



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CAEN – PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

CRISTIANO DA COSTA DA SILVA

**CO-MOVIMENTOS ENTRE A PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS PRINCIPAIS
ESTADOS DO BRASIL.**

FORTALEZA - CEARÁ

2015

CRISTIANO DA COSTA DA SILVA

CO-MOVIMENTOS ENTRE A PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS PRINCIPAIS
ESTADOS DO BRASIL.

Dissertação de Mestrado apresentada ao Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste - CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas. Área de concentração: Métodos matemáticos e quantitativos.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar.

FORTALEZA - CEARÁ

2015

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

S579c Silva, Cristiano da Costa da
Co-movimentos entre a produção industrial dos principais estados do Brasil / Cristiano da Costa da Silva. – 2015.
52f. il. color., enc. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza, 2015.
Orientação: Prof. Dr. |Luiz Ivan de Melo Castelar
Co-Orientador: Nicolino Trompieri Neto

1. Produção industrial 2 Ciclos comuns 3 Ciclo de negócios I. Título.

CDD 331.11

CRISTIANO DA COSTA DA SILVA

CO-MOVIMENTOS ENTRE A PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS PRINCIPAIS
ESTADOS DO BRASIL.

Dissertação de Mestrado apresentada ao Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste - CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Aprovada em: 21 / 01 / 2015

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

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

AGRADECIMENTOS

Ao CNPQ pelo apoio financeiro, o qual possibilitou que eu me dedicasse exclusivamente à pesquisa acadêmica.

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) no qual contribuiu ricamente a minha formação acadêmica através do qualificado Corpo Docente.

Aos meus pais Neri e Gildete, que mesmo de longe sempre me brindaram com apoio incondicional.

Aos meus irmãos Lisiane, Daniel, Marcela, Luciano, Juliano, Amanda e Sophia, por serem tão importantes na minha vida. Posso lhes garantir que a saudade nesses dias mal cabe em meu coração.

Aos meus avós Tereza, Eva e Alenir, por me ensinarem a cultivar a generosidade e humildade.

Aos meus tios André, Fabiane, Gilberto e em especial ao meu tio Paulinho, que sempre acreditou em mim.

Aos colegas Abrahão, Dércio, Diego, Janaína, Jean, Jorge, Roberto e Thalita pelos momentos divididos juntos.

Ao mineiro mais querido do Ceará, Gustavo, pelo companheirismo e auxílio na formatação dessa dissertação.

Aos amigos Yuri, Francisco e Júnior pela cumplicidade e risos compartilhados durante esses dois anos. Obrigado pela amizade.

Aos amigos Cristiano, Luis, Rafael, Rodolfo e Weligton pelos conselhos prestados durante toda a época de mestrado.

Ao orientador Ivan Castelar pela referência profissional e pessoal.

Ao Professor Nicolino pela paciência e ajuda de grande valor na condução da parte empírica do trabalho.

Aos demais alunos e funcionários do CAEN, principalmente ao Adelino e Kléber pelo bom humor transmitido a cada dia.

Aos meus sogros Edgar e Graça pelo acolhimento e por terem se tornado minha segunda família.

Especialmente a minha namorada Erika por ser o meu par para dividir, não me deixando estremecer perante aos desafios impostos nesses dois últimos anos. Devido ao seu companheirismo, amizade, compreensão, apoio, alegria e amor este trabalho pôde ser realizado.

Por fim, a minha querida amiga Ilana e Vô Borges, eternos amigos que não tenho mais em minha vida.

RESUMO

Este trabalho usa a metodologia de identificação de tendências e ciclos comuns de Vahid e Engle (1993) para identificar a presença de co-movimentos de curto e longo prazo entre as atividades industriais dos estados brasileiros. Para cumprir esse devido fim, o trabalho analisa o comportamento mensal do setor industrial dos estados da Bahia, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo, no período de janeiro de 2002 até outubro de 2014. Os testes comprovam a existência de uma tendência estocástica comum e seis ciclos comuns. Os resultados apontam que desvios do equilíbrio de longo prazo na produção real da indústria em um dado estado é capaz de influenciar a trajetória de produção dos demais estados. As séries apresentaram um comportamento pró-cíclico perante aos choques transitórios, compartilhando de um comportamento similar de curto prazo.

Palavras-Chave: Co-movimentos, Cointegração, Produção Industrial, Tendências e ciclos comuns.

ABSTRACT

This work uses the methodology implemented by Vahid and Engle (1993) in order to investigate the presence of co-movements of short and long-run between industrial activities of Brazilian states. To this end, it analyzes the industrial sector monthly behavior for the states of Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo during the 2002.1-2014.9 period. The tests has proven the existence of a common stochastic trend and six common cycles between the series. Moreover, the results show that deviaton of long run balance in real production industry in a given state is able to influence the path of production of other states. Finally, the series has a pro-cyclical behavior face transitory shocks, sharing a similar short-term behavior.

Keywords: Co-movements, Cointegration, Common trends and cycles, Industrial Production.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Trajetória temporal do PIB Industrial nos estados da amostra.	20
Figura 2 - Tendência estocástica comum e a produção industrial dos estados.....	35
Figura 3 – Ciclo comum 1	37
Figura 4 – Ciclo da Bahia e Pernambuco	37
Figura 5 – Ciclo de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo.....	37
Figura 6 – Ciclo do Paraná e Rio Grande do Sul.....	38
Figura 7 – Tendência estocástica da Bahia e Pernambuco.....	47
Figura 8 – Tendência estocástica do Paraná e Rio Grande do Sul	48
Figura 9 – Tendência estocástica de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo.....	48
Figura 10 – Ciclos comuns 2,3 e 4	50
Figura 11 – Ciclos comuns 5 e 6	50

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Produto Interno Bruto Industrial - 2012	19
Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária	30
Tabela 3 – Teste de Cointegração.....	31
Tabela 4 – Vetor de cointegração normalizado I.....	32
Tabela 5 - Teste de Ciclos Comuns	33
Tabela 5 - Correlação entre o ciclos comum 1 e os ciclos individuais.....	38
Tabela 6 – Estatísticas Descritivas	39
Tabela 7 - Causalidade de Granger entre os ciclos ¹	40
Tabela 8 – Teste de cointegração	47
Tabela 15 - Correlação entre a tendência comum e individuais.....	49
Tabela 16 - Teste de Raiz Unitária	49
Tabela 17 - Correlação entre os ciclos comuns 2,3,4,5 e 6 e os ciclos individuais	50
Tabela 18 - Teste de causalidade entre os ciclos comuns 2,3,4,5,6 e os ciclos individuais ¹	51
Tabela 19 - Teste de causalidade entre os ciclos comuns ¹	52

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	11
2	REVISÃO DE LITERATURA	14
3	METODOLOGIA	18
3.1	Análise Das Séries De Tempo Do Modelo.....	18
3.2	Teste de Raiz Unitária	21
3.3	Co-movimentos de curto e longo prazo.....	22
3.3.1	<i>Cointegração</i>	22
3.3.2	<i>Característica de correlação serial comum.....</i>	25
3.3.3	<i>Caso especial.....</i>	27
3.4	Testes para a existência de ciclos comuns.....	28
4	RESULTADOS	30
4.1	Teste de estacionariedade.....	30
4.2	Análise de cointegração das séries estaduais de produto industrial	31
4.3	Análise de ciclos comuns	33
4.4	Análise de co-movimentos de longo prazo.....	34
4.5	Análise de co-movimentos de curto prazo	36
5	CONCLUSÃO	42
	REFERÊNCIAS.....	44
	ANEXO – LISTA DE FIGURAS E TABELAS	47

1 INTRODUÇÃO

Em economia a literatura retrata ciclos de negócios como flutuações na atividade econômica que formam um padrão regular, definido em termos de expansão ou recessão. Conforme Centoni e Cubadda (2002) a questão chave no debate econômico é definir quais choques econômicos causam os ciclos de negócios.

A teoria do ciclo real de negócios afirma que os ciclos são respostas naturais e eficientes da economia a alterações no nível de produção tecnológico disponível (MANKIOW, 1989); ou seja, choques permanentes. Já os Novos-Keynesianos enfatizam o papel dos choques nominais e de demanda nos ciclos de negócios (HAIRAULT; PORTIER, 1983); sendo estes distúrbios transitórios.

De acordo com as duas escolas, podemos particionar as flutuações que afetam o ciclo de negócios em choques permanentes (componente de tendência) e choques transitórios (componente de ciclo). Mills e Holmes (1999) associam a componente tendência a características estruturais e institucionais, enquanto o componente ciclo são fenômenos de curto prazo conectados a séries estacionárias.

Atualmente os estudos nessa área dão ênfase a análise do co-movimento entre determinadas regiões ou setores através de diferentes fases de ciclos. A motivação disso é o maior peso que os agentes atribuem ao horizonte de curto prazo no processo decisório, tornando a volatilidade dos ciclos um fator importante para entender o ciclo de negócio (ISSLER; VAHID, 2001. ENGLE; KOZICKI, 1993).

Além de possuir informações acerca de movimentos de longo prazo, séries temporais econômicas contém, também, grande frequência de ruídos, cujas fontes variam de choques transitórios a erros de medida. Yogo (2008) destaca que as séries temporais não estacionárias devem ser decompostas em tendência (periodicidade acima de 32 trimestres), ciclo (periodicidade entre 4 à 32 trimestres) e ruído (periodicidade abaixo de 4 trimestres).

Issler e Vahid (2001) destacam que restrições de alta frequência (ciclo comum) podem ser utilizadas juntamente com restrições de baixa frequência (cointegração). O uso dessa estrutura de restrições leva a ganhos de eficiência se a restrição de ciclo comum for corretamente imposta, tornando o modelo mais parcimonioso ao reduzir o conjunto de parâmetros necessário para as previsões (HECQ, 2002. VAHID; ENGLER, 1993. VAHID; ISSLER, 2001). Trompieri Neto *et al.* (2003) destacam que além do interesse estatístico – maior eficiência nas estimativas dos

parâmetros do modelo sob um conjunto de restrições –, a importância de caracterizar corretamente as propriedades das séries econômicas remete a considerações práticas, como a eficácia de políticas anticíclicas vis-à-vis políticas de crescimento.

A partir do ano de 2003 iniciou-se um processo de expansão da produção industrial do Brasil perdurando até o final do ano de 2008, onde houve um período de recessão profunda no setor industrial; por dois trimestres consecutivos o PIB da Indústria mostrou quedas a taxas anualizadas superiores a 20%, devido à crise internacional vigente naquele momento. A reação do governo de diminuir drasticamente a taxa de juros e expandir o crédito a fim de estimular a demanda interna surtiu efeito e a economia saiu rapidamente da recessão. Durante algum tempo, a indústria elevou a produção, porém desde o ano de 2010 o setor tem demonstrado tendência de estagnação.

Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística¹ (IBGE, 2014), considerando o valor adicionado das atividades – Serviços, Agropecuária e Indústria – nos três primeiros semestres de 2014, a Indústria registrou R\$ 779,281 bilhões, sendo responsável por 24,3% do valor adicionado do Brasil.

Apesar da notória importância da atividade industrial na composição do PIB do Brasil, não há informações disponíveis sobre como os setores industriais dos diferentes estados do país se relacionam perante as flutuações econômicas de curto prazo. O Brasil possui diversos estados que, embora conectados territorialmente, podem responder de forma diferente a alterações em circunstâncias econômicas. Algumas regiões podem reagir de forma mais forte do que outras a inovações tecnológicas, alterações na política fiscal e monetária, etc. A heterogeneidade na estrutura industrial das regiões, por exemplo, pode contribuir para diferenças no comportamento dos ciclos econômicos estaduais. Por outro lado o maior grau de comercialização experimentado entre as regiões nas últimas décadas tende a propagar choques transitórios específicos de um dado estado aos demais, surgindo, assim, a presença de componentes cíclicos comuns.

