



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN  
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA**

**DANIEL CANAMARY SILVEIRA RIBEIRO**

**MODELAGEM DE TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS DOS ÍNDICES SETORIAIS  
DA BMF&BOVESPA**

**FORTALEZA  
2016**

**DANIEL CANAMARY SILVEIRA RIBEIRO**

**MODELAGEM DE TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS DOS ÍNDICES SETORIAIS  
DA BMF&BOVESPA**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos

Co-Orientador: Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto

**FORTALEZA**

**2016**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação

Universidade Federal do Ceará

Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

R368m Ribeiro, Daniel Canamary Silveira.

Modelagem de Tendências e Ciclos Comuns dos Índices Setoriais da  
BMF&BOVESPA / Daniel Canamary Silveira Ribeiro. – 2016.

34 f. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de  
Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em  
Finanças e Seguro, Fortaleza, 2016.

Orientação: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos.

1. BMF&Bovespa. 2. Tendências Comuns. 3. Ciclos Comuns. 4. Integração Financeira.  
5. Contágio. I. Título.

CDD 332

---

**DANIEL CANAMARY SILVEIRA RIBEIRO**

**MODELAGEM DE TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS DOS ÍNDICES SETORIAIS  
DA BMF&BOVESPA**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: **12 de fevereiro de 2015.**

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará - UFC

---

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto  
Universidade de Fortaleza - UNIFOR

---

Prof. Dr. Sérgio Aquino de Souza  
Universidade Federal do Ceará - UFC

## RESUMO

Esse trabalho visa analisar os índices setoriais da BMF&Bovespa de uma forma inédita ao analisar as hipóteses de integração e de contágio financeiros utilizando a metodologia de tendências e ciclos comuns, correlacionando-as, se possível, com os fatos e teorias econômicas. O teste de co-integração e o teste de ciclos comuns confirmam a existência da relação de equilíbrio entre as variáveis tanto no longo como no curto prazo. A existência dessas relações corrobora a aplicação do teste de causalidade de Granger que identifica quais variáveis podem reagir entre si e em que direções isso ocorre. Esta informação é particularmente importante na análise de mercados de ações quando se montam estratégias para a alocação de ativos. Os resultados dos testes possibilitam a correlação teórica entre os resultados estatísticos, os fatos e a teoria econômica.

**Palavras-Chave:** BMF&Bovespa. Tendências Comuns. Ciclos Comuns. Integração Financeira. Contágio.

## ABSTRACT

This work aims to analyze the sectorial index of BMF & Bovespa in an unprecedented way analysing the chances of integration and financial contagion using the methodology of trends and common cycles; correlating them, if possible, with the facts and economic theories. The co-integration test and the common cycles test confirm the existence of an equilibrium relation among the variables in both long and short term. The existence of these relation supports the application of Granger causality test to identify which variables can react with each other and in which directions it occurs. This information is particularly important in stock markets analysis when mounting strategies for asset allocation. Tests results enabled the theoretical correlation between statistics, facts and economic theory.

**Keywords:** BMF&Bovespa. Commun Tendency. Common Cycles. Financial Integration. Contagion.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Retorno Acumulado dos Índices Setoriais deflacionados pelo IPCA..	18
Figura 2 - Evolução dos retornos acumulados e dos respectivos ciclos e tendências individuais dos índices setoriais, incorporando a quebra estrutural identificada em outubro de 2008.....	23
Figura 3 - Evolução das tendências comuns (3.a.) e das tendências individuais (3.b.) dos índices setoriais, incorporando a quebra estrutural de outubro de 2008.....	26
Figura 4 - Evolução dos ciclos individuais e comum dos índices setoriais, incorporando a quebra estrutural identificada em outubro de 2008....	27

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Relação dos índices setoriais utilizados no trabalho.....	17
Tabela 2 - Estatísticas descritivas dos índices setoriais.....	19
Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária para as variáveis do modelo.....	20
Tabela 4 - Teste do Traço de co-integração de Johansen <i>et al.</i> .....	21
Tabela 5 - Teste de Vahid e Engle (1993) de Ciclos Comuns.....	27
Tabela 6 - Painel de correlações entre o Ciclo Comum e os Ciclos Individuais...	28
Tabela 7 - Causalidade de Granger entre os Ciclos Individuais.....	29
Tabela 8 - Causalidade de Granger entre cada Ciclo Individual e o Ciclo Comum.....	29



## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>8</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>11</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA.....</b>	<b>12</b>
<b>3.1</b>	<b>Estacionariedade e mudança estrutural das séries de retorno acumulado.....</b>	<b>12</b>
<b>3.2</b>	<b>Análise da co-integração.....</b>	<b>12</b>
<b>3.3</b>	<b>Decomposição individual de uma série não estacionária.....</b>	<b>14</b>
<b>3.4</b>	<b>Análise de ciclos comuns em séries não estacionárias.....</b>	<b>15</b>
<b>3.5</b>	<b>Causalidade de Granger.....</b>	<b>16</b>
<b>4</b>	<b>EXERCÍCIOS EMPÍRICOS.....</b>	<b>17</b>
<b>4.1</b>	<b>Base de dados, estatísticas descritivas e testes de raiz unitária.....</b>	<b>17</b>
<b>4.2</b>	<b>Teste de co-integração.....</b>	<b>21</b>
<b>4.3</b>	<b>Tendências e ciclos individuais das séries de retorno acumulado.....</b>	<b>22</b>
<b>4.4</b>	<b>Tendências comuns.....</b>	<b>24</b>
<b>4.5</b>	<b>Ciclos comuns.....</b>	<b>27</b>
<b>4.6</b>	<b>Causalidade de Granger.....</b>	<b>28</b>
<b>5</b>	<b>CONCLUSÕES.....</b>	<b>30</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>31</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil se consolidou nos últimos anos como uma das principais economias do mundo. Desde 2008, o FMI coloca o país entre as 8 maiores economias mundiais. Segundo o Programa de Comparação Internacional, atualizado em 2011 pelo Banco Mundial, o Brasil alcançou naquele ano a sexta posição nesse ranking de acordo com o critério de câmbio, e a sétima de acordo com o critério de paridade de poder de compra, respondendo por 56% do PIB total da América Latina.

Além do crescimento da economia, o Brasil obteve, em 2008, o grau de investimento pelas agências de notas de crédito Standard & Poor's e Fitch; e, em 2009, pela agência Moody's.

Acompanhando o fortalecimento da economia, houve, ainda, nos mesmos moldes dos principais mercados financeiros do mundo, um extraordinário crescimento das operações no Mercado de Capitais do país.

Tais resultados na economia surgiram após uma série de mudanças. É quase um consenso que o início dessas transformações ocorreu em julho de 1994, período relativo à implementação do plano real. A partir de então, uma sequência de medidas foi tomada para reestruturação do sistema financeiro do país.

Os principais resultados foram: a estabilidade da moeda, a redução da taxa básica de juros, o superávit comercial, o aumento das reservas internacionais e a modernização da regulamentação do mercado financeiro.

Concomitantemente, houve uma mudança no mercado internacional que resultou no aumento de investimentos em mercados emergentes.

Tais mudanças na economia do país e no mercado internacional fomentaram o referido crescimento do mercado de ações. Em 2008, o país alcançou o posto de maior mercado emergente do mundo segundo o índice MSCI GEM, ocasião em que superara, inclusive, o gigante chinês.

Nesse mesmo ano, houve a criação da BMF & Bovespa. Formada a partir da integração da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) com a Bolsa de Mercadorias & Futuros, nasceu como a terceira maior Bolsa de Valores do Mundo em valor de mercado. Atualmente, é considerado o mais importante mercado de capitais da América Latina.

A BMF & Bovespa possui, nos dias atuais, sete índices setoriais em atividade. Esses indicadores foram criados, fundamentalmente, para oferecer uma

visão segmentada do comportamento do mercado de ações do país. Eles são formados pelas empresas abertas mais significativas de setores específicos, representando uma medida do comportamento agregado do segmento econômico considerado.

Considerando-se que eles refletem o preço dos ativos das maiores e principais empresas do Brasil, a análise desses índices pode trazer uma série de informações sobre o desempenho dos principais setores da sétima economia do mundo, assim como, do mais importante mercado de capitais da América Latina.

Esta dissertação estuda os índices setoriais transacionados na Bolsa de valores BMF & Bovespa de uma forma ainda inédita ao analisar as hipóteses de integração e de contágio financeiros utilizando a metodologia de tendências e ciclos comuns. Mais especificamente, as técnicas desenvolvidas em Johansen *et al.* (2000), em Beveridge e Nelson (1981), em Vahid e Engle (1993) e em Granger (1969). Esse método será aplicado aos referidos índices obtidos durante o período de janeiro de 2008 a junho de 2014.

