



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA - MPE

BENEZOETH BEZERRA DA SILVA

**Comportamento das Tendências e Ciclos do ICMS Setorial do
Ceará**

FORTALEZA - CEARÁ

2017

BENEZOETH BEZERRA DA SILVA

COMPORTAMENTO DAS TENDÊNCIAS E CICLOS DO ICMS SETORIAL DO
CEARÁ

Dissertação submetida à Coordenação do
Curso de Mestrado em Economia, da
Universidade Federal do Ceará, como
requisito parcial para a obtenção do grau
de Mestre em Economia.

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

FORTALEZA - CEARÁ

2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

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

S578c Silva, Benezoeth Bezerra da.
Comportamento das Tendência e Ciclos do ICMS Setorial do Ceará / Benezoeth Bezerra da Silva. –
2017.
42 f.: il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2017.

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

Coorientação: Prof. Dr. Nicolino Tromprieri Neto.

1. Tendências e Ciclos Comuns. 2. Datações. 3. Causalidade de Granger. 4. ICMS. 5. Setores. I. Título.

CDD 330

BENEZOETH BEZERRA DA SILVA

COMPORTAMENTO DAS TENDÊNCIAS E CICLOS DO ICMS SETORIAL DO
CEARÁ

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

Aprovada em: ____/____/____

BANCA EXAMINADORA

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

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

Prof. Dr. Márcio Veras Corrêa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Alexandre Lira Cavalcante
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

AGRADECIMENTOS

Diante do trabalho exposto, quero agradecer a Deus por ter me dado sabedoria, força e a oportunidade de tê-lo realizado, junto com a ajuda da minha família que sempre me incentivou a não desistir e sempre prosseguir, tendo o apoio e companheirismo do meu marido Jocias, minha mãe Benaiza, meus filhos Lucas e Kedma e meu genro Diogo.

Agradeço a ajuda e clareza do meu orientador Dr. Ivan Catelar e meu Co-Orientador Dr. Nicolino Trompieri que sempre estavam a postos para esclarecer, simplificar e concluir as necessidades e obstáculos encontrados.

Agradeço a confiança de todos por acreditarem na minha capacidade, fazendo com que esse apoio se tornasse essencial e motivante.

RESUMO

Esta dissertação desagregou a arrecadação do ICMS cearense entre os setores de Combustível, Comunicação, Energia, Comércio, Indústria e Outros no intuito de investigar o comportamento de longo e curto prazo da arrecadação setorial do ICMS durante o período de 2007:4 a 2016:12. Para cumprir esse fim, foram utilizadas a decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (Vahid e Engle, 1993) e o algoritmo de Harding e Pagan (2002). Os resultados encontrados a partir da decomposição em tendências e ciclos comuns sugerem uma quebra na arrecadação do ICMS setorial a partir da crise nacional em 2013. Com relação à dinâmica de curto prazo, o teste de causalidade de Granger averiguou que as flutuações de curto prazo dos setores caracterizados por preços administrados (Energia e Combustível) possuem capacidade preditiva sobre os ciclos dos setores comerciais e industriais (setores onde os preços são determinados livremente), indicando que as políticas governamentais exercem efeitos diretos e indiretos sobre a arrecadação setorial do ICMS. Por fim, observou-se a partir das datações que os períodos da crise internacional (2008-2009) e da crise nacional, instaurada a partir de 2013, exerceram recessões comuns à grande parte dos setores.

Palavras-Chave: Tendências e Ciclos Comuns, Datações, Causalidade de Granger, ICMS, Setores.

ABSTRACT

This work breaks down the ICMS tax collection into the Fuel, Communication, Energy, Commerce, Industry and Others sectors in order to investigate the long and short-term behavior of ICMS sector revenues during the period of 2007:4 to 2016:12. To do this, the Beveridge-Nelson-Stock-Watson decomposition (Vahid and Engle, 1993) and the algorithm of Harding and Pagan (2002) were used. The results suggest a drop in sectoral ICMS collection during the national crisis starting in 2013. With respect to short-term dynamics, Granger's causality test found that short-term fluctuations of sectors with administered price (Energy and Fuel) have predictive capacity over the cycles of commercial and industrial sectors (sectors where prices are freely determined), indicating that government policies have direct and indirect effects on the ICMS sectoral collection. Finally, it was observed from the dates that the periods of the international crisis (2008-2009) and the national crisis, which began in 2013, exerted recursive pressures common to most of the sectors.

Keywords: Common Trend and Common Cycle; Datations; Granger Causality; ICMS; Sectors.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1: Trajetória Temporal das Séries de Arrecadação do ICMS Setoriais16**
- Figura 2: Tendências Comuns dos Índices Setoriais de Arrecadação do ICMS29**
- Figura 3: Tendências Individuais dos Índices Setoriais* de Arrecadação do ICMS...
29**
- Figura 4: Ciclo Comum e Ciclos Individuais dos Índices Setoriais de Arrecadação
do ICMS30**
- Figura 5: Datação dos Ciclos Econômicos dos Setores de Arrecadação do ICMS..34**

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|-----------|
| Tabela 1: Arrecadação de ICMS do Estado do Ceará a Nível Setorial..... | 15 |
| Tabela 2: Testes de raiz unitária clássicos. | 24 |
| Tabela 3: Testes de raiz unitária incorporando quebra estrutural | 25 |
| Tabela 4: Teste de Quebra Estrutural no VEC estimado..... | 26 |
| Tabela 6: Teste de Ciclos Comuns | 28 |
| Tabela 7: Estatística Descritiva dos Ciclos Individuais e do Ciclo Comum..... | 31 |
| Tabela 8: Correlação entre os Ciclos Individuais e o Ciclo Comum | 32 |
| Tabela 9: Causalidade de Granger entre os Ciclos Individuais | 33 |
| Tabela 10: Causalidade de Granger entre os Ciclos Individuais e Comuns..... | 33 |
| Tabela 11: Fatos Estilizados dos Ciclos de Negócios | 35 |
| Tabela 12: Teste de Correlação Serial sobre os Resíduos do VAR..... | 41 |

SUMÁRIO

| | | |
|------------|--|------------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 10 |
| 2 | REVISÃO DE LITERATURA | 12 |
| 3 | METODOLOGIA | 14 |
| 3.1 | Base de Dados | 14 |
| 3.2 | Datação dos Ciclos Econômicos | 16 |
| 3.3 | Modelo de Tendências e Ciclos Comuns | 18 |
| 3.3.1 | <i>Teste de Raiz Unitária</i> | 18 |
| 3.3.2 | <i>Decomposição BNSW</i> | 19 |
| 3.3.3 | <i>Restrições de Longo Prazo - Cointegração</i> | 19 |
| 3.3.4 | <i>Restrições de Curto Prazo – Característica de Correlação Serial Comum</i> | 20 |
| 3.3.5 | <i>Decomposição Tendência-Ciclo</i> | 20 |
| 3.3.6 | <i>Teste de Ciclos Comuns</i> | 22 |
| 4 | RESULTADOS | 24 |
| 4.1 | Testes de Raiz Unitária | 24 |
| 4.2 | Teste de Cointegração | 25 |
| 4.3 | Teste de Ciclos Comuns | 27 |
| 4.4 | Componentes de Longo Prazo – Tendências Individuais e Comuns | 28 |
| 4.5 | Componentes de Curto Prazo – Ciclos Individuais e Comuns | 30 |
| 4.6 | Datação dos Ciclos Econômicos | 33 |
| 5 | CONSIDERAÇÕES FINAIS | 36 |
| | REFERÊNCIAS | 369 |
| | ANEXOS | 362 |

1 INTRODUÇÃO

O ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços), é considerado o principal instrumento tributário para as unidades federativas e o Distrito Federal, sendo também um importante instrumento de transferência de recursos para os entes municipais.

