

ÁREA 1 – TEORIA ECONÔMICA E APLICADA

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE A ATIVIDADE INDUSTRIAL DO CEARÀ, DA REGIÃO NORDESTE E DE SÃO PAULO

Cristiano da Costa da Silva

Economista. Doutorando em Economia (CAEN-UFC). Fone: (85) 3298-6338. E-mail:
cristiano.dacostadasilva@hotmail.com.

Nicolino Trompieri Neto

Economista. Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia
Econômica do Ceará (IPECE). Prof. Dr. do Curso de Economia (UNIFOR). E-mail:
nicolinoneto@gmail.com.

Ivan Castelar

Economista. Prof. Dr. Adjunto do Curso de Economia (CAEN-UFC).

E-mail:lume1250@yahoo.com.br

Witalo de Lima Paiva

Economista. Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica
do Ceará (IPECE). E-mail: witalo.paiva@ipece.ce.gov.br

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE A ATIVIDADE INDUSTRIAL DO CEARÁ, DO NORDESTE E DE SÃO PAULO

Resumo

Este artigo contribui à literatura de economia regional ao investigar características comuns no longo e no curto prazo do índice de atividade industrial do Ceará, comparando com Pernambuco, Bahia e tomando São Paulo como *benchmark*. A decomposição entre tendências e ciclos comuns revelou a existência de duas trajetórias comuns de longo prazo, a assimetria na relação com a tendência comum #2 lança dúvida sobre a hipótese de convergência entre a produção industrial do Ceará e dos demais estados. Nós encontramos consideráveis diferenças na volatilidade dos ciclos estaduais da região nordeste. Observou-se uma fraca dependência entre as flutuações do setor industrial do Ceará e dos demais estados da amostra. Observamos que uma das possíveis fontes dessa ausência de sincronização se deve às diferenças na estrutura produtiva da Indústria do Ceará com relação aos demais estados. Com relação à dinâmica inter-regional, as evidências de curto prazo sinalizam a presença de contágio, com as flutuações de curto prazo do índice paulista sendo capaz de provocar oscilação no índice de Pernambuco, o sinal negativo confirma a hipótese da presença de um efeito retardamento, acentuando as disparidades regionais.

Palavras-Chave: Produção Industrial, Cointegração, Ciclos Comuns, Tendências Comuns.
Código JEL: E31, E32, C23.

Abstract

This article contributes to the regional economy literature to investigate common characteristics in the long and short-term industrial activity index of Ceara, comparing with Bahia, Pernambuco and São Paulo. The breakdown between common trends and cycles revealed the existence of two common trajectories of long-term. asymmetry in relation to the common trend # 2 casts doubt on the hypothesis of convergence between the industrial production of Ceará and other states. We found considerable differences in the volatility of Northeast's state cycles. We observed a weak dependence of the fluctuations of Ceara's industry and other's states of the sample. We note that one of the possible sources of this lack of synchronization is due to differences in the production structure of Ceara's industry in relation to other states, mainly due the final consumer goods in the first while the other predominantly intermediate goods. With regard to inter-regional dynamic, short-term evidence to indicate the presence of infection, with short-term fluctuations in São Paulo index being capable of causing oscillation in Pernambuco index, the negative sign confirms the hypothesis of a delay effect pole developed pole ward in development, accentuating regional disparities.

Keywords: Industrial Product, Co-movements, Common Cycles, Common Trends.
JEL Code: E31, E32, C23

1. INTRODUÇÃO

Uma importante área de pesquisa em economia regional é delimitar o atual estado da economia e quais as principais fontes de similaridade e assimetria na dinâmica da atividade econômica intra-regional. Diferentes composições na estrutura produtiva, e idiosincrasias estaduais, podem contribuir para a existência de disparidades no crescimento econômico dentro de uma determinada região. Tais dissimilaridades podem ser acentuadas na presença de mudanças repentinas no estado da economia, como alterações no preço dos insumos, adoção de políticas públicas estaduais não sincronizadas, ou políticas não horizontais por parte do governo federal, choques no lado da oferta, etc., induzindo a ciclos econômicos não coincidentes.

Por outro lado, as políticas de integração entre as unidades federativas de uma mesma região, bem como o maior grau de comércio experimentado entre os estados nas últimas décadas têm o potencial de propagar choques econômicos entre os mesmos, tornando as flutuações econômicas de curto prazo similares. Contribuindo, assim, para a presença de co-movimentos na atividade econômica dos estados, levando ao surgimento de ciclos comuns.

De acordo com a pesquisa de Perfil da Indústria dos Estados (CNI, 2014), a atividade industrial do Estado do Ceará gerou R\$ 17.8 bilhões, em 2013, representando 22,8% do PIB do Estado, e sendo responsável por 360 mil postos de trabalho. Levando em conta a participação do setor industrial cearense na indústria nacional, o Estado é responsável por apenas 1,8% do PIB Industrial do Brasil e contribui com 3,0% da força de trabalho do setor nacional. Em adição à baixa representatividade do setor industrial do Estado perante a economia nacional se observa também uma trajetória de estabilidade no grau de participação do setor cearense nos últimos anos – 0,2 ponto percentual foi o ganho de participação da Indústria do Ceará no total do PIB Industrial nacional entre 2002 e 2012.

Já do ponto de vista regional, o Ceará representa o terceiro maior setor industrial do Nordeste, ficando atrás da Bahia e Pernambuco, que são responsáveis por 3,8% e 2,2% da atividade industrial nacional, respectivamente. Os demais estados da região não alcançam 1% de participação do setor nacional. Visto que os três estados supracitados representam mais de 60% da atividade industrial da região, é uma agenda de pesquisa interessante avaliar a interdependência de curto prazo da dinâmica estadual dos mesmos.

Nessa linha, o presente trabalho tem por objetivo quantificar de que maneira o comportamento temporal da atividade industrial de um estado específico afeta os demais estados selecionados da região nordeste, tanto no curto quanto no longo prazo. Avaliando também se a composição produtiva dos estados influencia no grau de similaridade dos ciclos econômicos.

A adoção do horizonte de curto prazo é justificada pelo fato de os agentes atribuírem a ele um maior peso no processo decisório, tornando a análise da volatilidade dos ciclos um fator importante no entendimento do business cycle (ISSLER; VAHID, 2001. ENGLE; KOZICKI, 1993).

Uma característica importante da amostra que não pode ser negligenciada é o caráter emergente, do ponto de vista nacional, da atividade industrial dos Estados selecionados. Em conjunto, Bahia, Pernambuco e Ceará representam 7,8% do valor adicionado da indústria brasileira, possuindo, portanto, uma baixa representatividade no setor como um todo. Visto que um dos objetivos do artigo é avaliar a proposição de existência de um estado que dirija o crescimento industrial da região no curto prazo, é

necessário adotar uma ferramenta que avalie a possível existência da relação causa e efeito entre os ciclos. Nesse caso, a escolha de estados com baixa representatividade industrial pode causar um sério viés devido à omissão de variáveis relevantes, de modo que as relações de causalidade possam ser espúrias (BUENO, 2011).

Uma forma de lidar com o problema levantado seria a inserção de uma série de referência industrialmente mais desenvolvida, no intuito de dar maior robustez aos resultados obtidos. De acordo com Perobelli et. al (2010) o setor industrial localizado em todo o Brasil apresenta uma forte dependência em relação ao setor industrial de São Paulo. É observada uma relevante participação do Estado de São Paulo com relação ao fluxo comercial em direção ao Brasil, se mostrando mais expressivo que o inverso, sendo o único estado da federação com tal característica.