Primeiramente, o trabalho aborda o nível de integração financeira setorial, mensurado por meio das relações de equilíbrio de longo prazo, com utilização do teste de co-integração de Johansen *et al.* (2000). Ou seja, buscando tendências estocásticas comuns que impliquem em uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os índices.

A hipótese nula de que há integração financeira intra-setorial não está associada a um arcabouço teórico, mas sim a evidências empíricas, como a reportada por Castelar, Guedes e Trompieri (2014).

Outro aspecto que também motiva o estudo da validação ou não desta hipótese é a conhecida diversificação setorial na composição de portfólios. Pois, sob a vertente financeira, setores diferentes reagem, no longo prazo, de maneira distinta aos mesmos *risk drivers*.

Sob esta mesma ótica, porém no curto prazo, o estudo visa, num segundo momento, mensurar e identificar a direção em que os choques estão sendo transmitidos entre os setores da economia real, por intermédio de seus índices financeiros.

Para essa avaliação, aplica-se, inicialmente, o teste para ciclos comuns de Vahid e Engle (1993), que mensura a relação de equilíbrio no curto prazo entre as variáveis.

Em seguida, aplica-se o teste de causalidade de Granger (1969) com o intuito de identificar quais setores podem reagir entre si e em que circunstâncias isso ocorre.

Assim, testa-se a hipótese nula de que haja contágio financeiro, cujo mecanismo, via assimetria de informação, parece, segundo Claessens e Forbes (2004), ser mais relevante em economias emergentes estreitamente relacionadas comercialmente.

Vale salientar que, sob a ótica do investidor, o resultado da análise do contágio financeiro pode ser útil no momento de crises financeiras. A identificação dos setores que podem reagir entre si, e a determinação do possível fluxo em que tais choques acontecem servem de subsídio nas estratégias de alocação de ativos.

Convém frisar que há, na literatura, várias técnicas para estudar as relações de equilíbrio de curto e de longo prazo entre índices financeiros. Alinhado ao que foi realizado neste estudo, há trabalhos como os de Hecq *et al.* (2000), Morley e Pentecost (2000), Sharma e Wongbangpo (2002) e Westermann (2002) que também utilizaram os resultados dos movimentos comuns de curto e de longo prazo destes índices para analisar a integração financeira de determinados mercados, e, em alguns casos, estudar a influência que alguns de seus membros podem exercer sobre os demais.

Diante do exposto, este trabalho visa, inicialmente, analisar o nível de integração financeira nas relações de longo e de curto prazo dos principais setores da economia brasileira. Em seguida, busca-se identificar a existência de contágio financeiro entre tais setores, mensurando a direção de possíveis choques econômicos. Vale ressaltar que a discussão dos resultados encontrados será feita no contexto dos fatos econômicos e de acordo com a teoria econômica relacionada ao tema.

Para isso, este estudo apresenta, na seção 2, uma revisão da literatura sobre o tema “integração e contágio financeiro em mercados econômicos”; na seção 3, a descrição da metodologia aplicada na pesquisa; na seção 4, os resultados dos exercícios empíricos e suas discussões e; por fim, na seção 5, as conclusões do trabalho.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

A integração financeira entre países tem sido objeto de estudo de várias pesquisas da área econômica. Teoricamente, uma das principais razões que fundamentam o seu desenvolvimento em mercados de diferentes características é o potencial de benefício mútuo, associado ao ganho de eficiência nos termos de troca das transações comerciais entre os membros do bloco.

Contudo, a integração financeira também está associada ao aumento da vulnerabilidade dos mercados domésticos aos choques internacionais. Ou seja, da mesma forma que pode promover o desenvolvimento destes e ser fonte de crescimento em momentos de expansão internacional, também pode atingir negativamente tais mercados em momentos de crises. Estudos mostram que isso pode acontecer mesmo em países com sólidos fundamentos econômicos.

Há na literatura importantes fontes de discussão sobre os conceitos e sobre os graus de integração financeira entre os mercados econômicos. Dentre elas, destacam-se os estudos de Quinn (1997), de Kose *et al.* (2006) e de Henry (2007). Mais especificamente, existe ainda o debate sobre a possibilidade de contágio financeiro entre mercados que apresentem evidências de integração. Esse assunto foi explorado conceitualmente por Claessens e Forbes (2004) e testado empiricamente por Chan-Lau *et al.* (2004).

É possível citar, ainda, inúmeros trabalhos com metodologias semelhantes a que será explorada neste estudo, que avaliam o nível de integração financeira entre diversas nações e, em alguns casos, o grau de contágio entre estes mercados. Dentre eles, há os estudos de Engle e Issler (1993), Dempster *et al.* (2000), Morley e Pentecost (2000), Hecq *et al.* (2000), Sharma e Wongbangpo (2002), Reddy (2009), Gutierrez e Gomes (2009), Tavares (2009), Nogueira e Matos (2012) e Matos *et al.* (2014).

Assim como neste trabalho, alguns estudos também adotaram a metodologia dos trabalhos citados anteriormente para abordar a integração financeira entre setores da mesma economia. Chueng e Westrmann (2003) analisaram três setores da economia alemã (manufaturados, mineração e agricultura), enquanto que Castelar *et al.* (2014) estudaram o PIB de 3 setores da economia brasileira (serviços, indústria e agropecuária).

### **3 METODOLOGIA**

#### **3.1 Estacionariedade e mudança estrutural das séries de retorno acumulado**

Séries de cotações de ativos financeiros são, em regra, não estacionárias. Ou seja, não possuem média constante, ou, mais formalmente, não possuem função de distribuição de probabilidade cujos momentos independem do tempo.

Como dito anteriormente, este trabalho adotou a metodologia de modelagem de tendências e ciclos comuns. Para realizá-la, o primeiro aspecto metodológico é confirmar a não estacionariedade das séries. Para isso, realizam-se os testes de estacionariedade. Estes podem identificar a natureza das séries em questão, e se for o caso, a sua tendência.

Inicialmente, foram implementados testes clássicos de raiz unitária. Porém, é possível observar, na avaliação gráfica das séries (Figura 1), a presença de mudanças acentuadas decorrentes de crises financeiras que sugerem a presença de quebra estrutural das mesmas.

Por isso, foi associado mais um teste de raiz unitária, robusto à presença de quebra estrutural. Esse teste segue a metodologia desenvolvida por Saikkonen e Lütkepohl. Nele, há a inserção exógena do mês da quebra estrutural identificada, endogenamente, por meio da aplicação do teste de Chow, em acordo com Candelon e Lutkepohl (2001).

O resultado do teste de raiz unitária será apresentado na subseção 4.1.

#### **3.2 Análise da co-integração**

O trabalho dispõe de um conjunto de séries. A análise individual, apesar de necessária, não é suficiente para os objetivos propostos. Para alcançá-los é preciso, inicialmente, realizar uma análise simultânea das séries em busca das relações de equilíbrio no longo e no curto prazos.

A co-integração se refere aos movimentos conjunto das séries no longo prazo. Segundo Alexander (2001), desde o trabalho de Engle e Granger (1987), a co-integração tem se tornado a ferramenta predominante da econometria de séries de tempo.

Com efeito, a co-integração emergiu como uma técnica poderosa de investigação de séries de tempo multivariadas e fornece uma metodologia sólida para se modelar as dinâmicas de longo e de curto prazos de um sistema.

De acordo com Harris (1995), o conceito de co-integração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema converge. Em suma, mesmo que as séries possuam tendências estocásticas, elas irão se mover juntas no tempo e a diferença entre elas será estável, isto é, estacionária.

Em outras palavras, pesquisa-se a presença de componentes individuais relacionados, de forma que, se presentes, tais séries não possam se movimentar independentemente umas das outras.

Para esse fim, utilizou-se neste trabalho o teste de co-integração de Johansen *et al.* (2000). Esse teste analisa as relações de equilíbrio de longo prazo, controlando o efeito de variáveis defasadas. Ele é robusto à inserção exógena de uma mesma quebra estrutural a todas as séries.

Mais especificamente, esse teste determina a dimensão das relações co-integrantes e estima a matriz de vetores co-integrantes normalizada  $\alpha$ . Para isso, o teste parte da maximização de uma função de máxima verossimilhança para cada valor possível de  $r$  (*relações co-integrantes*).

Dessa forma, o número de vetores testados é baseado na razão de verossimilhança construída para a hipótese de  $r = r_0$ , contra a alternativa de que  $r > r_0$ . O teste de hipótese para a determinação do número de vetores é feito por intermédio da utilização dos valores da estatística de traço. Inicialmente, testa-se a hipótese nula  $r = 0$ . Se a hipótese for rejeitada, passa-se para  $r = 1$  e assim por diante, até onde não é mais possível rejeitar a hipótese nula.