No caso do Ceará, segundo os dados coletados através da Secretária da Fazenda (SEFAZ/CE), o Estado arrecadou cerca de R\$ 12,688 bilhões em receitas tributárias no exercício de 2016. Da composição desse valor, destaca-se que as receitas recolhidas pelo ICMS representaram a maior parcela, sendo responsáveis por 82,25% do total recolhido. Em seguida, o IPVA respondeu por aproximadamente 5,7% da arrecadação total, denotando a disparidade entre o peso dos dois principais tributos cearenses.

Haja visto que a despesa total do Estado do Ceará foi de cerca de R\$ 21.686¹ bilhões no exercício de 2016, a arrecadação tributária do ICMS representa uma importante parcela da capacidade de financiamento do governo estadual.

Devido à sua grande importância para a economia, além da função fiscal, o ICMS assume uma função social, pois através dos recursos arrecadados o governo desenvolve suas políticas públicas, quando concede benefícios fiscais com a finalidade de atrair investimentos para o estado.

Do ponto de vista tributário, o ICMS incide sobre o valor agregado, sendo sua arrecadação um termômetro do atual estágio da atividade econômica (Ferreira, 2009). Martins (2008), indica que o tributo incide em operações relativas a circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e de comunicação. A composição setorial da arrecadação do ICMS pode ser desagregada em quatorze segmentos², destacando-se os setores de Indústria, Comércio (Atacadista e Varejista), Comunicação, Combustível e Energia, os quais representaram aproximadamente 94% da arrecadação total do Estado em 2015 (IPECE, 2016).

A análise de ciclos econômicos a partir da decomposição em tendências e ciclos nos permite investigar a dinâmica da atividade econômica no curto e longo prazo,

¹ Fonte: Secretária do Tesouro Nacional.

² Indústria, Agropecuária, Transporte, Comunicação, Atacadista, Varejista, Pessoa Física, Pessoa Jurídica, Energia, Combustível, Construção Civil, Serviços Alimentares e de Alojamento, Administração Pública e Outros Segmentos.

sendo uma importante ferramenta para identificar o relacionamento entre variáveis em diferentes horizontes de tempo.

Na área de séries temporais, existem diversas estratégias a serem adotadas para proceder com a decomposição das séries econômicas entre componentes permanentes – tendência de longo prazo – e componentes transitórios – ciclos de médio e curto prazo. Modelos econométricos de decomposição podem ser construídos com base no conjunto de informações passadas da série conforme os filtros de Hodrick e Prescott (1997), de Baxter e King (1999), e as decomposições em espaço estados (Wang, 2009), entre outros.

Em uma outra linha, existem abordagens que adicionam uma gama de informações de séries relacionadas de forma setorial ou espacial às informações passadas da série em análise. Nessa dimensão, destacam-se os modelos de fatores (Kim e Nelson, 1998; Kose, Otrok e Whiteman, 2008) além de modelos baseados na estrutura de Vetores Autorregressivos. Na presente dissertação, será utilizada a abordagem de Vahid e Engle (1993), nomeada decomposição Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW) de tendências e ciclos comuns. O modelo multivariado construído pelos autores parte da especificação VAR e adiciona restrições de curto e longo prazo de modo a extrair os componentes de curto e longo prazo individuais e comuns das séries analisadas.

Nesse contexto, este trabalho tem o objetivo de estudar o comportamento da arrecadação do ICMS por setores econômicos (Indústria, Comércio, Energia Elétrica, Combustível, Comunicação e Outros Segmentos), com ênfase na distinção dos horizontes de curto e longo prazo.

A dissertação será particionada em cinco capítulos. Além deste primeiro capítulo, em seguida apresenta-se a revisão de literatura, abordando a legislação aplicável ao tema e um resumo bibliográfico dos principais estudos relacionados ao tema. No terceiro capítulo será discutido os principais aspectos metodológicos. No quarto capítulos apresentar-se-á os resultados encontrados e por fim, a última seção destina-se às considerações.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A discussão teórica assenta-se sobre a legislação, consubstanciado na interpretação de vários autores, de importância fundamental para entendimento dos mecanismos de arrecadação do ICMS.

O imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), tem sua fundamentação legal previsto pela Constituição Federal de 1988 no Artigo 155, II para controlar, taxar e arrecadar um percentual de cada produto em circulação e serviços prestados, e depois ser dividido entre os estados e os municípios.

“A Constituição Federal de 1988 permitiu aos Estados definir critérios de repasse aos municípios de parte dos recursos do ICMS. No texto, determinou-se que 75% das receitas do ICMS seriam apropriadas pelos governos estaduais, e o restante seria distribuído entre os governos municipais”. (PETTERINI; IRFFI, 2011, p.1)

Para o Estado do Ceará o ICMS, além de ser a principal fonte de receitas, pode ser considerado também como um instrumento de políticas públicas, onde os governantes podem atuar, administrando as alíquotas dos produtos, concedendo incentivos e benefícios fiscais, buscando atrair novos investimentos.

A economia do Ceará pode ser decomposta em seus principais macrosegmentos: industrial, produtor agropecuário, serviços de transportes, serviços de comunicação, outros serviços, comerciante atacadista, comerciante varejista, pessoa física, C.G.C. não cadastrado ou soc. Civil, energia elétrica, combustível, construção civil, serviços de alimentação e alojamentos, adm. Pública/org. internacionais.

Essa decomposição possibilita identificar quais os setores que mais se destacam e sua influência na arrecadação do ICMS.

No estudo sobre arrecadação do ICMS no Estado do Ceará, Aragão (2009), identificou uma queda na arrecadação de ICMS, nos macrosegmentos de combustível, moagem de trigo, serviços de comunicação, fiação e tecelagem de algodão e fabricação de calçados) em 2004-2005.

Sousa (2008), concluiu em seu trabalho que com o aumento da política de incentivos fiscais, os setores industriais, passaram a contribuir menos com o pagamento do ICMS e os setores de energia elétrica, serviços de comunicação e combustíveis, compensaram essa queda, no período de 1995 a 2006.

Ribeiro (2010), utilizando um modelo VAR, concluiu que choques na política fiscal do governo federal não exerceram impacto na arrecadação do ICMS dos setores industrial, elétrico e do comércio varejista no Estado do Ceará.

Barbosa (2013), utilizando as metodologias propostas por Perron e Yabu (2009^a, 2009^b), verificou que a arrecadação do macrosssegmento de energia elétrica cresceu a uma taxa constante, enquanto que o de combustível apresentou uma taxa de crescimento positiva, durante o período de janeiro de 1990 a agosto de 2012.

3 METODOLOGIA

O intuito desta seção é apresentar os principais aspectos subjacentes à base de dados utilizada na dissertação e realizar uma breve discussão sobre os procedimentos metodológicos adotados para a implantação do exercício empírico.

Inicialmente a base de dados será caracterizada a partir da descrição da coleta dos dados, evidenciando as fontes utilizadas, e das transformações realizadas de modo a caracterizar a evolução temporal do ICMS setorial do Estado do Ceará.

No sub-capítulo posterior será apresentado o algoritmo de datação dos ciclos de negócios construído por Harding e Pagan (2002) e as medidas as quais serão utilizadas para a análise dos ciclos dos setores de arrecadação do ICMS segundo a abordagem clássica.

A seção 3.3 apresentará a decomposição em tendências e ciclos comuns de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW), desenvolvida por Vahid e Engle (1993), utilizada para modelar o comportamento temporal dos componentes de curto e longo prazo das séries em análise.

3.1 Base de Dados

Os dados utilizados na presente dissertação foram construídos a partir de informações secundárias disponibilizadas pela Secretária da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ/CE) e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As informações possuem periodicidade mensal, englobando o período de abril de 2007 a dezembro de 2016, possuindo, dessa forma, 116 observações amostrais para cada série temporal.

Destaca-se que as informações restringiram-se ao período pós-2007 pelo fato de o Estado do Ceará ter adotado um regime de tributação do setor de combustíveis diferenciada durante o período de 2004:08 a 2017:01, o que induziu um aumento na volatilidade da arrecadação do ICMS no estado (Ferreira, 2009), adicionalmente, observou-se também um comportamento fora do padrão na arrecadação do ICMS no setor industrial durante o primeiro trimestre de 2007.