Em termos brutos, a série industrial paulista representa 29,8% do volume de produção total da indústria brasileira, sendo esta proporção cerca de 300% superior ao segundo maior PIB industrial estadual – para detalhes adicionais vides CNI (2014) –. Diante dessas observações define-se que a dinâmica industrial de São Paulo será tomada como o índice de referência, inserindo-se uma quarta série industrial na amostra.

É interessante observar que a adoção de São Paulo permite avaliar quais efeitos de choques oriundos de polos industriais no sistema de equações podem causar sobre a dinâmica industrial de uma região industrial menos desenvolvida.

Myrdal (1963) descreve a relação entre polos econômicos desenvolvidos e em desenvolvimento através de um processo acumulativo de causação circular que é desdobrado pela combinação de dois efeitos antagônicos entre si – nomeadamente *backwash e spread effects*.

O efeito retardamento (*backwash effect*) sinaliza que um choque positivo sobre a estrutura produtiva de uma determinada região desenvolvida causa um impacto negativo sobre as regiões mais pobres: Tal movimento pode ocorrer na medida em que as melhores condições do mercado do primeiro tendem a promover a migração de trabalhadores com maior nível de instrução, causando condições adversas sobre o nível de produtividade das demais regiões e minando ainda mais, assim, a competitividade da região menos abastada e potencializando as distorções iniciais (RICHARDSON, 1976).

Já o efeito espraiamento (*spread effect*) denota a situação onde o crescimento na atividade de regiões desenvolvidas gera repercussões benéficas sobre a economia de regiões mais pobres: As externalidades positivas do aumento da atividade econômica das regiões de referência sobre as regiões menos desenvolvidas ocorrem por meio do aumento da demanda por insumos, possibilidade de transferência de tecnologia e o investimento por uma difusão de desenvolvimento das regiões ricas para as pobres (FERREIRA; ARRUDA, 2011. RICHARDSON, 1976).

Myrdal refuta a proposição de existência de um equilíbrio estável em um horizonte de curto prazo, de forma que o efeito retardamento e efeito espraiamento não possuem o mesmo grau de intensidade, potencializando a presença de desequilíbrios regionais.

Para avaliar a relação de curto prazo entre a dinâmica industrial dos principais estados da região nordeste, bem como analisar a possível existência de contágio dos ciclos da atividade industrial paulista, o presente trabalho buscará mensurar a existência de comovimentos entre Bahia, Ceará e Pernambuco, adotando São Paulo como estado referência. Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993), será investigado se a produção industrial de diferentes estados do Nordeste apresenta a mesma dinâmica de curto e longo prazo através da decomposição das séries em componente de tendência e componente de ciclo.

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

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Decomposição de Tendências e Ciclos Comuns

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.

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.

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 métodos¹, 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.

Em uma linha multivariada, o processo de decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson, formulado por Vahid e Engle (1993), 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. Dessa forma o número de tendências estocásticas comuns pode ser determinado pela diferença entre o número de variáveis (n) e o espaço de cointegração (r). Assim, diz-se que existem $n - r$ relações de equilíbrio de longo prazo.

Outra 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 passeios aleatórios, então essas variáveis devem compartilhar $n - s$ 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. A adoção de restrições de curto prazo nos modelos permite ainda uma redução considerável do número de parâmetros estimados (Hecq, 2005).

¹ Os autores utilizaram os seguintes métodos de filtragem: filtro *first difference*, filtro Hodrick-Prescott e filtro *high-pass*.

A aplicação desse modelo é exaustivamente encontrada na literatura de séries temporais. Gutierrez e Gomes (2009) aplicaram o método da decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson para aferir o grau de co-movimento dos ciclos de negócios dos países membros do Mercosul, com dados de 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 Post Structure* (WF) e o *Polynomial Serial Correlation Common Features* (PSCCF). Foi encontrado que Brasil, Argentina, México, Peru e Chile dividem co-movimentos 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 Latina. 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.

Por fim, 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 com respeito 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 observaram também que testes para a existência de ciclos comuns devem preceder estimações econométricas sempre que a presença da restrição de co-movimentos de curto prazo entre as variáveis agregadas for provável. Uma vez que 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.

2. 2. Dinâmica Intra/Interregional da atividade econômica

Vários estudos sobre a interdependência da atividade regional e presença de efeitos transbordamento inter-regional tem sido realizados através de modelos gravitacionais, que levam em conta no processo de interação entre economias a distância física entre elas, e da abordagem da matriz de insumo-produto.

Silva Filho et. al (2015) analisaram a dinâmica regional do emprego industrial através de medidas de localização e especialização para toda a região do Nordeste. Utilizando dados da RAIS para o período de 1990, 2000 e 2010, os autores observaram uma forte concentração da atividade industrial nos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco. Com os setores intensivos em tecnologia concentrando-se principalmente nos estados da Bahia e Pernambuco. Avaliando a distribuição espacial da atividade industrial na região como um todo, os autores não observaram mudanças significantes na estrutura produtiva do Nordeste.

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

Em posse de Modelos de Equilíbrio Geral Computável, Magalhães e Domingues (2007), Perobelli e Haddad (2006) e Perobelli et. al (2010) observaram um baixo grau de interação intrarregional no Nordeste, com a atividade econômica dos Estados apresentando baixo grau de interdependência. O alto grau de fragmentação observado na atividade industrial nordestina é resultado de transformações ocorridas ainda final do século XX, com a consolidação de áreas dinâmicas, complexos industriais e agro-industriais que resultaram em uma maior heterogeneidade na economia regional (NETO, 1997).

Com respeito à relação inter-regional entre a atividade industrial nordestina e o estado de São Paulo, Perobelli (2006) levanta a hipótese de que um aumento na demanda final no nordeste tem potencial de induzir um efeito positivo mais intenso sobre a região Sudeste, dado a maior diversificação do parque industrial, do que dentro da própria região. O autor aponta ainda que, dada a alta integração da atividade econômica de São Paulo com as demais regiões, o crescimento econômico dos demais estados do Brasil é fortemente influenciado pela expansão de São Paulo.

O presente artigo contribui com a literatura ao analisar a dinâmica intra/inter-regional da região Nordeste através de uma abordagem de séries temporais, possibilitando diferenciar o efeito de choques estruturais e transitórios sobre a dinâmica dos ciclos de negócios da região Nordeste. Através da decomposição entre ciclos e tendências, pode-se aferir se o possível processo acumulativo de causação circular imposto por São Paulo aos estados do Nordeste difere de sinal no curto e longo prazo, por exemplo.

3. Base de dados

A Pesquisa Industrial Mensal Produção Física – Brasil³ fornece estimativas mensais do produto real da indústria de quatorze estados do Brasil⁴. 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). Do ponto de vista estatístico, a alta frequência de observações torna o índice ideal para modelar a dinâmica de curto prazo da atividade industrial, em ordem de interpretar os ciclos dos negócios dos Estados observados.

A fim de produzir um exercício empírico testando a hipótese de interdependência de curto prazo na atividade industrial da região nordeste, procedeu-se com a escolha dos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco como representantes da região. Como já observado na introdução deste trabalho, a seleção dessa amostra justifica-se pelo alto grau de participação de suas cadeias produtivas no produto industrial nordestino, visto que os estados supracitados representam os três maiores valores agregados da região em termos de atividade industrial.

Adicionalmente, a fim de evitar a presença de resultados espúrios na análise de causalidade entre ciclos, o índice industrial do Estado de São Paulo foi adotado como índice de referência. Abrindo a possibilidade para testar a hipótese de contágio do ciclo industrial paulista sobre os ciclos do Nordeste.

Os dados de produção total da indústria da Bahia, Ceará, Pernambuco e São Paulo foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O

³ 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.