A partir da definição do  $r$ , podemos determinar o número de tendências comuns ( $k$ ), que é igual à diferença entre o número de variáveis incluídas no modelo e o número de vetores de co-integração obtidos pelo teste de Johansen; ou seja,  $K = N - r$ .

Pesquisa-se, então, a presença de tendências estocásticas comuns, tal que haja uma projeção linear destas séries que seja estacionária. Nesta análise, a relação de longo prazo entre as séries pode ser evidenciada através da identificação do vetor (não nulo) de co-integração. Tal vetor é capaz de gerar uma combinação linear estacionária das séries; ou seja, uma combinação dos componentes cíclicos das séries.

O resultado do teste de co-integração será apresentado na subseção 4.2.

### 3.3 Decomposição individual de uma série não estacionária

Séries Temporais não estacionárias podem ser decompostas em uma tendência, um termo estacionário e um ruído. Dessa forma, é possível analisar cada um desses itens separadamente. Pode-se, por exemplo, mensurar se o componente estacionário suaviza ou acentua os choques de longo prazo. Também é possível detalhar a natureza da tendência, se determinística ou estocástica.

Segundo Beveridge e Nelson (1981), é possível decompor as séries temporais de retorno nominal bruto acumulado do índice setorial  $i$ ,  $R_t^i$ ,  $t = 0, 1, 2, \dots, T$  da seguinte forma:

$$R_t^i = P_t^i + C_t^i \quad (1)$$

Nesta relação,  $P_t^i$  consiste em um componente permanente, na forma de um passeio aleatório com *drift*, cuja interpretação está associada à previsão de longo prazo da série ajustada em relação à tendência determinística.

O segundo termo, é um componente estacionário, dito transitório ou cíclico, que se dá na forma de uma combinação linear não convexa dos resíduos contemporâneo e passado e que intuitivamente capta os efeitos de curto prazo do respectivo índice setorial.

A relação (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$R_t^i = P_t^i + C_t^i = P_{t-1}^i + \delta^i + \psi^i(1)\varepsilon_t^i + \psi^{*i}(L)\varepsilon_t^i \quad (2)$$

Nesta segunda relação, os termos que compõem o componente permanente são:  $\delta^i$ , que é o *drift* da tendência,  $\psi^i(1)$ , que consiste no somatório dos parâmetros de um operador  $L$  de defasagens específico do ativo  $i$  e  $\varepsilon_t^i$  que é o resíduo do índice  $i$  no período  $t$ . O componente cíclico é composto apenas pelo operador  $\psi^{*i}(L)$ , que é uma adaptação do operador de defasagens  $\psi^i(L)$ , aplicado aos resíduos.

Os resultados dessa decomposição poderão ser vistos na subseção 4.3.



### 3.4 Análise de ciclos comuns em séries não estacionárias

Segundo Vahid e Engle (1993), é possível explorar outra característica comum de séries não estacionárias: a correlação serial nas séries em primeira diferença. O teste desenvolvido por esses autores pesquisa, essencialmente, a presença de relações de equilíbrio no curto prazo entre as séries estudadas.

Assim como no teste de Johansen *et al.*, também é possível inserir, na análise, uma quebra estrutural em todas as series. Segundo essa técnica, pode haver no máximo  $N - 1 = 6$  vetores co-característicos, chamados de ciclos comuns, linearmente independentes, os quais identificam uma combinação linear das séries de ganho acumulado em primeira diferença. A quantidade desses vetores é dada por  $s$ , os quais podem ser arranjados matricialmente em  $\check{\alpha}_{(N \times s)}$ , cujo *range* é dito espaço co-característico.

Segundo estes autores, uma implicação da evidência da correlação serial como característica comum nas séries em primeira diferença é a existência de ciclo comum nas séries em nível. Ou seja, a mesma transformação que elimina a correlação serial nas séries em primeira diferença, quando aplicada às séries em nível, também elimina o componente cíclico. Logo, as combinações co-características são combinações lineares das tendências das séries. Uma forma intuitiva de se identificar isso é através da decomposição de Stock & Watson (1988), versão matricial da decomposição de Beveridge e Nelson (1981), segundo a qual,

$$\Delta R_t = \delta + \psi(1) \sum_{j=1}^t \varepsilon_j + \psi^*(L) \varepsilon_t \quad (3)$$

Nesta relação,  $\Delta R_t$  é o vetor  $N \times 1$  dos retornos acumulados em primeira diferença,  $\delta$  é o vetor  $N \times 1$  de *drifts*,  $\varepsilon_j$  é vetor  $N \times 1$  de resíduos no período  $j$  e  $\psi(L)$  é uma matriz polinomial do operador  $L$  de defasagens que pode ser decomposto linearmente como a soma  $\psi(1) + (1 - l)\psi^*(L)$ .

Atendo-se às relações de longo prazo, a quantidade de vetores co-integrantes é dada por  $r = N - k$ , onde  $k$  é o posto da matriz  $\psi(1)$ . Logo, não havendo posto completo,  $\exists \alpha$  tal que,  $\alpha' \psi(1) = \mathbf{0}$ . Analogamente, a existência dos vetores co-característicos depende se todas as matrizes em  $\psi^*(L)$  não possuem posto completo.

É possível relacionar essas características comuns de curto e de longo prazo. Havendo  $r$  vetores co-integrantes, a quantidade máxima de vetores co-característicos é dada por  $s \leq N - r$ . Neste caso,  $\exists \tilde{\alpha}$  tal que,  $\tilde{\alpha}'\psi^*(L) = \mathbf{0}$ . Em suma, a partir desta decomposição, tem-se que as colunas das matrizes  $\alpha$  e  $\tilde{\alpha}$ , respectivamente, são os autovetores associados aos autovalores nulos e unitários do polinômio matricial  $\psi(1)$ .<sup>1</sup>

Por fim, é importante frisar a importância da correlação serial comum na realização do teste de causalidade de Granger, explicado na subseção 3.5. A existência dessa relação de equilíbrio, confirmada no teste de Vahid e Engle, aumenta a validade dos resultados do teste de Granger.

O resultado do teste para ciclos comuns será apresentado na subseção 4.5.

### 3.5 Causalidade de Granger

Segundo Alexander (2001), o teste de Granger é utilizado para avaliar a presença de uma relação de antecedência-defasagem (causalidade) entre as variáveis de séries de tempo multivariadas.

Segundo esta autora, é de se esperar que haja essa relação de causalidade, pesquisada com o teste de Granger, quando as séries de tempo são co-integradas. Mais especificamente, afirma que essa relação de antecedência-defasagem deve estar presente nas relações de dependência conjunta, que são observadas em muitos mercados financeiros.

Em termos práticos, esse teste é capaz de identificar quais variáveis podem reagir entre si e em que direções isso ocorre. Esta informação é particularmente importante na análise de mercados de ações quando se montam estratégias para a alocação de ativos. Distingue-se bastante das correlações estatísticas, principalmente porque estas não implicam, por si só, numa relação de causa e efeito.

O resultado do teste de Granger será apresentado na subseção 4.6.

---

<sup>1</sup> Neste artigo, o teste de ciclos comuns segue Vahid e Engle (1993), atendo-se especificamente à rotina sugerida em Warne (2008).

## 4 EXERCÍCIOS EMPÍRICOS

### 4.1 Base de dados, estatísticas descritivas e testes de raiz unitária

Os dados do trabalho foram obtidos no site da BMF & Bovespa. Os índices setoriais, que são as variáveis do estudo, foram criados em diferentes anos. O mais novo deles entrou em atividade em janeiro de 2008. Por essa razão, as sete séries temporais, foram arranjadas a partir de janeiro de 2008 até junho de 2014.

Por razões metodológicas, relacionadas às técnicas de identificação das tendências e ciclos comuns, os dados foram dispostos com periodicidade mensal, utilizando-se sempre a última cotação do mês.

Segue na Tabela 1 a descrição das variáveis do trabalho.

