

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

RODRIGO PERES DE ÁVILA

**ENSAIOS EM ECONOMIA REGIONAL:
TENDÊNCIAS ESTOCÁSTICAS E CICLOS REGIONAIS CONJUNTOS NO
BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

Porto Alegre

2012

RODRIGO PERES DE ÁVILA

**ENSAIOS EM ECONOMIA REGIONAL:
TENDÊNCIAS ESTOCÁSTICAS E CICLOS REGIONAIS CONJUNTOS NO
BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Ciências Econômicas, ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

Porto Alegre

2012

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

Responsável: Biblioteca Gládis Wiebelling do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

A958e Ávila, Rodrigo Peres de

Ensaio em economia regional : tendências estocásticas e ciclos regionais conjuntos no Brasil : uma análise empírica / Rodrigo Peres de Ávila. – Porto Alegre, 2012.
187 f. : il.

Orientador: Sabino da Silva Pôrto Júnior.

Ênfase em Economia Aplicada.

Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2012.

1. Economia regional. 2. Modelo estocástico. 3. Crescimento econômico : Brasil. 4. Teoria econômica. 5. Modelo econométrico. I. Pôrto Júnior, Sabino da Silva. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 330.115

RODRIGO PERES DE ÁVILA

**ENSAIOS EM ECONOMIA REGIONAL:
TENDÊNCIAS ESTOCÁSTICAS E CICLOS REGIONAIS CONJUNTOS NO
BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Ciências Econômicas, ênfase em Economia Aplicada.

Aprovado em: Porto Alegre, 14 de maio de 2012.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior – Orientador
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

Prof. Dr. Leonardo Monteiro Monasterio
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA

Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt
Universidade Federal do Paraná - UFPR

Prof. Dr. Pedro Silveira Bandeira
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

RESUMO

A presente tese de doutorado estuda a economia regional brasileira através de três ensaios. No primeiro, de longo prazo, são investigadas as hipóteses de convergência de renda e formação de clubes de crescimento, por meio de modelos multivariados de componentes não observados, caracterizados como estocásticos. Os resultados mostram que, em nível regional, apenas o Centro Oeste teve trajetória convergente no período analisado. Em nível estadual, há poucas evidências de convergência dentro de cada região. Em relação à formação de clubes, encontra-se o mesmo padrão verificado na literatura empírica brasileira, ou seja, a existência de dois grupos distintos, um mais rico que a média, formado por alguns estados do Sul, Sudeste e Centro Oeste (mais Amazonas), e um mais pobre que a média, formado por estados do Norte e Nordeste. No segundo ensaio, de curto prazo, investiga-se a existência de ciclos conjuntos regionais no Brasil, através de modelos MS-VAR, caracterizados como não lineares. Os resultados mostram similaridades entre os ciclos dentro de cada região, embora entre as diferentes regiões existam dinâmicas distintas. Não obstante, a região Sudeste é a mais semelhante à economia nacional. Adicionalmente destaca-se, em um extremo, as dinâmicas semelhantes do Sul e Centro Oeste, embora a última com desempenho de curto prazo mais satisfatório. Do outro, a fraca conexão regional do Norte e Nordeste, tanto em relação ao país quanto internamente. Finalmente, no terceiro ensaio, executa-se um *survey* da literatura empírica regional brasileira, condicionado aos problemas de pesquisa abordados nos ensaios anteriores. Tanto em relação ao crescimento de longo prazo quanto no que diz respeito aos ciclos econômicos, a revisão mostra que os principais resultados obtidos na tese de doutorado são amplamente compatíveis com os observados pelas principais publicações brasileiras recentes. Adicionalmente, no terceiro ensaio, salienta-se a necessidade da literatura empírica considerar dois aspectos metodológicos que podem condicionar os resultados: o problema da unidade de área modificável (MAUP), caracterizado como um aspecto metodológico geral; e o problema de escolha ótima do parâmetro de suavização na estimação de uma função de núcleo Kernel, caracterizado como um aspecto metodológico específico. Em relação ao segundo ponto, ilustra-se empiricamente a questão com os mesmos dados utilizados nos dois ensaios anteriores, séries de PIB per capita estaduais, de 1985 a 2008. Os resultados confirmam a sensibilidade das conclusões aos valores dos parâmetros de suavização, bem como corroboram a formação de dois clubes de crescimento no Brasil.

Palavras-chave: Economia regional. Clubes de crescimento. Ciclos de negócios.

ABSTRACT

In this doctoral thesis are developed three related essays addressing regional economy. In the first, the income convergence and the growth club formation is analysed thorough a long run perspective using multivariate models of unobserved components, which are characterized as stochastic. The results show that, at the regional level, only the Midwest region presents a converging trajectory. At the state level, there are little evidences of convergence within each region. Regarding the club formation, the found results are similar to the existing results in the Brazilian empirical literature. Two distinct groups were found. One is richer than the average including some states from the South region, Southeast region and Midwest region (plus Amazonas from the North region). And the other is poorer than the average, including the states from the North and Northeast regions. In the second essay, using short run data, the formation of common or combined cycles in the Brazilian regions was investigated using MS-VAR models, characterized as non-linear. The cycles within the regions show similarities, although between regions the dynamics are distinct. Nevertheless, the Southeast region is most similar to the national economy. Additionally it is worth to highlight, in one hand the similar dynamics of South and Midwest, despite the more satisfying performance of Midwest. On the other hand, the North and Northeast show a weak connection internally and with the national economy. In the third essay, a survey of the Brazilian empirical literature about regional studies was developed. For both, long run growth and economic cycles, the results that were found in this doctoral thesis are broadly consistent with those found in the main recent Brazilian publications. Additionally, in the third essay, two methodological aspects which might influence the results are stressed: the problem of the modifiable area unit (MAUP), characterized as a general methodological aspect; and the problem of optimal choice of the smoothing parameter in the estimation of a kernel function, characterized as a specific methodological aspect. The second point is illustrated empirically using the same data from the two previous essays (state GNP from 1985 to 2008). The results confirm the sensitivity of the conclusions to the values of the smoothing parameters, as well as supporter the formation to two growth clubs in Brazil.

Keywords: Regional Science. Convergence Clubs. Business Cycles.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 2.1 - Distribuição de Renda: Twin Peaks	27
Figura 2.2 - Gráficos dos resíduos (modelo 14)	53
Figura 2.3 - Ajuste do modelo 14, ciclos e tendências estocásticas	55
Figura 2.4 - Trends e ciclos por região	56
Figura 2.5 - Trends e ciclos conjuntos	57
Figura 2.6 - Economias estaduais: a formação de clubes	67
Figura 3.1 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Brasil)	102
Figura 3.2 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(2) – Brasil	103
Figura 3.3 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Sudeste)	109
Figura 3.4 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(2) – Sudeste	110
Figura 3.5 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Sul)	115
Figura 3.6 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(3) – Sul	116
Figura 3.7 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Centro Oeste).....	121
Figura 3.8 - Ajuste individual das séries no modelo MSIA(3)-VAR(1) – Centro Oeste	122
Figura 3.9 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Nordeste)	128
Figura 3.10 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(1) – Nordeste	129
Figura 3.11 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Norte)	133
Figura 3.12 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(2) - Norte	134
Figura 4.1 – Problema de escala (MAUP)	160
Figura 4.2 – Problema de partição (MAUP)	161
Figura 4.3 – Variações na janela de vizinhança (PIB p.c 2008)	166
Figura 4.4 – Variações na janela de vizinhança (teórica)	167
Figura 4.5 – Funções Kernel (PIB p.c, anos selecionados)	168

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 - Logaritmo do PIB p.c regiões brasileiras, em R\$ de 2000	42
Gráfico 2.2 - Sigma convergência regional e estadual, 1985/2008	43
Gráfico 2.3 - Logaritmo do PIB per capita das regiões, em primeira diferença	45
Gráfico 2.4 - Trends estaduais: Região Sul	62
Gráfico 2.5 - Trends estaduais: Região Sudeste	62
Gráfico 2.6 - Trends estaduais: Região Centro Oeste	63
Gráfico 2.7 - Trends estaduais: Região Norte	64
Gráfico 2.8 - Trends estaduais: Região Nordeste	65
Gráfico 2.9 - Clube 1: PR e MT	69
Gráfico 2.10 - Clube 2: AM, MS e MG	70
Gráfico 2.11 - Clube 3: AC e SE	71
Gráfico 2.12 - Clube 4: BA, PA, PE e RN	71
Gráfico 2.13 - Clube 5: PB e CE	72
Gráfico 2.14 - Clubes de crescimento da economia brasileira	73

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 - Modelos Estruturais estimados coerentes com a seção 2.3.2	46
Tabela 2.2 - Modelos Estruturais coerentes com a seção 2.3.3	50
Tabela 2.3 - Resultados detalhados do Modelo 14	51
Tabela 2.4 - Estatísticas obtidas (Modelo 14)	52
Tabela 2.5 - Ciclos e <i>Dummies</i> (Modelo 14)	54
Tabela 2.6 - Modelos Estruturais para os estados brasileiros	60
Tabela 2.7 - Clubes identificados: características	68
Tabela 3.1 - Possibilidades de modelagem MS-VAR	94
Tabela 3.2 - Comparação entre os modelos estimados (Brasil)	97
Tabela 3.3 - Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Brasil)	97
Tabela 3.4 - Matriz de Transição Markoviana (Brasil)	98
Tabela 3.5 - Dados adicionais dos regimes (Brasil)	99
Tabela 3.6 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(2) - Brasil	99
Tabela 3.7 - Correlações Contemporâneas (Brasil)	101
Tabela 3.8 - Comparação entre os modelos estimados (Sudeste)	104
Tabela 3.9 - Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Sudeste)	105
Tabela 3.10 - Matriz de Transição Markoviana (Sudeste)	105
Tabela 3.11 - Dados adicionais dos regimes (Sudeste)	106
Tabela 3.12 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(2) - Sudeste	106
Tabela 3.13 - Correlações Contemporâneas (Sudeste)	108
Tabela 3.14 - Comparação entre os modelos estimados (Sul)	111
Tabela 3.15 - Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Sul)	111
Tabela 3.16 - Matriz de Transição Markoviana (Sul)	112
Tabela 3.17 - Dados adicionais dos regimes (Sul)	112
Tabela 3.18 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(3) - Sul	113
Tabela 3.19 - Correlações Contemporâneas (Sul)	114
Tabela 3.20 - Comparação entre os modelos estimados (Centro Oeste)	116
Tabela 3.21 - Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear	117
Tabela 3.22 - Matriz de Transição Markoviana (Centro Oeste)	118
Tabela 3.23 - Dados adicionais dos regimes (Centro Oeste)	118
Tabela 3.24 - Coeficientes Estimados do MSIA(3)-VAR(1) – Centro Oeste	119

Tabela 3.25 - Correlações Contemporâneas (Centro Oeste)	120
Tabela 3.26 - Comparação entre os modelos estimados (Nordeste)	123
Tabela 3.27 - Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear	123
Tabela 3.28 - Matriz de Transição Markoviana (Nordeste)	123
Tabela 3.29 - Dados adicionais dos regimes (Nordeste)	124
Tabela 3.30 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(1) - Nordeste	125
Tabela 3.31 - Correlações Contemporâneas (Nordeste)	127
Tabela 3.32 - Comparação entre os modelos estimados (Norte)	130
Tabela 3.33 - Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Norte)	130
Tabela 3.34 - Matriz de Transição Markoviana (Norte)	130
Tabela 3.35 - Dados adicionais dos regimes (Norte)	131
Tabela 3.36 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(2) - Norte	131
Tabela 3.37 - Correlações Contemporâneas (Norte)	132
Tabela 3.38 - Classificação comparativa dos regimes	135

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 O CRESCIMENTO DAS REGIÕES BRASILEIRAS E SEUS COMPONENTES COMUNS: UMA APLICAÇÃO DE MODELOS ESTRUTURAIS	15
2.1 INTRODUÇÃO	15
2.2 REVISÃO TEÓRICA DA LITERATURA	17
2.2.1 Modelos de crescimento, convergência de renda e formação de clubes	18
2.2.1.2 Convergência de renda e clubes de crescimento	24
2.2.2 O crescimento econômico sob foco da economia regional	29
2.3 METODOLOGIA	35
2.3.1 Modelo de Componentes Não Observados: a versão univariada	36
2.3.2 Modelo de Componentes Não Observados: a versão multivariada	39
2.3.3 Modelo de componentes não observados: a existência de fatores comuns	40
2.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS	41
2.4.1 Ajuste do modelo estrutural para as regiões brasileiras	43
2.4.1.1 Ajuste do Tipo de Modelo Estrutural Adequado	44
2.4.1.2 Análise dos Modelos Estruturais de Ciclos e Tendências Comuns	48
2.4.2 Ajuste do modelo estrutural para os estados brasileiros	59
2.4.3 A formação de Clubes através dos <i>trends</i> estocásticos	65
2.5 CONCLUSÃO	74
3 OS CICLOS DE NEGÓCIOS DAS ECONOMIAS REGIONAIS BRASILEIRAS: UMA APLICAÇÃO DE MS-VAR	78
3.1 INTRODUÇÃO	78
3.2 REVISÃO TEÓRICA DA LITERATURA	81
3.2.1 A Teoria dos Ciclos Reais de Negócios	81
3.2.2 A tecnologia e o significado dos choques exógenos	83
3.2.3 Um Modelo Base para a Teoria dos Ciclos Reais	84
3.3 METODOLOGIA	88
3.3.1 Aspectos Preliminares à Modelagem	89
3.3.2 A generalização MS-VAR	91
3.3.3 As possibilidades de Modelagem MS-VAR	93
3.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS	95

3.4.1 O ciclo de negócios da economia regional brasileira	96
3.4.2 O ciclo de negócios da região Sudeste	104
3.4.3 O ciclo de negócios da Região Sul	110
3.4.4 O ciclo de negócios da região Centro Oeste	116
3.4.5 O ciclo de negócios da Região Nordeste	122
3.4.6 O ciclo de negócios da Região Norte	129
3.4.7 Análise dos resultados regionais	134
3.5 CONCLUSÃO	136
4 A LITERATURA EMPÍRICA DA ECONOMIA REGIONAL BRASILEIRA: SURVEY E ASPECTOS METODOLÓGICOS SELECIONADOS	141
4.1 INTRODUÇÃO	141
4.2 REVISÃO EMPÍRICA DA LITERATURA REGIONAL (LONGO PRAZO)	142
4.2.1 O estudo da convergência de renda no Brasil	145
4.2.2 O estudo da formação de clube no Brasil	148
4.3 REVISÃO EMPÍRICA DA LITERATURA REGIONAL (CURTO PRAZO)	154
4.4 ASPECTOS METODOLÓGICOS	159
4.4.1 O Problema da Unidade de Área Modificável (MAUP)	159
4.4.2 Abordagem não paramétrica: a função de densidade Kernel	162
4.4.2.1 O Estimador Kernel (K) e a Escolha de Janela (h)	164
4.5 CONCLUSÃO	170
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	173
REFERÊNCIAS	176
ANEXOS	182

1 INTRODUÇÃO

Segundo Fujita, Krugman e Venables (2002), o campo atualmente denominado como ciência regional é aquele que se preocupa em entender a relação existente entre concentração espacial, economias de escala, custos de transporte e mobilidade de fatores. Complementarmente, Monasterio e Cavalcante (2011) caracterizam como objeto de estudo da economia regional os espaços territorialmente contíguos, inseridos em espaços nacionais sobre os quais há possibilidades concretas de intervenção. Com base nestes conceitos fundamentais, a presente tese de doutorado estuda a economia regional brasileira de uma perspectiva essencialmente empírica, através de três ensaios.

No primeiro, propõe-se a investigação da convergência de renda e da formação de clubes no Brasil, através de modelos estruturais, também denominados modelos de componentes não observados. A aplicação desta metodologia ao problema de crescimento regional tem inspiração em Harvey e Carvalho (2004) e Carvalho e Harvey (2005), dentre outros. O uso de tais modelos contorna a crítica geral de Quah (1993; 1996; 1997) aos tradicionais testes de convergência, inspirados em Barro e Sala-i-Martin (1992; 1995), que é a desconsideração da dinâmica envolvida no processo de crescimento econômico. Não obstante, a hipótese de convergência pode ser deduzida de inúmeros modelos, dentre os quais destaca-se Solow (1956), Romer (1986) e Lucas (1988).

No segundo ensaio, busca-se respostas quanto à existência de similaridades nos ciclos econômicos regionais, também conhecidos como ciclos de negócios. Como fundamentação, adota-se a teoria dos ciclos reais (TCR), que considera as flutuações cíclicas de uma economia como respostas eficientes de mercado aos choques exógenos. Os trabalhos de Kydland e Prescott (1982) e Prescott (1986) são considerados como o ponto de origem para estas formulações. Metodologicamente, utiliza-se os modelos da família MS-VAR (*Markov-switching vector autoregressive*), propostos por Krolzig (1997) como uma generalização do modelo univariado de Hamilton (1989).

Acredita-se que os dois ensaios tenham elevado caráter de complementaridade, pois permitem o estudo das economias regionais do Brasil no curto e longo prazo. Com efeito, ambos baseiam-se nas séries de PIB per capita dos estados e regiões do Brasil, entre os anos de 1985 e 2008, expressos em R\$ do ano 2000, deflacionados pelo Deflator Implícito do PIB nacional, disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Através dos resultados empíricos, será possível verificar se os padrões regionais de desempenho no

Brasil são homogêneos ou heterogêneos, quando condicionados aos referidos problemas de pesquisa.

Por fim, no terceiro ensaio apresenta-se um *survey* da literatura empírica regional brasileira, condicionado aos problemas de pesquisa abordados na presente tese. Tanto em relação ao crescimento de longo prazo quanto no que diz respeito aos ciclos econômicos, a revisão permite verificar se os resultados obtidos nos dois ensaios anteriormente citados são compatíveis com as conclusões obtidas pelas principais publicações brasileiras recentes. Adicionalmente, salienta-se a necessidade de estudar teoricamente dois aspectos metodológicos que podem condicionar os resultados: o problema da unidade de área modificável (MAUP), caracterizado como um aspecto metodológico geral; e o problema de escolha ótima do parâmetro de suavização na estimação de uma função de núcleo Kernel, caracterizado como um aspecto metodológico específico.

2 O CRESCIMENTO DAS REGIÕES BRASILEIRAS E SEUS COMPONENTES COMUNS

2.1 INTRODUÇÃO

A manutenção do alto nível de desigualdade entre as regiões brasileiras em termos de renda e produção per capita motiva há algumas décadas a linha de pesquisa de crescimento econômico, especialmente aquela relacionada às hipóteses de convergência de renda. Diversos trabalhos empíricos têm sido executados com o objetivo de investigar em que medida os resultados teóricos preditos pelos modelos de crescimento econômico de longo prazo se verificam na economia regional brasileira, dentre os quais cita-se Ferreira e Ellery Jr (1996), Mossi et al. (2003), Andrade et al. (2004), Laurini et al. (2005), Gondim et. al. (2007), Azzoni et al. (2001). A leitura de tais trabalhos evidencia que com o passar dos anos, houve refinamentos no processo de pesquisa, tanto de uma perspectiva teórica, com o surgimento de modelos endógenos na década de oitenta e noventa, quanto de uma perspectiva metodológica, com a crescente substituição de modelos lineares e *cross-section* por instrumentais não lineares e não paramétricos¹.

Os resultados encontrados para a economia regional brasileira nos últimos 20 anos apontam para a mesma direção: a não ocorrência de convergência absoluta, seja qual for o período analisado e a regionalização escolhida; e a ocorrência de convergência condicional, em maior ou menor intensidade. Não obstante, os trabalhos mais recentes publicados evidenciam a formação de dois clubes de crescimento no país, sendo um clube rico composto por economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e outro pobre, formado basicamente pelas economias das regiões Norte e Nordeste. Tais resultados têm se repetido, mostrando-se consistentes aos recortes geográficos adotados pelos pesquisadores.

Salienta-se que do ponto de vista da teoria regional, a aglomeração da produção em determinados espaços é um resultado esperado, com base principalmente na hipótese de retornos crescentes de escala, possíveis em função de externalidades positivas da própria aglomeração, como por exemplo os *spillovers* do conhecimento entre diferentes firmas ou mercados. Mais do que isso, a teoria regional – ou pelo menos parte dela – vê esse processo

¹ Nesse sentido, Barros (2011) classifica as teorias estruturalistas, presentes nas primeiras interpretações da questão regional brasileira, atualmente como periféricas.

com capacidade de se auto-reforçar, através de um princípio conhecido como lógica circular, formulado por Myrdal (1957).

Das três hipóteses principais estudadas pela literatura de crescimento econômico, duas são compatíveis com a aglomeração esperada pela teoria regional e verificada na economia real: a convergência condicional e a formação de clubes de crescimento. A primeira pode ser deduzida dos principais modelos de crescimento, dentre os quais destaca-se Solow (1956), Romer (1986) e Lucas (1988) e sua verificação empírica no mundo tomou força inicialmente dentro da abordagem proposta por Barro e Sala-i-Martin (1992; 1995). A segunda hipótese foi formulada por Quah (1993; 1996; 1997), e costuma ser verificada empiricamente de uma perspectiva dinâmica e não paramétrica, especialmente através de funções de núcleo. Embora a noção de formação de clubes possa ser vista como um refinamento da hipótese de convergência condicional, ambas não são tratadas na literatura como antagônicas ou excludentes, sendo muitas vezes inclusive conotadas como conceitos equivalentes.

A proposta de pesquisa do presente ensaio é o estudo da convergência de renda e da formação de clubes de crescimento no Brasil, através de modelos estruturais, também denominados modelos de componentes não observados. A aplicação destes modelos ao problema de crescimento regional tem inspiração nas publicações recentes de Andrew Harvey e Vasco Carvalho, dentre as quais cita-se Harvey e Carvalho (2004) e Carvalho e Harvey (2005) e disponibiliza resultados inéditos sobre a economia brasileira. A utilização de tal modelagem contorna as principais críticas feitas por Quah aos trabalhos empíricos costumeiramente denominados como *Barro-regressions*: a não consideração da dinâmica do crescimento econômico das economias e as severas restrições metodológicas em relação à linearidade. Em termos mais específicos, a presente pesquisa tem como objetivos: o ajuste de um modelo estrutural multivariado para as regiões brasileiras; a verificação da existência de tendências ou ciclos comuns entre as mesmas; o ajuste de modelos estruturais univariados e multivariados para os estados brasileiros dentro de cada região, e a identificação de clubes de crescimento econômico, não restritos ao recorte regional.

Os modelos estruturais são caracterizados como de séries temporais de natureza estocástica, visto que os componentes não observados de uma série são modelados de forma irrestrita. Como resultado, obtém-se os componentes de curto e longo prazo das séries analisadas, além de um componente aleatório irregular. Outra característica atraente de um modelo estrutural é sua natureza atórica. Como o procedimento consiste na busca de respostas dentro dos movimentos não observados da própria série de interesse, não faz-se uso de variáveis explicativas, que seriam escolhidas com base em algum referencial teórico. Essa

característica é interessante no contexto da hipótese de convergência condicional e formação de clubes, pois os dois fenômenos são sustentados por modelos teóricos de crescimento diferentes, de natureza exógena e endógena em relação ao tratamento da variável tecnologia, que é uma variável explicativa do desempenho econômico. Assim, torna-se secundária a discussão existente na literatura sobre a incorporação formal da tecnologia no processo produtivo, visto que os resultados econométricos obtidos não dependem disso.

Para efetuar a análise empírica, o estudo baseia-se em dados de PIB per capita dos estados e regiões do Brasil, entre os anos de 1985 e 2008, expressos em R\$ do ano 2000, deflacionados pelo Deflator Implícito do PIB nacional, disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)². Ao decorrer do ensaio, utiliza-se as expressões renda per capita e produção per capita como sinônimos, o que é prática usual da literatura de crescimento. Os dados brasileiros mostram que, em nível estadual e regional, há forte correlação entre o PIB per capita e a renda per capita, exceção feita ao Distrito Federal. Mais do que isso, as diferenças existentes são homogêneas entre as economias, o que não causa distorções relevantes á análise regional.

Além desta introdução, o ensaio é composto por uma revisão teórica da literatura, que aborda aspectos do crescimento econômico e da economia regional, bem como suas conexões; uma seção que apresenta os aspectos metodológicos do modelo econométrico proposto, em suas diferentes versões; uma seção com a análise dos resultados obtidos no plano regional, estadual condicionado às regiões, e referentes à formação de clubes de crescimento; além de uma conclusão.

2.2 REVISÃO TEÓRICA DA LITERATURA

O presente ensaio trata-se de um estudo do crescimento da economia regional brasileira. Há, portanto, duas áreas teóricas contempladas: a economia regional e a macroeconomia de longo prazo, comumente chamada de teoria do crescimento econômico. Tal seção propõe-se a apresentar do ponto de vista teórico o embasamento para os problemas de pesquisa apresentados neste ensaio: primeiramente busca-se revisar a literatura teórica sobre crescimento econômico e formação de clubes de convergência; e em segundo lugar faz-se

² Sabe-se que tais séries passaram por algumas mudanças metodológicas no período. Contudo, a abordagem econométrica proposta minimiza os possíveis impactos ocasionados por tais mudanças.

uma revisão sobre a parte da literatura da economia regional considerada compatível com a abordagem do ensaio.

Sobre o primeiro ponto de interesse desta seção, os modelos de crescimento econômico em geral apontam para uma tendência de convergência de renda, mesmo que em grande parte condicionada por fatores específicos de cada região. Para tratar do segundo ponto, é preciso primeiramente definir que tipo de problema de pesquisa da economia regional é coerente com a proposta do ensaio. Sabe-se que, em geral, as economias regionais apresentam certo nível de disparidade, por fatores conhecidos pela literatura: ganhos de escala, diferença nos custos de transporte, possibilidade de migração seletiva, etc. A aparente contradição entre a disparidade regional esperada e a convergência de renda predita constitui-se no foco principal das duas próximas subseções.

2.2.1 Modelos de crescimento, convergência de renda e formação de clubes

Ao decidir estudar um problema de pesquisa relativo ao crescimento econômico – seja regional ou não – o pesquisador tem que tomar uma decisão importante: escolher a família de modelos de crescimento que será tomada como base teórica. Há duas classes suficientemente distintas: os modelos ditos exógenos, classificados como integrantes da teoria de crescimento econômico; e os modelos endógenos, classificados em geral como integrantes da nova teoria de crescimento econômico. A principal diferença entre as duas escolas é o tratamento dado ao nível tecnológico, e conseqüentemente a todas as questões correlatas. Os modelos exógenos consideram a importância da tecnologia no processo produtivo, mas não a explicam formalmente. Os modelos endógenos, em sua maioria, partem da estrutura analítica dos modelos exógenos, mas empreendem esforços para formalizar e detalhar o processo pelo qual a tecnologia é gerada em uma economia³.