O presente trabalho buscará mensurar a existência de co-movimentos entre as principais unidades federativas do Brasil. Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993) será investigado se a produção industrial de diferentes estados do Brasil

¹ Dados de acordo com as contas nacionais trimestrais, disponíveis em: ftp://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Contas_Nacionais_Trimestrais/Fasciculo_Indicadores_IBGE/pib-vol-val_201403caderno.pdf

apresenta a mesma dinâmica de curto e longo prazo através da decomposição das séries em componente de tendência e componente de ciclo.

A extração de tendências e ciclos comuns para as séries temporais de produção industrial nos possibilita avaliar qual o impacto de longo prazo de um aumento permanente na produção industrial de um estado sobre os demais; quais as correlações existentes entre as flutuações de curto prazo; bem como se as tendências e ciclos individuais dos estados causam as tendências e ciclos individuais dos demais estados.

A proposta de investigar o comportamento da dinâmica temporal da atividade industrial em diferentes estados perante aos choques econômicos é justificada pela importância do setor industrial na composição do produto agregado do Brasil. Um maior entendimento das relações entre as flutuações de curto prazo das atividades industriais dos estados do Brasil pode contribuir para a implementação de políticas públicas mais adequadas direcionadas ao setor industrial por parte do governo.

Com o intuito de atingir os objetivos propostos o trabalho foi particionado em cinco seções: além dessa parte introdutória, haverá a posteriori a revisão de literatura. A seção seguinte apresenta a base de dados e as técnicas econométricas necessárias para o alcance do objetivo proposto. A quarta seção dedicar-se-á a apresentação dos resultados obtidos e a última seção traz as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O maior nível de comercialização entre regiões alcançado nas últimas três décadas tornou a separação de variáveis entre componentes permanentes e transitórios um tema relevante na pesquisa econômica. Entender o comportamento das regiões perante choques comuns ou a diferença na natureza dos seus co-movimentos é vital para a viabilidade das políticas públicas visando uma maior integração entre os estados.

A introdução de um procedimento geral para decompor séries de tempo que exhibe homogeneidade não estacionária em componentes permanentes e transitórios remonta ao artigo seminal de Beveridge e Nelson (1981), onde a metodologia foi aplicada para mensurar e datar os ciclos de negócios da economia americana pós-guerra.

A fim de investigar os co-movimentos entre a taxa de crescimento do produto real em diferentes países, Vahid e Engle (1993) formularam o que eles definiram como decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson para testar a presença de ciclos comuns. Essa decomposição revisa a especificação de cointegração para um quadro estrutural de séries temporais. Os autores utilizaram os conceitos de cointegração e correlação serial para extrair, respectivamente, tendências e ciclos comuns.

Cointegração refere-se à combinação linear que torna estacionária um conjunto de variáveis estocásticas, podendo existir r vetores de cointegração independentes – os quais constituem o espaço de cointegração - dentro de um conjunto de n variáveis. O número de tendências estocásticas comuns é determinado pela diferença entre o número de variáveis (n) e o espaço de cointegração (r). Assim, diz-se que existem $s = n - r$ relações de equilíbrio de longo prazo.

Uma proposição importante é que se existem s combinações lineares linearmente independentes em um conjunto de n variáveis integradas de ordem 1 - $I(1)$ -, que são *random walks*, então essas variáveis devem compartilhar de $n - s$ ciclos comuns. Assim, a evidência de *Serial Correlation Common Feature* (SCCF) nas variáveis em primeira diferença implica na existência de ciclos comuns nas séries em nível.

Um quadro onde o número de vetores de cointegração mais o número de características comuns de correlação serial são iguais ao número de variáveis torna muito mais simples a extração dos componentes ciclo e tendência.

Gutierrez e Gomes (2009) aplicaram o método da decomposição multivariada Beveridge-Nelson-Stock-Watson para apurar o grau de co-movimento dos ciclos de negócios dos países membros do Mercosul, os dados utilizados possuíam frequência anual de 1951 a 2003. O estudo confirmou a existência de tendências e ciclos comuns entre as economias analisadas, os resultados, ainda, identificaram evidências de co-movimentos entre dois subgrupos – Brasil e Argentina; Paraguai e Uruguai.

Para examinar a dinâmica de cinco países da América Latina, Hecq (2002) utilizou três modelos de ciclos comuns: *Serial Correlation Common Feature* (SCCF), *Weak Form Reduce rank structure* (WF) e o *Polynomial Serial Correlation Common Features* (PSCCF). Foi apontado que Brasil, Argentina, México, Peru e Chile dividem comovimentos no longo e no curto prazo, sendo Argentina e Chile pró-cíclicos, enquanto Peru é contra cíclico com respeito à Argentina e ao México.

Já Cerro e Pineda (2000) utilizaram a abordagem de co-dependência para investigar os co-movimentos no PIB Real entre onze países da América Latina² usando dados trimestrais para o período entre 1960 até 2000. Testes indicaram a existência de sete tendências comuns e quatro ciclos comuns permitindo a decomposição entre componente cíclico e de tendência. Uma grande dispersão entre as correlações cíclicas foi encontrada entre os países analisados, com os países mais representativos (Brasil, México e Argentina) possuindo uma baixa correlação de relacionamento com os outros países da América. Os autores apontaram, ainda, que os co-movimentos cíclicos entre esses três países que enfrentaram uma maior entrada e saída de capital foram relativamente pequenos.

Outro resultado na mesma linha foi encontrado por Blonigen *et al* (2012). Os autores aplicaram o modelo de componentes não observados para investigar a relação entre a intensidade do fluxo comercial e a correlação dos choques entre vinte e uma nações³. Para isso foram utilizados dados trimestrais do PIB Real e fluxo comercial bilateral entre 1980 até 2010. Os resultados demonstraram que relações comerciais mais estreitas reduzem a correlação entre choques permanentes dos países que integram o G7⁴, não encontrando qualquer evidência para os países restantes.

² Os países latinos americanos da amostra são Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.

³ Os países da amostra são Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coreia do Sul, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grã-Bretanha, Itália, Holanda, Japão, México, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Suécia e Suíça.

⁴ Os países que integram o G7 são Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Grã-Bretanha, Itália e Japão.

A explicação encontrada para tais resultados pode residir no fato de que a comercialização internacional leva à especialização da estrutura industrial dentro dos países – alocação dos fatores de produção na direção de setores correspondentes às suas respectivas vantagens comparativas. A diferenciação na composição industrial torna choques permanentes menos correlacionados entre nações.

Já a decomposição de Beveridge e Nelson (1982) e de Gonzalo e Granger (1985) foram ambas examinadas em Carlino e Sill (2001). Com dados trimestrais sobre a renda per capita das sete regiões principais dos Estados Unidos⁵ para o período de 1956 até 1995 o artigo apurou a dinâmica da tendência e do ciclo nessas regiões. Os autores apontaram que apesar de ambas as técnicas de decomposição obter resultados semelhantes, em geral o fator comum baseado na decomposição de Gonzalo-Granger é tal que o componente permanente da decomposição, embora sendo um processo $I(1)$, não é representável como um *random walk* multivariado.

Os resultados demonstraram que as sete regiões compartilham de ciclos e tendências comuns. Revelaram, também, a existência de uma considerável diferença na volatilidade dos ciclos entre as regiões, sendo o componente ciclo na região mais volátil (Sudeste) quase cinco vezes maior do que na região menos volátil (Extremo Oeste). Por fim, a análise da decomposição da variância apontou que o componente cíclico faz uma grande contribuição à previsão da variância da renda.

Muitos estudos centraram atenção na análise das flutuações em variáveis macroeconômicas – produto real, investimento e consumo - no período pós-guerra nos EUA. Para alcançar tal objetivo diversas metodologias foram utilizadas, como o filtro Hodrick-Prescott, o filtro Band-Pass e o método de extração de tendências e ciclos comuns, elaborado por Vahid e Engle (1993).

Hodrick e Prescott (1981) computaram o componente cíclico através de um procedimento de filtragem que extrai a tendência estocástica que varia suavemente ao longo do tempo. Um dos resultados encontrados foi a diferença na variabilidade dos componentes agregados da demanda, os ciclos do investimento variam três vezes mais do que os ciclos do produto, enquanto esse último oscila duas vezes mais do que os ciclos do consumo. Uma das críticas tecidas ao filtro Hodrick-Prescott (HP) é a exigência, a priori, da determinação do parâmetro de suavidade do componente tendencial.

⁵ As principais regiões dos Estados Unidos da amostra são Extremo Oeste, Grande Lagos, Meio Leste, Nova Inglaterra, Planícies, Sudeste e Sudoeste.

Já Baxter e King (1995) desenvolveram uma aproximação ótima do filtro Band-Pass, construindo médias móveis de modo que isolam componentes periódicos de uma série de tempo que se encontram em uma determinada banda de frequência intermediária (ciclos), de forma a eliminar componentes de baixa frequência (tendência), assim como componentes de frequência muito alta (ruído). Os autores compararam uma série de métodos⁶, e por fim foi apurado que apesar do filtro HP ser em alguns casos uma aproximação razoável de um filtro ideal de ciclos de negócios, a aproximação ótima do filtro Band-Pass desenvolvida se mostrou mais flexível e de mais fácil implementação, produzindo uma melhor aproximação de um filtro ideal.

Issler e Vahid (2001) utilizaram o método supracitado de Vahid e Engle (1993) para averiguar se o produto per capita, consumo e investimento nos EUA compartilham ciclos comuns. Os resultados foram robustos à existência de ciclos comuns entre as variáveis. Adicionalmente, choques transitórios se mostraram fatores importantes para explicar a variação do produto e do investimento.

Os autores concluíram que testes para a existência de ciclos comuns devem preceder estimações econométricas sempre que a presença da restrição de comovimentos de curto prazo entre as variáveis agregadas for provável. O ato de ignorar a existência de ciclos comuns leva a diferenças não triviais na importância relativa dos ciclos econômicos na análise do comportamento de variáveis agregadas.

⁶ Os autores utilizaram os seguintes métodos de filtragem: filtro *first difference*, filtro Hodrick-Prescott e filtro *high-pass*.

3 METODOLOGIA

3.1 Análise Das Séries De Tempo Do Modelo

Possuir uma base de dados contendo informações durante um longo período, com grande frequência de observações, é ideal para a condução de uma pesquisa empírica na área de séries temporais. A Pesquisa Industrial Mensal Produção Física – Brasil⁷ fornece estimativas de curto prazo do produto real da indústria de quatorze estados do Brasil⁸. Como um índice conjuntural, sua importância deve-se à capacidade de indicar o comportamento efetivo da produção real da indústria com um mínimo de defasagem em relação ao período de referência (IBGE, 2004).

Com o objetivo de analisar ciclos e tendências comuns entre os principais centros industriais do Brasil foi definido proceder com a escolha de estados oriundos das três principais regiões em termos de volume de produção – Nordeste, Sul e Sudeste. A princípio a amostra conteria os dois estados com o setor industrial mais relevante dentre cada região, porém, visto que São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais representam os três maiores valores agregados de atividades industriais, decidiu-se adicionar os três estados na amostra.

Os dados de produção total da indústria da Bahia, Minas Gerais, Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O instituto disponibiliza as séries em forma de índice de base fixa com ajuste sazonal⁹ (Índice dessazonalizado, base: 2012=100). O período analisado compreenderá 153 observações dentre janeiro de 2002 até outubro de 2014, com periodicidade, portanto, mensal.

⁷ A coleta de dados das empresas e dos respectivos produtos selecionados é realizada por unidade local de empresas selecionadas, através de um questionário eletrônico, disponível na página do IBGE na Internet (www.pimpf.pimes.gov.br) ou através de um formulário impresso.

⁸ Os quatorze Estados são: Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso, Minas Gerais, Pará, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

⁹ O ajuste sazonal das séries foi obtido utilizando-se o software X-12 ARIMA, U.S. Census Bureau. Considera-se, além dos efeitos sazonais, tratamento específico para o efeito calendário (Trading Day - TD), identificação de *outliers* e correção de dias úteis para feriados móveis (Carnaval e Páscoa).

