

# CICLOS ECONÔMICOS NA ATIVIDADE INDUSTRIAL BRASILEIRA: UMA ANÁLISE NO DOMÍNIO DO TEMPO E DA FREQUÊNCIA.

Cristiano da Silva – CAEN/UFC  
Nicolino Trompieri Neto – IPECE & UNIFOR  
Ivan Castelar – CAEN/UFC

## Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

### Resumo

O presente artigo faz uso da metodologia de identificação de tendências e ciclos comuns de Vahid e Engle (1993) para verificar a presença de co-movimentos de curto e longo prazo entre a atividade industrial dos estados do Brasil. Para cumprir esse devido fim, o trabalho analisa o comportamento mensal da produção industrial dos estados da Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo, no período de dezembro de 2002 até dezembro de 2014. Os testes realizados comprovam a existência de duas tendências estocásticas comuns e cinco ciclos comuns. Os resultados apontam que desvios do equilíbrio de longo prazo na atividade industrial do estado de São Paulo são capazes de influenciar a trajetória de produção dos demais estados estudados, enquanto que choques permanentes na atividade industrial do Rio Grande do Sul afetam efetivamente somente a dinâmica industrial do Paraná. Para efetuar a análise dos ciclos dos negócios foram implantadas ferramentas oriundas da análise espectral, obtendo, assim, informações adicionais com relação à sincronização das dinâmicas do curto prazo. A hipótese de co-movimentos entre os ciclos do Paraná e São Paulo foi confirmada através da análise no domínio da frequência.

Palavras-Chave: Atividade Industrial, Co-movimentos, Ciclos Comuns, Tendências Comuns.  
Código JEL: C31, E23, E32.

### Abstract

This work makes use of trend identification methodology and common cycles of Vahid and Engle (1993) for the presence of short and long-term co-movement between the industrial activity of the states of Brazil. To accomplish this due order, the paper analyzes the monthly performance of the industrial production of the states of Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul and São Paulo, from December 2002 to December 2014. The tests prove the existence of two common stochastic trends and five common cycles. The results show that long-term balance deviations in the state's industrial activity of São Paulo are able to influence the course of production of the other studied states, while permanent shocks in the industrial activity of Rio Grande do Sul effectively only affect industrial dynamics Paraná. To perform the analysis of business cycles resulting from the spectral analysis tools were implemented, thus getting additional information regarding the timing of the short-term dynamics. The possibility of co-movements between cycles of Paraná and São Paulo was confirmed by the analysis in the frequency domain.

Keywords: Industrial Activity, Co-movements, Common Cycles, Common Trends.  
JEL Code: C31, E23, E32.

# CICLOS ECONÔMICOS NA ATIVIDADE INDUSTRIAL BRASILEIRA: UMA ANÁLISE NO DOMÍNIO DO TEMPO E DA FREQUÊNCIA.

## 1. INTRODUÇÃO

A adoção de políticas industriais por parte do setor público é considerado assunto controverso dentro da literatura econômica. Pois, apesar de seu genuíno objetivo de fomentar o crescimento/desenvolvimento econômico de uma determinada região ou de atenuar os efeitos de um choque estrutural exógeno, a aplicabilidade de políticas não horizontais – ao beneficiar um determinado um dado setor ou região – tem o potencial de acentuar as disparidades regionais existentes, dependendo do grau de dissimilaridades nos ciclos econômicos<sup>1</sup> dos Estados.

Heterogeneidades na estrutura regional industrial podem contribuir para diferenças no comportamento dos ciclos econômicos, na medida em que diferentes composições de indústria tendem a experimentar diferentes choques estruturais, resultando em específicos ciclos-econômicos. Por outro lado, a integração entre regiões e o maior grau de comercialização induzem a 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-movimentos entre eles.

O objetivo deste artigo consiste em analisar os ciclos de negócios das atividades industriais de um conjunto de Estados do Brasil<sup>2</sup> no domínio do tempo e da frequência. A proposta de investigar o comportamento da produção industrial com ênfase sobre um horizonte curto de tempo – ciclos econômicos – é justificada principalmente por duas razões:

a) Um maior entendimento das relações entre as flutuações de curto prazo das atividades industriais dos estados do Brasil pode contribuir para a implantação de políticas públicas mais adequadas ao setor industrial por parte do governo;

b) Diante de um ambiente de incerteza os agentes atribuem um maior peso ao curto prazo em seu processo decisório, tornando a volatilidade do produto industrial um fator importante para entender o ciclo de negócio (ISSLER; VAHID, 2001. ENGLE; KOZICKI, 1993).

Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993) será investigado se a atividade industrial dos principais estados das regiões Sul, Sudeste e Nordeste do Brasil apresentam dinâmicas comuns de curto e longo prazo, através da decomposição das séries em componente de tendência e componente de ciclo.

Por fim, cabe destacar que grande parte da literatura especializada na análise de tendências e ciclos comuns tem concentrado atenção em ferramentas como a análise da correlação linear entre as flutuações de curto prazo, a verificação da existência de precedência temporal entre os ciclos dos negócios e o efeito de longo prazo sobre o conjunto de variáveis de um choque permanente sobre uma série em questão como principais indicadores para investigar o grau de associação entre os movimentos de curto e longo prazo das séries econômicas decompostas, o que denota o caráter estático da análise de ciclos econômicos.

Para superar tal lacuna o presente trabalho segue a linha de Gomes e Gutierrez (2009), lançando mão da análise espectral para investigar o grau de associação dos ciclos econômicos das atividades industriais em diferentes frequências ou diferentes componentes cíclicos ao longo do intervalo amostral, através das ferramentas de coerência, coincidência e fase. A presença de uma quebra estrutural na amostra é permitida também.

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. Na seção seguinte serão

---

<sup>1</sup> A literatura retrata ciclos de negócios como flutuações na atividade econômica em torno de uma tendência estocástica que formam um padrão regular, definido em termos de expansão ou recessão.

<sup>2</sup> Os estados selecionados foram Bahia, Minas Gerais, Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

apresentadas as técnicas econométricas necessárias para o alcance do objetivo proposto. A quarta seção dedicar-se-á a apresentação dos resultados obtidos, bem como a base de dados, enquanto a última seção traz as considerações finais.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

A introdução de um procedimento geral para decompor séries de tempo que exibem 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.