⁴ 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.

instituto disponibiliza as séries em forma de índice de base fixa com ajuste sazonal (Índice dessazonalizado, base: 2012=100). O período analisado compreenderá 153 observações dentre janeiro de 2002 até outubro de 2014, com periodicidade, portanto, mensal.

3.1. Perfil da Indústria de Transformação

Conhecer o perfil da indústria de transformação é uma etapa importante para compreender os possíveis canais de interdependência e contágio que por ventura apresentados pelas estimações econométricas ao longo do próximo capítulo.

A indústria baiana se coloca atualmente como o maior parque industrial da região Nordeste, e nono maior do país, apesar da perda de participação. Em termos de valor adicionado à economia e considerando os anos de 2002 a 2012, a indústria de transformação da Bahia experimentou a maior perda de participação em termos regionais entre todos os Estados vizinhos, passando de 40,1% em 2002 para os atuais 28,6% em 2012. Entretanto, a indústria local se manteve como o maior parque industrial do Nordeste, sendo seguida de perto pela indústria pernambucana e, com um pouco mais de distância, pela indústria cearense. Desempenho semelhante pode ser observado em nível nacional, no qual a participação passou de 3,9% para 2,6% no período considerado, perfazendo a terceira maior perda de participação entre todas as unidades da federação.

A Tabela 1, a seguir, apresenta a estrutura da indústria de transformação na Bahia, bem como seu crescimento nos últimos anos. Como se percebe, tanto em 2007 como em 2012, a manufatura baiana se manteve mais concentrada em atividades produtoras de bens intermediários voltados à própria atividade produtiva, e menos naquelas produtoras de bens de consumo não duráveis, mais voltados ao consumo final, como a maior parte de seus pares nordestinos. De fato, em 2013, a indústria petroquímica (42,6%), a metalurgia (8,6%), a produção de plástico (6,4%) e de papel e celulose (5,8%) concentraram, em conjunto, 63,3% da produção industrial.

Tabela 1. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – Bahia – 2007 e 2013

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	2,5%
Atividades Selecionadas	84,5%	83,9%	**
Fabricação de produtos químicos	29,5%	22,4%	-22,2%
Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	20,7%	20,2%	-0,2%
Fabricação de produtos alimentícios	8,1%	10,4%	31,8%
Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	10,5%	10,2%	-0,2%
Metalurgia	7,4%	8,6%	18,5%
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	4,3%	6,4%	52,4%
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	4,0%	5,8%	48,1%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Diferente da Bahia, o segmento de transformação da indústria pernambucana ampliou sua importância em nível regional e de país. Entre 2002 e 2012, a indústria de transformação pernambucana experimentou a maior elevação de participação em termos regionais entre todos os Estados nordestinos, saltando de 16,28% em 2002 para os atuais 24,8% em 2012, passando a se posicionar como o segundo maior parque industrial do Nordeste, ultrapassando a indústria cearense e se aproximando da Bahia. Desempenho semelhante pode ser observado em nível nacional, no qual a participação passou de 1,58%

para 2,30% no período considerado, perfazendo o quarto maior ganho de participação entre todas as unidades da federação.

A tabela 2 apresenta a estrutura da indústria de transformação no Estado a partir do valor bruto da produção industrial, bem como a evolução dos últimos anos. Em Pernambuco, a produção de alimentos e bebidas respondeu por mais de um terço de toda produção da indústria local, tanto em 2007, quanto em 2013. Outra atividade de destaque é a fabricação de produtos Químicos.

Tabela 2. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – Pernambuco – 2007 e 2013.

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	56,2%
Atividades Selecionadas	83,3%	83,1%	**
Fabricação de produtos alimentícios	28,2%	23,3%	29,2%
Fabricação de produtos químicos	20,4%	16,9%	29,2%
Fabricação de bebidas	7,9%	7,9%	56,5%
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	6,5%	7,4%	76,6%
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	5,0%	6,9%	113,3%
Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	4,1%	6,6%	153,3%
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	4,1%	6,3%	140,5%
Metalurgia	6,4%	4,4%	7,7%
Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,8%	3,5%	603,6%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Com o crescimento experimentado pela indústria pernambucana, a manufatura cearense passou a ocupar o posto de terceira maior entre os Estado nordestinos. Em 2012, a participação cearense foi de 17,5%, registrando uma leve expansão em relação aos 16,4% registrados em 2002. Em termos nacionais, o movimento foi similar, passando de 1,59% no ano inicial para 1,62% em 2012.

O perfil da indústria de transformação no Ceará e sua evolução nos anos recentes são apresentados na tabela 3, a seguir. Como demonstrado, a manufatura cearense é relativamente mais concentrada na produção de bens voltados ao consumidor final, com destaque para alimentos, calçados e vestuário, que em conjunto concentraram 49,8% da produção total em 2013.

Tabela 3. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – Ceará – 2007 e 2013

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	38,2%
Atividades Selecionadas	82,2%	83,6%	**
Fabricação de produtos alimentícios	20,7%	23,7%	58,3%
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	18,9%	16,8%	22,6%
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	8,4%	9,3%	53,8%
Metalurgia	5,4%	6,6%	68,4%
Fabricação de produtos têxteis	8,8%	6,4%	0,2%
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	4,3%	6,1%	96,5%
Fabricação de bebidas	7,4%	5,8%	8,1%
Fabricação de produtos químicos	4,0%	5,1%	75,8%
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	4,4%	3,9%	24,1%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Por fim, tem-se a indústria de São Paulo utilizada no estudo como referência, dada sua magnitude, inter-relação e poder de influência sobre a indústria nacional. Como sabido, São Paulo tem o maior parque industrial do país, concentrando 40,8% do valor bruto e produção da indústria nacional em 2012. Embora ainda bastante expressivo, o percentual do último ano é inferior aos 43,5% registrados no início da série em 2002. Tal movimento pode ser associado ao processo de crescimento experimentado por outros estados na última década, em especial os estados nordestinos.

A tabela 4, a seguir apresenta a estrutura e a evolução da produção industrial de São Paulo nos anos recentes, 2007 a 2013.

Tabela 4. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – São Paulo – 2007 e 2013

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	7,4%
Atividades Selecionadas	74,0%	75,8%	**
Fabricação de produtos alimentícios	12,1%	14,9%	32,9%
Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	15,1%	14,9%	5,9%
Fabricação de produtos químicos	11,3%	11,8%	13,0%
Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	8,6%	8,3%	3,8%
Fabricação de máquinas e equipamentos	7,5%	7,5%	7,1%
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	5,1%	5,3%	11,8%
Metalurgia	6,0%	4,6%	-17,0%
Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	3,8%	4,2%	20,2%
Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	4,6%	4,1%	-3,7%
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	3,9%	3,8%	4,8%
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	4,2%	3,2%	-16,9%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Em termos de perfil produtivo, a indústria paulista está relativamente mais próxima à estrutura observada nos Estados da Bahia e de Pernambuco, cuja produção de bens intermediários tem uma parcela maior de participação. Tal semelhança em termos de arranjo produtivo pode potencializar os ciclos de transmissões de *backwash e spread effects* da região mais rica e desenvolvida (São Paulo) para as regiões mais pobres e menos desenvolvidas (Bahia e Pernambuco).