Tabela 1 – Relação dos índices setoriais utilizados no trabalho

<b>Índice</b>	<b>Sigla</b>	<b>Ano de Construção</b>
Energia Elétrica	IEE	1996
Industrial	INDX	2000
Consumo	ICON	2007
Imobiliário	IMOB	2008
Financeiro	IFNC	2004
Materiais Básicos	IMAT	2006
Utilidade Pública	UTIL	2006

Fonte: Elaboração do autor

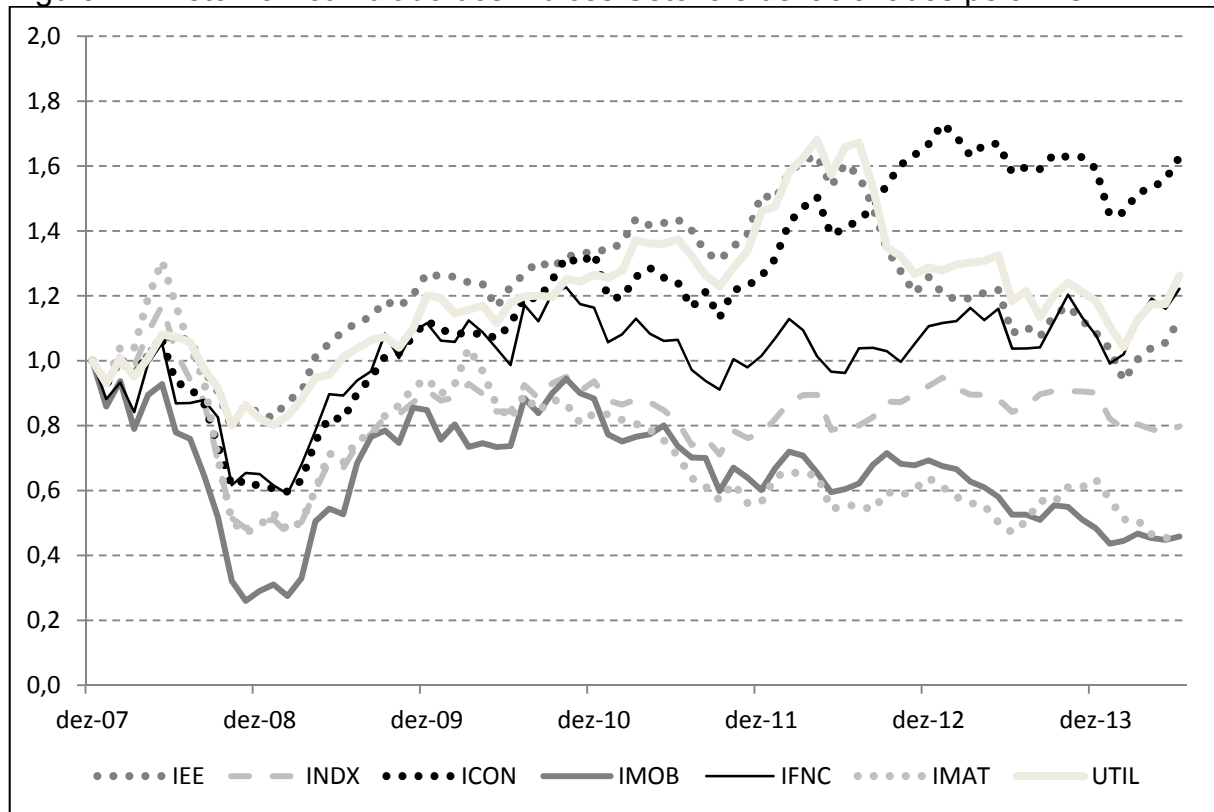
Inicialmente, realizou-se um exercício empírico, com análise dos dados por intermédio da utilização de estatísticas descritivas que pudessem corroborar as expectativas dos pesquisadores.

Uma vez que os dados disponíveis consistem nas séries temporais que caracterizam a evolução do valor de mercado das principais empresas relacionadas aos índices setoriais, o primeiro passo foi realizar a análise do ganho acumulado real desses índices, deflacionados pelo IPCA.

Os resultados desse exercício serão demonstrados na Figura 1 e na Tabela 2, seguidos pelas suas respectivas análises.

A Figura 1 demonstra a representação gráfica da evolução dos ganhos acumulados reais dos referidos índices.

Figura 1 – Retorno Acumulado dos Índices Setoriais deflacionados pelo IPCA



Pela análise gráfica, é possível observar que as trajetórias apresentam alto nível de similaridade nos movimentos de curto e de longo prazo. Contudo, em meados de dezembro de 2010, essa tendência de convergência entre os índices modifica-se um pouco.

Considerando-se as oscilações do período de dezembro de 2010 a junho de 2014, é possível identificar o surgimento de padrões diferentes de similaridade entre os índices, pois, no final do período, quatro deles apresentaram tendência de alta, dois mostraram tendência de baixa e um manteve-se com tendência de manutenção dos níveis de retorno acumulado.

Com o resultado da análise gráfica, os pesquisadores ratificaram a expectativa de que os testes apresentassem bom nível de integração entre os índices com uma forte perspectiva de vetores co-integrantes, tendências comuns e ciclos comuns. Tais evidências corroboraram a expectativa de interessantes correlações entre os dados econométricos, os fatos e a teoria econômica.

A Tabela 2 mostra a análise estatística a partir das principais métricas de ganho esperado, risco e performance. Destacam-se, nessa análise, o elevado ganho acumulado do ICON e as altas taxas de perda acumulada do IMOB e do IMAT,

assim como, as mais altas taxas de risco apresentadas pelo IMOB, seguidas, em segundo plano, pelas do IMAT.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos índices setoriais

<b>Métrica</b>	<b>IEE</b>	<b>INDX</b>	<b>ICON</b>	<b>IMOB</b>	<b>IFNC</b>	<b>IMAT</b>	<b>UTIL</b>
Média	0,2757%	-0,0388%	0,7891%	-0,3284%	0,5445%	-0,6198%	0,4288%
Ganho acumulado	12,7832%	-20,2499%	62,8006%	-54,1514%	22,1993%	-54,6489%	26,1970%
Desvio padrão	4,9362%	6,9866%	5,6917%	11,7818%	7,5713%	8,7236%	5,1042%
Semivariância	3,6170%	5,2073%	4,2701%	7,4896%	5,3374%	6,2022%	3,7744%
Drawdown	42,5494%	59,9412%	43,8925%	74,0064%	44,0119%	65,3300%	38,0243%
I. Sharpe	0,0356	-0,0199	0,1211	-0,0364	0,0587	-0,0825	0,0644
I. Sortino	0,0486	-0,0267	0,1614	-0,0572	0,0833	-0,1161	0,0871
I. Calmar	0,0041	-0,0023	0,0157	-0,0058	0,0101	-0,0110	0,0086

Fonte: Elaboração do autor

Nota: \*Estatísticas obtidas a partir das séries mensais de retornos líquidos reais deflacionados pelo IPCA.

O resultado obtido confirmou a existência de uma importante variação nos ganhos associada a elevadas taxas de risco. Esses dados destacam a importância da construção de estratégias de investimento no mercado de capitais que minimizem as oscilações por meio da diversificação dos investimentos.

Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária para as variáveis do modelo

<b>Tipo de Teste</b>		<b>Icon</b>	<b>Valor crítico</b>	<b>lee</b>	<b>Valor crítico</b>	<b>lfnc</b>	<b>Valor crítico</b>	<b>lmat</b>	<b>Valor crítico</b>	<b>Imob</b>	<b>Valor crítico</b>	<b>Indx</b>	<b>Valor crítico</b>
Augmented Dickey-Fuller (H0: Série com raiz unitária)	Nível	-2.119	-3.469	-1.188	-3.469	-2.653	-3.469	-1.952	-3.469	-1.816	-3.469	-1.973	-3.469
	1ª Diferença	-7.366*	-2.900	-7.417*	-2.900	-8.935*	-2.900	-6.070*	-2.900	-7.827*	-2.900	-6.601*	-2.900
Kwiatkowski-Phillips Schmidt-Shin (1992) (H0: Série estacionária)	Nível	0.176*	0.146	0.254*	0.146	0.267*	0.146	0.060	0.146	0.348*	0.146	0.055	0.146
	1ª Diferença	0.085	0.463	0.200	0.463	0.043	0.463	0.037	0.463	0.085	0.463	0.050	0.463
Saikkonen-Lütkepohl (2002) (H0: Série com raiz unitária considerando quebra estrutural exógena em outubro de 2008)	Nível	-1.909	-3.030	-1.057	-3.030	-2.389	-3.030	-2.057	-3.030	-1.656	-3.030	-1.838	-3.030
	1ª Diferença	-7.490*	-2.880	-7.249*	-2.880	-9.209*	-2.880	-6.140*	-2.880	-8.170*	-2.880	-6.730*	-2.880

Fonte: Elaboração do autor

Nota: \*Rejeição da hipótese nula a 5%; Testes em nível realizados na presença de intercepto e tendência e em primeira diferença realizados na presença de intercepto; Escolha de defasagens, segundo o critério de informação de Schwarz; Shift function para o teste Saikkonen-Lütkepohl (2002): dummy no teste em nível e impulso no teste em 1ª diferença.