A escolha por um modelo exógeno executada neste ensaio tem a ver diretamente com o problema de pesquisa proposto e com a metodologia utilizada para respondê-lo. Será mostrado nas páginas seguintes que – mesmo de formas diferentes – tanto os modelos exógenos quanto os endógenos são compatíveis com a ocorrência de convergência condicional e com a formação de clubes. Contudo, do ponto de vista metodológico, o modelo

³ Modelos exógenos e endógenos não são, portanto, formas antagônicas de ver o crescimento econômico.

econométrico proposto tem como principal característica o fato de ser ateuórico. Aplicando o termo ao presente ensaio, deve-se ler da seguinte forma: a construção de um modelo estrutural é feita considerando que, pelo seu caráter estocástico não restritivo, todas as informações teóricas relevantes que fazem cada série analisada *ser o que é* são captadas através da estimação dos seus componentes não observados. Como o interesse prioritário é o comportamento de longo prazo das séries de PIB per capita, a formulação proposta supõe que todas as variáveis que influenciam o desempenho de longo prazo do PIB per capita estão traduzidas na estimação do componente *trend* estocástico⁴, não sendo necessária a inclusão de variáveis explicativas que a teoria de crescimento aponta como relevantes para o entendimento do desempenho de longo prazo das economias. Rigorosamente, pode-se considerar indiferente, sob este *prima*, a escolha de modelos exógenos ou endógenos.

Contudo, utilizando-se o princípio da simplicidade científica, julga-se desnecessária a consideração dos modelos endógenos como base teórica, visto que equações formais para o desenvolvimento tecnológico não trariam acréscimo ao problema de pesquisa proposto. Isso não quer dizer, obviamente, menosprezar ou desconsiderar a importância dos modelos da nova teoria do crescimento econômico. São eles, inclusive, mais compatíveis com a ocorrência de aglomeração da atividade no espaço, como será explicitado posteriormente. As próximas páginas apresentam o modelo exógeno mais representativo e mais robusto. Sempre que necessário, tal modelo será usado como base para comparações com resultados teóricos obtidos pela modelagem endógena.

É consenso na literatura sobre crescimento econômico que o modelo de Solow (1956) é o ponto de partida para os problemas de pesquisa principais. Através dele é possível demonstrar claramente por que se espera que economias com menor estoque de capital alcancem níveis de crescimento mais altos que as demais⁵. A parte da literatura que estuda problemas de pesquisa relacionados à incorporação de diferentes níveis de produtividade dos fatores, o faz através de modelos de tecnologia endógena, como Lucas (1988) e Romer (1986), dentre outros. Tais autores focalizam na importância do capital humano e na possível ocorrência de externalidades positivas ao incremento físico e tecnológico. Tais mudanças fornecem justificativas para um crescimento econômico não necessariamente limitado por um estado estacionário⁶.

⁴ Por exemplo, o ajuste de um nível estocástico no modelo estrutural é equivalente ao papel desempenhado pelo efeito fixo em um modelo de dados em painel.

⁵ Por essa justificativa, opta-se por deduzir o modelo formalmente.

⁶ Como será explicitado, Solow mostra que mudanças no padrão tecnológico deslocam o estado estacionário. O autor não faz restrições à ocorrência de mudanças no padrão tecnológico, apenas não as explica. Portanto,

O modelo de Romer (1986) apresenta função de produção diferente da encontrada em Solow (1956), permitindo externalidades positivas de acumulação de capital. Tais externalidades se manifestam através dos efeitos *learning by doing* e dos *spillovers* do conhecimento. Já em Lucas (1988), a economia é dividida em dois setores: bens finais e capital humano. A produtividade do setor de capital humano afeta o crescimento de longo prazo. Tais conceitos dos modelos endógenos ajudam a sustentar a hipótese de que diferenças no nível de renda per capita entre as economias podem ser persistentes. Segundo Barro e Sala-i-Martin (1995), a inclusão do efeito *spillover* nos modelos de crescimento gera resultados que se aproximam dos modelos neoclássicos no que tange à convergência de renda entre países ou regiões, ou seja, implica uma tendência de as rendas das economias convergirem. Segundo Oliveira e Rodrigues (2011), embora os dois núcleos de pesquisa (exógeno e endógeno) concordem com a possibilidade teórica de convergência, os modelos da nova teoria econômica não garantem a existência de um estado estacionário. O progresso técnico e a difusão tecnológica aproximam as rendas das regiões, mas permitem que essas possam crescer indefinidamente, sem necessariamente convergir para um ponto comum.

Como já referido, para os objetivos propostos neste ensaio, o estudo do modelo de Solow é suficiente como base teórica. Sua característica simplificadora⁷ é coerente com a modelagem empírica adotada, visto que os modelos de componentes não observados não utilizam variáveis explicativas para estudar o comportamento de Y , obtendo informações da própria série de PIB per capita. De Solow (1956), será usada basicamente a relação existente entre o nível de capital (k) e o nível de produto (y) per capita. Há, obviamente, muitas questões adicionais de extrema relevância do ponto de vista do crescimento econômico, abordadas pelos modelos mais recentes, especialmente no que tange à produção e disseminação de tecnologias. Tais questões, contudo, não fazem parte do objeto de análise deste ensaio, o que será mais detalhado posteriormente.

O modelo de Solow considera inicialmente a existência de mercados competitivos, além de funções de produção com mobilidade dos fatores. Como decorrência da hipótese de mercados de fatores perfeitos, temos que os preços destes são dados (ambiente de

mesmo em Solow, ao se formular a possibilidade de choques tecnológicos sucessivamente, de forma coerente o estado estacionário mudará. O termo estacionário se refere estritamente a uma situação limite onde a tecnologia não muda.

⁷ Vale lembrar nesse ponto a defesa de Friedman (1956) em relação à irrelevância dos pressupostos na construção de modelos, desde que estes formulem resultados compatíveis com a realidade. É por ter conexão com a realidade que o modelo de Solow é utilizado até hoje, a despeito dos inúmeros avanços formais conquistados na área de pesquisa. Barros (2011) estuda as diferenças regionais brasileiras e atesta a capacidade da teoria ortodoxa em explicar a disparidade vigente. O autor salienta que as suposições adicionais exercem papel secundário na explicação da questão regional brasileira.

concorrência perfeita), e as firmas, buscando a maximização do lucro, contratam capital e trabalho até que estas produtividades marginais se igualem aos respectivos preços. Em linhas gerais, trata-se de um modelo simplificado, que considera uma economia produzindo um único bem através dos fatores capital e trabalho. Além disso, Solow considera o nível tecnológico exógeno e trabalha com a hipótese de economias fechadas. A tecnologia afeta diretamente a produtividade do trabalho. Embora formulado para o estudo do crescimento de países, a adaptação para a questão regional é suave e amplamente utilizada⁸. Em certos aspectos, inclusive, os argumentos do modelo são favorecidos quando usados regionalmente, como por exemplo, a hipótese de livre mobilidade dos fatores. As suposições para a elaboração do modelo são as seguintes:

- Retornos Constantes de Escala: $\uparrow xK, \uparrow xL \rightarrow \uparrow xY$;
- *No free lunch*, se $K = 0 \rightarrow Y = 0$;
- $PmgK$ e $PmgL$ crescem à taxas decrescentes: $\frac{\partial Y}{\partial K} > 0$ e $\frac{\partial^2 Y}{\partial K^2} < 0$, assim como $\frac{\partial Y}{\partial L} > 0$ e $\frac{\partial^2 Y}{\partial L^2} < 0$;
- Dinâmica de acumulação do capital se dá como: $\dot{K} = sY - \delta K$;
- $g = g_A = \frac{\dot{A}}{A}$ e $n = \frac{\dot{L}}{L}$, ambas com crescimento dado;
- Condições de *Inada*⁹: $\lim_{K \rightarrow 0} f'(k) = \infty$ quando $K \rightarrow 0$ e $\lim_{K \rightarrow \infty} f'(k) = 0$ quando $K \rightarrow \infty$.

A suposição (i) é a mais criticada pela literatura regional, que sustenta a incompatibilidade desta com a aglomeração produtiva. Tal ponto será melhor explorado na seção seguinte. Não obstante, vem da suposição (iii) a chave para o resultado esperado de convergência de renda entre as economias. Alguns modelos endógenos violam esta suposição e chegam a resultados coerentes com a manutenção das diferenças entre os níveis de renda per capita das economias, o que nos leva novamente à noção de convergência condicional. Como segue, dadas estas suposições, pode-se começar a deduzir o modelo a partir da já referida equação fundamental:

⁸ Embora não seja imune a críticas, conforme será visto na seção posterior.

⁹As condições de Inada são o fator chave da passagem do modelo exógeno para o modelo endógeno AK. Ver Sala-i-Martin (1994), página 67.

$$\dot{K} = sY - \delta K \quad (2.1)$$

Sendo o produto uma função *Harrod*-neutra:

$$f(Y) = Y[K, AL] \quad (2.2)$$

Em termos per capita (ou mais rigorosamente em termos de trabalho-eficiente) representa-se (2.2) como:

$$f(y) = y[k, 1] \quad (2.3)$$

Partindo de (2.2), o próximo passo é dar um formato à função de produção, que a partir de agora será tratada como uma *Cobb-Douglas*:

$$Y = K^\alpha (AL)^{(1-\alpha)} \quad (2.4)$$

onde $0 < \alpha < 1$. Usando (2.4) e dividindo o produto pelo trabalho-eficiente chega-se a:

$$\frac{Y}{AL} = \frac{K^\alpha (AL)^{(1-\alpha)}}{AL} = K^\alpha AL^{-\alpha} = \left(\frac{K}{AL}\right)^\alpha = k^\alpha$$

Assim, tem-se como resultado chave que:

$$y = k^\alpha \quad (2.5)$$

Voltando à equação fundamental (2.1) e dividindo todos os termos pelo trabalho-eficiente:

$$\frac{\dot{K}}{AL} = s \frac{Y}{AL} - \delta \frac{K}{AL} = \frac{\partial K / AL}{\partial t} = sy - \delta k \quad (2.6)$$

Tomando a derivada em relação ao tempo:

$$\frac{\partial K / AL}{\partial t} = \dot{k} = \frac{\dot{K}(AL) - K(\dot{AL})}{(AL)^2} = \frac{\dot{K}(AL) - K(\dot{A}L + A\dot{L})}{(AL)^2} = \frac{\dot{K}}{AL} - \frac{K}{AL} \left(\frac{\dot{A}}{A} + \frac{\dot{L}}{L}\right)$$

A partir deste resultado, voltando à (2.6) temos a equação fundamental de Solow em termos per capita:

$$\dot{k} = sy - (n + g + \delta)k \quad (2.7)$$

Um ponto crucial do modelo de Solow é a análise do estado estacionário. Como consequência dos retornos decrescentes apresentados pelos fatores, o modelo aponta que conforme a economia vai acumulando capital, sua taxa de crescimento tende a diminuir. A formalização desta ideia está expressa nas condições de Inada. Assim, no estado estacionário de uma economia $\dot{k} = 0$, isso quer dizer que nesta situação só haverá crescimento real se houver algum choque tecnológico na economia, fator que no modelo, como já referido, é exógeno.

Usando $\dot{k} = 0$ na equação (2.7) e usando também o descrito em (2.5) pode-se encontrar a expressão para o estoque de capital no estado estacionário de uma economia.

$$0 = sk^\alpha - (n + g + \delta)k \quad (2.8)$$

Sem alterar a igualdade, divide-se os dois lados da equação (2.8) por k , o que levará diretamente ao nível de capital no estado estacionário:

$$0 = s \frac{k^\alpha}{k} - \frac{(n + g + \delta)k}{k} = sk^{\alpha-1} - (n + g + \delta)$$

De onde se tem:

$$sk^{\alpha-1} = (n + g + \delta) \rightarrow k^{\alpha-1} = \frac{(n + g + \delta)}{s}$$

O que permite finalmente chegar à expressão para o nível de capital no estado estacionário, que é dado por:

$$k^* = \left(\frac{(n + g + \delta)}{s} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (2.9)$$

Usar o modelo de Solow regionalmente implica supor que cada economia analisada obedece à equação (2.9), mas não necessariamente com todos os parâmetros iguais. É razoável pensar que o nível de poupança e depreciação são os mesmos regionalmente, mas o mesmo não se aplica para o crescimento da mão de obra e o crescimento tecnológico, desde que entendamos a tecnologia como algo suficientemente amplo. Por fim, também não é

necessário supor que a participação relativa dos fatores de produção é a mesma regionalmente, apenas é preciso respeitar a condição retornos constantes.

Tal resultado implica que, para níveis dinamicamente iguais de A e g , as diferentes economias tenderiam a convergir para um único ponto. Tal resultado é questionado pelos modelos da nova teoria do crescimento econômico, que ao tratarem a tecnologia endogenamente tornam mais explícitas as possibilidades de múltiplos equilíbrios, através de retornos crescentes de escala, algo condizente com o conceito de convergência condicional e clubes de crescimento. Contudo, como já exposto, ao considerar que A e g – em (2.9) – podem diferir continuamente entre as regiões, pode-se pensar em um modelo de Solow condicionado. Esta ideia é análoga a considerar que cada economia teria uma função de produção diferente. Julga-se aqui desnecessário efetuar esse tipo de manipulação algébrica, sendo suficiente a intuição sobre o significado da tecnologia na equação (2.9) e nas equações usadas para sua dedução.

Uma crítica relevante à formulação de Solow é que a possibilidade de crescimento sustentado de um país ou região é obtida através de um argumento *ad hoc*, pois decorre da modificação de parâmetros exógenos. Tal crítica pode ser encontrada em diversos autores, dentre os quais cita-se Jones (2000) e Barro e Sala-i-Martin (1995). Contudo, conforme apontam Oliveira e Rodrigues (2011), a existência de diferenças nas taxas de crescimento per capita entre países ou regiões não implica uma inconsistência empírica do modelo, pois o que determina a velocidade do crescimento de uma região é a distância que ela se encontra do ponto que caracteriza seu estado estacionário.

2.2.1.2 Convergência de renda e clubes de crescimento

Dados os resultados obtidos com o estudo de Solow (1956) e sua comparação com os modelos endógenos, resta explicitar os conceitos de convergência de renda existentes, bem como deixar claro como os mesmos serão utilizados no presente ensaio. O ponto de partida para a maioria dos trabalhos que visam estimar a convergência de renda entre regiões é o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1995). Trabalha-se basicamente com três definições de convergência: a primeira, mais simples e intuitiva, é a sigma convergência, verificada através da dispersão da renda entre as regiões. Tal conceito será utilizado na seção

que descreve os resultados, como uma análise exploratória dos dados. A segunda definição é a da beta-convergência absoluta, onde as economias analisadas possuem parâmetros iniciais iguais, portanto alcançam no longo prazo o mesmo estado estacionário. Esta definição não será usada, pois parte de uma hipótese muito restritiva e comumente irreal do ponto de vista empírico. Por último, temos o conceito de beta-convergência condicional, onde as regiões possuem uma dotação inicial de recursos que pode ser diferente, portanto podem convergir para estados estacionários diferentes. Esta definição de convergência é a utilizada no ensaio.

- i) beta-convergência absoluta (β -convergência): ocorre quando existe correlação negativa entre as taxas de crescimento da renda real per capita e o nível inicial da renda per capita, ou seja, ela prevê que economias mais atrasadas cresçam a ritmos maiores que economias mais desenvolvidas e em consequência, a renda per capita dessas economias se igualem no longo prazo. A imperfeição desta afirmativa é supor que todas as economias possuem tecnologias, instituições, preferências e outras características idênticas. Barro e Sala-i-Martin (1995).
- ii) beta-convergência condicional: considera que as economias apresentam características diferentes e que cada uma apresenta um estado estacionário diferente. Em consequência, as economias pobres crescem a um ritmo maior que as regiões ricas, mas não necessariamente atingem o mesmo nível de renda per capita. Ou seja, há convergência condicional apenas no sentido de que as economias crescem a taxas maiores, quanto maior for sua distância em relação à taxa de crescimento de longo prazo. Barro e Sala-i-Martin (1995).
- iii) sigma convergência (σ -convergência): considera a dispersão da renda per capita entre as economias no tempo. Segundo esse conceito, há convergência se o desvio-padrão da renda de um conjunto de regiões decrescesse no longo prazo. Ela implica que a variação nas suas rendas com relação à média tenha declinado, ou seja, ocorre convergência quando há um contínuo declínio no coeficiente de variação. Barro e Sala-i-Martin (1995).

Embora a análise da convergência seja importante, testar tal hipótese pode gerar um problema que Quah (1993) caracterizou como Falácia de Galton, onde os resultados empíricos obtidos de convergência são vistos na verdade como um processo natural de aproximação à

média. Este é o principal problema dos testes que menosprezam o efeito dinâmico do crescimento econômico, como por exemplo testes *cross-section*, também chamados de *Barro-regressions*. Quah (1996) argumenta sobre a importância do desempenho relativo de uma economia em relação às demais, em detrimento da importância da relação do desempenho com o período inicial, ou de forma mais geral, com o passado. Esta noção serve como alicerce para a identificação de clubes, e serve como argumento para a formulação dos grupos através das tendências estocásticas individuais.

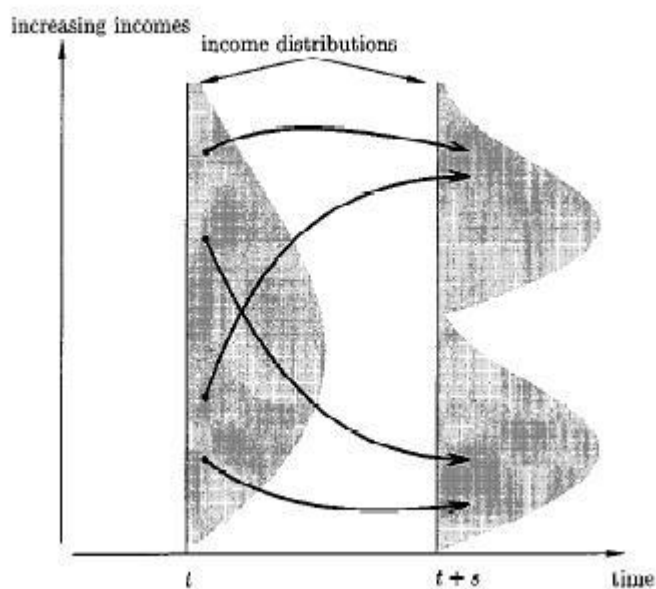
O estudo da formação de clubes de crescimento¹⁰ pode ser visto como um refinamento da hipótese de convergência condicional. Quah (1996; 1997) estudou do ponto de vista teórico e empírico a possível formação de clubes, separados entre economias pobres e ricas em relação à média. O autor caracterizou essa ocorrência como *Twin Peaks*, e salientou duas características importantes: a estratificação, no sentido de que as economias são separadas em clubes distintos em relação à média; e a persistência, visto que o resultado teórico esperado da formação de clubes não diz respeito a uma flutuação de curto prazo, e sim duradoura no tempo. A utilização de amostras *cross-section* despreza a análise da persistência, de forma que se pode concluir sobre a formação de um clube que na verdade não existe. Um resultado que tem se tornado frequente na literatura é a formação de clubes de convergência entre membros com características semelhantes, incluindo aí a semelhança espacial – no sentido de pertencerem a uma mesma região.

Os estudos empíricos sobre crescimento que testam a hipótese de convergência de renda de uma perspectiva paramétrica, assumindo na maioria das vezes que o processo estudado é linear, pecam por não captar as informações presentes na dinâmica completa das séries, obtendo apenas respostas médias. Essa é a crítica mais geral presente em Quah (1993, 1996, 1997). Desta crítica é que originou-se a ideia de clubes de convergência, cujo resultado básico é a persistência das diferenças de renda per capita entre ricos e pobres. O mecanismo pelo qual tal diferenciação acontece foi verificado empiricamente por Quah (1997) para uma amostra de 105 países, no período compreendido entre 1961 e 1988. Os resultados apontam para a transição de uma distribuição unimodal, com a maioria dos países apresentando renda em torno da média, para uma distribuição bimodal, na qual os países de renda média

¹⁰ Também chamados de clubes de convergência.

deslocam-se para grupos superiores ou inferiores¹¹, formalizando assim a noção de *Twin Peaks*. A figura a seguir ilustra este processo.

Figura 2.1 - Distribuição de Renda: Twin Peaks



Fonte: Quah (1996).

Possivelmente a diferença analítica mais importante entre convergência condicional e formação de clubes seja a questão da relevância das condições iniciais de cada economia. Pode-se formular a ideia de que o aspecto mais importante para a análise de convergência é o entendimento das condições iniciais das economias. Já para a formação de clubes, conforme mostra a figura extraída de Quah, economias pobres, ricas ou médias na distribuição unimodal podem integrar clubes ricos ou pobres na distribuição bimodal, o que relativiza a importância das condições iniciais.

Não obstante, as técnicas não paramétricas para verificação empírica desses resultados são comumente saudadas na literatura pelo fato de “*deixar os dados falarem por si mesmos*”, no sentido de não impor formatos às funções de densidade estimadas. Este mesmo elogio é usualmente feito ao método econométrico utilizado no presente ensaio, visto que não há restrições de linearidade sobre os componentes não observados estimados. Tal fato tem um significado teórico forte em relação ao crescimento econômico, que será detalhado posteriormente. Segundo Friedman (1992), flutuações aleatórias nas séries de renda per capita podem resultar em valor negativo do coeficiente beta estimado em uma *barro-regression*, sem

¹¹ Caracteriza-se essa classe inferior de renda como armadilha de pobreza, visto que as diferenças esperadas são persistentes.

que isso implique necessariamente em convergência. Tal formulação é uma justificativa para o uso de componentes não observados no estudo do crescimento econômico, visto que os resultados obtidos serão filtrados, permitindo a correta distinção entre flutuações cíclicas de curto prazo e componentes verdadeiramente de longo prazo, os *trends*.

Como critério para identificação dos clubes, há uma gama de técnicas possíveis, a maioria de caráter não paramétrico. A técnica tradicionalmente utilizada é a análise do formato externo de uma função de densidade Kernel, o que convencionou-se chamar Teste de Quah. Uma fragilidade pouco explorada desta metodologia é a pouca consistência dos resultados em relação a mudanças em um dos parâmetros de estimação, a janela h , que ajusta a utilização de mais ou menos economias próximas em renda per capita para a estimação de cada ponto da densidade Kernel. Uma metodologia bastante utilizada atualmente é a de Phillips e Sul (2007), classificada como semi-paramétrica¹², na qual as séries analisadas são depuradas gradualmente, de forma que a tendência de longo prazo do clube torna-se uma média das tendências dos membros¹³.

O procedimento para a identificação dos clubes no presente ensaio é essencialmente empírico, visto que baseia-se nos próprios resultados obtidos pelo modelo estrutural, mas é coerente com as metodologias usuais na literatura, recém mencionadas. Uma qualidade do procedimento utilizado é excluir da análise de clubes as séries que não apresentam tendências comuns, reduzindo consideravelmente a possibilidade de regressão à média. Adicionalmente, apresenta-se como vantagem a simplicidade e a coerência com o instrumental analítico proposto. Como desvantagem, há o fato de não permitir generalização, visto que é um procedimento possível apenas na presença de *trends* estocásticos.

Como pode-se observar, a ligação teórica entre as teorias de crescimento econômico e as hipóteses de convergência de renda são explícitas. Enquanto os modelos exógenos apontam naturalmente para a hipótese de beta convergência absoluta e também abrem espaço para a ocorrência de beta convergência condicional, os modelos endógenos concentram seus esforços na explicação mais detalhada dos componentes tecnológicos e de produtividade, descartando a hipótese de convergência absoluta do ponto de vista teórico, e dando subsídios

¹² A abordagem não paramétrica é bastante poderosa, justamente por sua flexibilidade. No entanto, sua utilização é mais recomendada para modelos univariados, ou, no limite, para modelos multivariados simples, com duas ou três dimensões. Na presença de mais dimensões, a estimação não paramétrica vai se tornando muito custosa. Nesse contexto, respostas melhores são obtidas com a abordagem semi-paramétrica. Tal ideia está presente em Fan e Yao (2003).

¹³ Para detalhamento técnico, ver Phillips e Sul (2007). O teste proposto pelos autores denomina-se Log(t) e o procedimento geral é partir da formulação mais restrita de um clube, com dois membros, e gradualmente adicionar membros, verificando o padrão de dispersão em cada etapa. Para uma aplicação empírica, ver Penna e Linhares (2009)

para a verificação da convergência condicional e da formação de clubes. Segundo Islam (2003), a verificação da convergência tem implicação direta na validação dos modelos de crescimento econômico. Podemos conectar isso a ideia de Popper (1959) sobre validação empírica das teorias científicas. Desta forma, mesmo não tendo surgido com o passar das décadas um consenso sobre as hipóteses de convergência, o debate empírico mostrou-se fundamental para nortear o desenvolvimento das teorias de crescimento.

2.2.2 O crescimento econômico sob foco da economia regional ¹⁴

Não se pode esperar que seja tarefa simples definir um problema de pesquisa em uma área da teoria econômica cujo próprio nome requer maiores explicações: os termos economia regional, economia espacial, geografia econômica, economia urbana, dentre outros, são algumas vezes usados como sinônimos ou substitutos próximos, embora apresentem origens e preocupações de pesquisa diferentes. Não é objetivo desta seção tratar detalhadamente essas diferenças, embora seja um passo inicial importante conhecê-las em nível geral. Fujita, Krugman e Venables (2002) definem a geografia econômica como o estudo de onde e por que a atividade econômica ocorre. Thisse (2011) acrescenta a essa definição o fato de que o sucesso ou fracasso das atividades econômicas depende do espaço no qual estas são executadas¹⁵. Fujita, Krugman e Venables (2002) demonstram ainda que a consideração dos custos de transporte é determinante para o entendimento da aglomeração e da própria geografia econômica. Custos de transporte suficientemente baixos levarão à aglomeração.