Tabela 1 - Produto Interno Bruto Industrial - 2012

Estados	PIB Industrial – em bilhões de R\$	Participação no PIB Industrial nacional	Principais Produtos
Bahia	37,0	3,8%	Derivados do petróleo, Alimentos e Químicos
Paraná	53,2	5,5%	Alimentos, Derivados de Petróleo e Veículos.
Pernambuco	24,9	2,6%	Alimentos, Químicos, e Extração de petróleo e Gás Natural
Minas Gerais	103,4	10,7%	Extrações de minerais e metálicos, Alimentos e Metalurgia
Rio de Janeiro	138,1	14,3%	Extração de petróleo e Gás Natural, Derivados do Petróleo e Metalurgia
Rio Grande do Sul	60,1	6,2%	Alimentos, Veículos, Máquinas e Equipamentos.
São Paulo	288,6	29,8%	Alimentos, Derivados do Petróleo e Químicos.

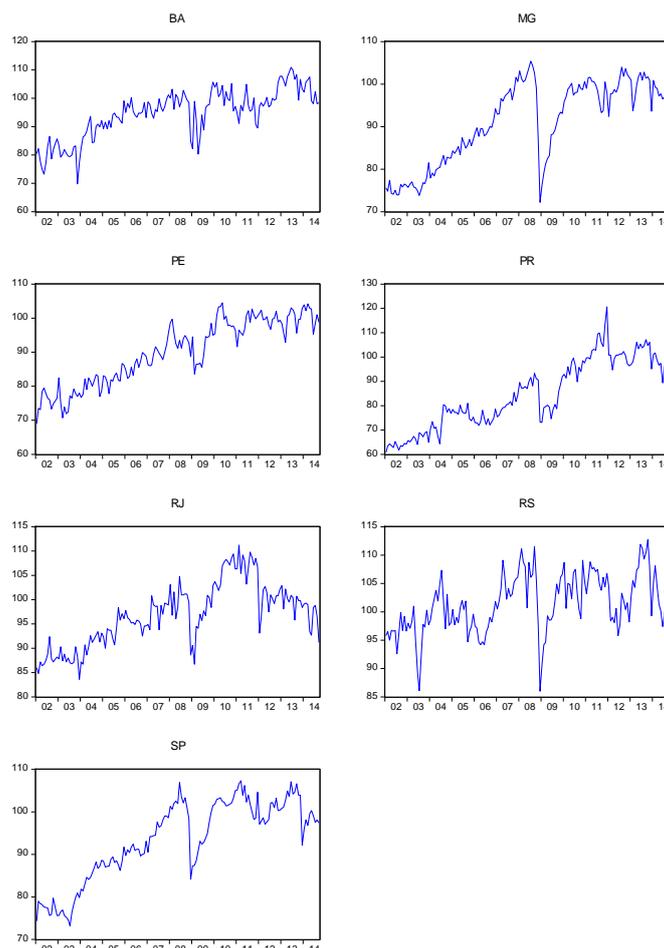
Fonte: CNI. Elaborado pelo Autor

A tabela 1 traz informações sobre o PIB Industrial dos estados representados na série para o ano de 2012. Cabe destacar que a produção dentro das regiões se dá de forma relativamente homogênea. A produção de Alimentos e de Veículos Automotores desponta entre as principais atividades no Rio Grande do Sul e no Paraná. Já na região Sudeste, Metalurgia e Derivados do Petróleo aparecem em dois dos três estados representados. Por fim, Bahia e Pernambuco possuem Alimentos e Químicos como elementos em comum dentre os três principais bens produzidos.

Tal característica surge como um sinalizador de que dinâmicas tanto de curto quanto de longo prazo podem ser comuns entre esses estados, já que choques que afetem a demanda ou oferta por esses produtos tendem a repercutir na mesma direção nesses estados.

Diferenças na estrutura regional industrial podem contribuir para diferenças no comportamento dos ciclos econômicos. Uma vez que as regiões possuem diferentes composições de indústria elas experimentam diferentes choques de produto, resultando em específicos ciclos-econômicos. Por outro lado, a integração entre as regiões e o maior comércio pode surgir como indutor da propagação dos ciclos entre os estados de diferentes regiões. A existência de um comportamento similar entre a dinâmica de resposta dos estados a esses choques evidencia a presença de co-movimento entre eles.

Figura 1 - Trajetória temporal do Produto Industrial nos estados da amostra.



Fonte: Elaboração do autor

A Figura 1 representa a trajetória temporal da produção industrial dos estados durante o período estudado. Analisando a trajetória comum dos estados é possível notar movimentos oscilatórios em torno da média na produção industrial entre 2002 até o final de 2003. Após isso, a produção se tornou crescente até o último trimestre de 2008, onde houve uma grande depressão na taxa de produção de todos os estados, com destaque para o Rio Grande do Sul e Minas Gerais. Essa forte queda é reflexo da crise internacional instaurada a partir de setembro de 2008 e da política monetária para contenção da inflação, como a elevação da taxa de juros. Posteriormente, houve um pequeno período de recuperação da economia até meados de 2010.

Individualmente, cabe destacar que Paraná e Rio de Janeiro sofreram outro período de forte queda na tendência do produto industrial no final de 2011 e começo de 2012, respectivamente.

Portanto, como pode ser notado na Figura 1, há momentos de mudança repentina no comportamento das séries indicando que pode haver quebras estruturais na série. Visto isso, uma *dummy* será adicionada para captar o efeito dessa quebra nos testes de raiz unitária e de cointegração, tornando os resultados robustos a mudança estrutural.

3.2 Teste de Raiz Unitária

O método padrão clássico de estimação nas análises econométricas – Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) – é baseado na hipótese de que a média e a variância das variáveis a serem testadas são constantes no tempo. Variáveis cuja média se altera ao longo do tempo são conhecidas como variáveis com raiz unitária. Quando a série temporal não é estacionária, não se pode estimá-la trivialmente. A utilização do método MQO para estimar relacionamentos entre variáveis não estacionárias produz inferências enganosas. Se as variáveis são não estacionárias a estimação do relacionamento de longo prazo entre elas deve ser feita através do método de cointegração.

O primeiro teste para a inspeção de existência de raízes unitárias foi desenvolvido por Dickey e Fuller (1979,1981), sendo nomeado Augmented Dickey-Fuller (ADF). Desde então o teste (ADF) é amplamente utilizado para testar a estacionariedade das variáveis. Contudo é preciso tomar algumas precauções quanto aos resultados do teste ADF em séries com provável presença de alteração estrutural.

Quebra estrutural é um conceito econométrico representado por uma alteração inesperada no comportamento de séries temporais, sendo associadas a políticas governamentais, alterações de regimes, crises econômicas, entre outros fatores. Ao testar processos de raízes unitárias, Perron (1989) enfatizou que a presença de quebras estruturais reduz a habilidade do teste ADF de rejeitar a hipótese nula quando está é falsa e propôs permitir a existência de uma quebra estrutural exógena determinada a priori no teste ADF. Posteriormente, Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997) desenvolveram testes permitindo a determinação do ponto de quebra estrutural endogenamente a partir das informações expostas nos dados.

Como já foi discutido na seção anterior, os movimentos oscilatórios das variáveis indicam a presença de quebras estruturais, não sendo claro, contudo, se todas as séries apresentam a quebra necessariamente no final de 2008. Logo, visto a

necessidade da utilização de um teste cujo ponto de quebra seja determinado endogenamente, o estudo utilizará o teste de Perron (1997).

3.3 Co-movimentos de curto e longo prazo

3.3.1 Cointegração

Pelo mesmo motivo exposto na análise de testes de raiz unitária, a não incorporação de quebras estruturais à abordagem de cointegração tende a enviesar os resultados encontrados, de forma a aceitar a hipótese nula de não haver cointegração, quando a teoria prediz que a mesma deve existir. Portanto, será aplicado o teste desenvolvido por Johansen *et al.* (2000), onde a distribuição assintótica difere do usual “teste do traço” de Johansen (1988) por utilizar variáveis *dummies* que identificam quebras estruturais na tendência dos vetores cointegrantes. Assim, o teste de Johansen (2000) fornece informações que permitem calcular os valores críticos de forma mais adequada (GILES; GODWIN, 2012).

O procedimento do teste é executado de forma que a função de verossimilhança seja maximizada para cada possível *rank* de r – espaço de cointegração. A partir da definição do valor de r podemos determinar o número de tendências comuns ($k = n - r$) existentes entre elas. Se as séries possuem tendência comum, então elas movem-se conjuntamente no longo prazo.

Para avaliar a hipótese de que o produto industrial dos principais estados do Brasil possuem relações de equilíbrio tanto no longo quanto no curto prazo o presente estudo seguirá a abordagem de Vahid e Engle (1993) que utilizou a decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson para identificar tendências e ciclos comuns. A decomposição relaciona a especificação de cointegração a um quadro de séries temporais.

Denotando Y_{it} como o Produto Industrial em índice do estado i no tempo t e T_{it} e C_{it} representar o componente tendência estocástica e a componente cíclica da série, respectivamente. Logo, temos que:

$$Y_{it} = T_{it} + C_{it} \quad (1)$$

A hipótese de que as séries i e j apresentam comovimentos de longo prazo diz que o componente de tendência do estado i segue o mesmo componente observado no estado j , diferenciando-se entre si apenas na magnitude das dinâmicas de longo prazo ($T_{it} = \varphi_j T_{jt}$). Analogamente a existência de comovimentos de curto prazo implica que os ciclos do estado i segue a mesma dinâmica de curto prazo do estado j , diferenciando entre si apenas na intensidade dos movimentos de curto prazo ($C_{it} = \delta_j C_{jt}$).

Logo o modelo estruturado impõe restrições ao Vetor de Correção de Erros (VEC). Enquanto o teste cointegração analisa os comovimentos de longo prazo, o estudo de características de ciclos comuns foca nos comovimentos de curto prazo.

Inicialmente, considere que o PIB Industrial de todos os estados seja representado por um Vetor Auto Regressivo (VAR) de ordem finita p .

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde Y_t é um vetor de n séries integradas de ordem um ($I(1)$), enquanto θ_i , $i = 1, 2, \dots, p$ são matrizes ($n \times n$) e ε_t denota um termo de erro de média zero e variância constante.

Engle e Kozicki (1993) apontaram que a estimação da equação (2) via MQO gera previsões não muito robustas. Os autores ainda acusaram como provável causa o fato de haver muitos parâmetros (pn^2) a serem estimados. Assim, devemos descrever o sistema na forma de um VEC:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, $\Pi = \sum_{i=1}^p \theta_i$ e $\Gamma_j = \sum_{i=j+1}^p \theta_i$, $j = 1, \dots, p-1$. A questão crucial para cointegração concerne no *rank* da matriz $\Pi_{n \times n}$. Se o *rank* da matriz é zero, cada elemento de Π deve ser zero, e a equação (3) seria equivalente a um VAR de n variáveis em 1ª diferença. Já em outro extremo, suponha que Π possui *rank* cheio, a solução de longo prazo para a equação (3) seria dada por n equações independentes. Assim as n variáveis contidas no vetor Y_t deveriam ser estacionárias. Já no caso intermediário, no qual o *rank* de Π é igual a r , $0 < r < n$, existem r equações independentes.

Suponha que o *rank* da matriz Π seja r e que ela possa ser expressa como o produto $\alpha'\beta$ com α e β sendo ambas matrizes ($n \times r$) de *rank* r tal que $\Pi = \alpha'\beta$, em que β é o parâmetro do ajuste de velocidade ao equilíbrio de longo prazo e α representa o espaço de cointegração. Geralmente, a combinação linear $\alpha'Y_t$ é estacionária – $I(0)$ –, enquanto todas as outras combinações linearmente independentes serão não estacionárias.

