

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

LEONARDO BAPTISTA CORREIA

SINCRONIA DOS CICLOS ECONÔMICOS REGIONAIS Um estudo de caso aplicado aos
estados brasileiros

São Paulo
2012

LEONARDO BAPTISTA CORREIA

SINCRONIA DOS CICLOS ECONÔMICOS REGIONAIS Um estudo de caso aplicado
aos estados brasileiros

Tese apresentada à Escola de Economia de São Paulo
da Fundação Getúlio Vargas como requisito para
obtenção do título em Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti

Campo de conhecimento: Econometria Aplicada

São Paulo

2012

LEONARDO BAPTISTA CORREIA

SINCRONIA DOS CICLOS ECONÔMICOS REGIONAIS Um estudo de caso aplicado
aos estados brasileiros

Tese apresentada à Escola de Economia de São Paulo
da Fundação Getúlio Vargas como requisito para
obtenção do título em Doutor em Economia.
Campo de Conhecimento: Econometria aplicada

Data de aprovação

____/____/____

Banca Examinadora:

Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti FGV-EESP

Prof. Dr. Emerson Marçal FGV-EESP

Prof. Dr. Vladimir Teles FGV-EESP

Prof. Dr. Eduardo Amaral Haddad FEA-USP

Profa. Dra. Marislei Nishijima EACH-USP

São Paulo

2012

Correia Leonardo Baptista.

Sincronia dos ciclos econômicos regionais um estudo de caso aplicado aos estados brasileiros / Leonardo Baptista Correia – 2012
117f.

Orientador: Paulo Picchetti.

Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Ciclos econômicos -Brasil. 2. Desenvolvimento econômico. 3. Brasil - Condições econômicas. 4. Modelos matemáticos. 5. Disparidades regionais.
I. Picchetti, Paulo. II. Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.
III. Título.

CDU 330.34(81)

Resumo

O objetivo desse trabalho é obter um conjunto de evidências empíricas a respeito da dinâmica econômica de curto-prazo das regiões brasileiras para avaliar se as diferenças regionais resultam em ausência de sincronia econômica. Foi construída uma série de evidências acerca do comportamento cíclico das regiões brasileiras, sendo uma parte delas por datação via o algoritmo de Bry Boschan e outra parte por meio da construção de um indicador do nível de atividade, pela metodologia de Stock e Watson de fatores dinâmicos. Em decorrência à dificuldade de disponibilidade de dados, só foi possível analisar dez estados brasileiros. Apesar das evidências geradas pelo algoritmo de Bry Boschan terem diferenças em relação às evidências geradas pelo modelo de Stock Watson, foi possível constatar que os ciclos regionais são bastante diferentes se comparados com os ciclos nacionais, sendo São Paulo o Estado que possui a maior sincronia e os Estados de Pernambuco e Rio Grande do Sul as menores. No entanto, duas recessões foram captadas na maioria dos estados, a de 2002 e a de 2008, sugerindo o quanto esses períodos foram abrangentes sendo que boa parte dos estados foi afetada.

Palavras-chave : Ciclos econômicos, Filtro de Kalman, Algoritmo de Datação

Abstract

The main objective of this study is to build empirical evidences regarding the economic dynamic of the Brazilian states in order to evaluate the absence of economic synchronism is resulted by regional differences. To build these evidences, two frameworks were used, the Bry Boschan algorithm and the Stock Watson dynamic factor model. Due to the lack of data, this analysis could only be made for ten out of 26 Brazilian states. Although there are considerable differences between these frameworks, it is possible to conclude that the synchronization between the analyzed cycles is limited. The most synchronized is Sao Paulo and the less is Pernambuco and Rio Grande do Sul. However, two recessions were detected by the models in most states: the 2002 and the 2008, suggesting the extension of the impact in overall economy of those periods.

Keywords : Economic cycles, Kalman Filter Dating Algorithm

Sumário

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Revisão Bibliográfica | 1 |
| 1.1 | A busca inicial pelo significado do ciclo | 2 |
| 1.2 | Revisão da literatura sobre ciclos regionais | 4 |
| 1.3 | Revisão da Literatura com o Foco no Brasil | 11 |
| 1.4 | Considerações da Literatura e direcionamento | 12 |
| 2 | Os Sinais de uma recessão, uma análise aplicada aos dados brasileiros | 14 |
| 2.1 | Introdução | 14 |
| 2.2 | As dificuldades conceituais | 15 |
| 2.2.1 | Uma ilustração para o PIB brasileiro | 18 |
| 2.3 | Análise dos dados nacionais | 25 |
| 2.4 | Análise dos Dados Regionais | 30 |
| 2.4.1 | Produção Industrial | 31 |
| 2.4.2 | Exportações e Importações | 36 |
| 2.4.3 | Vendas no varejo | 44 |
| 2.5 | Conclusão do capítulo 2 | 47 |
| 3 | Análise dos Ciclos Regionais por uma abordagem multivariada | 50 |
| 3.1 | Introdução | 50 |
| 3.2 | Os modelos em espaço estado | 51 |
| 3.3 | Modelo de Fatores dinâmicos de Stock Watson 1991 | 52 |
| 3.4 | Resultados Empíricos | 59 |
| 3.5 | Estimando a diferença entre as regiões | 63 |
| 3.6 | Retrato dos ciclos regionais | 71 |
| 3.7 | Conclusões do capítulo | 76 |
| | Conclusão | 79 |
| | Referências Bibliográficas | 86 |

| | |
|---|------------|
| Apêndices | 87 |
| A Descrição dos Dados | 87 |
| B Raiz unitária | 93 |
| B.1 Teste ADF ERS | 94 |
| B.2 Teste KPSS | 94 |
| C Resultados da Cointegração | 102 |
| D Resultados do modelo de Stock e Watson | 107 |

Lista de Figuras

| | | |
|------|--|----|
| 2.1 | PIB trimestral e recessões datadas pelo CODACE | 21 |
| 2.2 | PIB trimestral e recessões datadas pela Regra 1 | 21 |
| 2.3 | PIB trimestral e recessões datadas pela Regra 2 | 22 |
| 2.4 | PIB trimestral e recessões datadas pela Regra 3 | 22 |
| 2.5 | Correlograma da Taxa de crescimento do PIB | 23 |
| 3.1 | Componente comum para os estados do Nordeste | 61 |
| 3.2 | Componente comum para os estados do Sudeste | 62 |
| 3.3 | Componente comum para os estados do Sul | 62 |
| 3.4 | Tendências estimadas com as quebras para os estados do NE . . . | 73 |
| 3.5 | Tendências estimadas com as quebras para os estados do SE . . . | 74 |
| 3.6 | Tendências estimadas com as quebras para os estados do Sul . . . | 75 |
| A.1 | Dados do Ceará | 88 |
| A.2 | Dados de Pernambuco | 88 |
| A.3 | Dados da Bahia | 89 |
| A.4 | Dados de Minas Gerais | 89 |
| A.5 | Dados do Espírito Santo | 90 |
| A.6 | Dados do Rio de Janeiro | 90 |
| A.7 | Dados de São Paulo | 91 |
| A.8 | Dados do Paraná | 91 |
| A.9 | Dados de Santa Catarina | 92 |
| A.10 | Dados do Rio Grande do Sul | 92 |

Lista de Tabelas

| | | |
|------|--|----|
| 1.1 | Síntese da revisão bibliográfica | 10 |
| 2.1 | Recessões Datadas pelo CODACE com dados Trimestrais | 17 |
| 2.2 | Tabela com as recessões marcadas com a regra de queda no PIB em dois trimestres consecutivos | 18 |
| 2.3 | Tabela resultado da datação para o Brasil, segundo a regra da Lei Gramm Rudman e Hollings | 19 |
| 2.4 | Tabela com os resultados da datação feitos a partir do modelo de mudança de regime para o crescimento do PIB | 19 |
| 2.5 | Variação acumulada durante os períodos de recessão do CODACE | 26 |
| 2.6 | Variação acumulada durante os períodos de recessão do CODACE | 26 |
| 2.7 | Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para a PIM | 27 |
| 2.8 | Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Exportações | 28 |
| 2.9 | Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Importações | 28 |
| 2.10 | Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Faturamento da Indústria | 28 |
| 2.11 | Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Horas trabalhadas | 28 |
| 2.12 | Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para ICMS | 29 |
| 2.13 | Descrição da Base de Dados utilizada | 30 |
| 2.14 | Atividades em cada estado selecionada para o cálculo da Produção industrial Mensal nacional | 32 |
| 2.15 | Estatísticas descritiva das PIM | 33 |
| 2.16 | Correlações da Variação percentual da PIM | 33 |
| 2.17 | Índice de Concentração de Herfindahl para o número de empresas e trabalhadores | 34 |
| 2.18 | PIM Região Nordeste | 35 |
| 2.19 | PIM Região Sudeste | 35 |
| 2.20 | PIM Região Sul | 35 |
| 2.21 | Estatísticas Descritivas Exportações | 37 |
| 2.22 | Correlações da Variação percentual das Exportações | 38 |
| 2.23 | Estatísticas Descritivas Importações | 38 |

| | | |
|------|--|----|
| 2.24 | Correlações da Variação percentual das Importações | 39 |
| 2.25 | Concentração por critério | 40 |
| 2.26 | Exportações Nordeste | 41 |
| 2.27 | Importações Nordeste | 41 |
| 2.28 | Exportações Sudeste | 42 |
| 2.29 | Importações Sudeste | 42 |
| 2.30 | Exportações Sul | 43 |
| 2.31 | Importações Sul | 43 |
| 2.32 | Resultado da datação do algoritmo Bry Boschan para vendas no varejo . . | 44 |
| 2.33 | Resultado Bry Boschan para ICMS no Nordeste | 46 |
| 2.34 | Resultado Bry Boschan para ICMS no Sudeste | 46 |
| 2.35 | Resultado Bry Boschan para ICMS no Sul | 47 |
| 3.1 | Resumo dos resultados do teste de cointegração de Johansen | 54 |
| 3.2 | Estimação dos Coeficientes | 60 |
| 3.3 | Correlações entre os choques de curto prazo, ε | 64 |
| 3.4 | Correlações entre os choques de longo prazo, u_t | 64 |
| 3.5 | Coeficientes estimados do modelo do estado da economia com variáveis explicativas | 67 |
| 3.6 | Correlações entre os choques de curto prazo, ε considerando fatores comuns | 69 |
| 3.7 | Correlações entre os choques de longo prazo, u_t considerando fatores comuns | 70 |
| 3.8 | Quebras Estruturais Nordeste | 72 |
| 3.9 | Quebras Estruturais Sudeste | 73 |
| 3.10 | Quebras Estruturais Sul | 74 |
| B.1 | Valores Críticos dos Testes de Raiz unitária | 96 |
| B.2 | Variáveis em nível CE | 96 |
| B.3 | Primeira Diferença das variáveis CE | 96 |
| B.4 | Variáveis em nível PE | 97 |
| B.5 | Primeira Diferença das variáveis PE | 97 |
| B.6 | Variáveis em Nível BA | 97 |
| B.7 | Primeira diferença das variáveis BA | 97 |
| B.8 | Variáveis em nível MG | 98 |
| B.9 | Primeira diferença das variáveis MG | 98 |
| B.10 | Variáveis em Nível ES | 98 |
| B.11 | Primeira diferença das variáveis ES | 98 |
| B.12 | Variáveis em nível RJ | 99 |
| B.13 | Primeira diferença das variáveis RJ | 99 |

| | | |
|------|---|-----|
| B.14 | Variáveis em nível SP | 99 |
| B.15 | Primeira diferença das variáveis SP | 99 |
| B.16 | Variáveis em nível PR | 100 |
| B.17 | Primeira diferença das variáveis PR | 100 |
| B.18 | Variáveis em nível | 100 |
| B.19 | Primeira diferença das variáveis | 100 |
| B.20 | Variáveis em nível | 101 |
| B.21 | Primeira diferença das variáveis | 101 |
| C.1 | Testes Cointegração CE | 103 |
| C.2 | Testes Cointegração PE | 104 |
| C.3 | Testes de Cointegração BA | 104 |
| C.4 | Cointegração MG | 104 |
| C.5 | Testes de Cointegração ES | 105 |
| C.6 | Testes de Cointegração RJ | 105 |
| C.7 | Testes de Cointegração SP | 105 |
| C.8 | Testes de Cointegração PR | 106 |
| C.9 | Testes de Cointegração SC | 106 |
| C.10 | Testes de Cointegração RS | 106 |
| D.1 | Parâmetros modelo Stock Watson CE | 108 |
| D.2 | Parâmetros modelo Stock Watson PE | 109 |
| D.3 | Parâmetros modelo Stock Watson BA | 110 |
| D.4 | Parâmetros modelo Stock Watson MG | 111 |
| D.5 | Parâmetros modelo Stock Watson ES | 112 |
| D.6 | Parâmetros modelo Stock Watson RJ | 113 |
| D.7 | Parâmetros modelo Stock Watson SP | 114 |
| D.8 | Parâmetros modelo Stock Watson PR | 115 |
| D.9 | Parâmetros modelo Stock Watson SC | 116 |
| D.10 | Parâmetros modelo Stock Watson RS | 117 |

Capítulo 1

Revisão Bibliográfica

Uma característica das economias capitalistas é a oscilação do nível de atividade entre períodos de expansão e recessão. Os estudos teóricos voltados a compreender tais oscilações sempre foram numerosos, entretanto foi a combinação das análises estatísticas com informações disponíveis e o arcabouço teórico que tornou possível o surgimento da área de estudo denominada Ciclos de Negócios, que tem Jevons como um dos percussores, ainda no final do século XIX.

De uma forma geral, as primeiras referências a respeito dos ciclos econômicos relacionavam as fases de expansão com inflação e os períodos de contração com deflação, as quais eram induzidas pela flutuação do volume de crédito bancário

Outros pensadores desenvolviam a ideia dos movimentos cíclicos a partir dos ciclos da demanda por bens de capital. Schumpeter, em sua famosa obra de 1939, descreve os movimentos cíclicos da economia como um reflexo do progresso tecnológico, com momentos de alto crescimento atrelados à exploração de inovações e momentos de depressão atrelados à queda das oportunidades de exploração lucrativa dessas inovações.

Com o surgimento da macroeconomia, os estudos sobre as flutuações econômicas começaram a ter um maior espaço na agenda de pesquisa, no entanto foi com o desenvolvimento da econometria e o surgimento de informações mais abrangentes que as pesquisas sobre os ciclos se consolidaram.

1.1 A busca inicial pelo significado do ciclo

Apesar da complexidade e da extensão do assunto, a maneira de abordá-lo atualmente ainda pode ser classificada da mesma forma que foi feita no passado, quando os estudos seguiam mais a abordagem de Wesley Mitchell, ou a abordagem de Jan Tiberghen.

Wesley Mitchell é considerado um dos pioneiros do estudo de Business Cycles. Em seu trabalho datado de 1913, o pesquisador propõe uma metodologia para avaliar o estado do ambiente de negócios e considera que a melhor maneira de se fazer essa avaliação seria observar o comportamento de um conjunto de séries que contenham informações sobre a tomada de decisão dos empresários.

If we are to observe the business cycles of actual experience closely and systematically, we need a working definition that tells where to look and for what to look. It must list observable characteristics, particularly such as differentiate business cycles from other movements with which they may be confused. To say that business cycles are departures from and returns toward a normal state of trade or a position of equilibrium, or that they are movements resulting from discrepancies between market and natural rates of interest, will not help, because we cannot observe normal states of trade, equilibrium positions, or natural interest rates. Nor, when we start observing, can we tell whether cyclical movements are due to factors originating within the economic system or outside of it. (BURNS, MITCHELL, 1946, p.5-6)

Para Mitchell, o estudo dos ciclos de negócios das economias deveria partir da observação direta dos dados, por meio da qual seria possível estabelecer uma conclusão, pois a procura de uma teoria cujo objetivo fosse explicar a flutuação não seria muito produtiva. Ou seja, um dos principais objetivos propostos por Mitchell é conseguir classificar os ciclos por meio das técnicas de análise de dados. Essa abordagem continua a existir até hoje com os pesquisadores interessados em elaborar algoritmos de datação ou modelos para capturar melhor a estrutura dos dados envolvida nos ciclos econômicos.

Entretanto, com o desenvolvimento das técnicas econométricas e o surgimento da discussão a respeito da existência ou não da raiz unitária nas séries, os economistas começaram a se perguntar sobre o significado das correlações e padrões encontrados por Burns e Mitchell. Afinal, com o conceito de estacionariedade das séries, tornou-se crucial a formulação daquilo que seria o componente cíclico.

Time series variables can, without further restrictions, be thought of as composed of a part with a variable trend, plus a part that is not the trend. But a

moment's reflection indicates that this decomposition lacks content; without a more precise definition, one economist's "trend" can be another's "cycle." The ambiguity surrounding the definition of a variable trend applies equally to the definition of a "business cycle." Indeed, one can imagine extreme views that there is no business cycle, in the sense that all economic fluctuations are merely movements in variable trends-or the reverse view that what appear to be variable macroeconomic trends are but very long cyclical swings (STOCK.J; WATSON.M, 1988, p.150)

Determinar se uma variação nas séries econômicas é decorrente de uma variação do componente de curto-prazo ou de uma variação na tendência acabou se transformando em uma das tarefas dessa área de estudo

No conjunto das variáveis que expressam o ciclo econômico, o produto agregado sempre terá um lugar de destaque e, durante muito tempo, o ciclo econômico foi determinado com base no componente cíclico do PIB.

Eis que surgem, então, novas perguntas. O que é tendência e o que é ciclo? Esses componentes devem ser determinados por meio dos dados, utilizando somente argumentos estatísticos, ou a teoria econômica pode sugerir alguma definição para esses componentes?

Existe uma grande discussão a respeito da determinação do componente cíclico e da tendência, pois, segundo Morley *et all* (2003), os dados não são suficientes para determinar, por exemplo, se os choques dos movimentos de longo-prazo estão correlacionados com os movimentos de curto-prazo, havendo um problema de subidentificação.

A construção de modelos que correlacionam a tendência com o ciclo passa a ser mais uma escolha do pesquisador do que uma estrutura que possa ser estimável. Desta forma, a literatura foi invadida por uma série de trabalhos que indicam a construção dos mais diferentes tipos de modelos e filtros para identificar o estado do ciclo econômico.

O trabalho de Canova (1998) mostra o resultado de uma série de filtros e modelos que são amplamente utilizados para a datação de ciclos. Como conclusão, o autor escreve que qualquer um dos filtros pode gerar os fatos estilizados desejados, sugerindo cautela para sua aplicação.

Existe uma extensa discussão para determinar qual é melhor. Grande parte da literatura tem utilizado a seguinte estratégia: a partir do modelo, avaliar se este consegue reproduzir os fatos estilizados e a datação elaborada por algum comitê; no caso, os mais utilizados são os dados dos Estados Unidos e a datação feita pelo National Bureau of

Economic Research (NBER).

Para o avanço da discussão no Brasil, a existência de um comitê com as mesmas características do NBER é crucial. Dessa forma, recentemente, foi criado o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) , que conduz o trabalho, aparentemente, da mesma forma que o NBER, ou seja, um grupo de economistas discute o estado da economia brasileira e, diante de uma crise, define se se trata ou não de uma recessão e também o seu tempo de duração.

Nessa literatura são mais comuns artigos que descrevem e avaliam a previsão dos ciclos de uma maneira agregada, dando pouca ou nenhuma atenção aos mecanismos de interação entre as economias regionais do país, consideração importante para analisar e compreender melhor a economia nacional.

1.2 Revisão da literatura sobre ciclos regionais

Uma das hipóteses da literatura tradicional sobre os ciclos é que as políticas econômicas possuem um efeito uniforme em todas as regiões do país, no entanto, dependendo da estrutura econômica de cada uma das regiões, as respostas às políticas podem ser diferentes. Por isso é importante que as diferenças sejam avaliadas, e, dessa forma, o estudo acerca desses impactos regionais passou a ter um espaço dentro da agenda de pesquisa sobre o tema.

O primeiro foco dos estudos sobre os impactos regionais foi a política monetária, sendo o trabalho de Beare (1976) uma das referências sobre o assunto. Em seu artigo, o autor tinha como objetivo avaliar algumas proposições da escola monetarista, mas sob uma perspectiva regional.

Garrison e Chang (1979) examinaram o efeito da política monetária sobre os lucros do setor industrial nas oito regiões econômicas dos Estados Unidos, como resultado, os pesquisadores encontraram evidência de que a política monetária possuía efeitos diferenciados nas várias regiões do país.

Após o trabalho de Garrison e Chang (1979), a literatura sobre o tema cresceu rapidamente. Um dos artigos (Carlino 1998), com o foco nos Estados Unidos, também aponta para assimetria dos efeitos das políticas monetárias nas regiões norte-americanas.

As pesquisas apontam algumas razões para explicar o porquê de os efeitos das políticas monetárias serem diferentes nas diversas regiões. Entre elas estão, por exemplo, a composição da atividade econômica, o tamanho das empresas na composição do setor e a maneira como os bancos ajustam a demanda por crédito regionalmente.

Cada setor possui uma elasticidade em relação à taxa de juros, de forma que essas diferentes elasticidades podem resultar em respostas distintas frente à política monetária.

A diferença regional entre a proporção de grandes e pequenas empresas e entre as fontes de financiamento disponíveis para cada tipo de empresa também pode resultar na diversidade das respostas à política monetária. De acordo com o ponto de vista do crédito, a política monetária afeta a atividade econômica ao impactar diretamente a capacidade dos bancos de ofertar crédito. Além do mais, os custos de transação forçam as empresas menores a lidarem com um custo de *spread* maior. As empresas maiores, em compensação, possuem maior acesso ao mercado de crédito, sendo o setor bancário somente uma das fontes. Consequentemente, a atividade na qual se encontra uma maior concentração de empresas pequenas pode ser mais sensível à política monetária (Carlino 2003, p 573).

Outro desenvolvimento também importante para a base dos estudos dos ciclos regionais foi o dos estudos que relacionam, às diferenças dos setores econômicos, os choques de demanda e a reação na demanda por trabalho para a determinação dos ciclos.

O trabalho de Lilien (1982) considera que o desemprego cíclico está associado aos ajustes feitos em relação aos choques na demanda por trabalho dos diversos setores da economia. Pelo fato de existirem setores que possuem ciclos diferenciados, a demanda por trabalho também reflete a fase cíclica desses setores. Como a mobilidade do trabalho, principalmente do especializado, é limitada, o efeito da demanda por trabalho, vinda dos setores em expansão, pode não compensar as demissões vindas dos setores em queda, e essas diferenças acabam sendo importantes para explicar o comportamento cíclico do emprego.

Outro modelo teórico proposto por Puga (1999) relaciona o grau de integração regional, por meio das diferenças dos custos de comercialização, e o nível de renda. Quando o custo atrelado à comercialização é muito alto, existe um incentivo para as empresas ficarem mais próximas do mercado consumidor. Na medida em que os custos caem, a relação entre demanda e custos resulta em aglomeração das empresas por ramo de ati-

vidade. Entretanto a formação desses nichos vai depender, também, da mobilidade da mão-de-obra.

O que os modelos de Lilien (1982) e Puga (1999) sugerem é que uma boa parte das diferenças regionais se deve à maneira como o mercado de trabalho se relaciona com a composição setorial das regiões.

Clark (1998) conduziu um estudo para quantificar o papel dos choques regionais na flutuação do nível de emprego agregado nos Estados Unidos. Segundo as estimativas realizadas pelo estudo, fatores regionais, como a composição setorial, compõem 40% da variância dos choques cíclicos e uma rápida transmissão do choque de uma região para outra, resultado que sugere a importância, para o desenvolvimento, de políticas estabilizadoras específicas para regiões.

Outro ponto de interesse para avaliar as diferenças regionais parte da análise dos modelos de crescimento de longo-prazo. Considerando os modelos de crescimento, como o de Solow, Cass e Koopmans, em decorrência da produtividade marginal do capital decrescente, existe uma tendência da convergência do crescimento das regiões. Entretanto, com a nova teoria do crescimento endógeno, a hipótese da convergência é mais restrita. Dessa forma, averiguar se as diferenças regionais impactam ou não a convergência do crescimento de longo-prazo também passou a ser uma pergunta importante dentro da literatura.

Esta é a grande divisão entre as contribuições da literatura: ou os artigos estão focados na análise da convergência dos movimentos de curto e médio prazo ou concentram-se nos movimentos e convergência de longo-prazo.

A metodologia dos artigos focados na flutuação cíclica é bastante ampla, em decorrência das inúmeras possibilidades de construção de modelos, entretanto a estrutura não muda muito e pode ser resumida da seguinte forma:

1. Definição da variável que caracterizará o ciclo;
2. Decomposição da série em tendência e do ciclo por meio de filtros ou modelagem;
3. Cálculo da correlação dos componentes cíclicos

As variáveis mais utilizadas para a caracterização do ciclo econômico são: o PIB, o nível de emprego, o consumo privado e produção industrial. Para a decomposição da

série, as metodologias mais utilizadas são as que fazem uso do filtro HP e do filtro Baxter King.

O principal foco dos trabalhos recai sobre a composição e as correlações dos componentes cíclicos, de forma que a discussão a respeito das metodologias e dos resultados da aplicação de filtros, como o HP e o Baxter King, fica em segundo plano, mesmo questões pertinentes à aplicação irrestrita desses filtros, como mostra Canova (1998).

Outro ponto divergente na literatura de ciclos regionais está na forma como é calculada a correlação dos componentes cíclicos. Muitos trabalhos utilizam o coeficiente de correlação de Pearson, após a filtragem da tendência, para avaliar a sincronia. Entretanto alguns trabalhos levantaram questões a respeito de uma possível endogeneidade envolvendo o cálculo dessa correlação, pois o ciclo entre duas regiões está relacionado com características econômicas não observáveis. Para solucionar o problema, alguns artigos calculam a correlação baseada no método GMM, no qual características econômicas, como intensidade do comércio ou concentração setorial da mão-de-obra, entram como variáveis exógenas.

Após essas considerações pontuais, é interessante analisar a forma como a literatura sobre o tema evoluiu. A literatura de ciclos regionais teve grande parte das contribuições relevantes vinda da Europa, pois existia o interesse decorrente da integração econômica e da adoção do Euro.

Os estudos com o foco na Europa tinham interesse em avaliar a sincronia dos ciclos regionais em relação aos ciclos nacionais, pois, quanto menor fosse essa sincronia, mais cara seria a manutenção de uma união econômica em decorrência da diminuição dos dispositivos para absorção de choques.

Surgiu, então, na literatura, a expressão efeito fronteira, termo cunhado para descrever a maior correlação entre regiões de um mesmo país em comparação com a correlação entre países.

Dentro da literatura europeia, um dos primeiros artigos a respeito da existência do efeito fronteira foi o de Fatás (1997). Nesse trabalho, o autor analisou as flutuações dos níveis de desemprego regionais, nacionais e europeu, durante o período entre 1966 a 1992. O artigo aponta que as correlações dos ciclos econômicos, representados por ciclos no desemprego, aumentaram entre as regiões de diferentes países, mas diminuíram entre

as regiões de um mesmo país, sendo uma evidência da diminuição da importância das fronteiras nacionais na Europa.

Esse resultado pode ser interpretado como a combinação de dois fatores: o primeiro atrelado ao aumento do comércio e, assim, criando maiores vínculos entre regiões de países diferentes, em vez de favorecer a especialização; o segundo decorrente do aumento da coordenação das políticas econômicas (Fatás, 1997, p.749).

Com o intuito de avaliar, com mais detalhe, a existência da queda do efeito fronteira, Barrios e Lucio (2003) analisaram a sincronia dos ciclos econômicos entre regiões da Espanha e de Portugal. As regiões podem ter ciclos com maior sincronia em decorrência de fatores históricos, proximidade e afinidades culturais, como o que ocorre entre Portugal e Espanha, que possuem fortes vínculos históricos, mas diferem bastante em alguns aspectos institucionais ligados ao mercado de trabalho.

Os resultados de Barrios e Lucio mostram que o efeito fronteira tem sido menos significativo na região ibérica e tem se reduzido com mais intensidade, se comparado com o que acontece outros países europeus, apesar de os autores ressaltarem que esse efeito também foi visível em países vizinhos. O resultado ilustra o impacto da integração econômica na região.

Com a mesma questão em foco, a sincronização dos ciclos das economias do mesmo bloco, Gutierrez e Gomes (2009) realizaram a análise focada nos países do Mercosul. Como resultado, apesar de os autores identificarem a existência de um ciclo comum, verificou-se que a sincronia das economias dos países do Mercosul é baixa, o que pode gerar entraves para futuros desenvolvimentos envolvendo o bloco.

Em um estudo com o objetivo de analisar os Estados Unidos, Hess e Shin (1998) analisaram o ciclo de dezenove estados norte-americanos no período entre 1978 a 1992. O objetivo desse estudo foi avaliar algumas proposições da escola RBC, como a diferença da correlação entre o produto regional e o consumo e a diferença entre a volatilidade da taxa de câmbio e a do produto. O trabalho consegue reproduzir os resultados encontrados em evidências baseadas em dados agregados, como por exemplo, a menor correlação do consumo em comparação à renda.

Clark e Wincoop (1999) elaboraram uma análise comparativa para averiguar se os ciclos entre as regiões norte-americanas são mais sincronizados se comparados com os dos

quatro maiores países da União Europeia (UE) e concluíram que os ciclos nos EUA são, sim, mais sincronizados. Para os autores, o efeito é decorrente do baixo nível do comércio entre os países europeus e de um alto nível de especialização setorial, o que explicaria, também, o efeito fronteira na UE.

O trabalho de Wynne e Koo (2000) segue a mesma linha do trabalho de Clark e Wincoop, pois os autores sugerem que a experiência das regiões dos EUA e a forma como o *Federal Reserve* funciona, a partir de distritos regionais, podem oferecer subsídios para compreender a experiência europeia.

Esses trabalhos aqui referidos são parte da literatura sobre os ciclos regionais, que é bastante extensa e abrange vários países como objeto de estudo e muitas metodologias. Como uma forma de mostrar a expressividade dessa literatura, abaixo segue uma tabela contendo, em ordem cronológica, alguns estudos sobre o tema.