Os analistas regionais contemporâneos concordam em denominar como economia urbana a literatura baseada no modelo de Von Thünen¹⁶ de localização espacial através do uso da terra. Tal teoria reserva especial atenção aos diferenciais entre transporte e custo nos locais. Cabe salientar que as ideias de Thünen são concebidas em um ambiente perfeitamente

¹⁴Não será discutido do ponto de vista teórico o que é região. Pra efeito de entendimento do presente ensaio, regiões são: Sul, Sudeste, Centro Oeste, Norte e Nordeste. Quando a análise for das Unidades Federativas, se usará o termo *estado*. A expressão *Economia Regional* será usada como área da teoria econômica e o termo “*economia(s)*” será usado quando se tratar genericamente de estados, regiões ou países.

¹⁵ Thisse (2011) sintetiza em três autores as principais questões levantadas na Geografia Econômica: von Thünen, Hotelling e Paul Krugman, classificando a Nova Geografia Econômica como catalisadora da pesquisa originada pelas três áreas representadas pelos autores. Tal definição é coerente com a de diversos autores em economia regional.

¹⁶ Segundo os autores, Thünen (1966) teve sua teoria do uso do solo usada como pilar para o desenvolvimento da moderna economia urbana.

competitivo, sendo a alocação de terra resultante um equilíbrio compatível com tal formulação. O trabalho de Thünen é reconhecido pela modelagem detalhada e esclarecedora¹⁷, mas criticado por não conseguir responder sobre certos aspectos, especialmente sobre a ligação entre diferentes espaços econômicos (na modelagem: mercado central e demais áreas). Mesma crítica é feita à moderna economia urbana, que busca estudar a distribuição do espaço nas cidades em função da existência de um distrito concentrador de oportunidades econômicas, como o emprego. Tal raciocínio é análogo ao papel desempenhado pelo mercado onde as transações ocorrem em Thünen.

Desta crítica deduz-se a diferença básica entre a economia urbana e o que se convencionou chamar de geografia econômica ou economia espacial¹⁸. Enquanto a economia urbana toma como dada a existência de um mercado concentrador de transações ou empregos, e a partir daí busca entender a distribuição resultante no espaço, a geografia econômica busca identificar a razão pela qual essas aglomerações ocorrem, não sem reservar espaço importante para o mecanismo de causalidade circular de Myrdal (1957).

Desta forma, o problema de pesquisa geral da economia urbana se afasta um pouco do problema de crescimento econômico abordado no ensaio, visto que esta se preocupa basicamente com a hierarquia dos espaços territoriais, com o tamanho das cidades e sua distribuição. Assim, pode-se ver a geografia econômica ou economia espacial como uma área de estudo mais abrangente do que a economia urbana, embora as ligações entre as duas sejam claras e não desprezíveis. Com efeito, as preocupações da economia espacial são mais próximas do problema de pesquisa do crescimento econômico abordado no ensaio.

Não obstante, Fujita, Krugman e Venables (2002) afirmam que o campo hoje chamado de ciência regional é aquele que se preocupa em entender, pelo menos parcialmente, a relação existente entre concentração espacial, economias de escala, custos de transporte e mobilidade de fatores. O estudo dessas questões encontra-se dentro de um ambiente teórico no qual o foco se desloca dos retornos constantes e competição perfeita para os retornos crescentes e competição imperfeita¹⁹. Adicionalmente, Monasterio e Cavalcante (2011) salientam não existir abordagem teórica única em economia regional, existindo segundo os autores uma

¹⁷ O elogio mais contundente talvez tenha vindo de Samuelson (1983), que o considera o fundador do marginalismo.

¹⁸ Neste ensaio os dois termos serão usados como sinônimos.

¹⁹ Será exposto a seguir que esta frase tem ligação com a passagem das teorias de crescimento para as chamadas novas teorias de crescimento.

diversidade de visões que tentam capturar a complexidade da atividade econômica no espaço²⁰.

Dado o exposto podemos generalizar e deduzir que, de uma perspectiva atual, estudar economia regional, em alguma medida, é tentar entender fenômenos relacionados à aglomeração, desigualdade e/ou desempenho relativo temporal das economias que ocupam espaços territoriais diferentes vinculados a um mesmo país. Tal definição é bastante ampla quando comparada a outras áreas da teoria econômica. Já Monasterio e Cavalcante (2011, p. 45) oferecem uma definição mais coesa, bastante apropriada para esforços empíricos no campo regional, caracterizando *espaços territorialmente contíguos inseridos em espaços nacionais sobre os quais há possibilidades concretas de intervenção e de levantamento de informações individualizadas*.

Quando deseja-se conectar certo problema de pesquisa regional a outra área da economia - como no presente ensaio busca-se em relação ao crescimento econômico - as definições podem tornar-se ainda mais subjetivas. A chave para a conexão entre a literatura regional e a de crescimento, no presente ensaio, é a noção de que economias (vistas como espaços territoriais regionais) em estágios diferentes de acumulação de capital tendem a algum tipo de convergência no longo prazo. Tal hipótese, dado alguns controles teóricos expostos em 2.2.1, pode ser vista coerentemente com a literatura regional.

Estudar a conexão entre esses dois pontos não implica necessariamente supor que políticas públicas regionais devem ser executadas para alcançar determinados equilíbrios. No caso brasileiro, especialmente, há importantes indícios empíricos de que as políticas regionais não modificaram a posição relativa das economias²¹. Por outro lado, negar que a atividade econômica induz ou exige concentração e aglomeração seria desconsiderar grande parte da evidência empírica existente na literatura mundial. Além disso, há argumentos sólidos na economia regional de que o agrupamento da atividade econômica não só é um fator inevitável (na presença de retornos crescentes), como também auto-sustentável, conforme sublinham Fujita, Krugman e Venables (2002). Sendo mais direto, estudar por que há determinados padrões de aglomeração e tentar de alguma forma identificá-los não implica supor que tais padrões não poderiam ou não deveriam existir. Significa tentar entendê-los com base na teoria econômica.

²⁰ Fujita, Krugman e Venables (2002) parecem concordar com esse ponto, quando escrevem que a ciência regional é como uma cesta com uma mistura eclética de abordagens.

²¹ Uma crítica oportuna às políticas regionais brasileiras pode ser vista em Pessoa (2001).

Existem inúmeros problemas de pesquisa de natureza distinta em economia regional, decorrentes justamente das diferenças salientadas nos parágrafos anteriores. Generalizando uma ideia contida em Monasterio (2009), pode-se intuir um problema regional quando um indicador econômico analisado regionalmente tem comportamento diferente daquele esperado de acordo com alguma teoria econômica não regional. No caso do presente ensaio, um dos resultados esperados é que exista algum tipo de convergência de renda entre as regiões ou estados do Brasil, com base na macroeconomia de longo prazo. Caso isso ocorra, existe uma literatura de crescimento econômico para explicar tal fenômeno e o papel teórico da ciência regional passa a ser secundário – embora não desprezível. Pelo contrário, caso não ocorra nenhum tipo de convergência entre as economias, pode-se caracterizar isso como um problema essencialmente regional, e questões como custos de transporte, economias e deseconomias de escala, externalidades espaciais, dentre outras, teriam papel teórico mais importante.

Sublinhar essa dualidade analítica não significa se posicionar em um dos pontos extremos. O intuito dessa revisão teórica, embora didaticamente dividida em duas áreas, é estabelecer algum nível de integração entre o problema regional e o problema de crescimento econômico. Thisse (2011) usa o argumento de Myrdal (1957) sobre causalidade circular para sustentar que a ciência regional é regida por leis particulares, e que a mera aplicação adaptada de conceitos, modelos ou técnicas formuladas para problemas nacionais aos problemas regionais não será, via de regra, suficiente para entender uma questão regional. Construindo um cenário pessimista de validação dessa crítica, busca-se identificar alguns paralelos entre as teorias regionais que sustentam a aglomeração da produção e as teorias de crescimento que sugerem algum tipo de convergência condicional. Não há, neste ponto, a pretensão de estabelecer relações detalhadas ou irrefutáveis entre as duas áreas, e sim uma tentativa de não tratar os dois referidos extremos como ilhas.

Ainda segundo Thisse (2011), há ampla concordância de que a economia espacial/regional é – em termos mais gerais – produto de um *trade off* entre tipos de economia de escala na produção e o custo de mobilidade de bens, trabalhadores e tecnologias. Tal afirmação remete diretamente a algumas discussões sobre modelos de crescimento econômico. A primeira delas é que a possibilidade de economias de escala é uma das chaves da passagem de modelos exógenos para modelos endógenos, sendo os últimos mais explícitos em relação ao caráter condicional do crescimento econômico. Ademais, a questão da mobilidade dos fatores tem papel fundamental para a hipótese de convergência de renda, especialmente na forma de capital, pois considera-se que os investimentos serão mais

atrativos em economias mais distantes do estado estacionário. Já o nível tecnológico, entendido como o conhecimento necessário para produzir de uma determinada forma, é a chave para o entendimento de um modelo exógeno como possível gerador de equilíbrios condicionais, bem como para a consolidação dos modelos endógenos para este fim, de forma reconhecidamente mais detalhada. Há, portanto, já em termos gerais, conexões teóricas entre as duas áreas, que podem ainda ser refinadas, ou pelo menos especificadas. O ponto geral é que a aglomeração observada do ponto de vista regional gera desigualdade no desempenho dos espaços econômicos, o que se traduz em um problema de crescimento.

Como referido na seção anterior, o modelo exógeno de crescimento não ignora a existência ou a importância da tecnologia, estando ela inclusive na função de produção. O que não há é um tratamento matemático formal para o comportamento dessa variável, o que sem dúvida é uma fragilidade. Contudo, se aplicarmos intuitivamente ideias de outros autores sobre tecnologia ao modelo de Solow, pelo menos boa parte das aparentes contradições entre modelos exógenos e endógenos tende a diminuir significativamente, no âmbito do estudo da convergência. Nesse sentido, Fujita e Thisse (2002) destacam a possível existência de concentração geográfica no processo de desenvolvimento tecnológico. Segundo Thisse (2011), sendo a inovação uma das principais fontes de crescimento de longo prazo, essa concentração geográfica pode levar a padrões duradouros de diferenças de renda per capita regional. Esta ideia é amplamente compatível com a formulação de clubes de Quah (1996, 1997), bem como com a convergência condicional. Tal ideia pode ser formulada também dentro do modelo exógeno, mesmo que não explicitamente.

Contudo, uma crítica metodológica válida vinda dos teóricos da economia regional aos modelos de crescimento exógenos é que a combinação entre retornos constantes de escala e concorrência perfeita é incompatível com a formação de aglomerações espaciais e com a existência de comércio entre espaços econômicos distintos. Cabe salientar que a própria formulação de Solow considera uma economia isolada, pois só existiria um bem a ser produzido. Fujita, Krugman e Venables (2002) usam esse argumento central para vincular a Nova Geografia Econômica ao ambiente considerado pela denominada nova teoria do crescimento econômico. Thisse (2011) reforça o argumento expondo que as restrições à modelagem levaram economistas a concentrar-se na combinação que envolve retornos constantes e competição perfeita, sendo esse paradigma incapaz de lidar com o surgimento e crescimento de grandes conglomerados econômicos no espaço. Tal conexão é verdadeira, contudo, a versão do modelo de Solow com tecnologia chega a resultados compatíveis com os modelos endógenos com retornos crescentes de escala.

Voltando ao enfoque regional, salienta-se que os ganhos de aglomeração ou concentração podem ser vistos de várias formas, mas em geral são chamados de forças centrípetas, pois tendem a promover a concentração espacial da atividade econômica. A evidência empírica sugere que tais forças superam as externalidades negativas da aglomeração, denominadas forças centrífugas. Um ganho de aglomeração destacado na literatura regional como de grande importância diz respeito a uma ideia presente nos modelos endógenos de crescimento: os *spillovers*. A ideia de que a informação é um insumo básico para a atividade produtiva e que a concentração da produção leva a aprendizado conjunto dos agentes envolvidos é antiga. Marshall (1920, *apud* FUJITA, KRUGMAN e VENABLES, 2002) salientou que os distritos industriais surgem devido a três fatores: o excesso de conhecimento, as vantagens dos grandes mercados para habilidades especializadas (trabalhadores com mais capital humano, na linguagem de crescimento econômico), e as conexões associadas aos grandes mercados locais. Os três fatores de Marshall são apontados por Fujita, Krugman e Venables (2002) como plenamente compatíveis com a economia real. Os autores ainda salientam que estabelecida a concentração espacial da produção, esta pode persistir ou até aumentar com o tempo.

Não só esse ganho de acumulação como muitos outros estão sujeitos ao princípio da causalidade cumulativa ou circular. Felizmente, como já salientado, tal princípio tem conexão direta com questões analisadas pelo crescimento econômico. São abundantes as analogias ou exemplos na teoria regional para sustentar que os processos de aglomeração e concentração produtiva se auto-alimentam, tendo assim efeito possivelmente contínuo²². Tal mecanismo de auto-alimentação tem a ver diretamente com a existência de retornos crescentes de escala. Em uma economia com retornos constantes, vigoraria o que a literatura regional convencionou chamar de capitalismo de fundo de quintal, numa analogia a uma situação extrema em que cada consumidor produz para si próprio. Em resumo, segundo Fujita, Krugman e Venables (2002), todas as concentrações se formam e se sustentam devido a algum tipo de ganho de aglomeração, ganho esse que gera um ambiente econômico favorável para sua sustentação. Trata-se de uma proposição bastante forte, mas que encontra eco no mundo real. Mais do que isso, ajuda a explicar a pouca (ou quase nenhuma) observação de convergência absoluta em trabalhos empíricos, em detrimento de muitas ocorrências de convergência condicional ou formação de clubes. Estes dois últimos conceitos, claramente, são inteiramente compatíveis com a lógica circular.

²² Logo no primeiro parágrafo de seu livro, Fujita, Krugman e Venables (2002) evocam a lógica circular para explicar a aglomeração.

Myrdal (1957) aponta algumas razões específicas pelas quais o mecanismo de causalidade circular deve existir. Procura-se aqui novamente destacar os pontos coerentes com a análise de crescimento econômico. Salienta-se dois aspectos levantado pelo autor: a migração seletiva, que faria com que os trabalhadores com maior estoque de capital humano (e portanto mais produtivos) se dirigissem para as regiões mais dinâmicas; e a melhor oferta de serviços públicos, como educação, transporte e saúde, visto que nas regiões mais ricas a arrecadação do governo seria maior. Note que as duas razões apresentam alguma interdependência, pois a melhor oferta de serviço público, especialmente educação, tende a gerar mais trabalhadores qualificados, novamente mais produtivos²³.

2.3 METODOLOGIA

Nesta seção apresenta-se a metodologia utilizada para a estimação das tendências e ciclos das regiões brasileiras: o modelo de componentes não observados. Conforme já exposto, através dessa modelagem será possível também identificar os clubes de crescimento formados pelos estados brasileiros. Tais modelos são classificados como estruturais, e sua utilização na literatura de crescimento econômico é baseada nos trabalhos de Harvey (1989), Harvey e Carvalho (2002; 2004), Carvalho e Harvey (2005), dentre outros da mesma linha de pesquisa. A adaptação para a temática da economia regional já foi executada pelos referidos autores, para verificação de convergência e estudo dos clubes de crescimento. A aplicação é direta, não exige manipulações na modelagem, apenas a consideração do modelo na sua forma multivariada. Os modelos estruturais são imunes a uma crítica recorrente na literatura de crescimento sobre a abordagem empírica, que é a dependência dos resultados sobre convergência condicional e clubes à escolha das variáveis de controle condicionantes. Como o modelo é atóxico, tais controles são desnecessários. O papel executado pelas variáveis de controle é substituído por detalhes no procedimento de modelagem que serão expostos a seguir. Não obstante, opta-se por apresentar primeiramente o modelo na versão univariada, por ser mais intuitivo e por servir de subsídio para a generalização. Em seguida, apresenta-se o caso multivariado, aplicação principal utilizada no presente ensaio. Adicionalmente, mostra-

²³ Isso quer dizer que a melhor política pública regional pode ser simplesmente o maior investimento em educação nas regiões mais pobres.

se a versão do modelo multivariado que permite captar a existência de tendências e ciclos comuns, um dos problemas de pesquisa propostos.

Para qualquer das abordagens, o grande atrativo deste tipo de modelagem é a possibilidade de estimação de componentes estocásticos²⁴, que são não restritivos, permitindo um ajuste mais próximo da realidade em relação a outros modelos de série temporal. Oliveira e Rodrigues (2011) salientam dois aspectos importantes que podem ser usados em defesa da utilização de modelos estruturais à economia regional, ao sustentarem que: i) a hipótese admitida em estudos de séries temporais é que o processo estocástico subjacente aos dados de renda não muda com o tempo, sendo mais apropriada a utilização desses modelos para economias com estágios similares de desenvolvimento; ii) a evidência de clubes de convergência pode embutir a existência de fortes não linearidades – na dinâmica de transição aos estados estacionários – não modeladas nos trabalhos empíricos. Estes dois aspectos são plenamente contemplados pela abordagem adotada neste ensaio. Outro ponto a favor da modelagem proposta é levantado por Durlauf, Johnson e Temple (2005), ao apontarem que modelos lineares não são adequados ao estudo do crescimento econômico. Tal ideia também está explícita nas formulações de Quah (1996; 1997).

Uma fragilidade importante da abordagem proposta em relação ao estudo regional é a desconsideração explícita do espaço na modelagem. Há componente espacial apenas na escolha das séries que compõem cada modelo estimado. Felizmente, para o nível regional proposto, os problemas decorrentes da ausência de componentes espaciais são atenuados, visto que são apenas cinco regiões e conseqüentemente poucas vizinhanças. Na análise estadual dentro das regiões, idem. Contudo, para a identificação de clubes, a desconsideração de aspectos espaciais pode distorcer os resultados obtidos.

2.3.1 Modelo de Componentes Não Observados: a versão univariada

O modelo de componentes não observados, ou modelo estrutural, é dito atóxico, visto que não exige a presença de variáveis explicativas (comumente denominadas X) para a estimação da variável de interesse (Y). Tais modelos baseiam-se na busca de informações dentro da própria variável Y para ajustar seu comportamento. Dito de outra forma, busca-se

²⁴ Por permitirem comportamento estocástico da tendência, os modelos estruturais descartam a necessidade de estacionariedade das séries.

dentro da variável de interesse os componentes não observados que a explicam. Tal procedimento é feito através do Filtro de *Kalman*²⁵. A hipótese subjacente é que, caso se consiga ajustar de forma eficiente os componentes não observados de uma série, automaticamente se estará estimando Y de forma eficiente. Nesta seção, mostra-se a modelagem estrutural na versão univariada. Neste tipo de abordagem, pode-se modelar os seguintes componentes não observados de uma série:

- Tendência: utilizada para captar aspectos de longo prazo da série. Decomposta em nível (μ_t) e inclinação (β_t), sendo que os dois componentes podem ser modelados com variância constante ou estocástica. Também é possível modelar a tendência apenas com o componente de nível.
- Ciclo: Utilizado para captar movimentos que apresentem alguma regularidade na série estudada. Pode-se modelar um ou mais ciclos ψ_t (de curto ou longo prazo), estabelecendo valores iniciais para o fator de amortecimento ρ e para o período.
- Sazonalidade: caso a série analisada possua componente sazonal (o que não é caso das séries deste ensaio, visto que são dados anuais) este aspecto pode ser modelado através de *dummies*, na forma trigonométrica, ou fixa.
- Irregularidade: utilizado para captar o componente aleatório da série analisada.

Um modelo de componentes não observados pode apresentar diferentes combinações entre os componentes acima apresentados. Tais combinações serão denominadas no decorrer do ensaio como *tipos de modelos estruturais*. Uma opção de modelagem bastante simples é chamada de Nível Local, onde o componente de tendência não apresenta inclinação. Matematicamente, temos modelo 1:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), t = 1 \dots T \quad (2.10)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (2.11)$$

Adicionando-se o componente de inclinação estocástica β_t (*slope*), temos o modelo 2 Tendência Linear Local, que pode ser escrito como:

²⁵ Para tanto, as variáveis são consideradas no formato de espaço de estados.

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(o, \sigma_\varepsilon^2), t = 1..T \quad (2.12)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (2.13)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \zeta_t \sim NID(o, \sigma_\zeta^2) \quad (2.14)$$

Não obstante, adicionando-se um componente cíclico ψ_t , temos o modelo 3 de Tendência Cíclica, que pode ser visto como o modelo mais geral (na ausência de sazonalidade). Um modelo de Tendência Cíclica é escrito como:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(o, \sigma_\varepsilon^2), t = 1..T \quad (2.15)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (2.16)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \zeta_t \sim NID(o, \sigma_\zeta^2) \quad (2.17)$$

O componente cíclico é:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda & \text{sen} \lambda \\ -\text{sen} \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

onde λ representa a frequência do ciclo, ρ é o fator de amortecimento do ciclo e k_t e k_t^* são erros mutuamente independentes, com média zero e variância comum.

Cabe salientar que estas três combinações apresentadas não esgotam as possibilidades de modelagem em componentes não observados, ou seja, os tipos de modelos estruturais que podem ser obtidos. Por exemplo, se extrairmos do último modelo o componente μ_t , passamos a trabalhar com um modelo chamado Ciclo mais Ruído. Incorporando sazonalidade, temos mais uma série de possibilidades.

Outro aspecto importante é que as variâncias dos componentes podem ser estocásticas, mas não necessariamente serão. É possível que se obtenha melhor ajustamento de uma determinada série modelando alguns componentes com variância fixa. Um modelo bastante popular na literatura é o chamado *trend-smooth*, que justamente caracteriza-se por apresentar a variância do nível constante, enquanto a variância da inclinação é estocástica.

2.3.2 Modelo de Componentes Não Observados: a versão multivariada

A generalização de um modelo estrutural para a versão multivariada é bastante simples, e tem como atrativo a possibilidade de modelar diversas séries de maneira conjunta, desde que exista a suposição teórica de que as mesmas estão sujeitas a um mesmo ambiente econômico (HARVEY, 1989). No caso do presente ensaio, a hipótese adotada é que as regiões brasileiras estão expostas ao mesmo ambiente macroeconômico, o que não exige maiores elucidacões. Tais modelos são denominados Equações de Série de Tempo Aparentemente Não-Relacionadas, e podem ser definidos da seguinte forma, de acordo com Harvey (1989):

Para N séries de tempo, definimos o vetor $y_t = (\gamma_{1t}, \dots, \gamma_{Nt})'$ e de forma equivalente para μ_t , ψ_t e ε_t :

$$\mu_t = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{Nt})' \quad (2.20)$$

$$\psi_t = (\psi_{1t}, \dots, \psi_{Nt})' \quad (2.21)$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})' \quad (2.22)$$

Assim:

$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma_\varepsilon), t = 1 \dots T$, sendo Σ_ε uma matriz $N \times N$ positiva e semi-definida. Adicionalmente, o *trend* pode ser escrito como:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta) \quad (2.23)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \zeta_t \sim NID(0, \Sigma_\zeta) \quad (2.24)$$

Note que, coerentemente com a versão univariada, quando $\Sigma_\eta = 0$ tem-se um modelo do tipo *trend-smooth*, ou seja, o nível tem variância constante enquanto a inclinação tem variância estocástica. Não obstante, quando $\Sigma_\zeta = 0$ tem-se um passeio aleatório (com *drift*). Tais adaptações servem como exemplo do processo de generalização, que pode ser aplicada para qualquer combinação de componentes da versão univariada. Complementarmente, insere-se o ciclo na versão multivariada, o que Harvey e Koopman (1997) denominaram modelo de ciclo similar.

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda & \text{sen} \lambda \\ -\text{sen} \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \otimes I_N \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix} \quad \text{com } t = 1, \dots, T. \quad (2.25)$$

Onde ψ_t e ψ_t^* são vetores $N \times 1$ e k_t e k_t^* são vetores $N \times 1$ dos ruídos gerados, de tal forma que $E(k_t k_t') = E(k_t^* k_t^{*'}) = \Sigma_k$ e $E(k_t k_t^{*'}) = 0$, onde Σ_k é uma matriz de covariância $N \times N$.

2.3.3 Modelo de componentes não observados: a existência de fatores comuns

Conforme apresentado na seção anterior, a utilização de um modelo estrutural na versão multivariada traz consigo a suposição que as N séries que representam as variáveis de interesse estão expostas ao mesmo ambiente econômico, ou seja, apresentam componentes similares, *a priori*. Contudo, pode-se dar um passo adiante metodologicamente e verificar se os componentes – além de similares – podem ser caracterizados como comuns.

Modelar a existência de fatores comuns consiste em permitir a possibilidade de que as matrizes de covariâncias dos componentes não observados apresentem (simultaneamente ou não) posto menor que N^{26} . O posto²⁷ (ou *rank*) de uma matriz é definido como o número máximo de colunas linearmente independentes, ou de forma equivalente, o número de colunas não nulas na sua forma escalonada canônica. Logo, modelar estruturalmente com posto igual a N equivale a especificar que as tendências e ciclos são linearmente independentes (embora similares). Com posto menor que N , se está verificando a existência de informações redundantes, ou seja, tendências e/ou ciclos com comportamentos linearmente dependentes, ou na linguagem econômica, tendências e/ou ciclos comuns. No limite, se o posto da matriz de covariância da tendência é modelado de forma unitária, estamos supondo que as N séries possuem uma única tendência. O mesmo vale para os ciclos. Matematicamente, de acordo com Harvey (1989), o modelo na forma mais geral pode ser escrito como:

$$y_t = \Theta_\mu \ddot{\mu}_t + \mu_\theta + \Theta_\Psi \ddot{\Psi}_t + \varepsilon_t, \quad (2.26)$$

onde $\ddot{\mu}_t$ é um vetor de tendências comuns ($K_\mu \times 1$), Θ_μ é uma matriz de fatores *loadings* ($N \times K_\mu$), μ_θ é um vetor $N \times 1$, com os primeiros K_μ elementos iguais a zero e os demais

²⁶ Ideia análoga ao estudo de cointegração.