Com a meta de avaliar a presença de tendências e ciclos comuns na composição setorial da arrecadação estadual do ICMS cearense optou-se por trabalhar

com os cinco principais setores em termos de arrecadação e agregou-se as demais contas em uma rubrica denotada como Outros.

Tabela 1: Arrecadação de ICMS do Estado do Ceará a Nível Setorial

| Participação Relativa | Indústria | Comunicação | Energia | Combustível | Comércio | Outros |
|-----------------------|-----------|-------------|---------|-------------|----------|---------|
| 2008 | 19.47% | 11.72% | 11.33% | 21.86% | 31.35% | 4.27% |
| 2016 | 20.64% | 7.51% | 13.20% | 23.23% | 31.71% | 3.71% |
| Variação | 6.02% | -35.93% | 16.52% | 6.26% | 1.15% | -13.10% |

Fonte: Elaborado pela autora.

A partir do quadro destacado pela Tabela 1, observa-se que os principais setores de arrecadação do ICMS estadual pode ser decomposto em dois grupos:

- i) Comunicação, Energia e Combustível: setores caracterizados pelo controle parcial dos preços por parte da administração pública e com menor elasticidade-preço da demanda (IPECE, 2016).
- ii) Indústria, Comércio e Outros: setores os quais os preços são determinados pela dinâmica do mercado em um ambiente de maior concorrência, o que induz maiores níveis de elasticidade-preço da demanda na média.

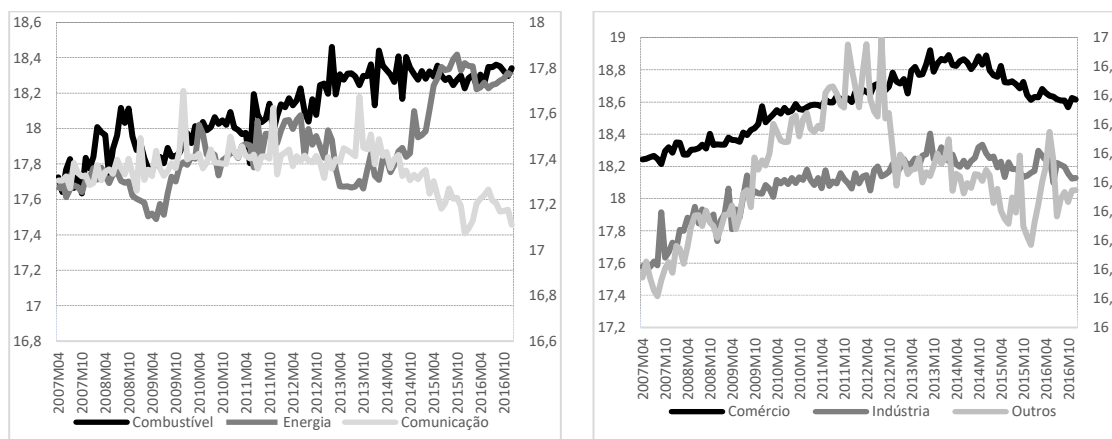
As séries foram coletadas em termos monetárias (em R\$) a preços correntes, no intuito de ajustar a sazonalidade presente em séries de arrecadação com periodicidade mensal foi utilizado o método Arima X-13³. Em seguida, foi utilizado o número índice do IPCA (janeiro de 2003 = 1) para deflacionar as séries de tempo setoriais, e, por fim, aplicou-se o logaritmo natural para suavizar os valores amostrais.

Através da Figura 1, observa-se que, a exceção da série de Comunicação, as demais séries temporais possuem uma tendência temporal de crescimento ao longo do período amostral. Analisando a trajetória das séries relacionadas aos preços administrados pela esfera pública é possível observar um comportamento oscilatório mais severo na série de Comunicação, já a trajetória da arrecadação do setor de Energia é caracterizada por duas quebras demarcadas nos períodos de 2008:12 e 2013:02, sendo a primeira relacionada a crise internacional, que reduziu drasticamente a atividade produtiva no Estado do Ceará, e a segunda pertencente a um período próximo ao advento da crise

³ Programa de ajustamento sazonal do U. S. Census Bureau.

econômica nacional, iniciada em meados de 2013. A série de Combustível apresenta também uma mudança estrutural no final de 2008, apresentando uma trajetória de crescimento no período posterior, se prolongando até 2013:06. Deste período em diante observa-se que a série apresenta movimentos oscilatórios em torno da média.

Figura 1: Trajetória Temporal das Séries de Arrecadação do ICMS Setoriais



Fonte: Elaborado pela autora.

As séries de Comércio e Indústria, correspondentes à atividades transacionadas segundo os preços de mercado, apresentam um comportamento semelhante ao longo do período amostral de análise. A partir da trajetória comum a ambas as séries é possível observar que a arrecadação setorial apresentou dinâmica crescente até 2013:9, a partir deste ponto há uma reversão no coeficiente angular da tendência e uma trajetória de decrescimento é desencadeada.

Por fim, o comportamento temporal da arrecadação composta pelas demais contas setoriais (Outros) evidenciou uma maior volatilidade, apresentando uma forte tendência ascendente até o período de 2012:08 e uma possível quebra estrutural nos coeficientes de intercepto e tendência no mês posterior. O período posterior ao ano de 2015 apresenta uma acentuação na volatilidade da série, aumentando as oscilações presentes na arrecadação do setor.

3.2 Datação dos Ciclos Econômicos

Um ciclo econômico na concepção clássica é definido como uma sequência de mudanças periódicas, não repetidas, caracterizadas como períodos de expansão, recessão, contração e recuperação, estando associados a uma nova expansão no início do

ciclo seguinte (BURNS; MITCHELL, 1946). Chauvet (2002) indica que os ciclos econômicos são explicados por movimentos transitórios de depressão e recuperação geral da economia em vários setores.

Do ponto de vista empírico, o ICMS tem sido vinculado a análise dos ciclos econômicos pelo fato do mesmo incidir sobre uma gama de setores da economia. Dessa forma, espera-se que as flutuações temporais do tributo estejam alinhadas à dinâmica macroeconômica da economia, o que sugere a presença de períodos de expansão e recessão na trajetória de arrecadação setorial do produto (FERREIRA, 2009).

Na literatura econômica há uma série de abordagens para modelar os ciclos econômicos associados às séries de tempo (ciclos clássicos, ciclos de crescimento etc.), diferenciando-se entre si a técnica econométrica relacionada (regimes markovianos, modelos autorregressivos, modelos não lineares etc.).

Esta dissertação utilizará o algoritmo desenvolvido por Harding-Pagan, o qual estende o algoritmo de Bry e Boschan (1971) para identificar os *turnings points* em séries em log nível. O procedimento parte da determinação de possíveis pontos de máximos e mínimos locais ao longo de um dado intervalo intertemporal. A partir daí pares adjacentes de máximos (picos) e mínimos (vales) absolutos locais são selecionados como candidatos a representar os ciclos de negócios, passando a serem avaliados de acordo com um conjunto de regras.

Estas regras restringem o espaço amostral de candidatos a picos e vales a um subconjunto o qual satisfaça a restrição relacionada duração completa de um ciclo (pico a pico, vale a vale) e os períodos transição (pico a vale, vale a pico). A partir da abordagem clássica de Burns e Mitchell (1946) especifica-se que os ciclos econômicos selecionados devem possuir ao menos 15 meses de duração e não devem perdurar mais do que 96 meses, com as fases de recessão e expansão perdurando por pelo menos 5 meses.