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, adicionalmente, identificou-se 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 posto structure* (WF) e o *Polynomial Serial Correlation Common Features* (PSCCF). Foi apontado 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 do PIB entre onze países da América Latina<sup>3</sup>, 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.

Já a decomposição de Beveridge e Nelson (1981) 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 Unidos<sup>4</sup> 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 passeio aleatório 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

---

<sup>3</sup> Os países latinos americanos da amostra são Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.

<sup>4</sup> As principais regiões dos Estados Unidos da amostra são Extremo Oeste, Grande Lagos, Meio Leste, Nova Inglaterra, Planícies, Sudeste e Sudoeste.

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.

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 métodos<sup>5</sup>, 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 co-movimentos 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. Logo, se existe integração entre as séries da amostra deve-se utilizar uma abordagem multivariada para obter os ciclos econômicos.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. Teste de Raiz Unitária

Para verificar a hipótese de que o índice de produção industrial para os Estados do Brasil são séries temporais que oscilam em torno de uma tendência estocástica, o aspecto metodológico inicial consiste em implementar os testes de estacionariedade.

Em relação aos testes de estacionariedade empregados no presente trabalho, de forma inicial, visando obter resultados robustos à mudança de técnica, uma vez que cada uma denota-se mais adequada em razão do poder do teste, da presença de autocorrelação serial ou heterocedasticidade dos resíduos, além da sensibilidade ao tamanho da amostra, são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o método proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996).

Contudo, devido à provável existência de quebra na tendência observada nos dados, faremos uso de quatro 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), Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002) 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). Todos os testes de quebra estrutural utilizados no trabalho permitem que a determinação do ponto de quebra estrutural seja realizada de forma endógena a partir das informações expostas nos dados.

---

<sup>5</sup> Os autores utilizaram os seguintes métodos de filtragem: filtro *first difference*, filtro Hodrick-Prescott e filtro *high-pass*.

### 3.2. Modelo Econométrico

Para avaliar a hipótese de que as taxas de inflação das principais regiões metropolitanas do Brasil possuem relações de equilíbrio tanto no longo quanto no curto prazo, o presente estudo seguirá a abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW) apresentada em Vahid e Engle (1993).

A decomposição BNSW testa a existência de dinâmicas comuns de longo e curto prazo sobre um modelo VAR estimado. Inicialmente, considere que as os índices de produção industrial dos  $n$  Estados 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,  $I(1)$ , e  $\phi_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, p$  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  $\Omega$  é não singular. Adicionalmente, o modelo (1) pode ser escrito equivalentemente 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  $L = 1$ , ent'ao  $\Pi(1) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i$ .

### 3.3. 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  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes  $(n \times r)$  com posto cheio  $r$ .
- 2) A equação característica  $|\Pi(L)| = 0$  possui  $n - r$  raízes igual 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  $\alpha$  representam os coeficientes de ajuste de velocidade ao equilíbrio de longo prazo e  $\beta$  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):

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

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 de 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 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).

### 3.4. Restrições de Curto Prazo

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  $\tilde{\beta}'_{n \times s}$  de posto  $s$ , representando o espaço de co-caracterização, tal que  $\tilde{\beta}' \Delta Y_t = \tilde{\beta}' \varepsilon_t$ , onde  $\tilde{\beta}' \varepsilon_t$  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:**  $\tilde{\beta}' \Gamma_j = 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p - 1$

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

### 3.5. Decomposição Tendência-Ciclo

A decomposição tendência-ciclo BNSW pode ser introduzido por meio da representação de Wold do vetor estacionário  $\Delta Y_t$  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  $\Delta Y_t$  como:

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

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

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

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,  $T_t = C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t$  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:

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

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  $\beta'$ :

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

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  $\beta'$  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:

$$Y_t = A^{-1}AY_t = \tilde{\beta}^-(\tilde{\beta}'Y_t) + \beta^-(\beta'Y_t) = T_t + C_t \quad (7)$$

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).

### 3.6. 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):

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

Definindo  $\rho_t$  como um vetor de dimensão  $(nx1)$  obtido como combinação linear do vetor  $\Delta Y_t$  e  $\eta_t$  como o vetor de dimensão  $((np + r)x1)$  obtido como combinação linear das defasagens de  $\Delta Y_t$  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  $\rho_t$  e  $\eta_t$  possuem variância unitária. A terceira condição assegura que o  $i$ -ésimo elemento de  $\rho_t$  seja não correlacionado com o  $j$ -ésimo elemento de  $\eta_t$ , e a condição final condiciona a ordenação dos elementos de  $\rho_t$  e  $\eta_t$  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  $\Delta Y_t$  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:

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

onde  $\lambda_i^2$  são as menores s correlações canônicas elevadas ao quadrado. Sob a hipótese nula  $C(p, s)$  segue uma distribuição  $\chi^2$  com  $s(n(p-1) + r) - s(n-s)$  graus de liberdade, sendo  $n$  a dimensão do sistema.

### 3.7. Coerência e Diferença Fase

Tal como destaca Aguiar-Contraria, Azevedo e Soares (2008), o uso da análise de Fourier na literatura econômica é utilizado para revelar relações entre variáveis em diferentes frequências. O uso de técnicas espectrais pode ser utilizado para identificar alguns fatos estilizados sobre ciclos de negócios, componentes sazonais ou para destacar diferentes relações entre as variáveis econômicas em distintas frequências.

Considere um vetor de duas variáveis estacionárias  $y_t = (X_t, Y_t)$ . Seja  $S_{YY}(w)$  o espectro populacional de  $Y$  e  $S_{YX}(w)$  o espectro populacional cruzado (*cross spectrum*) entre  $X, Y$ . O *cross spectrum* populacional pode ser escrito em termos de seus componentes reais e imaginários como  $S_{YX}(w) = C_{YX}(w) + i Q_{YX}(w)$ , onde  $C_{YX}(w)$  e  $Q_{YX}(w)$  denotam o *cospectrum* populacional e *quadrature spectrum* populacional entre  $X, Y$ , respectivamente.