²⁷ Para mais detalhes, ver Teoria do Conjunto Gerador.

igual a $\bar{\mu} + \bar{\beta}t$. O componente $\ddot{\Psi}_t$ representa os ciclos de dimensão $K_\Psi \times 1$ e Θ_Ψ é uma matriz $N \times K_\Psi$ de fatores *loadings*. Adicionalmente:

$$\ddot{\mu}_t = \ddot{\mu}_{t-1} + \Theta_\beta \ddot{\beta}_t + \beta_\theta + \ddot{\eta}_t \quad (2.27)$$

$$\ddot{\beta}_t = \ddot{\beta}_{t-1} + \ddot{\xi}_t \quad (2.28)$$

onde $\ddot{\beta}_t$ é um vetor $K_\beta \times 1$ de inclinações comuns, Θ_β é uma matriz $K_\mu \times K_\beta$ de fatores *loadings* e β_θ é um vetor $K_\mu \times 1$ que tem seus primeiros K_β elementos iguais a zero e os restantes iguais a $\bar{\beta}t$. E finalmente:

$$\begin{bmatrix} \ddot{\Psi}_t \\ \ddot{\Psi}_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos\lambda I_n & \sin\lambda I_n \\ -\sin\lambda I_n & \cos\lambda I_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{\Psi}_{t-1} \\ \ddot{\Psi}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \ddot{\omega}_t \\ \ddot{\omega}_t^* \end{bmatrix} \quad (2.29)$$

Temos ainda que $0 \leq K_\mu, K_\Psi \leq N$, $0 \leq K_\beta \leq K_\mu$ e por fim, a matriz de covariâncias (Σ_ε) do componente irregular é $N \times N$ e a dos distúrbios aleatórios $\Sigma_{\ddot{\eta}}, \Sigma_{\ddot{\xi}}$ e $\Sigma_{\ddot{\omega}}$, são, respectivamente $K_\mu \times K_\mu$, $K_\beta \times K_\beta$ e $K_\Psi \times K_\Psi$. Note que a restrição se dá pelo fato de modelar-se tais matrizes ($\Sigma_{\ddot{\eta}}, \Sigma_{\ddot{\xi}}$ e $\Sigma_{\ddot{\omega}}$) com K_μ , K_β e K_Ψ , respectivamente, menores que N . Tal restrição não exige simultaneidade, ou seja, pode-se modelar a existência de tendências ou ciclos comuns de forma separada.

2.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção é feita a exposição e análise dos resultados obtidos com a aplicação da metodologia descrita em 2.3. Vale ressaltar que os modelos de componentes não observados não impõem a restrição de estacionariedade das séries analisadas, sendo este aspecto captado pelo componente de tendência. Neste sentido, não houve a necessidade de diferenciar os dados, trabalhou-se apenas com o logaritmo do PIB per capita. Apesar do resultado de maior interesse ser relativo aos componentes de tendência (pois dizem respeito ao longo prazo), é preciso analisar conjuntamente o componente cíclico, visto que sua correta especificação influencia o ajuste correto do componente de tendência.

Antes dos resultados econométricos, busca-se uma análise exploratória dos dados, com o intuito de obter *insights* relacionados ao problema de pesquisa abordado. Para tanto, além da

análise visual das séries de interesse, é verificada a sigma convergência, procedimento tradicional nos estudos de crescimento. Uma primeira providência interessante é visualizar o logaritmo do PIB per capita das regiões brasileiras.

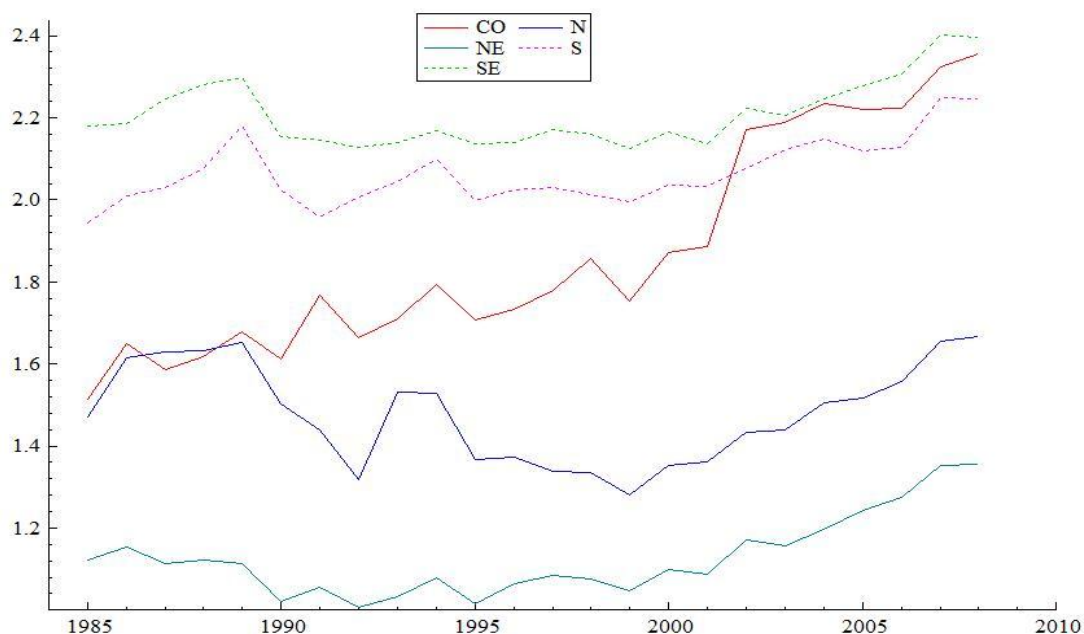


Gráfico 2.1 - Logaritmo do PIB p.c regiões brasileiras, em R\$ de 2000;
Fonte: Elaborado pelo autor.

O primeiro resultado que se pode intuir visualmente é que, exceto a região Centro Oeste (CO), as demais mantiveram suas posições relativas no que diz respeito à produção per capita, no decorrer do período 1985/2008. Dentro dos termos relacionados ao crescimento econômico, tem-se uma boa evidência de que apenas a região Centro Oeste apresenta trajetória convergente, ou seja, aproxima-se das regiões que inicialmente eram mais ricas. Contudo, é possível que tal aproximação esteja sendo influenciada por fatores cíclicos ou irregulares, o que será investigado econometricamente. Além disso, mesmo que a tendência convergente do Centro Oeste se concretize, restará saber se a região apresenta tendência comum em relação ao Sul e Sudeste, o que implicaria presumir que as três regiões tendem para o mesmo nível de produção no longo prazo, em termos per capita. O gráfico a seguir complementa a análise com a exposição do cálculo da sigma-convergência, para as regiões e para os estados do Brasil.

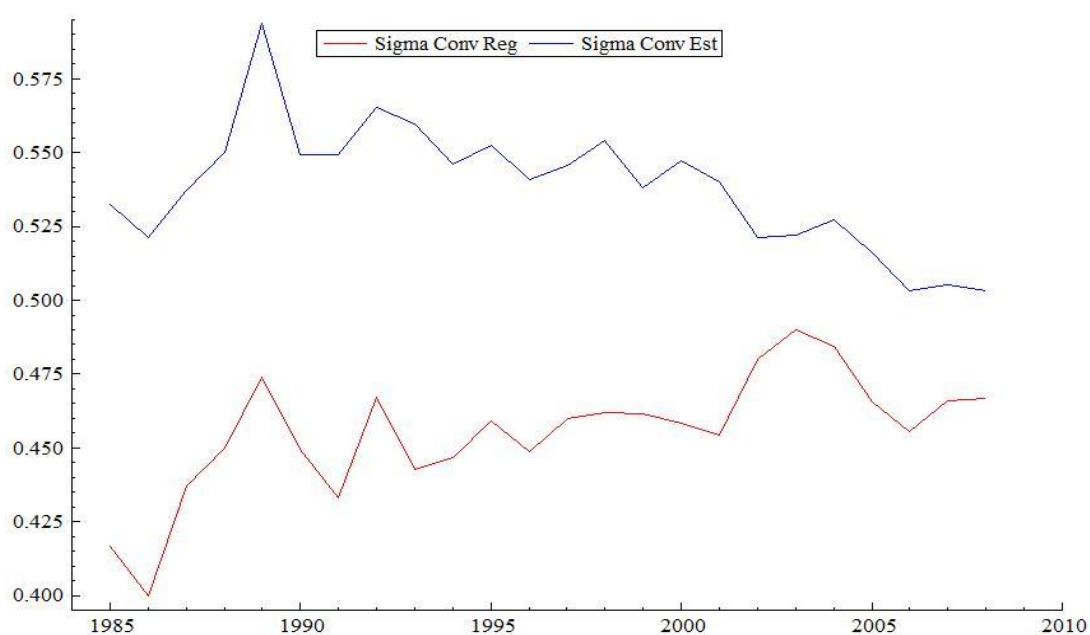


Gráfico 2.2 – Sigma convergência regional e estadual, 1985/2008;

Fonte: Elaborado pelo autor.

O resultado acima exposto deixa claro que, nos dois níveis analisados, as economias não experimentaram mudanças significativas em relação à dispersão. Contudo, percebe-se que os resultados estão sendo afetados por um problema conhecido como MAUP: Problema da Unidade de Área Modificável²⁸. Enquanto a sigma convergência regional mostra leve aumento da dispersão, a estadual mostra leve diminuição²⁹. De forma ampla, a análise gráfica exploratória mostrou que, exceto a trajetória convergente da região Centro Oeste, as demais regiões brasileiras mantiveram-se estáveis em suas posições relativas em termos de produção per capita.

2.4.1 Ajuste do modelo estrutural para as regiões brasileiras

O objetivo geral dessa seção é especificar corretamente um modelo multivariado de componentes não observados, sendo possível assim identificar tendências e ciclos similares ou comuns entre as regiões brasileiras, conforme descrito em 2.3.2 e 2.3.3. Divide-se o

²⁸ Uma definição mais formal do MAUP, de acordo com Haining (2003): Uma mesma estatística obtida sobre duas unidades espaciais pode apresentar diferenças de acordo com o recorte considerado, mesmo que os dados utilizados sejam idênticos. Mais detalhes no capítulo 4.

²⁹ Segundo Thisse (2011), o que diferencia os vários tipos de aglomeração possivelmente existentes é a escala espacial, ou a unidade de referência espacial escolhida na condução de uma pesquisa empírica.

processo de modelagem em duas etapas, a primeira mais geral, e a segunda mais detalhada. Assim, na seção 2.4.1.1 busca-se investigar qual(is) o(s) tipo(s)³⁰ de modelo(s) estrutural(is) mais adequado(s) ao problema de pesquisa. Em outras palavras se estará estudando as combinações de modelagem abordadas em 2.3.2³¹. A partir de tais resultados, a seção 2.4.1.2 busca o ajuste detalhado do melhor modelo, levando em conta a possibilidade de existência de ciclos e tendências comuns, conforme descrito em 2.3.3³².

Conforme já exposto na introdução, em todos os ajustes, optou-se por não adicionar variáveis explicativas ao modelo. Trabalhos desse tipo podem ser encontrados na literatura, destacando-se Ferreira e Ellery Jr (1996), Azzoni et al. (2000; 2001), dentre outros. A maioria destes trabalhos chega a resultados coerentes com a hipótese de convergência condicional. Busca-se, portanto, extrair exclusivamente de cada série as informações necessárias para o correto ajuste do modelo. Do ponto de vista metodológico, optou-se por modelar do geral para o específico, o que consiste em inicialmente formular o modelo mais completo possível e posteriormente excluir os componentes que nada acrescentam em termos de explicação. As estimações foram realizadas utilizando Filtro de *Kalman*. De acordo com Harvey (1989), o filtro de Kalman deve ser entendido como um conjunto de equações em um processo recursivo de estimação, onde a eficiência se dá pela minimização do erro quadrático médio. O procedimento geral é a estimação dinâmica de uma variável de estado, não observável, através da análise de uma variável observada.

2.4.1.1 Ajuste do Tipo de Modelo Estrutural Adequado

O primeiro passo do processo de modelagem foi identificar qual tipo de modelo estrutural se ajusta melhor ao problema de pesquisa proposto. Assim, estimou-se todas as combinações possíveis entre os componentes descritos em 2.3.2, do geral para o específico. Para obter uma estimativa inicial para o período do ciclo, utilizou-se a regra de analisar o

³⁰ Cada tipo (ou família) de modelo estrutural apresenta inúmeras especificações, quando variamos o número de *dummies*, os parâmetros iniciais do ciclo ou testamos a existência de um componente AR(1).

³¹ Nesta primeira etapa, por simplicidade, faz-se uso das *dummies* sempre de maneira generalizada, ou seja, todas as *dummies* do modelo consideradas para todas as regiões. Isso porque o interesse não é escolher o modelo final utilizado e sim identificar os tipos de modelos que devem ser testados na segunda etapa.

³² Na segunda etapa, todos os modelos estimados testam todas as possíveis combinações individuais entre as *dummies*, partindo da generalização e excluindo sucessivamente aquelas de pior resultado em termos de significância individual.

espectro da série, dividindo seu valor mínimo por 2. De acordo com o valor desse ciclo, também testou-se a hipótese de haver ciclos de período maior e menor simultaneamente.

Outras observações importantes devem ser feitas. Uma delas é que, como as séries são anuais, não foi necessário modelar sazonalidade. Outra observação é que, em todas as possibilidades de ajustamento, modelou-se um componente AR(1) no lugar dos ciclos, mas as melhores especificações encontradas sempre excluíram este componente. Por fim, cabe salientar que inseriu-se *dummies* em anos cujo o comportamento das séries foi fora do padrão. Tais *outliers* não são explicitamente visíveis quando analisamos os dados em nível (gráfico 2.1), mas ficam bastante evidentes quando olhamos para a primeira diferença das séries.

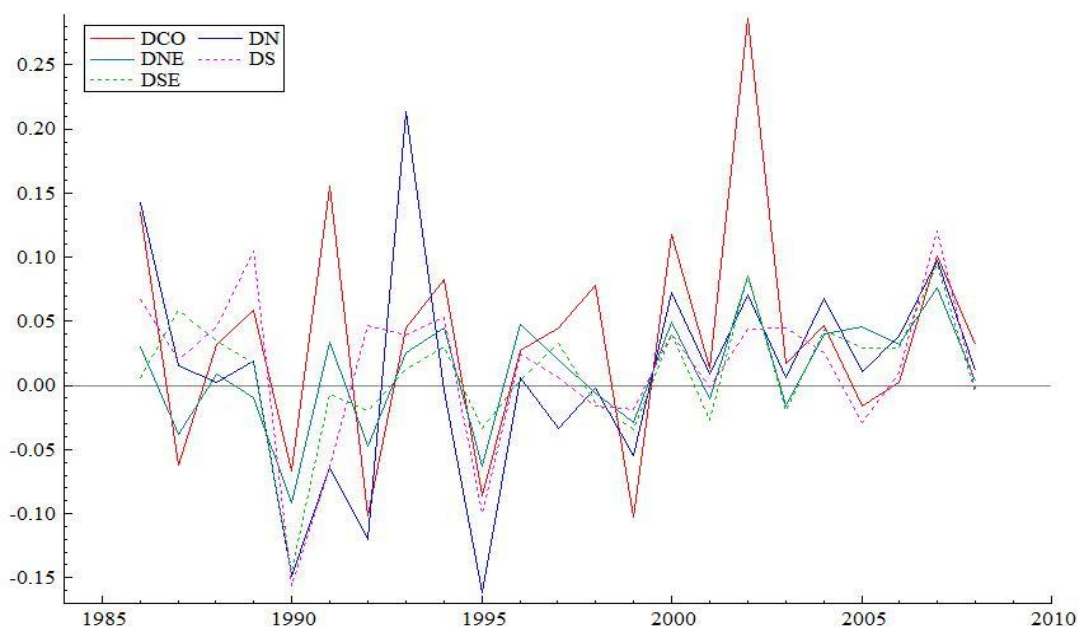


Gráfico 2.3 - Logaritmo do PIB per capita das regiões, em primeira diferença;
Fonte: Elaborado pelo autor.

As propriedades desejáveis do modelo escolhido podem ser resumidas da seguinte forma:

- i) Resíduos não autocorrelacionados;
- ii) Resíduos com distribuição normal;
- iii) Alto poder de explicação;
- iv) Convergência muito forte em poucas iterações;
- v) Boa capacidade de previsão dentro da amostra.

De fato, seria exaustivo expor todas as de diferentes combinações de modelagem experimentadas. Contudo, caso apenas informe-se o tipo de modelo escolhido, algumas decisões importantes estariam menosprezadas. Uma solução intermediária é apresentar tabelas com resumos dos modelos com melhor ajuste em cada um dos momentos do processo de pesquisa, e a partir daí justificar a escolha final. Tais decisões nem sempre são fáceis, visto que raramente um modelo é superior a outro em todos os aspectos avaliados. A tabela a seguir apresenta os melhores ajustes para os modelos apresentados nesta seção, ou seja, modelos coerentes com as equações apresentadas em 2.3.2.

Tabela 2.1: Modelos Estruturais estimados coerentes com a seção 2.3.2

Modelo Estimado³³	Estudo da Autocorrelação Residual	Poder de Explicação: verossimilhança	Velocidade de Convergência: nº de iterações	Estudo da Normalidade Residual
M. 1: μ_t e β_t estocásticos, ψ_t (5) e 2 d.	Problema no teste da Região S: $Q(11,6) = 11.99$	Log-Likelihood = 323.822	Convergência Muito Forte, em 12 iterações	Problema no teste da Região NE: N-BS $\text{Chi}^2 = (0.42)$
M. 2: μ_t e β_t estocásticos, ψ_t (5) e 3 d	Não apresenta problemas de autocorrelação	Log-Likelihood = 299.52	Convergência Muito Forte, em 5 iterações	Problema no teste das Regiões NE e N: N-BS $\text{Chi}^2 = (0.42)$ e (0.33)
M. 3: μ_t e β_t estocásticos, ψ_t (6) e 2 d.	Problema no teste da Região N: $Q(11,6) = 9.50$	Log-Likelihood = 305.35	Problema: não apresenta convergência rápida e forte	Problema no teste da Região S: N-BS $\text{Chi}^2 = (0.42)$
M. 4: μ_t e β_t estocásticos, ψ_t (6) e 3 d.	Problema no teste da Região S: $Q(11,6) = 10.70$	Log-Likelihood = 307.79	Convergência Muito Forte, em 8 iterações	Problema no teste das Regiões NE e N: N-BS $\text{Chi}^2 = (0.43)$ e (0.42)
M. 5: μ_t fixo e β_t estocástico, ψ_t (5) e 2 d	Problema no teste da Região S: $Q(11,6) = 10.52$	Log-Likelihood = 321.28	Convergência Muito Forte, em 7 iterações	Problema no teste da Região NE: N-BS $\text{Chi}^2 = (0.40)$
M. 6: μ_t fixo, β_t estocástico, ψ_t (6) e 2 d.	Problema no teste da Região S: $Q(11,6) = 10.90$	Log-Likelihood = 324.93	Convergência Muito Forte, em 12 iterações	Problema no teste da Região NE: N-BS $\text{Chi}^2 = (0.49)$
M. 7: μ_t estocástico, β_t nulo ψ_t (5), 3 d.	Não apresenta problemas de autocorrelação	Log-Likelihood = 327.08	Convergência Muito Forte, em 12 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.

Fonte: Elaborado pelo autor.

³³ O número entre parênteses que acompanha o ciclo é a periodização inicial considerada;

Dentre as dezenas de especificações testadas, estas foram as de melhor ajuste, sendo a escolha final baseada em diferenças bastante pequenas. Salienta-se que os sete modelos expostos dizem respeito a três tipos de modelos estruturais: os quatro primeiros modelos correspondem à modelagem mais abrangente possível, de tendência cíclica, com componentes estocásticos. Já os modelos 5 e 6 são obtidos com a restrição $\sum_{\eta} = 0$, o qual denominamos do tipo *trend-smooth*. Por fim, o modelo 7 corresponde a um modelo de tendência cíclica, no caso especial em que $\beta_t = 0$. Na segunda etapa do processo de modelagem, serão testadas todas as especificações possíveis condizentes com esses três tipos de modelos estruturais.

Em relação ao poder de explicação e velocidade de convergência do algoritmo, todos os modelos expostos apresentam resultados satisfatórios, exceto o Modelo 3 no que tange à velocidade de convergência. Não obstante, a escolha centrou-se nos testes referentes à autocorrelação e normalidade dos erros. Todos os modelos estimados, exceto o modelo 7, apresentaram problemas em relação ao teste de normalidade de pelo menos uma das regiões, especialmente em relação à região Nordeste. Não obstante, no estudo da autocorrelação, os modelos 2 e 7 não apresentaram problema em nenhum dos cinco testes. Desta forma, coube a escolha final entre esses dois modelos. O modelo 7 foi escolhido, visto que foi superior em todos os aspectos, exceto número de iterações para convergência, o que tem importância secundária, visto que os dois números são relativamente baixos. Não obstante, o modelo tem maior verossimilhança, e passa nos testes de normalidade.

Assim, o modelo de melhor ajuste caracterizou-se por apresentar nível μ_t estocástico e *slope* nulo ($\beta_t = 0$). Além de um componente irregular, três *dummies*, para os anos de 1990, 1993 e 2002, e um ciclo estimado com os parâmetros iniciais de $\rho = 0.9$ e periodização de 5 anos. Formalmente, podemos escrever a equação resultante desta forma:

Com $N = 5$, $T = 24$ e $t = 1, \dots, T$ definimos os vetores $y_t = (\gamma_{1t}, \dots, \gamma_{Nt})'$ e de forma equivalente para:

$$\mu_t = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{Nt})' \quad (2.30)$$

$$\psi_t = (\psi_{1t}, \dots, \psi_{Nt})' \quad (2.31)$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})' \quad (2.32)$$

Logo, a equação estimada foi:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma_{\varepsilon}), t = 1 \dots T \quad (2.33)$$

Sendo Σ_ε uma matriz $N \times N$ positiva e semi-definida. De forma similar, o *trend* (com *slope* nulo) pode ser escrito como:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta) \quad (2.34)$$

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda & \text{sen} \lambda \\ -\text{sen} \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \otimes I_N \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix} \text{ com } t = 1, \dots, T. \quad (2.35)$$

Onde ψ_t e ψ_t^* são vetores $N \times 1$ e k_t e k_t^* são vetores $N \times 1$ dos ruídos gerados, de tal forma que $E(k_t k_t') = E(k_t^* k_t^{*'}) = \Sigma_k$ e $E(k_t k_t^{*'}) = 0$, onde Σ_k é uma matriz de covariância $N \times N$.

Concluída o que se pode chamar de primeira etapa³⁴ do processo de escolha dos modelos estruturais, temos como resultado que três tipos de modelagem são mais eficientes em termos de aderência ao estudo proposto. Mais especificamente, temos um modelo superior, até então candidato a explicar o desempenho das regiões brasileiras em relação ao PIB per capita. O próximo passo é verificar a existência de tendências e ciclos comuns, ou seja, estimar modelos compatíveis com o apresentado em 2.3.3.

2.4.1.2 Análise dos Modelos Estruturais de Ciclos e Tendências Comuns

Todos os modelos estimados até aqui são multivariados com $N = 5$, ou seja, supõem que as regiões estão sujeitas ao mesmo ambiente macroeconômico. Pode-se adotar termos mais gerais: *é feita a suposição de que os fenômenos causadores de mudanças nos componentes não observados das séries são basicamente os mesmos*. Isso implica, diretamente, que os

³⁴ Seria possível simplesmente não dividir as estimativas em duas etapas, testando-se diretamente a versão do modelo apresentada em 2.3.3 em todas suas possíveis combinações, inclusive com posto igual a N , o que abrangeria automaticamente os modelos apresentados em 2.3.2. Contudo, essa prática seria infrutífera e dispendiosa. Isso porque diversos tipos de modelos (coerentes com 2.3.2) mostram-se claramente incompatíveis com o problema de pesquisa adotado, em todos os critérios, de forma que seria completamente desnecessário testar detalhadamente as inúmeras estimativas oriundas das combinações entre os postos de cada componente em modelos que de pronto já se mostraram equivocados. Ao dividir-se o processo de escolha dos modelos em duas etapas, faz-se uma espécie de seleção, já que são testados na primeira etapa todos os tipos de modelos possíveis e suas modificações, e na segunda etapa apenas aqueles que obtiveram os melhores ajustes na primeira etapa. Dito de forma mais concreta, cada um dos sete modelos aprovados na primeira etapa gerou aproximadamente outros 25 modelos, através das diferentes combinações entre os postos das matrizes de covariância dos componentes presentes. Cada um desses 25 por sua vez gerou em média outros 8, através de diferentes combinações individuais entre as *dummies*. Assim, na segunda etapa estimou-se aproximadamente 1400 equações. Caso não houvesse a divisão em duas etapas, ter-se-ia estimado algo em torno de 5000 equações a mais.

componentes estimados são similares³⁵. Contudo, uma questão adicional interessante é investigar se – além de similares – os componentes de ciclo e/ou tendência das séries exibem comportamento comum, conforme descrito teoricamente em 2.3.3.

Na prática, o procedimento adotado para investigar este ponto é o seguinte: parte-se dos tipos de modelos estruturais mais acurados (apresentados em 2.4.1.1) e testa-se os ajustes para todas as combinações possíveis de postos das matrizes de covariâncias dos componentes presentes em cada versão. Adicionalmente, testa-se todas as possíveis combinações individuais entre as *dummies*, do geral para o específico. Treze modelos mostraram resultados aceitáveis, ou seja, sem problemas graves de autocorrelação ou normalidade, convergentes em poucas iterações e com boa capacidade de explicação. Repete-se o procedimento da seção anterior: apresenta-se a seguir uma tabela com o resumo dos melhores ajustes obtidos, para justificar as escolhas feitas.

³⁵ Caso tente-se estimar de forma multivariada séries que não são similares, por óbvio, o modelo não se ajustará.