Tabela 1.1: Síntese da revisão bibliográfica

| Autores | Regiões Estudadas | Variáveis Usadas | Estimação do Ciclo | Medida de Sincronia | Conclusões |
|--------------------------|---------------------------|--|---------------------------|--|---|
| Fatás (1997) | Países da UE | Nível de Emprego | Taxas de Crescimento | Correlação Simples | Correlação entre regiões de países diferentes aumentou enquanto entre regiões do mesmo mesmo país caiu |
| Hess e Shin (1998) | Regiões dos EUA | PIB Renda Consumo Preços | Filtro HP | Correlação Simples | Correlação do consumo é menor do que a do produto. A volatilidade da renda varia muito entre as regiões |
| Clark e Wincoop (1999) | EUA e UE | Emprego e PIB | Filtro HP | Correlação estimada por GMM | Efeito fronteira mais forte na Europa em decorrência do menor nível de comércio e maior especialização |
| Wynne e Koo (2000) | EU Ae UE | PIB Emprego Preços | Filtro Baxter-King | Correlação estimada por GMM | EUA pode ser um modelo para Europa nos impactos de uma união monetária |
| Carlino e Sill (2001) | EUA | Renda per Capita | Modelo de Cointegração | Ciclo Multivariado | Cointegração da renda regional, mas grande diferença na característica dos ciclos |
| Barrios e Lucio (2003) | Portugal e Espanha | PIB | Filtro HP | Correlação estimada por GMM | Tamanho relativo e estrutura industrial são os principais fatores para a sincronia |
| Fiess (2005) | Países da América Central | PIB Comércio Produção Industrial | Filtro Baxter-King | Correlação Simples | Baixa sincronia entre os países da região e os EUA, por causa do baixo nível do comércio |
| Wall (2006) | Japão | Produção Industrial | Markov* Switching | | Aumento da fase e do período de recessão entre as regiões japonesas |
| Hall e McDermott (2007) | Nova Zelândia | PIB | | Índice de concordância | Alta sincronia dos movimentos cíclicos entre as 11 regiões estudadas |
| Inklaar et al (2008) | Países da OCDE | PIB Produção Industrial | Filtro HP | Correlação estimada por GMM | Impacto da intensidade do comércio é positivo mas pode estar superestimados |
| Gutierrez e Gomes (2009) | Países do Mercosul | PIB | Modelo de Cointegração | Ciclo Multivariado Correlação Simples | Baixa sincronia entre os países do Mercosul, dificultando a criação dos acordos do bloco |
| Artis e Okubo (2010) | Japão | PIB | Filtro HP | Correlação Simples | Regiões com diferenças na dotação de fatores tendem a ter ciclos menos correlacionados |

1.3 Revisão da Literatura com o Foco no Brasil

Nos estudos aplicados ao Brasil, o foco divide-se em três questões principais: a primeira refere-se à classificação e investigação do nível de desenvolvimento industrial e social; outra relaciona-se aos estudos de convergência de renda entre as regiões; e, por fim, a mais recente, volta-se para as diferenças da dinâmica econômica de curto-prazo.

Na década de 70 do século XX, quando o estudo das economias regionais começou a ter mais vigor, os primeiros estudos possuíam um enfoque histórico das características econômicas regionais, pois o desenvolvimento das atividades econômicas teve um forte impulso vindo da industrialização, que seguiu a dinâmica tradicional de concentração das atividades e o aproveitamento de economias de escala oriundas dessa aglomeração. (CANO, 1985)

Em outro trabalho bastante interessante, Rizzieri e Fava, (1982) estimam funções de produção industrial, em cada uma das regiões brasileiras, para os setores de material de transporte, de mecânica, têxtil e de alimentação. De uma forma geral, o artigo conclui que as regiões mais industrializadas, SP, RJ, MG, RS, BA e PE, possuem uma elasticidade de fatores de produção crescente com o produto, significando que essas regiões possuem maior capacidade de ajuste à mudança nos preços de fatores e, dessa forma, pressões de custo por trabalho podem gerar mais desemprego nessas regiões, considerando constante a unidade de produto.

Um artigo mais recente que aborda a mesma questão é o artigo de Saboia *et al* (2008), o qual, além de fornecer uma boa revisão da literatura sobre o tema, analisa o nível de desenvolvimento industrial entre as regiões brasileiras. O estudo corrobora a hipótese de existência de desequilíbrios regionais severos e aponta as regiões sudeste e sul com o menor nível de desequilíbrio.

Para a literatura sobre convergência entre as regiões, um dos primeiros foi o de Ellery e Ferreira (1994). Com um período amostral de 20 anos, no período entre 1970 a 1990, os autores estimaram uma meia-vida, ou seja, que a metade do tempo que os estados levam para se deslocarem até o PIB per capita de *steady state* está entre 36 e 56 anos. Entretanto esses autores levantam uma ressalva a esse processo de convergência, principalmente em decorrência da limitação da amostra.

O trabalho de Barossi e Azzoni (2003), aborda a problemática da convergência con-

siderando possibilidades de quebras estruturais endógenas, já que parte da análise de convergência representa avaliar se a diferença entre as rendas possui raiz unitária. Como resultado, os autores encontram evidências de convergência nas rendas regionais, menos na região norte.

Com outra técnica de econometria de séries temporais, Lima (2010) reexaminou a questão da convergência da renda per-capita entre os estados brasileiros. Com uma amostra de 60 anos, de 1947 a 2006, e utilizando a ordem de integração das séries de PIB per-capita dos estados e a integração fracionada (modelos ARFIRMA), os autores concluíram que não há sinais claros para a convergência da renda nos estados brasileiros.

Apesar de essas abordagens e estudos terem fundamentado a base da literatura, o foco dos estudos não era avaliar como as diferentes regiões reagiriam aos choques de curto-prazo. Sendo assim, com o objetivo de cobrir esse espaço na literatura nacional, Teles e Miranda (2005) analisaram, por meio de um modelo que considerava o PIB anual das regiões, como cada uma delas reagiam a choques específicos de oferta e de demanda. Focando principalmente os choques de demanda, denominados, pelas mudanças nos meios, de pagamento M2, os resultados do trabalho apontaram para existência de assimetrias em relação às respostas a esses choques.

1.4 Considerações da Literatura e direcionamento

O objetivo desta seção é consolidar os principais resultados da ampla linha de artigos analisados para a revisão bibliográfica e ressaltar os principais pontos sobre os quais este trabalho pretende avançar frente à situação presente da literatura nacional.

O tema ciclos de negócio é bastante controverso em decorrência da diversidade dos resultados obtidos, pois estes estão relacionados diretamente com a técnica econométrica utilizada. Dessa forma, a primeira discussão encontrada na literatura diz respeito à metodologia econométrica.

No entanto, essa discussão acaba sendo coadjuvante nos artigos que tratam diretamente da problemática dos ciclos regionais, pois, nessa literatura, busca-se avaliar se diferentes regiões possuem dinâmicas econômicas convergentes, tanto no longo-prazo como no curto-prazo.

Levando em consideração os estudos analisados nesta revisão bibliográfica, os resultados apresentados não são consensuais, pois existem evidências favoráveis à convergência dos ciclos regionais e resultados contrários; de qualquer forma, o reconhecimento dessas características intrínsecas é importante para a consideração de um debate mais amplo.

De forma resumida, os artigos explicam as divergências entre a dinâmica econômica das regiões por três fatores: o nível de comércio; a composição setorial das empresas alocadas na região; e certas especificidades da dinâmica do mercado de trabalho.

No Brasil, país com extensão territorial continental, com uma geografia bastante diversificada e cultura regional heterogênea, é razoável pensar em assimetrias dos ciclos econômicos, principalmente se comparados com os dos países estudados pela literatura internacional. Os Estados Unidos possuem uma extensão territorial ainda maior que a brasileira, o que não se aplica para a Europa, entretanto todas essas regiões registraram evidências a favor da divergência nos ciclos.

Apesar da quantidade de artigos com foco no Brasil e o crescente interesse pelo tema, existe espaço para contribuição ao debate. Este trabalho analisará a questão dos ciclos regionais, mas mediante uma abordagem com o foco na sincronia da dinâmica econômica de curto-prazo.

O objetivo deste trabalho é construir um indicador de atividade econômica para os estados brasileiros e, com base nesse indicador, analisar as diferenças na dinâmica econômica. A construção do indicador de atividade é necessária, uma vez que o estudo tem como foco o curto-prazo e, como a divulgação do PIB dos estados é feita em periodicidade anual, conduzir a análise dos ciclos utilizando somente o PIB poderia comprometer o seu escopo. Além disso, a própria construção do indicador poderá trazer um avanço interessante para a discussão sobre o tema.

O capítulo 2 apresentará uma discussão a respeito dos indicadores econômicos regionais e uma análise dos ciclos de negócios baseada em uma abordagem univariada, com o objetivo de fornecer subsídios para as discussões frente aos resultados dos modelos multivariados.

Capítulo 2

Os Sinais de uma recessão, uma análise aplicada aos dados brasileiros

2.1 Introdução

O capítulo anterior foi dedicado ao levantamento da literatura a respeito da sincronia dos ciclos econômicos regionais ao redor do mundo.

A grande parte da literatura analisada mostrou-se interessada em classificar os fatos do ciclo no agregado. No Brasil, a literatura sobre ciclos, em especial sobre ciclos regionais, encontra-se em estado inicial de desenvolvimento e o aumento do debate ainda é muito recente.

Um grande entrave para o progresso da discussão no Brasil pode estar relacionado com a pouca disponibilidade de dados sobre a atividade econômica, tanto no nível agregado quanto no regional. Por exemplo, a série oficial do PIB trimestral, publicada pelo IBGE, começou a estar disponível somente em 1975; as séries de desemprego sofreram mudanças na metodologia que resultaram na interrupção da série antiga e a série oficial surgiu em 2002; dados sobre vendas no varejo apareceram em 2000, para citar algumas limitações entre outras.

Dessa forma, uma questão importante para o desenho deste trabalho é analisar quais variáveis estão disponíveis para conduzir o estudo sobre os ciclos. O objetivo deste capítulo é mostrar além do debate existente na literatura a respeito dos significados das fases dos ciclos também como as definições da literatura podem validar os resultados deste

trabalho, uma vez que a falta de informação é um dos entraves mais sérios.

2.2 As dificuldades conceituais

Atualmente a palavra recessão tem uma considerável importância, pois, de certo modo, todos os interessados por economia preocupam-se em saber qual é o estado da conjuntura econômica.

problema é que recessão não é algo que seja fácil de ser identificado ou algo que seja homogêneo ao longo do tempo. Cada recessão tem uma especificidade e uma característica própria. Sendo assim, como o assunto acaba por ter importância para muitas pessoas, de economistas acadêmicos a empresários, passando pelo governo e até pelo público em geral, uma pergunta com relativa importância é: quando a economia está em recessão?

Para identificar se a economia está ou não em recessão, a primeira metodologia foi estabelecida por Burns e Mitchell. Os pesquisadores observavam o movimento em nível, a concordância e os pontos de virada de várias séries de produção, taxa de juros e serviço de transportes. A partir dessa análise bruta das informações, eram definidas as fases do ciclo da economia. Uma boa parte da literatura desenvolveu-se, tendo como base essa ideia, analisando o comovimento da atividade econômica ao longo dos setores.

O estudo dos ciclos por essa ótica acabava dependendo, de certa forma, da visão crítica do pesquisador ao definir se um determinado período ou série havia chegado a um pico ou ao vale, ou seja, embora utilizasse um método, sempre haveria motivo de discussão e não, necessariamente, de um consenso a respeito da classificação do período como de recessão ou não.

A imprensa especializada na área de economia e negócios acabou por influenciar o debate, ao divulgar uma simples regra para caracterizar recessões. Em 1975, no jornal *The New York Times* o economista Julius Shiskin argumentou que a economia norte-americana estaria em recessão quando o PIB apresentasse dois trimestres consecutivos de queda.

Essa definição dada por Julius Shiskin acabou sendo utilizada, de maneira informal, por vários economistas no mundo. Entretanto, olhar somente o PIB para determinar períodos de recessão tem algumas limitações:

Broadly speaking a recession is a period in which the level of aggregate eco-

conomic activity is declining. It however would be a mistake, simply to identify recessions with quarters in which the level of real GDP declined. Changes in real GDP have not been closely associated with the official National Bureau of Economic Research (NBER) business cycle chronology (MCNEES, 1991, p 153)

Nesse trabalho, o pesquisador McNees mostra que a definição de recessão, estabelecida pelo senso comum com base na queda do PIB em dois trimestres consecutivos, acaba por não reproduzir a datação realizada pelo comitê do NBER. O autor ainda registra conflitos entre essas duas datações, as quais resultariam em classificações ambíguas, como, por exemplo, um pico com queda no PIB.

Apesar dessas circunstâncias, a importância da definição para classificar períodos de recessão é considerável, pois é grande o impacto que a recessão tem na tomada de decisão tanto na área de negócios como na política.

Por exemplo, nos Estados Unidos, em 1985, foi proclamada a lei Gramm Rudman Hollings, a qual estabelecia um processo para diminuição do déficit do governo federal até a sua extinção em 1991. Foi instituída uma série de metas fiscais, no entanto uma cláusula dessa lei estabelecia uma condição especial para tais metas durante as recessões. Para fins práticos, essa lei considerava um período de recessão quando um crescimento anualizado fosse inferior a um por cento (ZARNOWITZ, MOORE 1991, p.258).

A criação de uma regra, um valor limite para determinar se a economia está em recessão, apesar de ser simples e ter um grande apelo, principalmente para o público interessado fora do debate acadêmico, também recebe críticas.

One reason we need a clear definition is that the media focus intensely on two questions: Is it a bear market? Are we in recession? If the answer is yes, we are in recession, it seems useful to me if both speaker and listener understand what is being said. The focus on recession is not nearly as silly as the focus on bear markets. It is only somewhat misleading to describe the economy as having two states: healthy and ill.(LEAMER, 2008, p.2)

Eis que surge espaço para algumas perguntas: as recessões são homogêneas, de modo que uma regra possa durar com o passar do tempo? O que as recessões têm em comum? Não é uma hipótese muito forte considerar que as recessões são diferentes mas com características similares; desta forma, estabelecer uma determinada regra para caracterizar recessões pode ser muito restritivo.

Diante disso, surge uma primeira crítica dentro da literatura, sugerindo que a ava-

liação das fases dos ciclos deveria estar atrelada à estimação do estado da economia, pois resultaria em uma interpretação mais adequada do que a que se baseia, simplesmente, em olhar os dados e estipular uma regra paramétrica.

If one were so inclined, one could use this rule to find business cycles in records of rainfall in Mongolia or the counts of spots on a shuffled deck of cards. By contrast, the statistical model underlying the Markov-switching dates holds that there is a real event (an economic recession) that either occurred or did not. The event, though unobserved directly by the econometrician, has tangible consequences for the observed growth rates, and the econometrician job is to form an optimal inference about whether a recession occurred based on the observed data, or indeed whether the data-generating process is characterized by such events at all. (HAMILTON, 2003, p.1692)

Essa discussão, principalmente nos Estados Unidos, ainda está longe de ter um consenso, embora seja bastante ampla; mas, no caso brasileiro, a discussão, até agora, é muito restrita, pois é recente a formação de um comitê com as mesmas características do NBER norte-americano, o CODACE. O comitê realizou a classificação dos ciclos econômicos no Brasil a partir de 1980, considerando dados trimestrais e dados mensais.

Abaixo está reproduzida a tabela com a datação em trimestres das recessões do Brasil realizada pelo CODACE.

Tabela 2.1: Recessões Datadas pelo CODACE com dados Trimestrais

| Início | Fim | Duração | Queda Acumulada | Queda média |
|--------------|---------|----------|-----------------|-------------|
| T1 1981 | T1 1983 | 9 | -8.5% | -1.0% |
| T3 1987 | T4 1988 | 6 | -4.2% | -0.7% |
| T3 1989 | T1 1992 | 11 | -0.9% | -0.1% |
| T2 1995 | T3 1995 | 2 | -2.8% | -1.4% |
| T1 1998 | T1 1999 | 5 | -1.6% | -0.3% |
| T2 2001 | T4 2001 | 3 | -1.0% | -0.3% |
| T1 2003 | T2 2003 | 2 | -1.7% | -0.8% |
| T4 2008 | T1 2009 | 2 | -1.9% | -1.0% |
| Média | | 5 | -2.8% | |

2.2.1 Uma ilustração para o PIB brasileiro

Como um exercício de análise e de demonstração da discussão que envolve as diferentes formas de datação mostradas acima, será feita, neste item, uma comparação entre três datações diferentes e a datação realizada pelo CODACE.

A ideia dessa análise é simplesmente analítica, com o fim de ampliar a discussão sobre o ponto de vista da adoção de uma regra para caracterização dos ciclos no Brasil. O trabalho de datação é complexo pela sua própria natureza, no entanto adotar uma regra pode ser um ato muito simples, em razão da heterogeneidade das recessões vistas acima.

As comparações serão feitas a partir das seguintes regras descritas abaixo:

Regra 1 Crescimento negativo em dois trimestres consecutivos no PIB

Regra 2 Regra descrita na lei Gramm Rudman Hollins, ou seja, um crescimento anualizado no PIB trimestral inferior a 1 %

Regra 3 Estimado um modelo de mudança de regime (*Markov Switching*) quando a probabilidade de mudança para o estado de recessão for superior a 50%

Abaixo seguem os resultados das datações pela **Regra 1**, vide tabela 2.2, e pela **Regra 2**, vide tabela 2.3 e pela **Regra 3**, vide 2.4

Tabela 2.2: Tabela com as recessões marcadas com a regra de queda no PIB em dois trimestres consecutivos

| Início | Fim | Duração | Queda Acumulada | Queda média |
|--------------|---------|----------|-----------------|-------------|
| T1 1981 | T3 1983 | 3 | -5.7% | -1.9% |
| T4 1982 | T1 1983 | 1 | -3.3% | -3.3% |
| T3 1988 | T1 1990 | 5 | 0.4% | 0.1% |
| T1 1991 | T2 1991 | 1 | -0.5% | -0.5% |
| T2 1995 | T3 1995 | 1 | -1.7% | -1.7% |
| T4 1998 | T1 1999 | 1 | -0.3% | -0.3% |
| T1 2001 | T3 2001 | 2 | -1.3% | -0.7% |
| T1 2003 | T2 2003 | 2 | -0.1% | -0.05% |
| T4 2008 | T1 2009 | 2 | -1.9% | -1.0% |
| Média | | 2 | -1.6% | |

Tabela 2.3: Tabela resultado da datação para o Brasil, segundo a regra da Lei Gramm Rudman e Hollings

| Início | Fim | Duração | Queda Acumulada | Queda média |
|--------------|---------|------------|-----------------|-------------|
| T1 1981 | T3 1983 | 11 | -5.7% | -0.5% |
| T3 1987 | T4 1988 | 6 | -1.2% | -0.2% |
| T1 1990 | T3 1992 | 11 | -1.2% | -0.1% |
| T4 1993 | T1 1994 | 2 | -0.2% | -0.1% |
| T3 1995 | T1 1996 | 3 | 1.8% | 0.6% |
| T3 1997 | T3 1999 | 8 | -0.4% | -0.1% |
| T1 2001 | T2 2002 | 6 | 1.3% | 0.2% |
| T1 2003 | T3 2003 | 3 | 0.9% | 0.31% |
| T3 2005 | T4 2005 | 2 | -1.0% | -0.5% |
| T4 2008 | T2 2009 | 3 | -0.1% | -0.05% |
| Média | | 5.5 | -0.6% | |

Tabela 2.4: Tabela com os resultados da datação feitos a partir do modelo de mudança de regime para o crescimento do PIB

| Início | Fim | Duração | Queda Acumulada | Queda média |
|--------------|---------|-------------|-----------------|-------------|
| T1 1981 | T2 1982 | 6 | -2.2% | -0.4% |
| T4 1982 | T4 1983 | 5 | -1.3% | -0.3% |
| T3 1987 | T1 1989 | 7 | -0.1% | 0.0% |
| T2 1990 | T3 1992 | 10 | 3.3% | 0.3% |
| T3 1995 | T2 1996 | 4 | 1.4% | 0.4% |
| T1 1998 | T3 1999 | 7 | 1.2% | 0.2% |
| T3 2001 | T2 2002 | 4 | 2.6% | 0.7% |
| T2 2003 | T4 2003 | 3 | 2.3% | 0.8% |
| T4 2008 | T3 2009 | 4 | 2.5% | 0.6% |
| Média | | 5.56 | 1.1% | |

Tanto a regra da queda de dois trimestres consecutivos no PIB quanto a regra estabelecida pela lei Gramm Rudman Hollings, de certa maneira, adotam valores discricionários para estabelecer se a economia está em recessão. Essas datações podem ser comparadas com o trabalho realizado pelo CODACE.

Comparando os resultados do CODACE com a **Regra 1**, a diferença é notória, principalmente no tocante à duração dos períodos de contração. Os resultados da Regra 1 mostram recessões que, na média, duram dois semestres, período muito baixo se considerados os resultados do CODACE.

Com exceção da data inicial da primeira recessão, primeiro trimestre de 1981, todas as datas são complementemente diferentes, não existindo nenhuma relação entre as duas. É possível concluir que a regra arbitrária de caracterizar uma recessão a partir de dois

trimestres de queda no PIB acaba gerando um padrão de recessões muito errático, com uma periodicidade muito menor, se comparada com a da literatura que caracteriza um ciclo entre 2 e 5 anos.

Entretanto, ao considerar a datação resultante da regra 2, percebe-se que os resultados são bem semelhantes aos do CODACE. Utilizando a regra 2, foi possível captar todas as recessões classificadas pelo CODACE, embora com algumas diferenças, como, por exemplo: a duração das recessões estabelecidas pela regra 2 é mais longa do que a registrada pelo CODACE; a regra 2 acabou apontando dois períodos recessivos a mais do que a datação do CODACE, um com início no terceiro trimestre de 1993 e final no primeiro trimestre de 1994 e outro com início no terceiro trimestre de 2005 e final no quarto trimestre de 2005.

A divergência em relação a essas duas datas levanta uma questão interessante: enquanto a regra 2 aponta os dois últimos trimestres de 2005 como períodos recessivos, segundo o CODACE, o mesmo período está classificado como de expansão da atividade econômica.

Interessante observar também que o resultado da datação é muito próximo da datação do CODACE, tanto no início e término das fases de retração quanto à duração, entretanto, ao avaliar a amplitude das recessões, via variação acumulada do produto, o resultado é um bastante diferente.

Abaixo segue a série do PIB, com gráficos sombreados para cada uma das metodologias de datação.

Figura 2.1: PIB trimestral e recessões datadas pelo CODACE

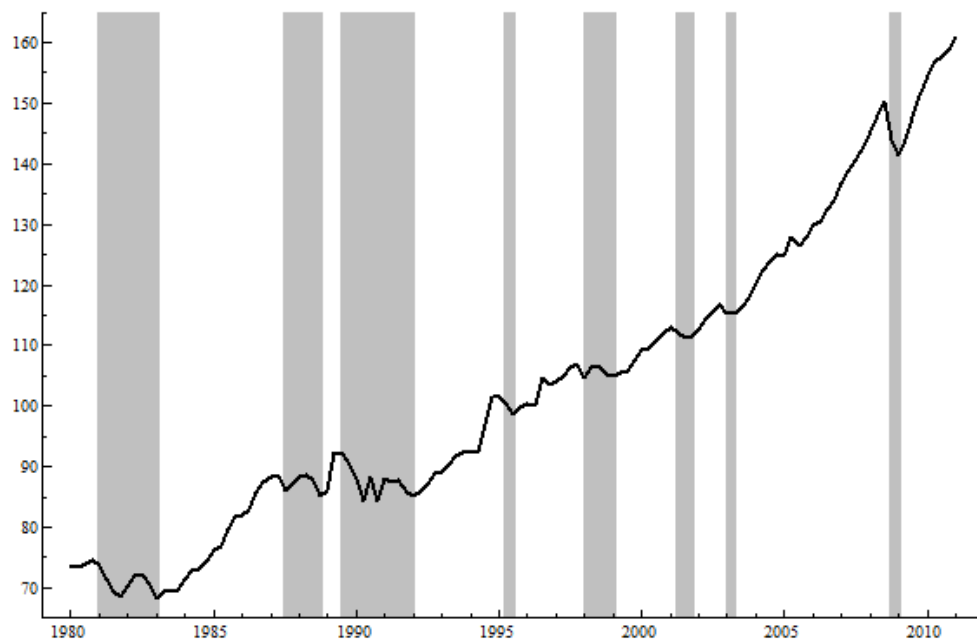


Figura 2.2: PIB trimestral e recessões datadas pela Regra 1

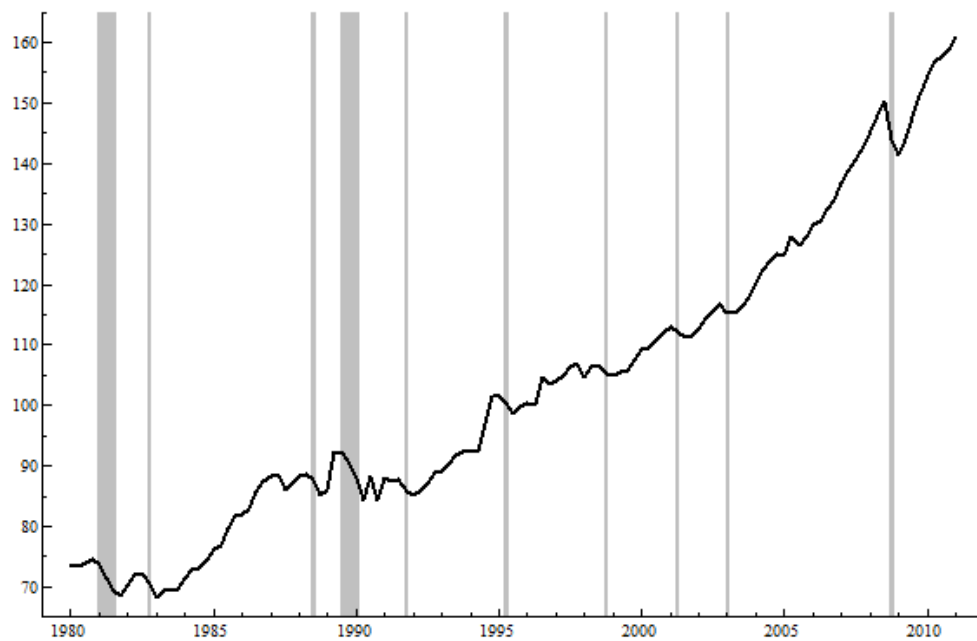


Figura 2.3: PIB trimestral e recessões datadas pela Regra 2

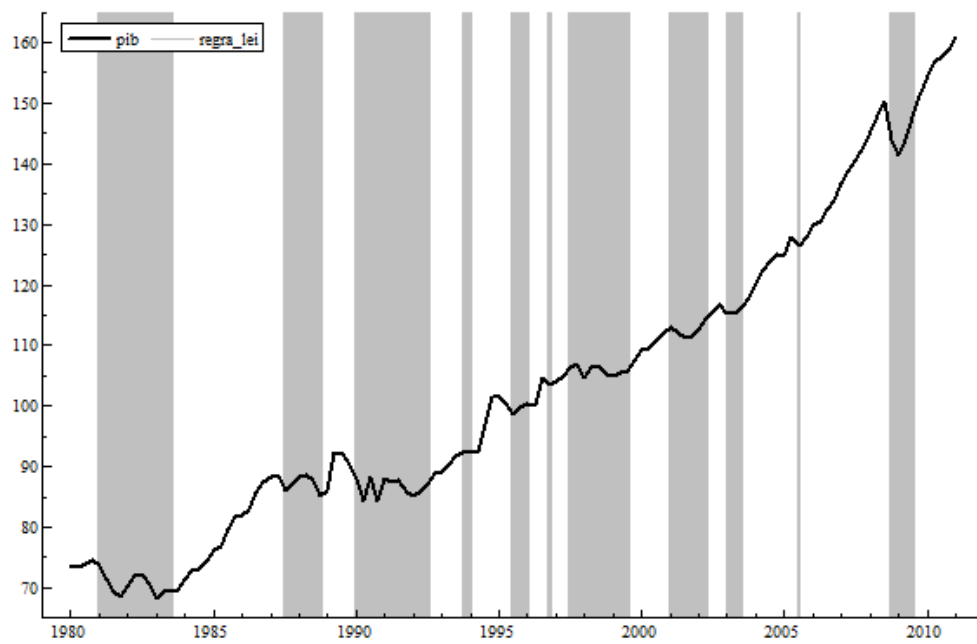
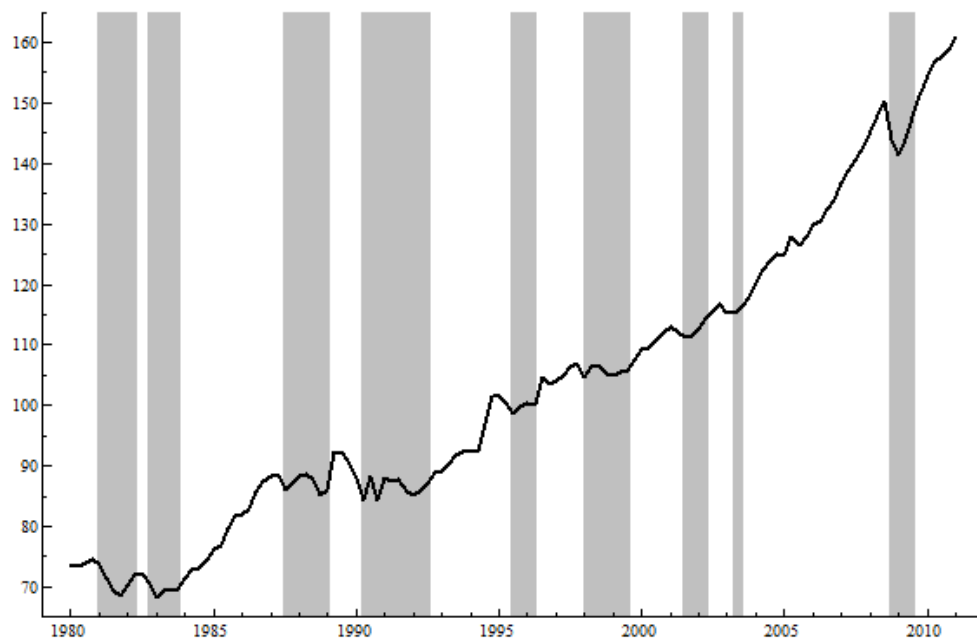


Figura 2.4: PIB trimestral e recessões datadas pela Regra 3



Observando a tabela 2.4, que apresenta os resultados da regra 3, nota-se que, em média, os períodos de recessão no Brasil resultaram na variação positiva do PIB em elevação de 1.1%, questionando bastante a caracterização da recessão mediante a consi-

deração, somente, da queda do PIB.

Todas as recessões envolvem uma queda na atividade, mas nem todas as quedas na atividade estão relacionadas com recessões, de modo que considerar somente o comportamento do PIB torna possível dizer que os ciclos de crescimento são mais numerosos do que os ciclos de negócios. A grande dificuldade é que ambos os processos estão relacionados, mas são distintos (Zarnowitz, 2002, p.2). Desta forma, quando uma regra como a implícita pela lei Gramm Rudman e Hollings pode na verdade estar captando ciclos de crescimento.

Para analisar melhor essa discussão, é necessário observar algumas características do correlograma do crescimento do PIB:

Figura 2.5: **Correlograma da Taxa de crescimento do PIB**



Considerando o correlograma do crescimento do PIB, não é possível aceitar a hipótese de que exista alguma dependência temporal na série do crescimento. Isso pode ajudar a explicar o porquê da baixa aderência às datações pela regra 1, a qual estipulava que a economia estaria em um período recessivo, se o PIB caísse em dois trimestres consecutivos.