## 4.2 Teste de co-integração

Realizou-se a análise de co-integração multivariada baseada em Johansen *et al.* (2000), cujos valores críticos consideram a presença de uma *dummy* associada à quebra estrutural endógena de outubro de 2008, identificada anteriormente no teste de Chow. A quantidade de defasagens foi definida em acordo com o critério de Schwarz e a especificação considera intercepto e tendência.

Os resultados do teste (Tabela 4) sugerem a existência de um único vetor de co-integração a um nível de significância de 5% e consequentemente de seis tendências estocásticas comuns e, no máximo, de um ciclo comum.

Tabela 4 – Teste do Traço de co-integração de Johansen *et al.*

Ho	LR	Valores Críticos			p-valor
		90%	95%	99%	
$r \leq 0$	189,95	165,64	171,58	183,10	0,0033
$r \leq 1$	121,26	130,28	135,59	145,93	0,2606
$r \leq 2$	75,16	98,98	103,67	112,83	0,7791
$r \leq 3$	50,05	71,74	75,80	83,81	0,8256
$r \leq 4$	28,99	48,55	51,98	58,84	0,8860
$r \leq 5$	14,43	29,24	32,02	37,70	0,8824
$r \leq 6$	3,93	13,92	16,03	20,53	0,9019

Fonte: Johansen *et al.* (2000)

Nota: \* Teste de co-integração aplicado às séries de retorno acumulado nominais de cada índice, durante o período de janeiro de 1998 até novembro de 2010. O teste inclui uma *dummy* referente à quebra estrutural de 10/2010 e inclui defasagem de acordo com critério de Schwarz, considerando a presença de intercepto e tendência.

A metodologia proposta em Johansen *et al.* (2000) identifica o posto da matriz associada ao polinômio  $\psi(1)$  e estima simultaneamente, via máxima verossimilhança, o vetor co-integrante, assim como o VECM em sua forma reduzida e restrita, considerando-se a quebra estrutural evidenciada (*dummy*).

Segue o Resultado da estimação dos parâmetros do vetor co-integrante,  $Z_t$ :

$$Z_t = 1,00 \cdot ICON_t + 0,82 \cdot IEE_t - 0,42 \cdot IFNC_t + 1,07 \cdot IMAT_t - 0,18 \cdot IMOB_t - 1,75 \cdot INDX_t - 0,91 \cdot UTIL_t$$

(0,24)(0,12)(0,10)(0,12)(0,21) (0,24)

### 4.3 Tendências e ciclos individuais das séries de retorno acumulado

O resultado da decomposição de todos os índices setoriais em tendências e ciclos individuais, detalhada tecnicamente na subseção 3.3, está apresentado na Figura 2. Nela, podemos observar a evolução gráfica dos ciclos e das tendências individuais de cada um desses índices.

A análise gráfica dessa decomposição sugere que todos os índices parecem ser determinados, na maior parte do tempo, pelas tendências, de forma que estejam mais influenciados pelos fundamentos econômicos, representados pelas tendências individuais, do que por fatores idiossincráticos, representados pelos ciclos individuais.

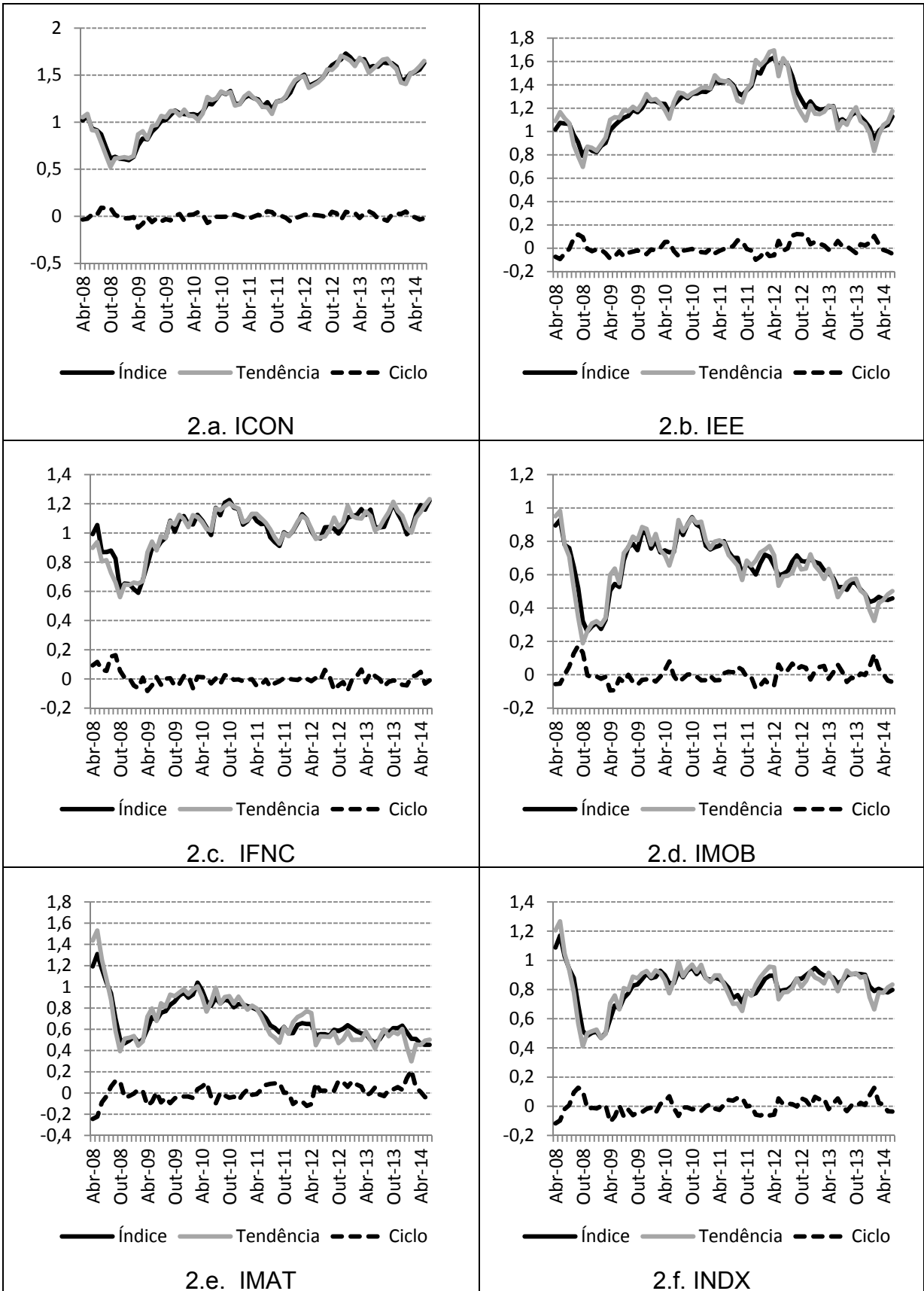
Apesar do comportamento geral de pouca volatilidade aos fatores idiossincráticos, alguns índices, como ICON e UTIL, principalmente o primeiro, destacam-se, quando comparados aos demais, por sofrerem menor influência dos seus componentes estacionários (ciclos individuais). Ou seja, estão menos sujeitos à suavização ou à acentuação dos choques de longo prazo, o que significa uma maior influência de suas tendências individuais (fundamentos econômicos).

Correlacionando-se os resultados da análise com os fatos e com a teoria econômica, os autores relacionam a menor volatilidade do índice ICON ao modelo econômico vigente há vários anos no país, no qual o crescimento econômico sofre intensa influência da variável consumo. Esse fato, teoricamente, explica porque as ações desse setor são menos suscetíveis aos choques econômicos de curto prazo, e mais influenciadas pelas suas bases econômicas.

Por outro lado, comparativamente, os índices IMOB, IMAT e INDX possuem mais momentos de volatilidade a esses mesmos fatores. Ou seja, seus fundamentos econômicos estão mais suscetíveis ao referidos choques.