Em termos algébricos, um pico em uma dada série mensal y_t ocorrerá no período t se:

$$\{(y_t - y_{t-5} > 0, \dots, (y_t - y_{t-1}) > 0\} \text{ e } \{(y_{t+5} - y_t) < 0, \dots, (y_{t+1} - y_t) < 0\}$$

E um vale ocorrerá se:

$$\{(y_t - y_{t-5} < 0, \dots, (y_t - y_{t-1}) < 0\} \text{ e } \{(y_{t+5} - y_t) > 0, \dots, (y_{t+1} - y_t) > 0\}$$

Logo, um ciclo econômico completo - pico a pico - é composto por duas fases: a fase de recessão (do pico até o vale) e a fase de expansão (do vale até o pico). A partir da definição das fases cíclicas é possível estudar o comportamento dos ciclos de negócios

através de um conjunto de medidas. As principais características que resumem o comportamento das fases cíclicas são sua duração, amplitude e inclinação.

i) A medida de duração de uma fase de transição representa o grau de persistência dos períodos de contração e expansão. Em termos matemáticos, a fase de recessão (expansão) é igual ao número de trimestres entre o pico (vale) e o próximo vale (pico).

ii) A amplitude de uma recessão mensura a taxa de alteração em y_t a partir do pico (y_0) até o período em que o próximo vale é alcançado (y_k). Enquanto a amplitude de uma expansão é calculado a partir da diferença entre o vale (y_k) e o nível alcançado nos primeiros doze meses de expansão (y_{k+12}).

iii) A inclinação da fase de expansão (recessão) é calculada para investigar o grau de severidade de uma dada fase cíclica. Seu valor é igual a taxa de mudança entre o vale (pico) e o próximo pico (vale) alcançado, dividido pela duração da expansão (recessão)

3.3 Modelo de Tendências e Ciclos Comuns

3.3.1 Teste de Raiz Unitária

Em relação aos testes de estacionariedade empregados no presente trabalho, são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) para verificar se as séries que compõem o modelo são estacionárias. O teste de KPSS diferencia-se do teste ADF por adotar como hipótese nula a estacionariedade-ergodicidade da série de tempo,

No entanto, observada a presença de mudanças estruturais no comportamento temporal das séries em análise, faz-se necessário a adoção de testes de raiz unitária os quais incorporem a presença de quebra estrutural. Os procedimentos selecionados foram o teste de Perron (1997) e teste modificado da estrutura 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).

3.3.2 Decomposição BNSW

A decomposição BNSW testa a existência de dinâmicas comuns de longo e curto prazo sobre um modelo VAR estimado. Inicialmente, considere que os índices setoriais 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 $\Pi(1) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i$.

3.3.3 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 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 série 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 de diferença, pode-se obter um modelo de vetor de correção de erros (VEC):

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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.

3.3.4 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 $\tilde{\beta}'_{n \times s}$ de posto s , representando o espaço de 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:

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

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

3.3.5 Decomposição Tendência-Ciclo

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 $C^*_i = \sum_{j>i}^{\infty} (-C_j)$, $i \geq 0$, 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:

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

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 inversível. 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:

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

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).

3.3.6 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):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

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 pelo menos de dimensão s . O teste é calculado como:

$$C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2) \quad (11)$$

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

4 RESULTADOS

4.1 Testes de Raiz Unitária

Conforme discutido na seção anterior, a metodologia de tendências e ciclos comuns de Vahid e Engle (1993) parte da pré condição de que todas as variáveis no sistema VAR devem ser estacionárias de ordem 1, $I(1)$. Para identificar se a restrição é válida para as séries de arrecadação setorial do ICMS cearense foram realizados testes de raiz unitária usuais, os quais não incorporam mudanças estruturais em suas formulações.

Os testes de ADF e KPSS, a um nível de significância de 5%, indicaram a presença de raiz unitária em nível e estacionariedade em primeira diferença para todas as séries em análise, sugerindo que as arrecadações setoriais seguem um processo de passeio aleatório, $I(1)$. Uma exceção, porém, ocorreu em cada teste. O teste ADF indicou que a série Combustível é estacionária em nível, hipótese foi rejeitada pelo teste KPSS. Por outro lado, a estatística do teste KPSS sugeriu a não rejeição de estacionariedade em nível da série Energia, hipótese que não foi confirmada pelo teste ADF.

Tabela 2: Testes de raiz unitária clássicos.

| | | Combustível | Comércio | Comunicação | Energia | Indústria | Outros |
|---|--------------------------|-------------|----------|-------------|---------|-----------|---------|
| ADF b (H0:Série com raiz unitária) | Teste em Nível | -4.19* | 0.62 | -2.04 | -2.39 | -2.13 | -1.84 |
| | Teste na 1ª Diferença | -10.99* | -12.21* | -13.18* | -15.51* | -19.59* | -14.21* |
| KPSS b (H0:Série estacionária) | Teste em Nível | -0.15* | -0.26* | -0.30* | 0.10 | 0.50* | 0.54* |
| | Teste na 1ª Diferença | -0.28 | -0.39 | -0.32 | 0.09 | 0.27 | 0.16 |

Fonte: Elaborado pelo autor. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike.. *Rejeição da hipótese nula a 5%.

No entanto, a inspeção visual das séries sugeriu a presença de mudanças estruturais na evolução temporal das variáveis. Uma vez que o ICMS é um tributo com incidência direta sobre o valor agregado, a arrecadação setorial é diretamente relacionada às condições observadas na atividade econômica (FERREIRA, 2009), assim, a instauração de um quadro recessivo na economia nacional a partir de meados de 2013 provocou uma frustração no recolhimento do ICMS, indicando a provável presença de quebras estruturais no sistema de variáveis.

Diante disso, a Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária robustos à presença de mudança estrutural no intercepto e na tendência. Os testes aplicados nas séries em nível permitiram a presença de quebra estrutural no componente de intercepto e de tendência. Os valores entre parênteses representam as datas das quebras estruturais determinadas endogenamente.

Através da Tabela 3 identifica-se que as séries apresentam tendência estocástica em nível – exceto o setor Combustível segundo o teste ADF modificado – e estacionariedade em primeira diferença, confirmando a proposição de que as mesmas seguem um processo integrado de ordem 1, I(1).

Tabela 3: Testes de raiz unitária incorporando quebra estrutural

| | | Combustível | Comércio | Comunicação | Energia | Indústria | Outros |
|---|--------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Perron (1997) (H0:Série com raiz unitária) | Teste em Nível | -4,16 (2012M10) | -4,65 (2013M03) | -4,87 (2013M08) | -3,96 (2013M02) | -3,16 (2013M06) | -3,86 (2012M08) |
| | Teste na 1ª Diferença | -5,11** | -5,58*** | -5,86*** | -5,61*** | -5,07** | -6,01*** |
| Unit Root with Break Test (1996) (H0:Série com raiz unitária) | Teste em Nível | -5,32* (2012M10) | -4,58 (2013M03) | -4,87 (2013M08) | -3,59 (2013M02) | -3,16 (2013M06) | -3,74 (2012M08) |
| | Teste na 1ª Diferença | -20,35* | -17,25* | -20,99* | -4,51* | -20,55* | -14,98 |

Teste de estacionariedade incorporando quebras estruturais endógenas aplicadas as séries mensais de arrecadação setorial do ICMS do Estado do Ceará durante o período de 2007:4 a 2016:12. Os testes em nível consideram a presença de um intercepto e uma tendência, os testes em primeira diferença consideram a presença de um intercepto. Fonte: SEFAZ/CE. Estatística t reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Schwarz, com limitação máxima de 12 defasagens. *Rejeição da hipótese nula a 5%.

4.2 Teste de Cointegração

Satisfeita a pré condição de que as séries temporais seguem um passeio aleatório, apresentando tendência estocástica em nível, a segunda etapa da abordagem de Vahid e Engle (1993) consiste em identificar a existência de combinações lineares entre o vetor das séries em nível que tornam a relação entre as mesmas estacionária – vetores de cointegração –, combinação esta que elimina os componentes de tendência, permitindo estimar os ciclos comuns no sistema de equações do modelo VAR com restrições de curto e longo prazo.