Ao mesmo tempo, a mesma característica da série do crescimento do PIB pode explicar a boa aderência da datação da regra 2, relacionada com a lei Gramm Rudman e Hollings. A regra 2 está relacionada a um determinado valor, ou seja, se a economia apre-

sentar um crescimento anualizado inferior a 1%, fica caracterizada uma recessão. Leamer (2008) deu a denominação para esses modelos de modelos de recession threshold

Considerando essa discussão, Leamer (2008) reproduz a datação do NBER por meio de um algoritmo baseado em um modelo de *recession threshold*, onde a recessão estaria caracterizada a partir de três *thresholds*:

- Variação percentual da produção industrial em t e $t - 6$ for menor que -3%
- Variação da taxa de desemprego em t e $t - 6$ for maior que 0.8%
- Variação da taxa de emprego urbano entre t e $t - 6$ for menor que 0.4%

We begin here with an examination of data series in comparison with thresholds. This is clearly how the NBER process begins, since a meeting of the NBER committee is triggered by data exceeding some thresholds, like a decline in GDP or jobs. After it has been determined that a recession has occurred because the data exceed certain thresholds (LEAMER, 2008, p.11)

Essa metodologia tem o apelo de ser bastante simples e facilmente replicável, o que pode trazer maior homogeneidade às datações e, de certa forma, resolveria o problema da ambiguidade ao determinar se um período é recessivo ou não. Outro ponto importante é relacionado aos choques que a economia sofreu para resultar na recessão; sendo o PIB uma variável agregada, ao observar somente o PIB, pode-se perder o comovimento entre os vários indicadores da atividade econômica.

Os resultados da regra 3, derivados da estimação de um modelo de mudança de regime, trazem considerações importantes. A primeira é que os resultados mostram, em média, um crescimento do PIB nos períodos de recessão, o que significa que é preciso que a análise considere também o estado da economia.

Na literatura, existe uma preferência pelos modelos de mudança de regime, pois, em geral, eles acabam tendo um bom ajuste nos dados e, segundo Diebold e Rudebusch, o custo de ignorar a mudança de regime pode ser bastante alto:

Business people, for example, want to have the best assessments of current and likely future economic activity, and they are particularly concerned with turning points. Even tiny forecast improvements that may arise from recognizing regime switching may lead to large differences in profits. (DIEBOLD, RUDEBUSCH, 1996, p.75)

Os resultados com a série do PIB acabam por, de certa modo, sustentar essa visão em relação a certa preferência pelos modelos de mudança de regime. Ao mesmo tempo é pertinente a discussão da utilização dos modelos paramétricos, com os modelos de threshold.

Com intuito de ampliar a discussão, o próximo item apresentará uma análise do resultado, empregando as variáveis que são mais amplamente utilizadas como indicadores dos ciclos e também possuem uma periodicidade mensal.

2.3 Análise dos dados nacionais

Com o objetivo de analisar o comportamento de alguns indicadores de atividade e o seu desempenho durante os períodos de datação, abaixo seguem duas tabelas com a indicação de algumas variáveis:

PIM Produção industrial mensal

Exportação Exportações

Importação Importações

Fat Ind Faturamento da Indústria

Horas Trab Horas trabalhadas na indústria

ICMS Arrecadação de ICMS

Vendas Varejo Vendas no Varejo

Considerando que o período entre 2000 e 2010 foi representado por crescimento econômico, utilizar variáveis disponíveis somente após o ano 2000 pode comprometer o desempenho do algoritmo para determinar os pontos de vale e pico das séries. Isso explica o porquê da utilização dos dados acima, apesar de a série de vendas no varejo ter início

somente em abril de 2000. Essa restrição acerca dos dados, tanto para o nível de atividade agregada e, conseqüentemente, para os dados regionais, de fato representa o entrave mais sério para o desenvolvimento da literatura de ciclos no Brasil.

Tabela 2.5: Variação acumulada durante os períodos de recessão do CODACE

| Início | Fim | Duração | PIM | Exportação | Importação |
|--------------|--------|---------|--------|------------|------------|
| Dez-94 | Set-95 | 9 | -12.0% | 4.4% | -6.3% |
| Out-97 | Fev-99 | 16 | -9.4% | -15.1% | -24.9% |
| Dez-00 | Set-01 | 9 | -2.2% | -5.9% | -21.2% |
| Out-02 | Jun-03 | 9 | -7.8% | -4.3% | -10.9% |
| Jul-08 | Jan-09 | 7 | -18.1% | -29.6% | -29.5% |
| Média | | 10 | -9.9% | -10.1% | -18.6% |

Tabela 2.6: Variação acumulada durante os períodos de recessão do CODACE

| Início | Fim | Duração | Fat Indu | Horas trab | ICMS | Vendas Varejo |
|--------------|--------|---------|----------|------------|--------|---------------|
| Dez-94 | Set-95 | 9 | -11.2% | -11.9% | | |
| Out-97 | Fev-99 | 16 | -6.0% | -15.0% | -2.6% | |
| Dez-00 | Set-01 | 9 | -1.8% | -2.0% | 3.1% | |
| Out-02 | Jun-03 | 9 | -21.0% | -2.6% | -10.3% | -6.4% |
| Jul-08 | Jan-09 | 7 | -11.6% | -8.3% | -10.3% | 1.0% |
| Média | | 10 | -10.3% | -8.0% | -5.0% | -2.7% |

É interessante, na tabela acima, avaliar a diferença no impacto que cada um dos indicadores sofreu durante as distintas recessões, o que pode retratar a natureza dessas recessões.

Com o intuito de avaliar melhor o quanto cada uma das variáveis estaria relacionada com a medição do CODACE, será utilizado, como um primeiro procedimento, o algoritmo de datação de Bry Boschan.

O algoritmo de Bry Boschan (1971) é um recurso muito usado, dentro da literatura de ciclo, para determinar pontos de virada em uma série. Entre os pontos de pico e de vale determinados pelo algoritmo, fica caracterizado um ciclo de contração.

De um modo bastante resumido, o algoritmo de Bry Boschan funciona da seguinte forma:

Passo 1 Selecionado pontos de pico e vale na série

O algoritmo seleciona alguns pontos iniciais para classificar de pico e vale, sendo que

o pico inicial é o maior valor da série, utilizando uma janela (*window*) de dois meses. O mesmo é feito para os vales.

Passo 2 Garantir a alternância entre valores de pico e vale

O algoritmo garante que as datas não são compartilhadas entre os vales e picos

Passo 3 Censurar as datas

- Existe uma restrição no algoritmo que o ciclo (pico a pico e vale a vale) tenha no mínimo 24 meses de diferença
- O algoritmo censura as datas no final da série, ao eliminar pontos de virada nos 12 meses finais da série e eliminar picos e vales que possuem valores próximos aos valores finais (últimos valores de pico e vale antes do final da série)
- O algoritmo censura as datas no final da série, ao eliminar pontos de virada nos 12 meses finais da série e eliminar picos e vales que possuem valores próximos aos valores finais (últimos valores de pico e vale antes do final da série)

O algoritmo também tem um tratamento especial para detecção de *outliers* e de outros filtros para serem calculados na janela do passo 1 acima. Os detalhes são muitos e estão descritos no livro de Bry Boschan (1971, capítulo 3).

Abaixo seguem os resultados da datação pelo algoritmo de Bry Boschan para as séries mensais no agregado.

Tabela 2.7: Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para a PIM

| PIM | | | |
|--------|--------|---------|----------|
| Pico | Vale | Duração | Variação |
| Dez 94 | Mai 95 | 5 | -14.3% |
| Out 97 | Dez 98 | 14 | -10.70% |
| Dez 00 | Out 01 | 11 | -7.80% |
| Out 02 | Jun 03 | 8 | -7.50% |
| Jul 08 | Dez 09 | 17 | -5.30% |

Tabela 2.8: Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Exportações

| Exportação | | | |
|-------------------|-------------|----------------|-----------------|
| Pico | Vale | Duração | Variação |
| Out 95 | Mar 96 | 5 | -18% |
| Jul 97 | Jan 99 | 6 | -30% |
| Mar 01 | Jun 02 | 15 | -15% |
| Mai 08 | Mai 09 | 12 | -35% |

Tabela 2.9: Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Importações

| Importação | | | |
|-------------------|-------------|----------------|-----------------|
| Pico | Vale | Duração | Variação |
| Mar 95 | Dez 95 | 9 | -26% |
| Abr 97 | Jul 97 | 15 | -37% |
| Mar 01 | Ago 03 | 29 | -39% |
| Set 08 | Mar 09 | 6 | -44% |

Tabela 2.10: Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Faturamento da Indústria

| Fat Indústria | | | |
|----------------------|-------------|----------------|-----------------|
| Pico | Vale | Duração | Variação |
| Mar 93 | Abr 94 | 13 | -12.30% |
| Mar 95 | Set 95 | 18 | -12.60% |
| Out 97 | Out 98 | 12 | -8.30% |
| Mai 01 | Fev 02 | 9 | -14.30% |
| Out 02 | Jun 03 | 8 | -20% |
| Ago 04 | Out 05 | 14 | -5.20% |
| Jul 08 | Fev 09 | 7 | -13.40% |

Tabela 2.11: Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para Horas trabalhadas

| Horas Trab | | | |
|-------------------|-------------|----------------|-----------------|
| Pico | Vale | Duração | Variacao |
| Dez 95 | Mai 99 | 41 | -21% |
| Fev 01 | Nov 01 | 9 | -3.10% |
| Abr 05 | Fev 06 | 10 | -2.50% |
| Set 08 | Abr 09 | 7 | -11.40% |

Tabela 2.12: Resultado do Algoritmo de Bry Boschan para ICMS

| ICMS | | | |
|--------|--------|---------|----------|
| Pico | Vale | Duração | Variacao |
| Jun 01 | Nov 01 | 5 | -6.70% |
| Out 02 | Mai 03 | 7 | -12.50% |
| Ago 08 | Jan 09 | 5 | -3.20% |

A variável Vendas no Varejo acabou não mostrando nenhum resultado, pois, em decorrência do procedimento do algoritmo e do tamanho da amostra, não foi possível localizar um ponto de pico, mas somente um de vale em maio de 2003.

No entanto, os resultados com as outras variáveis podem ser considerados bastante interessantes.

A comparação do resultado da variável PIM com a datação do CODACE indica que a PIM conseguiu reproduzir todos os períodos de recessão apontados pelo CODACE, com diferenças em relação ao início e fim das fases de contração. Comparada a datação do CODACE, que utiliza uma gama maior de informações, com a datação do algoritmo Bry Boschan verifica-se que a produção industrial pode ser considerada como uma variável *leading*, ou seja, as mudanças no estado da PIM podem ocorrer à frente das demais variáveis.

Os resultados para balança comercial, em relação tanto às exportações como às importações, indicam evidências para uma falta de sincronia com as recessões datadas pelo CODACE. Para as exportações, foram quatro períodos de contração e é possível concluir que a recessão de dezembro de 1994 a setembro de 1995 não foi captada pelas exportações. Entretanto, na última recessão, a de 2008, tanto as exportações quanto as importações estavam alinhadas com a datação do CODACE.

Outra variável que registrou resultados similares aos resultados da PIM foi a variável faturamento da indústria, mas, enquanto a datação mensal do CODACE indicou cinco períodos de retração da atividade, a datação pelo faturamento da indústria apontou sete.

Em contrapartida, a variável horas trabalhadas apontou ter pouca sincronia com a datação do CODACE, assim como a arrecadação de ICMS. Interessante frisar que, considerando a última recessão, todas as variáveis captaram esse período de desaceleração.

Esta análise inicial teve como objetivo verificar se as datações das variáveis mensais puderam replicar a datação do CODACE. Conseguir reproduzir, com mais proximidade, a datação do CODACE significa dizer que determinada variável foi capaz de captar as fases de expansão e de recessão de maneira satisfatória, e esta análise, ao considerar os dados no agregado, ajudará a análise dos dados regionais, pois os resultados obtidos com os dados agregados também podem ser esperados para os dados regionais.

Considerando, então, somente a metodologia univariada de Bry Boschan, é possível concluir que a série de produção industrial foi a que melhor captou os ciclos do CODACE e espera-se que esse resultado seja replicado ao conduzir a análise para os dados regionais.

2.4 Análise dos Dados Regionais

Será utilizado o algoritmo de Bry Boschan para os dados da atividade econômica dos estados com o intuito de obter a primeira análise sobre o comportamento das economias. Como existe uma restrição acerca da disponibilidade das séries para os estados e como o tamanho da amostra não é igual para todos, foram escolhidos aqueles com o maior período amostral:

- CE,PE,BA,MG,ES,RJ,SP,PR,SC e RS

Considerando esses pontos, abaixo segue uma tabela com a descrição das bases de dados referentes à cobertura e amostra.

Tabela 2.13: Descrição da Base de Dados utilizada

| Indicador | Início | Término | Fonte |
|---------------------|---------------|----------------|--------------|
| Produção Industrial | Jan 1991 | Dez 2010 | IBGE |
| Exportação | Jan 1996 | Dez 2010 | SECEX |
| Importação | Jan 1996 | Dez 2010 | SECEX |
| ICMS | Jan 1997 | Dez 2010 | Confaz |
| Varejo | Abr 2000 | Dez 2010 | IBGE |

Será feita, a seguir, uma análise dos dados regionais para que seja avaliado o comportamento cíclico de cada uma das regiões frente ao ciclo nacional.

2.4.1 Produção Industrial

A variável produção industrial é a primeira a ser analisada por ser a variável com o maior período amostral e por ter reproduzido, de maneira bastante satisfatória, a datação do CODACE.

O IBGE calcula os índices de produção industrial para o agregado e para as regiões utilizando uma ponderação completamente distinta entre o índice agregado e o regional. As regiões não possuem um peso fixo na participação da produção industrial nacional, pois, segundo a metodologia do IBGE, há uma seleção que contempla as características da estrutura produtiva nacional e outra para cada estado. Sendo assim, pode ocorrer o caso de alguns produtos não serem selecionados para o Brasil, mas serem para os estados (IBGE, 2004, p.14-15).

Com o objetivo de diferenciar a participação de cada estado no cálculo do índice nacional da produção industrial, a tabela 2.14 traz os setores captados de cada indústria para o cálculo da PIM nacional

Tabela 2.14: Atividades em cada estado selecionada para o cálculo da Produção industrial Mensal nacional

| Atividade | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|--------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Industria Extrativista | | | X | X | X | X | | | | |
| Prod. Alimentícios | X | X | X | X | X | X | X | X | X | X |
| Bebidas | | | | X | | X | X | X | | X |
| Fumo | | | | X | | | | | | X |
| Têxteis | X | X | | X | | X | X | | X | |
| Vestuário | X | | | | | | X | | X | |
| Ind do Couro | X | X | | | | | | | | X |
| Madeira | | | | | | | | X | X | |
| Celulose | | X | X | X | X | | X | X | X | X |
| Edição | | | | X | | | X | X | | X |
| Petróleo e Etanol | X | X | X | X | | X | X | X | | X |
| Ind Farmacêutica | | | | | | X | X | | | |
| Perfumaria | | | | | | X | X | | | |
| Outros químicos | X | X | X | X | X | X | X | X | | X |
| Borracha e plástico | | X | X | | | X | X | X | X | X |
| Minerais não metálicos | | | | X | | X | X | X | X | |
| Metalurgia Básica | X | X | X | X | X | X | X | | X | X |
| Prods de metal | X | X | | X | | | X | X | | X |
| Máquinas e equip | | | | X | | | X | X | X | X |
| Escritório e informática | | | | | | | X | | | |
| Mat elétricos | X | X | | X | | | X | X | X | X |
| Equip Telecomunicação | | | | | | | X | | | |
| Veículos | | | X | X | | X | X | X | X | X |
| Equip de Transporte | | | | | | | X | | | |
| Móveis | | | | | | | | X | | |
| Total em % | 33% | 37% | 30% | 56% | 19% | 44% | 74% | 52% | 41% | 52% |

Fonte: IBGE 2004, p.20-21

O fato de São Paulo registrar a maior participação da sua indústria no cômputo do índice nacional e os estados do nordeste apresentarem o menor nível de participação já pode ser um indício de diferenças na dinâmica econômica de cada região. Interessante ressaltar que a menor participação é a do Espírito Santo, o que pode indicar que a atividade econômica desse estado estaria concentrada em alguns setores e, conseqüentemente, a economia mais dependente da situação desses setores.

Para complementar essa análise e reforçar a interpretação dos resultados do algoritmo de Bry Boschan, foi feita a estatística descritiva da variação percentual da produção industrial dos estados, que é demonstrada nas tabelas 2.15 e 2.16.

Tabela 2.15: Estatísticas descritiva das PIM

| Estado | Média | Desvio Padrão | Máximo | Mínimo |
|-------------------|---------|---------------|--------|--------|
| Nacional | 0.235% | 2% | 6.6% | -13% |
| Ceará | 0.193% | 4% | 18.6% | -12% |
| Pernambuco | -0.009% | 5% | 18.3% | -20.0% |
| Bahia | 0.086% | 6% | 40.0% | -34% |
| Minas Gerais | 0.264% | 2% | 6.4% | -18% |
| Espírito Santo | 0.368% | 4% | 10.6% | -17% |
| Rio de Janeiro | 0.230% | 5% | 32.0% | -37% |
| São Paulo | 0.223% | 3% | 8.9% | -16% |
| Paraná | 0.256% | 5% | 17.0% | -16% |
| Santa Catarina | 0.168% | 3% | 11.0% | -8% |
| Rio Grande do Sul | 0.204% | 4% | 14.0% | -15% |

Tabela 2.16: Correlações da Variação percentual da PIM

| | BR | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------|------|------|-------|-------|------|------|------|------|------|------|------|
| BR | 1.00 | | | | | | | | | | |
| CE | 0.33 | 1.00 | | | | | | | | | |
| PE | 0.16 | 0.16 | 1.00 | | | | | | | | |
| BA | 0.43 | 0.01 | 0.00 | 1.00 | | | | | | | |
| MG | 0.55 | 0.20 | 0.15 | 0.20 | 1.00 | | | | | | |
| ES | 0.27 | 0.09 | 0.03 | 0.00 | 0.27 | 1.00 | | | | | |
| RJ | 0.55 | 0.08 | 0.03 | 0.58 | 0.15 | 0.07 | 1.00 | | | | |
| SP | 0.86 | 0.29 | 0.15 | 0.29 | 0.45 | 0.15 | 0.32 | 1.00 | | | |
| PR | 0.36 | 0.12 | 0.04 | 0.11 | 0.10 | 0.17 | 0.17 | 0.27 | 1.00 | | |
| SC | 0.46 | 0.24 | 0.27 | -0.05 | 0.25 | 0.16 | 0.00 | 0.42 | 0.08 | 1.00 | |
| RS | 0.62 | 0.25 | -0.02 | 0.24 | 0.22 | 0.14 | 0.32 | 0.47 | 0.27 | 0.36 | 1.00 |

A primeira observação relevante é a alta correlação com a PIM nacional com os estados que possuem grande participação da indústria na composição da atividade econômica, como, por exemplo, São Paulo, Rio Grande do Sul, Minas Gerais e Rio de Janeiro.

Outra característica interessante é a existência de uma correlação muito maior entre os estados do sul, sugerindo, de certa forma, uma relação de interdependência entre as atividades industriais desses estados, ao passo que, entre os estados do nordeste, essa interdependência é bem menor, podendo resultar em ciclos da PIM distintos para a região nordeste.

Outra informação interessante que se pode acrescentar à análise do papel da indústria na atividade econômica de cada estado está relacionada com a concentração da atividade industrial. Se a atividade industrial for mais concentrada em um ramo de atividade, é uma

boa hipótese afirmar que o ciclo da região será mais influenciado pelos choques daquele setor.

A mesma análise pode ser transferida para a concentração da demanda por trabalho. A alta concentração de empregados significa que a demanda por trabalho pode sofrer mais influência de choques específicos, tornando a região mais vulnerável a esses choques.

Com o intuito de analisar esse tipo de concentração, foi calculado o índice de concentração de Herfindahl ¹ para o número de empresas e a quantidade de trabalhadores por indústria, a partir das informações da PIA (Pesquisa Industrial Anual) no ano de 2009. Segue a tabela abaixo:

Tabela 2.17: Índice de Concentração de Herfindahl para o número de empresas e trabalhadores

| Região | Empresas | Trabalhadores |
|---------------|-----------------|----------------------|
| Brasil | 0.08 | 0.07 |
| CE | 0.15 | 0.16 |
| PE | 0.14 | 0.20 |
| BA | 0.09 | 0.08 |
| MG | 0.09 | 0.07 |
| ES | 0.12 | 0.09 |
| RJ | 0.08 | 0.06 |
| SP | 0.07 | 0.07 |
| PR | 0.09 | 0.11 |
| SC | 0.11 | 0.09 |
| RS | 0.08 | 0.10 |

É possível observar que os estados da região nordeste possuem o maior índice de concentração, tanto por empresas quanto por trabalhadores. Essas concentrações podem ser causadas ou pela especialização geográfica, a qual resultaria em ganhos de escala e *spill-over* positivos para a dinâmica econômica, ou por um baixo dinamismo econômico da região. Entretanto, para uma conclusão mais detalhada e robusta a respeito dessas afirmações, é necessária uma análise mais ampla do que a demonstrada nesta seção.

Abaixo segue os resultados por cada região da datação via Bry Boschan

¹O índice de Herfindahl tem maior aplicação na área de economia industrial, no entanto, é um índice que analisa a concentração e dando maior peso para os setores que possuem maior participação. Por causa dessa característica principal que foi escolhido esse índice para essa análise

Tabela 2.18: PIM Região Nordeste

| CE | | | PE | | | BA | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Dez 94 | Fev 96 | -17.80% | Mai 93 | Jan 94 | -17% | Abr 93 | Nov 93 | -8% |
| Fev 97 | Ago 97 | -15.50% | Fev 95 | Mai 97 | -27% | Dez 94 | Mai 95 | -37% |
| Jun 00 | Out 01 | -18.60% | Out 97 | Mai 03 | -29% | Mai 96 | Mar 97 | -8% |
| Dez 02 | Jul 03 | -13.50% | Mar 08 | Fev 09 | -16% | Ago 98 | Nov 03 | -24% |
| Set 04 | Out 05 | -13% | | | | Abr 06 | Dez 06 | -9% |
| Mar 08 | Jun 09 | -14% | | | | Ago 08 | Jan 09 | -20% |

Tabela 2.19: PIM Região Sudeste

| MG | | | ES | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Dez 94 | Mai 94 | -5% | Out 94 | Mar 96 | -11% |
| Mai 96 | Mar 97 | -4% | Nov 00 | Dez 01 | -9% |
| Ago 98 | Nov 03 | -10% | Nov 02 | Jun 03 | -13% |
| Abr 06 | Dez 06 | -6% | Mai 08 | Jan 09 | -36% |
| Ago 08 | Jan 09 | -29% | | | |
| RJ | | | SP | | |
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Mar 97 | Nov 97 | -9% | Dez 94 | Ago 95 | -16% |
| Dez 00 | Out 01 | -14% | Out 97 | Dez 98 | -17% |
| Ago 02 | Ago 03 | -8% | Mai 01 | Dez 01 | -9% |
| Set 08 | Fev 09 | -15% | Out 02 | Jul 03 | -11% |
| | | | Jun 08 | Dez 08 | -21% |

Tabela 2.20: PIM Região Sul

| PR | | | SC | | | RS | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Dez 94 | Out 95 | -16.50% | Dez 94 | Nov 95 | -11.70% | Dez 94 | Ago 95 | -28% |
| Jul 98 | Jan 00 | -14.00% | Set 97 | Ago 98 | -9% | Jul 97 | Dez 98 | -12% |
| Jan 01 | Mai 02 | -10.00% | Jul 01 | Jul 03 | -20% | Ago 00 | Nov 01 | -7% |
| Set 04 | Mar 06 | -14.00% | Set 04 | Set 05 | -11% | Nov 02 | Jul 03 | -12% |
| Mai 08 | Jun 09 | -20% | Abr 08 | Dez 08 | -16% | Jul 04 | Abr 06 | -13% |

De certa maneira, os resultados da datação pelo algoritmo de Bry Boschan vão de encontro com a análise de correlação, indicando que os estados do nordeste possuem ciclos da produção industrial distintos entre si e dos outros estados.

Entretanto, existem algumas características interessantes. Os períodos recessivos marcados pelo CODACE entre dezembro de 1994 e setembro de 1995 e entre julho de 2008 e janeiro de 2009 aparecem em todos os estados, exceto no estado de Pernambuco, que, curiosamente, possui a menor correlação com a PIM nacional e o Rio de Janeiro. Já em relação à recessão de 2008, o único estado que não está classificado, pela PIM, com recessão é o Rio Grande do Sul.

Apesar da importância da produção industrial na avaliação da conjuntura econômica, a PIM não caracteriza todas as recessões para todos os estados, ou seja, alguns episódios de desaceleração nacional não puderam ser captados pelo resultado do algoritmo de Bry Boschan sobre a produção industrial, como, por exemplo, o Rio Grande do Sul, o Espírito Santo e o Rio de Janeiro. O resultado da datação para esses estados excluem-nos da maioria das recessões nacionais datadas pelo CODACE.

Com objetivo de avaliar essas nuances, será utilizada a datação para outros indicadores, a fim de avaliar se a diferença na composição da atividade econômica em cada estado pode ajudar a explicar tais disparidades.

2.4.2 Exportações e Importações

Do ponto de vista teórico, o fluxo de comércio tem um peso importante para avaliar a sincronia dos ciclos entre regiões, por representar uma fonte de demanda. Sendo assim, consequentemente, acaba tendo influência no nível de atividade econômica ao captar o efeito de choques vindos do exterior.

Entretanto o impacto do comércio em cada região pode variar em decorrência de fatores como a importância do comércio internacional na economia da região, a dotação de fatores, a distância entre os principais mercados externos, as barreiras comerciais e a taxa de câmbio.

Como a taxa de câmbio é única para o país, analisar o comportamento das exportações por região pode ajudar a esclarecer quais regiões poderiam estar mais expostas aos choques relacionados às exportações e como isso acaba impactando o ciclo de negócios

como um todo.

Em geral cada região é mais especializada nos bens que ela produz do que nos bens que ela consome, de modo que cada região tem um papel mais importante na oferta internacional do que na demanda. Dessa forma, a elasticidade internacional das exportações de uma determinada região é menos elástica do que a das importações. Como cada região possui diferentes elasticidades de importação e exportação, o impacto do câmbio pode ser completamente diferente também.

Apesar desse argumento apoiado nas relações comerciais de cada estado, o objetivo deste estudo não é exclusivamente analisar os impactos relacionados a uma mudança nos termos de troca, mas também averiguar as diferenças dos impactos no comércio internacional de cada região e, conseqüentemente, no ciclo econômico.

Com esse objetivo, serão analisadas tanto as exportações como as importações dos estados, para avaliar como a datação dessas duas variáveis está relacionada com o ciclo geral.

Abaixo seguem algumas estatísticas descritivas tanto para as exportações como para as importações por estado

Tabela 2.21: Estatísticas Descritivas Exportações

| Região | Média | Desvio Padrão | Máximo | Mínimo |
|---------------|--------------|----------------------|---------------|---------------|
| BR | 0.70% | 9% | 7% | -13% |
| CE | 0.56% | 13% | 19% | -14% |
| PE | 0.51% | 25% | 20% | -20% |
| BA | 0.62% | 19% | 40% | -34% |
| MG | 0.92% | 14% | 6% | -17% |
| ES | 0.82% | 32% | 10% | -17% |
| RJ | 1.16% | 29% | 32% | -37% |
| SP | 0.49% | 8% | 9% | -16% |
| PR | 0.56% | 20% | 17% | -16% |
| SC | 0.45% | 8% | 11% | -8% |
| RS | 0.43% | 13% | 14% | -15% |

Tabela 2.22: Correlações da Variação percentual das Exportações

| | BR | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------|------|------|-------|------|------|------|-------|------|------|------|------|
| BR | 1.00 | | | | | | | | | | |
| CE | 0.46 | 1.00 | | | | | | | | | |
| PE | 0.13 | 0.14 | 1.00 | | | | | | | | |
| BA | 0.43 | 0.11 | 0.16 | 1.00 | | | | | | | |
| MG | 0.70 | 0.33 | 0.14 | 0.21 | 1.00 | | | | | | |
| ES | 0.53 | 0.23 | 0.08 | 0.08 | 0.71 | 1.00 | | | | | |
| RJ | 0.40 | 0.11 | -0.02 | 0.29 | 0.20 | 0.28 | 1.00 | | | | |
| SP | 0.67 | 0.39 | 0.06 | 0.21 | 0.37 | 0.26 | 0.10 | 1.00 | | | |
| PR | 0.55 | 0.08 | 0.09 | 0.35 | 0.21 | 0.13 | 0.17 | 0.25 | 1.00 | | |
| SC | 0.62 | 0.28 | 0.08 | 0.28 | 0.39 | 0.22 | 0.24 | 0.47 | 0.45 | 1.00 | |
| RS | 0.47 | 0.30 | 0.15 | 0.12 | 0.39 | 0.25 | -0.03 | 0.35 | 0.18 | 0.34 | 1.00 |

Tabela 2.23: Estatísticas Descritivas Importações

| Região | Média | Desvio Padrão | Máximo | Mínimo |
|-----------|-------|---------------|--------|--------|
| BR | 0.63% | 12% | 55.7% | -58.6% |
| CE | 0.57% | 35% | 106.5% | -38.9% |
| PE | 0.99% | 29% | 101.6% | -49.4% |
| BA | 0.90% | 29% | 201.2% | -43.6% |
| MG | 0.49% | 18% | 67.0% | -52.3% |
| ES | 0.52% | 15% | 65.0% | -45.4% |
| RJ | 0.61% | 22% | 103.1% | -60.4% |
| SP | 0.43% | 11% | 45.9% | -53.1% |
| PR | 0.78% | 20% | 89.5% | -86.7% |
| SC | 1.33% | 15% | 61.7% | -74.6% |
| RS | 0.68% | 20% | 102.0% | -71.3% |

Tabela 2.24: Correlações da Variação percentual das Importações

| | BR | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| BR | 1.00 | | | | | | | | | | |
| CE | 0.24 | 1.00 | | | | | | | | | |
| PE | 0.63 | 0.17 | 1.00 | | | | | | | | |
| BA | 0.54 | 0.24 | 0.40 | 1.00 | | | | | | | |
| MG | 0.60 | 0.18 | 0.40 | 0.34 | 1.00 | | | | | | |
| ES | 0.48 | 0.11 | 0.45 | 0.47 | 0.42 | 1.00 | | | | | |
| RJ | 0.57 | 0.08 | 0.47 | 0.27 | 0.42 | 0.50 | 1.00 | | | | |
| SP | 0.78 | 0.21 | 0.60 | 0.46 | 0.60 | 0.52 | 0.48 | 1.00 | | | |
| PR | 0.51 | 0.32 | 0.38 | 0.39 | 0.35 | 0.28 | 0.24 | 0.42 | 1.00 | | |
| SC | 0.62 | 0.17 | 0.52 | 0.42 | 0.55 | 0.33 | 0.36 | 0.66 | 0.44 | 1.00 | |
| RS | 0.55 | 0.18 | 0.42 | 0.44 | 0.27 | 0.25 | 0.33 | 0.44 | 0.19 | 0.42 | 1.00 |

De certa maneira, as estatísticas descritivas das exportações assemelham-se bastante com as da PIM, mostrando os estados do sudeste e do sul com uma maior correlação com as exportações do Brasil, enquanto o estado de Pernambuco apresenta a menor correlação. Outra característica consistente com a da PIM é a maior volatilidade das exportações no nordeste em comparação com a dos estados do sudeste e sul.