3.2. Trajetória Temporal da Produção Industrial dos estados

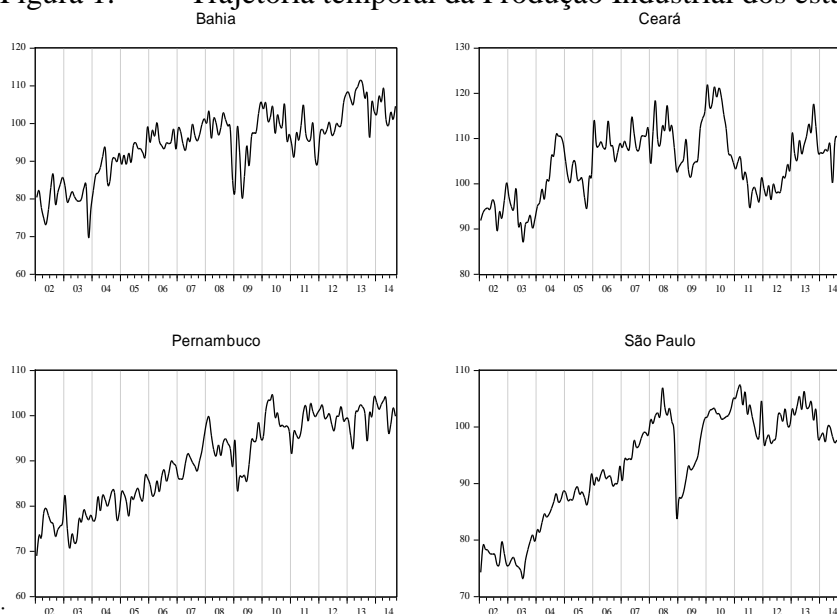
A Figura 1 reporta a trajetória temporal da produção industrial dos estados durante o período estudado. Analisando a trajetória comum dos estados é possível notar movimentos oscilatórios em torno da média na produção industrial entre 2002 até o final de 2003. Após isso, a produção se tornou crescente até o último trimestre de 2008, onde houve uma grande depressão na taxa de produção de todos os estados, com destaque para o estado da Bahia e São Paulo.

Esta forte queda é reflexo da crise internacional instaurada a partir de setembro de 2008, cuja enfraqueceu a demanda internacional por bens e serviços, deteriorando o nível de exportações do Brasil, e da consequente resposta da política monetária para contenção da inflação, como a elevação da taxa de juros, que afetou diretamente o nível de consumo e investimento nacional.

Posteriormente, houve um pequeno período de recuperação da economia até meados de 2010. Já partir do início da presente década até o fim do período amostral denota-se um período de maior volatilidade no comportamento industrial das unidades federativas, com destaque para um período de forte quebra na atividade da indústria cearense – junho de 2010 até dezembro de 2011 – e um intervalo posterior de recuperação até meados de 2013.

Relativo às séries do Nordeste, o setor industrial de São Paulo tem um menor nível de flutuação no período pré-crise internacional, com uma tendência de crescimento da atividade bem desenhada. A partir do advento da crise externa, porém, a série se torna tão volátil quanto às outras, refletindo uma maior incerteza no quadro setorial do País como um todo.

Figura 1. Trajetória temporal da Produção Industrial dos estados da amostra



Obs: Índice de produção industrial, durante o período de janeiro de 2002 até outubro de 2014, totalizando 153 observações. Fonte: Elaborado pelo Autor

Em suma, é possível observar momentos de mudança repentina no comportamento das séries, indicando a possível existência quebras estruturais na amostra. Nesse caso deve-se utilizar testes de raiz unitária robustos à presença de quebra. Caso confirmado a presença de quebra estrutural, uma *dummy* será adicionada para captar o efeito desta quebra no teste de cointegração.

4. METODOLOGIA

4.1. Teste de Raiz Unitária

Em relação aos testes de estacionariedade empregados no presente trabalho, são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) e o método proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), para verificar se as séries que compõem o modelo são estacionárias. Contudo, devido à provável existência de quebra na tendência observada nos dados, faremos uso de dois testes adicionais para verificar a ocorrência de raiz unitária com quebra estrutural. Os testes aplicados para verificar a existência de raiz unitária com quebra estrutural, são os testes propostos por Zivot e Andrews (1992), Perron (1997) e uma modificação do teste ADF

permitindo uma única quebra estrutural, formulado a partir dos trabalhos de Perron (1989), Perron and Vogelsang (1992), Vogelsang and Perron (1998) e Banerjee, *et al.* (1992).

4.2. Modelo Econométrico

Com o intuito de avaliar o grau de co-movimento entre os índices de produção industrial dos estados do Nordeste e São Paulo, o presente estudo seguirá a abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW).

A decomposição BNSW testa a existência de dinâmicas comuns de longo e curto prazo sobre um modelo VAR estimado. Inicialmente, considere que as taxas de inflação das n regiões metropolitanas sejam representados por um Vetor Auto Regressivo (VAR) de ordem finita p .

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde Y_t representa um vetor de n séries integradas de primeira ordem, $I(1)$, ϕ_i , $i = 1, 2, \dots, p$ são matrizes de dimensão $n \times n$ e $\varepsilon_t \sim Normal(0, \Omega)$, $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \{\Omega, \text{ se } t = \tau \text{ e } 0_{n \times n}, \text{ se } t \neq \tau\}$; onde Ω é não singular. Dessa forma, o modelo (1) pode ser escrito de forma equivalente como:

$$\Pi(L_t)Y_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

onde $\Pi(L_t) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$, e L representa o operador defasagem. Note que se $L = 1$, então $\Pi(1) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i$.

4.3. Restrições de Longo Prazo - Cointegração

Assuma as seguintes hipóteses:

Proposição 1: A matriz $\Pi(\cdot)$ satisfaz:

- 1) Posto $(\Pi(1)) = r$, $0 < r < n$, tal que $\Pi(1)$ pode ser expresso como $\Pi(1) = -\alpha\beta'$, onde α e β são matrizes $(n \times r)$ com posto cheio r .
- 2) A equação característica $|\Pi(L)| = 0$ possui $n - r$ raízes iguais a 1 e todas as outras fora do círculo unitário.

A hipótese 1 implica que Y_t é uma variável cointegrada de ordem (1,1). Os elementos de α representam os coeficientes de ajuste de velocidade ao equilíbrio de longo prazo e β o espaço de cointegração. Decompondo a matriz polinomial $\Pi(L) = \Pi(1)L + \Pi^*(L)\Delta$, onde $\Delta \equiv (1 - L)$ denota o operador diferença, pode-se obter um modelo de vetor de correção de erros (VEC):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde, $\alpha\beta' = -\Pi(1)$, $\Gamma_j = -\sum_{k=j+1}^p \phi_k$ ($j = 1, 2, \dots, p - 1$) e $\Gamma_0 = I_n$.

Assim como na análise dos testes de raiz unitária, a não incorporação de quebras estruturais à abordagem de cointegração tende a enviesar os resultados encontrados, de forma a não rejeitar a hipótese nula de inexistência de 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).

4.4. Restrições de Curto Prazo – Característica de Correlação Serial Comum

O modelo VAR(p) pode possuir restrições de curto prazo conforme demonstrado por Vahid e Engle (1993).

Definição 1: A equação (3) apresentará característica de correlação serial comum (SCCF) se existir uma matriz $\check{\beta}'_{n \times s}$ de posto s , representando o espaço de co-caracterização, tal que $\check{\beta}' \Delta Y_t = \check{\beta}' \varepsilon_t$, onde $\check{\beta}' \varepsilon_t$ é um vetor de dimensão s que é uma inovação em relação a toda informação anterior ao período t .