Visto a presença de quebras estruturais, adotou-se o teste de cointegração multivariado de Johansen *et. al* (2000), especificação a qual permite a incorporação exógena de uma variável *dummy* associada à mudança de regime, tornando os valores

críticos calculados robustos à presença de quebra estrutural. Uma vez que a data da quebra estrutural deve ser especificada *a priori*, escolheu-se o período 2013:6, época relacionada ao início da crise nacional. Para testar a validade da restrição de quebra estrutural no modelo de Correção de Erros – VEC – foi implementado o teste de Chow.

O procedimento de Chow testa a hipótese nula de igualdade de um conjunto de coeficientes estimados, delimitados pela data da quebra estrutural. A estatística do teste segue a distribuição F e os valores críticos foram calculados utilizando Bootstrap com 50.000 replicações.

Tabela 4: Teste de Quebra Estrutural no VEC estimado.

| Data da Quebra | Estatística F | p-valor |
|----------------|---------------|---------|
| 2013:6 | 177.0167 | 0.05 |

Fonte: Elaborado pela autora.

A estatística do teste de Chow rejeita a hipótese nula de igualdade dos coeficientes estimados nos dois segmentos, confirmando a presença de quebra estrutural no mês de junho de 2013. A partir daí procede-se com o teste de Johansen *et. al* (2000) incorporando a quebra estrutural de 2013:6 restrita ao vetor de cointegração. Destaca-se que além da quebra estrutural, a especificação do VEC considera intercepto e tendência restrita no nível. Nesse caso, o vetor de cointegração elimina as tendências determinísticas dos diferentes setores.

A escolha da ordem de defasagem foi determinada pelo critério de Schwarz, o qual indicou que o sistema com duas defasagens minimiza o critério de informação. Visto a dificuldade dos critérios tradicionais em determinar corretamente o número de lags em um VAR com restrições de curto e longo prazo em pequenas amostras (ATHANASOPOULOS *et. al*, 2011), foram realizados testes de especificações sobre os resíduos estimados a fim de identificar se os mesmos seguem um processo de ruído branco. O teste de correlação serial de Portmanteau - disponível em anexo - sugeriu a inexistência de correlação serial nos resíduos, indicando que os resíduos estimados atendem às propriedades desejáveis.

Tabela 5: Teste de Cointegração de Johansen *et. al* (2000)

| Nº de vetores | Estatística do traço | p-valor |
|---------------|----------------------|---------|
| $r = 0$ | 139.31 | 0.0008* |
| $r \leq 1$ | 85.61 | 0.0813 |
| $r \leq 2$ | 53.33 | 0.2809 |
| $r \leq 3$ | 27.28 | 0.6679 |
| $r \leq 4$ | 11.78 | 0.8239 |
| $r \leq 5$ | 4.08 | 0.7299 |

Fonte: Elaborado pelo autor. O número de defasagens foi determinado de acordo com o teste de Schwarz, considerando-se a presença de intercepto, tendência estocástica e quebra estrutural restrita no nível. A quebra estrutural incorporada foi identificada no período de 2013:6.

A Estatística do Traço de Johansen *et. al* (2000) sugeriu a existência de um único vetor de cointegração a um nível de significância de 5%. Dessa forma, admite-se a existência de cinco tendências comuns ($n - r = 6 - 1 = 5$), e de no máximo um ciclo comum. Além de identificar o posto da matriz, a abordagem de Johansen *et. al* (2000) permite normalizar o vetor de cointegração, o qual é apresentado a seguir:

$$Comb_t = \begin{matrix} 0.15 & 0.25 & 0.30 & 0.46 & -0.28 & 0.008 & 0.003 & 1.78 \\ (0.15) & (0.22) & (0.21) & (0.34) & (0.24) & (0.06) & (0.002) & (6.11) \end{matrix} Ener_{t-1} + Ind_{t-1} + Comer_{t-1} + Comun_{t-1} - Out_{t-1} + Quebra_{t-1} + Trend_{t-1}$$

4.3 Teste de Ciclos Comuns

Determinado o espaço de cointegração ($r = 1$), a etapa seguinte do procedimento de Vahid e Engle (1993) consiste em examinar as dinâmicas de curto prazo comum entre as séries e determinar o espaço de co-caracterização, respeitando a restrição de que a soma do número dos vetores de cointegração (r) mais o número de vetores de co-caracterização (s) deve ser igual ou menor ao número de variáveis no sistema ($n = r + s$).

Para determinar o número de vetores de co-caracterização foi realizado o teste de correlações canônicas, o qual testa a hipótese nula de que a correlação canônica corrente e todas as demais menores são estatisticamente iguais a zero. O teste do traço segue a distribuição qui-quadrado e o posto da matriz de co-caracterização é determinado pelo número de correlações canônicas estatisticamente iguais a zero.

A estatística do traço (Tabela 6) não rejeitou a hipótese nula de que as cinco menores correlações canônicas são estatisticamente iguais a zero, a um nível de significância de 5%, sugerindo que o posto $s = 5$.

Tabela 6: Teste de Ciclos Comuns

| Teste do Traço | | | | |
|----------------|---------------------|---------|--------------------|---------|
| H0 | Correlação Canônica | C(p,s) | Graus de Liberdade | p-valor |
| s>0 | 0.085 | 4.489 | 9 | 0.876 |
| s>1 | 0.159 | 13.259 | 20 | 0.866 |
| s>2 | 0.210 | 25.220 | 32 | 0.797 |
| s>3 | 0.416 | 52.587 | 48 | 0.301 |
| s>4 | 0.485 | 86.327 | 65 | 0.039 |
| s>5 | 0.543 | 126.069 | 85 | 0.002 |

Fonte: Elaborado pela autora. Ordem de defasagem selecionada de acordo com o VEC estimado para o teste de cointegração.

Visto que a soma do posto de cointegração ($r = 1$) mais o posto de co-caracterização ($s = 5$) é igual ao número de variáveis no sistema ($n = 6$), é possível construir a matriz $A = [\tilde{\alpha}'\alpha']$ de posto pleno, sendo possível identificar as tendências e ciclos individuais das séries temporais a partir da partição da matriz A , já o ciclo comum é estimado pela combinação do vetor de cointegração e das variáveis do sistema ($\alpha'Y_t = \alpha'C_t$).

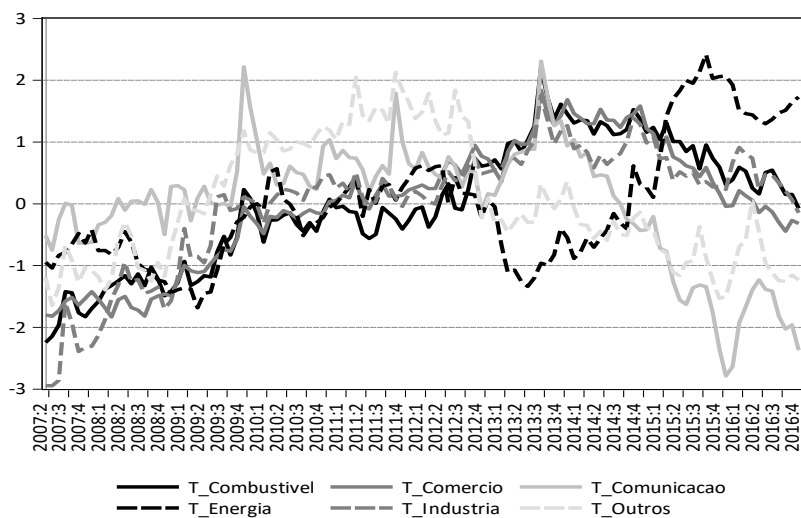
4.4 Componentes de Longo Prazo – Tendências Individuais e Comuns

Conforme detalhado no capítulo anterior, a combinação linear dos vetores co-característicos com o vetor de variáveis do sistema elimina as componentes de ciclo, de modo que as tendências comuns são obtidas.

A partir da Figura 2 observa-se que três das cinco tendências comuns, a exceção das tendências #2 e #5, sinalizam uma trajetória de crescimento estável na arrecadação até meados de 2013, onde a partir daí o cenário se torna recessivo. Identifica-se, portanto, que a crise econômica nacional afetou instantaneamente a capacidade de arrecadação do ICMS setorial cearense.