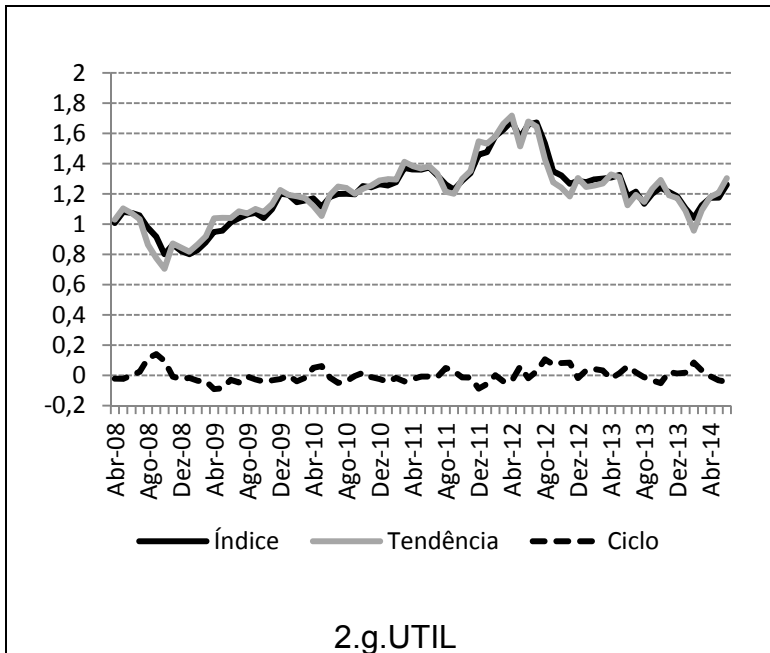


Figura 2 – Evolução dos retornos acumulados e dos respectivos ciclos e tendências individuais dos índices setoriais, incorporando a quebra estrutural identificada em outubro de 2008



Continua

Figura 2 – Evolução dos retornos acumulados e dos respectivos ciclos e tendências individuais dos índices setoriais, incorporando a quebra estrutural identificada em outubro de 2008



Fonte: Elaboração do autor

#### 4.4 Tendências comuns

O Teste de co-integração de Johansen *et al.* (2000) mostrou que os sete índices financeiros estabelecem entre si uma relação de equilíbrio de longo prazo, baseada em seis tendências estocásticas comuns, representadas graficamente na Figura 3.a.

Estatisticamente, tais tendências podem representar possíveis cenários econômicos conjuntos. A análise gráfica dessas tendências sugere três tipos de cenários.

No primeiro cenário, baseado na Tendência Comum 1, há uma queda nos fundamentos comuns que coincide com o período da crise mundial de 2008, mas que, em seguida, respondem apresentando uma recuperação com crescimento sistemático. Durante essa recuperação é possível observar sinais contínuos de volatilidade. Ao final, apresenta um resultado positivo, com expectativa de melhora dos fundamentos.

No segundo cenário, baseado nas tendências comuns 2, 3 e 6, os fundamentos não seriam atingidos imediatamente pela crise de 2008. Contudo,

apresentariam, no longo prazo, importante volatilidade. Além disso, mostram viés negativo até o final do período que, na tendência comum 3, inicia-se no segundo semestre de 2011 e que, nas tendências comuns 2 e 6, tem início no primeiro semestre de 2012. Em todas elas, há, ao final do período, um padrão de equilíbrio com resultado levemente negativo.

No terceiro cenário, baseado nas tendências comuns 4 e 5, há uma queda contínua dos fundamentos, com maior volatilidade na tendência comum 5. Ao final do período, continua a expectativa de piora desses indicadores.

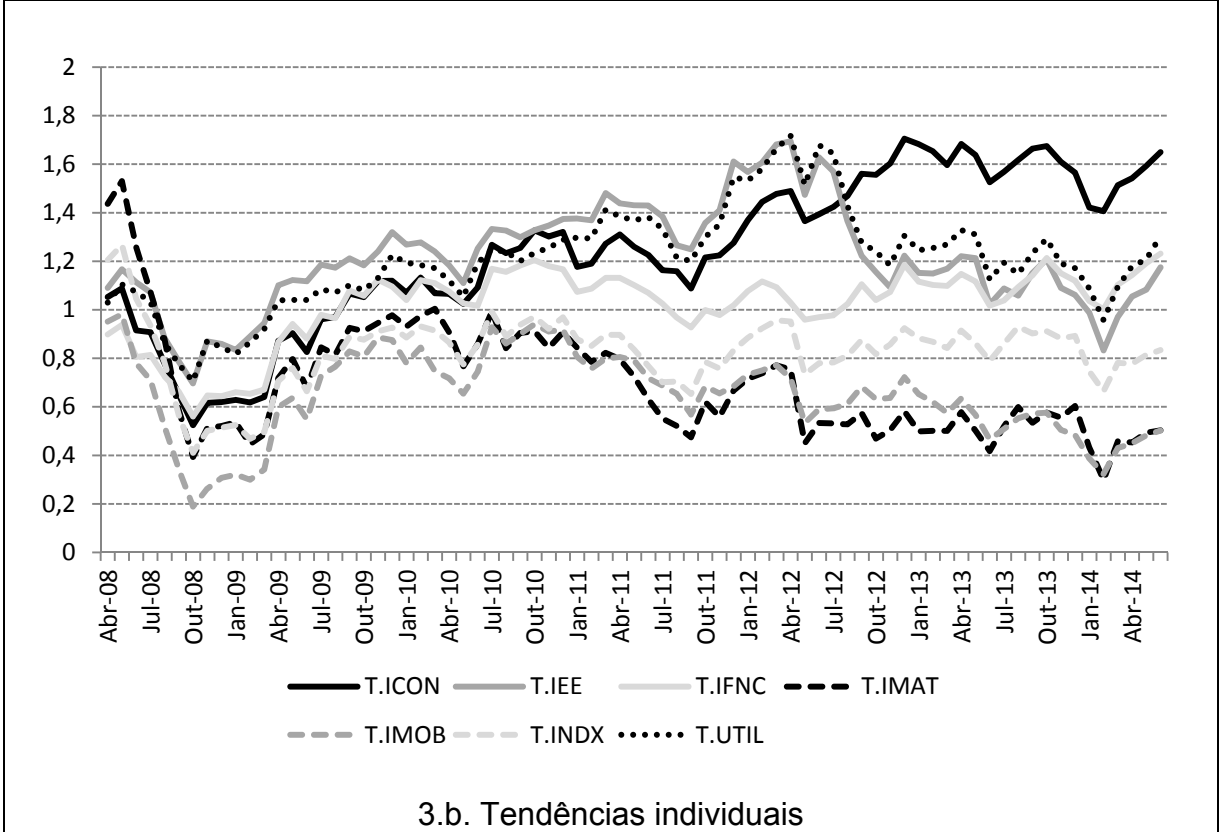
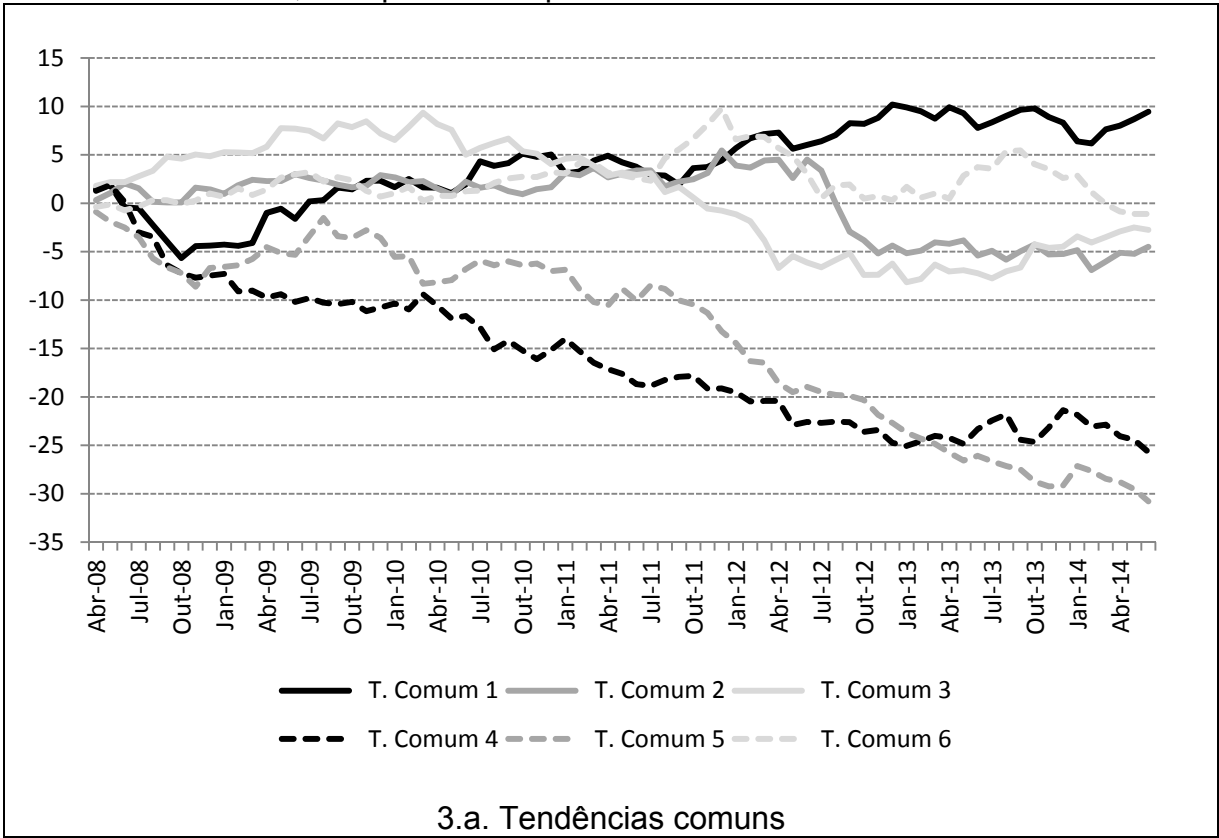
Apesar do aspecto heterogêneo observado na evolução gráfica das tendências comuns e individuais, há um dado interessante observado ao se analisar a tabela de correlações entre as tendências comuns e as tendências individuais.