Tabela 2.2: Modelos Estruturais coerentes com a seção 2.3.3

Modelo Estimado ³⁶ ₃₇	Estudo da Autocorrelação Residual ³⁸	Poder de Explicação: verossimilhança	Velocidade de Convergência: nº de iterações	Estudo da Normalidade e Residual
M. 8: μ_t estocástico, β_t nulo. (L3C4)	Sem problemas de autocorrelação; Q(6) = 6.29	Log-Likelihood = 342.19	Convergência Muito Forte, em 12 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.
M. 9: μ_t estocástico, β_t nulo. (L3C5)	Sem problemas de autocorrelação; Q(6) = 8.26	Log-Likelihood = 350.63	Convergência Muito Forte, em 5 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.
M. 10: μ_t estocástico, β_t nulo. (L4C2)	Sem problemas de autocorrelação; Q(6) = 7.84	Log-Likelihood = 349.87	Convergência Muito Forte, em 5 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.
M. 11: μ_t estocástico, β_t nulo. (L4C4)	Sem problemas de autocorrelação; Q(6) = 8.46	Log-Likelihood = 339.13	Convergência Muito Forte, em 8 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.
M. 12: μ_t estocástico, β_t nulo. (L4C5)	Sem problemas de autocorrelação; Q(6) = 7.32	Log-Likelihood = 353.8	Convergência Muito Forte, em 7 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.
M. 13: μ_t estocástico, β_t nulo. (L5C4)	Sem problemas de autocorrelação; Q(6) = 8.97	Log-Likelihood = 350.36	Convergência Muito Forte, em 12 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.
M. 14: μ_t estocástico, β_t nulo. (L5C5)	Sem problemas de autocorrelação; Q(6) = 7.12	Log-Likelihood = 355.48	Convergência Muito Forte, em 11 iterações	Sem problemas quanto à normalidade.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O primeiro fato a salientar é que houve uma sensível melhora dos modelos estimados nesta seção em relação aos da seção anterior. Isso quer dizer que os ajustes feitos em relação aos postos e às *dummies* foram eficientes. Dos sete melhores modelos desta segunda etapa, seis apresentam algum tipo de restrição com posto menor que N, o que implicaria ciclos ou

³⁶ Todas as melhores especificações obtidas foram com periodização do ciclo = 5 e com 3 *dummies*.

³⁷ As notações entre parentes informam o posto das matrizes de covariância do *trend* (L) e do ciclo (C). Por exemplo, (L4C2) refere-se a um modelo com $K_\mu = 4$, e $K_\psi = 2$. Note que todos os modelos têm *slope* nulo, logo $K_\beta = 0$. Observe também que o modelo 14 é não restrito, com postos iguais a N.

³⁸ Apresenta-se sempre o valor do pior teste de autocorrelação entre as cinco regiões. No caso do Q(6), quanto menor o valor calculado, mais distante do problema de autocorrelação. O valor crítico de referência é aproximadamente 10.5.

tendências comuns. Contudo, justamente o modelo 14 (não restrito, postos iguais a N), foi o de melhor ajuste, pois não apresentou nenhum problema em relação aos erros (assim como os demais) e obteve o maior poder de explicação. De tal forma, os resultados descritos de agora em diante serão baseados nesta especificação.

Tabela 2.3: Resultados detalhados do Modelo 14

Equação Estimada:	
$\text{Log(PIBpc)} = \text{Nível} + 1 \text{ Ciclo} + \text{Interv} + \text{Irregular}$ $Y_1 = \text{CO}, Y_2 = \text{N}, Y_3 = \text{NE}, Y_4 = \text{S}, Y_5 = \text{SE}$	
Log-likelihood kernel = 12.56192	Modelo com 47 parâmetros (0 restrições).
Log-Likelihood = 355.488	Convergência Muito Forte em 12 iterações
Período do Ciclo = 7.16 anos (rho 0.89)	Frequência do Ciclo = 0.877183

Fonte: Elaborado pelo autor.

Percebe-se, através da análise da tabela 2.3, que o modelo escolhido depois das etapas do processo de pesquisa apresenta ajuste muito satisfatório. Destaca-se que o ciclo estimado para a economia regional brasileira é relativamente longo, de aproximadamente 7 anos. Tal resultado terá uma importante implicação de pesquisa futura, quando da análise de formação dos clubes de crescimento. Isso porque um dos critérios para a formação de um clube é a persistência, e como tal análise refere-se ao longo prazo, um bom parâmetro empírico para considerar um clube consistente é verificar sua existência por um período maior que um ciclo econômico.

Tabela 2.4: Estatísticas obtidas (Modelo 14)

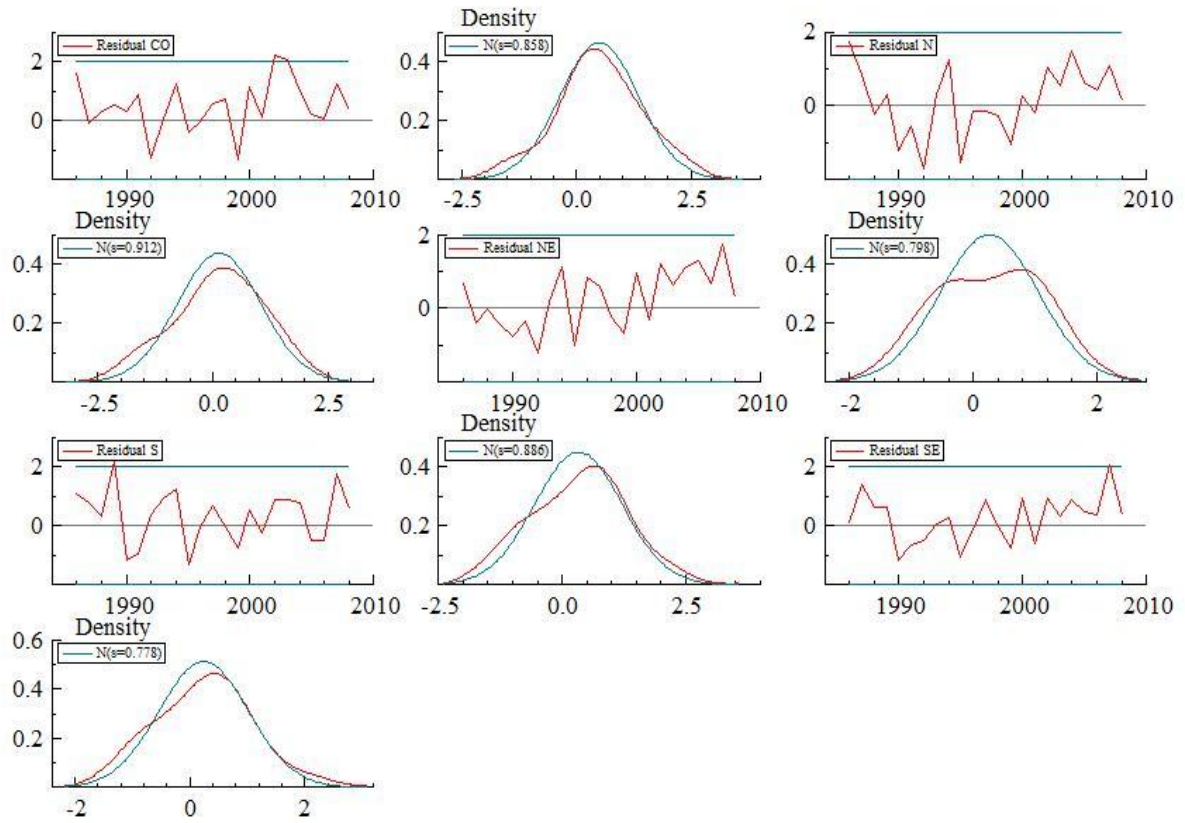
Estatísticas obtidas	CO	N	NE	S	SE
Erro Padrão	0.076725	0.069701	0.040579	0.045866	0.039376
DW	1.5020	1.4767	1.5260	1.8537	1.6594
Q(10,6)	3.4305	5.3224	7.1224	5.4893	2.5417
Normal-BS Chi²(2)	0.037377 [0.9815]	0.64223 [0.7253]	1.1064 [0.5751]	0.36045 [0.8351]	0.10038 [0.9510]
R²	0.91104	0.65411	0.81800	0.66617	0.75398

Fonte: Elaborado pelo autor.

Além das interpretações usuais em relação às estatísticas, cabe salientar a homogeneidade dos resultados entre as regiões, o que é indício de correta especificação em um modelo multivariado. Primeiramente, deve-se verificar que os resíduos gerados pelo modelo são não autocorrelacionados, o que pode ser feito através de um teste χ^2 (qui-quadrado) com 6 graus de liberdade, Q(10,6), cujos valores críticos estão exposto na tabela 2.4. O resultado dos testes nos leva a aceitar a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos das 5 regiões estudadas, com bastante segurança, visto que o valor de referência é 10.5. O teste de *Durbin Watson* confirma este resultado.

Quanto à normalidade, a tabela expõe os valores calculados pela estatística de Bowman-Shelton, cujo valor tabelado para a amostra utilizada neste estudo é de aproximadamente 2.13, ao nível de significância de 10%. Valores calculados maiores que os críticos levam à rejeição da hipótese nula de normalidade. Desta forma, no modelo estimado, nenhuma região apresenta problema quanto à normalidade dos resíduos, embora a região Nordeste apresente valor relativamente próximo ao crítico. A figura a seguir contém o gráfico dos resíduos gerados para cada região, bem como as densidades dos erros em comparação à distribuição normal. Pode-se visualizar que os erros gerados estão dentro dos desvios, exceto duas observações que extrapolam minimamente o desvio superior. Em relação às densidades, a visualização reforça os resultados do teste de Bowman-Shelton, as distribuições são muito próximas da normal, exceto a região Nordeste, que mesmo assim é aprovada a 10%.

Figura 2.2 – Gráficos dos resíduos (modelo 14)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação ao coeficiente de determinação R^2 , amplamente conhecido e utilizado em toda a literatura econométrica, os valores atingiram patamares bastante altos, oscilando entre 0.65 e 0.91 o poder de explicação para cada uma das regiões. Contudo, sabe-se que tal coeficiente é muito vulnerável à inclusão de novos parâmetros, por isso não foi usado como critério de definição entre os diferentes modelos. Sua utilidade está na interpretação intuitiva do resultado, que nesse caso aponta que o modelo de componentes não observados estimado conseguiu explicar entre 65% e 91% da variação ocorrida nas séries de PIB per capita das regiões brasileiras. Tal resultado é bastante satisfatório

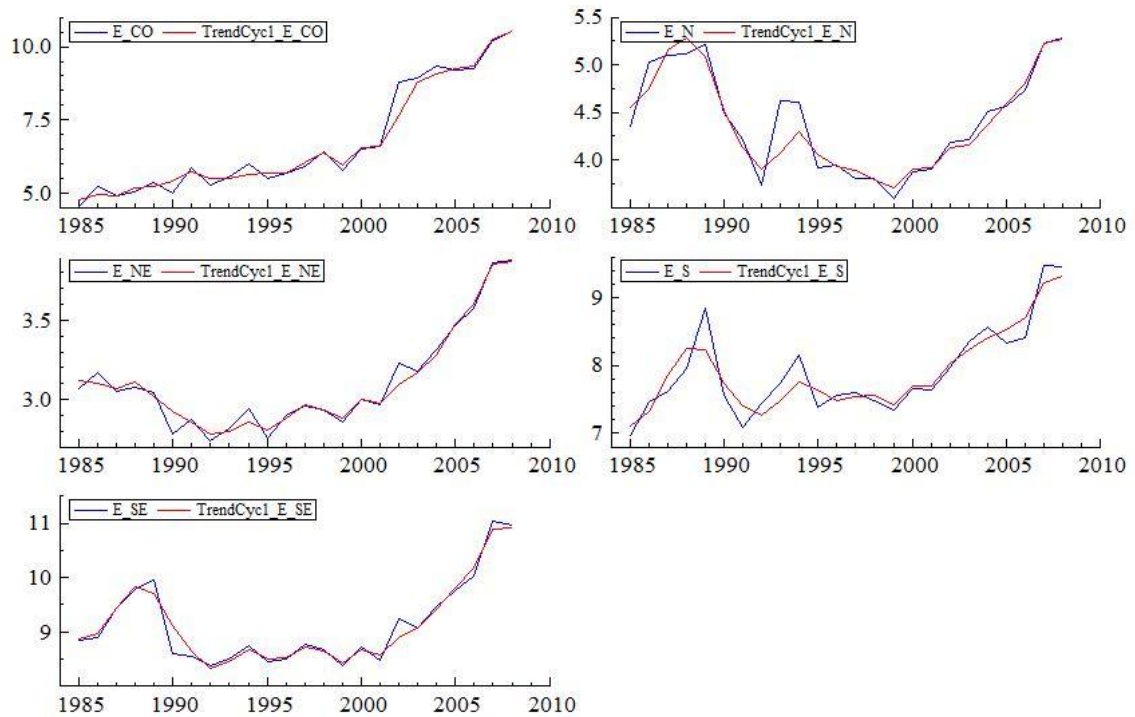
Tabela 2.5: Ciclos e *Dummies* (Modelo 14)

Análise dos Ciclos e <i>Dummies</i>	CO	N	NE	S	SE
Amplitude do Ciclo	0.000718425	0.0199421	0.0148132	0.0244045	0.0279377
Amplitude em % do <i>trend</i>	0.0718425	1.99421	1.48132	2.44045	2.79377
<i>Dummies</i> significativas a 5% ou 10%	Irreg 1990 Irreg 2002	Irreg 1993	Irreg 1990 Irreg 2002	Nenhuma	Irreg 1990 Irreg 2002

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto à amplitude estimada dos ciclos, percebe-se que há uma variação considerável, desde o Centro Oeste, que apresenta amplitude bastante baixa, até as regiões Sul e Sudeste, com amplitude significativamente maior. Tais resultados serão mais perceptíveis graficamente, contudo tais valores são as estimativas médias ao final do período. Complementarmente, a análise da significância das *dummies* inseridas nos permite concluir que os efeitos não são gerais, ou seja, as três *dummies* sendo importantes para as cinco regiões, pelo contrário. Conforme mostra a tabela, as *dummies* para 1990 e 2002 foram significativas para três regiões, enquanto a de 1993 para apenas uma. Salienta-se também que a região Sul não apresentou *dummies* significativas. Para tornar as análises mais acuradas, mostra-se a seguir diversos gráficos sobre os componentes estimados no modelo.

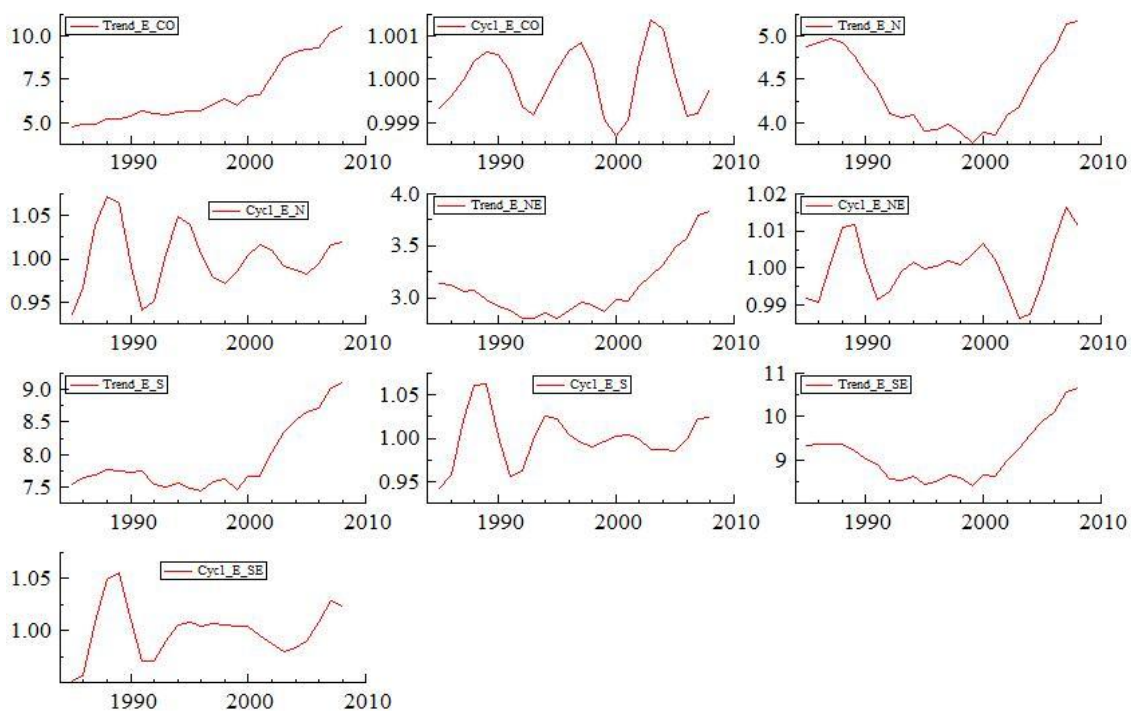
Figura 2.3 - Ajuste do modelo 14, ciclos e tendências estocásticas



Fonte: Elaborado pelo autor.

A figura 2.3 tem o intuito de propiciar a avaliação global da modelagem, visto que permite a comparação visual das séries reais com as estimativas obtidas com ciclos e tendências estocásticas. De uma maneira geral, é clara a correta especificação. Percebe-se que os pontos em que houve maior erro foram justamente nos anos onde inseriu-se *dummies*, embora estas não tenham se mostrado significativas para todas as regiões. O próximo passo é separar os componentes de tendência e ciclos, executando assim uma análise mais minuciosa dos resultados.

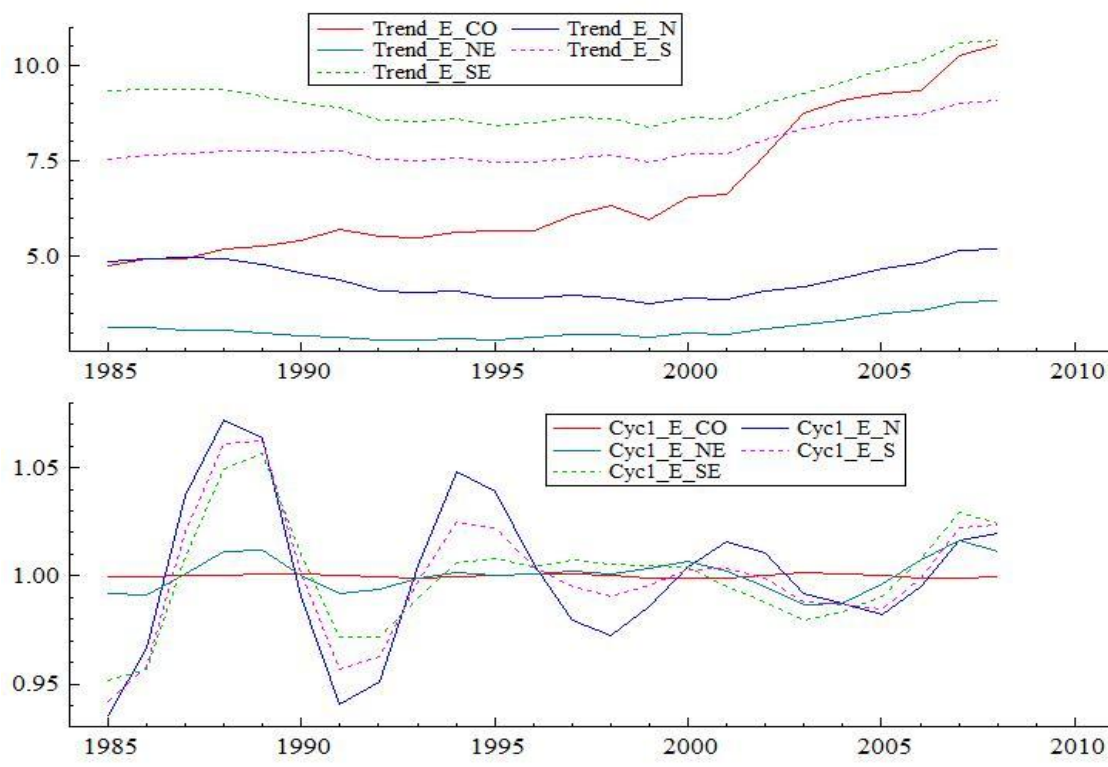
Figura 2.4 - Trends e ciclos por região



Fonte: Elaborado pelo autor.

O intuito da figura 2.4 é permitir a visualização dos componentes individuais em suas diferentes escalas, o que nos permite atestar similaridades que seriam menos visíveis quando expostos os componentes em um único gráfico (o que será feito adiante, por outros motivos). Sobre os *trends*, o primeiro resultado importante é que a região Centro Oeste parte de um valor menor que 5.0 e supera os 10.0 pontos, ou seja, mais do que dobra o seu nível, enquanto as demais regiões têm variações bem mais modestas, de no máximo 2.5 pontos, quando comparamos os períodos 1985 e 2008. Cabe uma importante observação: a similaridade do *trend* da região Nordeste em relação aos das regiões Sul e Sudeste, mesmo estando o primeiro em nível bastante diferente. Quanto aos ciclos, o resultado que mais chama atenção é a completa similaridade entre os resultados do Sul e do Sudeste, ainda mais forte do que a referida no parágrafo anterior, e desta vez não acompanhados pela região Nordeste. Há, assim, uma evidência de ciclos comuns na economia regional brasileira, enquanto a região Centro Oeste apresenta uma dinâmica diferenciada.

Figura 2.5 - Trends e ciclos conjuntos



Fonte: Elaborado pelo autor.

A figura 2.5 nos permite uma análise global, visto que condensa os resultados expostos na figura 2.4 em apenas dois gráficos. O primeiro resultado que pode ser destacado através da análise dos ciclos é a redução da volatilidade da economia brasileira, especialmente pós 1995. Tal resultado é esperado do ponto de vista macroeconômico, devido ao processo de abertura econômica e estabilização dos preços, experimentados a partir do governo Fernando Henrique Cardoso, mas não é óbvio do ponto de vista regional. Prova disso é que a região que teve melhor desempenho econômico relativo no período não teve sua volatilidade diminuída, a região Centro Oeste. Especialmente as regiões Norte, Sul e Sudeste apresentam ciclos de grande amplitude no período 1985/1995. As três regiões tiveram seus ciclos suavizados, embora a região Norte tenha continuado com níveis de oscilação maiores, quando comparado ao Sul e ao Sudeste. Um aspecto muito importante a ser reforçado é que as regiões Sul e Sudeste apresentam ciclos bastante similares do início ao fim do período estudado. Como já referido, mesmo a macroeconomia brasileira tendo passado por profundas transformações nesse período, inclusive crises internacionais³⁹, nenhuma dessas mudanças atenuou a similaridade entre os ciclos das duas regiões, o que parece ser um resultado bastante forte. A

³⁹ Crise do México em 1994; Crise Asiática em 1997; Crise da Rússia em 1998.

região Nordeste apresenta ciclos semelhantes às regiões Sul e Sudeste, contudo sempre com amplitude menor. Tal fato pode ser observado na primeira metade do período, quando Sul e Sudeste têm ciclos de grande amplitude enquanto o Nordeste tem ciclos moderados; e também na segunda metade, quando os ciclos do Sul e Sudeste suavizam, enquanto o ciclo Nordestino torna-se quase imperceptível.

Em relação aos *trends*, um resultado importante é a persistência de desempenho econômico insatisfatório das regiões Norte e Nordeste, situação que pouco se alterou no período analisado. Barros (2011) sublinha, por exemplo, que a posição relativa do Nordeste em relação à média do PIB nacional flutuou nas últimas décadas, mas é a mesma quando compara-se os anos de 1960 e 2008, o que o autor considera um indício forte de ineficácia das políticas regionais executadas no Brasil.

A região Centro Oeste merece uma análise a parte, visto que foi a única região convergente no período, como mostrou claramente o gráfico das tendências estocásticas. Caberia, *a priori*, a pergunta: se a região Centro Oeste foi a única que teve um comportamento diferente na análise dos *trends*, teria ela comportamento também diferente em relação aos ciclos? A resposta, pelo menos parcialmente, é sim. Percebe-se que o ciclo da região é quase imperceptível quando comparado aos demais. Isso pode significar que a região não esteve tão exposta aos choques da macroeconomia brasileira, o que explicaria seu bom desempenho em relação ao *trend*.

De uma maneira geral, os resultados obtidos com o modelo considerando as cinco regiões brasileiras são coerentes com os principais resultados encontrados na literatura sobre o crescimento econômico do país. Praticamente todos os trabalhos empíricos recentes que estudaram a questão, seja em nível municipal, estadual ou regional, encontraram diferenças significativas entre o desempenho de dois grupos: de um lado as regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste, e do outro lado as regiões Norte e Nordeste. Alguns trabalhos representantes desta tendência são: Mossi et al. (2003), Andrade et al. (2004), Laurini et al. (2005), Gondim et. al. (2007), Coelho e Figueiredo (2007), Penna e Linhares (2009).

Contudo, sabe-se que a análise efetuada até agora é útil para estabelecer uma visão geral do que ocorre na economia brasileira, mas é insuficiente para captar movimentos mais detalhados. Há evidências consistentes na literatura empírica recente de que alguns fenômenos ocorridos municipalmente não são captados do ponto de vista estadual, bem como fenômenos estaduais não são plenamente captados do ponto de vista regional. Tal ocorrência é bastante coerente com o problema de MAUP já exposto. As seções seguintes analisam os

desempenhos estaduais, primeiramente fazendo a restrição de análise a cada região, e depois tentando identificar a formação de clubes.

2.4.2 Ajuste do modelo estrutural para os estados brasileiros⁴⁰

Nesta seção o objetivo é verificar mais detalhadamente a trajetória econômica de longo prazo dos estados que compõem as cinco regiões brasileiras⁴¹. Para tanto, será feita a análise dos *trends* estocásticos de cada unidade federativa (exceto Tocantins, por insuficiência de dados). O primeiro procedimento é verificar se os estados de uma mesma região estão submetidos ao mesmo cenário econômico – ou submetidos ao cenário econômico de forma equivalente. Este, como já referido, é o pressuposto para a estimação de modelos multivariados. Do ponto de vista empírico, caso seja possível ajustar um modelo multivariado, sem problemas de autocorrelação e normalidade dos erros, com boa capacidade de explicação e convergência muito forte em número baixo de iterações, isso significa que as séries consideradas apresentam componentes similares⁴². Por outro lado, caso não seja possível o ajuste multivariado, a saída é modelar as séries na versão univariada.

O propósito de analisar os dados estaduais é captar movimentos que não estão visíveis explicitamente quando regionalizados. Assim, propõe-se os dois tipos de análise – regional e estadual – como complementares, pois geram resultados de naturezas distintas, não excludentes. Por exemplo, a região Centro Oeste apresenta comportamento convergente, mas determinado estado da região pode não estar convergindo. Da mesma forma, Norte e Nordeste não apresentam trajetória convergente, mas alguns estados podem apresentar. Os procedimentos de estimação e escolha de todos os modelos desta seção são os mesmos apresentados quando das estimativas regionais. A tabela a seguir exhibe os ajustes obtidos para cada um dos estados.

⁴⁰ A seção 2.4.1 foi formulada de modo bastante detalhado em relação aos procedimentos de pesquisa, para que fique claro ao leitor as decisões tomadas em cada fase do processo empírico. Os resultados gerados desta seção em diante obedecem o mesmo princípio, por isso opta-se por priorizar os resultados finais, em detrimento das minúcias da modelagem.