A partir da representação do VEC na equação (3), é possível desmembrar Y_t entre tendência e ciclo. Para isso será utilizada a decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson, na qual define o componente de tendência como um processo random walk enquanto o componente cíclico captura toda a correlação serial da primeira diferença de Y_t .

$$Y_{it} = T_{it} + C_{it} \quad (3)$$

sendo T_{it} é um *random walk*, enquanto C_{it} é $I(0)$ e serialmente correlacionado para cada Produto Industrial do estado i . Portanto,

$$\begin{aligned} E_t(T_{it+k}) &= T_{it} \\ E_t(C_{it+k}) &\rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty \\ E_t(Y_{it+k}) &= T_t \text{ quando } k \rightarrow \infty \end{aligned}$$

As séries que são estacionárias não possuem o componente tendência e as séries que são *random walks* puros não possuem o componente transitório. No caso multivariado, o processo pode ser reescrito por meio do Teorema de Representação de Granger, da seguinte forma:

$$Y_t = T_t + C_t \quad (4)$$

$$T_t = \alpha_p (\beta_p' \alpha_p)^{-1} \sum_{i=1}^t \beta_p' \varepsilon_i \quad (5)$$

onde α_p , β_p são matrizes $n \times (n - r)$ com a propriedade que $\alpha' \alpha_p = \beta' \beta_p = 0$ e é assumido que α_p , β_p tem posto pleno. Por β_p' ter apenas $n - r$ linhas, esta representação

gera apenas $n - r$ tendências estocásticas entre as n variáveis. Essa representação necessita que T_t seja um processo *random walk*¹⁰, de modo que as previsões de longo prazo de Y_t sejam simplesmente os valores correntes de T_t e, portanto a previsão de longo prazo depende dos $n - r$ valores distintos estimados. Assim,

$$E_t(\alpha'Y_{t+k}) \rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty$$

Desse modo, em consequência de $\alpha'T_t = 0$ teremos que $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$. Portanto, a combinação linear formada pelo vetor de cointegração e pelo vetor de variáveis X_t é justamente a combinação dos ciclos. Esse resultado corresponde a hipóteses que $T_{it} = \varphi_j T_{jt}$ e nos permite estimar os ciclos comuns existentes entre o Produto industrial dos estados representados na amostra.

3.3.2 Característica de correlação serial comum

Considerando a restrição de cointegração, a representação do VEC da equação (3) pode ser escrita como:

$$\Delta Y_t = \beta \alpha' X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Segundo Vahid e Engle (1993), os elementos de ΔY_t apresentam Característica de Correlação Serial Comum (SCCF) se existir combinação linear deles que seja uma inovação com relação a toda informação observada anterior ao período de tempo t . Tais combinações representam o espaço de co-caracterização. O conjunto desses s vetores constitui uma matriz $\tilde{\alpha}$ de dimensão $(n \times s)$, tal que, $\tilde{\alpha}' \Delta Y_t = \tilde{\alpha}' \varepsilon_t$ onde $\tilde{\alpha}' \varepsilon_t$ é um vetor de dimensão s que é uma inovação em relação a toda informação anterior ao período t . Portanto existirão Características de Correlação Serial Comum (SCCF) se as seguintes condições forem satisfeitas:

¹⁰ Podendo ser expresso da seguinte forma $\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t$, em que τ_t é um vetor k -dimensional de passeios aleatórios com intercepto μ e um ruído branco φ_t . De modo que a solução é dada por $\tau_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j$.

$$\tilde{\alpha}'\beta\alpha' = 0_{s \times n}, \quad \tilde{\alpha}'\Gamma_i = 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p-1. \quad (7)$$

Ou seja, não apenas $\Pi = \beta\alpha'$ deve ter o *rank* reduzido, mas também todos os Γ 's e até o espaço nulo de todos devem ser comuns. Seja s o número máximo de vetores linearmente independentes que satisfazem (7) e (8) e $\tilde{\alpha}$ uma matriz $N \times s$, então o produto entre $\tilde{\alpha}$ e os dados elimina toda a correlação serial comum entre as variáveis. Após um processo de integração o termo $\tilde{\alpha}'\Delta Y_t$ será um *random walk* sem a componente cíclica, de forma que $\tilde{\alpha}'Y_t = \tilde{\alpha}'T_t$ são combinações lineares compostas apenas de tendências estocásticas. Ou seja, o vetor que remove a correlação serial de ΔY_t , também remove o componente cíclico dos termos que compõem o vetor Y_t .

Visto que $\tilde{\alpha}'$ é uma matriz $s \times N$, podemos aplicar uma operação linear reduzindo-a para $[I_s | \tilde{\alpha}'^*]$. Note que $[I_s | \tilde{\alpha}'^*]\Delta X_t$ é um ruído branco, já que qualquer combinação linear de um ruído branco é um ruído branco. Agora, considere o seguinte sistema:

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}'^* \\ 0_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta Y_t = \begin{bmatrix} 0_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^* \dots \Gamma_{p-1}^* \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta Y_{t-p+1} \\ \alpha'Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (8)$$

no qual v_t é um ruído branco. As primeiras s equações em (8) são obtidas da relação pseudo-estrutural $[I_s | \tilde{\alpha}'^*]\Delta Y_t$ e as últimas $n - s$ equações, são obtidas do sistema completo com o restante das equações na forma reduzida. O número de parâmetros em (8) é $n^2(p-1) + nr - s[r + n(p-1)]$, isto é, existem menos $s[r + n(p-1)]$ parâmetros a serem estimados do que na representação irrestrita (3). Portanto, a equação (8) é a representação de um VEC restrito.

Supondo que a matriz $\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}'^* \\ 0_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix}$ seja invertível, podemos obter os valores de ΔY_t 's em função de seus valores defasados e de $\alpha'Y_{t-1}$. Desse modo, a equação (18) é um sistema mais simples do que o sistema apresentado na equação (3), visto que existem menos parâmetros a serem estimados. Logo, devemos testar inicialmente se $s > 0$.

Uma consequência deste processo, é que α e $\tilde{\alpha}$ são linearmente independentes, já que a combinação linear de uma tendência e um ciclo não pode resultar em apenas uma tendência ou apenas um ciclo. Essa constatação surge porque a

combinação linear do vetor de co-caracterização com as variáveis $(\tilde{\alpha}'Y_t)$ é um processo $I(1)$, enquanto que a combinação linear do vetor de cointegração com as variáveis $\alpha'Y_t$ é um processo $I(0)$.

Portanto, se existem r ($0 \leq r < n$) vetores de cointegração linearmente independentes, então pode haver no máximo $n - r = s$ ($0 \leq s < n$) vetores de co-caracterização linearmente independentes. Em outras palavras, a soma do número de vetores de cointegração e o número de vetores de co-caracterização não pode exceder o número de variáveis do sistema ($r + s \leq n$).

3.3.3 Caso especial

Uma importante exceção, como Vahid e Engle (1993) bem notaram, é o caso onde a soma do número de vetores de cointegração mais o número de vetores de cocaracterização igualam o número de variáveis no sistema ($r + s = n$), exaurindo o espaço \mathbb{R}^n . Como os vetores α e $\tilde{\alpha}$ são linearmente independentes podemos obter com esses vetores a matriz $A = [\tilde{\alpha}' \alpha']$ de dimensão $(n \times n)$ e posto completo. Particionando a matriz inversa A^{-1} em colunas, temos:

$$A^{-1} = [\tilde{\alpha}^- | \alpha^-]$$

Pré-multiplicando Y_t por A e A^{-1} :

$$Y_t = A^{-1}AY_t = \tilde{\alpha}^-(\tilde{\alpha}'Y_t) + \alpha^-(\alpha'Y_t) \quad (9)$$

onde $T_t = \tilde{\alpha}^-(\tilde{\alpha}'Y_t)$ representam as tendências que são uma combinação linear dos ciclos comuns e $C_t = \alpha^-(\alpha'Y_t)$ representam os ciclos que são uma combinação das relações de cointegração. A partir dessa representação é possível recuperar as tendências e ciclos referentes às séries de Produção industrial mensal dos estados na amostra.

3.4 Testes para a existência de ciclos comuns

A existência de ciclos comuns será testada a partir do uso do procedimento de correlações canônicas delineado por Vahid e Engle (1993). Conforme Roache (2008), o objetivo do teste é encontrar combinações lineares que removam correlações baseadas em um conjunto de valores do passado. Sendo essas combinações lineares definidas como vetores cocaracterísticos.

O primeiro passo é estimar o VEC para descobrir os termos de correção erro da série, ou seja, para conhecer as relações de longo prazo. Retomando a equação (3):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Definindo ρ_t como um vetor de dimensão $(nx1)$ obtido como combinação linear do vetor ΔY_t e η_t como o vetor de dimensão $((np+r)x1)$ obtido como combinação linear das defasagens de ΔY_t e dos termos de correção de erro (x_t).

$$\begin{aligned} \rho_t &= A' \Delta Y_t \\ \eta_t &= B' [\Delta Y_{t-1} \dots \Delta Y_{t-p+1} \alpha Y_{t-1}] \end{aligned}$$

As matrizes A_{nxn} e $B_{nx(np+r)}$ são escolhidas de modo que quatro condições sejam satisfeitas. As duas primeiras afirmam que os elementos de ρ_t e η_t possuem variância unitária. A terceira condição assegura que o i -ésimo elemento de ρ_t seja não correlacionado com o j -ésimo elemento de η_t , e a condição final condiciona a ordenação dos elementos de ρ_t e η_t de modo que:

$$1 \geq \lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$$

As correlações canônicas e os valores de A e B podem ser calculados a partir da matriz de covariância de ΔY_t e x_t através dos autovalores e autovetores. O teste estatístico é análogo ao teste do traço do procedimento de Johansen (1988), com a hipótese nula sendo que o espaço cocaracterístico é ao menos s , sendo calculado como:

$$C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$$

onde λ_i^2 são as menores s correlações canônicas elevadas ao quadrado. Sob a hipótese nula $C(p, s)$ segue uma distribuição χ^2 com $s(np + r) - s(n - s)$ graus de liberdade, em que n é a dimensão do sistema.

4 RESULTADOS

4.1 Teste de estacionariedade

Os resultados do teste de Perron para a análise de existência de raiz unitária são apresentados na tabela 2. Como já foi discutido na seção anterior, a execução deste teste específico se justifica pelo ele ser robusto a mudança de comportamento associadas a uma quebra estrutural. Cabe ressaltar que o teste foi realizado incorporando uma tendência e um intercepto.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária

Teste de Perron ¹		
	Nível $\tau(\mu)$	1ª Diferença $\tau(\mu)$
BA	-4.27	-13.93
MG	-4.86	-11.62
PE	-4.90	-8.49
PR	-5.49	-14.96
RJ	-5.06	-10.86
RS	-5.14	-12.78
SP	-4.49	-18.27
Valores Críticos*	-5.59	-5.23

Fonte: Elaboração Própria.

As estatísticas $\tau(\mu)$ são referentes aos testes com intercepto e tendência.

*Os valores críticos são para o nível de 5% de significância e a ordem de defasagem foi determinada de acordo com o critério de Akaike. ¹Teste de Perron (1997) realizado para a existência de raiz unitária com uma quebra na tendência. Teste com as variáveis em nível.

A Tabela 2 indica que em nenhuma das variáveis consideradas em nível, incluindo intercepto e tendência, é rejeitada a hipótese nula da presença de raiz unitária, a um nível de significância de 5%. A presença de não estacionariedade sugere a existência de tendência estocástica nas variáveis. Para determinar a ordem de integração das variáveis o próximo passo é, então, avaliar a hipótese de que as variáveis sejam estacionárias em 1ª diferença. Analisando as sete variáveis em 1ª diferença, todas se

mostraram estacionárias. Posto isso, o teste sugere que as variáveis sejam integradas de ordem 1, $I(1)$.

