cambial do Real relativa ao Dólar americano e ao Euro. O regime cambial brasileiro é caracterizado pela flutuação “administrada”, onde o Banco Central intervém de maneira a manter uma variação cambial em certos limites. Dependendo de suas intenções o governo pode utilizar a política cambial para estimular as exportações, melhorando o saldo da balança comercial.

Nota-se pelo mapa que a volatilidade do câmbio-dólar foi a primeira a mostrar os sinais de contágio, cor amarela em abril de 2008 e em setembro de 2008 (cor vermelha), perdurando o efeito mais crítico até novembro de 2008, mantendo-se a situação de alerta (cor laranja) de dezembro de 2008 a maio de 2009. Percebe-se que o câmbio-dólar apresentou alta volatilidade antes do câmbio-euro, o que pode ser um indício de precedência causal no sentido dólar-euro.

O período referente a junho de 2010 a outubro de 2012 apresenta maior parte da volatilidade representada pela cor amarela, indicando que os efeitos da crise ainda estão ativos.

d) Heat Map Câmbio Euro

No período mais crítico a série do câmbio-euro mostrou sensibilidade devido ao efeito contágio entre setembro e janeiro de 2009. Devido as políticas de (*bail out*) adotadas pelos países da zona do Euro o câmbio sofreu novo contágio no segundo período do mapa. Os efeitos desse novo contágio, apesar de menos intensos perduram em toda a série mostrada, pois se observa que a volatilidade representada pela cor amarela cobre praticamente todo o período entre junho de 2010 a outubro de 2012.

e) Heat Map EMBI

Este índice é tomado como referência para medir o desempenho do retorno de títulos de países emergentes. É dado pela diferença entre o que se recebe para investir no Brasil em relação aos *treasury bonds* americanos. Através dele analisa-se a volatilidade do chamado “Risco-Brasil”. Este índice compara o risco de se investir em títulos da dívida pública do Brasil em relação ao investimento em títulos da dívida pública americana, que teoricamente, são os mais seguros.

O Risco - Brasil apresentou pico de volatilidade em outubro de 2008. O estado de alerta foi mantido até dezembro de 2008. Com o agravamento da crise da dívida europeia no início do ano de 2010 a série voltou a ser afetada, e os efeitos de estresse financeiro são percebidos ao longo de todo o período estudado, indicando que a crise está instalada e mantém seus efeitos sobre o grau de incerteza medido pelo risco-país.

4.2 Estimação do VAR e Testes de causalidade de Granger

Para se estimar um modelo VAR, inicialmente verifica-se a estacionariedade das variáveis utilizadas no estudo. Com essa finalidade foram aplicados os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), de Phillips-Perron (PP) e o teste de estacionariedade de Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. (KPSS). Todos os testes neste modelo foram realizados em nível e com a presença de intercepto. O KPSS apresenta a hipótese nula de que o modelo é estacionário, diferentemente do ADF e PP que apresentam a hipótese nula de existência da raiz unitária. (APÊNDICE D)

Para a variável *dibov* não se rejeita a hipótese nula de existência da raiz unitária nos testes ADF e PP. Entretanto, no teste KPSS não se pôde rejeitar a hipótese nula de estacionariedade da série Ibovespa (*dibov*) ao nível de 5% de significância. O gráfico do índice de calor padronizado do IBOVESPA, ou seja, do *dibov* mostra que há um *outlier* no período da crise do *subprime*, o que pode prejudicar os resultados obtidos com o ADF e com o PP mais do que do KPSS. Portanto nesse trabalho considera-se o resultado do KPSS, ou seja de que essa série é estacionária.

Tabela 1. Teste de raiz unitária

Variável/teste	ADF		PP		KPSS
	Estat. T	Prob	Estat.t	Prob	Estat.LM
Ibovespa(<i>dibov</i>)	-2.14154	0.22970	-2.47023	0.12800	0.379938**
Juros(<i>djuros</i>)	-3.90245	0.0037*	-8.03911	0.00000*	0.35083
Risco(<i>drisco</i>)	-3.63576	0.00800*	-3.93392	0.0034*	0.25927
Dólar(<i>ddolar</i>)	-2.76817	0.06950	-3.995181	0.0028*	0.25901
Euro(<i>deuro</i>)	-2.98835	0.0420*	-3.05402	0.03590*	0.23710

(*rejeita-se a 5%) (**não rejeita-se a 5%)

Fonte:Elaboração Própria.