⁴¹ Laurini et al. (2005) obtém resultados que apontam para a não indicação de formação de clubes de convergência dentro de cada região, para o período 1970 a 1996.

⁴² No caso dos modelos multivariados, será verificada a existência de tendências e/ou ciclos comuns.

Tabela 2.6 – Modelos Estruturais para os estados brasileiros

Estado	Modelo Estimado	Dummies utilizadas	Log-Likelihood
RS	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo (<i>trends</i> comuns)	1990	205
SC	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo (<i>trends</i> comuns)	1990	205
PR	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo (<i>trends</i> comuns)	1990	205
SP	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(4) (<i>trends e ciclos</i> comuns)	Nenhuma	280
MG	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(4) (<i>trends e ciclos</i> comuns)	Nenhuma	280
ES	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(4) (<i>trends e ciclos</i> comuns)	Nenhuma	280
RJ	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(4) (<i>trends e ciclos</i> comuns)	1990	280
MT	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo	2002	239
MS	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo		239
GO	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo	2002	239
DF	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo	1991 2002	239
AM	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(6)	Nenhuma	57
AC	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(5)	Nenhuma	58
RR	μ_t fixo, β_t estocástico, ciclo(6)	2002	45
RO	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(4)	1990	54
AP	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(6)	1989	55

PA	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(5)	1993 1995	52
BA	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(4)	1990	69
PI	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(4)	2002	64
MA	μ_t estocástico, β_t estocástico, ciclo(3)	2002	57
CE	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(3)	1999 2002	66
RN	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo	1990	59
PB	μ_t estocástico, β_t fixo, sem ciclo	1992	62
PE	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(3)	Nenhuma	71
AL	μ_t estocástico, β_t nulo, sem ciclo	1998	60
SE	μ_t estocástico, β_t nulo, ciclo(3)	1987 2001	58

Fonte: Elaborado pelo autor.

A primeira constatação importante é que os modelos das regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste obtiveram ajuste satisfatório na versão multivariada, e isso tem um significado teórico forte. Dentro de cada uma dessas três regiões, os estados estão expostos a ciclos e/ou tendências similares ou comuns. Do ponto de vista empírico, vale ressaltar que os modelos multivariados, por construção, alcançam níveis maiores de verossimilhança em relação aos univariados, o que não significa necessariamente um ajuste superior, pois o número de dados e parâmetros não permite a comparação direta.

O resultado mais significativo em relação à Região Sul é a existência de tendência estocástica comum entre Paraná e Santa Catarina. De uma forma geral, as três tendências são visivelmente similares, o que significa homogeneidade no desempenho econômico nas últimas décadas. O gráfico a seguir apresenta os *trends* estocásticos dos três estados.

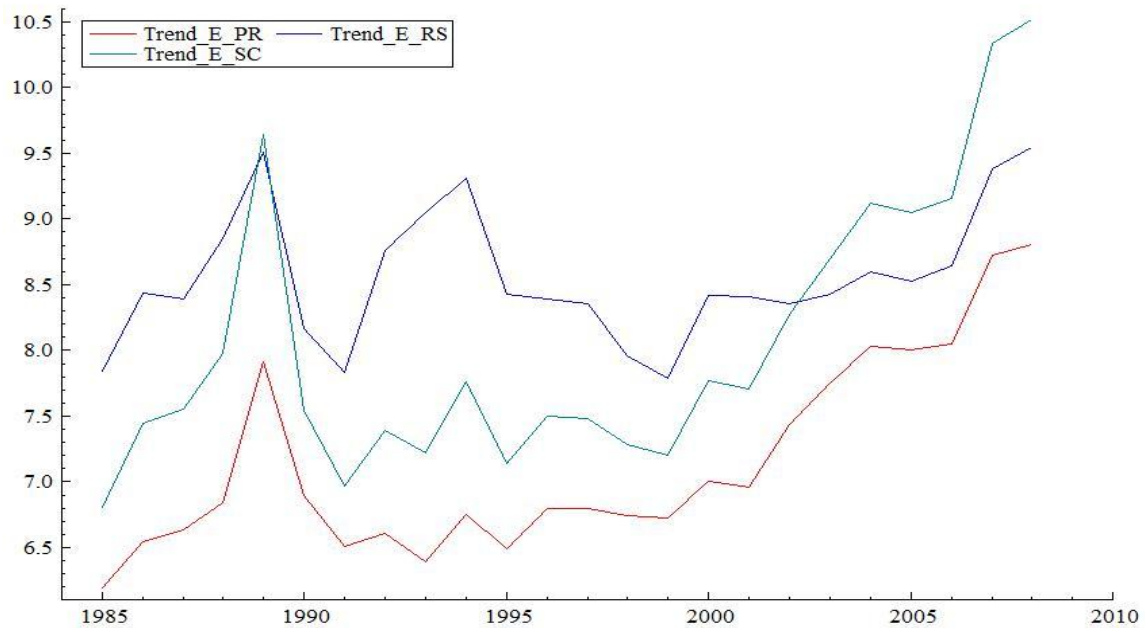


Gráfico 2.4 - Trends estaduais: Região Sul;
Fonte: Elaborado pelo autor.

Coerentemente com a análise regional, os dados estaduais mostram não haver uma tendência de convergência de renda no Sul. As posições relativas pouco se alteraram no período. Há, contudo, um processo de inversão de posições entre Santa Catarina e Rio Grande do Sul, acentuado especialmente após o ano de 2000.

A região Sudeste é a economicamente mais importante do Brasil, e os dados estaduais mostram que é a região com comportamento mais homogêneo, visto que foi a única a apresentar tendências e ciclos comuns simultaneamente.

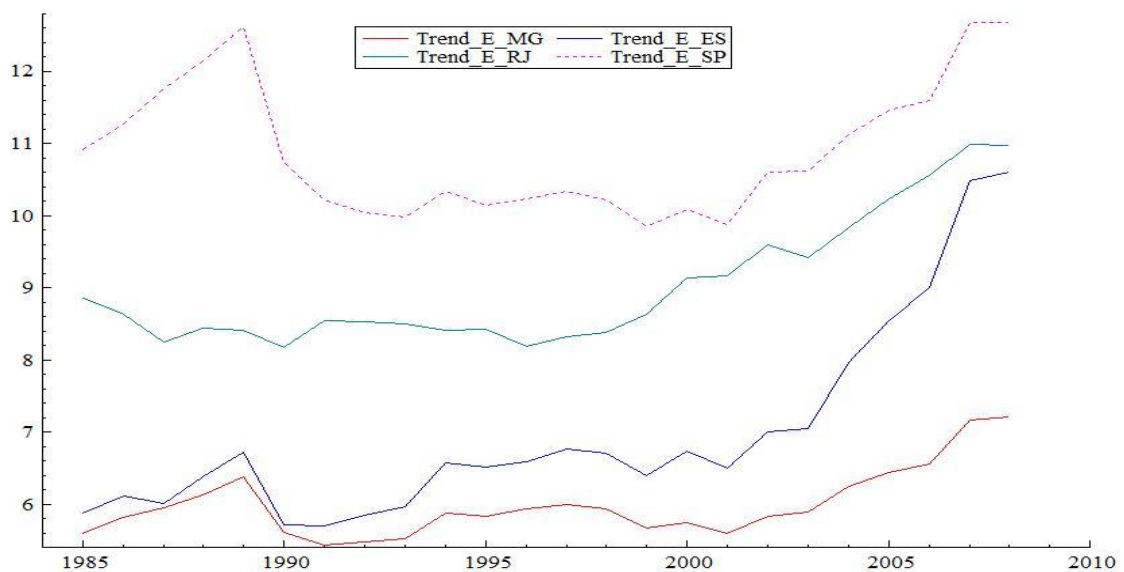


Gráfico 2.5 - Trends estaduais: Região Sudeste;
Fonte: Elaborado pelo autor.

O resultado mais importante a ser destacado é a trajetória fortemente convergente do Espírito Santo em relação à São Paulo e Rio de Janeiro. Do início do período até a primeira metade da década de noventa, Espírito Santo e Minas Gerais apresentavam desempenho semelhante em relação ao PIB per capita. A partir de então, começou um descolamento das duas séries, Minas Gerais manteve seu nível e o Espírito Santo teve um crescimento bastante vigoroso, chegando ao final da amostra com patamares de produção per capita semelhantes ao Rio de Janeiro.

A região Centro Oeste foi a única com comportamento convergente no período analisado. Resta agora investigar como os estados se comportaram dentro dessa realidade. Conforme informa a tabela 2.6, o ajuste foi obtido através de um modelo multivariado, sem tendências ou ciclos comuns, apenas similares.

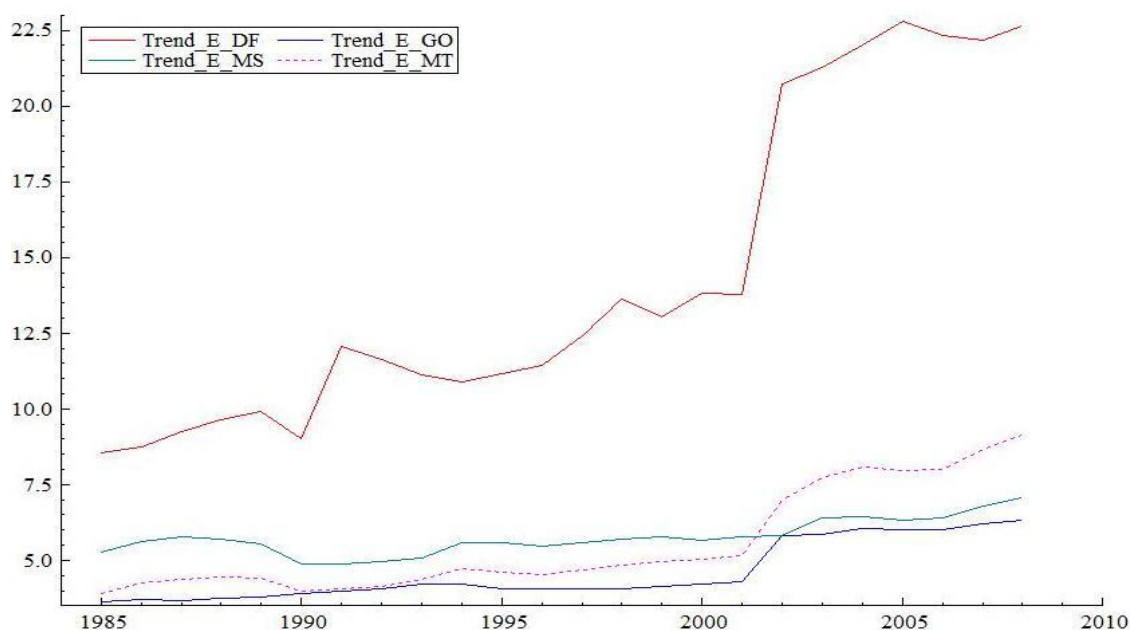


Gráfico 2.6 - Trends estaduais: Região Centro Oeste;
Fonte: Elaborado pelo autor.

Percebe-se que a trajetória convergente da região é fortemente baseada no desempenho do Distrito Federal, o que é um resultado importante. Por um lado, pode-se argumentar que seria razoável considerar o Distrito Federal como um *outlier*, por motivos evidentes⁴³. De acordo com essa visão, a trajetória convergente do Centro Oeste estaria em xeque. Por outro lado, excluir da amostra o Distrito Federal por mais de vinte anos seria menosprezar dinamicamente as diferenças entre a sua trajetória econômica e a dos demais estados da região e do Brasil. Se o Distrito Federal abriga a capital nacional durante toda a amostra, por

⁴³ Abriga a capital federal, Brasília.

construção, não é somente este fato que explica sua trajetória de convergência, que começou apenas em meados dos anos noventa. Os demais estados do Centro Oeste também apresentaram trajetória convergente, mas em escalas bem mais modestas.

A Região Norte caracterizou-se por não apresentar ajuste multivariado, ou seja, a hipótese de que todos os estados têm tendências e/ou ciclos similares mostrou-se demasiado restritiva. Isso quer dizer que a região apresenta resultados menos homogêneos que as anteriores. Assim, optou-se por ajustar cada série individualmente.

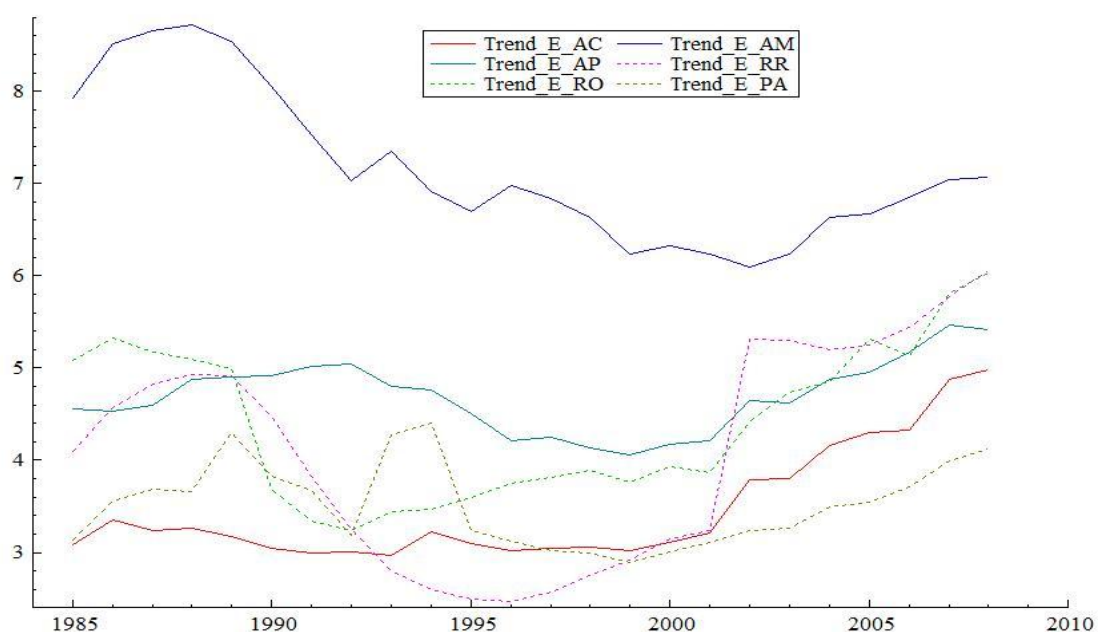


Gráfico 2.7 - Trends estaduais: Região Norte;
Fonte: Elaborado pelo autor

A observação dos dados nos permite atestar a heterogeneidade do desempenho dos estados do Norte. Há estados com trajetórias suaves, como Acre e Amapá, bem como estados com tendências bastante instáveis, visto que algumas modelagens tiveram melhor ajuste sem a presença dos ciclos. É o caso Rondônia e Roraima. Quanto à convergência, percebe-se que o Amazonas, estado mais rico no início do período piorou seu desempenho, enquanto os demais estados apresentaram movimento ascendente, especialmente após o ano de 2000. Se analisarmos o período 1985 até 2000, não há evidência de convergência, exceto pela piora do Amazonas. A partir de 2000 todos os demais estados melhoraram significativamente seu desempenho econômico.

Assim como visto em relação ao Norte, os estados da região Nordeste obtiveram melhor ajuste na versão univariada dos modelos de componentes não observados. Isso implica que

não é possível adotar a hipótese de que os estados estejam expostos de forma similar ao cenário macroeconômico brasileiro.

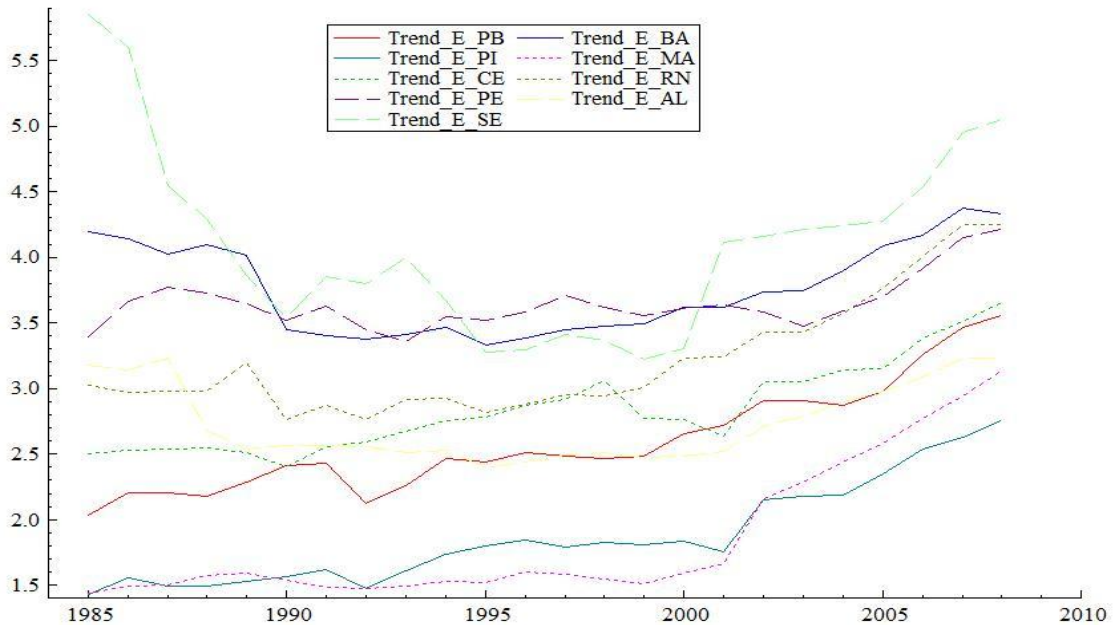


Gráfico 2.8 - Trends estaduais: Região Nordeste;
Fonte: Elaborado pelo autor

Além da já esperada heterogeneidade no desempenho dos estados em relação ao PIB per capita, o que chama atenção na análise dos *trends* é o indício de formação de clubes de crescimento na região. Na literatura de crescimento econômico, isso denotaria um processo de convergência condicional. Temos visualmente a formação de um clube entre Bahia, Rio Grande do Norte e Pernambuco, bem como um clube formado por Ceará e Paraíba, um pouco mais pobre. Tais resultados vêm se sustentando no período pós 2000. Um resultado adicional interessante é a volatilidade acentuada no desempenho de longo prazo do Sergipe.

2.4.3 A formação de Clubes através dos *trends* estocásticos⁴⁴

A análise dos resultados estaduais representou um avanço importante no estudo da trajetória de longo prazo regional brasileira, visto que permitiu identificar alguns movimentos mais detalhados, imperceptíveis na análise das regiões. Um destes resultados é a possível formação de clubes de crescimento na região Nordeste. Contudo, de acordo com a literatura

⁴⁴ Para análise dos clubes, usou-se os componentes estaduais estimados na seção 2.4.2

brasileira, é esperado que existam clubes de crescimento entre estados de diferentes regiões, embora o componente espacial venha se mostrando importante nos resultados alcançados. Os trabalhos empíricos publicados no Brasil, coerentes com as formulações de Quah (1993, 1996, 1997), de uma maneira geral verificam a formação de dois clubes de crescimento no país: um rico, formado por estados ou municípios do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e outro pobre, formado por municípios ou estados do Norte e do Nordeste. Exemplos de tais trabalhos: Penna e Linhares (2009), Gondim et. al. (2007), Laurini et al. (2005), Mossi et al. (2003), Andrade et al. (2004). Os últimos autores sugerem que a ausência de um padrão claro de convergência encontrada pelos trabalhos empíricos anteriores pode ser substituída pela ideia da bimodalidade na distribuição de renda no Brasil, ou ainda na formação de clubes de convergência regionais.

No ambiente metodológico aqui proposto, há uma forma simples de investigar tal questão, analisando recursivamente a dispersão anual dos *trends* estocásticos e a partir daí identificando os clubes de convergência. A concentração sistemática de determinados *trends* estocásticos por um período maior que um ciclo pode ser caracterizada como a formação de um clube de crescimento⁴⁵. Esta proposta de identificação de clubes é coerente com a formulada por Phillips e Sul (2007), recém aplicada aos dados de PIB per capita de uma seleção de 112 países por Monteiro et. al. (2010). Segundo tal proposta, a série temporal do PIB per capita de cada unidade *cross-section* é filtrada e, assume-se que a tendência de crescimento de longo prazo de um dado clube é uma média das tendências de crescimento individuais.

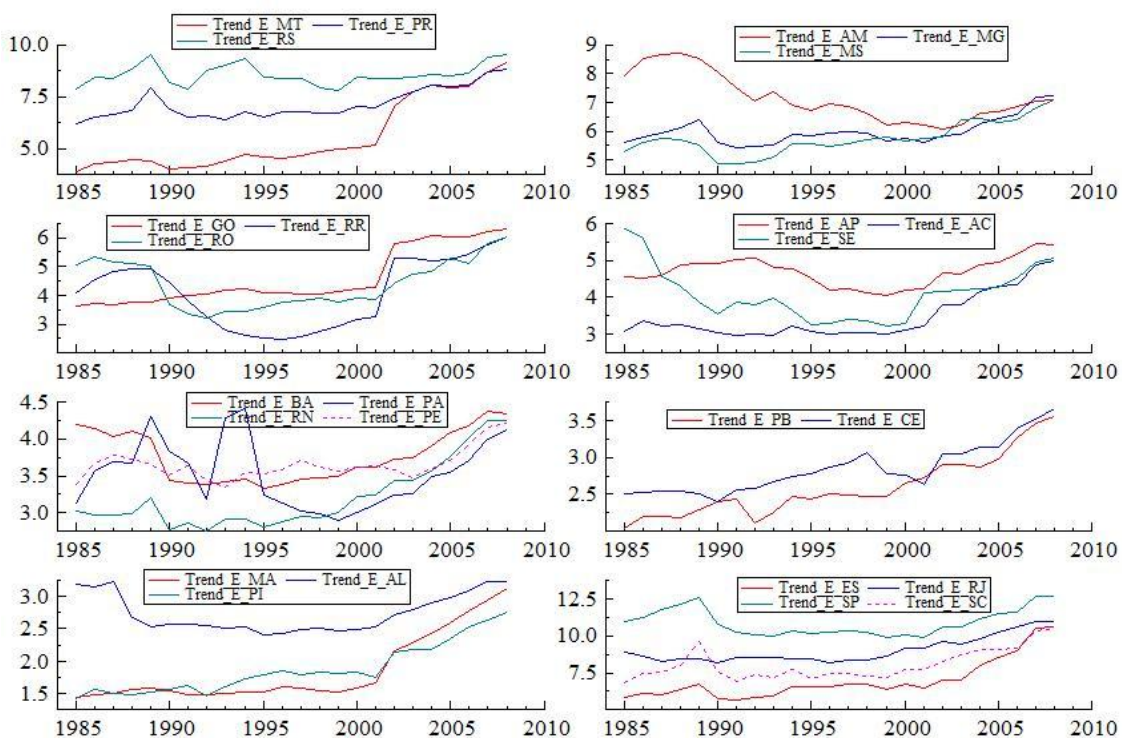
No presente ensaio, o raciocínio utilizado é análogo ao exposto por Quah (1996, 1997), só que ao invés de usar a vantagem das funções de densidade Kernel serem não paramétricas, utiliza-se o fato das tendências geradas pelo modelo estrutural serem estocásticas. As duas técnicas contornam a limitação imposta pela linearidade, incompatível com o problema do crescimento econômico, conforme já exposto. A apreciação da literatura empírica mais recente evidencia que a utilização de modelos não lineares na literatura brasileira tem resultado em grupos de convergência cujas características dos membros são semelhantes. Nos termos utilizados por Quah (1996), procura-se clubes com estratificação e persistência. Nos oito gráficos expostos a seguir (figura 2.6) não consta apenas o Distrito Federal, que tem PIB

⁴⁵ É extremamente importante não considerar que determinadas economias formam um clube de crescimento apenas por apresentarem, em determinado período, níveis semelhantes de PIB per capita, pois estas economias podem apenas estar invertendo suas posições relativas, passando a ter uma trajetória divergente nos períodos seguintes. É por isso que se adota como critério importante a persistência, ou seja, economias que estão no mesmo patamar por um período diferente do curto prazo.

per capita bem mais alto que as demais séries e claramente não se encaixa em nenhum clube; e o Tocantins, por insuficiência de dados. Temos, portanto, oito possíveis clubes de crescimento econômico, os quais podemos ou não confirmar de acordo com os critérios empíricos expostos sobre estratificação e persistência:

- i) Estratificação: grupo de economias com variância dos *trends* estocásticos igual ou menor que 0.1⁴⁶, o que será descrito como *variância mínima*.
- ii) Persistência: grupo de economias com variância dos *trends* estocásticos igual ou menor que 0.1 por um período maior que um ciclo econômico brasileiro, estimado em 7 anos⁴⁷.

Figura 2.6 – Economias estaduais: a formação de clubes



Fonte: Elaborado pelo autor.

Dos oito possíveis clubes de convergência, cinco foram confirmados e três descartados⁴⁸. Opta-se por descrever brevemente o processo de descarte. O primeiro possível

⁴⁶ O critério para o valor 0.1 da variância é *ad hoc*, contudo, como forma de “defesa”, foi escolhido um valor muito baixo, o que “joga contra” a hipótese de formação de clubes.

⁴⁷ Também um critério com alguma arbitrariedade, mas coerente dentro da metodologia proposta: se os componentes não observados separam os efeitos de curto prazo (ciclos) e longo prazo (tendências), se os ciclos e tendências foram estimados conjuntamente, e ainda, se o fenômeno de formação de clubes é de longo prazo, considerar como parâmetro de persistência um valor maior do que o ciclo estimado é algo lógico.

clube, composto por SP, RJ, ES e SC não foi aprovado pelo critério da persistência, visto que só obteve a variância mínima no ano de 2008. Tal fato ocorre provavelmente pela recente trajetória convergente de SC, que pode se consolidar nos próximos anos. O segundo clube descartado, composto por GO, RO e RR, não foi aprovado primeiro pela variância gerada pelo *trend* de Goiás. Excluindo este estado, o clube foi reprovado também pelo critério da persistência, visto que só obteve a variância mínima a partir de 2004. O terceiro clube descartado foi o composto por PI, MA e AL, e também não obedeceu ao critério da persistência, obtendo a variância mínima a partir de 2005. Tais grupos, especialmente os dois últimos, podem se tornar clubes de convergência nos próximos anos, caso mantenham a trajetória atual. A tabela a seguir reúne os clubes aprovados, em função de suas características gerais.