Consequentemente existirão restrições de características de correlação serial comum se as seguintes condições forem satisfeitas:

Proposição 2: $\check{\beta}' \Gamma_j = 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p - 1$

Proposição 3: $\check{\alpha}' \beta \alpha' = 0_{s \times n}$

4.5. Decomposição Tendência-Ciclo BNSW

A existência de ciclos comuns será testada a partir do uso do procedimento de correlações canônicas. A decomposição tendência-ciclo BNSW pode ser introduzido por meio da representação de Wold do vetor estacionário ΔY_t dado por:

$$\Delta Y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (4)$$

onde $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ é uma matriz polinomial no operador defasagem, $C_0 = I_n$ e $\sum_{i=0}^{\infty} i |C_i| < \infty$. Usando a seguinte fatoração polinomial $C(L) = C(1) + \Delta C^*(L)$, é possível decompor ΔY_t como:

$$\Delta Y_t = C(1) \varepsilon_t + \Delta C^*(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

onde $C^*_i = \sum_{j>i} (-C_j)$, $i \geq 0$, e $C^*_0 = I_n - C(1)$. Ignorando os valores iniciais Y_0 e integrando ambos os lados de (5), obtêm-se:

$$Y_t = C(1) \sum_{j=1}^t \varepsilon_j + C^*(L) \varepsilon_t = T_t + C_t \quad (6)$$

A equação (6) representa a decomposição BNSW onde Y_t é decomposto em “n” processos de passeio aleatório – tendências estocásticas – e “n” processos estacionários – ciclos. Assim, $T_t = C(1) \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$ e $C_t = C^*(L) \varepsilon_t$ representam o componente de tendência e ciclo, respectivamente. Se as restrições de longo prazo forem verificadas, então

os r vetores de cointegração eliminam o componente de tendência estocástica o que implica que $\beta' C(1) = 0$.

Desse modo $C(1)$ tem dimensão $n - r$, o que implica na existência de $n - r$ tendências comuns. Analogamente, sob as restrições de curto prazo, existem s vetores de co-caracterização que eliminam os ciclos, $\tilde{\beta}' C^*(L) = 0$, e $C^*(L)$ possui dimensão $n - s$, o qual é o número de ciclos comuns.

Uma vez que os vetores de cointegração e co-caracterização são linearmente independentes (Vahid e Engle, 1993) o número de vetores de cointegração adicionado ao de vetores de co-caracterização deve ser menor ou igual ao número de variáveis $- r + s \leq n$.

Para obter as tendências comuns basta pré-multiplicar a equação (6) por $\tilde{\beta}'$, de tal forma:

$$\tilde{\beta}' Y_t = \tilde{\beta}' C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t = \tilde{\beta}' T_t \quad (7)$$

Essa combinação linear não contém ciclos porque os vetores co-característicos os elimina. Da mesma forma, para obter os ciclos comuns é necessário e suficiente pré-multiplicar a equação (6) por β' :

$$\beta' Y_t = \beta' C(1) C^*(L) \varepsilon_t = \beta' C_t \quad (8)$$

Essa combinação linear não contém componentes de tendência, porque as mesmas são eliminadas pelos vetores de cointegração. Um caso especial emerge quando $r + s = n$. Nesse caso, é extremamente simples estimar os componentes de tendência e ciclo de Y_t . Uma vez que $\tilde{\beta}'$ e β' são matrizes linearmente independentes, pode-se construir uma matriz A , tal que $A_{n \times n} = (\tilde{\beta}', \beta)'$ possui posto completo, sendo invertível. Note que a matriz inversa pode ser particionada como $A^{-1} = (\tilde{\beta}^- \beta^-)$ e os componentes de tendência e ciclo podem ser obtidos como a seguir:

$$Y_t = A^{-1} A Y_t = \tilde{\beta}^- (\tilde{\beta}' Y_t) + \beta^- (\beta' Y_t) = T_t + C_t \quad (9)$$

onde $T_t = \tilde{\beta}^- (\tilde{\beta}' Y_t)$ e $C_t = \beta^- (\beta' Y_t)$. Portanto, tendência e ciclo são combinações lineares de Y_t . Note que T_t é gerado por uma combinação linear de Y_t usando os vetores co-característicos, contendo o componente de longo prazo (visto que $\tilde{\beta}' Y_t$ é um componente que segue um passeio aleatório). Por outro lado, C_t é gerado por uma combinação linear de Y_t usando os vetores de cointegração, contendo o componente de curto prazo (porque $\beta' Y_t$ é $I(0)$ e serialmente correlacionado).

4.6. Teste de Ciclos Comuns

A existência de ciclos comuns será testada a partir 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 co-característicos.

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):

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

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 $A_{n \times n}$ e $B_{n \times (np+r)}$ 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 co-característico 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.

5. EXERCÍCIO EMPÍRICO

5.1. Testes de Estacionariedade

Inicialmente foram feitos, em caráter preliminar, testes de raiz unitária das quais as estatísticas não levam em conta a presença de quebra estrutural. Conforme pode ser notado na Tabela 3 abaixo, os resultados apontam para a presença de não estacionariedade para as séries do Ceará e São Paulo em nível.

Uma das condições necessárias para que a decomposição em tendências e ciclos sugerida por Vahid e Engle (1993) seja válida é que as todas as séries sejam integradas de ordem 1. Com base em nos testes propostos os quatro índices apresentam natureza estacionária em 1ª diferença, se consideramos um nível de significância de 5% (a exceção da série de Pernambuco segundo o teste ADF). Portanto, a presença de não estacionariedade em nível sugere a existência de tendência estocástica.

Tabela 5. Testes de estacionariedade não incorporando quebra estrutural

Teste de Raiz Unitária	Ordem de Integração	BA	CE	PE	SP
ADF b (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-3.40* (0,06)	-2,76 (0,21)	-5.45*** (0,00)	-2.25 (0,45)
	Teste na 1ª Diferença	-13.54*** (0,00)	-15.65*** (0,00)	-10.91*** (0,00)	-15.22*** (0,00)
Elliott et alii c (1996) (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	4.66**	8.03	5.05**	8.60
	Teste na 1ª Diferença	0.69***	1.31***	1.75***	2.17***
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) d (H0: Série Estacionária)	Teste em Nível	0.17**	0.22***	0.20**	0.26***
	Teste na 1ª Diferença	0.05	0.04	0.28	0.16

Teste de estacionariedade aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. b Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. c Estatística P reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%, **Rejeição da hipótese nula a 5%, ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

Porém, como já foi observado na Figura 1, as séries experimentaram momentos de mudança repentina de comportamento ao longo do período amostral, com destaque para o intervalo de tempo entre o segundo e terceiro trimestre de 2008. Este comportamento indica a provável presença de quebras estruturais na trajetória temporal das variáveis estudadas.

Logo, para que os resultados dos testes de raiz unitária sejam robustos à presença de mudanças repentinas de comportamento é necessário utilizar métricas que adicionem uma *dummy* para captar o efeito de quebras estruturais nos testes de raiz unitária.

Ao incorporar a presença endógena de quebra estrutural nos testes de estacionariedade, todas as séries – a exceção de Pernambuco a um nível de 1% segundo o teste de Zivot e Andrews (1992) – apresentam-se não estacionárias em nível, mas estacionárias em 1ª diferença. Logo, os resultados indicam que o índice de produção industrial dos quatro estados estudados seguem um processo integrado de 1ª ordem.