A trajetória comum #5 destoa das demais, sendo caracterizada por oscilação em torno da média durante o período 2007:4 – 2009:9 e uma trajetória de decréscimo deste período em diante. O comportamento deste componente comum rejeita a hipótese de que a trajetória de crescimento estável comum para as arrecadações setoriais fora mantida após a crise mundial instaurada no final de 2008.

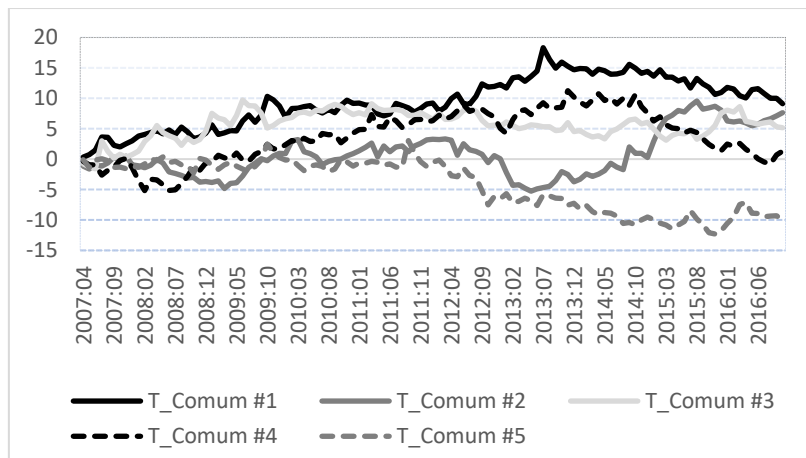
Figura 2: Tendências Individuais dos Índices Setoriais* de Arrecadação do ICMS



Fonte: Elaborado pela autora. * Séries normalizadas.

Por fim a tendência #3 sugere uma acentuada queda nos fundamentos comuns durante o período da crise mundial e na crise nacional, apresentando, porém, uma recuperação a partir do ano de 2015.

Figura 3: Tendências Comuns dos Índices Setoriais de Arrecadação do ICMS



Fonte: Elaborado pela autora.

Com respeito às tendências individuais (Figura 3), observa-se que os componentes de longo prazo do setor de Combustível, Comércio e Indústria apresentam uma evolução temporal próxima, havendo boa aderência entre as séries. Os setores de Comunicação e de Energia apresentam maior volatilidade em seus componentes de longo prazo, destacando-se a trajetória de crescimento da tendência do setor de Energia a partir

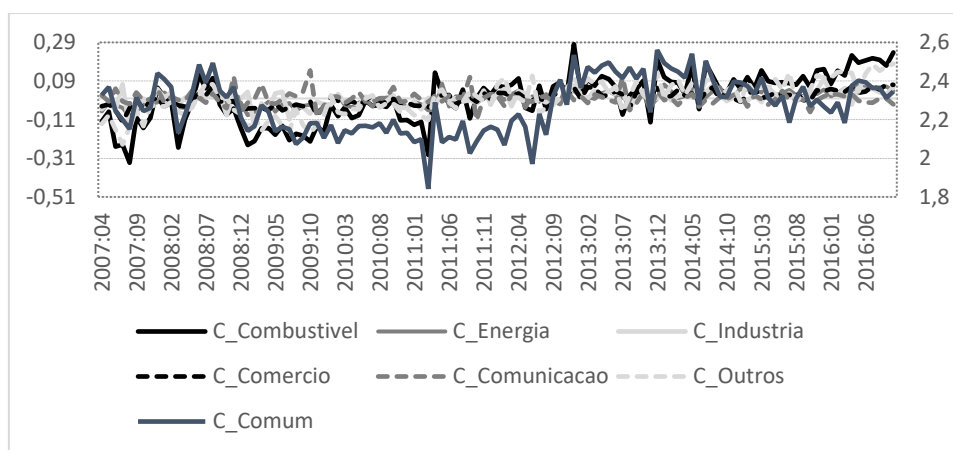
do ano de 2015, fruto simultaneamente do acentuado aumento da tarifa observado durante o período e da baixa elasticidade-preço da demanda pelo item.

4.5 Componentes de Curto Prazo – Ciclos Individuais e Comuns

O resultado do teste de correlação canônica (Tabela 6), apresentado na seção 4.3, destacou a presença de um ciclo comum compartilhado entre as séries setoriais de arrecadação do ICMS cearense. Nesse contexto, o ciclo comum é extraído a partir de $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$, e os componentes de ciclos individuais de cada setor através da equação $\alpha^-(\alpha'Y_t)$.

A Figura 4 apresenta a dinâmica temporal do ciclo comum e dos ciclos individuais ao longo do período amostral, notando-se que o ciclo comum apresenta um padrão mais acentuado de volatilidade. O ciclo de Combustível apresenta uma dinâmica temporal similar ao ciclo comum, enquanto os demais ciclos individuais compartilham um padrão oscilatório mais suave.

Figura 4: Ciclo Comum e Ciclos Individuais dos Índices Setoriais de Arrecadação do ICMS



Fonte: Elaborado pela autora. Eixo esquerdo: Ciclos individuais; Eixo direito: Ciclo comum.

As estatísticas descritivas (Tabela 7) confirmam a hipótese de maior volatilidade do ciclo comum em relação aos ciclos individuais, indicando que o mesmo possui simultaneamente, em valores absolutos, o maior valor máximo (0.287) e o maior valor mínimo (-0.432) entre os ciclos analisados. Com respeito aos ciclos individuais, destaca-se que os ciclos de Comércio, de Energia e de Indústria apresentam uma dinâmica

mais suave do que os demais, apresentando valores extremos e desvios padrões menos acentuados.

A exceção dos ciclos de Comunicação e da Indústria, os demais ciclos apresentam distribuições de probabilidade assimétricas à esquerda e caudas levemente menos achatadas do que a distribuição normal – platicúrtica.

Tabela 7: Estatística Descritiva dos Ciclos Individuais e do Ciclo Comum

| Métricas | Comb | Comer | Comunic | Energia | Ind | Outros | Comum |
|---------------|--------|--------|---------|---------|--------|--------|--------|
| Média | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Máximo | 0.280 | 0.073 | 0.145 | 0.077 | 0.101 | 0.179 | 0.287 |
| Mínimo | -0.333 | -0.121 | -0.114 | -0.093 | -0.157 | -0.238 | -0.432 |
| Desvio Padrão | 0.129 | 0.037 | 0.037 | 0.038 | 0.041 | 0.089 | 0.140 |
| Assimetria | -0.318 | -0.279 | 0.750 | -0.188 | -0.936 | -0.175 | -0.104 |
| Curtose | 2.481 | 2.942 | 6.404 | 2.306 | 5.141 | 2.454 | 2.540 |

Fonte: Elaborado pela autora.

O panorama das correlações apresentado na Tabela 8 destaca um relacionamento linear positivo entre o ciclo comum e os ciclos individuais, sugerindo a presença de co-movimentos entre os mesmos frente a distúrbios transitórios. Com relação à dinâmica dos ciclos individuais, destaca-se:

- i) O comportamento independente da série de Comunicação, não possuindo correlações estatisticamente significantes com nenhum dos ciclos setoriais.
- ii) A presença de níveis positivos elevados de correlações entre os ciclos individuais, à exceção de Comunicação. Esse resultado corrobora a hipótese de que os ciclos setoriais respondem de forma similar a choques transitórios.