Para a variável deuro foi feito o teste ADF onde se rejeita a hipótese nula de existência da raiz unitária a cinco por cento de significância. Para variável ddolar foi feito o teste PP onde se rejeita a hipótese nula de existência da raiz a cinco por cento de significância. Para a variável djuros os testes ADF e PP mostram que se rejeita a hipótese nula de existência da raiz unitária a cinco por cento de significância. Para variável drisco os resultados dos testes PP e ADF rejeitam a hipótese nula de existência da raiz a cinco por cento de significância.(TABELA1)

Após determinar a estacionariedade das variáveis, estimou-se um modelo VAR através da utilização do programa Eviews 5.0. O critério de informação de Schwarz indicou que o modelo deve conter uma defasagem. A variável binária adicionada, referente ao período do epicentro da Crise (Agosto de 2008 a Maio de 2009) melhorou o ajustamento do modelo e tornou os resíduos com características de ruído branco (APÊNDICE B). Depois de estimado o VAR (1), testes de causalidade de Granger em bloco e entre pares de variáveis foram realizados. Os resultados encontram-se nas Tabelas 2 e 3.

Tabela 2 - Causalidade de Granger(Entre pares de variáveis)

Variável	Variável	Nível de Significância	Probabilidade	Causa- Granger
Ibovespa(dibov)	Juros(djuros)	5%	0.0002	Sim
Juros(djuros)	Ibovespa(dibov)	5%	0.0880	Não
Risco(drisko)	Dólar(ddolar)	5%	0.0015	Sim
Dólar(ddolar)	Risco(drisko)	5%	0.0660	Não
Dólar(ddolar)	Euro(deuro)	5%	0.0064	Sim
Euro(deuro)	Dólar(ddolar)	5%	0.2982	Não

Fonte: Elaboração Própria

Os testes de causalidade de Granger entre pares de variáveis mostram que a volatilidade presente do Ibovespa (dibov) causa-granger a futura volatilidade da taxa de juros (djuros), que a volatilidade do Risco (drisko) causa-granger a volatilidade futura do Dólar(ddolar) e, que a volatilidade presente da taxa Dólar (ddolar) melhora a previsibilidade da futura volatilidade da taxa de câmbio Euro(deuro), ao nível de 5% de significância.

Observa-se que nesta tabela estão mostrados apenas os resultados que tiveram causalidade significativa do ponto de vista estatístico. Para as demais combinações de pares de variáveis testadas não apresentadas na Tabela 2 não se rejeitou a hipótese nula de não causalidade de Granger.

Dados os resultados podemos construir uma sequência de causalidade global unidirecional¹⁴:

- DIBOV→DJUROS
- DRISCO→DDOLAR→DEURO

Tabela 3 - Causalidade de Granger (em Bloco)

Variável	Diferenças	Nível de Significância	Probabilidade	Causa- Granger
Ibovespa(dibov)	4	5%	0.1878	Não
Juros(djuros)	4	5%	0.0018	Sim
Risco(drisco)	4	5%	0.2371	Não
Dólar(ddolar)	4	5%	0.0003	Sim
Euro(deuro)	4	5%	0.0119	Sim

Fonte: Elaboração Própria.

Realizaram-se testes de causalidade de Granger *em bloco* no qual é conduzido para o conjunto das demais variáveis em relação à variável dependente. De acordo com estes testes, apresentados na Tabela 3, a volatilidade do Ibovespa e a volatilidade do Risco não são causadas pela volatilidade do conjunto das demais variáveis. A taxa Dólar (ddolar), a taxa Euro (deuro), a taxa de juros (djuros) são causadas pelas demais variáveis quando consideradas em blocos.