A coerência (*coherence populational*) representa o grau de sincronia entre duas séries temporais no domínio da frequência, sendo uma medida do grau ao qual  $X$  e  $Y$  são conjuntamente influenciadas por ciclos de frequência  $w$ .

$$h_{YX}(w) = \frac{[C_{YX}(w)]^2 + [Q_{YX}(w)]^2}{S_{YY}(w) S_{XX}(w)}$$

A coerência toma valores entre  $0 \leq h_{YX}(w) \leq 1$ . Se  $h_{YX}(w) = 1$  em algum dado ponto então ambas as séries caminham juntas a uma dada frequência, ou ciclo; se  $h_{YX}(w) = 1$  para todo ponto espectral então as séries são comuns em todas as frequências, ou ciclos.

Já o espectro cruzado geralmente é representado no campo dos complexos, e pode ser expresso na sua forma polar:

$$S_{YX}(w) = C_{YX}(w) + i Q_{YX}(w) = R(w) \exp(i \theta(w))$$

onde  $R(w) = \{[C_{YX}(w)]^2 + [Q_{YX}(w)]^2\}^{1/2}$  e  $\theta(w)$  representa o ganho e o ângulo em radianos na frequência  $w$ . O uso da análise espectral com valores complexos tem a vantagem de computar a fase da transformação espectral de cada série proporcionando informações em relação aos atrasos das oscilações entre duas séries como função da frequência. A diferença de fase, portanto, mostra a posição relativa entre duas séries, indicando se as mesmas movem-se conjuntamente ou se há alguma relação de liderança.

## 4. ESTIMAÇÃO EMPÍRICA E BASE DE DADOS

### 4.1. Base de Dados

Possuir uma base de dados contendo informações durante um longo intervalo de tempo é ideal para a condução de uma pesquisa empírica na área de séries temporais. O uso de tal estrutura torna possível descrever a dinâmica temporal de um determinado setor ou região, verificando a existência de tendências, ciclos e variações sazonais (MORETTIN; TOLOI, 1981).

A Pesquisa Industrial Mensal Produção Física – Brasil<sup>6</sup> fornece estimativas mensais do produto real da indústria de quatorze estados do Brasil<sup>7</sup>. Como um índice conjuntural, sua importância

<sup>6</sup> 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](http://www.pimpf.pimes.gov.br)) ou através de um formulário impresso.



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.

Frente a limitação no número de regiões contempladas pela pesquisa, sugere-se aqui utilizar a decomposição das séries em componente permanente e transitório para as unidades federativas pesquisadas do Sul, Sudeste e Nordeste. A princípio a amostra incluiria 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 sazonal<sup>8</sup> (Índice dessazonalizado, base: 2012=100). Os dados são homogêneos no que se refere ao período amostral abrangido, sendo janeiro de 2002 a data inicial da pesquisa. No intuito de evitar a época de forte instabilidade econômica a nível nacional, o presente estudo fez a opção de utilizar somente as observações amostrais até dezembro de 2014, abrangendo uma amostra de 156 observações para cada variável de interesse.

Tabela 1. Descrição dos estados contempladas na pesquisa.

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: Elaborado pelos autores. CNI

A tabela 1 traz informações sobre o Produto Industrial dos estados representados na série para o ano de 2012. Pode-se notar que o perfil de produção regional não se dá de forma homogênea. A produção de alimentos desponta como a principal atividade para o estado do Paraná, Pernambuco, Rio Grande do Sul e São Paulo. Enquanto o Rio de Janeiro e a Bahia possuem a extração e fabricação de derivados de petróleo como principal atividade, respectivamente.

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

<sup>7</sup> 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.

<sup>8</sup> 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).

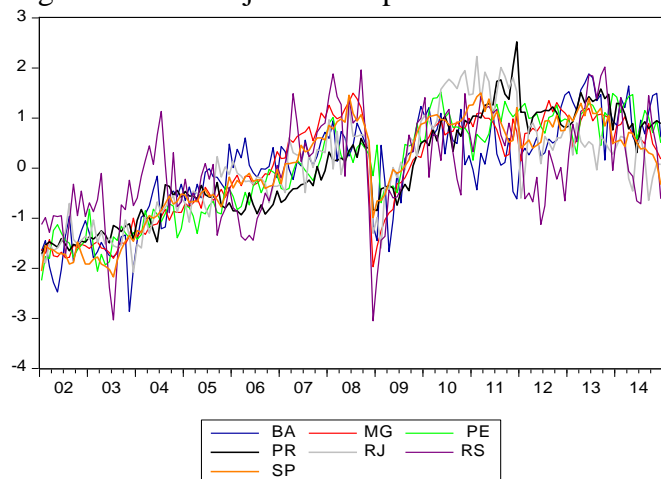
dos ciclos entre os estados de diferentes regiões. A existência de um comportamento similar entre a dinâmica de resposta dos estados a esses choques evidencia a presença de co-movimento entre eles.

Na área de séries temporais, o passo inicial de qualquer análise é a inspeção visual dos dados, na medida em que a trajetória observada pode fornecer informações valiosas sobre a presença de sazonalidade, variância e por vezes também de tendência de longo prazo.

Chatfield (2011) frisa que uma inspeção cuidados das séries plotadas graficamente pode ser crucial na construção de um bom exercício estatístico, especialmente quando aliado a um conhecimento contextual sobre quando, onde e porque observações não usuais podem ocorrer.

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, desde então até o fim da amostra verifica-se um período de alta volatilidade.

Figura 1. Trajetória temporal do Produto Industrial Mensal



Obs: Os dados foram normalizados, durante o período de janeiro de 2002 até dezembro de 2014, totalizando 156 observações. Fonte: Elaborado pelos autores.

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

#### 4.2. 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 em todas as séries em nível. Duas exceções, porém, ocorrem de acordo com o teste ADF e Elliot et alli. com as séries da Bahia e Pernambuco sendo consideradas estacionárias em nível a um nível de 5% de significância. Já a série de atividade industrial do Rio Grande do Sul foi considerada estacionária a um nível de 5% de significância segundo o teste de Elliot et. alli.

Já o teste KPSS possui como hipótese nula a de estacionariedade das séries, pode-se observar que a um nível de 5% foi possível rejeitar a  $H_0$  para todas as séries, indicando que a existência de raiz unitária para as variáveis 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 – I(1). Com base nos três testes propostos os oito índices apresentam natureza estacionária em 1ª diferença. Portanto, a presença de não estacionariedade em nível sugere a existência de tendência estocástica.