No entanto, ao observar os dados de importação, nota-se que, aparentemente, existe uma maior homogeneidade entre as regiões, com as correlações muito mais próximas, se comparadas com as exportações e a produção industrial.

Outros fatores que podem ajudar a explicar essas diferenças são a concentração das importações e exportações e também a natureza dos bens que compõem a pauta do comércio internacional de cada região.

Com a finalidade de fundamentar essas proposições, é útil observar algumas informações sobre a concentração dos fluxos comerciais nos estados. Se as exportações são muito concentradas em um grupo de produto, isso pode resultar em uma maior sensibilidade da economia regional em relação a esse produto.

As concentrações também podem ocorrer no âmbito da empresa, ou seja, quanto mais empresas estiverem exportando uma gama maior de produtos, menos sensível as exportações serão em relação a um tipo de choque setorial.

É relevante a análise da concentração do destino das exportações, pois, quanto mais diversificados forem os destinos das exportações de uma região, menos sensíveis elas serão a um determinado choque externo, já que as exportações não estarão concentradas somente

em um parceiro comercial.

De uma forma resumida, a literatura de comércio internacional relaciona os fatores que levam à concentração das exportações com o nível de desenvolvimento industrial e tamanho da economia. Quanto maior a economia e mais desenvolvido é o seu sistema produtivo, maiores também são as possibilidades de produção e, conseqüentemente, menos concentrada se torna a pauta de exportação.

Foi calculado o índice de concentração de Herfindahl para as exportações dos estados, considerando três categorias:

Produtos A concentração de produtos serviria como uma métrica para avaliar o quanto que a pauta estaria concentrada em uma categoria de produto

Empresas Para analisar o quanto que as exportações estão concentradas em um grupo de empresas

Destino Analisar o quanto que as exportações estão concentradas em um grupo de países

A tabela 2.25 contém o índice de Herfindahl calculado por estado, considerando os critérios de Produtos, Empresas e Destino, tanto para as exportações quanto para importações.

Tabela 2.25: Concentração por critério

| Região | Produtos | | Empresas | | Destino | |
|-----------|----------|------|----------|------|---------|------|
| | Exp | Imp | Exp | Imp | Exp | Imp |
| BR | 0.22 | 0.21 | 0.02 | 0.01 | 0.05 | 0.06 |
| CE | 0.57 | 0.30 | 0.04 | 0.07 | 0.11 | 0.08 |
| PE | 0.42 | 0.26 | 0.02 | 0.05 | 0.06 | 0.07 |
| BA | 0.40 | 0.23 | 0.05 | 0.09 | 0.07 | 0.08 |
| MG | 0.46 | 0.22 | 0.08 | 0.03 | 0.12 | 0.08 |
| ES | 0.78 | 0.23 | 0.17 | 0.04 | 0.06 | 0.09 |
| RJ | 0.55 | 0.23 | 0.51 | 0.07 | 0.11 | 0.07 |
| SP | 0.16 | 0.25 | 0.01 | 0.07 | 0.04 | 0.01 |
| PR | 0.22 | 0.22 | 0.02 | 0.04 | 0.05 | 0.06 |
| SC | 0.65 | 0.40 | 0.04 | 0.01 | 0.04 | 0.10 |
| RS | 0.22 | 0.23 | 0.02 | 0.07 | 0.05 | 0.10 |

Os estados do Espírito Santo e de Santa Catarina possuem as maiores concentrações das exportações, podendo ser uma evidência de que a economia desses estados é menos

diversificada e, conseqüentemente, mais vulnerável aos choques externos relacionados a esses produtos.

Com o algoritmo de datação de Bry Boschan, tanto para as exportações quanto para as importações, será possível identificar como a datação dessas variáveis pode estar relacionada com o ciclo nacional.

A fim de facilitar a interpretação dos resultados da datação, estes serão agrupados por região

Região Nordeste

Tabela 2.26: Exportações Nordeste

| CE | | | PE | | | BA | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Jun 01 | Dez 01 | -5% | Jan 98 | Nov 98 | -76% | Jan 98 | Set 99 | -52% |
| Dez 04 | Jul 06 | -16% | Jan 01 | Jul 02 | -58% | Jan 01 | Fev 02 | -54% |
| Set 08 | Mar 09 | -41% | Abr 05 | Set 06 | -32% | Fev 03 | Dez 03 | -27% |
| | | | Set 07 | Mar 09 | -54% | Mai 08 | Jan 08 | -62% |

Tabela 2.27: Importações Nordeste

| CE | | | PE | | | BA | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Out 96 | Jul 99 | -61% | Fev 97 | Fev 99 | -47% | Jan 98 | Dez 98 | -45% |
| Jan 01 | Nov 01 | -64% | Jun 01 | Jan 05 | -71% | Dez 00 | Jan 02 | -46% |
| Mai 02 | Ago 03 | -73% | Set 08 | Fev 09 | -52% | Jul 02 | Jun 03 | -42% |
| Fev 08 | Out 09 | -60% | | | | Feb 08 | Jan 09 | -72% |

Ao observar os resultados da datação via algoritmo de Bry Boschan, é interessante verificar que os ciclos das exportações de cada estado são bastante distintos entre si. Em relação à datação do CODACE, a discrepância é bastante grande, pois os únicos ciclos que são coincidentes são os da recessão de outubro de 1997 a fevereiro de 1999, a qual pode ser observada nas exportações de Pernambuco e da Bahia, e o da recessão de julho de 2008, captada pela datação dos três estados.

Já as importações mostram ter uma aderência maior com as datações do CODACE, pois, mesmo com a diferença na duração dos ciclos, os ciclos das importações do Ceará e da Bahia reproduzem, de algum modo, a datação do CODACE. Essa afirmação já não

pode ser feita para o ciclo das importações de Pernambuco, o qual é o mais distante em relação aos outros estados, embora a recessão de julho de 2008 a janeiro de 2009 também tenha sido captada pelo ciclo das importações de Pernambuco.

Esses resultados podem sugerir que as exportações possuem ciclos bem distintos das importações, sendo estas muito mais próximas do ciclo da produção industrial.

Região Sudeste

Tabela 2.28: Exportações Sudeste

| MG | | | ES | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Jan 98 | Jan 99 | -44% | Ago 96 | Dez 98 | -35% |
| Dez 99 | Jun 02 | -65% | Jul 00 | Jun 02 | -90% |
| Set 08 | Mai 09 | -44% | Mar 06 | Nov 07 | -27% |
| | | | Sep 08 | Mai 09 | -64% |
| RJ | | | SP | | |
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Out 97 | Jul 99 | -41% | Out 97 | Abr 99 | -23% |
| Mai 08 | Mar 09 | -62% | Jan 01 | Mar 02 | -25% |
| | | | Fev 08 | Ago 09 | -40% |

Tabela 2.29: Importações Sudeste

| MG | | | ES | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Mar 98 | Abr 00 | -55% | Abr 97 | Mai 00 | 70% |
| Mar 01 | Mar 03 | 46% | Mar 01 | Nov 02 | -51% |
| Set 08 | Fev 09 | -43% | Jul 08 | Jun 09 | -53% |
| RJ | | | SP | | |
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Nov 96 | Mai 99 | -48% | Jul 97 | Jul 99 | -33% |
| Jan 01 | Jun 02 | -52% | Mar 01 | Ago 03 | -40% |
| Ago 08 | Ago 09 | -44% | Jul 08 | Mai 09 | -40% |

Apesar da sincronia apresentada pelos ciclos das exportações do sudeste em relação ao ciclo nacional, somente as recessões de 1997, 2002 e 2008 foram captadas pelo algoritmo de Bry Boschan e somente nos estados de Minas Gerais e São Paulo. Já, no estado do Rio de Janeiro, as únicas recessões detectadas foram as de 1997 e 2008.

Interessante observar que as datações resultantes da análise das importações pos-

suem uma relação direta com os movimentos mais bruscos da taxa de câmbio, como, por exemplo, a recessão de 1997 a 1999, período também relacionado com o fim do regime de câmbio fixo no Brasil. O fato de a recessão de 2008 também ser facilmente visível pelas importações sugere como tal recessão teve uma grande amplitude ao afetar a maioria dos estados analisados.

Região Sul

As exportações da região sul apresentam um desenho diferente se comparado com os das outras duas regiões. Apesar da alta correlação entre as exportações desses estados, os ciclos datados pelo algoritmo de Bry Boschan possuem consideráveis diferenças.

Tabela 2.30: Exportações Sul

| PR | | | SC | | | RS | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Jul 97 | Jul 09 | -48% | Out 97 | Jan 99 | -25% | Mai 97 | Mai 98 | -18% |
| Jan 01 | Mai 02 | -39% | Mai 08 | Ago 09 | -38% | Nov 00 | Mar 02 | -27% |
| Nov 05 | Mai 06 | -37% | | | | Set 04 | Jan 06 | -23% |
| Mai 08 | Out 09 | -27% | | | | | | |

Tabela 2.31: Importações Sul

| PR | | | SC | | | RS | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Dec 97 | Out 99 | -30% | Jun 97 | Jul 99 | -59% | Set 98 | Set 99 | -47% |
| Jan 01 | Jun 02 | -63% | Out 00 | Dec 01 | -32% | Ago 00 | Ago 02 | -55% |
| Jan 05 | Jun 05 | -6% | Set 08 | Abr 09 | -31% | Jun 08 | Mar 09 | -59% |
| Mai 08 | Feb 09 | -62% | | | | | | |

Em relação às exportações dos estados do sul, os resultados da datação para o Paraná podem ser considerados os mais próximos da datação feita pelo CODACE, o que indica que o ciclo das exportações do Paraná entre os estados do Sul, seria o mais próximo do ciclo nacional. De forma análoga, os estados de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul possuem ciclos mais distantes, apesar da alta correlação que as exportações desses estados possuem em relação às exportações nacionais.

2.4.3 Vendas no varejo

Embora a produção seja uma das principais variáveis a ser analisada durante o estudo de ciclos, ela não deve ser considerada sozinha, pois a demanda, representada pelas vendas, é extremamente importante para a compreensão do fenômeno. No entanto, quando se trata do caso brasileiro, existem algumas dificuldades adicionais para inserir a análise sobre as vendas no estudo. A principal dificuldade é a escassez das informações, pois a série com a maior cobertura regional é a de vendas no varejo, calculada pelo IBGE a partir de abril de 2000.

Ao utilizar a série de vendas no varejo do IBGE para estimar os pontos de vale e de pico, observa-se que muitas das recessões datadas pelo CODACE ficam excluídas do período amostral disponível e, considerando a metodologia de Bry Boschan, é possível que os ciclos no final da série, como a recessão de 2008, não sejam captados pelo algoritmo.

Entre os estados que estão sendo considerados no estudo, o algoritmo não conseguiu definir um ciclo com um pico e vale para o estado de São Paulo. Abaixo segue a tabela com os resultados dos ciclos caracterizados pelo algoritmo Bry Boschan para as vendas no varejo.

Tabela 2.32: Resultado da datação do algoritmo Bry Boschan para vendas no varejo

| Região | Pico | Vale | Variação |
|-----------|----------|----------|----------|
| CE | Mai 2002 | Mai 2003 | -15% |
| PE | Jul 2002 | Mai 2003 | 14.0% |
| BA | Mar 2001 | Mar 2003 | -11.0% |
| MG | Ago 2002 | Abr 2003 | -6.0% |
| ES | Mai 2001 | Mai 2003 | -19.0% |
| | Set 2008 | Mar 2009 | -6.0% |
| RJ | Dez 2000 | Jul 2001 | -6.0% |
| | Mai 2002 | Mai 2003 | -13.0% |
| PR | Dez 2004 | Ago 2005 | -8.0% |
| SC | Ago 2002 | Jan 2003 | 7.0% |
| RS | Mai 2001 | Abr 2003 | -11.0% |
| | Dez 2004 | Out 2005 | -8.0% |

Excluindo o estado de São Paulo, a recessão de outubro de 2002 a junho de 2003 é captada pelo ciclo de vendas no varejo dos outros estados, no entanto, como é possível observar na tabela 2.32, a duração dessa recessão varia bastante entre os estados, sendo o máximo de dois anos e o mínimo de oito meses.

Comparados principalmente com os ciclos de produção vistos, por exemplo, na produção industrial, é possível concluir que os resultados das vendas no varejo podem ser considerados mais homogêneos do que os das outras variáveis analisadas até o momento. No entanto, existe uma ressalva a ser feita a respeito do período amostral disponível.

Para o período amostral disponível para a variável vendas no varejo, o CODACE aponta somente duas recessões: a de 2002 e a de 2008. A recessão de 2002 até foi identificada nas séries, com exceção do Rio de Janeiro, contudo a recessão de 2008, captada na maioria das outras séries analisadas, foi visível somente nos dados de vendas no varejo do Espírito Santo.

A informação contida na série de vendas de varejo é complementar à informação de produção e comércio internacional, sendo muito importante também para analisar as características dos ciclos. Dessa forma, uma tentativa para conseguir a informação a respeito das vendas no varejo foi conduzir a análise por meio da arrecadação do ICMS. Essa arrecadação do ICMS seria uma proxy para o movimento do comércio em geral, apesar de fatores como uma mudança na legislação e na tarifa do imposto não estarem diretamente relacionados com o nível do comércio.

As informações sobre a arrecadação do ICMS a partir de várias bases de arrecadação é processada por um conselho dentro do Confaz, Conselho Nacional de Política Fazendária, que é um órgão que reúne as secretarias da fazenda dos estados para promover uma via de discussão e aprimoramento do setor.

A periodicidade dos dados de arrecadação do ICMS é mensal e teve início em janeiro de 1996, o que significa que, em comparação com as informações do varejo do IBGE, existe um ganho de 45 meses de observação amostral. Abaixo serão discutidos os resultados da datação para considerando a arrecadação do ICMS por estado.

Região Nordeste

Tabela 2.33: Resultado Bry Boschan para ICMS no Nordeste

| CE | | | PE | | | BA | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Mai 01 | Dez 01 | -12.4% | Jan 01 | Jan 02 | -33.4% | Out 02 | Set 03 | -21.7% |
| Set 02 | Abr 03 | -20.7% | Mar 03 | Set 03 | -42.5% | Set 05 | Fev 06 | -14.8% |
| Out 06 | Ago 07 | -16.5% | Ago 05 | Abr 06 | -13 % | | | |
| Out 08 | Nov 09 | -3.2% | | | | | | |

Ao observar os resultados apontados na tabela 2.19 é possível concluir que, exceto no caso de Pernambuco, a datação das vendas no varejo é reproduzida pela datação da arrecadação do ICMS.

Considerando os resultados para o Ceará, as três recessões, de dezembro de 2000 a setembro de 2001, de outubro de 2002 a junho de 2003 e de julho de 2008 a janeiro de 2009, são visíveis nos dados, apesar de os dados do Ceará apontarem para um ciclo a mais do que a datação do CODACE entre outubro de 2006 a agosto de 2007.

Essa fase de retração que não entra na classificação do CODACE também pode ser observada em Pernambuco, estado que registrou o maior número de divergências em relação à datação do CODACE.

Região Sudeste

Tabela 2.34: Resultado Bry Boschan para ICMS no Sudeste

| MG | | | ES | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Dez 01 | Set 02 | -22.5% | Jan 00 | Jan 01 | -13% |
| Mar 08 | Jan 09 | -17.6% | Nov 03 | Dez 04 | -4.2% |
| | | | Jan 06 | Ago 06 | -10.4% |
| RJ | | | SP | | |
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Dez 99 | Nov 03 | -42% | Nov 01 | Nov 02 | -8.6% |
| Dez 06 | Set 07 | -15.7% | Jul 08 | Jan 09 | -23.6% |

A datação de São Paulo apontou um ciclo de queda que foi coincidente com a recessão de 2008 datada pelo CODACE, no entanto, considerando todos os outros resultados, é

difícil caracterizar alguma similaridade entre a datação das duas variáveis.

A datação da arrecadação do ICMS também é bastante divergente da datação do varejo, o que torna possível dizer que, talvez, essa série esteja menos atrelada à dinâmica econômica.

Região Sul

Os resultados para os estados do Sul assemelham-se bastante aos resultados dos estados do sudeste, apresentando pouca sincronia entre os ciclos das regiões e baixa relação com a datação realizada com a série de vendas no varejo.

Tabela 2.35: Resultado Bry Boschan para ICMS no Sul

| PR | | | SC | | | RS | | |
|--------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação | Pico | Vale | Variação |
| Set 00 | Jan 02 | -14.5% | Dez 03 | Jun 05 | -35% | Dez 01 | Abr 03 | -42.2% |
| Nov 05 | Fev 07 | -11.5% | Set 08 | Mai 09 | -10.5% | Out 05 | Dez 06 | -23% |
| Fev 08 | Ago 09 | -16.1% | | | | Abr 08 | Fev 10 | -22.5% |

2.5 Conclusão do capítulo 2

Este capítulo teve como objetivo uma análise mais detalhada do significado da recessão e das dificuldades implícitas para determinar se a economia está nesse estado.

A visão mais difundida, fora do debate acadêmico, é a de que a queda em dois trimestres consecutivos do PIB seria uma forma simples para determinar se a economia está em recessão. No entanto, tal regra pode levar a conclusões precipitadas sobre as fases dos ciclos econômicos.

O PIB, apesar de ser o indicador mais importante para a macroeconomia, é um indicador agregado, e a abordagem de Burns e Mitchell acaba por enfatizar a leitura dos ciclos a partir de uma série de informações e não somente do PIB.

Utilizar um conjunto maior de séries, de fato, torna a análise mais rica e ampla, permitindo, também, um maior número de interpretações possíveis sobre as diferentes fases dos ciclos. Neste capítulo, foi conduzida uma análise baseada no algoritmo de datação de Bry Boschan para uma série de indicadores mensais brasileiros e esses resultados foram

comparados com a classificação dos ciclos realizada pelo CODACE.

Com esse exercício ficou evidente uma grande dificuldade para o estudo dos ciclos de negócios no Brasil: a escassez de informações. A maioria das séries tinha início após o Plano Real, ou seja, depois de 1994, sendo que nenhuma das séries tinha um período amostral que fosse além do começo da década de 90. Essa limitação dos dados acaba também por limitar algumas análises, uma vez que torna possível estudar somente as recessões após 1994.

Mesmo com a restrição imposta pelos dados disponíveis, a análise para o Brasil apresenta algumas informações interessantes, como, por exemplo, as variáveis que possuem a maior sincronia com a datação do CODACE são a produção industrial e as exportações. Vale ressaltar que a análise por meio do algoritmo de Bry Boschan, aqui conduzida, é uma abordagem univariada e, conseqüentemente, não leva em consideração a interação entre as variáveis para a determinação dos ciclos.

No entanto a principal contribuição deste capítulo foi utilizar o algoritmo de Bry Boschan para os dados mensais nos estados e, assim, construir uma primeira abordagem para o estudo dos ciclos regionais no Brasil.

Se a barreira em relação aos dados é considerável no agregado, essa dificuldade aumenta bastante quando se trata dos dados regionais, com o período amostral sendo sensivelmente reduzido para os dados nos estados, e com muitas informações, como, por exemplo, horas trabalhadas na indústria, não disponíveis na grande maioria dos estados.

Um grande pesar em relação a essa dificuldade é a informação sobre vendas no varejo. Como a série do IBGE para vendas no varejo inicia em abril de 2000, a informação a respeito do ciclo dessa série fica muito restrita. Como tentativa, foi utilizada a arrecadação de ICMS para averiguar se a informação dessa série poderia representar o nível de vendas no varejo. Exceto para os dados na região nordeste, os resultados não foram consistentes.

Apesar dessa dificuldade, os resultados com base na produção industrial, nas exportações e nas importações são bastante promissores. Como primeiro ponto, a análise visual dos resultados do algoritmo Bry Boschan mostra como as regiões brasileiras diferem entre si e como é restrita a sincronia entre as dinâmicas econômicas dos estados.

Os estados de Pernambuco, Espírito Santo e Rio Grande do Sul são os principais exemplos de estados com os ciclos mais destoantes tanto da datação realizada pelo CO-

DACE quanto dos ciclos regionais. Em contraposição, o estado de São Paulo possui uma grande sincronia com o ciclo do CODACE, exceto pelas vendas no varejo, a partir da qual não foi possível determinar um ciclo com ponto de mínimo e de máximo, em decorrência da característica do algoritmo e da breve série.

Com esses dois universos, interessante observar a posição do estado do Rio de Janeiro, pois ao mesmo tempo em que possui uma parcela considerável na produção, não possui uma sincronia similar como São Paulo.

Analisando a datação do CODACE e a datação dos estados é possível observar que nem todas as recessões marcadas pelo CODACE encontram um equivalente nos estados. Em muitos casos, a duração das recessões é completamente diferente. No entanto a recessão de julho de 2008 a janeiro de 2009 é um caso a parte, pois ela é vista com maior frequência nos dados dos estados, sugerindo a grande amplitude e o impacto desse choque na atividade econômica do país.

É importante ressaltar que o algoritmo de Bry Boschan não leva em consideração a interação e a dinâmica entre as séries que representam a atividade econômica, sendo bastante importante avaliar como a interdependência dessas variáveis acaba por impactar a própria característica dos ciclos. Combinar a informação de vários componentes para a determinação do ciclo requer um modelo multivariado, o qual será o objeto da análise do próximo capítulo.

Capítulo 3

Análise dos Ciclos Regionais por uma abordagem multivariada

3.1 Introdução

Uma das discussões cruciais do capítulo 2 refere-se à dificuldade de relacionar as inúmeras fases do ciclo de negócios nas mais distintas séries que captam as flutuações econômicas. A série mais utilizada para essa finalidade é a do PIB, no entanto, em decorrência da defasagem de sua divulgação, a leitura sobre os ciclos regionais fica comprometida, se depender somente da informação do PIB regional. Observar variáveis-chave para a questão fornece pistas essenciais sobre o comportamento da economia, mas, ao analisar as variáveis de forma independente implica em não considerar a relação que elas têm entre si, restringindo o escopo da pesquisa. Considerando os modelos econométricos em série de tempo, existem inúmeras possibilidades para obter um componente comum entre várias séries e as suas interações, ampliando, de forma considerável, os limites da análise dos ciclos. O objetivo deste capítulo é aplicar o modelo de fatores dinâmicos de Stock e Watson para capturar o componente comum das séries que representam o nível de atividade dos estados. O modelo de Stock e Watson é uma aplicação dos modelos de espaço-estado e, recentemente, a aplicação desses modelos para problemas de economia aplicada tem crescido rapidamente, principalmente na medida em que os custos computacionais relacionados à sua estimação têm diminuído consideravelmente. Será feita uma rápida análise das aplicações feitas em espaço-estado nos problemas centrados na dinâmica dos ciclos de

negócio. Como fechamento, após a estimativa do componente que capta o nível da atividade dos estados, o capítulo se propõe a tecer análises acerca das diferenças da dinâmica econômica entre os estados a partir dessa estimação.

3.2 Os modelos em espaço estado

Do ponto de vista dos modelos ARIMA e de toda metodologia desenvolvida a partir deles, tornou-se uma etapa crucial do trabalho a análise da estacionariedade dos dados, ou seja, a avaliação das séries para verificar se possuem uma tendência estocástica ou determinística e, assim, poder lidar com essa característica.

O artigo de Nelson e Plosser (1982) foi muito importante ao trazer à tona e com maior profundidade o significado que uma tendência estocástica possui dentro da interpretação e estimação dos modelos empíricos. Como os pesquisadores não rejeitam a hipótese da existência de raiz unitária nas séries analisadas, um procedimento muito corriqueiro passou a ser a diferenciação da série para lidar com a questão da tendência estocástica.

Não obstante a dominância da metodologia ARIMA, a abordagem estrutural tinha preponderância principalmente entre os problemas aplicados em engenharia de controle, o que é decorrente do maior contato que os engenheiros tinham com o algoritmo de Kalman desde a sua publicação em 1960. Apesar disso, os primeiros esforços para aplicar o algoritmo em problemas de estimação em séries de tempo foram feitos por Rosenberg (1973), Engle (1978), Harvey e Phillips (1979) e Garbade (1977) .

Visando ampliar as discussões sobre a aplicabilidade dos modelos em espaço-estado, Andrew Harvey teve um papel muito importante na divulgação e na aplicação dessa metodologia aos problemas da economia, sendo sua principal referência o seu livro de 1989.

Os modelos em espaço-estado permitem escrever um conjunto de séries de acordo com parâmetros que possuem formas independentes de evolução ao longo do tempo; por exemplo, é possível escrever uma série em função de uma tendência que tem uma equação própria.

A especificação mais simples dos modelos estruturais em espaço é descrito nos trabalhos de Mills (2003) e Harvey (1989), enquanto que especificações mais elaboradas,

principalmente na descrição e estimação do componente cíclico podem ser encontradas em Möet, (2008) e Azevedo *et al*, (2003).

3.3 Modelo de Fatores dinâmicos de Stock Watson 1991

O principal ponto desse modelo está baseado na ideia de que as variáveis econômicas possuem um elemento comum passível de ser capturado por uma variável não observada.

De uma forma resumida, essa variável representa o estado geral da economia, que representa o elemento comum entre as variáveis chave.

The problem is to estimate the current state of the economy that is, this common element in the fluctuations of key aggregate time-series variables. This unobserved variable, the state of the economy, must be defined before any attempt can be made to estimate it. In technical terms, this requires formulating a probability model that provides a mathematical definition of the unobserved state of the economy (STOCK, WATSON, 1991)

O modelo que Stock e Watson propõem para captar esse componente comum entre as variáveis é baseado na variável não observável, C , chamada de estado da economia. Como esse componente é linear em relação a variável não observável, é possível utilizar os modelos em espaço estado, tanto as equações do Filtro de Kalman quanto a da suavização de Kalman para extrair o componente estocástico comum.

No modelo original de 1991, os pesquisadores utilizaram a informação de quatro séries mensais para a economia dos Estados Unidos:

- Produção Industrial
- Renda Pessoal menos transferências
- Vendas totais
- Nível de emprego da mão-de-obra excluindo agricultura (*nonagricutural payrolls*)

Embora não tenha sido possível encontrar os mesmos dados e periodicidade para os estados brasileiros, existiam algumas séries disponíveis que representaram de maneira satisfatória o sistema econômico dos estados, conforme se viu na discussão realizada no capítulo 2. Abaixo segue a descrição das séries utilizadas:

- Produção industrial

- Exportações
- Importações
- Arrecadação ICMS

O período amostral foi de janeiro de 1996 até dezembro de 2010. Os dados de produção industrial utilizados já foram dessazonalizados pelo IBGE; os outros dados foram dessazonalizados pelo método X-12. A base do modelo, então, é o logaritmo natural das variáveis acima, de tal modo que:

- Y_{1t} = Logaritmo natural da produção industrial
- Y_{2t} = Logaritmo natural das exportações
- Y_{3t} = Logaritmo natural das importações
- Y_{4t} = Logaritmo natural da arrecadação do icms

Do ponto de vista empírico existe a discussão a respeito da existência de uma tendência estocástica nas séries, principalmente naquelas mais utilizadas para mensurar o nível da atividade econômica, como, por exemplo, a produção industrial. Se as séries possuem uma tendência estocástica, representada pela raiz unitária, a metodologia econométrica clássica aponta para a necessidade da modelagem de um modelo de cointegração, caso elas compartilhem de uma tendência estocástica.

Essa tendência estocástica comum poderia ser modelada por meio de um componente comum e as séries Y_i , $i = 1, 2, 3, 4$ seriam cointegradas de alguma ordem. No caso de não existência de evidências de cointegração entre as séries, a modelagem poderia ser feita tendo em vista somente o curto-prazo. O modelo de Stock e Watson (1991) de fatores dinâmicos não possui essa limitação por ser baseado em um modelo em espaço-estado que permite lidar com a tendência estocástica de uma forma mais direta e menos restritiva, se comparado com a ¹.

Foram conduzidos dois testes de raiz unitária, o teste ADF-ERS e o teste KPSS. De acordo com Maddala e Kim (1998, cap.4), o teste ADF-ERS, desenvolvido por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), representa um aprimoramento considerável em relação ao

¹Os resultados e os procedimentos serão demonstrados de maneira mais detalhada no apêndice

teste ADF, afinal é conhecido o fato do teste ADF, pois, como se sabe, o teste ADF tem baixo poder e a alteração proposta por Elliott *et all* é uma boa opção em relação ao teste tradicional.

O teste KPSS foi empregado, pois, como defendem Maddala e Kim (1998, cap.4), é recomendável utilizá-lo como teste confirmatório. Essa característica decorre do fato de o teste KPSS ter, como hipótese nula, a estacionariedade, em vez da grande maioria dos testes de raiz unitária, e dessa forma, o teste KPSS possui um ganho considerável de poder. Sendo assim, foram feitos o teste ADF-ERS e o teste KPSS, este último como confirmatório.

Os testes ADF-ERS e o KPSS não mostraram resultados divergentes, de modo que ambos mostraram evidências a favor da existência de uma raiz unitária, sendo as variáveis estacionárias após a primeira diferença. Desta maneira foi possível testar a existência de relações de cointegração entre as séries. Com o intuito de analisar o problema, foi realizado o teste de cointegração para o conjunto das quatro variáveis do modelo para cada um dos estados envolvidos no estudo.

Abaixo, na tabela 3.1 está consolidado os resultados e a defasagem do sistema que foi feito o teste para cada um dos estados.

Tabela 3.1: Resumo dos resultados do teste de cointegração de Johansen

| Estado | Defasagens | | | | Vetores de cointegracao |
|-----------|------------|-----|----|-----------|-------------------------|
| | AIC | BIC | HQ | Escolhido | |
| CE | 3 | 2 | 2 | 2 | 0 |
| PE | 3 | 2 | 2 | 3 | 1 |
| BA | 3 | 1 | 2 | 2 | 2 |
| MG | 4 | 1 | 3 | 3 | 1 |
| ES | 3 | 1 | 2 | 2 | 2 |
| RJ | 5 | 2 | 2 | 5 | 1 |
| SP | 3 | 2 | 3 | 2 | 1 |
| PR | 3 | 2 | 2 | 2 | 1 |
| SC | 3 | 3 | 3 | 3 | 0 |
| RS | 3 | 2 | 2 | 2 | 2 |

À exceção dos casos dos estados do Ceará e de Santa Catarina, os testes apontaram para a existência de, pelo menos, um vetor de cointegração, indicando que a estimação de um sistema cointegrado poderia oferecer informações a respeito do componente estocástico comum ou do estado da economia.

Apesar do modelo de Stock e Watson (1991) não exigir que as séries sejam cointegradas, o modelo engloba facilmente o caso de cointegração.