¹⁴ A 5% de significância.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho teve como principal objetivo a verificação do Efeito Contágio no período de Crise Global para os ativos brasileiros selecionados: índice Ibovespa, taxa de juros DI, Risco-País (EMBI) e das taxas de câmbio Real/Dólar e Real/Euro. Para isso utilizou-se o *heat index padronizado* como medida de volatilidade e estimou-se um modelo de vetor autorregressivo com o qual se realizaram testes de causalidade de Granger, para verificação da precedência dos efeitos entre as variáveis.

Entre os resultados do *heat map*, nota-se que o epicentro da Crise Global foi o mês de outubro de 2008, pois coincidem os picos de volatilidade de todas as séries. O período caracterizado pelo início da crise do *subprime* americano contagiou mais significativamente os ativos selecionados. Os efeitos adversos devido a crise da dívida européia contagiaram menos os ativos selecionados, no entanto a média volatilidade, caracterizada pela cor amarela na maior parte do período para todas as séries, reitera que o momento crítico persiste.

Os dados de concentração da Ibovespa mostram um mercado acionário concentrado em principalmente dois setores, *commodities* e setor financeiro (bancário). Este pode ser considerado um indicativo de maior rapidez no alastramento da crise financeira, dado que as exportações do Brasil são significativamente dependentes dos preços das *commodities* no mercado internacional e os bancos, por seu papel de intermediador financeiro, são fortemente afetados por uma crise econômica.

Na análise do *heat map* pode-se observar que os choques não ocorreram ao mesmo tempo em todas as variáveis. Podemos identificar certa gradação dos efeitos da volatilidade dos ativos. O câmbio Dólar-Real parece acontecer antes do câmbio Euro-Real, seguido do Risco-Brasil, Ibovespa. A volatilidade da taxa de juros é bastante heterogênea. Devido aos resultados mostrarem diferenças na propagação do choque, realizou-se os testes de Causalidade de Granger para determinação do grau de precedência entre as variáveis. Os testes par a par de variáveis indicaram que um choque na volatilidade do Ibovespa causa, no sentido estatístico, a volatilidade da taxa de juros. Da mesma forma, um choque na volatilidade do Risco-País causa a volatilidade da taxa de câmbio Dólar-Real e esta por sua vez, causa a volatilidade da taxa de câmbio Euro-Real. Estes efeitos sugerem que os canais de transmissão desta Crise afetaram primeiro o mercado de capitais e de ativos do governo, propagando-se daí os efeitos para os demais ativos, juros e câmbio respectivamente.

Os resultados dos testes de Causalidade de Granger para o bloco de variáveis reiteram que o índice Ibovespa e o Risco-País possuem precedência sobre as demais variáveis,

na medida em que mostram que as volatilidades destas variáveis não são causadas, no sentido estatístico, pelas demais variáveis. O choque não atinge as variáveis ao mesmo tempo, há assimetria na ordem de propagação. As evidências encontradas nesse estudo mostram que a volatilidade do Ibovespa e do Risco ocorrem primeiro e são importantes para explicar e, portanto prever a volatilidade futura da taxa de juros, das taxas de câmbio, Real/Dólar e Real/Euro.

Como sugestão de estudos para dar continuidade ao tema cita-se a análise da função de resposta ao impulso do modelo estimado para verificação da persistência dos efeitos nas variáveis devido aos choques nas variáveis precedentes. Outra sugestão seria a mensuração da volatilidade dos ativos selecionados a partir de um modelo da família GARCH (Autorregressivos generalizados com variância condicional) e sua posterior comparação e verificação da robustez dos resultados aqui encontrados.