Tabela 6. Testes de estacionariedade incorporando quebra estrutural

Teste de Raiz Unitária	Ordem de Integração	BA	CE	PE	SP
Zivot-Andrews (1992) b. (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-4,58	-4,49	-6,57***	-3,46
	Teste na 1ª Diferença	-13,69***	-15,81***	-8,08***	-15,52***
Unit Root with Break Test (1996) c. (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-4,59 (0,19)	-4,41 (0,28)	-3,44 (0,42)	-3,15 (0,59)
	Teste na 1ª Diferença	-14,15 (0,00)	-16,01*** (0,00)	-15,60*** (0,06)	-19,18*** (0,00)
Perron (1997) d. (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-4,59	-3,48	-4,42	-4,24
	Teste na 1ª Diferença	-14,20***	-16,09***	-8,34***	-19,20***

Teste de estacionariedade incorporando quebras estruturais endógenas aplicadas às séries mensais acumuladas a taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de dezembro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. b Estatística t reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Schwarz, com limitação máxima de 12 defasagens. c Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%, **Rejeição da hipótese nula a 5%, ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

5.2. Teste de Cointegração

Conforme os resultados encontrados na seção anterior, as séries apresentam a presença de quebra estrutural e uma tendência estocástica, sendo integradas de ordem 1. Visando lidar com a presença de quebra estrutural nas séries, foi implementado o teste de Chow, o qual tem por objetivo testar a igualdade de um conjunto de coeficientes entre duas regressões a partir da estatística F, para testar a hipótese nula de quebra estrutural no período de dezembro de 2008. Antes de partir para o resultado do teste de Chow, cabe ressaltar que a escolha desta data justifica-se por dois motivos:

i) O período de outubro até dezembro de 2008 foi apontado como o de maior incidência de quebra segundo os testes de raiz unitária com quebra estrutural endógena.

ii) O advento da crise internacional em setembro de 2008 gerou repercussões negativas sobre toda a economia global, assumindo a existência de uma pequena defasagem no impacto sobre a atividade industrial, dado a menor velocidade no ajustamento do mercado de bens, a data de dezembro de 2008 para a quebra estrutural é justificada por esse fato histórico.

A estatística de Chow não rejeita a hipótese nula de mudança estrutural no período de dezembro de 2008 nas estimativas, havendo instabilidade no modelo no período anterior a esta data e estabilidade logo após.

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 *dummy* associada a quebra estrutural identificada em dezembro de 2008. A ordem de defasagem das variáveis foi determinada segundo o critério de Schwarz, e a especificação considera tendência e intercepto.

Tabela 7. Teste de Cointegração de Johansen *et. al* (2000)

Teste do Traço			
Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	p-valor
$r = 0$	137,03	68,45	0.0000
$r \leq 1$	66,14	46,49	0.0002
$r \leq 2$	23,98	28,33	0.1545
$r \leq 3$	6,66	13,93	0.5047

Teste de cointegração aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. b O teste inclui uma *dummy* referente à quebra estrutural na data de 2003.9 e utiliza uma defasagem de acordo com critério de Schwarz, considerando-se a presença de intercepto e tendência. C Os valores críticos foram obtidos de acordo em Johansen *et. al*(2000).

O resultado do teste do traço de Johansen *et. al* (2000) – Tabela 5 – aponta a presença de dois vetores cointegrantes, a um nível de 5% de significância. Consequentemente existem duas relações 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 ($n = 4$) e o espaço de cointegração ($r = 2$)) e no máximo dois ciclos comuns.

Assim, a existência de dois vetores de cointegração indica que a atividade industrial dos estados é orientada por mais de uma tendência, refutando a hipótese de convergência de longo prazo – onde o mesmo componente agregado domina as flutuações dos ciclos de negócios.

Adicionalmente, 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 8. Vetor de cointegração normalizado

Vetor de Cointegração (α_{rxn})			
SP	BA	PE	CE
1,00	0,00	-1,221	-0,120
0,00	1,00	-0,834	-0,325

Vetor de cointegração aplicado as séries mensais acumuladas à taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. b O VEC foi estimado levando em conta a presença de intercepto e tendência, e utiliza defasagem de acordo com o critério de Schwarz.

Em termos econômicos, os resultados mostram que a combinação de choques permanentes e positivos de 1% no setor industrial dos estados de Pernambuco e Ceará provoca um efeito permanente e positivo na magnitude de 1,341% na atividade industrial de São Paulo. Já no caso da Bahia, a mesma combinação de choques causa um impacto permanente e positivo de 1,159%.

Comparando os efeitos causados por choques na atividade industrial de Pernambuco e Ceará nos demais estados da amostra observa-se que tanto o setor industrial de São Paulo, quanto da Bahia, são mais sensíveis a mudanças estruturais de Pernambuco. Este resultado é explicado pela maior similaridade em termos de composição industrial dos três estados, os quais são mais focados em atividades produtoras de bens intermediários, enquanto a indústria cearense é voltada a produção de bens voltados ao consumidor final.

Por fim, observa-se que choques estruturais na atividade industrial de Pernambuco geram externalidades positivas mais significantes sobre a atividade de São Paulo do que da Bahia. Tal resultado se alinha aos observados por Perobelli et. al (2010), exaltando a importância da diversificação da indústria paulista.

5.3. Teste de Ciclos Comuns

Confirmada a hipótese de cointegração para as quatro 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 dois vetores de cointegração ($r = 2$) entre as quatro unidades federativas da amostra ($n = 4$), deve, então, haver no máximo dois vetores de co-caracterização ($s \leq 2$), o que implica na ocorrência de dois ciclos comuns.

Para examinar a existência de dinâmicas de curto prazo comum entre as séries procedeu-se com o teste de correlações canônicas. Aqui nós testamos a hipótese nula de que a correlação canônica corrente e todas as correlações canônicas menores são estatisticamente iguais a zero. Como observado anteriormente a *rank* co-característico s é igual ao número de correlações canônicas estatisticamente iguais a zero.

Tabela 9. Teste de ciclos comuns

H0	Correlação Canônica	Teste do Traço		
		C(p,s)	Graus de Liberdade	p-valor
$s > 0$	0,096	1,399	3	0,7058
$s > 1$	0,138	4,282	8	0,8308
$s > 2$	0,378	27,590	15	0,0200
$s > 3$	0,455	62,600	24	0,0000

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 Schwarz.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 9, a um nível de significância de 5% não podemos rejeitar a hipótese de que as duas menores correlações canônicas são iguais à zero, o que implica que o posto de s é igual a dois.

A existência de dois vetores de co-caracterização e dois vetores de cointegração entre as séries implica que a matriz $A = [\tilde{\alpha}'\alpha']$ possui posto pleno, 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 ($\alpha'Y_t = \alpha'C_t$).

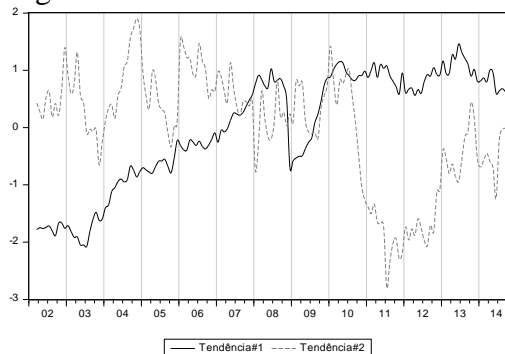
5.4. Tendências Comuns

De acordo com o que foi discutido anteriormente, o fato da matriz $A = [\tilde{\alpha}'\alpha']$ possuir posto pleno nos permite utilizar a condição especial verificada na equação (9). A partir daí pode-se estimar as tendências individuais, $\tilde{\alpha}^-(\tilde{\alpha}'Y_t)$, bem como as $n - r = 4 - 6 = 2$ tendências comuns, $\tilde{\alpha}'Y_t$.

A tendência comum #1 corrobora com a hipótese de quebra estrutural em dezembro de 2008 na atividade industrial da amostra, apresentando uma posterior tendência de crescimento, com a produção industrial voltando ao patamar anterior ao advento da crise em maio de 2010. Por fim, observa-se que a partir de junho de 2013 a série passou a ter uma tendência de crescimento negativo, evidenciando que o setor industrial da região Nordeste e de São Paulo vive um período de instabilidade.