Com exceção das correlações com as tendências comuns 2 e 3, que apresentaram p-valor estatisticamente não significante, as demais correlações entre tendências comuns e individuais apresentaram p-valor de 0,00.

Baseado nestas, observou-se que a tendência individual ICON sempre foi a de maior nível de correlação com as tendências comuns, com exceção somente das correlações feitas com a tendência comum 6, em que foi a terceira em grau de correlação, mas com valor bem próximos das duas primeiras.

Esse maior nível de correlação da tendência ICON com as tendências comuns sugere que esse índice relaciona-se de forma mais intensa com os fundamentos econômicos gerais. Esse resultado está alinhado com a ideia, já colocada em discussão na subseção 4.3, segundo a qual este índice apresenta o maior predomínio de fundamentos econômicos individuais diante de fatores idiossincráticos, quando comparado aos demais índices.

Figura 3 – Evolução das tendências comuns (3.a.) e das tendências individuais (3.b.) dos índices setoriais, incorporando a quebra estrutural de outubro de 2008



Fonte: Elaboração do autor

#### 4.5 Ciclos comuns

O teste de Vahid e Engle (1993) foi realizado com incorporação da quebra estrutural de outubro de 2008, e confirmou a presença de um único comportamento cíclico comum.

A Tabela 5 detalha o resultado do teste. Observa-se nela uma estatística LR no valor de 52,40, que, em um teste com 42 graus de liberdade, sugere que a hipótese nula de haver pelo menos um ciclo comum nos retornos dos índices não deva ser rejeitada à 5% de significância.

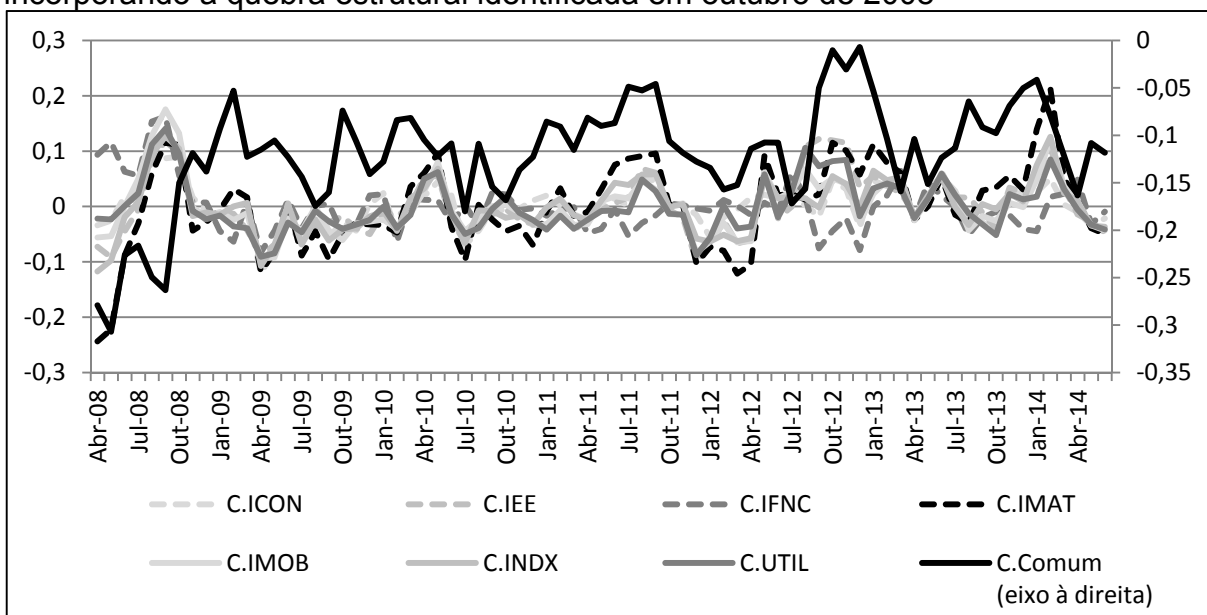
Tabela 5 – Teste de Vahid e Engle (1993) de Ciclos Comuns

Nº Máx de Ciclos Comuns	Estatísticas LR	Graus de Liberdade	p-valor
1	52,4003	42	0,131
2	28,2929	30	0,555
3	10,6402	20	0,955
4	3,3905	12	0,992
5	0,9299	6	0,988
6	0,1564	2	0,925

Fonte: Elaboração do autor

O Ciclo comum e os ciclos individuais estão apresentados graficamente na Figura 4. Apesar de ambos apresentarem padrões similares ao longo do período, o ciclo comum mostra padrão de maior volatilidade.

Figura 4 – Evolução dos ciclos individuais e comum dos índices setoriais, incorporando a quebra estrutural identificada em outubro de 2008



Fonte: Elaboração do autor

O painel de correlações entre o ciclo comum e os ciclos individuais (Tabela 6) mostra que, à 5% de significância, quase todas as correlações diretas entre os ciclos individuais foram estatisticamente significantes, e, destas, todas foram positivas.

No entanto, houve somente uma correlação estatisticamente significativa entre o ciclo comum e os ciclos individuais, que, ao contrário, mostrou-se com efeito negativo.

Teoricamente, nesse tipo de correlação, o sentido dos movimentos de curto prazo, causados por choques transitórios, seriam os mesmos entre quase todos os índices.

Tabela 6 – Painel de correlações entre o Ciclo Comum e os Ciclos Individuais

Ciclos	Comum	ICON	IEE	IFNC	IMAT	IMOB	INDX	UTIL
Comum	1.000 [0.000]							
ICON	-0.002 [0.9842]	1.000 [0.000]						
IEE	0.131 [0.2577]	0.699 [0.0000]*	1.000 [0.000]					
IFNC	-0.353 [0.0017]*	0.483 [0.0000]*	0.112 [0.3345]	1.000 [0.000]				
IMAT	0.223 [0.0524]	0.636 [0.0000]*	0.814 [0.0000]*	-0.051 [0.6561]	1.000 [0.000]			
IMOB	-0.030 [0.7912]	0.813 [0.0000]*	0.855 [0.0000]*	0.469 [0.0000]*	0.762 [0.0000]*	1.000 [0.000]		
INDX	0.100 [0.3886]	0.829 [0.0000]*	0.838 [0.0000]*	0.261 [0.0223]*	0.935 [0.0000]*	0.908 [0.0000]*	1.000 [0.000]	
UTIL	-0.025 [0.8261]	0.789 [0.0000]*	0.916 [0.0000]*	0.440 [0.0001]*	0.651 [0.0000]*	0.929 [0.0000]*	0.792 [0.0000]*	1.000 [0.000]

Fonte: Elaboração do autor

#### 4.6 Causalidade de Granger

O resultado do teste de Granger pode ser visto nas Tabelas 7 e 8. Conforme já detalhado na subseção 3.5, esse teste é considerado de maior valor estatístico para análise das relações entre as variáveis.

Segundo o teste, não houve fluxo causal entre os índices à 5% de significância. Contudo, a análise das causalidades, à 10% de significância, sugere as seguintes possíveis trajetórias na condução do contágio entre os setores: I) o

índice IEE contagia diretamente o ICON e indiretamente, via ciclo comum, o IMAT; II) o IMOB contagia diretamente o ICON; e III) o UTIL contagia diretamente o ICON.

Ou seja, segundo essa análise, somente IEE, IMOB e UTIL têm poder de contágio; e somente ICON e IMAT podem sofrer consequências do contágio.

Destaca-se, principalmente, o índice ICON, que pode sofrer contágio de três índices (IEE, IMOB e UTIL). Ressalta-se também que os índices IFNC e INDX não apresentaram relações de causalidade no teste.

Contudo, diante do elevado número de variáveis e do baixo número de causalidades encontrados em um reduzido nível de confiança estatística, o resultado do teste de Granger mostra um baixo número de possíveis trajetórias de contágio entre os índices.

Do ponto de vista prático, sob a ótica do investidor, o teste oferece poucas opções de estratégias para alocação de ativos durante crises financeiras.