Tabela 8: Correlação entre os Ciclos Individuais e o Ciclo Comum

| Correlação | C_Comb | C_Comer | C_Comuc | C_Energia | C_Ind | C_Outros | C_Comum |
|------------|---------|---------|---------|-----------|---------|----------|---------|
| C_Comb | 1.000 | | | | | | |
| | ----- | | | | | | |
| C_Comer | 0.832* | 1.000 | | | | | |
| | (0.000) | ----- | | | | | |
| C_Comuc | -0.051 | 0.122 | 1.000 | | | | |
| | (0.590) | (0.194) | ----- | | | | |
| C_Energia | 0.772* | 0.642* | 0.050 | 1.000 | | | |
| | (0.000) | (0.000) | (0.597) | ----- | | | |
| C_Ind | 0.564* | 0.478* | -0.046 | 0.543* | 1.000 | | |
| | (0.000) | (0.000) | (0.622) | (0.000) | ----- | | |
| C_Outros | 0.863* | 0.860* | -0.129 | 0.709* | 0.487* | 1.000 | |
| | (0.000) | (0.000) | (0.169) | (0.000) | (0.000) | ----- | |
| C_Comum | 0.640* | 0.483* | 0.050 | 0.450* | 0.292* | 0.444* | 1.000 |
| | (0.000) | (0.000) | (0.595) | (0.000) | (0.002) | (0.000) | ----- |

Fonte: Elaborado pela autora. Estatística de correlação reportada com os respectivos desvios padrões entre parênteses.

Considerando a presença de coeficientes de correlação robustamente positivos entre os componentes de curto prazo individuais e comum, sugerindo a presença de co-movimentos entre os ciclos setoriais, o teste de causalidade de Granger⁴ é realizado para investigar a presença de contágio entre as séries.

O painel de causalidade disposto na Tabela 9 indica que o ciclo de Combustível causa no sentido de Granger todos os ciclos setoriais, não sendo previsto por nenhum dos ciclos individuais, sugerindo a precedência temporal dos movimentos transitórios do primeiro em direção aos demais.

Em adição aos níveis de correlação consistentes, a capacidade preditiva dos ciclos de Combustível e Energia em direção ao ciclo do setor industrial implica que os movimentos transitórios na arrecadação setorial deste último são diretamente afetados pelos distúrbios de curto prazo ocasionados nos dois primeiros. Uma vez que os setores de Combustível e Energia são caracterizados pela intervenção do Estado na determinação de seus preços, os resultados observados sugerem que a política governamental causa também efeitos indiretos sobre a arrecadação.

⁴ A série temporal i causa, no sentido de Granger, a série temporal j , se a inclusão de valores defasados de i tornam as previsões para j estatisticamente mais eficientes; ou seja, se os valores passados e correntes da série i auxiliam na previsão dos valores futuros da série j .

Com relação ao setor de Comércio, a hipótese levantada acima demonstrou-se válida somente para a relação com o setor de Combustível, uma vez que o setor apresentou causalidade bidirecional com o setor de Energia.

Tabela 9: Causalidade de Granger entre os Ciclos Individuais¹

| Causalidade | C_Comb | C_Comer | C_Comuc | C_Energia | C_Ind | C_Outros |
|--------------------------|--------|---------|---------|-----------|--------|----------|
| C_Comb → C_Individual | | 0.000* | 0.005* | 0.000* | 0.000* | 0.010* |
| C_Comer → C_Individual | 0.121 | | 0.008* | 0.010* | 0.001* | 0.081 |
| C_Comuc → C_Individual | 0.912 | 0.0625 | | 0.71 | 0.241 | 0.1452 |
| C_Energia → C_Individual | 0.055 | 0.008* | 0.050* | | 0.003* | 0.189 |
| C_Ind → C_Individual | 0.6177 | 0.3061 | 0.013* | 0.9775 | | 0.325 |
| C_Outros → C_Individual | 0.1853 | 0.000* | 0.2278 | 0.000* | 0.000* | |

Fonte: Elaborado pela autora. O teste de causalidade de Granger foi realizado com oito defasagens. P-valores do teste de causalidade de Granger reportados na tabela. Hipótese nula: Ciclo i não causa no sentido de Granger o ciclo j . *Rejeição da hipótese nula a 5%.

A análise de causalidade (Tabela 10) sugere, também, a capacidade preditiva do ciclo comum sobre os ciclos de Energia e Indústria. Visto a maior volatilidade do ciclo comum em relação aos ciclos individuais, a presença de contágio da trajetória comum partilhada em relação aos setores de Energia e Indústria potencialmente acentua as flutuações das arrecadações destes setores no curto prazo.

Tabela 10: Causalidade de Granger entre os Ciclos Individuais e Comuns.

| Causalidade | C_Comb | C_Comer | C_Comuc | C_Energia | C_Ind | C_Outros |
|------------------------|--------|---------|---------|-----------|--------|----------|
| C_Comum → C_Individual | 0.724 | 0.125 | 0.065 | 0.000* | 0.004* | 0.146 |
| C_Individual → C_Comum | 0.855 | 0.241 | 0.856 | 0.190 | 0.594 | 0.782 |

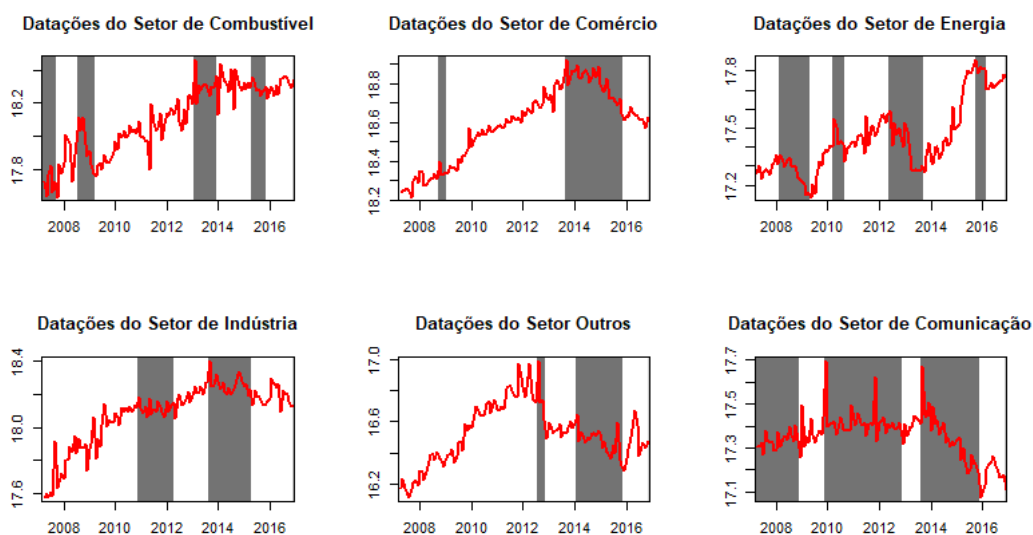
Fonte: Elaborado pela autora. O teste de causalidade de Granger foi realizado com oito defasagens. P-valores do teste de causalidade de Granger reportados na tabela. Hipótese nula: Ciclo i não causa no sentido de Granger o ciclo j . *Rejeição da hipótese nula a 5%.

4.6 Datação dos Ciclos Econômicos

Conforme já detalhado na seção 3.3, o procedimento adotado por Harding e Pagan (2002) define as datações dos pontos de inflexão através de um conjunto de regras acerca da alternância entre os picos e vales, amplitude e intervalos de duração dos ciclos datados sobre as séries log-nível. Baseado na proposição clássica de *business cycle*, estabeleceu-se que serão considerados ciclos de negócios pares adjacentes de máximos e mínimos locais onde a duração completa de um ciclo (pico a pico, vale a vale) possua no mínimo

15 meses e que cada fase de transição (pico a vale, vale a pico) tenha duração mínima de 5 meses.

Figura 5: Datação dos Ciclos Econômicos dos Setores de Arrecadação do ICMS



Fonte: Elaborado pela autora. As áreas sombreadas correspondem aos períodos de recessão datados via Harding e Pagan (2002).

Os intervalos sombreados em cinza (Figura 5) denotam os períodos de recessão; ou seja, períodos onde as séries setoriais do ICMS cearense saem de um pico e atingem um vale. As datações indicam que os setores com preços administrados apresentaram maior alternância entre ciclos de expansão e recessão, enquanto os setores com preços livres apresentaram uma dinâmica mais estável ao longo do tempo.