BIBLIOGRAFIA

- BAIG, T.; GOLDFAJN, I. *Financial Market Contagion in the Asian Crisis*. *International Monetary Fund Staff Papers*. v. 46, n. 2, p.167-195, 1999.
- BLANCHARD, O. *The Crisis: Basic Mechanisms, and Appropriate Policies*. MIT Working Paper Series. 2009.
- BODIE, Z.; MERTON, R. C. **Finanças**. Porto Alegre: Bookman, 2002.
- CASELANI, C. N.; EID JÚNIOR, W. *Fatores Microeconômicos e Conjunturais e a Volatilidade dos Retornos das Principais Ações Negociadas no Brasil* **RAC-Eletrônica**, Curitiba, v. 2, n. 2, art. 10, p. 330-350, Maio/Ago. 2008
- CAVALCANTI, M. A. F. H. *Identificação de modelos var e causalidade de granger: uma nota de advertência*. 2012. Disponível em: < <http://bundlr.com/b/economic-crisis?order=inverse&view=grid>>. Acesso em janeiro de 2012.
- Centro Internacional de Desenvolvimento Sustentável. Disponível em <www.ictsd.org>. Vários Acessos
- Comissão Européia: 2011. Disponível em:< www.europa.eu>. Vários acessos*
- CORSETTI, G.; PESENTI, P.; ROUBINI, N. *Paper Tigers? A Model of Asian Crisis*. 1998.
- DORNBUSH, R.; FISCHER, Stanley,. *Macroeconomia 5ª ed*. Pearson 2011
- DORNBUSCH, R., PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. *Contagion: Understanding How it Spreads and How it can be Stopped*. in INTERNATIONAL FINANCIAL CONTAGION, Ed. S. Claessens e K. Forbes, Kluwer Academic Publishers, Boston. 2001.
- EDWARDS, S. *“Interest Rate Volatility, Contagion, and Convergence: An Empirical Investigation of the Cases of Argentina, Chile, and Mexico*. **Journal of Applied Economics** 1, p. 55-86, 1998.
- EDWARDS, S. *Contagion*. *World Economy* 23, p. 873-900. 2000.
- EDWARDS, S. e R. Susmel *Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets*. NBER Working Paper 8506, National Bureau of Economic Research. 2001.
- ENGLE, R. *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation*. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1007, 1982.
- FORBES, K. J.; RIGBON, R. *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements*, **Journal of Finance**, v.57, p. 2223-2261, out. 2000.
- FORBES, K. J.; RIGBON, R. *Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications*. MIT 2001

- GRIFFITHS, W. E.; HILL, C.; JUDGE, G. G. *Learning and practicing econometrics*. New York: John Wiley & Sons, 1993.
- GRANGER, C. (1969), *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods*, **Econometrica** 37, 424–438.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND - IMF. *Global Financial Stability Report: Responding to the Financial Crisis and Measuring Systemic Risk*. Washington DC , 2009a.
- KODRES, L. E.; PRITSKER, M. *A rational expectations modelo of financial contagion*. 2002.
- LAMOUNIER, W. M.; NOGUEIRA, E. M. *Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos*. **Revista Contabilidade e Finanças** 43, 34–48. 2007.
- LOBÃO, J. F. S. S. M. *Contágio entre mercados de acções de países desenvolvidos: um estudo de processos de transmissão de choques de rentabilidade num contexto de episódios de crises financeiras*, 2009.
- OLIVEIRA, P. E. *Modelos de Mudança de Regime Multivariados e evidencia de Contágio e interdependência*. Porto Alegre, 2004.
- OLIVEIRA, S. C.; ANDRADE M. G. *Abordagem Bayesiana para modelos estocásticos com heterocedasticidade para os retornos Ibovespa*. 2010.
- Secretaria do Tesouro Nacional, *Dívida Pública Federal, Plano Anual de Financiamento 2012*, Brasília 2012.
- SHARPE, W. F. "Mutual Fund Performance". *Journal of Business* (S1): p. 119–138. 1966.
- SIMS, C. *Macroeconomic and reality*. **Econometrica**, v. 48, p. 1–49. 1980.
- SOUSA, M. O. M. *A Crise Norte-Americana do Subprime, medindo o contágio para os BRICS*. São Paulo 2011.
- SOUZA, D. T.; PEROBELLI, F. F. C. *Interdependência Econômica ou Contágio nos mercados financeiros em períodos de Crise: um teste de hipótese com análise fatorial*. 2010.
- FERREIRA, T. R.; ZACHIS, S. M. *Análise dos jumps e de co-jumps nas séries do Ibovespa, Dow Jones, taxa de juros, taxa de câmbio e no spread do C-bond*. **Economia**, v.13, n.1, p. 15–34, jan/abr 2012.
- YOSHINAGA, C. E.; OLIVEIRA, R. F.; SILVEIRA, A. D. M.; C. BARROS , L. A. B. *Finanças Comportamentais: Uma introdução*. 2008.