O modelo começa a ser descrito a partir da equação que descreve a relação entre o logaritmo natural das Y_{it} e o componente comum C .

$$\Delta Y_{it} = \rho_i + \gamma_i \Delta C_t + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

O componente comum, ΔC_t , entra em cada uma das equações em 3.1 com um peso diferenciado dado por γ_i , $i = 1, 2, 3, 4$, sendo que os termos ρ_i e ε_{it} representam os componentes individuais de cada série. No caso da possibilidade de cointegração dos dados, esse componente comum pode ser interpretado como uma combinação das tendências estocásticas que as séries tem em comum (STOCK, WATSON, 1991, p.66).

O componente ΔC_t é modelado de tal forma que seja descrito por meio de um processo AR(2), assim como os resíduos ε_{it} .

$$\Delta C_t = \delta + \varphi_1 \Delta C_{t-1} + \varphi_2 \Delta C_{t-2} + \eta_t \quad (3.2)$$

$$\varepsilon_{it} = \psi_1 \varepsilon_{it-1} + \psi_2 \varepsilon_{it-2} + \zeta_{it} \quad (3.3)$$

As principais hipóteses de identificação do modelo expressam que os movimentos das múltiplas séries são decorrentes somente de uma fonte, nesse caso ΔC_t . Para isso é necessário supor que $\varepsilon_{it}, \Delta C_t$ não são correlacionados em todas as defasagens². Desta forma, para garantir a identificação do modelo, a matriz de variância dos resíduos é uma matriz diagonal da seguinte forma:

$$\mathbf{v}_t = \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad Var(\mathbf{v}_t) = E(\mathbf{v}_t \mathbf{v}_t^t) = \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon 1}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon 2}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon 3}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon 4}^2 \end{bmatrix} = \Sigma$$

²Stock e Watson (1991, p.67) argumentam ainda que essas restrições resultam em restrições sobreidentificadas que podem ser testadas

Onde $\sigma_\eta^2 = 1$. Tal restrição, que representa uma normalização em relação os outros componentes. A última restrição para identificação do parâmetro δ , que representa a média de crescimento do componente C_t , para entender tal restrição é necessário analisar a média de ΔY_{it} :

$$E(\Delta Y_{it}) = \rho_i + \gamma_i \delta \quad (3.4)$$

Os parâmetros ρ_i e δ não são identificáveis separadamente. Desta forma, Stock e Watson sugerem a estimação do modelo a partir das variáveis descontadas da média e após a estimação dos parâmetros, Stock e Watson (1991, p. 67) apresentam uma estratégia que pode ser utilizada para a recuperação do parâmetro δ :

$$\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + e_{it} \quad (3.5)$$

$$\Delta c_t = \varphi_1 \Delta c_{t-1} + \varphi_2 \Delta c_{t-2} + \eta_t \quad (3.6)$$

$$e_{it} = \psi_1 e_{it-1} + \psi_2 e_{it-2} + \zeta_{it} \quad (3.7)$$

Onde $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - \Delta \bar{Y}_i$ e $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$

Uma vez que o modelo em relação ao desvio das médias está escrito em espaço estado, o filtro de Kalman pode ser utilizado para estimação do modelo por meio da maximização da verossimilhança, além de permitir inferências em Δc_t .

A formulação do modelo em espaço estado é feita em duas partes, a primeira que descreve a equação de estado, e outra que descreve a equação de mensuração. A equação do estado descreve como as variáveis não observadas de estado evoluem ao longo do tempo, nesse caso, no modelo as variáveis de estado são representadas por e_t e δc_t . As equação de mensuração relaciona as variáveis observadas com as variáveis de estado.

Combinando as equações 3.6 e 3.7 temos as equações de estado, enquanto a equação 3.5 nos dá a equação de mensuração:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \\ \Delta y_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ e_{1t} \\ e_{1t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3t-1} \\ e_{4t} \\ e_{4t-1} \end{bmatrix}$$

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{H} \beta_t \quad (3.8)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ e_{1t} \\ e_{1t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3t-1} \\ e_{4t} \\ e_{4t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi_1 & \varphi_2 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \psi_{11} & \psi_{12} & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \psi_{41} & \psi_{42} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ e_{1t-1} \\ e_{1t-2} \\ e_{2t-1} \\ e_{2t-2} \\ e_{3t-1} \\ e_{3t-2} \\ e_{4t-1} \\ e_{4t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \\ \zeta_{1t} \\ 0 \\ \zeta_{2t} \\ 0 \\ \zeta_{3t} \\ 0 \\ \zeta_{4t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\beta_t = \mathbf{F} \beta_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (3.9)$$

Com as equações de transição (3.9) e equação de mensuração (3.8), o sistema está pronto para ser estimado por meio da máxima verossimilhança baseada na decomposição dos erros de previsão, dado as estimativas, é possível aplicar as equações do filtro de Kalman para obter os valores do vetor de estado $\beta_{t|t}$.

O filtro de Kalman consiste em dois grupos de equações, o de previsão (*prediction* e o de atualização (*updating*), essas equações são relacionadas com o vetor de estado β_t e a sua variância \mathbf{P}_t . A partir dessa notação, as equações de previsão podem ser descritas

da seguinte forma:

$$\beta_{t|t-1} = \mathbf{F}\beta_{t-1|t-1} \quad (3.10)$$

$$\mathbf{P}_{t|t-1} = \mathbf{F}\mathbf{P}\mathbf{F}^t + \mathbf{u}\mathbf{u}^t \quad (3.11)$$

$$\nu_{t|t-1} = \mathbf{y}_t - \mathbf{y}_{t|t-1} \quad (3.12)$$

$$f_{t|t-1} = \mathbf{H}\mathbf{P}_{t|t-1}\mathbf{H}^t \quad (3.13)$$

As equações 3.12 e 3.13 possuem um papel importante dentro da dinâmica do filtro de Kalman, pois ν representa o erro de previsão e f representa a variância desses erros de previsão. Esses dois componentes entram no cálculo do chamado ganho de Kalman $\mathbf{K} = \mathbf{P}_{t|t-1}\mathbf{H}^t f_{t|t-1}^{-1}$, o qual é primordial dentro das equações de atualização que são descritas: As equações de atualização são:

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + \mathbf{K}_t \nu_{t|t-1} \quad (3.14)$$

$$\mathbf{P}_{t|t} = \mathbf{P}_{t|t-1} + \mathbf{K}_t \mathbf{H} \mathbf{P}_{t|t-1} \quad (3.15)$$

Após o algoritmo do filtro de Kalman ser aplicado aos dados, é fácil obter a série que representa o componente δ_{c_t} , no entanto, é necessário desenvolver uma estratégia para estimar a média de ΔC_t , pois sem esse parâmetro não é possível recuperar a série que representa o componente comum.

Com a estimação dos parâmetros via filtro de Kalman, é possível escrever a média do componente ΔC_t da seguinte forma (KIM e NELSON, 1999, p.52):

$$E(\Delta c_{t|t}) = E[W(L)\Delta \mathbf{Y}_t] \quad (3.16)$$

$$\delta = W(1)E(\Delta Y_t) \quad (3.17)$$

$$\hat{\delta} = W(1)\Delta \bar{Y} \quad (3.18)$$

Uma vez que o termo $W(L)$ é identificado, δ é estimado rapidamente, dado as médias

de Y_i , no entanto, a relação entre Δc_t e Δy_t também é dado por:

$$\Delta c_t = W(L)\Delta y_t \quad (3.19)$$

Sugerindo que o modelo em desvio da média é suficiente para identificar os parâmetros contidos em $W(L)$ e consequentemente em $W(1)$. Segundo Stock e Watson (1991, p.69), para uma série estacionária, a equação de transição do filtro de Kalman, a matriz do ganho de Kalman se aproxima de um valor de *steady state* na medida que $t \rightarrow \infty$, desta forma, a matriz de Kalman obtida na interação da última observação da amostra, ou seja em T , representa a matriz do ganho de Kalman em *steady state*, desta forma, a equação de atualização do estado, pode ser re-escrita da seguinte forma:

$$\beta_{t|t} = (\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \mathbf{KH})\mathbf{FL})^{-1}\mathbf{K}\Delta y_t \quad (3.20)$$

Onde L representa o operador defasagem (*lag operator*). O termo $W(1)$ pode ser calculado a partir do elemento $[1, 1]$ da matriz obtida na equação 3.20 (KIM, NELSON, 1999 p.53).

3.4 Resultados Empíricos

Nessa seção serão apresentadas as estimativas do modelo de Stock Watson (1991) para os dados dos estados brasileiros. Na tabela 3.2 está uma versão resumida dos resultados, sem os cálculos do desvio-padrão em decorrência da escolha feita em favorecer a leitura rápida dos resultados, desta forma, os valores em **negrito** representam os coeficientes que obtiveram um valor-t (coeficiente dividido pelo desvio-padrão) inferior a 1.96, significando evidências a favor dos coeficientes serem iguais a zero estatisticamente.

Tabela 3.2: Estimação dos Coeficientes

| Variável | Parâmetro | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------------|--------------|--------------|--------------|-------------|--------------|--------------|-------|--------------|--------------|--------------|-------------|
| Δc_t | φ_1 | -0.49 | -0.24 | -0.61 | -0.50 | -0.70 | -0.30 | -0.60 | -0.43 | -0.53 | -0.40 |
| | φ_2 | -0.06 | -0.01 | -0.06 | -0.06 | -0.12 | -0.02 | -0.09 | -0.05 | -0.03 | 0.04 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.30 | 0.47 | 0.80 | 0.20 | 0.40 | 0.35 | 0.31 | 0.1 | 0.54 | 0.43 |
| | ψ_{11} | -0.25 | -0.37 | -0.34 | -0.1 | -0.11 | -0.42 | -0.17 | -0.45 | -0.06 | -0.30 |
| | ψ_{12} | -0.02 | -0.02 | -0.03 | -0.01 | -0.01 | -0.04 | -0.01 | -0.05 | 0.02 | -0.05 |
| | σ_1^2 | 0.93 | 0.73 | 0.80 | 0.90 | 0.90 | 0.75 | 0.90 | 0.82 | 0.65 | 0.40 |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.27 | 0.30 | 0.33 | 0.50 | 0.43 | 0.48 | 0.51 | 0.48 | 0.30 | 0.20 |
| | ψ_{21} | -0.67 | -0.53 | -0.60 | -0.40 | -0.50 | -0.56 | -0.63 | -0.65 | -0.60 | -0.50 |
| | ψ_{22} | -0.11 | -0.07 | -0.08 | -0.04 | -0.06 | -0.08 | -0.10 | -0.10 | -0.08 | -0.1 |
| | σ_2^2 | 0.67 | 0.67 | 0.67 | 0.60 | 0.57 | 0.56 | 0.43 | 0.49 | 0.67 | 0.65 |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.18 | 0.20 | 0.27 | 0.64 | 0.64 | 0.40 | 0.57 | 0.46 | 0.32 | 0.32 |
| | ψ_{31} | -0.40 | -0.64 | -0.60 | -0.58 | -0.22 | -0.62 | -0.71 | -0.67 | -0.62 | -0.22 |
| | ψ_{32} | -0.03 | -0.10 | -0.10 | -0.08 | -0.01 | -0.10 | -0.13 | -0.11 | -0.10 | 0.01 |
| | σ_3^2 | 0.74 | 0.66 | 0.62 | 0.37 | 0.30 | 0.56 | 0.30 | 0.50 | 0.60 | 0.70 |
| Δy_{3t} | γ_4 | -0.10 | -0.04 | 0.03 | -0.08 | 0.01 | -0.25 | 0.22 | -0.02 | -0.1 | 0.01 |
| | ψ_{41} | -0.50 | -0.57 | -0.50 | -0.49 | -0.54 | -0.52 | -0.46 | -0.78 | -0.63 | -0.45 |
| | ψ_{42} | -0.06 | -0.08 | -0.06 | -0.06 | -0.08 | -0.07 | -0.05 | -0.14 | -0.10 | -0.03 |
| | σ_4^2 | 0.50 | 0.68 | 0.79 | 0.78 | 0.74 | 0.73 | 0.69 | 0.55 | 0.70 | 0.54 |

OBS: Coeficientes em negrito registraram um p-valor superior a 5%

O parâmetro γ_i , $i = 1, 2, 3, 4$ pode ser entendido como a correlação entre a variável e o componente estocástico que representa o estado da economia. Com a exceção dos estados do Ceará e Rio de Janeiro, o coeficiente da arrecadação do ICMS não é estatisticamente diferente de zero.

Outro resultado intrigante está relacionado com a estimativa do parâmetro γ_1 para o Paraná. Com a estimativa de γ_1 estatisticamente igual a zero, a produção industrial não estaria relacionada com o indicador de conjuntura, o que poderia também ser um indício que a economia paranaense possui uma dinâmica muito particular por não ter uma relação com a produção industrial mais significativa, como era esperado.

Os outros coeficientes dizem respeito à ordem da autocorrelação utilizada para descrever os processos estocástico do componente comum e os resíduos. No caso do Paraná, o coeficiente φ_2 do AR(2), que descreve o componente estocástico comum, não é estatisticamente diferente de zero, sugerindo que este poderia ser descrito como um AR(1). Entretanto, como tal componente não é observado e, nos outros estados, ele é estatisticamente diferente de zero e a especificação original é descrita como AR(2), preferiu-se manter essa especificação.

DDado a estimativa dos parâmetros acima, o componente Δc_t é obtido por meio do filtro de Kalman e com os resultados da equação 3.20 é possível recuperar a série que representa o estado da economia, ou seja, C_t .

Observando que:

$$C_t = C_{t-1} + \Delta c_t + \hat{\delta} \quad (3.21)$$

Para a reconstrução da série C_t , é necessária a escolha de um valor para C_0 . No estudo original de Stock e Watson (1991), os pesquisadores escolheram o valor inicial de forma que fosse igual ao valor inicial da série do indicador do Departamento do Comércio dos Estados Unidos, pois o objetivo do estudo era realizar uma comparação entre os dois indicadores.

Como no Brasil não temos essa possibilidade, o valor escolhido para representar a série C no período 0, foi 100.

Abaixo temos os gráficos representando as séries do componente estocástico comum.

Figura 3.1: **Componente comum para os estados do Nordeste**

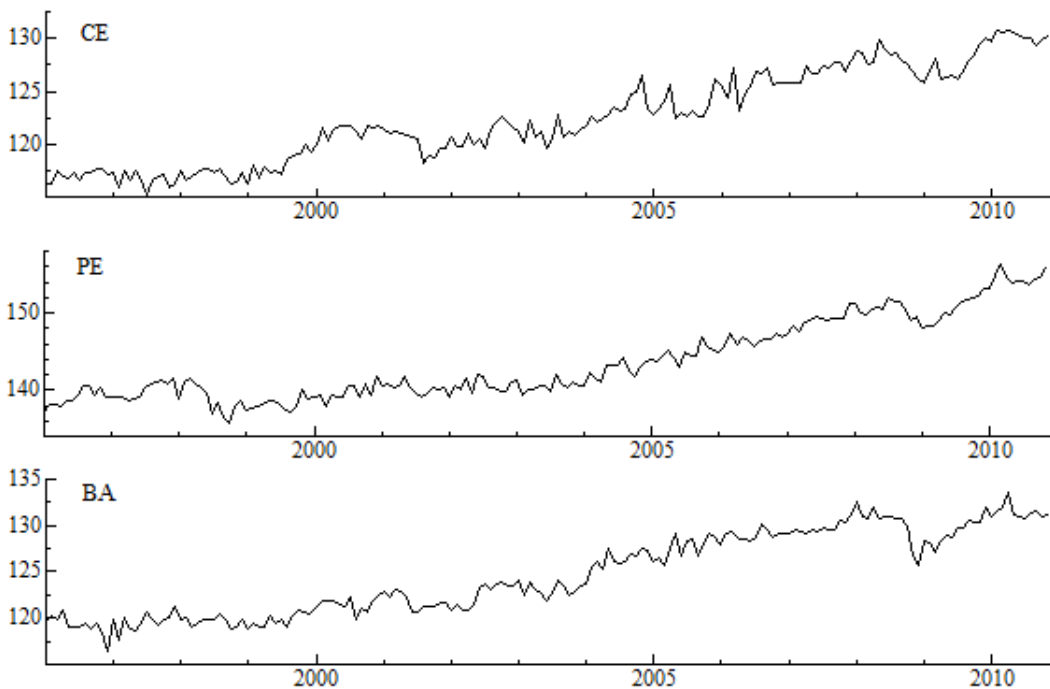


Figura 3.2: Componente comum para os estados do Sudeste

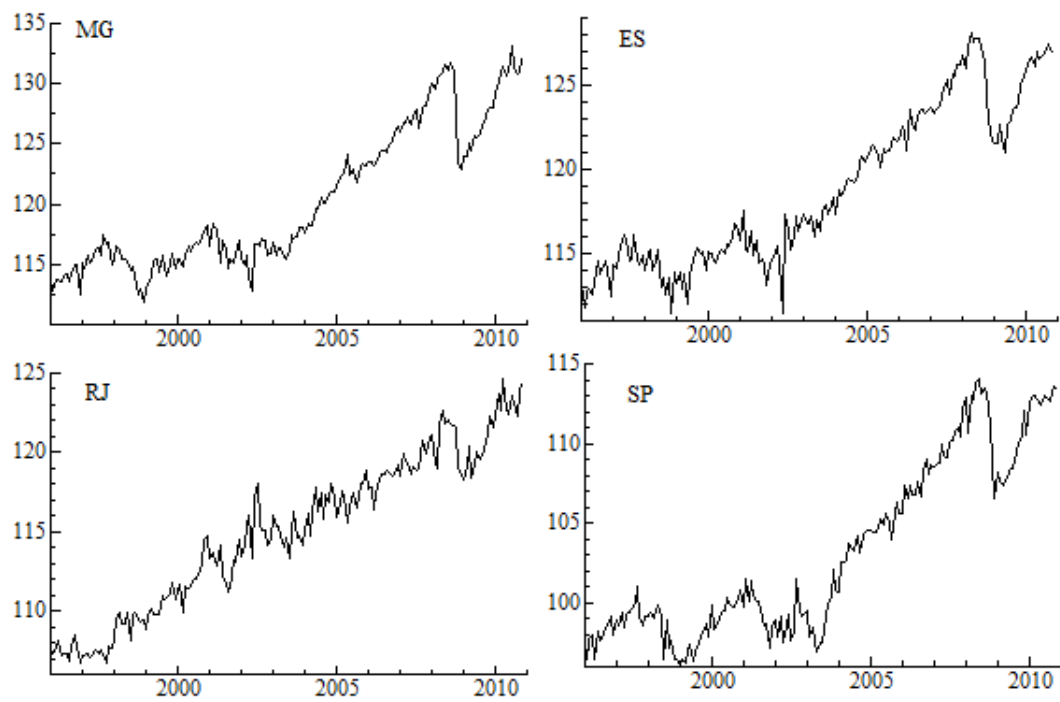
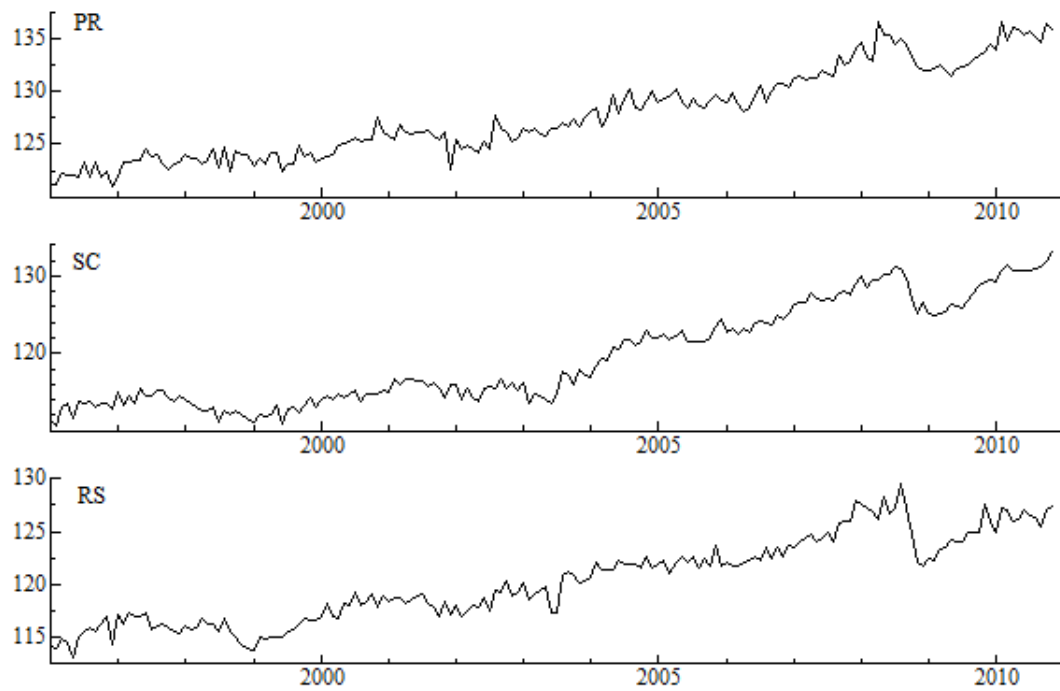


Figura 3.3: Componente comum para os estados do Sul



As séries acima representam o indicador da atividade econômica em cada um dos estados analisados. Para analisar as diferenças a respeito do comportamento econômico de cada uma das regiões é necessário algumas considerações adicionais, as quais serão feitas nas próximas subseções.

3.5 Estimando a diferença entre as regiões

A primeira abordagem para analisar as diferenças na dinâmica econômica de cada estado será feita por meio do modelo estrutural; dessa forma, o logaritmo das séries obtidas pelo modelo de Stock e Watson, y_t , será descrito em termos de uma tendência estocástica τ_t , representada como um passeio aleatório.³:

$$y_t = \tau_t + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + u_t \quad (3.23)$$

Enquanto a equação de observação (3.22) capta os choques de curto-prazo, a tendência capta os movimentos de longo-prazo, pois esses componentes são moldados de modo que a função de previsão de longo-prazo indique os movimentos de longo-prazo da série (Harvey, 1989, p.285). Sendo assim, a tendência estimada é parte da série que, quando extrapolada, indica mais claramente os movimentos de longo-prazo (Harvey 1989, 284).

Considerando a interpretação dada por Harvey para a tendência em modelos estruturais, o termo u_t representa, então, os choques de longo-prazo, enquanto o termo ε_t representa os choques de curto-prazo. O modelo permite estimar as correlações entre esses choques, e essa estimação pode resultar em evidências da maneira como eles são propagados entre as regiões: ou de uma maneira isolada, com os choques tendo uma baixa correlação, ou de uma forma mais ampla, com as regiões mostrando uma maior correlação.

Abaixo estão as correlações dos choques de curto e longo-prazo das regiões estudadas,

³Nos modelos estruturais em espaço estado, essa especificação mais simples é chamada de modelo de nível local. Uma especificação mais geral descreve a tendência estocástica também em função de um termo *slope*. Essa especificação também foi considerada, no entanto, os modelos individuais não tiveram um ajuste menos satisfatório em termos de critérios de informação se comparado com a especificação do nível local, por isso esta foi utilizada

considerando um modelo estrutural descrito pelas equações 3.22-3.23

Tabela 3.3: Correlações entre os choques de curto prazo, ε

| | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| CE | 1 | | | | | | | | | |
| PE | -0.56 | 1 | | | | | | | | |
| BA | -0.21 | 0.2 | 1 | | | | | | | |
| MG | -0.09 | 0.62 | 0.3 | 1 | | | | | | |
| ES | 0.03 | 0.49 | -0.01 | 0.09 | 1 | | | | | |
| RJ | -0.06 | 0.78 | 0.11 | 0.34 | 0.4 | 1 | | | | |
| SP | 0.05 | -0.01 | 0.18 | 0.28 | 0.25 | 0.23 | 1 | | | |
| PR | -0.001 | -0.14 | 0.04 | -0.48 | -0.23 | 0.1 | 0.52 | 1 | | |
| SC | 0.12 | 0.02 | 0.23 | 0.08 | -0.08 | 0.15 | 0.73 | -0.47 | 1 | |
| RS | 0.07 | 0.04 | 0.16 | 0.01 | -0.22 | -0.05 | 0.4 | -0.28 | 0.07 | 1 |

Tabela 3.4: Correlações entre os choques de longo prazo, u_t

| | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| CE | 1 | | | | | | | | | |
| PE | 0.94 | 1 | | | | | | | | |
| BA | 0.98 | 0.97 | 1 | | | | | | | |
| MG | 0.89 | 0.86 | 0.9 | 1 | | | | | | |
| ES | 0.93 | 0.97 | 0.94 | 0.98 | 1 | | | | | |
| RJ | 0.87 | 0.8 | 0.85 | 0.84 | 0.85 | 1 | | | | |
| SP | 0.13 | 0.27 | 0.16 | 0.19 | 0.21 | 0.24 | 1 | | | |
| PR | 0.96 | 0.98 | 0.97 | 0.93 | 0.95 | 0.84 | 0.33 | 1 | | |
| SC | 0.9 | 0.88 | 0.91 | 0.94 | 0.95 | 0.83 | 0.04 | 0.92 | 1 | |
| RS | 0.94 | 0.93 | 0.95 | 0.95 | 0.97 | 0.87 | -0.06 | 0.96 | 0.94 | 1 |

A tabela 3.3 mostra que não existe um padrão bem definido sobre o comportamento dessas correlações, entretanto é possível observar a posição de destaque de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo, por apresentarem as maiores correlações em relação aos outros estados. Essa característica sustenta a importância desses estados no mecanismo de transmissão de choques entre as regiões, um resultado de certa forma esperado, se for considerado o peso dessas economias no produto nacional.

Considerando as correlações dos choques de longo-prazo, a tabela 3.4 mostra um resultado bastante diferente, com maiores correlações entre os estados. Novamente São Paulo se destaca, mas, desta vez, pela baixa correlação. Sendo a dinâmica de longo-prazo regida, principalmente, por fatores relacionados à oferta, essa baixa correlação pode representar indícios da diferença que São Paulo apresenta em relação aos fatores que

fomentam a dinâmica econômica de longo-prazo.

Essas conclusões obtidas pelo resultado do modelo estrutural multivariado são bastante elucidativas, porém é necessário levar em consideração alguns pontos. Como nessa especificação não foram inseridas variáveis explicativas, permitindo a discrição entre choques de oferta e choques de demanda, os termos ε possuem todos esses componentes. Dado que um choque de política monetária é oriundo de uma fonte única, mas as respostas podem ser diferentes entre as regiões, torna-se necessário separar os choques nacionais dos choques específicos para avaliar a sincronia das regiões.

É possível agrupar as fontes possíveis de choques das economias regionais em dois grupos:

- **Componente Idiossincrático**
- **Componente Comum**

O componente comum tem esse nome por ter choques que são comuns a todas as regiões e é possível identificar três fontes de choques comuns:

- Taxa de juros
- Taxa de câmbio
- Nível de atividade econômica nacional

Tanto a taxa de juros como a taxa de câmbio são comuns a todos os estados e devido à estrutura produtiva e à base da economia de cada um, os impactos dessas variáveis podem se diferenciar entre as regiões. O nível de atividade econômica nacional, simplesmente, mostra que, de certa forma, o estado está inserido em uma conjuntura econômica nacional que influencia e é influenciada pelo seu próprio nível de atividade.

Para captar cada um desses choques foi escolhida as seguintes variáveis:

- Taxa de Juros medida pela Selic de mercado
- Taxa de câmbio real
- Produção Industrial Nacional

A escolha da produção industrial nacional como variável para captar o nível de atividade econômica nacional é decorrente dos bons resultados apresentados por essa variável na captura dos ciclos nacionais. Como foi visto no capítulo 2, a datação resultante de um modelo univariado para a produção industrial nacional teve os resultados mais próximos da datação do CODACE

Com essas observações, é possível adicionar essas variáveis no modelo estrutural em espaço-estado. As equações de estado e de mensuração são descritas da seguinte forma:

$$\ln y_t + \tau_t + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln pind_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \ln cam_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i j_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.24)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + u_t \quad (3.25)$$

Onde:

- $\ln y_t$ = Logaritmo natural do indicador Stock Watson
- $\ln pind$ = Logaritmo natural da produção industrial nacional
- $\ln cam$ = Logaritmo natural da taxa de câmbio real
- j = Taxa de juros medida pela Selic de mercado

Para completar a descrição da especificação, as séries possuem uma tendência estocástica igual à especificação do modelo estrutural analisado anteriormente.

Para estimar a parte dinâmica do modelo, foi considerada inicialmente para cada variável, 12 defasagens, significando o intervalo de um ano completo, apesar da dinâmica entre os estados ter sido bastante diferente, nenhum estado apresentou as defasagens de 9 a 12 como estatisticamente significativas, considerando um nível de significância de 5%. Com a intenção de facilitar a comparação e a leitura dos resultados, a tabela abaixo mostra somente os coeficientes estatisticamente significativos para as três variáveis explicativas, PIM nacional, taxa de câmbio real e taxa de juros.

Como as variáveis explicativas PIM nacional e taxa de câmbio, assim como a variável estado da economia, estão em logaritmo natural, mas a taxa de câmbio não está, existe uma pequena diferença na leitura dos coeficientes.

- Para as variáveis **PIM** e **taxa de câmbio real** os coeficientes representam a elasticidade (variação de um por cento das variáveis explicativas geram um impacto de β % na variável dependente)

Para a **taxa de juros**, os coeficientes representam a semi elasticidade (variação de um ponto na taxa de juros impacta $\beta \times 100$ % a variável dependente)

Abaixo na tabela 3.5 segue os resultados dos coeficientes estimados. Os coeficientes da taxa de juros já estão multiplicados por 100 para facilitar a leitura dos mesmos.

Tabela 3.5: Coeficientes estimados do modelo do estado da economia com variáveis explicativas

| | | Defasagens | | | | | | | |
|----|--------|------------|------|-------|------|-------|------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| CE | PIM | 0.07 | | | | | | | |
| | Câmbio | | | | 0.07 | -0.07 | | | |
| | Juros | | | | | -5 | | | |
| PE | PIM | 0.03 | 0.06 | | | | | | |
| | Câmbio | | | | | -0.06 | | | |
| | Juros | | | | | | | | |
| BA | PIM | 0.11 | | | | | | | |
| | Câmbio | | | | | | | | |
| | Juros | | | | | | | | |
| MG | PIM | 0.18 | | | | 0.06 | | | |
| | Câmbio | | | | | | | | |
| | Juros | | | | | | | | |
| ES | PIM | 0.14 | | | | | | | |
| | Câmbio | | | | | | | | |
| | Juros | -4 | | -5 | | | | | |
| RJ | PIM | 0.17 | | | | 0.08 | | | |
| | Câmbio | | | | | -0.04 | | | -0.05 |
| | Juros | | | | | | | | |
| SP | PIM | 0.22 | | | | | | | |
| | Câmbio | | | | | | | -0.04 | |
| | Juros | -6 | | | | | | | |
| PR | PIM | 0.06 | | | | | | | |
| | Câmbio | | | | | | 0.02 | -0.03 | |
| | Juros | -4.5 | | | | | | | |
| SC | PIM | 0.07 | | | | | | | |
| | Câmbio | | | -0.01 | 0.03 | 0.04 | | | |
| | Juros | -2 | | | | | | | |
| RS | PIM | 0.14 | | | | | | | |
| | Câmbio | -0.03 | | | | | | | |
| | Juros | -3 | | | | | | | |

O papel da produção industrial nacional é o de captar as relações que as economias regionais possuem com a economia nacional; assim, esses resultados podem servir de evidência para avaliar quais estados estão mais sincronizados com a economia nacional.