4.2 Análise de cointegração das séries estaduais de produto industrial

Conforme os resultados encontrados, as séries apresentam uma quebra estrutural e uma tendência estocástica, sendo integradas de ordem 1. A partir daí é possível estimar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis através do teste de cointegração de Johansen *et. al* (2000), o qual incorpora uma *dummie* associada a quebra estrutural identificada em dezembro de 2008¹¹ na determinação de seus valores críticos. Adicionalmente, a ordem de defasagem das variáveis foi determinada segundo o critério de Schwarz, e a especificação considera tendência e intercepto.

Tabela 3 – Teste de Cointegração

Teste do Traço				
Nº de vetores	Autovalores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	p-valor
$r = 0$	0.3741	267.96	150.56	0.0000
$r \leq 1$	0.3074	196.73	117.71	0.0000
$r \leq 2$	0.2434	140.89	88.80	0.0000
$r \leq 3$	0.2069	98.49	63.87	0.0000
$r \leq 4$	0.1985	63.25	42.91	0.0002
$r \leq 5$	0.1342	29.60	25.87	0.0163
$r \leq 6$	0.0493	7.69	12.51	0.2774

Fonte: Elaboração Própria.

Teste de cointegração aplicado às séries de produto industrial durante o período de 2002.1 até 2014.1. O teste inclui uma *dummie* referente à quebra estrutural na data de 2008.12 e utiliza uma defasagem de acordo com critério de Schwarz, considerando-se a presença de um intercepto e uma tendência. c Os valores críticos foram obtidos em Johansen *et. al* (2000).

¹¹ Data definida de acordo com os resultados endógenos de quebra estrutural no teste de raiz unitária de Perron (1997).

O resultado do teste – Tabela 3 – aponta a presença de seis vetores cointegrantes, a um nível de 5% de significância, pela estatística de traço. A estatística do lambda máximo confirma a presença de seis vetores cointegrantes, o resultado pode ser verificado na Tabela 8 que se encontra no Anexo. Consequentemente existe uma única relação de equilíbrio de longo prazo comum entre as séries - visto que o número de tendências comuns é dado pela diferença entre o número de variáveis ($n = 7$) e o espaço de cointegração ($r = 6$) - e no máximo seis ciclos comuns.

Assim, a dinâmica temporal do produto industrial dos estados brasileiros analisados é determinada por um componente agregado comum e por características individuais presentes em cada unidade federativa.

O procedimento de Johansen *et. al* (2000) permite normalizar o vetor de cointegração possibilitando, assim, identificar as relações econômicas das séries em termos de elasticidade. A normalização foi feita de tal forma que as r primeiras séries no vetor x_t formam uma matriz identidade.

Tabela 4 – Vetor de cointegração normalizado I

Vetor de Cointegração ($\alpha_{n \times r}$)						
BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.552
0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.927
0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	-0.551
0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	-0.535
0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	-0.878
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	-0.417

Fonte: Elaboração do autor

Vale ressaltar que, nesse caso, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com o sinal negativo para o estado de São Paulo (*SP*), uma vez que, na equação de cointegração normalizada, todas as variáveis estão do mesmo lado da igualdade.

Em termos econômicos, os resultados mostram que, segundo o vetor de cointegração normalizado, a resposta de longo prazo do produto industrial da região Sudeste frente às oscilações na produção industrial do Estado de São Paulo é maior do

que a resposta dos demais estados de outras regiões. Conforme os valores expressos acima, um choque permanente positivo de 1% no produto industrial de São Paulo, por exemplo, gera um efeito permanente positivo de 0.417 pontos percentuais sobre o produto industrial do Rio Grande do Sul. Nota-se, também, que um choque positivo na produção industrial de São Paulo causa maior influência sobre a variação de produção industrial dos estados de Minas Gerais e Rio de Janeiro, 0.927 e 0.878 pontos percentuais, respectivamente. Esse resultado justifica-se pelo fato de que as similaridades na cadeia produtiva dos estados de uma mesma região tendem a acentuar a interdependência entre os mesmos.

4.3 Análise de ciclos comuns

Uma vez confirmada a hipótese de cointegração para as sete séries o passo seguinte é analisar a existência de ciclos comuns. Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993) exposta na subseção 2.3.1, o número de vetores de cointegração mais o número de vetores de co-caracterização não podem exceder o número de variáveis no sistema ($r + s \leq n$). Visto que existem seis vetores de cointegração ($r = 6$) entre os sete estados ($n = 7$), deve existir, então, no máximo um vetor de co-caracterização ($s \leq 1$), o que implica na ocorrência de seis ciclos comuns.

Utilizando o teste desenvolvido por Warne¹² (2008), que seleciona automaticamente o número máximo de ciclos, foi verificado que a hipótese da existência de seis ciclos comuns não pode ser rejeitada, a um nível de significância de 5%, e conseqüentemente temos um vetor de co-caracterização na amostra.

Tabela 5 - Teste de Ciclos Comuns

Nº de ciclos	Estatística LR	Graus de liberdade	<i>p-valor</i>
6	12.6219	7	0.0819

Fonte: Elaboração do autor. A ordem de defasagem selecionada para estimação do VEC e por consequência, do teste de ciclos comuns, segue o critério de Akaike. A escolha desse critério se deu porque o teste só pode ser realizado em um VEC de ordem igual ou superior a dois.

¹² O algoritmo necessário para a procedência do teste está disponível em <http://www.texlips.net/warne/index.html>.

A existência de um vetor de co-caracterização e seis vetores de cointegração entre as séries implica que a matriz $A = [\tilde{\alpha}'\alpha']$ possui posto completo, logo é possível obter as tendências e ciclos individuais através da partição da matriz A , assim como encontrar os ciclos comuns pela combinação dos vetores de cointegração e das variáveis do sistema ($\alpha'Y_t = \alpha'C_t$).

4.4 Análise de co-movimentos de longo prazo

De acordo com o que foi discutido anteriormente, o fato da matriz $A = [\tilde{\alpha}'\alpha']$ possuir posto completo permite utilizar a condição especial verificada na equação (9). A partir daí pode-se estimar os s vetores de choques permanentes comuns através de uma combinação linear dos r vetores de choques transitórios comuns. O modelo estimado com uma *dummy* para quebra estrutural identificou a presença de seis ciclos comuns ($r = 6$), o que implica na presença de um único vetor de tendência estocástica comum ($s = 1$).

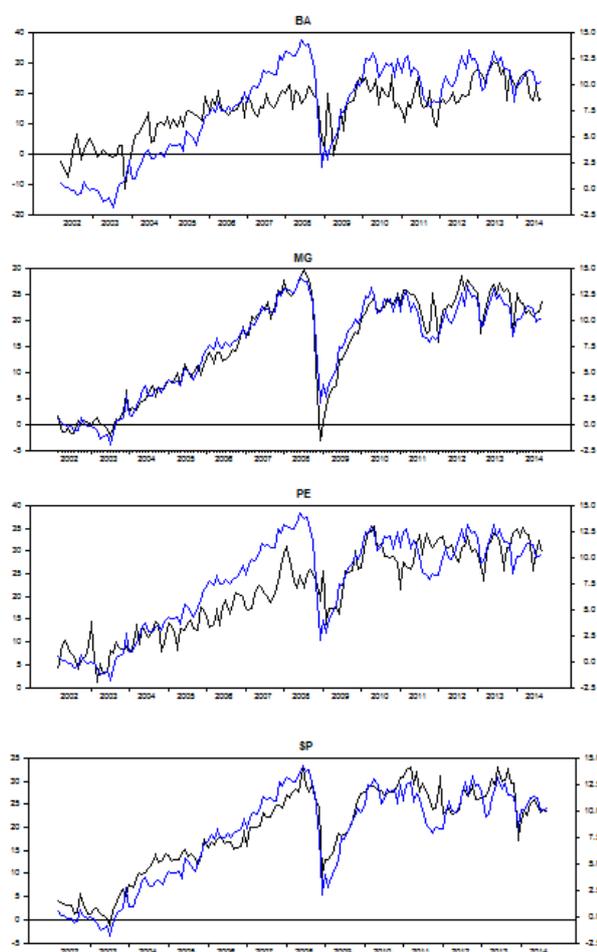
A figura 2 compara a tendência estocástica comum estimada com o desempenho real do setor industrial dos estados durante o período da amostra. Conforme a figura abaixo, a tendência comum se mostrou ajustada à dinâmica temporal da produção dos estados, o que demonstra que os Estados compartilham de um mesmo equilíbrio de longo prazo. Os Estados de Minas Gerais e São Paulo exibem uma trajetória mais próxima do choque permanente comum, o que seria de se esperar, já que além da importância relativa dos dois Estados na composição do produto agregado industrial do Brasil, ambos apresentam uma trajetória mais suave durante o período estudado dentre os cinco Estados de maior influência no desempenho do setor industrial nacional.

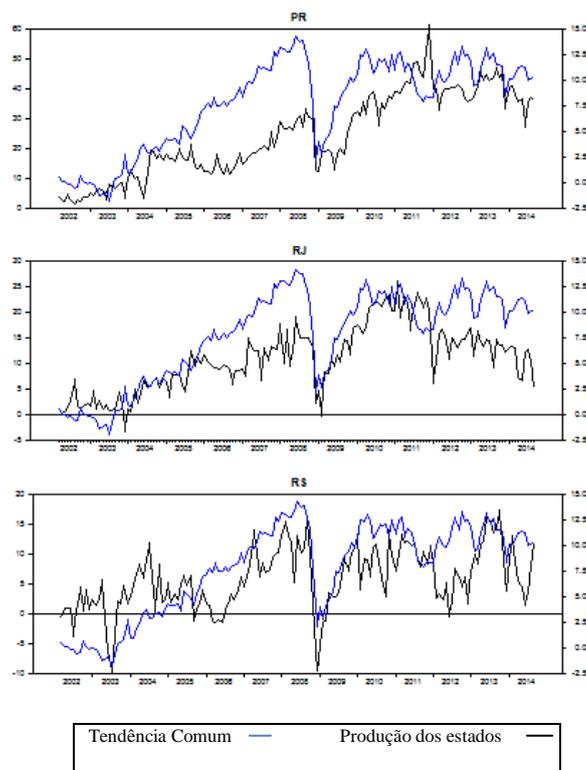
Os estados do Rio de Janeiro e do Paraná apresentaram a partir de meados de 2005 até o advento da crise internacional no final de 2008 evoluções no desempenho industrial superiores ao da trajetória comum. A partir de 2003, o Rio de Janeiro teve a participação do governo federal como principal indutor da revitalização do parque industrial, a ação foi devida ao Estado possuir grandes reservas de petróleo. No final do ano de 2007 o Rio de Janeiro respondia a 57,27% do valor da indústria extrativa do Brasil, já no caso paranaense o principal fator explicativo foi o crescimento

experimentado pela indústria de transformação, impulsionado pelo aquecimento do mercado doméstico na época (SUZUKI JÚNIOR, 2010).

Já o Estado do Rio Grande do Sul não acompanhou a tendência seguida pelos demais Estados da amostra no período 2005-2006 e 2011-2012. Em ambas as épocas houve um expressivo recuo da atividade industrial do Rio Grande do Sul, esse movimento pode ser explicado pela quebra de safra agrícola no Estado que causou um impacto negativo na produção de insumos, equipamentos e no processamento de alimentos (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2013). Setores esses que representam as principais atividades industriais do Estado.