APÊNDICE A

❖ *ÍNDICE DE SHARPE*

Há semelhança entre o *heat index* (h) e o termo do índice de Sharpe (Sharpe 1966).

$$IS = \frac{R_A - r_f}{\sigma_A}$$

Onde:

R_A : retorno do fundo A

r_f : retorno do ativo livre de risco

σ_A : desvio padrão do fundo A

Esta é uma forma comum de mensuração do prêmio de risco no mercado financeiro. Neste estudo utilizou-se o valor do ativo no período pré-crise, e seu desvio padrão neste mesmo período no denominador, em vez do valor do ativo livre de risco. Desta forma mensura-se o aumento da volatilidade com relação a um período e não a um ativo livre de risco.

APÊNDICE B

❖ ANÁLISE DO AJUSTE DO MODELO, RELACIONADO A VARIÁVEIS BINÁRIAS TESTADAS.

A *dummie 1* refere-se ao período de Janeiro de 2008 a Maio de 2010 A *dummie 2* refere-se ao período de Agosto de 2008 a Março de 2009. O modelo estimado com a *dummie 2* (DM2*) apresenta os menores critérios de informação AIC e SC.

Tabela 4 - Análise do ajuste dos modelos

Dummie	DJUROS	DIBOV	DEURO	DDOLAR	DRISCO
DM1	0.224199	2,037,548	0.043869	0.061306	0.269272
Erro Padrão	(0.15056)	-115,948	(0.12096)	(0.12118)	(0.19443)
Estatística t	[1.48915]	[1.75730]	[0.36267]	[0.50591]	[1.38494]
R-squared	0.346926	0.803091	0.636427	0.581629	0.428752
Akaike AIC	1.5969	5.6797	1.1592	1.1628	2.1084
Schwarz SC	1.8478	5.9306	1.4101	1.4137	2.3593
DM2*	0.45665	7.37760	0.62084	0.65457	1.17462
Erro Padrão	-0.29448	-2.09569	-0.22049	-0.21932	-0.35088
Estatística t	[1.55069]	[3.52037]	[2.81571]	[2.98461]	[3.34768]
R-squared	0.34926	0.83246	0.68536	0.64308	0.51545
Akaike AIC	1.59334	5.51819	1.01465	1.00394	1.94379
Schwarz SC	1.84424	5.76910	1.26555	1.25484	2.19469

APÊNDICE C

❖ ESTIMAÇÃO DO MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS

Período: 2008M02 2012M10

Observações incluídas: 57 depois dos ajustamentos

Erro Padrão in () & Estatística- T in []

	DJUROS	DIBOV	DEURO	DDOLAR	DRISCO
DJUROS(-1)	-0.349893 (0.12833) [-2.72651]	-1.557945 (0.91327) [-1.70589]	-0.094353 (0.09609) [-0.98195]	-0.121297 (0.09557) [-1.26913]	-0.033260 (0.15291) [-0.21752]
DIBOV(-1)	0.048472 (0.01283) [3.77855]	0.603308 (0.09129) [6.60851]	0.001884 (0.00961) [0.19611]	0.009082 (0.00955) [0.95061]	-0.024362 (0.01528) [-1.59386]
DEURO(-1)	-0.027281 (0.19236) [-0.14182]	0.751448 (1.36895) [0.54892]	0.169166 (0.14403) [1.17451]	0.149020 (0.14326) [1.04020]	-0.085689 (0.22920) [-0.37386]
DDOLAR(-1)	-0.128386 (0.18994) [-0.67593]	1.556678 (1.35173) [1.15162]	0.388050 (0.14222) [2.72853]	-0.180977 (0.14146) [-1.27935]	0.416058 (0.22632) [1.83838]
DRISCO(-1)	-0.192072 (0.13097) [-1.46656]	-0.209099 (0.93204) [-0.22434]	0.044357 (0.09806) [0.45233]	0.309462 (0.09754) [3.17269]	0.225145 (0.15605) [1.44278]
C	0.710997 (0.14575) [4.87833]	3.122238 (1.03722) [3.01021]	0.161086 (0.10913) [1.47612]	0.474888 (0.10855) [4.37501]	0.325572 (0.17366) [1.87478]
DM2	0.456645 (0.29448) [1.55069]	7.377603 (2.09569) [3.52037]	0.620844 (0.22049) [2.81571]	0.654571 (0.21932) [2.98461]	1.174621 (0.35088) [3.34768]
R-squared	0.349258	0.832457	0.685361	0.643076	0.515446
Adj. R-squared	0.271169	0.812351	0.647605	0.600246	0.457300
Sum sq. resids	12.84423	650.5085	7.200937	7.124229	18.23505
S.E. equation	0.506838	3.606961	0.379498	0.377471	0.603905
F-statistic	4.472560	41.40502	18.15207	15.01433	8.864615
Log likelihood	-38.41004	-150.2685	-21.91755	-21.61233	-48.39789
Akaike AIC	1.593335	5.518194	1.014651	1.003941	1.943785
Schwarz SC	1.844236	5.769095	1.265552	1.254842	2.194687
Mean dependent	0.803092	10.83197	0.586538	0.700768	0.563525
S.D. dependent	0.593684	8.326621	0.639285	0.597018	0.819763
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.012342			
Crítério de informação Akaike		10.36757			
Crítério de Schwarz		11.62207			