Tabela 2. Testes de estacionariedade não incorporando quebra estrutural

		BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
ADF b (H0:Série com R.U.)	Teste em Nível	-3,46**	-2,82	-5,03***	-3,40*	-1,98	-2,76	-1,46
	Teste na 1ª Diferença	-13,61***	-11,13***	-5,45***	-9,54***	-15,5***	-10,12***	-14,99***
Elliott et alii c (1996) (H0:Série com R.U.)	Teste em Nível	4,97**	6,02*	4,89**	6,62*	11,15	2,81***	18,81
	Teste na 1ª Diferença	0,27***	0,35***	1,75***	0,11***	0,06***	0,46***	1,91***
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) d (H0: Série Estacionária)	Teste em Nível	0,18**	0,18**	0,23***	0,20**	0,23***	0,25***	0,28***
	Teste na 1ª Diferença	0,09	0,08	0,28	0,10	0,23	0,18	0,25

Teste de estacionariedade aplicado às séries mensais do índice de Produção Industrial para os estados do Brasil durante o período de janeiro de 2002 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência para as séries em nível, e somente intercepto para as séries em primeira diferença. Fonte: IBGE. b 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%.

Porém, como já fora discutido na seção anterior, as séries experimentaram momentos de mudança repentina de comportamento, especialmente entre o período final de 2007 até o primeiro trimestre de 2009; esse comportamento indica a provável presença de quebras estruturais na trajetória temporal das variáveis estudadas. Portanto, para que os resultados dos testes de raiz unitária sejam robustos a 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 Paraná, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul a um nível de 5%, segundo o teste *Unit Root with Break Test*, Rio Grande do Sul segundo o teste de Zivot-Andrews e Pernambuco segundo o teste de Perron – apresentam-se não estacionárias em nível, mas estacionárias em 1ª diferença. Logo, os resultados indicam que a taxa de produção industrial para as sete unidades federativas estudadas seguem um processo integrado de 1ª ordem.

Tabela 3. Testes de estacionariedade incorporando quebra estrutural

		BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
Zivot-Andrews (1992) b.	Teste em Nível	-4,65	-4,83	-6,57	-4,98*	-4,62	-5,17**	-2,89
	Teste na 1ª Diferença	-5,11**	-5,58***	-5,86***	-5,61***	-5,07**	-6,01***	-8,21***
Unit Root with Break Test (1996) c.	Teste em Nível	-3,79	-3,77	-3,63	-5,06**	-5,23**	-5,34**	-2,77
	Teste na 1ª Diferença	-14,30***	-12,37***	-11,12***	-10,17***	-17,15***	-13,94***	-18,68***
Perron (1998) d. (H0:Série com R.U.)	Teste em Nível	-4,66	-4,77	-6,58***	-5,58*	-5,94**	-5,34*	-3,61
	Teste na 1ª Diferença	-5,11**	-5,58***	-5,86***	-5,61***	-5,07**	-6,01***	-8,21***
Lanne et al.e (2002) e (H0:Série com R.U.)	Teste em Nível	-1,68	-1,37	-1,24	-0,77	-1,40	-1,67	-1,48
	Teste na 1ª Diferença	-13,12***	-9,87***	-11,61***	-11,19***	-11,57**	-10,98***	-10,01***

Teste de estacionariedade incorporando quebras estruturais endógenas aplicadas as séries mensais do índice de Produção Industrial Mensal para os estados do Brasil durante o período de janeiro de 2002 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência em nível e um intercepto em primeira diferença. Fonte: IBGE. b Estatística t reportada com a data da quebra entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Schwarz, com limitação máxima de 12 defasagens. c Estatística t reportada com a data da quebra entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. d Teste de hipótese baseada na estatística t. Escolha de defasagem segundo o critério de Schwarz. e. Estatística t reportada com a data da quebra entre parênteses. Escolha de defasagem segundo o critério de Akaike\*Rejeição da hipótese nula a 10%, \*\*Rejeição da hipótese nula a 5%, \*\*\*Rejeição da hipótese nula a 1%.

### 4.3. 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, foi implementado o teste de Chow, cujo 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 novembro de 2008 – alguns meses após o ápice da crise mundial.

A escolha dessa data justifica-se tanto pelo fato de que os testes de raiz unitária com quebra estrutural endógena em grande parte terem apontado o período final de 2008 como o momento de instabilidade nas variáveis, como pelo fato histórico associado a crise mundial. A estatística de Chow não rejeita a hipótese nula de mudança estrutural no período de novembro de 2008 para todas as variáveis estudadas, 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 novembro de 2008 na determinação de seus valores críticos. Adicionalmente, a ordem de defasagem das variáveis foi determinada segundo o critério de Akaike, e a especificação considera tendência e intercepto.

Tabela 4. Teste de Cointegração de Johansen *et. al* (2000)

Teste do Traço			
Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	p-valor
$r = 0$	286,70	158,31	0.0000
$r \leq 1$	208.64	124.51	0.0000
$r \leq 2$	152.82	94.63	0.0000
$r \leq 3$	104.55	68.66	0.0000
$r \leq 4$	62.17	46.63	0.0001
$r \leq 5$	27.00	28.41	0.0738
$r \leq 6$	4.06	14.00	0.8181

Teste de cointegração aplicado as séries mensais do índice de Produção Industrial Mensal para os estados do Brasil durante o período de janeiro de 2002 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) aponta a presença de cinco 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 ( $n = 7$ ) e o espaço de cointegração ( $r = 5$ )) e no máximo cinco ciclos comuns.

Assim, a dinâmica temporal da taxa de inflação das séries analisadas é determinada por dois componentes agregados comuns e por características individuais presentes em cada região metropolitana.