Figura 2 - Tendência estocástica comum e a produção industrial dos estados





Fonte: Elaboração do autor

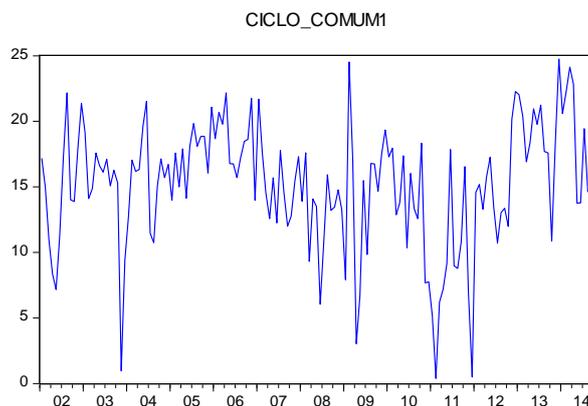
O movimento das tendências individuais dos sete estados apresentaram trajetórias semelhantes, o que é corroborado pelos altos índices encontrados nos coeficientes de correlação - a matriz de correlação e a figura com as trajetórias de tendências individuais dos estados encontram-se em anexo. Esse resultado é encontrado por construção, pois as tendências individuais são extraídas através da combinação linear dos vetores de cointegração. Adicionalmente, a realização do teste de causalidade de Granger não é indicada, pois as tendências estocásticas individuais são representadas por processos integrados de primeira ordem, $I(1)$, ou seja, são não estacionárias (os resultados do teste de raiz unitária encontram-se em anexo, na tabela 16) o que dificulta a análise dos resultados através do teste de causalidade de Granger.

4.5 Análise de co-movimentos de curto prazo

Feita a análise de co-movimentos de longo prazo, a próxima etapa do presente trabalho será extrair os seis ciclos comuns ($n - s = 6$) a partir de $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$ - onde o ciclo comum 1 está plotado na Figura 3, enquanto os ciclos comuns restantes

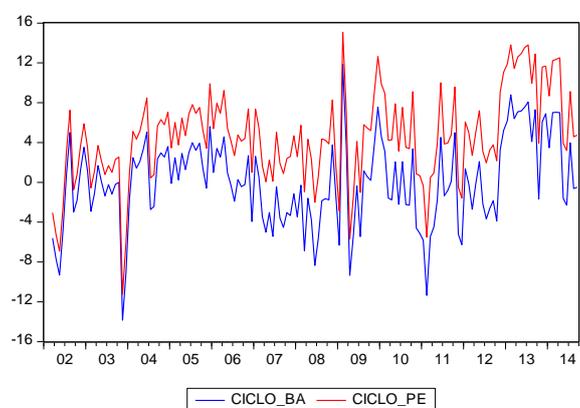
encontram-se no Anexo - , e os componentes de ciclos individuais de cada estado através da equação $\alpha(\alpha')^{-1}\alpha'Y_t$, plotados nas Figuras 4,5 e 6.

Figura 3 – Ciclo comum 1



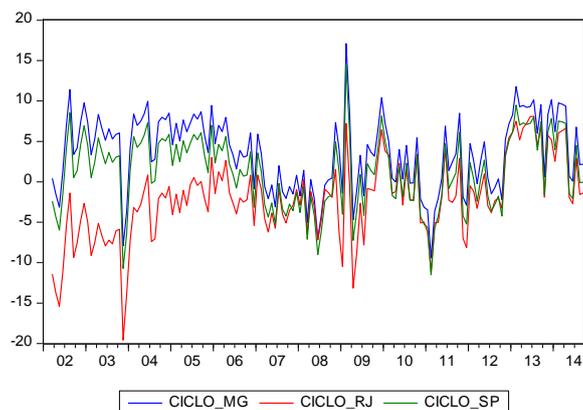
Fonte: Elaboração do autor

Figura 4 – Ciclo da Bahia e Pernambuco



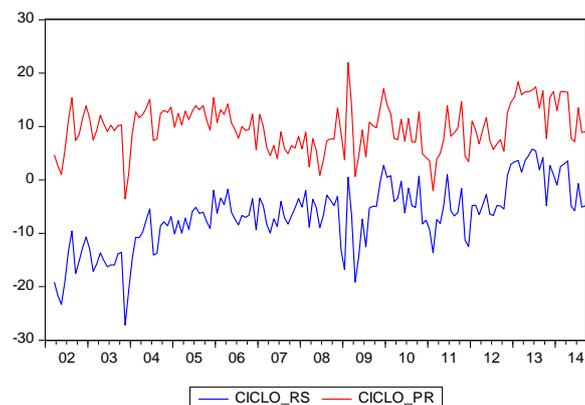
Fonte: Elaboração do autor

Figura 5 – Ciclo de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo



Fonte: Elaboração do autor

Figura 6 – Ciclo do Paraná e Rio Grande do Sul



Fonte: Elaboração do autor

É possível visualizar maiores detalhes desses componentes cíclicos ao utilizar a análise de correlação cruzada de forma a avaliar a relação mútua entre as variáveis. Inicialmente, será exposto aqui apenas o relacionamento do ciclo comum 1 com os ciclos individuais pelo fato do mesmo ter sido o único ciclo comum a ter níveis expressivos de correlação com os componentes transitórios dos estados – em Anexo encontram-se figuras dos ciclos comuns restantes e a matriz de correlação entre eles e os choques transitórios individuais.

Tabela 5 - Correlação entre o ciclos comum 1 e os ciclos individuais

	1º Ciclo	Ciclo BA	Ciclo MG	Ciclo PE	Ciclo PR	Ciclo RJ	Ciclo RS	Ciclo SP
1º Ciclo	1	0.877 (0.00)	0.846 (0.00)	0.826 (0.00)	0.879 (0.00)	0.749 (0.00)	0.590 (0.00)	0.858 (0.00)
Ciclo BA	0.88 (0.00)	1	0.942 (0.00)	0.961 (0.00)	0.996 (0.00)	0.886 (0.00)	0.721 (0.00)	0.959 (0.00)
Ciclo MG	0.846 (0.00)	0.942 (0.00)	1	0.813 (0.00)	0.967 (0.00)	0.679 (0.00)	0.446 (0.00)	0.998 (0.00)
Ciclo PE	0.826 (0.00)	0.961 (0.00)	0.813 (0.00)	1	0.935 (0.00)	0.979 (0.00)	0.884 (0.00)	0.845 (0.00)
Ciclo PR	0.879 (0.00)	0.996 (0.00)	0.967 (0.00)	0.935 (0.00)	1	0.844	0.660	0.980 (0.00)
Ciclo RJ	0.749 (0.00)	0.886 (0.00)	0.679 (0.00)	0.979 (0.00)	0.844 (0.00)	1	0.960	0.719 (0.00)
Ciclo RS	0.590 (0.00)	0.721 (0.00)	0.446 (0.00)	0.884 (0.00)	0.660 (0.00)	0.960 (0.00)	1	0.496 (0.00)
Ciclo SP	0.858 (0.00)	0.959 (0.00)	0.998 (0.00)	0.845 (0.00)	0.980 (0.00)	0.719 (0.00)	0.496 (0.00)	1

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 6 – Estatísticas Descritivas

	1º Ciclo	Ciclo BA	Ciclo MG	Ciclo PE	Ciclo PR	Ciclo RJ	Ciclo RS	Ciclo SP
Média	15.45	0.00	3.57	4.52	9.71	-2.19	-6.79	1.19
Máximo	24.75	11.87	17.08	15.05	21.97	8.10	5.79	14.42
Mínimo	0.39	-13.85	-9.40	-11.25	-3.57	-19.57	-27,18	-11.50
Desvio Padrão	4.72	4.34	4.58	4.54	4.35	4.95	6.14	4.50

Fonte: Elaboração do autor

De acordo com as estimativas, com exceção do ciclo do Rio Grande do Sul, há um alto nível de correlação entre o ciclo 1 e os demais ciclos individuais, sendo todos os estados considerados pró-cíclicos.

As figuras 4, 5 e 6 demonstram ainda que o componente de curto prazo de produção dos estados possui trajetórias semelhantes. De acordo com a tabela 5 existe uma correlação positiva entre todos os ciclos dos estados e o ciclo comum 1, onde o ciclo do Paraná apresenta a maior correlação com o ciclo comum 1. Já entre os ciclos dos Estados o menor índice de correlação encontrado foi entre Minas Gerais e o Rio Grande do Sul, exibindo uma correlação positiva de 0,446. Portanto, tanto os resultados encontrados na análise gráfica quanto os da matriz de correlação indicam que existe uma associação linear positiva entre os ciclos dos diferentes Estados do Brasil.

Visto as informações descritivas da tabela 6, observa-se que o Ciclo Comum 1 possui a maior média, bem como o maior valor extremo, já o ciclo individual do Rio Grande do Sul apresenta a maior volatilidade e o valor mínimo mais baixo entre as séries. O alto desvio padrão experimentado pelo Rio Grande do Sul durante o período analisado, destoando do restante das séries, implica no fato do estado ter os menores níveis de correlação com os choques transitórios dos demais estados.

Devido às altas correlações entre os ciclo comum 1 e os ciclos individuais o teste de causalidade de Granger se torna uma ferramenta interessante para verificar a capacidade preditiva dos ciclos individuais entre si e a importância dos ciclo comum 1 na previsão dos ciclos individuais.

Uma série de tempo estacionária i é definida como sendo causada no sentido de Granger por alguma outra série estacionária j se melhores previsões estatisticamente significantes de i podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de j aos valores defasados de i (CARNEIRO, 1997). Portanto, o resultado do teste de causalidade de Granger nos auxilia a mensurar se valores passados e correntes do ciclo

individual, ou comum, i ajudam a prever valores futuros do ciclo individual, ou comum, j .

Tabela 7 - Causalidade de Granger entre os ciclos¹

	1º Ciclo	Ciclo BA	Ciclo MG	Ciclo PE	Ciclo PR	Ciclo RJ	Ciclo RS	Ciclo SP
1º Ciclo		0.25	0.08	0.03*	0.26	0.00*	0.00*	0.12
Ciclo BA	0.58		0.07	0.03*	0.86	0.00*	0.00*	0.14
Ciclo MG	0.79	0.70		0.03*	0.86	0.00*	0.00*	0.14
Ciclo PE	0.53	0.70	0.07		0.86	0.00*	0.00*	0.14
Ciclo PR	0.62	0.70	0.07	0.03*		0.00*	0.00*	0.14
Ciclo RJ	0.55	0.70	0.07	0.03*	0.86		0.00*	0.14
Ciclo RS	0.560	0.70	0.07	0.03*	0.86	0.96		0.14
Ciclo SP	0.75	0.70	0.07	0.03*	0.86	0.72	0.00*	

Fonte: Elaborado pelo autor. ¹. Tabela reporta o *p-valor* do teste. * significância de 5%.

Os resultados apurados no teste de causalidade de Granger demonstram uma grande capacidade preditiva dos ciclos individuais entre si e do ciclo comum na previsão das oscilações de curto prazo na produção industrial dos estados. O predomínio da influência do Ciclo Comum 1 no desempenho de curto prazo nos estados de Pernambuco, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul - a um nível de significância de 10 % – identifica que as oscilações no nível de produção do primeiro precede temporalmente as variações ocorridas na produção dos estados apontados. Corroborando com a hipótese de que as atividades industriais dos estados possuem um comportamento similar de curto prazo.

Conforme os resultados apresentados em anexo nas tabelas 16, 17 e 18, os ciclos comuns 2,5 e 6 mostraram-se irrelevantes para a previsão dos ciclos individuais, visto que os níveis de correlação entre os primeiros e os ciclos dos estados são todos insignificantes a um nível de 5% e não havendo também qualquer relação de causalidade.

Já os ciclos comuns 3 e 4, demonstraram-se conectados com os ciclos dos estados de Pernambuco, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. A matriz de correlação evidenciou uma fraca correlação, significativa a um nível de 5%, entre os ciclos comuns 3 e 4 e os estados supracitados. O teste de causalidade apontou que o ciclo comum 3 causa, no sentido de Granger, os ciclos de Pernambuco e Rio Grande do Sul, e que existe uma relação de bi-causalidade entre o ciclo comum 3 e o ciclo do Rio de Janeiro.

Quanto ao ciclo comum 4, o mesmo causa o ciclo comum 3, é causado pelo ciclo do Rio Grande do Sul e possui uma relação de bi-causalidade com o ciclo do Rio de Janeiro.