A Tabela 11 apresenta uma síntese das medidas de durabilidade média e grau de intensidade dos ciclos de expansão e recessão para os principais setores de recolhimento de ICMS para o Estado do Ceará. Com respeito aos setores de preços livres, observa-se que os setores de Comércio e Indústria apresentaram expansões mais duradouras em média do que os ciclos de recessão, com relação ao grau de intensidade, em ambos os casos os ciclos de expansão apresentaram maior amplitude. No entanto, o coeficiente de inclinação sugere que os ciclos de expansão foram mais íngremes no caso do setor comercial, ao passo que os ciclos de recessão foram mais intensos com respeito ao setor industrial.

Analisando os setores com preços administrados, os fatos estilizados indicam uma maior similaridade entre os ciclos de Energia e Combustível, diferindo entre si

somente pela durabilidade dos ciclos de expansão e recessão, nos quais o setor energético apresentou menor duração média. Com relação às demais métricas, ambos apresentaram amplitudes médias mais elevadas nos ciclos de expansão e grau de intensidade (captado pelo parâmetro de inclinação) mais elevado para os ciclos de recessão.

Tabela 11: Fatos Estilizados dos Ciclos de Negócios

| | Fase do Ciclo | Duração | Amplitude | Inclinação |
|-------------|---------------|---------|-----------|------------|
| Combustível | Expansão | 31.0 | 0.5 | 0.015 |
| | Recessão | 8.7 | 0.3 | 0.031 |
| Comércio | Expansão | 34.0 | 0.60 | 0.020 |
| | Recessão | 15.5 | 0.20 | 0.014 |
| Comunicação | Expansão | 18.7 | 0.30 | 0.036 |
| | Recessão | 10.0 | 0.50 | 0.016 |
| Energia | Expansão | 12.5 | 0.40 | 0.025 |
| | Recessão | 4.2 | 0.20 | 0.028 |
| Indústria | Expansão | 20.3 | 0.40 | 0.010 |
| | Recessão | 18.5 | 0.20 | 0.021 |
| Outros | Expansão | 32.5 | 0.30 | 0.046 |
| | Recessão | 40 | 0.40 | 0.018 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação objetivou caracterizar o relacionamento dos segmentos de arrecadação do ICMS cearense particionando a análise em horizontes de curto e longo prazo. Além da sincronização entre as séries ajustadas, caracterizou-se também a dinâmica de curto prazo através da abordagem clássica de ciclos de negócios. Com relação ao relacionamento de longo prazo das séries, caracterizou-se suas flutuações de acordo com os seus antecedentes históricos.

Os resultados identificaram a existência de um vetor de cointegração entre os segmentos econômicos do ICMS, justificando a adoção de um modelo VAR com restrições de curto e longo prazo simultaneamente. O teste de correlações canônicas inferiu a presença de cinco vetores de co-caracterização, indicando a presença de um ciclo comum partilhado entre as séries.

A análise de longo prazo indicou a existência de três tendências comuns – fundamentos econômicos – apontando uma tendência de queda na arrecadação setorial do ICMS a partir da crise nacional em 2014. Ressalta-se ainda que a tendência comum #5 sugere que a crise internacional instaurada em meados de 2008 ainda exerce influência negativa sobre a dinâmica de longo prazo dos segmentos analisados.

A dinâmica de curto prazo indicou um comportamento pró-cíclico entre a série comum e as séries individuais, a exceção do setor de Comunicação, sugerindo a presença de co-movimentos. O teste de causalidade de Granger identificou capacidade preditiva das séries com preços administrados (Combustível e Energia) sobre os segmentos com preços livres (Comércio e Indústria). O resultado reportado indica a presença de efeitos diretos e indiretos das políticas governamentais sobre a economia como um todo.

Por fim, as datações realizadas através do algoritmo de Harding e Pagan (2002) apontou um comportamento mais suave dos ciclos de Comércio e Indústria com relação aos demais, indicando que os setores sujeitos à determinação dos preços por parte da administração pública apresentam um comportamento acentuadamente volátil.

Em suma, os resultados encontrados corroboram a hipótese de que o comportamento temporal dos segmentos de arrecadação do ICMS podem ser representados a partir da análise de *ciclos dos negócios*. Do ponto de vista prático, o contágio das flutuações de curto prazo das séries de Combustível e Energia sobre o setor

comercial e industrial sugerem que o Estado deve levar em consideração as inter-relações entre os setores no processo de determinação dos preços de segmentos estratégicos.

REFERÊNCIAS

- ARAGÃO, M. G. C. **Desempenho e fatores determinantes da arrecadação do ICMS no Estado do Ceará**. 2009, 65 F. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.
- BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R.L.; STOCK, J.H. Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10(3), p. 271-287, 1992.
- BARBOSA, C. J. **Análise da Taxa de crescimento da arrecadação de ICMS setorial**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.
- BAXTER, M., KING, R. G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. **The Review of Economics and Statistics**, v. 81 (4), p. 575–593, 1999.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention, to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, p. 655-673, 1981.
- BRY, Gerhard; BOSCHAN, Charlotte. Programmed selection of cyclical turning points. In: **Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs**. NBER., p.7-63, 1971.
- BURNS, A.F.; MITCHELL, W.C. Measuring business cycles. **Nber Books**, 1946.
- CHAUVET, M. The brazilian business and growth cycles. **Revista Brasileira de Economia**, v.56(1), p. 75-106. 2002.
- FERREIRA, R.T.. **Ciclos econômicos na taxa de crescimento do ICMS**. Economia aplicada, v. 13, n. 1, p. 29-44, 2009.
- HARDING, Don; PAGAN, Adrian. Dissecting the cycle: a methodological investigation. **Journal of monetary economics**, v. 49(2), p. 365-381, 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.
- 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.

KIM, C-J.; NELSON, C.R. Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching. **The Review of Economics and Statistics**, v. 80 (2), p. 188-201, 1998

KOSE, M. Ayhan; OTROK, Christopher; WHITEMAN, Charles H. Understanding the evolution of world business cycles. **Journal of international Economics**, v. 75(1), p. 110-130, 2008.

MARTINS, M. G.. **Direito Tributário**. São Paulo: Editora MB, 2008.

PETTERINI, F.; IRFFI, G.. **Avaliando o impacto da mudança da Lei do ICMS no Ceará: há como incentivar os municípios a usar melhor os seus recursos?**. Disponível em:

<https://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2011/docs/2011_avaliao_impacto.pdf> Acessado em: 04/05/2017 às 23:15.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, **Econometrica**, v.57, p.1361-1401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics**, v. 80(2), p. 355-385, 1997.

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.

PERRON, P.; YABU, T. Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 27(3), p. 369-396, 2009a.

PERRON, P.; YABU, T. Estimating deterministic trends with an integrated or stationary noise component. *Journal of Econometrics*, v. 15(1), p. 56-69, 2009b.

RIBEIRO, M. J. P. **Um estudo sobre o impacto da política fiscal na arrecadação do ICMS no Estado do Ceará através do modelo de vetores auto-regressivos**. 2010, 34 F. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2010.

SOUSA, Paulo Francisco Barbosa. **Impactos da Política Estadual de Incentivos Fiscais sobre a Arrecadação de ICMS no Estado do Ceará**. Fortaleza: UFC, 2008.

VAHID, F.; ENGLE, R. F. **Common trends and common cycles**. *Journal of Applied Econometrics*, V.8, p.341–360, 1993.

VOGELSANG, T.J.; PERRON, P. 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.

WANG, P. An examination of business cycle features in UK Sectoral Output, **Applied Economics**, v.42, n.25, p.3241-3252, 2010.

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

ANEXOS

Tabela 12: Teste de Correlação Serial sobre os Resíduos do VAR.

| | Estatística do Teste |
|-----------------------------------|----------------------|
| Teste de Portmanteau | 786.9784 |
| (H0: Não há correlação serial) | (0.4835) |

Fonte: Elaborado pelos autores. Estatística χ^2 reportada com o respectivo p-valor entre parênteses.