Como os estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro possuem a maior participação na construção do índice de produção industrial, seria natural que tais estados tivessem as maiores correlações com a atividade econômica nacional. Já os estados de Pernambuco, Paraná e Santa Catarina apresentam as menores correlações. Pernambuco mostra um resultado interessante por ter um coeficiente em $t-2$ maior do que o coeficiente em $t-1$, indicando, talvez, que a economia desse estado tenha um padrão de atividade econômica defasado em relação à economia nacional.

Mesmo com as correlações mostrando um padrão bastante parecido entre os estados, a forma como essas economias interagem com a economia nacional é diferente, com exceção das economias dos estados de Minas Gerais e Rio de Janeiro, que, tanto pelas defasagens quanto pelas magnitudes dos coeficientes, são muito parecidas.

Essa homogeneidade não é bem caracterizada quando se trata dos impactos que a variável câmbio real tem sobre o nível de atividade dos estados, pois, enquanto o Rio Grande do Sul tem um impacto negativo em uma defasagem somente, o estado do Rio de Janeiro tem a quinta e a oitava defasagens significativas, mostrando claramente uma diferença importante na dinâmica do processo.

Em alguns estados existe um efeito parecido com o denominado Curva J. Segundo a teoria da curva J, em resposta a uma desvalorização cambial, o saldo da balança comercial registraria um deficit, em um primeiro momento, antes de apresentar superavit.

Na observação do estado de Santa Catarina, esse padrão é bem visível, apresentando o coeficiente do câmbio, nas primeiras defasagens, negativo e os outros coeficientes positivos. Interessante observar que os estados do Ceará e Paraná possuem um padrão invertido, com as primeiras defasagens negativas e as demais positivas. Tanto as importações como as exportações foram utilizadas para construir o indicador do nível de atividade econômica regional; dessa forma os resultados dos coeficientes da variável explicativa câmbio podem estar, na verdade, captando esse efeito diferenciado na balança comercial de cada região.

Diferente do que foi observado em relação à taxa de câmbio real, as respostas das economias estaduais frente a um choque na taxa de juros são mais homogêneas.

A relação entre a taxa de juros e o nível de atividade econômica tende a ser inversa, seja pelo impacto no investimento, como advoga a vertente mais tradicional do pensamento keynesiano, seja pelo impacto causado na alocação do consumo intertemporal, como descreve a escola novo keynesiana. Considerando tais pontos de vista, os resultados dos coeficientes para a taxa de juros, conforme demonstra a tabela 3.5, estão em linha com a teoria econômica, entretanto com diferenças significativas no tocante às características da resposta dinâmicas do choque.

Enquanto os estados de São Paulo e os da região sul possuem somente a primeira defasagem significativa, o estado do Espírito do Santo possui a primeira e a terceira defasagens significativas e o estado do Ceará apresenta somente a quarta defasagem estatisticamente diferente de zero. Para os outros estados, os coeficientes não são estatisticamente diferentes de zero para todas as defasagens.

A economia dos estados teria uma trajetória na mesma direção frente a um choque de política monetária, por todos os coeficientes estimados serem negativos, entretanto a dinâmica diferenciada é uma evidência contra uma possível interpretação de que os estados teriam respostas simétricas aos choques de política monetária.

Em suma, os resultados da tabela 3.5 mostram que a importância relativa dos choques comuns aos estados não é similar. Com os impactos dos choques comuns estimados, o modelo também permite avaliar a correlação dos choques específicos de cada região, por meio da matriz de correlação dos resíduos da equação 3.24. Abaixo seguem esses resultados estimados.

Tabela 3.6: Correlações entre os choques de curto prazo, ε considerando fatores comuns

| | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| CE | 1 | | | | | | | | | |
| PE | 0.18 | 1 | | | | | | | | |
| BA | -0.02 | 0.35 | 1 | | | | | | | |
| MG | 0.12 | 0.15 | 0.27 | 1 | | | | | | |
| ES | 0.14 | 0.3 | 0.06 | 0.29 | 1 | | | | | |
| RJ | 0.08 | 0.45 | 0.19 | 0.5 | 0.2 | 1 | | | | |
| SP | 0.07 | 0.17 | 0.18 | 0.37 | 0.66 | 0.32 | 1 | | | |
| PR | 0.09 | 0.06 | 0.12 | 0.07 | 0.11 | 0.3 | 0.2 | 1 | | |
| SC | 0.29 | 0.16 | 0.34 | 0.48 | 0.25 | 0.41 | 0.55 | 0.05 | 1 | |
| RS | 0.4 | 0.28 | 0.3 | 0.45 | 0.2 | 0.3 | 0.4 | 0.2 | 0.53 | 1 |

Tabela 3.7: Correlações entre os choques de longo prazo, u_t considerando fatores comuns

| | CE | PE | BA | MG | ES | RJ | SP | PR | SC | RS |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| CE | 1 | | | | | | | | | |
| PE | 0.77 | 1 | | | | | | | | |
| BA | 0.77 | 0.06 | 1 | | | | | | | |
| MG | 0.27 | 0.48 | 0.56 | 1 | | | | | | |
| ES | 0.48 | 0.3 | 0.65 | 0.87 | 1 | | | | | |
| RJ | 0.64 | 0.12 | 0.49 | 0.2 | 0.19 | 1 | | | | |
| SP | 0.47 | 0.52 | 0.58 | 0.73 | 0.32 | 0.1 | 1 | | | |
| PR | 0.51 | 0.37 | 0.48 | 0.72 | 0.79 | 0.34 | 0.75 | 1 | | |
| SC | 0.4 | 0.58 | 0.46 | 0.61 | 0.65 | 0.12 | 0.82 | 0.81 | 1 | |
| RS | 0.23 | -0.01 | 0.32 | 0.47 | 0.79 | -0.03 | 0.49 | 0.84 | 0.5 | 1 |

Enquanto a tabela 3.3 mostra a correlação dos choques dos estados sem diferenciar entre os choques comuns e os choques idiossincráticos, a tabela 3.6 mostra a correlação desses fatores particulares, em decorrência da utilização das variáveis explicativas que captam os choques comuns.

Ao comparar as tabelas 3.3 com a tabela 3.6 é possível observar a queda no número de correlações negativas, em especial as apresentadas pelos estados do nordeste, no entanto elas podem ser consideradas baixas.

Mesmo que o nível das correlações entre os choques regionais seja baixo, nessa nova configuração são cinco estados que possuem um papel de destaque por terem registrado as maiores correlações frente aos outros estados: São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Bahia e Rio Grande do Sul. Resultado bem diferente do anterior, o qual apontava nessa situação somente os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais.

Já a tabela 3.7 capta as correlações dos choques de longo-prazo, pois mede as correlações entre os resíduos da equação da tendência. De uma maneira geral, o padrão das correlações manteve-se entre os dois modelos, sendo as diferenças pontuais decorrentes da própria especificação; afinal, as variáveis explicativas entraram no modelo para avaliar os impactos de curto-prazo e não os de longo-prazo.

3.6 Retrato dos ciclos regionais

Os resultados do modelo estimado na seção anterior permitiram visualizar e analisar as diferenças no modo como a atividade econômica, em cada região, responde aos choques de política monetária, mas essas análises ainda não permitem uma visão mais direta do comportamento cíclico das regiões.

Choques estruturais podem representar indícios de uma mudança no estado da economia, podendo indicar períodos de recessão ou de expansão econômica. Harvey e Koopmans (1992) propõem uma maneira para identificar tais choques, por meio dos resíduos auxiliares da equação de tendência do modelo em espaço-estado. Esse resíduo auxiliar é definido da seguinte forma:

$$u_t^a = \frac{u_t}{Var(u_t)} \quad (3.26)$$

Onde:

- u^a = Resíduo auxiliar da equação da tendência
- u_t = Resíduo da equação da tendência obtido pelo algoritmo de suavização (*smoothing*)
- $Var(u_t)$ = Variância do erro da equação da tendência obtida pelo algoritmo de suavização

Segundo Harvey e Koopman (1992, p.381), uma quebra estrutural pode ser captada durante a análise das mudanças de grande magnitude no nível da série. Por definição dos autores, os valores de u_t^a maiores que dois representam pontos de mudanças estruturais na série.

Considerando essa abordagem, a modelagem das quebras estruturais é feita inserido uma variável *dummy* na equação de tendência de tal forma que :

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \delta_k D_k + u_t \quad (3.27)$$

Sendo:

- δ_k = Coeficiente estimado que capta o impacto da quebra estrutural
- D_k = Variável dummy com valor igual a 1 para um período onde u_t^a é maior do que 2

A metodologia permite tratar mais de uma quebra estrutural ao mesmo tempo, pois para cada período o qual o resíduo padronizado da equação de tendência tiver um valor absoluto maior do que 2, é recomendável inserir uma variável *dummy* distinta na equação da tendência.

Abaixo segue as datas das quebras estruturais dos indicadores de cada estado e o seu impacto no nível de atividade e os gráficos das tendências estocásticas com as quebras estimadas, com o intuito de facilitar a visualização dos ciclos dos estados:

Tabela 3.8: Quebras Estruturais Nordeste

| CE | | PE | | BA | |
|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| Data | Impacto | Data | Impacto | Data | Impacto |
| set-99 | 1.5% | Ago-98 | -2.0% | Fev-97 | 1.0% |
| set-01 | -2.0% | Jun-04 | 1.5% | Jul-01 | -2.0% |
| set-02 | 1.0% | Set-08 | -2.0% | Jul-02 | 2.0% |
| jan-05 | -2.0% | Mar-10 | 1.0% | Mar-04 | 2.0% |
| Out-04 | 1.0% | | | Dez-08 | -3.0% |
| jan-06 | 2.0% | | | | |
| Dez-09 | 1.5% | | | | |

Figura 3.4: Tendências estimadas com as quebras para os estados do NE

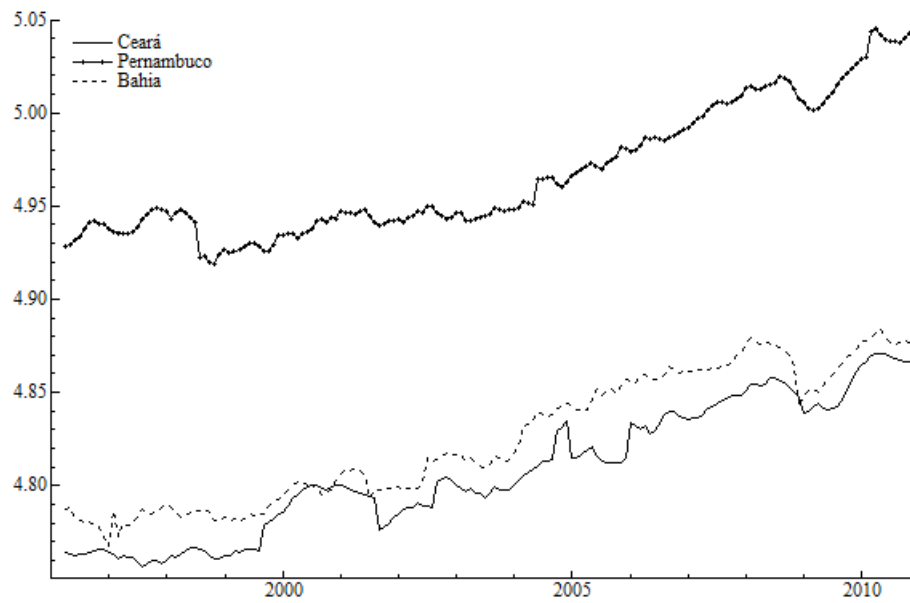


Tabela 3.9: Quebras Estruturais Sudeste

| MG | | ES | |
|--------|---------|--------|---------|
| Data | Impacto | Data | Impacto |
| Jun-01 | -2.0% | Ago-98 | -1.5% |
| Jul-02 | 3.0% | Jul-02 | 4.0% |
| Dez-08 | -4.0% | Nov-08 | -2.0% |
| | | Dez-08 | -1.0% |
| | | Jan-09 | -1.0% |
| RJ | | SP | |
| Data | Impacto | Data | Impacto |
| Jul-02 | 2.0% | Ago-98 | -2.0% |
| Mai-08 | 2.0% | Out-02 | 3.0% |
| Dez-08 | -2.0% | Dez-08 | -4.0% |

Figura 3.5: Tendências estimadas com as quebras para os estados do SE

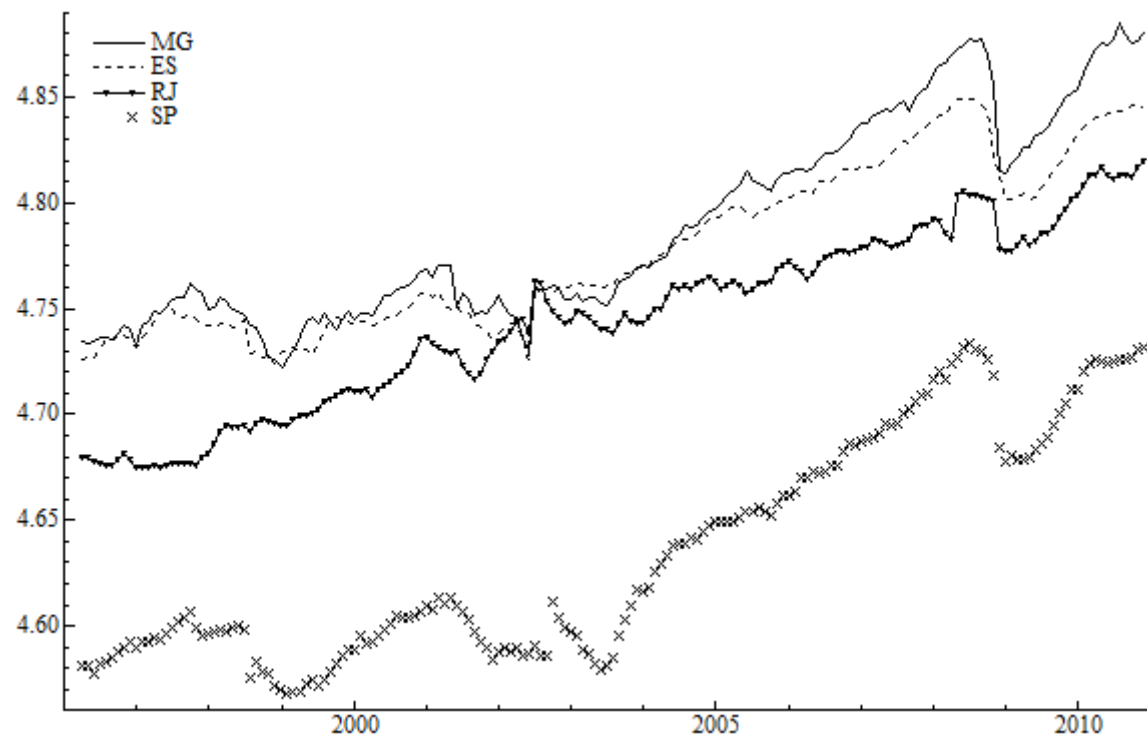
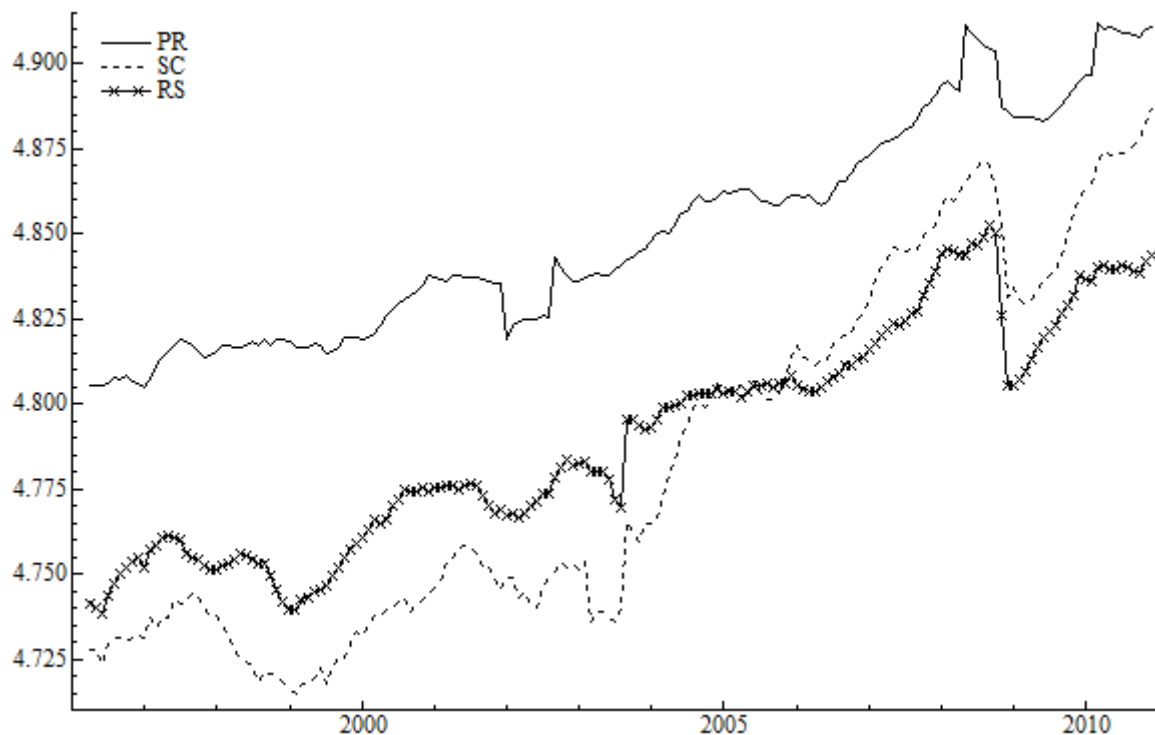


Tabela 3.10: Quebras Estruturais Sul

| PR | | SC | | RS | |
|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| Data | Impacto | Data | Impacto | Data | Impacto |
| Jan-02 | -2.0% | Mar-03 | -2.0% | Set-03 | 3.0% |
| Set-02 | 2.0% | Set-03 | 3.0% | Nov-08 | -2.0% |
| Mai-08 | 1.0% | Dez-08 | -2.0% | Dez-08 | -2.0% |
| Nov-08 | -2.0% | | | | |
| Mar-10 | 1.0% | | | | |

Figura 3.6: Tendências estimadas com as quebras para os estados do Sul



Os resultados diferem bastante entre as regiões, com algumas registrando uma quantidade de choques estruturais muito maior do que as outras, entretanto, é possível identificar dois choques que afetaram a maior parte dos estados: um em 2002, e outro em 2008. O choque de 2002 não foi identificado nos estados de PE, SC e RS enquanto que o choque de 2008 não foi identificado somente no estado do CE.

Interessante observar que esses dois choques, 2002 e 2008 também são captados pela datação do CODACE, entretanto, essas recessões não foram captadas de maneira tão generalizada e significativa pelo algoritmo de Bry Boschan. É possível concluir que o modelo de Stock e Watson combina de maneira otimizada a informação de várias séries para extrair o componente estocástico comum, a partir dessa combinação fica mais direto analisar os choques que a economia recebe. Pelo resultado expresso nessa seção a abordagem de Stock Watson apresenta ter um ganho considerável em frente a modelagem univariada.

3.7 Conclusões do capítulo

O objetivo deste capítulo foi aplicar uma metodologia que permitisse a avaliação dos ciclos dos estados, utilizando toda a informação a respeito do desempenho das economias ao mesmo tempo. Uma desvantagem dos modelos univariados é não permitir combinar as informações de todas as séries, sendo necessária a decisão do analista sobre qual a melhor forma de combinar as informações de múltiplas séries, com o intuito de estruturar o comportamento do ciclo econômico da região.

A abordagem utilizada para modelagem multivariada é a mesma estabelecida por Stock e Watson, em 1991, em um artigo que trabalha com quatro indicadores mensais para a economia dos Estados Unidos. Por não haver, para os estados brasileiros, as mesmas séries utilizadas no artigo original de Stock e Watson, foi necessária uma adaptação e, assim, foram utilizadas as séries: Produção Industrial, Exportações, Importações e arrecadação do ICMS.

O modelo de Stock e Watson é uma aplicação da econometria em espaço-estado, a qual permite escrever as relações entre as variáveis do modelo por meio de componentes não observados. Por essa abordagem, a discussão a respeito da possibilidade de cointegração entre as variáveis acaba ficando em segundo plano, já que o modelo em espaço-estado não exige a estacionariedade das séries e o caso de cointegração.

Nesse modelo, a variável que representa o estado da economia é descrita em função das variáveis escolhidas para simbolizar economia de uma região, cada uma com um peso distinto, que é estimado, assim como outros parâmetros do modelo. Desta forma, o modelo permite consolidar as informações de várias séries indicativas da atividade econômica em um só componente, de uma maneira mais direta se comparado com a metodologia de cointegração.

Entretanto somente esse componente não torna possível analisar outras características dos ciclos econômicos dos estados. Com o propósito de avaliar a sincronia dos choques entre as estados, foi estimado um modelo estrutural proposto por Harvey (1989). Esses modelos possibilitam a distinção entre os choques de longo e curto-prazo por permitirem inserir uma tendência estocástica responsável por captar os movimentos de longo-prazo da série.

Nessa especificação, os choques de curto-prazo são representados pelo resíduo da

equação de observação e os choques de longo-prazo são os resíduos da equação da tendência. Estimando a matriz de correlação desses resíduos é possível verificar o quanto as economias estariam sincronizadas, pois, quanto maior a correlação entre os choques, mais integrado é o movimento dos ciclos entre as regiões.

As correlações de curto-prazo mostram que as economias dos estados apresentam dinâmicas pouco sincronizadas. As regiões nordeste e sul apresentaram menor sintonia em comparação com os estados do sudeste. Outro resultado interessante observado é que três estados registraram as maiores correlações em relação aos outros estados da amostra, o que pode indicar um papel de destaque no mecanismo de propagação de choques; são eles os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais.

Como boa parte da atividade econômica se encontra no sudeste, esse resultado está dentro do esperado, pois, com o polo mais dinâmico no sudeste, é razoável pensar que a propagação dos choques para o resto do país se inicie na região.

Esse resultado não leva em consideração os choques comuns a todas as regiões e em virtude da possibilidade de cada região responder de forma distinta a esses choques, isolá-los pode trazer outro foco para o comportamento das economias estaduais.

Para representar os choques comuns, foram inseridas, no modelo, as seguintes variáveis explicativas: a produção industrial mensal nacional, com o objetivo de captar o nível de flutuação econômica nacional; a taxa de juros, com o intuito de captar choques de política monetária; e a taxa de câmbio real como proxy de choques de oferta.

Analizando esses coeficientes, é possível concluir que as economias dos estados respondem de maneira distinta aos choques comuns, em especial aos choques procedentes da taxa de câmbio, enquanto os choques de política monetária e os da produção industrial nacional possuem respostas mais homogêneas entre as regiões.

Nessa segunda especificação, os resíduos acabam representando somente os choques idiossincráticos e a matriz de correlação desses componentes mostra correlações maiores, se comparadas com as da primeira especificação, mas ainda baixas para concluir que a atividade econômica dos estados é sincronizada. Entretanto, os estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e Bahia destacam-se por apresentarem as maiores correlações entre as regiões.

A análise da matriz de correlação dos erros de longo-prazo mostra que o patamar das

correlações é maior se comparado com o da matriz de curto-prazo, o que torna possível concluir que os movimentos de longo-prazo são mais sincronizados do que os de curto-prazo.

Os resíduos da equação da tendência estocástica também podem ser utilizados para identificar pontos de quebra estrutural no estado da economia, e tais mudanças podem ser relacionadas a períodos de expansão e de recessão econômica. Ao comparar essas quebras estruturais entre os estados, é possível concluir que os ciclos regionais diferem consideravelmente entre si. Apesar dessas diferenças, foi possível identificar dois choques que afetaram a maior parte dos estados: um em 2002 e outro em 2008. O choque de 2002 não foi identificado nos estados de PE, SC e RS, enquanto o choque de 2008 não foi identificado somente no estado do CE.

Esses resultados são completamente diferentes dos resultados obtidos com a análise univariada realizada no capítulo 2. A utilização da abordagem multivariada, para captar o estado da economia dos estados, mostrou ser mais frutífera, em relação aos resultados obtidos, que a análise univariada, no entanto uma restrição que modelo nenhum pode superar refere-se à disponibilidade dos dados, deficiência que é presente no caso brasileiro.

Conclusão

O objetivo deste trabalho foi avaliar as similaridades e divergências entre os ciclos de atividade econômica dos estados brasileiros. O Brasil é um país marcado pela diversidade, portanto considerar os choques na atividade econômica como homogêneos e propagados de forma idêntica entre as regiões pode acabar restringindo a compreensão da economia nacional.

A investigação a respeito das diferenças dos ciclos econômicos entre os estados realizou-se em duas etapas: a primeira, considerando uma abordagem mais tradicional, por ser baseada em uma metodologia univariada, e outra, multivariada, que permite analisar a interdependência das variáveis econômicas nas diversas fases dos ciclos.

É importante ressaltar a dificuldade representada pela falta de dados sobre a atividade econômica na esfera estadual. Dessa forma, mesmo sendo o objetivo conduzir um estudo amplo no que diz respeito às regiões analisadas, somente dez estados foram selecionados para o estudo, escolha que teve como único critério a disponibilidade de informações.

Os estados escolhidos foram: CE, PE, BA, MG, ES, RJ, SP, PR, SC e RS.

A análise univariada, conduzida no capítulo 2 foi feita com base no algoritmo de datação de Bry Boschan, o qual tem como objetivo determinar pontos de pico (máximo) e de vale (mínimo) em uma determinada série de tempo. Fica classificado como um ciclo recessivo o período compreendido entre um pico e um vale da série.

Essa metodologia foi aplicada para os dados de produção industrial, exportações, importações e arrecadação do ICMS, variáveis disponíveis para os estados e que, de certa forma, possuem características interessantes para a análise de ciclos. Para comparar os ciclos regionais com os ciclos nacionais, foi utilizada a datação feita pelo CODACE para

representação dos ciclos nacionais.

Entre as variáveis escolhidas, a que conseguiu reproduzir a datação do CODACE e, conseqüentemente, mostrou sincronia com os ciclos nacionais foi a produção industrial. As variáveis exportações e importações tiveram resultados promissores, entretanto mostraram ter ciclos muito dispersos entre as regiões.

Os estados de Pernambuco, Espírito Santo e Rio Grande do Sul são os principais exemplos com os ciclos mais destoantes tanto da datação realizada pelo CODACE quanto dos ciclos regionais. O estado do Rio de Janeiro mostrou ter uma baixa sincronia com os ciclos nacionais e esse resultado é interessante, pois, assim como São Paulo, possui uma grande participação na produção industrial do país.

Mesmo com a divergência em relação à datação do ciclo nacional, uma recessão aparece com certa frequência na datação dos estados: a recessão de 2008. A frequência com a qual essa recessão é vista nos resultados univariados é uma evidência da severidade dessa recessão, que foi claramente sentida em todo o país.

Os resultados do algoritmo de Bry Boschan foram interessantes, no entanto não levaram em consideração a interação entre as variáveis utilizadas para analisar o ciclo. Com o objetivo de ampliar os resultados dessa análise, construiu-se um indicador de atividade estadual a partir das variáveis analisadas no capítulo 2.

A base da construção do indicador foi o modelo de fatores dinâmicos de Stock e Watson (1991), que leva em consideração a abordagem em espaço-estado, ampliando de forma considerável as possibilidades de modelagem em comparação com a abordagem tradicional.

Nessa especificação, a variável que representa o estado da economia é descrita em função da produção industrial, das exportações, das importações e da arrecadação do ICMS, cada uma com um peso estimado distinto. Dessa forma, o modelo permite consolidar as informações de várias séries indicativas da atividade econômica em um só componente.

A partir da construção desse componente, foi estimado um modelo estrutural que possibilitou não só ver a distinção entre os choques de longo-prazo e de curto-prazo mas também averiguar as diferenças na forma como cada economia responde aos choques de política monetária, câmbio e a economia nacional como um todo.

Os resultados do modelo estrutural com variáveis explicativas também mostraram como a dinâmica de curto-prazo das economias estaduais é bastante distinta, com as regiões nordeste e sul apresentando menor sintonia do que os estados do sudeste. É interessante observar, também, como resultado desse modelo, que os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais possuem um destaque especial no mecanismo de propagação dos choques entre as regiões.

Outro resultado interessante do modelo de fatores dinâmicos é a maior facilidade com que as recessões de 2002 e 2008 aparecem nos dados. O componente estocástico comum mostrou como a interdependência dos indicadores econômicos é importante para a condução da análise sobre os ciclos, pois, embora os resultados do modelo univariado também tenham mostrado os choques das recessões de 2002 e 2008, esse resultado não ficou tão claro como o resultado do modelo multivariado, apontando uma considerável vantagem deste modelo frente à metodologia Bry Boschan.

Os resultados, em geral, trouxeram mais evidências contrárias à sincronia entre os ciclos estaduais, com os estados do sul e do nordeste registrando a menor sincronia com o ciclo nacional. Assim sendo, uma leitura dos dados agregados que aponte um cenário recessivo pode não corresponder à condição nessas regiões.

Como cada região responde aos choques de modo diferente, uma política monetária expansionista pode levar muito tempo até impactar todas as regiões. Portanto fica evidente a importância do acompanhamento do nível de atividade nas unidades da federação com o objetivo de analisar, de maneira mais específica, a forma como cada região responde aos choques e avaliar a necessidade de medidas específicas, a fim de suavizar, de maneira mais eficiente, as fases mais drásticas dos ciclos econômicos.

À medida que aumenta a divulgação dos dados para as economias regionais, aumenta também o escopo e as possibilidades de geração de evidências sobre a forma como os choques regionais se comportam. Assim, fica evidente que essa literatura possui um amplo espaço de desenvolvimento, principalmente no tocante aos trabalhos voltados para a análise dos mecanismos de transmissão de choques e datação dos ciclos.

Referências Bibliográficas

ARTIS, M.; OKUBO, T. *The Intranational Business Cycles in Japan*. [S.l.], 2010.

AZEVEDO, J. V.; KOOPMAN, S. J.; RUA, A. *Tracking Growth and the Business Cycle*. [S.l.], 2003.

BAROSSO, M.; AZZONI, C. R. *A Time Series Analysis of Regional Income Convergence in Brazil*. [S.l.], 2003.

BARRIOS, S.; LUCIO, J. J. Economic integration and regional business cycles: Evidence from the iberian regions. *Oxford bulletin of economics and statistics*, v. 64, p. 497–515, 2003.

BARRO, R. J. et al. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, The Brookings Institution, v. 1991, n. 1, p. pp. 107–182, 1991. ISSN 00072303. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2534639>>.