Tabela 2.7 – Clubes identificados: características

Clube	Regiões	Nível do PIB pc em desvios da média	Clube vigente desde
Grupo 1 PR, MT	Sul (1) Centro Oeste (1)	Estados Ricos	2002
Grupo 2 MG, AM, MS	Sudeste (1) Norte (1) Centro Oeste (1)	Estados com PIB acima da média	2002
Grupo 3 SE, AC	Norte (1) Nordeste (1)	Estados com PIB abaixo da média	2002
Grupo 4 BA, RN, PE, PA	Nordeste (3) Norte (1)	Estados Pobres	2000
Grupo 5 CE, PB	Nordeste (2)	Estados Pobres	1999

Fonte: Elaborado pelo autor.

Algumas regularidades são importantes e merecem ser destacadas. Em geral, os clubes são compostos por poucos estados, exceto pelo formado por quatro membros. Do ponto de vista do crescimento econômico, isso quer dizer que a economia brasileira apresenta, internamente, diferentes fatores que condicionam bastante o crescimento dos estados. Embora o cenário macroeconômico seja igual, variáveis como localização geográfica, nível tecnológico e educacional, qualidade da mão de obra, estrutura produtiva, nível de abertura econômica, dentre outras, são responsáveis por essa considerável diferenciação entre as Unidades Federativas. Outro ponto importante é que em geral os clubes formaram-se no

⁴⁸ Penna e Linhares (2009) apontam que a exclusão de economias que não demonstram um crescimento em comum com os grupos identificados permite uma seleção apropriada dos grupos de convergência, reduzindo assim a possibilidade de se incorrer na Falácia de Galton.

mesmo período, com exceção dos dois clubes mais pobres, constituídos há mais tempo. Não obstante, há um componente espacial na formação dos clubes, coerente com a literatura empírica, com estados do Sul, Sudeste e Centro Oeste ocupando os clubes mais ricos que a média, enquanto os estados do Norte e Nordeste compõem os clubes mais pobres.

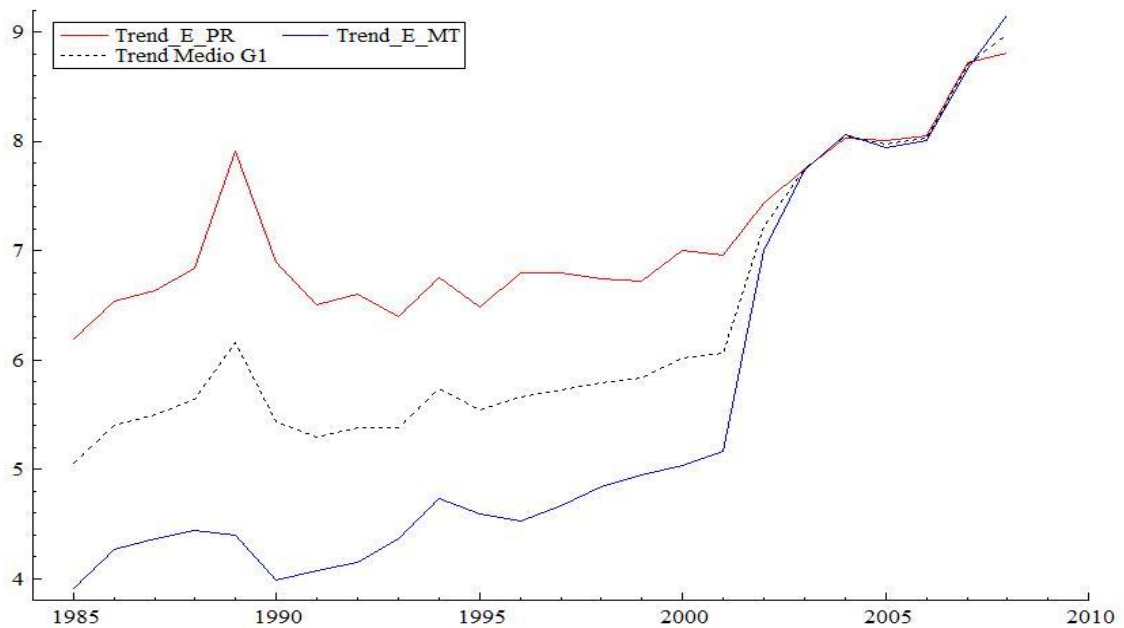


Gráfico 2.9 – Clube 1: PR e MT;
Fonte: Elaborado pelo autor.

O primeiro clube analisado é o composto por Paraná e Mato Grosso. Uma característica interessante desse clube é a estabilidade: o Paraná tem trajetória estável durante praticamente todo o período, enquanto o Mato Grosso convergiu para o mesmo patamar e a partir de então também apresentou desempenho estável.

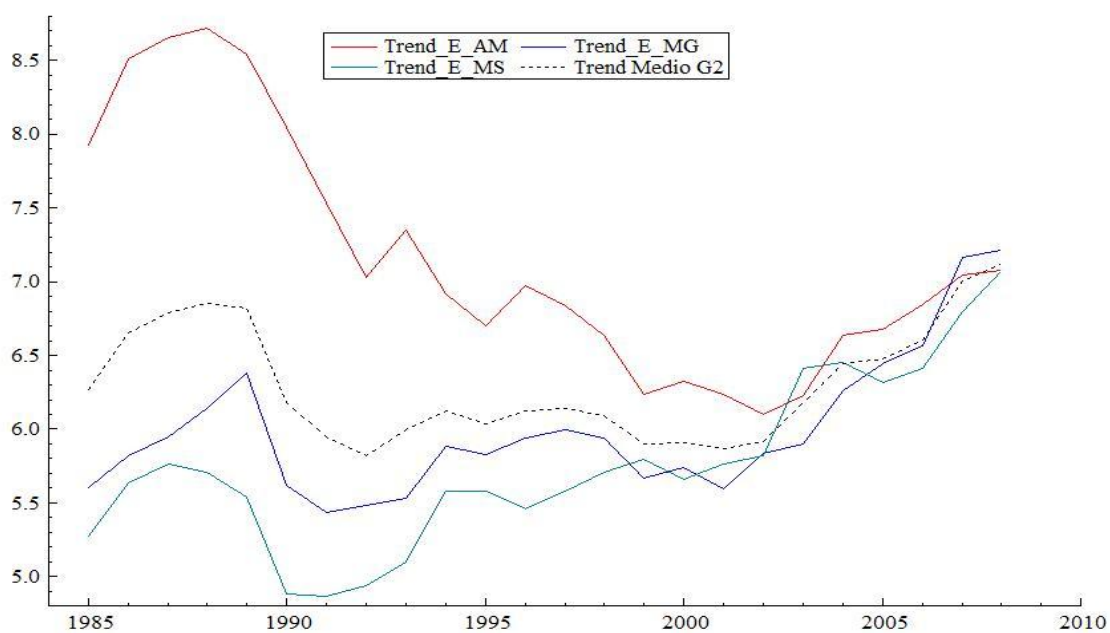


Gráfico 2.10 – Clube 2: AM, MS e MG;
Fonte: Elaborado pelo autor.

O segundo clube é composto por Amazonas, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul, estados bastante heterogêneos, de regiões diferentes, mas que estão claramente convergindo. MG e MS apresentam trajetórias bastante semelhantes durante todo o período, enquanto o Amazonas passa a fazer parte do clube depois de um período de dez anos de diminuição do PIB per capita. Tal estado apresenta-se como uma exceção, representando a região Norte em um clube de crescimento acima da média em riqueza. Esse resultado já foi classificado como exceção em Gondim et. al. (2007), quando os autores apontam que a crescente convergência de renda per capita intra-regional é compatível com a hipótese de clubes de convergência regionais ou localmente distribuídos. Adicionalmente, salienta-se que tal clube tem relação com uma controvérsia empírica da literatura brasileira: a classificação de MG e AM como pertencentes a clubes ricos ou pobres, em relação à média. O resultado do presente ensaio é compatível com o encontrado por Gondim et. al. (2007), que classificam os estados no clube de riqueza acima da média. De forma oposta, Penna e Linhares (2009) classificam MG e AM como integrantes do clube dos pobres, especulando que a diferença entre seus resultados e os encontrados por Gondim et. al. (2007) diz respeito ao recorte temporal utilizado⁴⁹.

⁴⁹ Os autores argumentam que Gondim et. al. (2007) classificam os estados no clube rico porque consideram dados a partir da década de 70. O resultado encontrado no presente ensaio enfraquece essa hipótese.

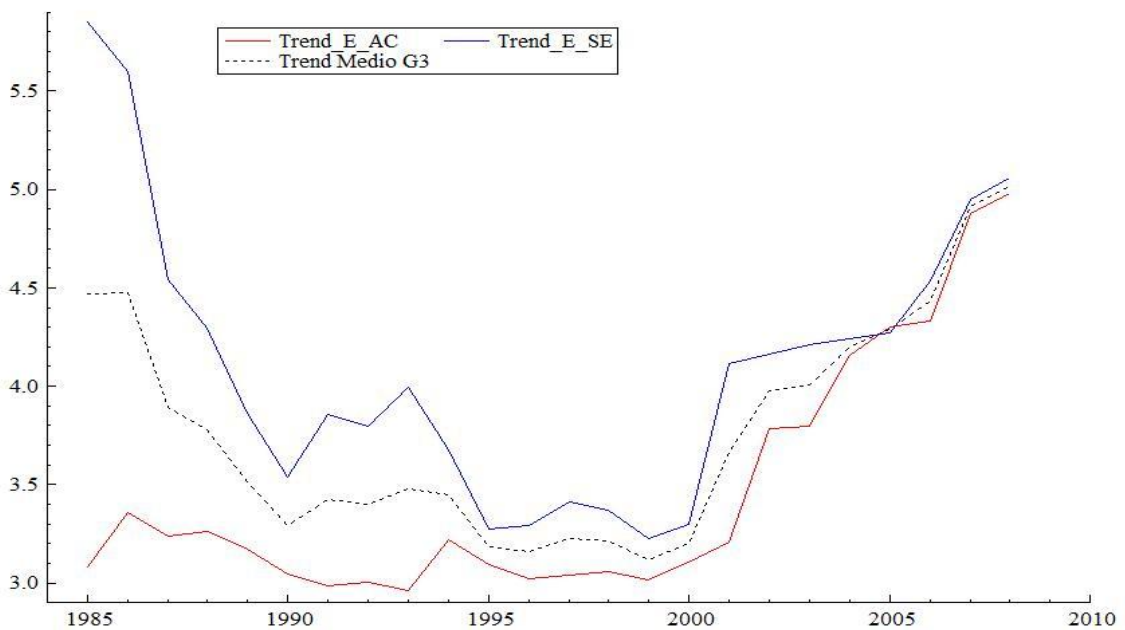


Gráfico 2.11 – Clube 3: AC e SE;
Fonte: Elaborado pelo autor.

Depois de caracterizar os clubes ricos, resta analisar aqueles com PIB per capita abaixo da média nacional. O terceiro clube é composto por Sergipe e Acre, tais economias experimentaram trajetórias econômicas diferentes até 1999, embora o clube só se configure formalmente a partir de 2002. Entre 1985 e 1999, enquanto o AC apresenta tendência de estabilidade, Sergipe tem uma forte tendência de queda em relação ao PIB per capita. De 2002 em diante, as economias caracterizam-se por trajetória ascendente e homogênea.

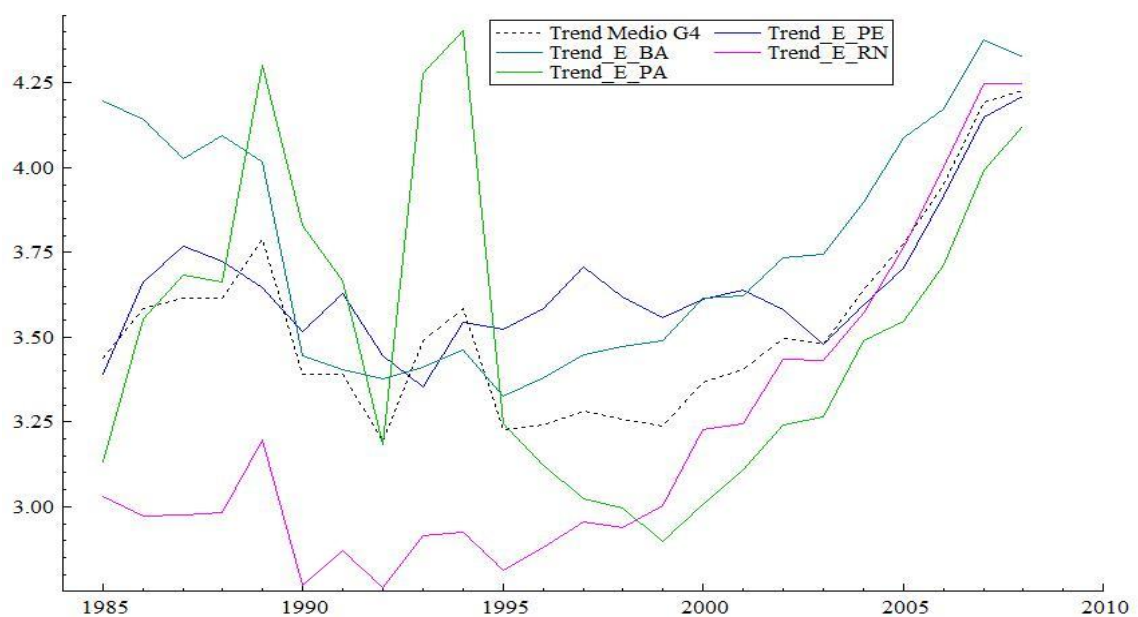


Gráfico 2.12 – Clube 4: BA, PA, PE e RN;
Fonte: Elaborado pelo autor.

O quarto clube é formado por Bahia, Rio Grande do Norte, Pernambuco e Pará. Trata-se do grupo com maior número de componentes, a maioria vinda da região Nordeste. Apesar de apresentar nível relativamente baixo de PIB per capita, pode-se analisar que a trajetória dos últimos anos é de consistente crescimento, de forma homogênea entre os quatro estados. Tal fato é similar ao verificado em relação ao terceiro clube e também ao quinto clube.

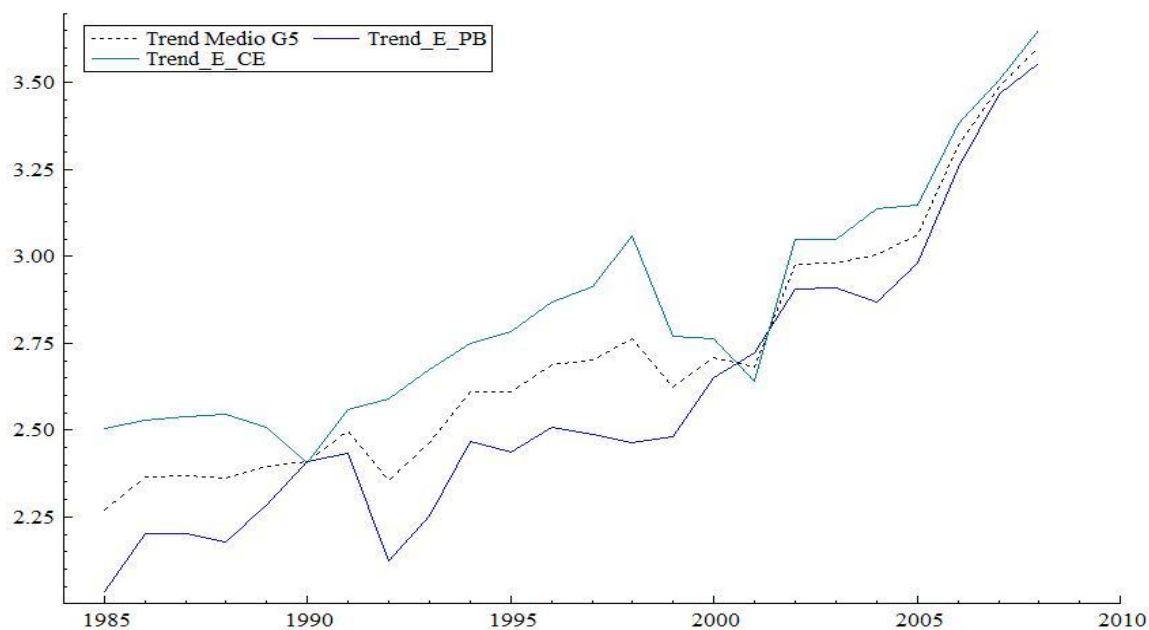


Gráfico 2.13 – Clube 5: PB e CE;
Fonte: Elaborado pelo autor.

O trabalho de Quah (1996) aponta para a formação de dois clubes, conforme já foi explicado anteriormente. A grande maioria dos trabalhos empíricos aplicados ao Brasil confirmou a formação destes dois clubes, através dos procedimentos metodológicos usais. No presente ensaio, apresentou-se uma metodologia diferenciada, embora coerente com os aspectos teóricos abordados por Quah. Como encontrou-se resultados em certa medida diferentes da literatura empírica, é necessário que se analise a questão com maior detalhe. Para auxiliar nesse aspecto, apresenta-se a seguir o gráfico com os cinco clubes obtidos, de forma simultânea.

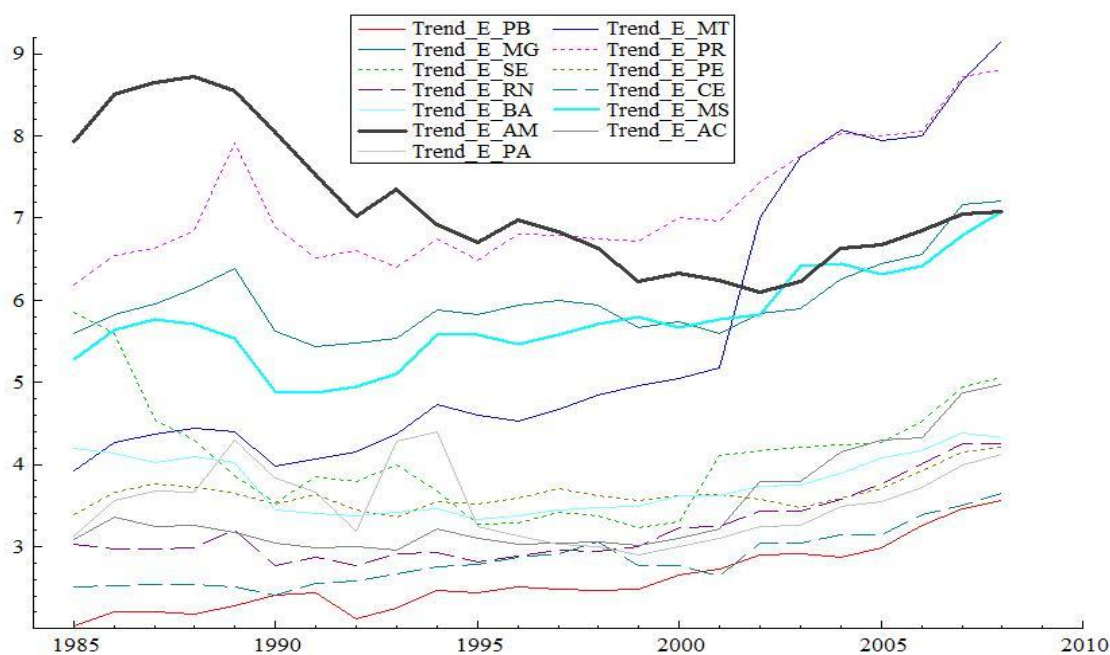


Gráfico 2.14 – Clubes de crescimento da economia brasileira;
 Fonte: Elaborado pelo autor.

De início, é possível perceber que as diferenças não são tão significativas quanto poderia se esperar. Observa-se a clara distinção entre os dois grupos formados por estados ricos e os três grupos formados por estados pobres. O fato é que a metodologia proposta permite que sejam identificados com maior detalhamento os clubes, em relação à abordagem não paramétrica usualmente empregada. Tomando como exemplo a já referida contradição dos resultados empíricos obtidos por Gondim et. al. (2007) e Penna e Linhares (2009) em relação aos estados MG e AM, e dado que a justificativa especulada por Penna e Linhares (2009) parece não se confirmar, é possível a leitura de que tal incongruência é indício de que talvez a formulação de apenas dois clubes de convergência não seja suficiente para entender o fenômeno regional brasileiro⁵⁰.

. Com efeito, analisando-se a distribuição dos *trends* em 1985 e 2008, é razoável pressupor a existência de dinâmica bastante semelhante à bimodalidade defendida por Quah (1996) e verificada empiricamente para o Brasil. Adicionalmente, conforme esperado pela literatura os clubes apresentam um componente espacial claro, com estados do Sul, Sudeste e Centro Oeste compondo os clubes ricos; bem como estados do Norte e Nordeste compondo os clubes pobres. Gondim et. al. (2007) mostram que a principal forma pela qual a localização geográfica pode afetar os PIB(s) per capita é por meio de canais relacionados a *spillovers* de

⁵⁰ Cabe lembrar também a já referida vulnerabilidade dos resultados obtidos através de uma função Kernel em relação à escolha da janela de vizinhança h . Trabalhos recentes publicados no Brasil aparentemente desconsideram essa questão.

conhecimento, efeito de escala ou proximidade de centros produtores/consumidores, em detrimento de aspectos estritamente geográficos, como latitude, clima, etc.

Criticamente é possível argumentar, por exemplo, que as diferenças em relação ao nível dos *trends* estocásticos estimados, para os três clubes mais pobres, não reflitam mudanças significativas no padrão de desempenho econômico desses estados. Contudo, nesse caso, a metodologia dos componentes não observados oferece informações mais detalhadas do que o considerado ideal, o que por hipótese é preferível a oferecer menos informações do que o necessário.

2.5 CONCLUSÃO

O presente ensaio se propôs a analisar de uma perspectiva empírica o desempenho das economias regionais do Brasil, através de um modelo econométrico de série temporal estocástico. A utilização de tal modelo permitiu contornar problemas recorrentes apontados na literatura empírica, como a não consideração dos aspectos dinâmicos do crescimento econômico e o risco de ocorrência de regressões à média, caracterizadas como Falácia de Galton. Os resultados encontrados, de caráter inédito, são coerentes com os obtidos pela literatura empírica recente brasileira, embora tenha sido possível obter alguns avanços, no sentido de obter mais detalhes sobre os movimentos das séries analisadas.

A revisão teórica apresentada procurou conectar aspectos relevantes da economia regional com discussões da literatura de crescimento. Evidenciou-se que a passagem de um ambiente teórico com retornos constantes de escala para um cenário com retornos crescentes é uma característica das duas áreas da teoria econômica. Não obstante, ficou claro que a metodologia empírica utilizada relativiza tais aspectos teóricos, visto que busca dentro de movimentos implícitos na própria série as respostas para os problemas de pesquisa formulados. Todos os resultados obtidos evidenciaram o ajuste correto da modelagem estrutural aos temas de pesquisa propostos.

Com o estudo das cinco regiões brasileiras, o resultado geral obtido é que as economias mantiveram suas posições relativas durante o período analisado, o que pôde ser observado através dos *trends* estocásticos estimados. Exceção feita à região Centro Oeste, que apresentou caráter convergente em direção ao Sul e Sudeste, fortemente influenciado pelo desempenho do Distrito Federal, conforme ficou explícito quando efetuada a análise estadual

condicionada. Um resultado adicional interessante é que a única economia com trajetória de longo prazo diferente, justamente o Centro Oeste, apresentou diferenças significativas em relação ao componente cíclico de curto prazo. Enquanto as demais quatro regiões apresentaram ciclos com amplitude alta, o Centro Oeste apresentou um ciclo bastante suave, o que indica que a região esteve menos exposta às variações da política macroeconômica brasileira. Por fim, as regiões não apresentaram ciclos ou tendências comuns, o que seria indicativo de que reagem da mesma forma aos cenários macroeconômicos vigentes no período.

Os resultados estaduais mostraram diferenças importantes entre as regiões brasileiras. As regiões mais ricas, Sul, Sudeste e Centro Oeste, apresentaram desempenho intra-regional bastante homogêneo, embora não necessariamente ou claramente convergente. Tal fato ficou evidenciado já pelo ajuste correto de modelos multivariados, o que não ocorreu com as regiões mais pobres, Norte e Nordeste. O resultado geral encontrado dentro de cada região é a não ocorrência de convergência absoluta ou condicional, o que é coerente com a literatura recente, exceção feita a alguns estados da região Nordeste. No Sul e no Sudeste, destaca-se as trajetórias fortemente ascendentes de Santa Catarina e Espírito Santo, respectivamente. O mesmo ocorre em relação ao Distrito Federal na região Centro Oeste, embora tal fato esteja sendo fortemente influenciado pela quantidade de serviços públicos localizados em Brasília, o que gera investimentos e gastos públicos em nível desproporcional à quantidade de população residente.

Ainda em nível estadual, os movimentos de tendência das economias do Norte e Nordeste mostraram-se bastante irregulares durante boa parte do período, ao contrário da análise das séries agregadas que evidenciaram alta estabilidade em níveis baixos de PIB per capita. Parte da literatura caracteriza tal estabilidade como uma armadilha de pobreza, causada pela baixa formação de capital humano gerada pela má qualidade dos serviços públicos; e pela migração seletiva para centros mais ricos, dentre outros fatores. Esta diferença entre o comportamento regional e estadual apresentou-se como evidência de um problema conhecido na literatura regional como MAUP, caracterizado pela existência de resultados diferentes, para uma mesma análise, causados por diferentes regionalizações adotadas pelo pesquisador. Salienta-se ainda que as trajetórias irregulares dos estados das regiões Norte e Nordeste atenuaram-se no período final da amostra, especialmente pós 2002.

Em relação à identificação do processo de formação de clubes de crescimento, a análise estadual confirmou um resultado que já tinha se apresentado tanto na literatura empírica de referência, como na análise regional executada no próprio ensaio: a formação de dois clubes

na economia brasileira, um rico formado por economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e outro pobre formado por economias do Norte e Nordeste. Contudo, a verificação da formação de clubes em nível estadual permitiu um entendimento mais detalhado da questão, chegando-se a conclusão de que nem todos os estados integram os clubes de crescimento referidos. Com efeito, foi possível ainda identificar um aspecto diferente da literatura empírica recente brasileira: não foram encontrados dois grandes clubes, mas grupos distintos dentro de cada um dos dois clubes considerados pela literatura.