APÊNDICE D

❖ Testes de Raiz Unitária

O modelo utilizado no estudo foi o modelo de vetores autorregressivos (VAR). Este é o modelo indicado quando se objetiva estudar as relações dinâmicas entre as variáveis contemporâneas e seus valores passados. Neste tipo de modelo consideram-se todas as variáveis endógenas. Para mostrar a metodologia do modelo, pode-se utilizar a abordagem de Stock e Watson (2004) *apud* Lamounier e Nogueira (2007), que segue:

Considerem-se duas séries temporais, y_1 e y_2 , ou seja, $k = 2$. Assim, tem-se que:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{1t-1} + \dots + \alpha_{1p}y_{1t-p} + \beta_{11}y_{2t-1} + \dots + \beta_{1p}y_{2t-p} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{2t-1} + \dots + \alpha_{2p}y_{2t-p} + \beta_{21}y_{1t-1} + \dots + \beta_{2p}y_{1t-p} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

Onde: y_{1t} e y_{2t} são os valores correntes das variáveis endógenas; α_{ip} e β_{ip} são os coeficientes e ε_{it} são os termos de erro do tipo ruído branco. Ou na forma matricial

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon$$

Caso seja estacionário, o modelo pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários. Um modelo será estacionário quando suas propriedades estatísticas forem independentes do tempo. Para se determinar se um modelo é estacionário deve ser feito o teste de raiz unitária.

No trabalho há a apresentação do teste Dickey Fuller expandido e do teste de Phillips-Perron (PP). De acordo com Lamounier e Nogueira (2007, p.37) o teste ADF “permite verificar a estacionariedade das séries, identificando a presença de não-estacionariedade pela incidência de tendências estocásticas, determinísticas ou a junção de ambas”.

O teste é feito da seguinte forma:

O ADF consiste na estimação de uma regressão da primeira diferença da série que poderá incorporar termos de tendência (determinística) (τ). Além disso, o modelo permite que Δy_t possa ser gerado por um modelo AR de ordem superior (inclusão dos termos Δy_{t-k}). A equação (1) representa a equação de teste do modelo ADF:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha \tau + (\beta - 1)y_{t-1} + \sum \phi_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

em que: μ é o *drift*; τ é o termo de tendência linear; k é o número de defasagens e ε_t é o erro aleatório do tipo *White noise* (ruído branco). O teste será dado pelas hipóteses:

$H_0 = \mu = \alpha = (\beta - 1) = 0$ (Raiz Unitária) *versus* $H_1 =$ alguns dos termos ($\mu, \alpha, (\beta - 1)$) $\neq 0$. (LAMOUNIER E NOGUEIRA, 2007, p.37)

O teste de Phillips-Perron (PP) é indicado quando o ε_t , não for um ruído branco, o teste apresenta a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

cuja hipótese nula é dada por $H_0 = \rho = 1$, ou seja, a série y_t segue um processo do tipo passeio aleatório.