Tabela 7 – Causalidade de Granger entre os Ciclos Individuais

Índices	ICON	IEE	IFNC	IMAT	IMOB	INDX	UTIL
ICON		F = 0,0136 [0,9074]	F = 0,2906 [0,5915]	F = 0,3007 [0,5851]	F = 0,1200 [0,7300]	F = 0,1123 [0,7385]	F = 0,0002 [0,9883]
IEE	F = 3,2097 [0,0775]*		F = 0,7322 [0,3950]	F = 1,5853 [0,2121]	F = 0,0366 [0,8487]	F = 2,4905 [0,1190]	F = 0,0446 [0,8332]
IFNC	F = 0,0086 [0,9261]	F = 0,1447 [0,7048]		F = 2,5637 [0,1138]	F = 0,1350 [0,7144]	F = 0,6886 [0,4094]	F = 0,3700 [0,5449]
IMAT	F = 0,5004 [0,4816]	F = 0,1517 [0,6980]	F = 0,5794 [0,4490]		F = 0,0445 [0,8334]	F = 0,3034 [0,5835]	F = 0,0016 [0,9679]
IMOB	F = 3,1352 [0,0809]*	F = 0,0152 [0,9022]	F = 0,0473 [0,8284]	F = 0,6236 [0,4323]		F = 0,0901 [0,7648]	F = 0,0921 [0,7623]
INDX	F = 1,0171 [0,3166]	F = 0,0800 [0,7781]	F = 0,3453 [0,5586]	F = 1,1902 [0,2790]	F = 0,0043 [0,9476]		F = 0,0111 [0,9162]
UTIL	F = 3,8475 [0,0537]*	F = 0,2065 [0,6590]	F = 0,6777 [0,4131]	F = 0,0003 [0,9854]	F = 0,1303 [0,7191]	F = 0,5446 [0,4630]	

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 8 – Causalidade de Granger entre cada Ciclo Individual e o Ciclo Comum

Índices	ICON	IEE	IFNC	IMAT	IMOB	INDX	UTIL
C. Comum > C. Indiv.	F = 0,021 [0,8848]	F = 0,210 [0,6475]	F = 1,346 [0,2499]	F = 3,169 [0,0793]*	F = 0,061 [0,8047]	F = 0,587 [0,4458]	F = 0,170 [0,6808]
C. Indiv. > C. Comum	F = 0,073 [0,7873]	F = 3,167 [0,0794]*	F = 0,073 [0,7870]	F = 0,297 [0,5872]	F = 0,773 [0,3822]	F = 0,245 [0,6220]	F = 2,775 [0,1001]

Fonte: Elaboração do autor

## 5 CONCLUSÕES

Todos os testes realizados apontam para a existência de uma relação de equilíbrio financeiro entre os índices setoriais, tanto no longo quanto no curto prazo. Ou seja, pode-se afirmar que as hipóteses de integração e de contágio financeiros não foram rejeitadas.

Contudo, o resultado da análise das trajetórias do contágio financeiro, obtido por meio da aplicação do teste de Granger, mostrou um número baixo de possíveis fluxos de transmissão dos choques entre os referidos índices.

Paralelamente, por meio da análise da decomposição dos índices em tendências individuais e ciclos individuais, concluiu-se que os efeitos dos fundamentos econômicos foram preponderantes quando comparados aos dos fatores idiossincráticos.

O índice ICON foi, marcadamente, o que mais se destacou na análise individual. Apresentou os maiores ganhos (Tabela 3), maior preponderância de fundamentos econômicos individuais (subseção 4.3) e o maior número de possíveis relações causais (subseção 4.6).

Para os autores, os resultados do índice ICON relacionam-se fortemente com o modelo econômico vigente há vários anos no país, no qual o crescimento do produto interno bruto sofre intensa influência da variável consumo.

Por fim, sob a ótica do investidor, a falta de correlações negativas entre os ciclos individuais vai de encontro à construção de carteiras de investimentos baseadas na diversificação de ativos que minimizem as oscilações de curto prazo. Sob a mesma ótica, o baixo número de possíveis relações causais entre os índices setoriais encontrado no teste de Granger, sobretudo sob o baixo nível de confiança estatística apresentado, limita as possibilidades de estratégias para alocação de ativos durante crises financeiras.



## REFERÊNCIAS

ALEXANDER, C. **Market Models: A Guide to Financial Data Analysis**. Chichester: John Wiley & Sons, 2001.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, p. 151–174, 1981.

CANDELON, B.; LUTKEPOHL, H. On the reliability of Chow-type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models. **Economics Letters**, v. 73, p. 155–160, 2001.

CASTELAR, I.; GUEDES, J.; TROMPIERI, N. (2014). Co-movimentos entre os setores econômicos no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2014.

CHAN-LAU, J.; DONALD, M.; YAO, J. Extreme Contagion in Equity Markets. **IMF Staff Papers**, v. 51, p. 386–408, 2004.

CHEUNG, Yin-Wong; WESTERMANN, F. Sectoral Trend and Cycles in Germany. **Empirical Economics**, v. 28, p. 141-156, 2003.

CLAESSENS, S.; FORBES, K. **International Financial Contagion: The Theory, Evidence and Policy Implications**. *In*: The IMF's Role in Emerging Market Economies: Reassessing the Adequacy of its Resources. Amsterdam, 2004. Amsterdam: RBWC, DNB and WEF. p. 1-34.

DEMPSTER, G.; WELLS, J.; WILLS, D. A common-features analysis of Amsterdam and London financial markets during the eighteenth century. **Economic Inquiry**, v. 38, p. 19–33, 2000.

ENGLE, R.; ISSLER, J. Estimating common sectorial cycles. **Journal of Monetary Economics**, v. 35, p. 83-113, 1995.

ENGLE, R.; KOZICKI, S. Testing for common features. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 11, p. 369–379, 1993.

ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

GRANGER, C. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, p. 424-438, 1969.

GRANGER, C.; WEISS, A. Time series analysis of error correction models. *In*: KARLIN, S.; AMEMIYA, T.; GOODMAN, L. A. (Eds). **Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics**. San Diego: Academic Press, 1983. p. 255–278.

GUTIERREZ, C.; GOMES, F. Evidence on Common Features and Business Cycle Synchronization in Mercosur. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, p. 37-58, 2009.

HARRIS, R. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**. London: Prentice Hall, 1995.

HARVEY, D.; PAGAN, A. Dissecting the cycle: a methodological Investigation. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 365-381, 2002.

HECQ, A.; PALM, F.; URBAIN, J. Comovements in international stock markets. what can we learn from a common trend-common cycle analysis. **De Economist**, v. 148, p. 395-406, 2000.

HECQ, A. Common Cycles and Common Trends in Latin America. **Working paper**, University of Maastricht, 2001.

HENRY, P. Capital account liberalization: theory, evidence, and speculation. **Journal of Economic Literature**, v. 45, p. 887-935, 2007.

ISSLER, J.; ENGLE, R. Common Trends and Common Cycles in Latin America. **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, p. 149-176, 1993.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-54, 1988.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal**, v. 3, p. 216-249, 2000.

KOSE, M.; PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S. Financial globalization: A reappraisal. **International Monetary Fund Working Paper**, n. 189, 2006.

MATOS, P.; SIQUEIRA, A.; TROMPIERI, N. Análise de Integração e Contágio Financeiro na América do Sul. **RBE**, v. 68, p. 277-299, 2014.

MORLEY, B.; PENTECOST, E. Common trends and cycles in G-7 countries exchange rates and stock prices. **Applied Economic Letters**, v. 7, p. 7-10, 2000.

NOGUEIRA, R. **BRIC: Um Grupo Financeiramente Integrado?**. 2012. 39 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2012.

QUINN, D. The correlates of change in international financial regulation. **American Political Science Review**, v. 91, p. 531-551, 1997.

REDDY, C. Global stock markets development and integration: with special reference to BRIC countries. **Munich Personal RePEc Archive Paper**, n. 18602, 2009.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 18, p. 451-464, 2000.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.

SHARMA, S.; WONGBANGPO, P. Long-term trends and cycles in Asian stock markets. **Review of Financial Economics**, v. 11, p. 299–315, 2002.

STOCK, J.; WATSON, M. Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, p. 1097–1107, 1988.

TAVARES, M. **Análise da Existência de Cointegração e de Ciclos entre o PIB Brasileiro e o PIB Americano**. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2009.

VAHID, F.; ENGLE, R. Common Trends and Common Cycles. **Journal of Applied Econometrics**, v. 8, p. 341-360, 1993.

WESTERMANN, F. Stochastic trends and cycles in national stock markets indices: evidence from the U.S., The U.K. and Switzerland. **Working paper**, Center for Economic Studies of University of Munich, 2002.