BEARE, J. A monetarist model of regional business cycles. *Journal of Regional Science*, v. 16, p. 57–63, 1976.

BRY, G.; BOSCHAN, C. *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. [S.l.]: UMI, 1971.

BURNS, A.; MITCHELL, W. *Measuring Business Cycles*. [S.l.]: NBER, 1946.

CANO, W. *Desequilíbrios regionais e concentração regional no Brasil*. [S.l.]: Global, 1985.

CANOVA, F. Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics*, v. 41, n. 3, p. 475 – 512, 1998. ISSN 0304-3932. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VBW-3VNHDJH-C/2/bd17ce5f32e1e64b1531e56d5fc9c231>>.

CARLINO, G.; DEFINA, R. The differential regional effects of monetary policy. *The Review of Economics and Statistics*, The MIT Press, v. 80, n. 4, p. pp. 572–587, 1998. ISSN 00346535. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2646839>>.

CARLINO, G.; SILL, K. Regional income fluctuations: Common trends and common cycles. *The Review of Economics and Statistics*, The MIT Press, v. 83, n. 3, p. pp. 446–456, 2001. ISSN 00346535. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3211545>>.

CLARK, T.; WINCOOP, E. *Borders and Business Cycles*. [S.l.], 1999.

CLARK, T. E. Employment fluctuations in u.s. regions and industries: The roles of national, region-specific, and industry-specific shocks. *Journal of Labor Economics*, The University of Chicago Press on behalf of the Society of Labor Economists and the NORC at the University of Chicago, v. 16, n. 1, p. pp. 202–229, 1998. ISSN 0734306X. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/10.1086/209887>>.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. *Econometric Theory and Methods*. [S.l.]: Oxford University Press, 2003.

DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D. Measuring business cycles: A modern perspective. *The Review of Economics and Statistics*, The MIT Press, v. 78, n. 1, p. pp. 67–77, 1996. ISSN 00346535. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2109848>>.

ELLERY, R. G.; FERREIRA, P. C. G. *Crescimento Econômico e Convergência entre a Renda dos Estados Brasileiros*. [S.l.], 1994.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, J. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p. 813–836, 1996.

ENGLE, R. Estimating structural models of seasonality. In: ZELLNER, A. (Ed.). *Seasonal Analysis of Economic Time series*. [S.l.]: Bureau of Census, 1978.

FATÁS, A. Emu: Countries or regions? lessons from the ems experience. *European Economic Review*, v. 41, n. 3-5, p. 743 – 751, 1997. ISSN 0014-2921. Paper and Proceedings of the Eleventh Annual Congress of the European Economic Association. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V64-3SWYB3P-15/2/85234a79db327499bf80b420f036c6d3>>.

- FIESS, N. Business cycle synchronization and regional integration a case study for central america. *World Bank Working Paper 3854*, 2005.
- GARBADE, K. Two methods for examining the stability of regression coefficients. *Journal of the American Statistical Association*, v. 72, p. 54–63, 1977.
- GARRISON, C.; CHANG, H. The effects of monetary forces in regional economic activity. *Journal of Regional Science*, v. 19, p. 15–29, 1979.
- 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.
- HALL, V. B.; MCDERMOTT, C. J. Regional business cycles in new zealand: Do they exist? what might drive them?*. *Papers in Regional Science*, Blackwell Publishing Ltd, v. 86, n. 2, p. 167–191, 2007. ISSN 1435-5957. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1435-5957.2007.00119.x>>.
- HAMILTON, J. D. Comment on "a comparison of two business cycle dating methods. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 27, n. 9, p. 1691 – 1693, 2003.
- HARVEY, A. *Forecasting structural time series models and the Kalman filter*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1989.
- HARVEY, A.; KOOPMAN, S. J. Diagnostic checking of unobserved components time series models. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, p. 377–389, 1992.
- HARVEY, A. C.; PHILLIPS, G. The estimation of regression models with autoregressive moving average disturbances. *Biometrika*, v. 66, p. 49:58, 1979.
- HESS, G. D.; SHIN, K. Intranational business cycles in the united states. *Journal of International Economics*, v. 44, n. 2, p. 289 – 313, 1998. ISSN 0022-1996. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V6D-3T528K1-H/2/bf615b142cd26f5a1676b60d1d93ce9e>>.
- IBGE. *Indicadores Conjunturais da Indústria - Produção*. Rio de Janeiro, 2004.
- INKLAAR, R.; JONG-A-PIN, R.; HAAN, J. de. Trade and business cycle synchronization in oecd countries—a re-examination. *European Economic Review*, v. 52, n. 4, p. 646 – 666, 2008. ISSN 0014-2921. Disponível

em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V64-4NXHCDY-1/2/de72994e6223bf34206e5a3fc70d0056>>.

LEAMER, E. *What is a recession anyway?* [S.l.], 2008.

LILIEN, D. M. Sectoral shifts and cyclical unemployment. *The Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 90, n. 4, p. pp. 777–793, 1982. ISSN 00223808. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1831352>>.

LIMA, L. R.; NOTINI, H.; GOMES, F. A. Empirical evidence on convergence across brazilian states. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, p. 135–160, 2010.

MADDALA, G.; KIM, I.-M. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1998.

MCNEES, S. Forecasting cyclical turning points: the record in the past three recessions. In: _____. [S.l.]: Cambridge University Press, 1991. (in Lahiri and Moore, Leading Economic indicators, new approaches and forecasting records), cap. 9, p. 151–168.

MILLS, T. *Modelling Trends and Cycles in Economic Time Series*. [S.l.]: Palgrave, 2003.

MORLEY, J.; NELSON, C.; ZIVOT, E. Why are the beveridge-nelson and unobserved components decompositions of gdp so different? *The Review of Economics and Statistics*, LXXXV, p. 235–243, 2003.

MOËS, P. *Multivariate structural time series models with dual cycles: implications for measurement of output gap and potential growth*. [S.l.], Agosto 2008.

NELSON, C.; PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomic time series, some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139–162, 1982.

PUGA, D. The rise and fall of regional inequalities. *European Economic Review*, v. 43, n. 2, p. 303 – 334, 1999. ISSN 0014-2921. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V64-3VF9GKY-4/2/77aafed2152b07513640c029440d0ee3>>.

RIZZIERI, J. B.; FAVA, V. L. Diferenças interestaduais na estrutura de produção industrial. *Revista de Econometria*, v. 2, p. 96–109, 1982.

ROSENBERG, B. Random coefficient models the analysis of cross section of thime series by stochastically convergent parameter regression. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 2, p. 341:361, 1973.

SABOIA, J.; KUBRUSLY, L.; BARRIS, A. Diferenciação regional da indústria brasileira, agrupamento e ordenação a partir de um índice. *Nova Economia*, v. 18, p. 383–427, 2008.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1–48, 1980.

STOCK, J.; WATSON, M. A probability model of coincident economic indicators. In: LAHIRI, K.; MOORE, G. (Ed.). *Leading Economic Indicators*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1991.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Variable trends in economic time series. *The Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, v. 2, n. 3, p. pp. 147–174, 1988. ISSN 08953309. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1942819>>.

TELES, V. K.; MIRANDA, M. *Política Monetária E Ciclos Regionais No Brasil: Uma Investigação Das Condições Para Uma Área Monetária Ótima*. [S.l.], 2005. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/anp/en2005/120.html>>.

WALL, H. *Regional Business Cycle Phases in Japan*. [S.l.], 2006.

WYNNE, M. A.; KOO, J. Business cycles under monetary union: A comparison of the eu and us. *Economica*, Blackwell Publishers Ltd, v. 67, n. 267, p. 347–374, 2000. ISSN 1468-0335. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1111/1468-0335.00213>>.

ZARNOWITZ, V.; MOORE, G. Forecasting recessions under gramm-rudman-hollings law. In: _____. [S.l.]: Cam, 1991. (in Lahiri and Moore, *Leading Economic indicators, new approaches and forecasting records*), cap. 15, p. 257–274.

ZARNOWITZ, V.; OZYILDIRIM, A. *Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles*. [S.l.], 2002.

Apêndice A

Descrição dos Dados

O objetivo desse apêndice é apresentar os dados utilizados para a modelagem do modelo de Stock e Watson (1991) estimado e estudado durante o terceiro capítulo desse trabalho.

Abaixo segue a fonte de cada uma das informações:

- Produção industrial: Site do IBGE ibge.gov.br. Unidade: número índice
- Exportações e Importações: Site Aliceweb da Secretaria de Comércio Exterior. alicesweb.desenvolvimento.gov.br Unidade: milhões de dólares de 2010
- Arrecadação do ICMS: Site do Conselho Fazendário, CONFAZ: [www.fazenda.gov.br \confaz](http://www.fazenda.gov.br/confaz) Unidade: milhões de reais de 2010

O período amostral vai de janeiro de 1996 até dezembro de 2010.

Com a excessão dos dados de produção industrial, as fontes não disponibilizaram as séries com ajuste sazonal. Para dessazonalização das séries foi escolhido o método X-12, por manter uma maior homogeneidade, apesar das inúmeras opções para realizar o ajuste sazonal. Todas as variáveis foram deflacionadas, sendo que arrecadação do ICMS o deflator escolhido foi o IPCA enquanto que para as exportações e importações foi escolhido o PPI (producer price index) dos Estados Unidos, em virtude dessas variáveis serem mensuradas em dólares.

Abaixo segue os gráficos com as variáveis deflacionadas e dessazonalizadas.

Figura A.1: Dados do Ceará

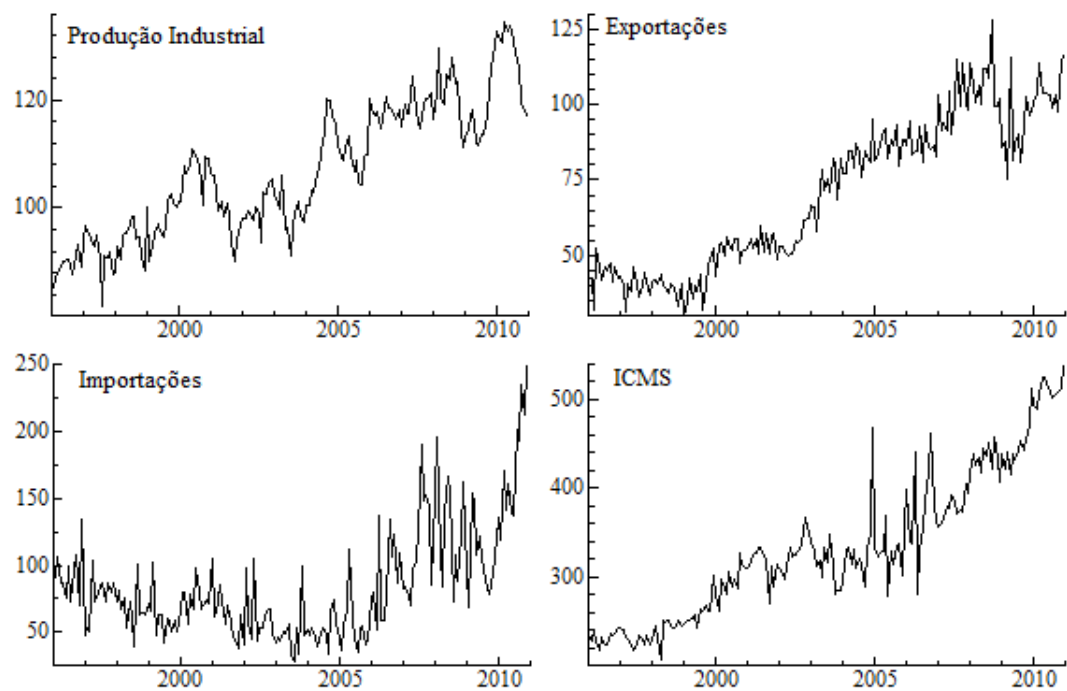


Figura A.2: Dados de Pernambuco

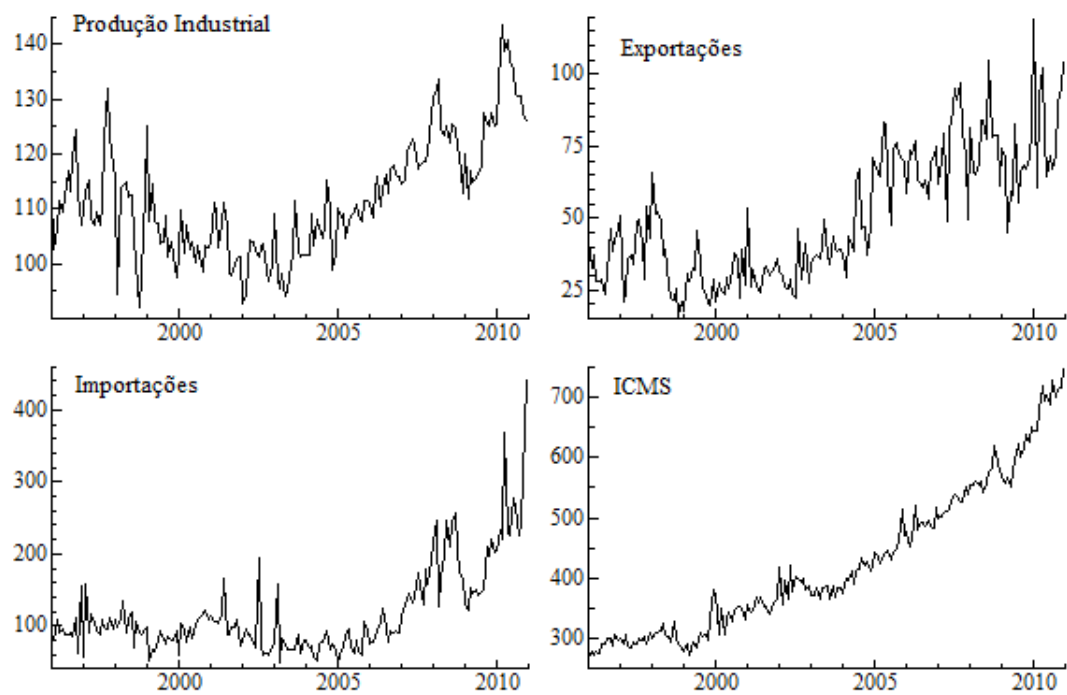


Figura A.3: Dados da Bahia

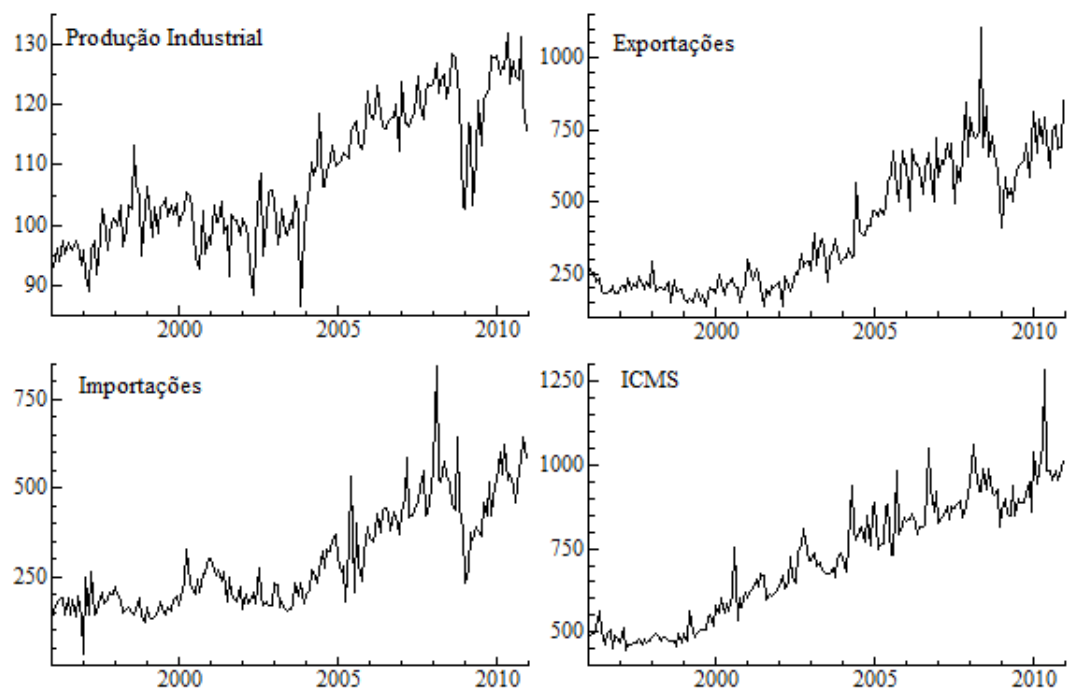


Figura A.4: Dados de Minas Gerais

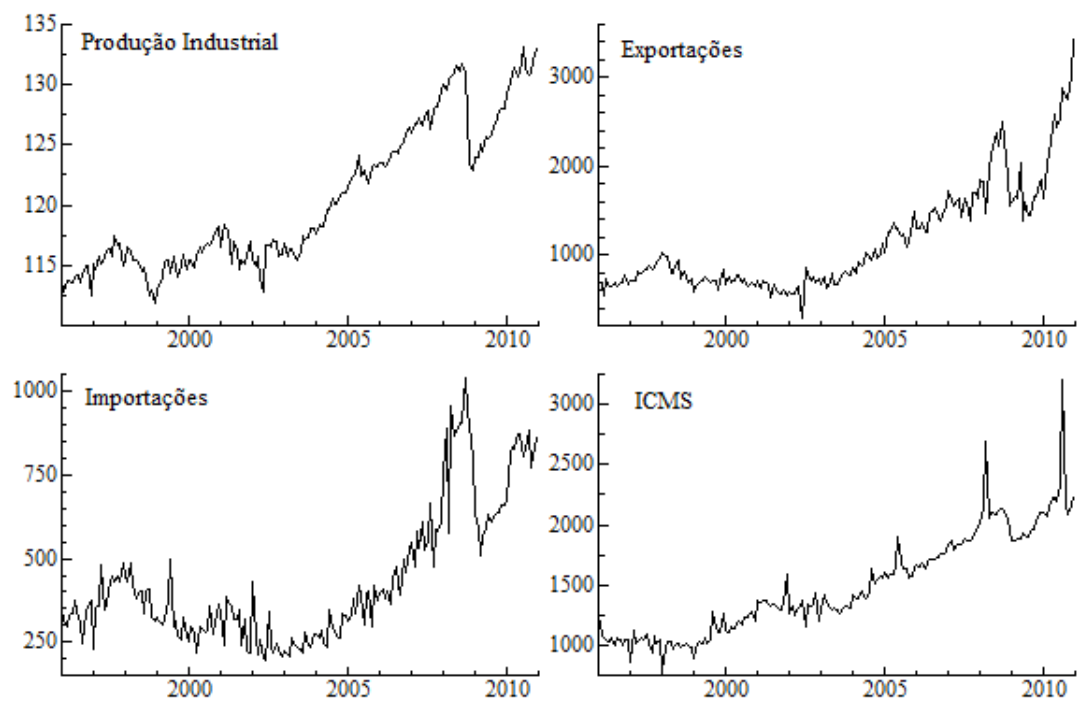


Figura A.5: Dados do Espírito Santo

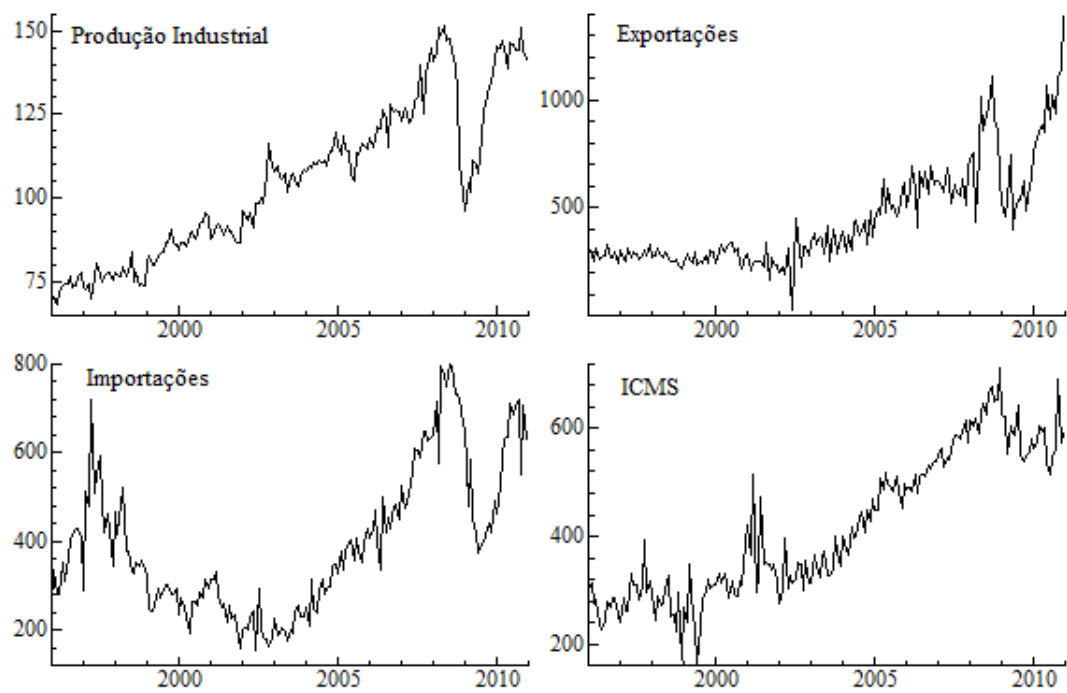


Figura A.6: Dados do Rio de Janeiro

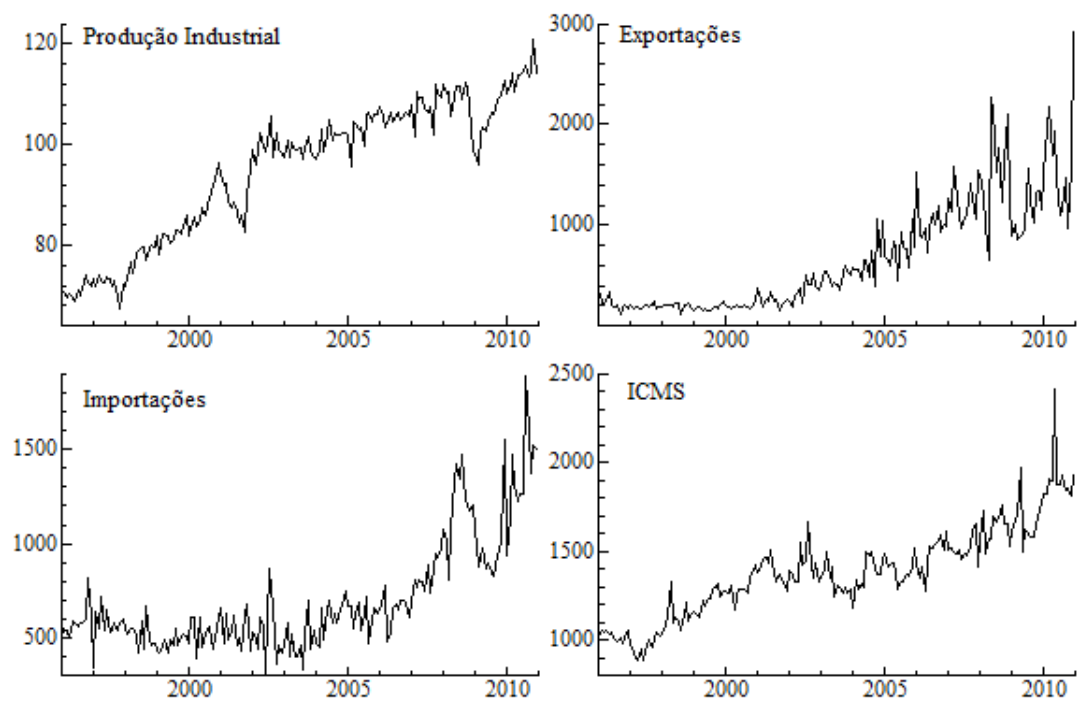


Figura A.7: Dados de São Paulo

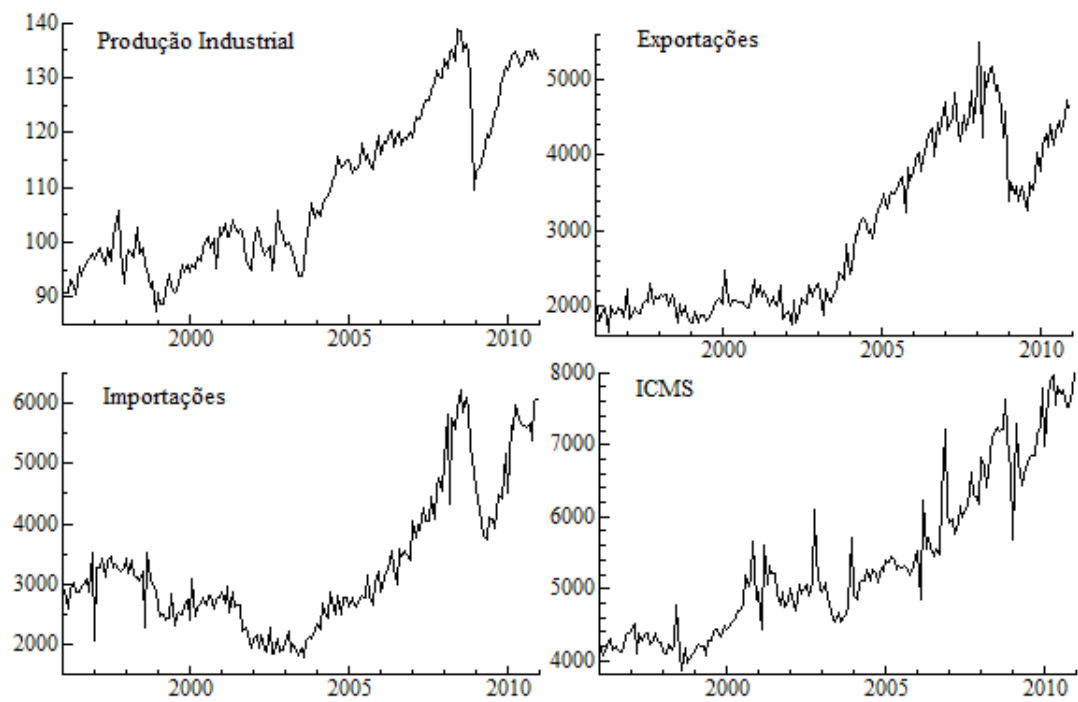


Figura A.8: Dados do Paraná

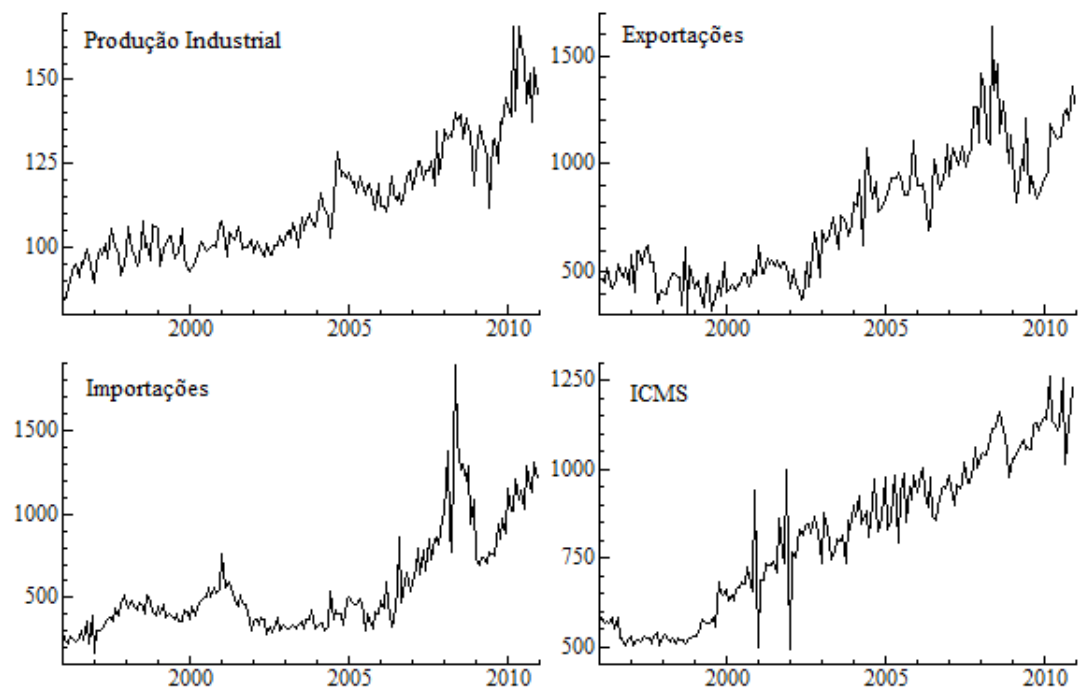


Figura A.9: Dados de Santa Catarina

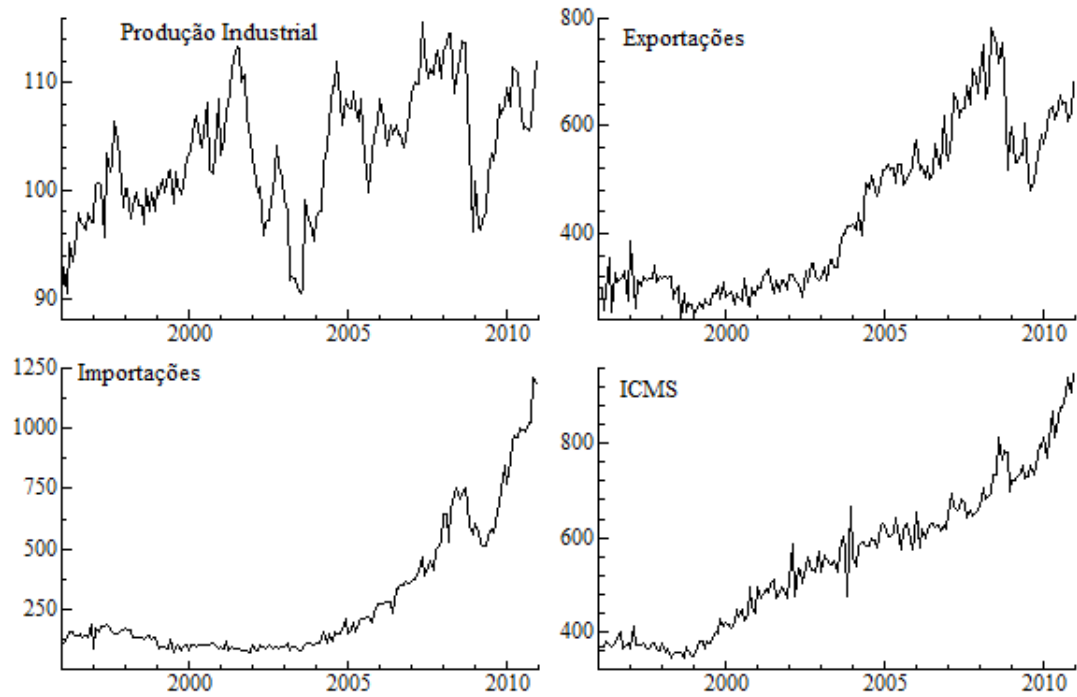
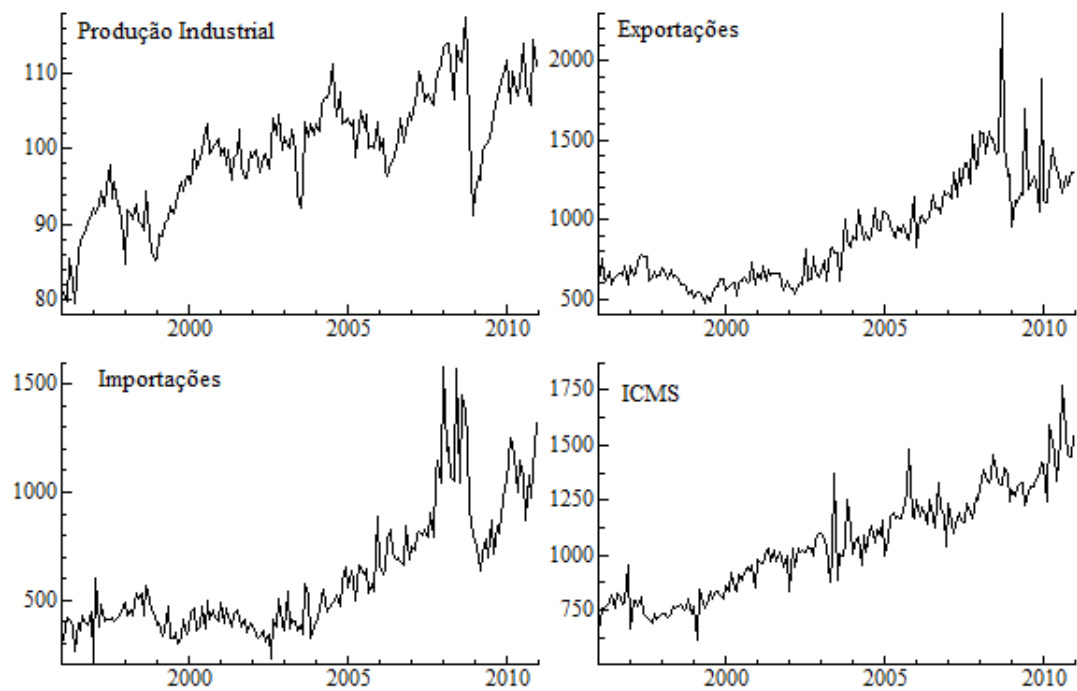


Figura A.10: Dados do Rio Grande do Sul



Apêndice B

Raiz unitária

Esse apêndice tem como objetivo registrar os resultados dos testes de raiz unitária feitos com as séries que fazem parte da estimação do modelo de Stock Watson (1991).