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

Tabela 5. Vetor de cointegração normalizado

Vetor de Cointegração ( $\alpha_{rxn}$ )						
BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0.093	-0.734
0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	-0.151	-0.941
0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	-0.137	-0.607
0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	-0.741	-0.461
0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0.192	-0.637

Vetor de cointegração aplicado as séries mensais acumuladas à taxa anual para as regiões metropolitanas 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, um choque permanente positivo de 1% na taxa de atividade industrial mensal em São Paulo, causa uma variação permanente e positiva de 0,734% no nível de produção do estado da Bahia, por exemplo. Avaliando o efeito de um choque permanente e positivo na atividade industrial de São Paulo e Rio Grande do sul sobre a atividade econômica dos demais estados, nota-se que o primeiro causa um maior impacto no comportamento da atividade industrial de todos estados, a exceção do Paraná. Esse resultado está associado às características regionais, uma vez que o choques permanentes na atividade do Rio Grande do Sul causam um menor impacto nas regiões sudeste e nordeste, demonstrando uma maior interação intra-regional de longo prazo na região Sul.

Adicionalmente, pode-se notar que desvios permanentes e positivos sobre atividade paulista causam um maior efeito sobre o estado de Minas Gerais (0.941%) e um menor efeito sobre o estado do Paraná (0.461%). Tais resultados indicam uma relação inelástica entre o comportamento de longo prazo da taxa de atividade industrial da região Sul e Sudeste; ou seja, é provável a existência de uma maior interação entre as regiões Sul e Sudeste.

#### 4.4. 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 cinco ciclos comuns.

Para examinar a existência de dinâmicas de curto prazo comum entre as séries procedeu-se com o teste de correlações canônicas. O método testa 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.

Utilizando o teste de característica de correlação serial comum, foi verificado que a hipótese da existência de dois vetores de co-caracterização não pode ser rejeitada, a um nível de significância de 10%, e consequentemente é confirmada a presença de cinco ciclos comuns na amostra.

Tabela 6. Teste de correlações canônicas

H0	Correlação Canônica <sup>2</sup>	Teste do Traço		
		C(p,s)	Graus de Liberdade	p-valor
$s > 0$	0.109	7.899	5	0.162
$s > 1$	0.143	18.350	12	0.105
$s > 2$	0,175	31.383	21	0,067
$s > 3$	0,305	56.067	32	0.005

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.

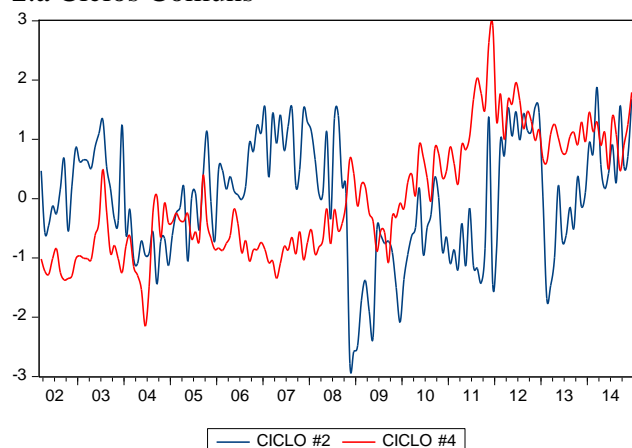
A existência de dois vetores de co-caracterização e cinco vetores de cointegração entre as séries implica que a matriz  $A = [\tilde{\alpha}' \alpha']$  possui posto pleno, logo é possível obter as tendências e ciclos individuais através da partição da matriz  $A$ , assim como encontrar os ciclos comuns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

## 4.5. Ciclos Comuns: Análise no Domínio do Tempo

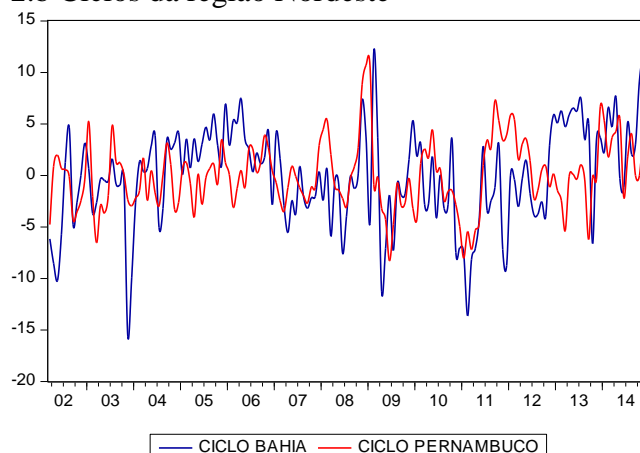
Realizado o teste de ciclos comuns, a próxima etapa do presente trabalho será extrair os cinco ciclos comuns ( $n - s = 7 - 2 = 5$ ) a partir de  $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$ , e os componentes de ciclos individuais de cada região metropolitana através da equação  $\alpha^-(\alpha'Y_t)$  nas Figuras 4,5 e 6. Cabe fazer uma ressalva que, devido à delimitação de espaço, somente os ciclos comuns #3 e #6 serão representados aqui pelo fato de ambos terem sido os únicos a possuírem valores relevantes de correlação com os ciclos individuais.

Figura 2. Ciclos comuns e individuais

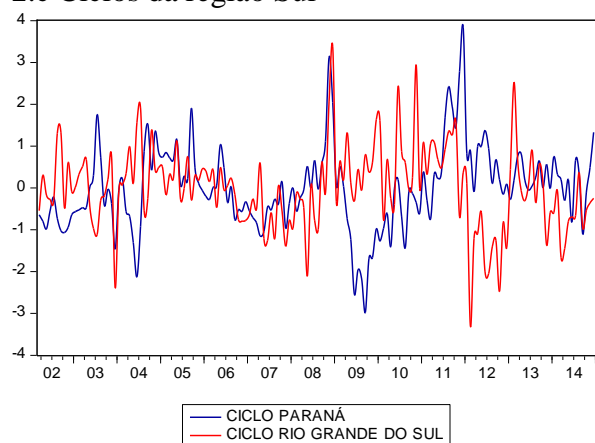
2.a Ciclos Comuns



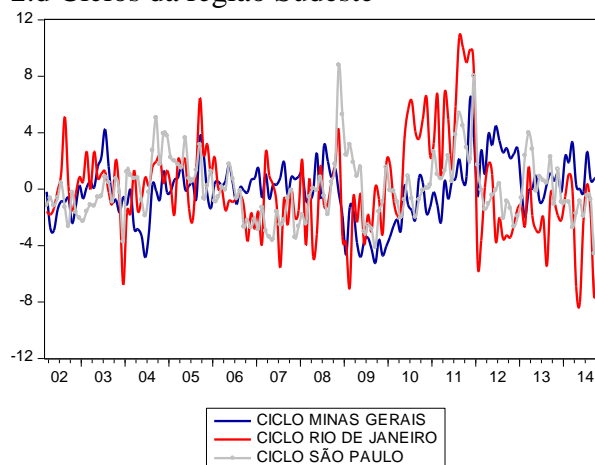
2.b Ciclos da região Nordeste



2.c Ciclos da região Sul



2.d Ciclos da região Sudeste



Fonte: Elaborado pelos autores.