5 CONCLUSÃO

O objetivo deste trabalho foi caracterizar os relacionamentos de curto e de longo prazo entre a produção industrial dos estados da Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo no período de janeiro de 2002 a setembro de 2014; ou seja, avaliar se os principais estados do Brasil em termos de Produção Industrial compartilham de tendências e ciclos comuns.

A análise mostrou que, mesmo na presença de uma quebra estrutural três meses após o início da crise internacional em outubro de 2008, as séries temporais dos estados são cointegradas, compartilhando de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Os sinais dos coeficientes das elasticidades de longo prazo das séries foram consistentes, demonstrando que uma alteração permanente e positiva na produção de um dado estado tem efeitos permanentes e positivos sobre os demais. Logo, políticas públicas de infraestrutura que alterem permanente a capacidade produtiva de um estado em particular, por exemplo, tendem a gerar efeitos positivos que se propagam por toda a cadeia produtiva industrial da economia.

Viu-se, também, que os estados da amostra compartilham de seis ciclos comuns. A análise de correlação apontou, ainda, que existe uma associação linear positiva entre os ciclos dos diferentes Estados do Brasil. O teste de causalidade apurou que o ciclo comum 1 causa, no sentido de Granger, os ciclos dos Estados de Pernambuco, Rio de Janeiro e do Rio Grande do Sul, a um nível de significância de 5%, e o ciclo de Minas Gerais, a um nível de significância de 10%; demonstrando uma relação de precedência temporal entre o ciclo comum 1 e os ciclos dos Estados, sendo os valores defasados do primeiro importantes para a eficiência da previsão dos valores atuais dos ciclos individuais.

Já os ciclos comuns 3 e 4 demonstraram-se conectados com os ciclos dos estados de Pernambuco, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. Havendo um fraco nível de correlação entre ambos os ciclos comuns e os ciclos dos estados citados. O teste de Granger apontou que o ciclo comum 4 precede temporalmente o ciclo comum 3, enquanto o ciclo de Pernambuco e do Rio Grande do Sul são causados pelo ciclo comum 3.

A intuição destes resultados é que as fortes semelhanças nos ciclos de negócios das atividades industriais de diferentes estados tende a auxiliar o balizamento

de políticas públicas que tragam resultados efetivos para todas as regiões do país, devido à geração de externalidades positivas entre as próprias unidades federativas.

REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Economia Gaúcha: Estrutura Produtiva e Evolução Recente. **Boletim Regional do Banco Central do Brasil**, v.7, p.80-93, 2013.
- BAXTER, M., KING, R. G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. **The Review of Economics and Statistics**, v. 81 (4), p. 575–593, 1999.
- BEVERIDGE, S., NELSON, C. R. 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.
- BLONIGEN, B.A., PIGER, J., Sly, N. Comovement in GDP Trends and Cycles among Trading Partners. **Nber Working Paper Series**, Working Paper 18032, 2012.
- CARLINO, G., SILL, K. Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v.83(3), p.446-456, 2001.
- CARNEIRO, F. G. A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia. Brasília. **Departamento de Economia, UnB**, Série Textos Didáticos, no. 20, 1997.
- CERRO, A.M., PINEDA, J. Do common cycles exist in Latin American countries? **Latin American Research Abstracts**, No. 17, 2002.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. Perfil da Indústria nos estados 2014 – edição revisada - p. 214, 2014.
- CUBADDA, G., CENTONI, M. Measuring the *Business cycle* Effects of Permanent and Transitory Shocks in Cointegrated Time Series. **Economics Letters**, v. 80, p. 45-51, 2003.
- ENGLE, R.F., KOZICKI, S. Testing for Common Features. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.11, p.369-380, 1993.
- GILES, D.E., GODWIN, R.T. Testing for Multivariate Cointegration in the Presence of Structural Breaks: p-values and critical values. **Applied Economics Letters**, v.19, p.1561-1565, 2012.
- GONZALO, J., GRANGER, C.W.J. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.33, p.27-35, 1995.
- GUTIERREZ, C. E. C., GOMES, F. A. R. Evidence on common feature and business cycle synchronization in mercosur. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, p.37-58, 2009.

HAIRAULT, J.O; PORTIER, F. Money, New-Keynesian Macroeconomics and the Business Cycle. **European Economic Review**, v.37, p.1533-1568, 1993.

HECQ. A. Common Cycles and Common Trends in Latin America. **Medium Econometriche Toepassingen**, Vol. 10, p.20-25, 2002.

HODRICK, R., PRESCOTT, E. Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Working Paper, Carnegie-Mellon, University**, 1981. Reimpresso em **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, No. 1, 1997.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Informe: contas nacionais trimestrais, indicadores de volume e valores correntes (2014). Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/>, acesso em 05 de dezembro de 2014.

ISSLER, J. V.; VAHID, F.. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. **Journal of Monetary Economics**. v. 47, n. 3, p. 449-475, 2001.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.231-254, 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.

MANKIW, N.G. Real Cicle Business: A New-Keynesian Perspective, **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, no. 3, p.79-90, 1989.

MILLS, T.C; HOLMES, T.M. Common trends and cycles in European industrial production: Exchange rate regimes and economic convergence. **Manchester School**, v.67, p.557-587, 1999.

PERRON, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, **Journal of Econometrics**, v. 80, p.355-385, 1997.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Testing for Common Trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.

SUZUKI JÚNIOR, J.T.; As características do Crescimento Industrial Paranaense. **Nota técnica Ipardes**, no.5, 2010.

TROMPIERI NETO, N.; CASTELAR, I.; BITTENCOURT, A. Tendência e Ciclo na Economia Brasileira Pós-Real. **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, 2003.

WARNE, A.. A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference. **University of Stockholm, Seminar Paper**, no. 555, 1993.

WARNE, A., Estimation and Testing for Common Cycles. 2008. Disponível em: <http://mx1.www.texlips.net/download/common-cycles.pdf>

WEBER, E. Macroeconomic Integration in Asia-Pacific: Common Stochastic Trends and Business Cycle Coherence. **The IUP Journal of Applied Economics**, v. 0 (3-4), p. 84-106, 2009.

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

YOGO, M. Measuring business cycles: A Wavelet analysis of economic time series, **Economic Letters**, v.100, p.208-212, 2008.

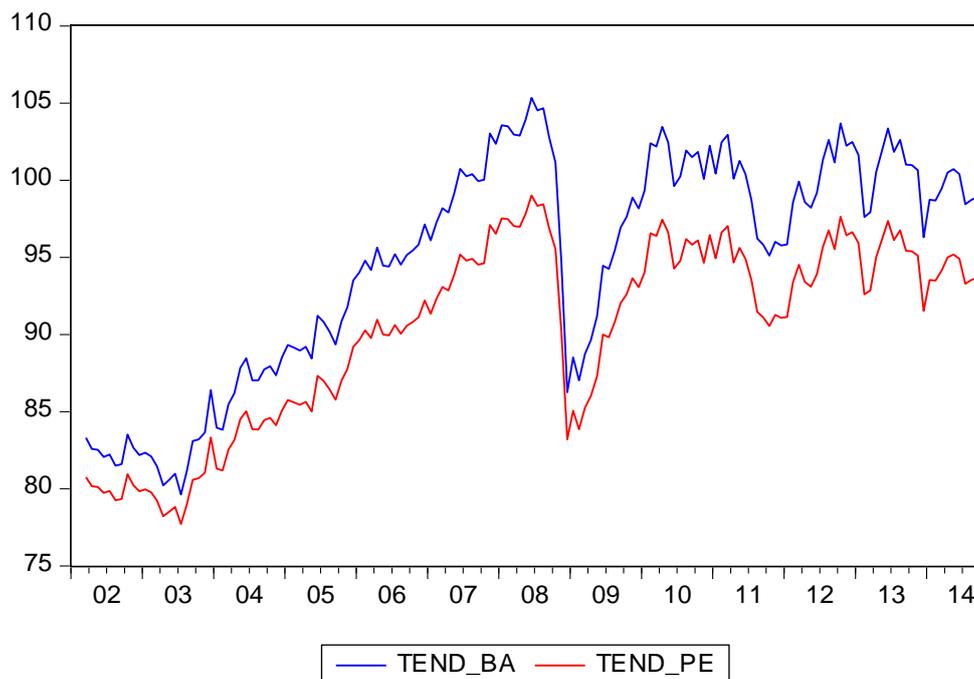
ANEXO – LISTA DE FIGURAS E TABELAS

Tabela 8 – Teste de cointegração

Teste do λ -max ¹				
Nº de vetores	Autovalores	Estatística do λ -max	Valores críticos a 5%	p-valor
$r = 0$	0.3741	71.22	50.60	0.0000
$r \leq 1$	0.3074	55.85	44.50	0.002
$r \leq 2$	0.2434	42.40	38.33	0.016
$r \leq 3$	0.2069	35.24	32.12	0.020
$r \leq 4$	0.1985	33.64	25.82	0.003
$r \leq 5$	0.1342	21.91	19.39	0.021
$r \leq 6$	0.0493	7.70	12.52	0.2774

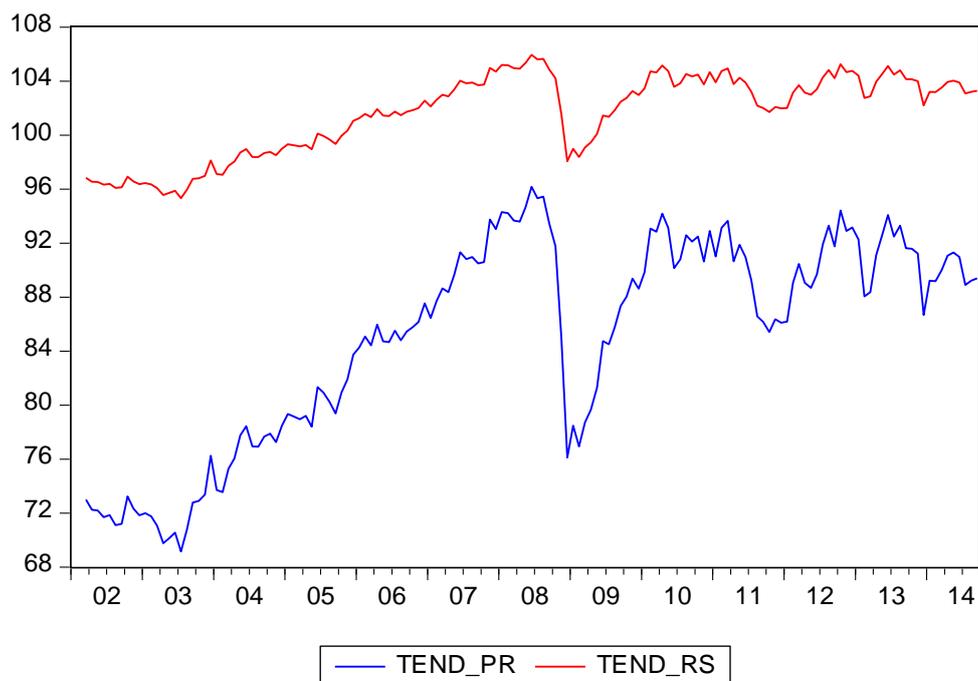
Fonte: Elaboração Própria. ¹Teste de cointegração aplicado às séries de produto industrial durante o período de 2002.1 até 2014.1. O teste inclui uma *dumme* referente à quebra estrutural na data de 2008.12 e utiliza uma defasagem de acordo com critério de Schwarz, considerando-se a presença de um intercepto e uma tendência. c Os valores críticos foram obtidos em Johansen *et. al* (2000).