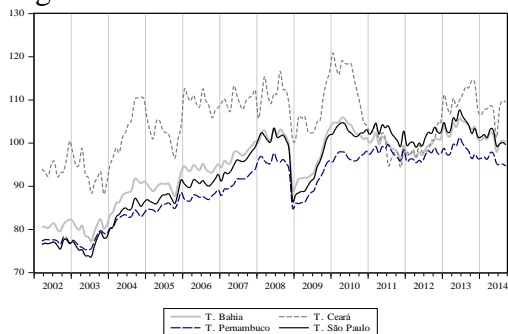
Já a tendência comum #2 apresenta um comportamento divergente, com uma tendência negativa de crescimento a partir de 2010 até meados de 2012, sugerindo que a recuperação na atividade industrial ocorrida no período pós-crise internacional instaurada no fim de 2008 foi caracterizada por um ciclo positivo de curta duração, com um aprofundamento ainda maior da tendência de recessão na atividade industrial posteriormente. Ainda, segundo a trajetória comum #2 o setor industrial ainda não voltou ao patamar pré-crise internacional.

Figura 2. Tendências Comuns



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Figura 3. Tendências Individuais



Fonte: Elabora pelo Autor.

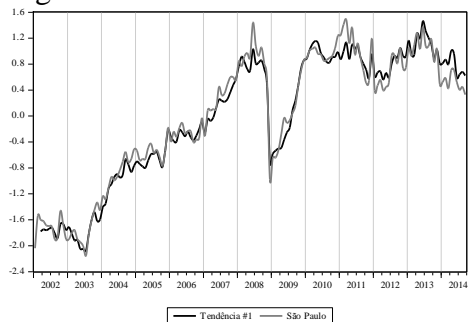
Observando a figura 3 observa-se que todas as tendências individuais da Bahia, Pernambuco e São Paulo apresentam trajetórias semelhantes, havendo um comportamento médio, enquanto a trajetória de longo prazo do Ceará apresenta um comportamento mais volátil durante todo o período investigado, com destaque para o período pós 2010. A heterogeneidade observada na evolução do setor industrial cearense frente aos outros estados da amostra é reflexo de maior sensibilidade da demanda por bens de consumo finais frente a períodos de instabilidade econômica.

A trajetória semelhante entre os movimentos das tendências individuais da Bahia, Pernambuco e São Paulo é confirmada pelos elevados índices de correlação positiva— todos os índices de correlação são superiores a 0,96. Já a tendência da atividade industrial do Ceará apresenta correlação positiva moderada com São Paulo e Pernambuco – 0,62 e 0,56 respectivamente -, sendo fortemente correlacionada com a tendência da Bahia – 0,72.

Referente aos componentes comuns, somente a trajetória comum #1 apresentou elevado nível de correlação com os estados da amostra, apresentando um nível de correlação positiva na importância de 0,62 com a tendência individual do Ceará, e se correlacionando quase perfeitamente com os índices restantes. Enquanto a trajetória comum #2 apresentou níveis de correlação moderados e negativos com os estados da Bahia, Pernambuco e São Paulo, e correlação positiva de 0,38 com o Ceará. Dessa forma, a hipótese de convergência de longo prazo para a atividade industrial do Ceará com relação aos demais estados não é confirmada.

A Figura 4 compara a tendência comum #1 com a série do estado de São Paulo. Como pode ser observado o choque permanente comum #1 se mostrou muito bem ajustado à dinâmica temporal da produção de São Paulo, confirmando os fatos estilizados pela literatura em economia regional, que apontam o estado de São Paulo como indutor do crescimento econômico dos estados brasileiros.

Figura 4. Tendência estocástica comum #1 e a produção industrial de São Paulo

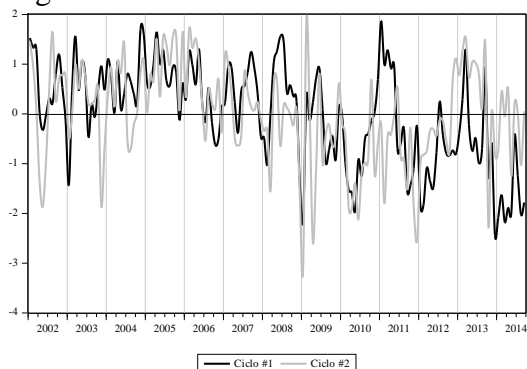


Fonte: Elaborado pelo autor

5.5. Ciclos Comuns

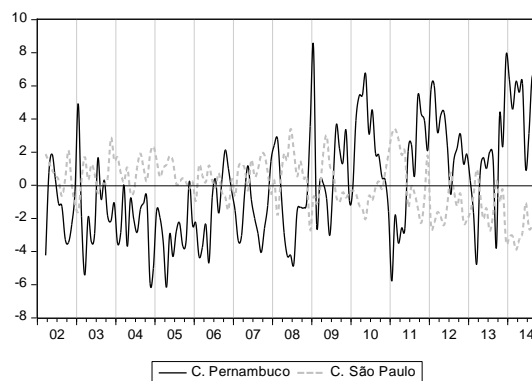
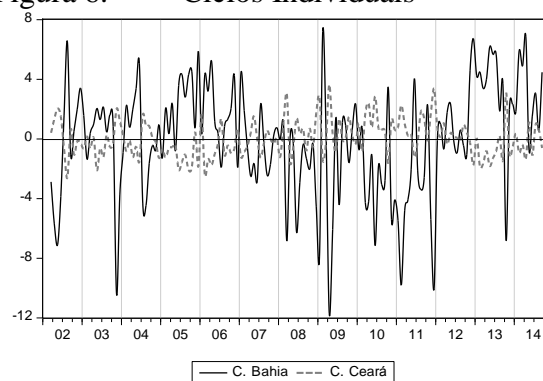
Feita a análise de co-movimentos de longo prazo, a próxima etapa do presente trabalho será extrair os dois ciclos comuns ($n - s = 4 - 2 = 4$) a partir de $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$, e os componentes de ciclos individuais de cada região metropolitana através da equação $\alpha^-(\alpha'Y_t)$.

Figura 5. Ciclos comuns



Fonte: Elaborado pelo Autor. Os ciclos comuns foram normalizados.

Figura 6. Ciclos Individuais



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Assim como na análise das tendências comuns e individuais, os ciclos comuns e ciclos individuais possuem um padrão temporal comparável. O ciclo comum #6 apresenta média semelhante e volatilidade menor do que os ciclos individuais. Analisando os valores extremos destaca-se a o estado de Pernambuco, com o segundo valor máximo da amostra (8,40) e o valor mínimo mais acentuado (-6,60), bem como o maior nível de volatilidade (2,30).

Tabela 9. Estatística Descritiva dos Ciclos

Métrica	BA	CE	PE	SP
Média	0.000	0.000	0.000	0.000
Máximo	7.214	3.65	8.40	3.396
Mínimo	-11.697	-2.623	-6.596	-3.892
D. Padrão	2.303	1.242	3.236	1.526

Fonte: Elaborado pelo 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.

Tabela 10. Correlação entre os ciclos individuais e comuns

Ciclos	Comum #1	Comum #2	BA	CE	PE	SP
Comum #1	1.000000					
Comum #2	0.483981	1.000000				
BA	-0.088620	0.827715	1.000000			
CE	-0.258370	-0.881923	-0.843926	1.000000		
PE	-0.986228	-0.588415	-0.034726	0.328185	1.000000	
SP	0.877833	0.063255	-0.478684	0.054345	-0.787749	1.000000

Fonte: Elaborado pelo Autor.

De acordo com a tabela 9 o ciclo comum #1 se relaciona de forma negativa com os ciclos individuais, a exceção do ciclo individual de São Paulo – sendo correlacionado de forma forte com os ciclos de Pernambuco e São Paulo –. Já o ciclo comum #2 se relaciona de forma positiva com os ciclos individuais da Bahia e São Paulo e de forma negativa com os ciclos do Ceará e Pernambuco (sendo fortemente correlacionado com os ciclos da Bahia e Ceará).