Como pode ser verificado na Figura 2, o ciclo comum #2 aparenta possuir uma volatilidade menor, se comparado com o ciclo comum #4. Consoante à esfera regional, nota-se um padrão próximo entre os ciclos da Bahia e Pernambuco, com o primeiro apresentando maiores valores extremos negativos. Na região Sul, nota-se que após o advento da crise mundial, os ciclos do Rio Grande do Sul e Paraná passaram a possuir um comportamento assimétrico. Por fim, os ciclos de negócios de Minas Gerais, apresentaram um comportamento menos volátil do que os de São Paulo e Rio de Janeiro.

O ciclo comum #2 apresenta valores de mínimo, máximo e desvio padrão mais próximos aos ciclos individuais, enquanto o ciclo comum #4 é robustamente mais volátil. Analisando os valores extremos destaca-se o estado do Paraná, com o maior valor máximo da amostra (22.545) e o valor mínimo mais acentuado (-17.472), bem como o maior nível de volatilidade (5.867). Os ciclos individuais possuem coeficientes de assimetrias em direções distintas, contudo em baixas magnitudes. Todos os

ciclos apresentaram leptocurtose – possuindo caudas pesadas e distribuição de probabilidade mais achatada que a normal – com destaque para os estados do Paraná e São Paulo.

Tabela 7. Estatística Descritiva dos Ciclos

Métrica	Ciclo #2	Ciclo #4	BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
Média	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	8.784
Máximo	5.733	26.31	12.084	6.506	10.716	22.545	10.759	3.975	8.784
Mínimo	-8.472	-19.353	-15.586	-5.236	-8.292	-17.472	-8.053	-3.889	-4.571
D. Padrão	3.049	8.997	4.782	2.082	3.342	5.867	3.344	1.176	2.187
Assimetria	-0.327	0.483	-0.402	-0.093	0.381	0.469	0.643	0.146	0.963
Curtose	2.605	2.372	3.2929	3.397	3.691	4.830	4.182	4.360	4.867

Fonte: Elaborado pelos autores. Os ciclos comuns foram subtraídos pelos seus respectivos interceptos.

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 8. Correlação entre os ciclos individuais e comuns

Ciclos	Ciclo #2	Ciclo #4	BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
Ciclo #2	1.000								
Ciclo #4	-0.003	1.000							
BA	0.045	0.134	1.000						
MG	0.681	0.525	0.186	1.000					
PE	0.029	0.313	0.272	0.222	1.000				
PR	-0.045	0.627	0.193	0.677	0.447	1.000			
RJ	-0.210	0.201	-0.178	0.144	-0.005	0.363	1.000		
RS	-0.701	-0.132	0.013	-0.497	-0.121	0.014	0.435	1.000	
SP	-0.666	0.384	0.118	0.071	0.183	0.751	0.421	0.433	1.000

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a tabela 8 o ciclo comum #2 se relaciona de forma forte com os ciclos individuais da região Sudeste, exceto Rio de Janeiro, e Rio Grande do Sul – sendo correlacionado de forma positiva com o ciclo de Minas Gerais e negativa com Rio Grande do Sul São Paulo – enquanto o ciclo comum #4 se relaciona de forma positiva com os ciclos individuais de Minas Gerais e Paraná Tal comportamento indica que os movimentos transitórios causados pelos ciclos comuns nos ciclos individuais são direcionados pelos ciclos da região Sul e Sudeste, com a região Nordeste possuindo baixo nível de correlação com os ciclos comuns – oscilando entre 0.045 e 0.313.

Referente aos ciclos individuais nota-se que o ciclo do Paraná é o que apresenta níveis de correlação mais altos com os demais estados, com destaque para a correlação com o ciclo de São Paulo – 0.751 – e de Minas Gerais – 0.677 –. Tal resultado ressalta a importância de avaliar os componentes de curto prazo de forma separada dos componentes de longo prazo, uma vez que, apesar do alto nível de correlação de longo prazo entre Paraná e Rio Grande do Sul, no curto prazo os ciclos dos estados são independentes.

Devido às altas correlações entre o ciclo #2 e #4 e os ciclos individuais da região Sul e Sudeste, além das correlações de nível forte de alguns 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 #2 e #4 na previsão dos ciclos individuais.

**Tabela 9. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais. b**

Causalidade	BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
BA		0,959	0,046*	0,868	0,0427*	0,010*	0,882
MG	0,850		0,016*	0,324	0,0276*	0,043*	0,197
PE	0,302	0,545		0,811	0,202	0,481	0,980
PR	0,999	0,640	0,005*		0,187	0,034*	0,204
RJ	0,480	0,980	0,084	0,660		0,000*	0,392
RS	0,403	0,202	0,558	0,083	0,733		0,074
SP	0,546	0,771	0,358	0,205	0,826	0,001*	

Fonte: Elaborado pelos autores. Teste de Causalidade com uma defasagem. b Tabela reporta o p-valor do teste \*significância de 5%.

A análise do teste de causalidade entre os ciclos individuais sugere que o ciclo da Bahia e Minas Gerais possui uma capacidade preditiva quanto aos ciclos de Pernambuco, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, não sendo previstos por nenhum dos três estados. Os choques do Rio Grande do Sul são previstos por todos os ciclos individuais, a exceção do ciclo de Pernambuco. Destaca-se também que, assim como o ciclo da Bahia e Minas Gerais, os ciclo do Paraná e São Paulo não são previstos por nenhum dos ciclos individuais.