Figura 7 – Tendência estocástica da Bahia e Pernambuco



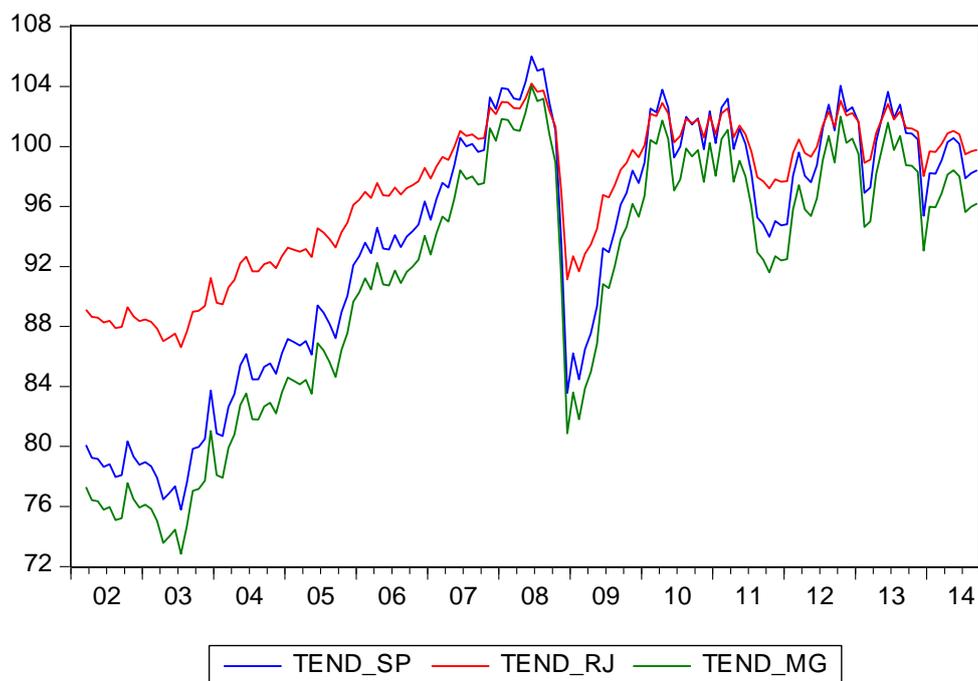
Fonte: Elaboração do autor

Figura 8 – Tendência estocástica do Paraná e Rio Grande do Sul



Fonte: Elaboração do autor

Figura 9 – Tendência estocástica de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo



Fonte: Elaboração do autor

Tabela 15 - Correlação entre a tendência comum e individuais

	Tend Com	Tend BA	Tend MG	Tend PE	Tend PR	Tend RJ	Tend RS	Tend SP
Tend Com	1	0.899	0.908	0.894	0.905	0.888	0.878	0.905
Tend BA	0.899	1	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
Tend MG	0.908	0.999	1	0.999	0.999	0.999	0.998	0.999
Tend PE	0.894	0.999	0.999	1	0.999	0.999	0.999	0.999
Tend PR	0.905	0.999	0.999	0.999	1	0.999	0.998	0.980
Tend RJ	0.888	0.999	0.999	0.999	0.999	1	0.999	0.999
Tend RS	0.878	0.999	0.998	0.999	0.998	0.999	1	0.998
Tend SP	0.905	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.998	1

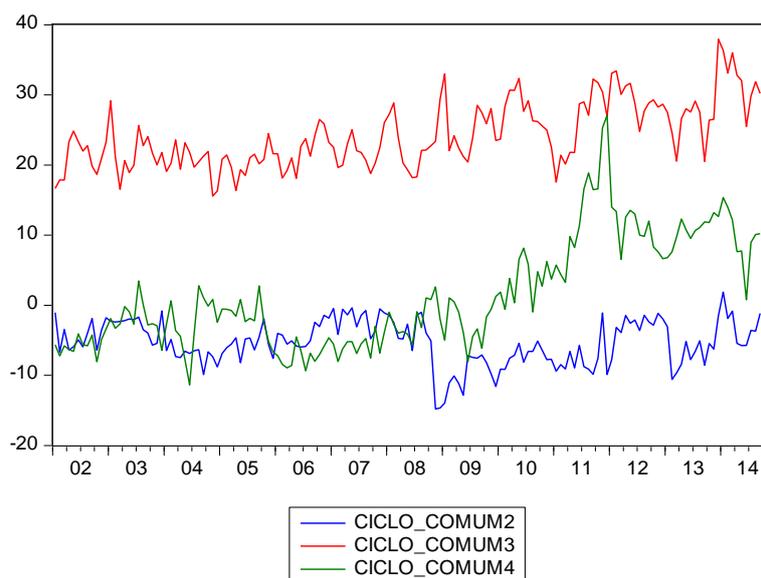
Fonte: Elaboração do autor

Tabela 16 - Teste de Raiz Unitária

	Perron ¹	
	Nível $\tau(\mu)$	1ª Diferença $\tau(\mu)$
Tend BA	-4.48	-11.50
Tend MG	-4.48	-11.50
Tend PE	-4.48	-11.50
Tend PR	-4.48	-11.50
Tend RJ	-4.48	-11.50
Tend RS	-4.48	-11.50
Tend SP	-4.48	-11.50
Valores Críticos*	-5.59	-4.83

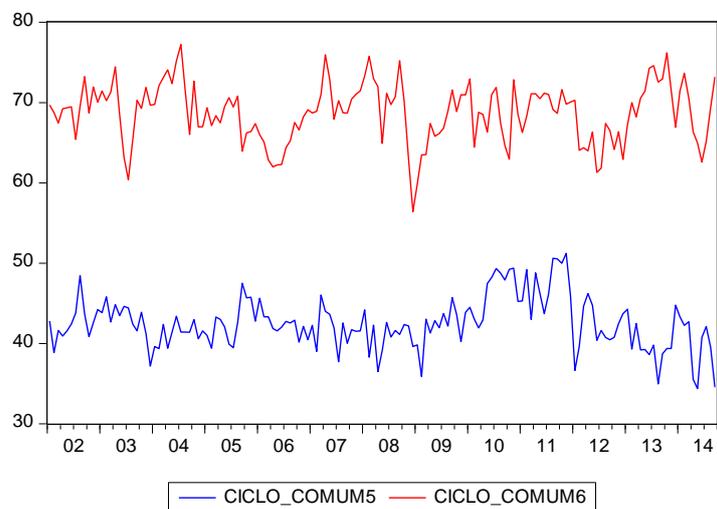
Fonte: Elaborado pelo autor. As estatísticas $\tau(\mu)$ são referentes aos testes com intercepto e tendência.*Os valores críticos são para o nível de 5% de significância e a ordem de defasagem foi determinada de acordo com o critério de Akaike. ¹Teste de Perron (1997) realizado para a existência de raiz unitária com uma quebra na tendência. Teste com as variáveis em nível.

Figura 10 – Ciclos comuns 2,3 e 4



Fonte: Elaboração do autor

Figura 11 – Ciclos comuns 5 e 6



Fonte: Elaboração do autor

Tabela 17 - Correlação entre os ciclos comuns 2,3,4,5 e 6 e os ciclos individuais

	Ciclo Com 2	Ciclo Com 3	Ciclo Com 4	Ciclo Com 5	Ciclo Com 6	Ciclo BA	Ciclo MG	Ciclo PE	Ciclo PR	Ciclo RJ	Ciclo RS	Ciclo SP
Ciclo Com 2	1.00											
Ciclo Com 3	0.07 (0.36)	1.00										
Ciclo Com 4	-0.07 (0.39)	0.62 (0.00)	1.00									
Ciclo Com 5	-0.03 (0.72)	0.05 (0.51)	0.16 (0.51)	1.00								
Ciclo Com 6					1.00							

5													
Ciclo Comum	0.14 (0.08)	-0.06 (0.42)	0.05 (0.52)	-0.04 (0.58)	1.00								
6													
Ciclo BA	-0.09 (0.26)	0.21 (0.01)	0.21 (0.01)	-0.13 (0.11)	0.01 (0.93)	1.00							
Ciclo MG	-0.11 (0.19)	0.07 (0.41)	0.07 (0.40)	-0.12 (0.15)	-0.01 (0.88)	0.94 (0.00)	1.00						
Ciclo PE	-0.07 (0.38)	0.31 (0.00)	0.30 (0.00)	-0.13 (0.12)	0.02 (0.78)	0.96 (0.00)	0.81 (0.00)	1.00					
Ciclo PR	-0.10 (0.24)	0.18 (0.03)	0.17 (0.03)	-0.13 (0.12)	0.00 (0.98)	0.99 (0.00)	0.97 (0.00)	0.94 (0.00)	1.00				
Ciclo RJ	-0.05 (0.51)	0.36 (0.00)	0.36 (0.00)	-0.12 (0.14)	0.03 (0.69)	0.89 (0.00)	0.68 (0.00)	0.98 (0.00)	0.84 (0.00)	1.00			
Ciclo RS	-0.02 (0.76)	0.42 (0.00)	0.41 (0.00)	-0.10 (0.22)	0.04 (0.58)	0.72 (0.00)	0.45 (0.00)	0.88 (0.00)	0.66 (0.00)	0.96 (0.00)	1.00		
Ciclo SP	-0.10 (0.20)	0.09 (0.26)	0.09 (0.26)	-0.12 (0.14)	-0.01 (0.91)	0.94 (0.00)	0.99 (0.00)	0.85 (0.00)	0.72 (0.00)	0.72 (0.00)	0.50 (0.00)	1.00	

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 18 - Teste de causalidade entre os ciclos comuns 2,3,4,5,6 e os ciclos individuais¹

	2° Ciclo	3° Ciclo	4° Ciclo	5° Ciclo	6° Ciclo	Ciclo BA	Ciclo MG	Ciclo PE	Ciclo PR	Ciclo RJ	Ciclo RS	Ciclo SP
2° Ciclo		0,92	0,76	0,21	0,45	0,45	0,41	0,56	0,43	0,67	0,84	0,41
3° Ciclo	0,18		0,14	0,69	0,77	0,19	0,78	0,05*	0,29	0,03*	0,05*	0,29
4° Ciclo	0,43	0,00*		0,79	0,64	0,24	0,85	0,07	0,34	0,05*	0,07	0,72
5° Ciclo	0,26	0,64	0,30		0,35	0,32	0,38	0,36	0,32	0,44	0,61	0,36
6° Ciclo	0,88	0,49	0,43	0,46		0,61	0,71	0,54	0,63	0,52	0,52	0,69
Ciclo BA	0,91	0,20	0,38	0,29	0,61		0,07	0,03*	0,86	0,00*	0,00*	0,14
Ciclo MG	0,99	0,55	0,88	0,33	0,73	0,70		0,03*	0,86	0,00*	0,00*	0,14
Ciclo PE	0,85	0,08	0,16	0,30	0,68	0,70	0,07		0,86	0,00*	0,00*	0,14
Ciclo PR	0,93	0,26	0,49	0,29	0,69	0,70	0,07	0,03*		0,00*	0,00*	0,14
Ciclo RJ	0,82	0,04*	0,07	0,33	0,69	0,70	0,07	0,03*	0,86		0,00*	0,14
Ciclo RS	0,79	0,02*	0,03*	0,41	0,72	0,70	0,07	0,03*	0,86	0,96		0,14
Ciclo SP	0,97	0,47	0,79	0,32	0,72	0,70	0,07	0,03*	0,86	0,72	0,00*	

Fonte: Elaboração do autor. ¹ Tabela reporta o *p*-valor do teste. * significância de 5%.

Tabela 19 - Teste de causalidade entre os ciclos comuns¹

	1º Ciclo	2º Ciclo	3º Ciclo	4º Ciclo	5º Ciclo	6º Ciclo
1º Ciclo		0,89	0,72	0,40	0,50	0,52
2º Ciclo	0,81		0,92	0,76	0,21	0,45
3º Ciclo	0,64	0,18		0,14	0,69	0,77
4º Ciclo	0,69	0,43	0,00*		0,79	0,64
5º Ciclo	0,08	0,26	0,64	0,30		0,35
6º Ciclo	0,80	0,88	0,49	0,43	0,46	

Fonte: Elaboração do autor. ¹ Tabela reporta o *p*-valor do teste. * significância de 5%.