A presença de movimentos transitórios divergentes entre o ciclo comum #1 e os ciclos experimentados pelos estados da região Nordeste, aliado a forte correlação entre o primeiro e o ciclo individual de São Paulo, indica a provável presença de um *backwash effect* no curto prazo, com um choque transitório positivo na indústria de São Paulo causando uma externalidade negativa na região Nordeste.

Devido às altas correlações entre os ciclos comuns 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 ciclos comuns #1 e #2 na previsão dos ciclos individuais.

Tabela 11. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais. b

Causalidade	BA	CE	PE	SP
BA		0,307	0,143	0,276
CE	0,056		0,210	0,210
PE	0,326	0,762		0,060
SP	0,117	0,85	0,028*	

Fonte: Elaborado pelo Autor. Teste de Causalidade com doze defasagens. b Tabela reporta o p-valor do teste *significância de 5%.

A análise do teste de causalidade entre os ciclos individuais sugere uma hipótese de contágio, com o ciclo de São Paulo causando o ciclo de Pernambuco, não sendo previsto por nenhum dos estados contemplados na amostra. Visto a similaridade da composição industrial de ambos os estados, sugere-se os ciclos positivos experimentados pelo estado *benchmark* – São Paulo – causa um efeito negativo na atividade industrial de Pernambuco, na medida em que a última sofre uma perda de competitividade, acentuando as disparidades de curto prazo entre os estados. As demais dinâmicas de curto prazo não apresentaram nenhuma capacidade preditiva,

Tabela 12. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais e comuns. b

Causalidade	BA	CE	PE	SP
C. Comum #1 > C. Individual	0.353	0.831	0.05*	0.316
C. Individual > C. Comum #1	0.310	0,294	0.440	0.087
C. Comum #2 > C. Individual	0.3508	0.043*	0.159	0.396
C. Individual > C. Comum #2	0.7674	0.001*	0.678	10.134

Fonte: Elaborado pelo Autor. Teste de Causalidade com doze *lags* de defasagem. b Tabela reporta o p-valor do teste *significância de 5%.

Conforme a tabela 13, nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo comum #1, enquanto o ciclo comum #1 é capaz de prever o ciclo de Pernambuco. Já em relação ao ciclo comum #2, observa-se um processo de bi-causalidade entre o ciclo comum #2 e o ciclo do Ceará.

Uma vez observada o alto grau de correlação entre o ciclo comum #1 e o ciclo individual de São Paulo, o resultado corrobora com a hipótese de contágio do ciclo de São Paulo em direção ao ciclo de Pernambuco.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo tem por objetivo caracterizar o relacionamento intrarregional da atividade industrial nordestina, bem como o efeito das flutuações na dinâmica industrial de São Paulo sobre o comportamento dos índices do Nordeste no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2014. O trabalho agrega à pesquisa em economia regional na medida em que a adoção de técnicas de séries temporais permite identificar choques permanentes e transitórios nos índices, decompondo a análise em um horizonte de curto e longo prazo.

Seguindo a metodologia de decomposição de tendências e ciclos de Vahid e Engle (1993) o modelo mostrou a existência de duas tendências estocásticas comuns entre as séries, determinadas por fatores, como choques tecnológicos ou de produtividade. A trajetória comum #1 sugere um equilíbrio de longo prazo, caracterizado por uma correlação forte e positiva com as tendências individuais, porém a tendência comum #2, ao observar correlação positiva somente com o estado do Ceará e negativa com os demais, abre discussão em direção à ausência de convergência entre a atividade industrial cearense e do restante da amostra.

Com relação ao horizonte de curto prazo, observamos também uma relação de fraca dependência das flutuações econômicas da região nordeste, a exceção da relação entre Bahia e Ceará, que se apresentaram fortemente contra cíclicas. Tal evidência corrobora com os resultados reportados por Magalhães e Domingues (2007), Perobelli e Haddad (2006) e Perobelli et. al (2010) que identificaram um alto grau de fragmentação na atividade industrial nordestina, e uma consequente heterogeneidade na economia regional.

A hipótese nula de ausência de um equilíbrio estável no horizonte de curto prazo na relação entre polos econômicos desenvolvidos e em desenvolvimento não pode ser rejeitada com relação aos efeitos de choques no lado da demanda na atividade de São Paulo em direção à Pernambuco. Evidenciou-se uma forte correlação negativa entre os ciclos, com influência preditiva do ciclo do índice paulista no ciclo de Pernambuco, sinalizando que um distúrbio positivo no lado da demanda sobre a estrutura positiva de São Paulo gera um efeito negativo sobre a dinâmica industrial pernambucana – predominância do efeito retardamento.

Com relação à Bahia, observamos uma relação negativa de curto prazo, mas o teste de causalidade de Granger rejeitou a hipótese de contágio. Por fim, as flutuações econômicas do índice cearense demonstraram-se independentes do comportamento

paulista. Justificamos essa evidência empírica pela diferença na composição da estrutura produtiva dos estados, de modo que os choques no lado da demanda do setor paulista não tem qualquer influência sobre a dinâmica industrial do Ceará.

Portanto, políticas que tem por objetivo promover mudanças estruturais na atividade industrial dos estados tem o potencial de gerar benefícios devido à existência de uma relação positiva de longo prazo entre os mesmos. Tal relação de longo prazo é um facilitador para a promoção de políticas de interação comercial entre os estados, principalmente entre Bahia, Pernambuco e São Paulo, visto a similaridade da estrutura produtiva.

Contudo, num horizonte de curto prazo a ausência de sincronização intrarregional e presença de efeito retardamento inter-regional dificulta a adoção de políticas comuns na região frente a choques no lado da demanda, acentuando o processo de fragmentação e disparidades na atividade industrial nordestina.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANERJEE, ANINDYA, ROBIN L. LUMSDAINE, AND JAMES H. STOCK (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence, **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, 271–287.

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.

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.

CERRO, A.M., PINEDA, J. Do common cycles exist in Latin American countries? **Latin American Research Abstracts**, No. 17, 2002.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J., STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root', **Econometrica**, v.64, p.813-836, 1996.

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.

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.

HECQ. A. Common Cycles and Common Trends in Latin America. **Medium Econometrische 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.

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.
- MAGALHÃES, A. S.; DOMINGUES, E. P. Relações interestaduais e intersetoriais de comércio no Brasil: uma análise gravitacional e regional. In: **XXXV Encontro Nacional de Economia**. Anais. Recife: ANPEC, 2007.
- NETO, L.G. Trajetória Econômica de uma Região Periférica. **Estudos Avançados** v.11, no.29, 1997,
- PEROBELLI, F. S., HADDAD, E. A. Padrões de comércio interestadual no Brasil, 1985 e 1997. **Revista Economia Contemporânea** v.10, no.1, p.61-88, 2006
- PEROBELLI, F.S., HADDAD, E.A., Mota, G.P. & Farinazzo, R. A. Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: Uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.40, no. 2, p. 281-325, 2010.
- PERRON, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, **Econometrica**, 57, 1361-1401.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T.J. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, **Journal of Business & Economic Statistics**, v.10, p.301-320, 1992a.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T.J. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions, **Journal of Business & Economic Statistics**, v.10, p.467-470, 1992b.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Testing for Common Trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.
- VAHID, F.; ENGLE, R.F. Common Trends and Common Cycles, **Journal of Applied Econometrics**, v.8, p.341-360, 1993.
- VOGELSANG, TIMOTHY J. AND PIERRE PERRON (1998). Additional Test for Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time, **International Economic Review**, 39, 1073-1100.
- ZIVOT, E., ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, **Journal of Business and Economic Statistics**, v.10, p.251-270, 1992.