**Tabela 10. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais e comuns. b**

Causalidade	BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SP
C. Comum 2 > C. Individual	0,776	0,667	0,582	0,327	0,244	0,035*	0,160
C. Individual > C. Comum 2	0,906	0,230	0,528	0,327	0,244	0,019*	0,220
C. Comum 4 > C. Individual	0,997	0,312	0,021*	0,932	0,498	0,078	0,159
C. Individual > C. Comum 4	0,978	0,146	0,383	0,090	0,740	0,244	0,465

Fonte: Elaborado pelos autores. Teste de Causalidade com um lag de defasagem. b Tabela reporta o p-valor do teste \*significância de 5%.

Conforme a tabela 10, nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo comum #2, bem como o ciclo comum #3 não é capaz de prever nenhum dos ciclos individuais, a exceção da causalidade de ambos os lados entre o ciclo do Rio Grande do Sul e o Ciclo comum #2. Já em relação ao ciclo comum #4, observa-se que o ciclo individual do Paraná aparece como o único capaz de prevê-lo, enquanto o mesmo possui capacidade preditiva sobre o ciclo de negócios de Pernambuco.

#### 4.6. Ciclos Comuns: Análise no Domínio da Frequência

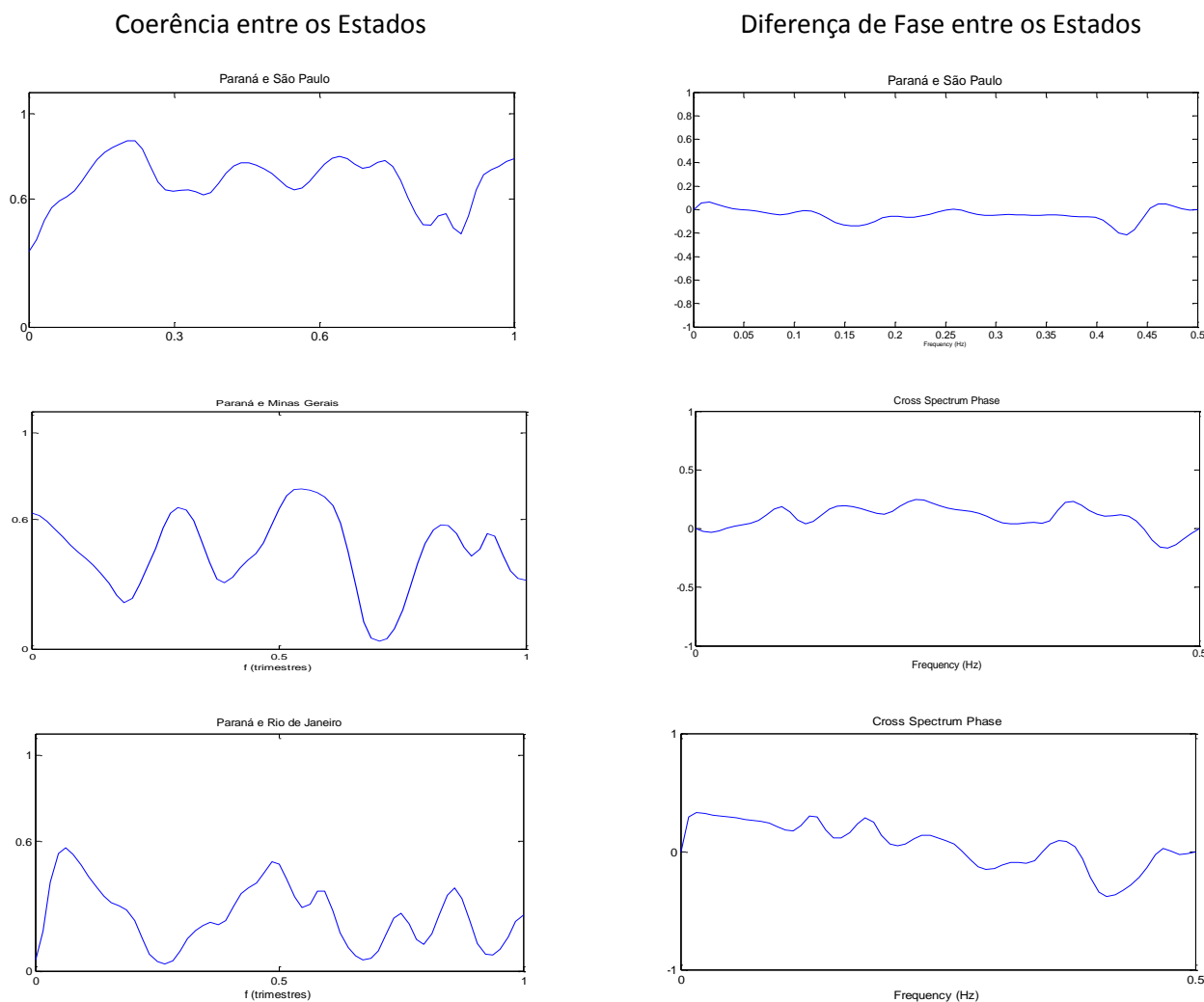
Os resultados obtidos no subcapítulo anterior sugerem uma possível sincronização entre ciclo do Paraná e os ciclos de Minas Gerais e São Paulo, dada a existência o forte nível de correlação temporal e a inexistência de capacidade preditiva entre os pares. No intuito de dar robustez a hipótese de comovimentos entre o ciclo paranaense e os ciclos da Região Sudeste, será feita uma análise de sincronia no domínio da frequência, através dos conceitos de coerência e diferença de fase.

A coerência refere-se ao grau de influência em conjunto dos pares de ciclos em um dado nível de frequência  $w$ , assim como o conceito de correlação temporal, a coerência varia em um intervalo entre 0 e 1. Duas séries são ditas perfeitamente correlacionadas no domínio da frequência se sua coerência é igual a um. Já a diferença de fase é uma medida de espectro de fase entre dois ciclos na frequência  $w$ , se dois ciclos oscilam conjuntamente em uma dada frequência  $w$ , diz-se que sua diferença de fase é igual à zero.

Logo, aliado as métricas estáticas temporais os conceitos de coerência e diferença de fase disponibilizam informações adicionais acerca do grau de sincronização entre os ciclos de negócios. Para haver sincronização, a correlação e a coerência devem ser próximas de um e a diferença de fase deve oscilar em torno de zero ao longo de diferentes frequências.