Mesmo que a existência, interpretação e consequências da presença da raiz unitária possuem um papel secundário dentro da econometria de espaço-estado, a discussão envolvendo a estacionariedade das séries é muito ampla e importante dentro dos trabalhos empíricos os quais o foco da análise é a econometria de domínio do tempo (*time domain*) e representam a principal linha de abordagem dentro da literatura de econometria aplicada.

Os testes de raiz unitária tem como objetivo avaliar se uma série possui uma ou mais tendências estocásticas, ou uma raiz unitária. No caso das séries possuírem tendências estocásticas é possível avaliar se tais séries compartilham de uma ou mais tendências estocásticas, o que é chamado de cointegração. De qualquer forma, um dos passos iniciais da estimação passa em analisar a quantidade de raízes unitárias existente nas séries.

Para essa função existem os testes de raiz unitárias sendo os mais conhecidos e aplicados, os testes ADF (Augmented Dickey Fuller) e o teste PP (Phillips Perron). Entretanto, inúmeros artigos tem criticado o baixo poder dos testes ADF e PP ¹, desta forma, existem outras abordagens para os testes de raiz unitária preferíveis a esses testes mais convencionais.

Nesse trabalho, as duas opções utilizadas foram o teste ADF com a correção proposta pelo Elliot Rothemberg e Stock, chamado de ADF-ERS e o teste KPSS.

¹Uma ótima referência para essa discussão pode ser encontrada no trabalho de Maddalla e Kim, 1998, no capítulo 4

B.1 Teste ADF ERS

De forma resumida, o teste ADF ERS, também conhecido como teste ADF-GLS é descrito dessa forma. Supondo que y_t representa a série que se tenha interesse de avaliar. O teste ADF ERS é feito ao testar a hipótese se $\alpha_0 = 0$ da seguinte regressão:

$$\Delta y_t^d = \alpha_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^j \beta_i \Delta y_{t-i}^d + \varepsilon_t \quad (\text{B.1})$$

Onde Δy_t^d representa uma série que foi removida a tendência no ponto. Para remoção da tendência depende se o modelo considera um termo de *drift* ou tendência linear, desta forma:

$$y_t^d = y_t - \hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_1 t + v_t \quad (\text{B.2})$$

Sendo $\hat{\gamma}_1 = 0$ no caso da tendência ser representada por um *drift*. Os termos da tendência são obtidos ao realizar uma regressão de \bar{y} e \bar{z} , onde:

$$\bar{y} = [y_1, (1 - \theta L)y_2, \dots, (1 - \theta L)y_T] \quad (\text{B.3})$$

$$\bar{z} = [z_1, (1 - \theta L)z_2, \dots, (1 - \theta L)z_T] \quad (\text{B.4})$$

Sendo $z_t = [1, t]'$ e $\theta = 1 + \frac{\bar{c}}{T}$

Sendo que θ varia de acordo com o nível de significância escolhido, fato considerado inconveniente quando se trata do teste ERS, mas os autores argumentam que colocando $\bar{c} = -7$ para o modelo com o *drift* e $\bar{c} = -13.5$ para o caso com tendência linear, aumentam consideravelmente o poder do teste.

B.2 Teste KPSS

O teste KPSS tem como ponto de partida o seguinte modelo, com a especificação completa, com uma tendência linear e um *drift*:

$$y_t = \sigma t + \lambda_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.5})$$

Onde ε_t representa um processo estacionário e λ_t é um passeio aleatório, descrito da seguinte forma:

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + u_t \quad (\text{B.6})$$

A hipótese nula de estacionariedade é formulada da seguinte forma $H_0 : \sigma_u^2 = 0$, ou λ_t é uma constante. É uma aplicação dos modelos em espaço estado para avaliar se variância de uma tendência estocástica pode ser considerada igual a zero.

O teste então é calculado da seguinte forma:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\sigma_e^2} \quad (\text{B.7})$$

Onde e_t é o resíduo de uma regressão de y_t em função de uma constante e uma tendência, (ou sem a tendência, dependendo da especificação do teste), σ_e^2 é a variância desse resíduo e S_t é a soma parcial de e_t , definido como:

$$S_t = \sum_{i=t}^T e_i \quad (\text{B.8})$$

Após essa breve e resumida descrição dos testes utilizados, abaixo segue os valores críticos de cada um dos testes, lembrando que o teste ADF ERS apresenta a estacionariedade por meio da hipótese alternativa enquanto o teste KPSS a estacionariedade vem da hipótese nula.

Tabela B.1: Valores Críticos dos Testes de Raiz unitária

| | Significância | | |
|---------|---------------|------|-------|
| | 1% | 5% | 10% |
| ADF ERS | -3.73 | -3.2 | -2.95 |
| KPSS | 0.22 | 0.15 | 0.12 |

Abaixo segue os resultados dos testes para cada estado. Foi feito os testes de raiz unitária tanto para o logaritmo natural do nível da série quanto para a primeira diferença, com o objetivo de averiguar quantas raízes unitárias cada uma das séries possuem.

De uma maneira resumida, os resultados foram bem consistentes no sentido de que não é possível recusar a hipótese de que as séries possuem uma raiz unitária, dado a estacionariedade da primeira diferença.

Ceará

Tabela B.2: Variáveis em nível CE

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -0.57 | 1.5 |
| Exportação | -0.4 | 1.4 |
| Importação | -1.6 | 0.7 |
| ICMS | -0.52 | 1.62 |

Tabela B.3: Primeira Diferença das variáveis CE

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|--------|------|
| Produção Industrial | -14.86 | 0.07 |
| Exportação | -16.62 | 0.4 |
| Importação | -10.7 | 0.35 |
| ICMS | -19.3 | 0.3 |

Pernambuco

Tabela B.4: Variáveis em nível PE

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -0.66 | 0.88 |
| Exportação | -1.17 | 1.4 |
| Importação | -0.39 | 0.85 |
| ICMS | -0.98 | 1.7 |

Tabela B.5: Primeira Diferença das variáveis PE

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -3.5 | 0.25 |
| Exportação | -2.14 | 0.05 |
| Importação | -22.8 | 0.29 |
| ICMS | -19 | 0.3 |

Bahia

Tabela B.6: Variáveis em Nível BA

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -0.37 | 1.4 |
| Exportação | -0.18 | 1.5 |
| Importação | -1.8 | 1.52 |
| ICMS | 0.67 | 1.7 |

Tabela B.7: Primeira diferença das variáveis BA

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -11.8 | 0.08 |
| Exportação | -20.3 | 0.24 |
| Importação | -5.2 | 0.13 |
| ICMS | -13 | 0.06 |

Minas Gerais

Tabela B.8: Variáveis em nível MG

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -0.17 | 1.6 |
| Exportação | 1.05 | 1.47 |
| Importação | -0.54 | 0.97 |
| ICMS | 0.23 | 1.66 |

Tabela B.9: Primeira diferença das variáveis MG

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|------|------|
| Produção Industrial | -11 | 0.03 |
| Exportação | -13 | 0.29 |
| Importação | -7.2 | 0.24 |
| ICMS | -3.5 | 0.21 |

Espírito Santo

Tabela B.10: Variáveis em Nível ES

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|------|------|
| Produção Industrial | 1.27 | 1.67 |
| Exportação | -1.9 | 1.46 |
| Importação | -1.7 | 0.72 |
| ICMS | 0.07 | 1.6 |

Tabela B.11: Primeira diferença das variáveis ES

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|------|------|
| Produção Industrial | -2.8 | 0.03 |
| Exportação | -17 | 0.26 |
| Importação | -0.2 | 0.09 |
| ICMS | -2.1 | 0.18 |

Rio de Janeiro

Tabela B.12: Variáveis em nível RJ

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | 0.62 | 1.6 |
| Exportação | -0.13 | 1.7 |
| Importação | 1.21 | 1.26 |
| ICMS | -1.04 | 1.5 |

Tabela B.13: Primeira diferença das variáveis RJ

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -18.7 | 0.15 |
| Exportação | -10 | 0.13 |
| Importação | -11 | 0.28 |
| ICMS | -14 | 0.09 |

São Paulo

Tabela B.14: Variáveis em nível SP

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -1.2 | 1.57 |
| Exportação | -0.41 | 1.53 |
| Importação | 0.13 | 0.9 |
| ICMS | -0.15 | 1.6 |

Tabela B.15: Primeira diferença das variáveis SP

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -15 | 0.04 |
| Exportação | -8.4 | 0.1 |
| Importação | -14.8 | 0.21 |
| ICMS | -5.11 | 0.18 |

Paraná

Tabela B.16: Variáveis em nível PR

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -0.5 | 1.6 |
| Exportação | -1.43 | 1.57 |
| Importação | -1.1 | 1.14 |
| ICMS | -0.41 | 1.66 |

Tabela B.17: Primeira diferença das variáveis PR

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -11.6 | 0.3 |
| Exportação | -14.3 | 0.09 |
| Importação | -15 | 0.07 |
| ICMS | -12.7 | 0.17 |

Santa Catarina

Tabela B.18: Variáveis em nível

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|------|------|
| Produção Industrial | 0.6 | 0.7 |
| Exportação | -0.5 | 1.54 |
| Importação | 1.47 | 1.3 |
| ICMS | 1.03 | 1.7 |

Tabela B.19: Primeira diferença das variáveis

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|-------|------|
| Produção Industrial | -15.7 | 0.05 |
| Exportação | -16.4 | 0.14 |
| Importação | -14.3 | 0.4 |
| ICMS | -12.7 | 0.17 |

Rio Grande do Sul

Tabela B.20: Variáveis em nível

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|------------|-------------|
| Produção Industrial | 0.7 | 1.43 |
| Exportação | -0.91 | 1.5 |
| Importação | -1.5 | 1.4 |
| ICMS | -0.22 | 1.7 |

Tabela B.21: Primeira diferença das variáveis

| Variável | ERS | KPSS |
|---------------------|------------|-------------|
| Produção Industrial | -15.7 | 0.07 |
| Exportação | -16.3 | 0.09 |
| Importação | -14.2 | 0.3 |
| ICMS | -12 | 0.37 |

Apêndice C

Resultados da Cointegração

O teste de cointegração de Johansen pode ser compreendido, de uma forma bem intuitiva a partir do modelo VAR com cointegração, demonstrado abaixo

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (C.1)$$

Onde:

- ΔY_t = Vetor das variáveis do modelo
- Π = Matriz que representa o componente de correção de erro
- Γ_i = Matriz de dinâmica de curto-prazo.

Na metodologia de Johansen, o número de relações de cointegração é analisado pelo posto e auto valores da matriz Π da equação (C.1). Existem dois procedimentos para avaliar o número de vetores de cointegração, o teste do traço e o teste do autovalor.

O posto da matriz Π da equação (C.1) é igual ao número de vetores de cointegração independentes, desta forma se o posto da matriz Π for igual a zero, a matriz é nula, não indicando a possibilidade de cointegração e consequentemente o modelo tem a mesma especificação de um VAR em primeira diferença.

Como o produto dos autovalores de uma matriz quadrada é igual ao seu determinante, é possível avaliar se o produto dos autovalores é igual a zero, o que indicaria a ausência de cointegração. Desta forma, o teste de cointegração de Johansen é feito ao

avaliar o autovalor e o posto da matriz Π .

Outro ponto importante na estimação se refere ao número de defasagens (*lags*) a serem utilizados na estimação, pois as defasagens escolhidas irão interferir na dinâmica de curto-prazo do modelo. A escolha do número de defasagens foi feito a partir da análise dos critérios de informação

Uma questão acerca da utilização dos critérios de informação é o fato que o critério de Akaike pode resultar em uma defasagem além da necessária (*overspecification*), enquanto o critério de Schwarz escolheria uma defasagem a qual seria insuficiente para captar a dinâmica do processo (*underspecification*). Uma medida para resolver esse problema é utilizar o teste de restrição linear, como descrito em Sims (1980, p.18), onde o modelo com as defasagens escolhidas pelo critério de Schwarz representaria uma versão restrita em relação ao modelo estimado utilizando as defasagens apontadas pelo critério de Akaike. O teste tem uma distribuição assintótica igual a Qui-Quadrado com os graus de liberdade iguais a quantidade de restrições dos coeficientes.

Abaixo segue as tabelas contendo os resultados tanto dos testes de autovalor quanto os de posto para cada um dos estados:

Ceará

Tabela C.1: Testes Cointegração CE

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 45.28 | 47.86 | 20.23 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 25.05 | 29.80 | 15.28 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 9.77 | 15.49 | 8.94 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 0.83 | 3.84 | 0.83 | 3.84 |

Pernambuco

Tabela C.2: Testes Cointegração PE

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 70.36 | 47.86 | 47.79 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 22.57 | 29.80 | 14.55 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 8.02 | 15.49 | 7.91 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 0.11 | 3.84 | 0.11 | 3.84 |

Bahia

Tabela C.3: Testes de Cointegração BA

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 69.25 | 47.86 | 37.20 | 32.03 |
| Pelo menos 1 | 37.22 | 29.80 | 28.30 | 24.27 |
| Pelo menos 2 | 12.95 | 15.49 | 1.40 | 12.68 |
| Pelo menos 3 | 0.27 | 3.84 | 0.10 | 0.27 |

Minas Gerais

Tabela C.4: Cointegração MG

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 0.17 | 52.74 | 32.73 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 0.08 | 20.02 | 14.56 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 0.03 | 5.46 | 5.31 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 0.00 | 0.15 | 0.15 | 3.84 |

Espírito Santo

Tabela C.5: Testes de Cointegração ES

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 72.15 | 47.86 | 41.89 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 30.26 | 29.80 | 23.72 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 6.54 | 15.49 | 4.71 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 1.83 | 3.84 | 1.83 | 3.84 |

Rio de Janeiro

Tabela C.6: Testes de Cointegração RJ

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 54.65 | 47.86 | 40.68 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 13.96 | 29.80 | 6.79 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 7.17 | 15.49 | 5.97 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 1.20 | 3.84 | 1.20 | 3.84 |

São Paulo

Tabela C.7: Testes de Cointegração SP

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 54.65 | 47.86 | 40.68 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 13.96 | 29.80 | 6.79 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 7.17 | 15.49 | 5.97 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 1.20 | 3.84 | 1.20 | 3.84 |

Paraná

Tabela C.8: Testes de Cointegração PR

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 76.78 | 47.86 | 48.50 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 28.29 | 29.80 | 20.26 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 7.02 | 15.49 | 6.73 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 0.30 | 3.84 | 0.30 | 3.84 |

Santa Catarina

Tabela C.9: Testes de Cointegração SC

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 37.05 | 47.86 | 19.90 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 17.16 | 29.80 | 11.59 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 5.57 | 15.49 | 4.73 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 0.83 | 3.84 | 0.83 | 3.84 |

Rio Grande do Sul

Tabela C.10: Testes de Cointegração RS

| Hipótese | Teste do traço | V.C | Teste auto valor | V.C |
|--------------|----------------|-------|------------------|-------|
| Nenhum | 73.42 | 47.86 | 31.65 | 27.58 |
| Pelo menos 1 | 41.77 | 29.80 | 28.72 | 21.13 |
| Pelo menos 2 | 13.05 | 15.49 | 11.96 | 14.26 |
| Pelo menos 3 | 1.10 | 3.84 | 1.10 | 3.84 |

Apêndice D

Resultados do modelo de Stock e Watson

O objetivo desse apêndice é apresentar os resultados da estimação do modelo de Stock e Watson de uma maneira mais completa, com o cálculo dos desvios-padrão para os coeficientes estimados.

A escolha de apresentar os resultados completos por meio desse apêndice é para favorecer a leitura do texto e evitar o acúmulo de informação em um único frame de tabelas.

O modelo de Stock e Watson, como foi discutido com bastante detalhe no capítulo três desse trabalho é baseado nos modelos em espaço estado os quais tem como base os estimadores de máxima verossimilhança. Desta forma, o cálculo da matriz de variância dos parâmetros pode ser calculada principalmente de três formas (DAVIDSON, MACKINNON, 2003, p.417-418) :

Inverso do Hessiano empírico Nesse método basta utilizar o inverso do hessiano (multiplicado por menos um), calculado no ponto onde a função de máxima verossimilhança foi maximizado.

Matriz de informação Quando é possível escrever uma expressão analítica para a matriz de informação, o inverso dessa matriz pode ser utilizada para estimar as variâncias dos parâmetros

Produto externo do Gradiente ou estimador BHHH Esse estimador tem a vanta-

gem de ser mais simples de ser calculado pois não é necessário calcular a segunda derivada da equação de verossimilhança

Os cálculos para a matriz de variância dos parâmetros foram baseados no inverso do hessiano empírico e o estimador BHHH, pois como o modelo pfoi estimado a partir de derivadas numéricas, não foi escrita uma derivada analítica para utilizar o segundo método descrito acima.

Abaixo temos as estimativas dos parâmetros e seus respectivos desvios-padrão para cada um dos estados:

Ceará

Tabela D.1: Parâmetros modelo Stock Watson CE

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.49 | 0.07 | -6.99 |
| | φ_2 | -0.06 | 0.01 | -5.98 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.30 | 0.07 | 4.27 |
| | ψ_{11} | -0.25 | 0.08 | -3.24 |
| | ψ_{12} | -0.02 | 0.01 | -1.63 |
| | σ_1^2 | 0.93 | 0.10 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.27 | 0.06 | 4.43 |
| | ψ_{21} | -0.67 | 0.08 | -8.32 |
| | ψ_{22} | -0.11 | 0.02 | -5.50 |
| | σ_2^2 | 0.67 | 0.07 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.18 | 0.07 | 2.76 |
| | ψ_{31} | -0.40 | 0.08 | -5.00 |
| | ψ_{32} | -0.03 | 0.06 | -0.50 |
| | σ_3^2 | 0.74 | 0.07 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | -0.10 | 0.05 | -2.12 |
| | ψ_{41} | -0.50 | 0.08 | -6.25 |
| | ψ_{42} | -0.06 | 0.01 | -6.00 |
| | σ_4^2 | 0.50 | 0.10 | |

Pernambuco

Tabela D.2: Parâmetros modelo Stock Watson PE

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.24 | 0.02 | -12.00 |
| | φ_2 | -0.01 | 0.03 | -0.33 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.47 | 0.23 | 2.04 |
| | ψ_{11} | -0.37 | 0.10 | -3.70 |
| | ψ_{12} | -0.02 | 0.01 | -2.00 |
| | σ_1^2 | 0.73 | 0.33 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.30 | 0.13 | 2.31 |
| | ψ_{21} | -0.53 | 0.09 | -5.89 |
| | ψ_{22} | -0.07 | 0.02 | -3.50 |
| | σ_2^2 | 0.67 | 0.20 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.20 | 0.12 | 1.67 |
| | ψ_{31} | -0.64 | 0.07 | -9.14 |
| | ψ_{32} | -0.10 | 0.02 | -5.00 |
| | σ_3^2 | 0.66 | 0.07 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | -0.04 | 0.12 | -0.33 |
| | ψ_{41} | -0.57 | 0.08 | -7.13 |
| | ψ_{42} | -0.08 | 0.02 | -4.00 |
| | σ_4^2 | 0.68 | 0.09 | |

Bahia

Tabela D.3: Parâmetros modelo Stock Watson BA

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.61 | 0.20 | -3.05 |
| | φ_2 | -0.06 | 0.02 | -3.00 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.80 | 0.08 | 10.00 |
| | ψ_{11} | -0.34 | 0.08 | -4.25 |
| | ψ_{12} | -0.03 | 0.01 | -3.00 |
| | σ_1^2 | 0.80 | 0.15 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.33 | 0.12 | 2.75 |
| | ψ_{21} | -0.60 | 0.07 | -8.57 |
| | ψ_{22} | -0.08 | 0.03 | -2.67 |
| | σ_2^2 | 0.67 | 0.09 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.27 | 0.11 | 2.45 |
| | ψ_{31} | -0.60 | 0.08 | -7.50 |
| | ψ_{32} | -0.10 | 0.03 | -3.33 |
| | σ_3^2 | 0.62 | 0.10 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | 0.03 | 0.14 | 0.21 |
| | ψ_{41} | -0.50 | 0.07 | -7.14 |
| | ψ_{42} | -0.06 | 0.02 | -3.00 |
| | σ_4^2 | 0.79 | 0.20 | |

Minas Gerais

Tabela D.4: Parâmetros modelo Stock Watson MG

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.50 | 0.13 | -3.85 |
| | φ_2 | -0.06 | 0.03 | -2.00 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.20 | 0.04 | 5.00 |
| | ψ_{11} | -0.10 | 0.07 | -1.43 |
| | ψ_{12} | -0.01 | 0.02 | -0.50 |
| | σ_1^2 | 0.90 | 0.10 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.50 | 0.24 | 2.08 |
| | ψ_{21} | -0.40 | 0.09 | -4.44 |
| | ψ_{22} | -0.04 | 0.01 | -4.00 |
| | σ_2^2 | 0.60 | 0.24 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.64 | 0.30 | 2.13 |
| | ψ_{31} | -0.58 | 0.12 | -4.83 |
| | ψ_{32} | -0.08 | 0.03 | -2.67 |
| | σ_3^2 | 0.37 | 0.30 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | -0.08 | 0.09 | -0.89 |
| | ψ_{41} | -0.49 | 0.08 | -6.13 |
| | ψ_{42} | -0.06 | 0.02 | -3.00 |
| | σ_4^2 | 0.78 | 0.08 | |

Espírito Santo

Tabela D.5: Parâmetros modelo Stock Watson ES

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|-------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.70 | 0.11 | -6.36 |
| | φ_2 | -0.12 | 0.04 | -3.00 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.40 | 0.07 | 5.71 |
| | ψ_{11} | -0.11 | 0.07 | -1.57 |
| | ψ_{12} | -0.01 | 0.01 | -1.00 |
| | σ_1^2 | 0.90 | 0.10 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.43 | 0.11 | 3.91 |
| | ψ_{21} | -0.50 | 0.09 | -5.56 |
| | ψ_{22} | -0.06 | 0.02 | -3.00 |
| | σ_2^2 | 0.57 | 0.10 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.64 | 0.15 | 4.27 |
| | ψ_{31} | -0.22 | 0.10 | -2.20 |
| | ψ_{32} | -0.01 | 0.03 | -0.33 |
| | σ_3^2 | 0.30 | 0.21 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | 0.01 | 0.09 | 0.11 |
| | ψ_{41} | -0.54 | 0.07 | -7.71 |
| | ψ_{42} | -0.08 | -0.02 | 4.00 |
| | σ_4^2 | 0.74 | 0.07 | |

Rio de Janeiro

Tabela D.6: Parâmetros modelo Stock Watson RJ

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|-------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.30 | -0.15 | 2.00 |
| | φ_2 | -0.02 | 0.02 | -1.00 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.35 | 0.09 | 3.89 |
| | ψ_{11} | -0.42 | 0.08 | -5.25 |
| | ψ_{12} | -0.04 | 0.02 | -2.00 |
| | σ_1^2 | 0.75 | 0.10 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.48 | 0.10 | 4.80 |
| | ψ_{21} | -0.56 | 0.10 | -5.60 |
| | ψ_{22} | -0.08 | 0.03 | -2.67 |
| | σ_2^2 | 0.56 | 0.10 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.40 | 0.08 | 5.00 |
| | ψ_{31} | -0.62 | 0.09 | -6.89 |
| | ψ_{32} | -0.10 | 0.03 | -3.33 |
| | σ_3^2 | 0.56 | 0.08 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | -0.25 | 0.10 | -2.50 |
| | ψ_{41} | -0.52 | 0.07 | -7.43 |
| | ψ_{42} | -0.07 | 0.02 | -3.50 |
| | σ_4^2 | 0.73 | 0.09 | |

São Paulo

Tabela D.7: Parâmetros modelo Stock Watson SP

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.60 | 0.11 | -5.45 |
| | φ_2 | -0.09 | 0.03 | -3.00 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.31 | 0.09 | 3.44 |
| | ψ_{11} | -0.17 | 0.08 | -2.13 |
| | ψ_{12} | -0.01 | 0.01 | -1.00 |
| | σ_1^2 | 0.90 | 0.10 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.51 | 0.09 | 5.67 |
| | ψ_{21} | -0.63 | 0.09 | -7.00 |
| | ψ_{22} | -0.10 | 0.03 | -3.33 |
| | σ_2^2 | 0.43 | 0.09 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.57 | 0.10 | 5.70 |
| | ψ_{31} | -0.71 | 0.10 | -7.10 |
| | ψ_{32} | -0.13 | 0.04 | -3.25 |
| | σ_3^2 | 0.30 | 0.10 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | 0.22 | 0.12 | 1.83 |
| | ψ_{41} | -0.46 | 0.08 | -5.75 |
| | ψ_{42} | -0.05 | 0.02 | -2.50 |
| | σ_4^2 | 0.69 | 0.08 | |

Paraná

Tabela D.8: Parâmetros modelo Stock Watson PR

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.43 | 0.14 | -3.07 |
| | φ_2 | -0.05 | 0.03 | -1.67 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.10 | 0.12 | 0.83 |
| | ψ_{11} | -0.45 | 0.07 | -6.43 |
| | ψ_{12} | -0.05 | 0.02 | -2.50 |
| | σ_1^2 | 0.82 | 0.08 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.48 | 0.23 | 2.09 |
| | ψ_{21} | -0.65 | 0.12 | -5.42 |
| | ψ_{22} | -0.10 | 0.04 | -2.50 |
| | σ_2^2 | 0.49 | 0.26 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.46 | 0.18 | 2.56 |
| | ψ_{31} | -0.67 | 0.11 | -6.09 |
| | ψ_{32} | -0.11 | 0.04 | -2.75 |
| | σ_3^2 | 0.50 | 0.24 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | -0.02 | 0.08 | -0.25 |
| | ψ_{41} | -0.78 | 0.07 | -11.14 |
| | ψ_{42} | -0.14 | 0.03 | -4.67 |
| | σ_4^2 | 0.55 | 0.07 | |

Santa Catarina

Tabela D.9: Parâmetros modelo Stock Watson SC

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.53 | 0.20 | -2.65 |
| | φ_2 | -0.03 | 0.04 | -0.75 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.54 | 0.18 | 3.00 |
| | ψ_{11} | -0.06 | 0.16 | -0.38 |
| | ψ_{12} | 0.02 | 0.10 | 0.20 |
| | σ_1^2 | 0.65 | 0.20 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.30 | 0.10 | 3.00 |
| | ψ_{21} | -0.60 | 0.08 | -7.50 |
| | ψ_{22} | -0.08 | 0.02 | -4.00 |
| | σ_2^2 | 0.67 | 0.09 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.32 | 0.11 | 2.91 |
| | ψ_{31} | -0.62 | 0.08 | -7.75 |
| | ψ_{32} | -0.10 | 0.03 | -3.33 |
| | σ_3^2 | 0.60 | 0.09 | |
| Δy_{4t} | γ_4 | -0.10 | 0.09 | -1.11 |
| | ψ_{41} | -0.63 | 0.08 | -7.88 |
| | ψ_{42} | -0.10 | 0.02 | -5.00 |
| | σ_4^2 | 0.70 | 0.07 | |

Rio Grande do Sul

Tabela D.10: Parâmetros modelo Stock Watson RS

| Variável | Parâmetro | Valor | DP | Valor t |
|-----------------|--------------|-------|------|---------|
| Δc_t | φ_1 | -0.40 | 0.06 | -6.67 |
| | φ_2 | 0.04 | 0.01 | 4.00 |
| Δy_{1t} | γ_1 | 0.43 | 0.12 | 3.58 |
| | ψ_{11} | -0.30 | 0.07 | -4.29 |
| | ψ_{12} | -0.05 | 0.02 | -2.50 |
| | σ_1^2 | 0.40 | 0.20 | |
| Δy_{2t} | γ_2 | 0.20 | 0.08 | 2.50 |
| | ψ_{21} | -0.50 | 0.13 | -3.85 |
| | ψ_{22} | -0.10 | 0.06 | -1.67 |
| | σ_2^2 | 0.65 | 0.32 | |
| Δy_{3t} | γ_3 | 0.32 | 0.10 | 3.20 |
| | ψ_{31} | -0.22 | 0.10 | -2.20 |
| | ψ_{32} | 0.01 | 0.01 | 1.00 |
| | σ_3^2 | 0.70 | 0.28 | |
| Δy_4 | γ_4 | 0.01 | 0.01 | 1.00 |
| | ψ_{41} | -0.45 | 0.20 | -2.25 |
| | ψ_{42} | -0.03 | 0.01 | -3.00 |
| | σ_4^2 | 0.54 | 0.38 | |