Figura 3. Coerência e Diferença de Fase do Espectro



Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Figura 3, os gráficos a esquerda representam os resultados para a coerência, enquanto o gráfico a direita diz respeito da diferença de fase do espectro. As frequências estão normalizadas, no eixo horizontal, o ponto extremo a direita representa a frequência igual a 1, ou ciclos de 1 ano, o ponto 0.5 representa ciclos de 2 anos e assim por diante.

Conforme pode ser notado para o caso Paraná-São Paulo a coerência encontra-se acima de 0.6 durante grande parte das frequências e a diferença de fase oscila em torno de zero ao longo de todas frequências amostrais. Assim, os resultados encontrados a partir de ferramentas no domínio da frequência corroboram com os resultados encontrados no domínio temporal, logo o grau de associação entre os ciclos de negócio entre Paraná e São Paulo foi confirmado através da análise espectral.

Referente à associação entre Paraná e Minas Gerais, o grau de coerência encontrado aponta para a rejeição de hipótese de co-movimentos entre os estados, porém, apresentaram diferenças de fase próximas de zero. Por fim, o resultado da coerência e diferença de fase entre os ciclos de negócios do Paraná e Rio de Janeiro confirmaram a ausência de associação linear entre os Estados, com baixo nível de correlação linear a nível de frequência e padrões assimétricos de diferença de fase ao longo das frequências, com o Rio de Janeiro apresentando comportamento defasado para ciclos de médio e longo prazo e precedência temporal para ciclos de curto prazo, anulando o resultado anterior e confirmando o resultado do teste de causalidade Granger, que indicou ausência de causalidade entre ambos os estados.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi caracterizar os relacionamentos dos ciclos de negócios entre atividade industrial da Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2004; ou seja, avaliar o grau de sincronização das dinâmicas de curto prazo dos principais estados do Brasil em termos produção industrial.

A análise mostrou que, mesmo na presença de uma quebra estrutural em novembro de 2008, as séries temporais das regiões metropolitanas são cointegradas, compartilhando de duas relações de equilíbrio de longo prazo. Os sinais dos coeficientes das elasticidades de longo prazo das séries foram consistentes, demonstrando que desvios permanentes e positivos no nível de produção industrial de São Paulo afetam de forma mais veemente as atividades industriais dos outros estados da amostra, se comparados com choques permanentes no nível de produção industrial do Rio Grande do Sul. A única exceção foi para o caso do Paraná, onde o ciclo demonstrou maior elasticidade perante choques de longo prazo oriundos do Rio Grande do Sul, o que denota uma maior interação intra-regional de longo prazo na região Sul, tal resultado é corroborado pelo fato do ciclo do Paraná ser o menos afetado por choques da atividade industrial de São Paulo.

Assim, em termos de estratégia e condução de política econômica, o fato das regiões compartilharem de tendências estocásticas comuns sugere que as políticas fiscais implantadas exercem efeitos permanentes nas taxas de produção industrial de todas as regiões estudadas.

Em termos de dinâmica de curto prazo, viu-se que as regiões da amostra compartilham de cinco ciclos comuns. A análise de correlação apontou, ainda, que existe uma associação linear positiva entre os ciclos do estado do Paraná e ciclos de negócios de Minas Gerais e São Paulo, com valores de 0,655 e 0,751, respectivamente. Consoante a dinâmica de curto prazo dos demais estados, observou-se um certo grau de independência entre os ciclos, uma vez que as demais correlações não ultrapassaram o patamar de 0.5.

Em relação à dinâmica dos ciclos individuais, o teste de causalidade apurou que os ciclos da Bahia e Minas Gerais causam, no sentido de Granger, os ciclos de Pernambuco, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul a um nível de significância de 5%. Verificou-se também que nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo comum #2, a exceção do Rio Grande do Sul, que fora também causado no sentido de Granger pelo ciclo comum #2. Já o ciclo individual do estado do Paraná apresentou precedência temporal em relação a dinâmica do ciclo comum #4.

Dessa forma, a ausência de capacidade preditiva entre os pares de ciclos econômicos do estado de Paraná-Minas Gerais e Paraná-São Paulo corroboraram com a hipótese de associação linear entre o ciclo desses estados. Para verificar a hipótese de sincronização entre os pares de ciclos foi realizado a análise de co-movimentos no domínio da frequência, através de ferramentas de análise espectral.

Segundo os resultados da coerência e diferença de fase do espectro foi confirmada a hipótese de sincronização entre os ciclos do Paraná e São Paulo, enquanto a hipótese de co-movimentos entre o ciclo do Paraná e Minas Gerais foi rejeitada.

Os resultados encontrados contribuem para a literatura de ciclos de negócios regionais na medida em que lança mão de ferramentas adicionais para a análise de sincronização. Pode-se verificar que o grau de associação linear de longo prazo não foi mantido no curto prazo – como a simultânea correlação linear forte de longo prazo entre Paraná e Rio Grande do Sul e a independência de seus ciclos, por exemplo – acentuando a importância da diferenciação dos impactos permanentes e transitórios sobre a economia.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR-CONRARIA, L.; AZEVEDO, N.; SOARES, M. J. Using wavelets to decompose the time-frequency effects of monetary policy. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 387, n. 12, p. 2863–2878, 2008.
- BANERJEE, ANINDYA, ROBIN L. LUMSDAINE, AND JAMES H. STOCK. Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence, **Journal of Business & Economic Statistics**, v.10, p.271–287, 1992.
- 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.
- BECK, G., HUBRICH, K., MARCELLINO, M. Regional Inflation Dynamics within and across Euro Area Countries and Comparison with the US. **Economic Policy**, v.24, p.141-184, 2009.
- 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.
- 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.
- GERARD, H. Co-movement in Inflation. **Research Discussion Paper**, 2012.
- 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.
- 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, PIERRE. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, **Econometrica**, v.57, p.1361-1401, 1989.

PERRON, PIERRE AND TIMOTHY J. VOGELSANG. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, **Journal of Business & Economic Statistics**, v.10, p.301–320, 1992a.

PERRON, PIERRE AND TIMOTHY J. VOGELSANG. 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.

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. Additional Test for Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time, **International Economic Review**, v.39, p.1073–1100, 1998.

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.