Dentro do que costuma-se convencionar como o clube rico da economia brasileira, encontrou-se dois grupos bem definidos: o mais rico composto por Paraná e Mato Grosso, e outro formado por Minas Gerais, Amazonas e Mato Grosso do Sul. Em relação ao que costuma-se denominar como o clube pobre, encontrou-se três grupos distintos: um formado por Acre e Sergipe, outro mais numeroso formado por Bahia, Pará, Pernambuco e Rio Grande do Norte, e ainda um composto por Paraíba e Ceará. Cabe salientar duas coisas: a primeira é que a ocorrência de clubes com poucos integrantes não é algo inédito na literatura empírica sobre crescimento, e a segunda é que a formação de mais de dois clubes de crescimento também já foi verificada, inclusive no Brasil, embora o resultado teórico mais esperado seja a ocorrência dos chamados *Twin Peaks* de Quah. É importante observar que os demais estados, não descritos em nenhum dos cinco grupos, não apresentaram trajetórias díspares em relação aos clubes, apenas não foram aceitos como integrantes destes de acordo com os critérios metodológicos e empíricos ora estabelecidos. Na ocorrência de critérios menos rígidos, certamente mais estados seriam incluídos nos grupos analisados, o que não mudaria o resultado geral de bipolarização condicionada à localização regional.

Com efeito, interpreta-se os resultados obtidos como coerentes com a literatura de clubes, pois os mesmos respeitam os dois critérios básicos de estratificação e persistência. A característica principal, que é a distinção de clubes em relação à média foi evidenciada. Uma possível leitura da ocorrência de cinco clubes divididos em dois grupos é que a metodologia proposta permitiu uma análise mais detalhada do processo de convergência do que as técnicas comumente aplicadas na literatura brasileira. Contudo, em geral, os resultados apontam para a mesma direção, apresentando assim mais similaridades do que discordâncias.

Assim, foi possível concluir que existe na economia regional brasileira um processo de bipolarização em relação à produção per capita, algo que vem tornando-se mais evidente com o passar dos anos, embora o resultado geral, principalmente do ponto de vista agregado das cinco regiões, apresente grande regularidade nos últimos 20 anos, exceção já referida ao Centro Oeste. Aliás, a própria trajetória desta região evidencia a bipolarização existente, pois

seu *trend* estocástico no início da amostra está no patamar das economias pobres, e no fim da amostra encontra justamente o patamar das economias ricas, ao invés de por exemplo situar-se em um ponto intermediário entre os dois extremos, o que descaracterizaria o resultado teórico proposto por Quah (1996).

Outra conclusão importante é que as regiões mais ricas apresentaram grande homogeneidade intra-regional, ou seja, os estados componentes de cada região apresentam movimentos semelhantes (ou comuns) de *trends*, o que é uma amostra de integração econômica. Por outro lado, as regiões mais pobres mostraram-se bastante heterogêneas internamente, o que dificulta a existência de um diagnóstico padrão para o baixo equilíbrio em que se encontram, com níveis de produção e renda per capita baixos. Contudo, há uma sinalização clara na literatura brasileira sobre crescimento de que as diferenças regionais existentes são geradas em alguma medida por diferenças na disponibilidade de capital humano entre as regiões, o que pode ser verificado em Barros (2011), dentre outros.

3 OS CICLOS DE NEGÓCIOS DAS ECONOMIAS REGIONAIS BRASILEIRAS: UMA APLICAÇÃO DE MS-VAR

3.1 INTRODUÇÃO

Segundo Romer (2006), entender as causas das flutuações dos agregados econômicos é o ponto central da macroeconomia. Dentre as flutuações, os ciclos econômicos são caracterizados quando um número significativo de variáveis oscila simultaneamente em torno de sua tendência. Com efeito, as variações de curto prazo sobre produto e emprego são uma realidade nas economias modernas, e trazem dificuldades para a correta execução de políticas econômicas. Do ponto de vista regional, o entendimento correto de como se desenvolvem os ciclos econômicos em diferentes espaços pode ser um passo importante para diminuir as disparidades internas.

Pode-se destacar alguns fatos estilizados sobre as oscilações dos agregados econômicos, segundo Romer (2006). Destes, um é especialmente importante para o desenvolvimento do presente ensaio: as oscilações não apresentam caráter regular no tempo ou entre diferentes economias. Nesse sentido, o estudo dos ciclos de negócios tem evidenciado a assimetria dos cenários macroeconômicos, sendo que os períodos de expansão tendem a ser mais duradouros do que os de recessão. Tal resultado vem sendo verificado para inúmeras economias, inclusive para o Brasil, através de Carvalho et al. (2005) e Portugal e Moraes (2008). Tal constatação é uma justificativa para o uso de metodologias que, de alguma forma, propiciem certo grau de não linearidade ao estudo dos ciclos. Além disso, é um indicativo de que o entendimento dos ciclos econômicos de uma perspectiva regional pode trazer resultados novos para a economia de um país.

Dado o exposto, o problema de pesquisa do presente ensaio é estudar os ciclos da economia brasileira de um enfoque regional. O ponto de maior relevância é responder se as economias regionais do Brasil têm comportamentos similares frente às flutuações macroeconômicas de curto prazo. Outros aspectos de interesse são: classificar os períodos da amostra quanto aos cenários de recessão, estagnação e expansão da economia, bem como estimar suas probabilidades; e verificar se tal classificação mantém-se regionalmente ou se há diferenças significativas.

Para investigar tais questões, utiliza-se como suporte teórico a teoria dos ciclos reais (TCR), linha de pensamento macroeconômico de natureza novo-clássica, que considera as flutuações cíclicas de uma economia como respostas eficientes de mercado aos choques reais exógenos ocorridos. Os trabalhos de Kydland e Prescott (1982) e Prescott (1986) são considerados como o ponto de origem para a formulação desta teoria. O primeiro demonstrou empiricamente a pouca relevância dos aspectos nominais para explicar as flutuações do PIB dos Estados Unidos, enquanto o segundo formulou uma explicação teórica alternativa, através de um enfoque microeconômico de maximização da utilidade de um agente representativo. Assim, a teoria dos ciclos adotada no ensaio enfatiza o papel das variáveis reais, considera a moeda neutra e os preços flexíveis, mesmo no curto prazo. Em decorrência disso, a teoria é caracterizada como de inspiração microeconômica Walrasiana, a informação é perfeita, os mercados são completos, e os agentes maximizam suas utilidades em diferentes cenários macroeconômicos, oferecendo mais ou menos força de trabalho mediante a observação do salário relativo temporal, que oscila em função dos choques de produtividade.

Do ponto de vista metodológico, o presente ensaio utiliza os modelos MS-VAR (*Markov-switching vector autoregressive*), propostos por Krolzig (1997) como uma generalização do modelo univariado apresentado por Hamilton (1989). A versão multivariada tornou-se muito popular na literatura empírica dos ciclos de negócios, pois permite inferir sobre oscilações nos agregados de economias que estejam sujeitas a um mesmo cenário macroeconômico. A suposição subjacente é que as variáveis consideradas apresentam ciclos similares ou conjuntos, o que pode ser verificado empiricamente. Nesta modelagem, considera-se as taxas de crescimento do produto das diferentes economias como processos autoregressivos, condicionados de alguma forma aos diferentes regimes. Tais mudanças dependem de uma variável não observada, admitida como um processo markoviano de primeira ordem. Existem diferentes classes de modelos MS-VAR, sendo classificadas de acordo com o número de termos condicionados ao processo markoviano. Outro fator que distingue os modelos MS-VAR é o número de regimes markovianos considerados (M), e o número de defasagens dos componentes autoregressivos (p). Assim, em uma notação mais completa deve-se escrever MS(M)-VAR(p).

O estudo baseia-se em dados de PIB per capita das regiões e estados do Brasil, entre os anos de 1985 e 2008, expressos em R\$ do ano 2000, e deflacionados pelo Deflator Implícito do PIB nacional. Os dados são disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Como os modelos MS-VAR impõem a condição de estacionariedade das séries temporais, utiliza-se os dados em primeira diferença dos logaritmos, prática usual na

literatura especializada. É interessante observar que a utilização de uma série de PIB anual traz vantagens e riscos para uma pesquisa deste tipo. A vantagem é que não se faz necessário o uso de *proxies* para inferir sobre o comportamento da produção da economia, como por exemplo, dados de produção industrial. Já o risco está associado ao fato de que as séries anuais geram um número relativamente pequeno de informações, e modelos não lineares multivariados costumam exigir altos graus de liberdade para que as estimativas sejam possíveis e gerem resultados confiáveis econometricamente.

A estratégia de pesquisa adotada consiste em estimar um modelo MS-VAR para a economia brasileira, considerando os dados de PIB per capita de suas cinco regiões. Com isso, torna-se possível classificar os períodos da amostra quanto aos cenários de recessão, estagnação e expansão, bem como estimar suas probabilidades de ocorrência e transição. Ao mesmo tempo, é possível inferir sobre o diferente comportamento de cada uma das regiões nos diferentes cenários, o que dá caráter regional ao estudo. Complementarmente, repete-se o processo de estimação de um modelo MS-VAR para cada região, através dos dados estaduais. Com isso, é possível captar movimentos mais detalhados, bem como averiguar se a análise conjunta dos modelos regionais é coerente com as estimativas feitas para a economia brasileira.

Na literatura empírica brasileira, os principais trabalhos que estudaram tais questões através dos modelos MS-VAR utilizaram dados de produção industrial, de menor periodização, gerando, portanto, maiores amostras. Destaca-se dentre esses trabalhos os de Carvalho et. al. (2005) e Portugal e Moraes (2008). Contudo, o enfoque dos referidos trabalhos não é essencialmente regional, os autores limitam-se a observar ou não a ocorrência de ciclos comuns, escolhendo arbitrariamente certo número de economias representativas do país. Um trabalho que pode ser citado como de caráter regional dentro da literatura é o de Cunha e Moreira (2006), embora os autores utilizem modelos univariados. Oportunamente, os resultados destes e de outros trabalhos serão relacionados com os obtidos neste ensaio.

Além desta introdução, o estudo divide-se em quatro partes. Na seção 3.2 é feita a revisão teórica da literatura, focada na teoria dos ciclos reais. Apresenta-se um modelo formal coerente com a teoria e discute-se as adaptações necessárias para o entendimento de um problema regional. Na seção 3.3 é discutida a metodologia proposta, através da formalização dos diferentes tipos de modelos MS-VAR que podem ser estimados. Procura-se salientar os acréscimos que tal metodologia traz ao estudo, com base nas formulações de Krolzig (1997). Na seção 3.4 são apresentados os modelos estimados, bem como a consequente análise e discussão dos resultados obtidos. É dada ênfase à investigação das possíveis diferenças

regionais existentes na análise de curto prazo da economia brasileira. Por fim, apresenta-se a conclusão, onde são sintetizadas as principais respostas obtidas pelo ensaio ao problema de pesquisa proposto.

3.2 REVISÃO TEÓRICA DA LITERATURA

A presente revisão de literatura tem como objetivo principal dar embasamento teórico ao problema de pesquisa proposto no ensaio, a análise dos ciclos de negócios da economia regional brasileira. As formulações teóricas apresentadas nesta seção dizem respeito às flutuações de agregados econômicos de países, contudo as adaptações necessárias para a aplicação do ponto de vista regional serão explicitadas.

Na teoria econômica, existem formas distintas de abordar os ciclos de curto prazo. De um lado temos a escola Keynesiana, que enfatiza a importância de fatores nominais. Tal visão sobre os ciclos teve maior relevância até a década de 1960, explicando a ocorrência de flutuações por problemas relacionados à demanda agregada – excesso/escassez de moeda em circulação, por exemplo. De outro lado, temos a chamada teoria do ciclo real de negócios, caracterizada como novo-clássica, que enfatiza a importância de fatores reais para explicar as flutuações de produto e emprego. É esta segunda escola a base teórica considerada para a revisão de literatura, por motivos que serão expostos no decorrer da seção. A revisão será baseada no trabalho seminal de Prescott (1986) e na sistematização teórica contida em Romer (2006), dentre outros autores.

3.2.1 A Teoria dos Ciclos Reais de Negócios

A teoria dos ciclos reais (doravante TCR) é formulada por uma escola de pensamento macroeconômico que assume a existência de ciclos econômicos como resultado, basicamente, de flutuações aleatórias do nível de produtividade dos países, no curto prazo. A generalização desta ideia é possível e será fundamental para a correta aplicação da teoria ao problema

regional. Contudo, a teoria será prioritariamente apresentada em sua versão original, ou seja, para o entendimento do ciclo de uma economia nacional.

Em oposição ao pensamento keynesiano, a TCR considera os diferentes cenários macroeconômicos (recessão, estagnação e expansão) como respostas de mercado, eficientes no sentido de Pareto, aos choques verificados nas variáveis exógenas ao comportamento individual dos agentes econômicos. A evidência empírica a ser investigada por trás desta formulação é a persistência ou transitoriedade das flutuações de curto prazo. Se as oscilações são permanentes, o que tem sido apontado pela literatura empírica, a linha de argumentação relacionada aos efeitos da demanda agregada perde força, pois a premissa teórica existente é que tais efeitos desapareceriam no médio prazo.

Nesse sentido, o trabalho de Kydland e Prescott (1982) é considerado como a justificativa empírica inicial para o que depois se convencionou chamar de modelos de ciclos reais. Os autores mostraram, através de um modelo de equilíbrio geral dinâmico, que 70% da variação do PIB real dos Estados Unidos pode ser explicada pelos choques de oferta, em detrimento aos fatores nominais, como quantidade de moeda em circulação. Posteriormente outros trabalhos chegaram a resultados no mesmo sentido.

De acordo com a TCR (na sua forma original) os fatores nominais não são importantes, pois os preços são considerados flexíveis no curto prazo, sendo que a principal explicação para as flutuações do PIB é a natureza estocástica do progresso tecnológico (MANKIW, 1990). O mecanismo pelo qual uma mudança tecnológica afeta a produção é justamente a mudança dos preços, que impacta a oferta de trabalho e o nível de consumo dos agentes maximizadores. A TCR assume preços e salários flexíveis, o que implica que o mercado de trabalho está sempre em equilíbrio: trabalhadores escolhem entre emprego e desemprego, condicionados às suas preferências e oportunidades disponíveis. Tal ideia será refinada no decorrer da seção. Como pode ser observado, a teoria proposta se diferencia pela ênfase aos mecanismos de propagação dos ciclos. A base para tal formulação é a análise da escolha temporal dos agentes econômicos, que estariam mais dispostos a oferecer horas de trabalho em momentos de expansão, o que seria compensado com mais horas dedicadas ao lazer em períodos de recessão.

Cabe salientar que, pelo menos em alguma medida, a TCR prioriza o estudo de choques de oferta positivos: novas descobertas, novos produtos, novos processos. Tais modificações alterariam a produtividade dos fatores, mudando assim o ambiente econômico para melhor. A existência de flutuações negativas estaria mais associada a períodos em que os agentes econômicos compensam o alto esforço empreendido no cenário de expansão. Tal formulação

é questionável, contudo pode ser contornada com a consideração mais ampla do que é um choque exógeno, o que será evidenciado posteriormente.

Como resultado final dessas formulações, tem-se uma economia onde o produto real é sempre igual ao produto natural, ou dito de outra forma, não existe tal distinção. O argumento é de que em qualquer período considerado, o nível de PIB é necessariamente aquele que maximiza a utilidade do agente econômico representativo. Em decorrência disso, a intervenção macroeconômica do governo seria desnecessária, de forma geral⁵¹. A TCR pode ser interpretada coerentemente com a implicação teórica das Expectativas Racionais, de que uma política monetária antecipada pelos agentes não possui impactos reais na economia.

É possível perceber que o desenvolvimento teórico dos ciclos reais se afasta em alguma medida das questões de pesquisa coerentes com o enfoque regional, visto que dá ênfase a fatores essencialmente macroeconômicos, invariantes entre diferentes regiões de um mesmo país. De um modo mais concreto, por exemplo, a discussão sobre a importância da política monetária para o estudo dos ciclos econômicos não tem um aspecto regional direto ou explícito, visto que o efeito direto de uma política monetária – se existente – afetaria a todas as regiões de um país da mesma forma. Contudo, uma percepção mais correta do que seriam os choques exógenos em uma economia permite que se pesquise adequadamente em um ambiente multivariado regional.

3.2.2 A tecnologia e o significado dos choques exógenos

A subseção anterior mostrou que os choques tecnológicos, também chamados choques de produtividade, exercem papel central para a explicação das flutuações de curto prazo na Teoria dos Ciclos Reais. Contudo, a ideia de que os choques tecnológicos se propagam através da escolha temporal do agente representativo entre trabalho e lazer é restrita, pois exclui um grande número de ocorrências que afetam o ciclo de uma economia. Pode-se generalizar esta mesma ideia ao dizer que os choques exógenos (não necessariamente tecnológicos) se propagam e contribuem para os ciclos via alterações nas expectativas dos agentes.

⁵¹ A política monetária não teria efeito real, mas a política fiscal sim, pois mudaria os preços relativos. Contudo, existem formulações possíveis de modelos de TCR com a inclusão de política monetária, vide Romer (2006).

Na mesma linha de raciocínio, Hansen (1994) argumenta que o conceito de choque reflete diversos fatores mais amplos do que essencialmente a questão tecnológica, inclusive aspectos institucionais. Já a literatura empírica baseada em Krolzig (1997) considera como choques também a ocorrência de crises financeiras internacionais. Prescott (1986) vai ao encontro dessa ideia ao argumentar que se mudanças na produtividade são fatores importantes para o estudo dos ciclos, deve-se entender o que gera tais mudanças de uma perspectiva mais geral, incluindo os arranjos institucionais de cada país. De uma maneira geral, pode-se considerar como um choque exógeno coerente com a formulação da TCR o conjunto de fatores fora da influência dos agentes de uma economia.

Com efeito, o entendimento mais amplo do que é um choque exógeno contorna a fragilidade inicial da TCR no que diz respeito à consideração prioritária de choques positivos. De fato, caso considere-se apenas o progresso técnico como choque, este tende a ser positivo, e a explicação teórica das flutuações econômicas negativas fica em segundo plano analiticamente. Contudo, ao considerar-se choques de natureza institucional, política, internacional, geográfica, abre-se a possibilidade de estudar com a mesma atenção analítica flutuações positivas e negativas de uma economia. Além disso, o entendimento mais amplo do que é um choque exógeno permite que sejam exploradas mais diferenças entre as economias, o que favorece a abordagem empírica multivariada, como a proposta por Krolzig (1997).

Salienta-se que o fato da TCR considerar que as oscilações no produto são respostas ótimas a mudanças exógenas no ambiente econômico é um aspecto muito atrativo para a formulação de um modelo MS-VAR. A grande vantagem dessa metodologia é que os choques não precisam ser determinados arbitrariamente pelo pesquisador, pois são identificados através de um processo markoviano de primeira ordem. A subseção a seguir encerra a revisão de literatura, propondo uma abordagem formal da teoria dos ciclos reais.

3.2.3 Um Modelo Base para a Teoria dos Ciclos Reais

Conforme já salientado, existem diferentes formulações possíveis para um modelo de ciclos reais. Opta-se por apresentar a versão de Romer (2006), que é uma adaptação para o tempo discreto do modelo de Ramsey-Cass-Koopmans (1965). As hipóteses básicas adotadas

são as seguintes: economia não monetária, horizonte infinito, concorrência perfeita, agentes homogêneos, comportamento maximizador e retornos constantes de escala. A formalização proposta tem o intuito de explicitar alguns pontos salientados nas duas subseções anteriores, como por exemplo, a escolha temporal entre trabalho e lazer, ou o papel dos choques tecnológicos no entendimento das flutuações.

De acordo com Romer (2006), dois acréscimos devem ser feitos ao original de Ramsey-Cass-Koopmans (1965) para tornar o modelo compatível com as formulações da TCR: a incorporação dos choques reais no nível tecnológico e nas despesas governamentais; e a incorporação de variações no nível de emprego, para que a utilidade do agente representativo não dependa só do consumo, mas da quantidade de trabalho ofertada.

Parte-se da tradicional função de produção Cobb-Douglas, onde o produto é função do capital (K), trabalho (L) e tecnologia (A). O parâmetro α indica a importância relativa de cada fator de produção.

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1. \quad (3.1)$$

Considera-se que uma proporção fixa do capital sofre depreciação (δ) em cada período, de modo que o estoque de capital em (t+1) é:

$$K_{t+1} = K_t + I_t - \delta K_t = K_t + Y_t - C_t - G_t - \delta K_t \quad (3.2)$$

O produto é decomposto em consumo (C), investimento (I) e gastos do governo (G), que são financiados por impostos, assumindo-se a equivalência Ricardiana. Como é feita a suposição básica de mercados competitivos, decorre que a remuneração de cada fator de produção equivale à sua produtividade marginal:

$$w_t = (1 - \alpha) K_t^\alpha (A_t L_t)^{-\alpha} A_t = (1 - \alpha) \left(\frac{K_t}{A_t L_t} \right)^\alpha A_t \quad (3.3)$$

$$r_t = \alpha \left(\frac{A_t L_t}{K_t} \right)^{1-\alpha} - \delta \quad (3.4)$$

Onde w_t é o salário, remuneração do fator trabalho, obtido diretamente com a derivação da função de produção. Da mesma forma, r_t é a remuneração do fator capital. O agente representativo maximiza o valor esperado de:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t, 1 - l_t) \frac{N_t}{H} \quad (3.5)$$

Onde $u(\cdot)$ é a função de utilidade instantânea do agente, ρ é a taxa de desconto, N_t é a população e H é o número de famílias, sendo a divisão entre as duas variáveis o número de membros de cada família. Assume-se que a população cresce exogenamente à taxa n :

$$\ln N_t = \bar{N} + nt, \quad n < \rho \quad (3.6)$$

A função $u(\cdot)$ é composta por dois argumentos, o consumo por membro familiar e as horas de lazer por membro familiar, expressas por $(1 - l_t)$, sendo l_t as horas de trabalho. Por simplicidade, considera-se a função na forma log-linear:

$$u_t = \ln c_t + b \ln(1 - l_t), \quad b > 0 \quad (3.7)$$

As duas últimas equações do modelo dizem respeito às variáveis tecnologia e gastos do governo, ambas sujeitas a choques exógenos. Caracteriza-se as duas variáveis como sujeitas a um processo autoregressivo de primeira ordem. Em relação à tecnologia, escreve-se:

$$\ln A_t = \bar{A} + gt + \tilde{A}_t \quad (3.8)$$

Onde gt é a taxa de progresso tecnológico e \tilde{A}_t o efeito dos choques, que comportam-se como:

$$\tilde{A}_t = \rho_A \tilde{A}_{t-1} + \varepsilon_{A,t}, \quad -1 < \rho_A < 1 \quad (3.9)$$

Onde $\varepsilon_{A,t}$ é ruído branco. Em relação às despesas governamentais, são feitas as mesmas formulações:

$$\ln G_t = \bar{G} + (n + g)t + \tilde{G}_t \quad (3.10)$$

$$\tilde{G}_t = \rho_G \tilde{G}_{t-1} + \varepsilon_{G,t}, \quad -1 < \rho_G < 1 \quad (3.11)$$

Note que o gasto cresce com o aumento da população (mais impostos) e com o progresso tecnológico (mais produto), além de estar sujeito a choques \tilde{G}_t . Tais choques também obedecem a um processo autoregressivo de primeira ordem e têm $\varepsilon_{G,t}$ como ruído branco, independente de $\varepsilon_{A,t}$.

Resta agora investigar como se dá a escolha de cada agente entre oferecer mais ou menos trabalho ao sistema produtivo. Tal oferta é considerada pela TCR como potencializadora dos efeitos dos choques na economia. Para analisar o comportamento do agregado familiar na formulação de Romer (2006), deve-se entender a substituição temporal

na oferta de trabalho. Assume-se que a família vive dois períodos, é composta por apenas um agente e não possui riqueza inicial. Não há incerteza sobre as variáveis do segundo período.

É dado enfoque microeconômico ao problema, o agente representativo maximiza a função objetivo:

$$\ln c_1 + b \ln(1 - l_1) + e^{-\rho} [\ln c_2 + b \ln(1 - l_2)] \quad (3.12)$$

Sujeito à restrição orçamentária:

$$c_1 + \frac{1}{1+r} c_2 = w_1 l_1 + \frac{1}{1+r} w_2 l_2 \quad (3.13)$$

Os subscritos 1 e 2 representam os dois períodos considerados e r é a taxa de juros. O lagrangeano correspondente pode ser escrito como:

$$L = \ln c_1 + b \ln(1 - l_1) + e^{-\rho} [\ln c_2 + b \ln(1 - l_2)] + \lambda \left[w_1 l_1 + \frac{1}{1+r} w_2 l_2 - c_1 - \frac{1}{1+r} c_2 \right] \quad (3.14)$$

As escolhas do maximizador dizem respeito ao consumo e ao trabalho nos dois períodos. Contudo, basta a análise sobre as horas de trabalho para deduzir o resultado de interesse – efeito do salário relativo temporal sobre a oferta de trabalho. As condições de primeira ordem resultantes do problema são:

$$\frac{b}{1-l_1} = \lambda w_1 \quad (3.15)$$

$$\frac{e^{-\rho} b}{1-l_2} = \frac{1}{1+r} \lambda w_2 \quad (3.16)$$

Divide-se os dois lados da primeira equação por w_1 e os dois lados da segunda por $\frac{w_2}{1+r}$. Igualando as duas expressões resultantes para λ , chega-se a:

$$\frac{1-l_1}{1-l_2} = \frac{1}{e^{-\rho}(1+r)} \frac{w_2}{w_1} \quad (3.17)$$

De onde pode-se deduzir diretamente que a oferta de trabalho nos dois períodos responde ao salário relativo. Se o salário no presente é maior, o agente sacrifica horas de lazer no presente, trabalha mais, pois o salário relativo maior permitirá maior nível de consumo relativo. Isto é compensado no futuro, quando o salário relativo é menor e o consequente custo de oportunidade das horas de lazer é pequeno.

Tal mecanismo explica como um choque exógeno se propaga na economia: choque tecnológico positivo causa aumento no salário relativo presente, que por sua vez causa

aumento na oferta de trabalho, aumentando o produto. Conforme já argumentado, pode-se generalizar essa ideia para um conceito mais amplo de choque, considerando que a propagação se dá através dos efeitos nas expectativas. Por exemplo, uma crise internacional causa pessimismo, os agentes tornam-se mais previdentes, diminuem o consumo, e isso tem impacto negativo no produto. O raciocínio analítico é o mesmo. Contudo, optou-se por apresentar o modelo em uma versão simples, pois as principais ideias necessárias ao entendimento da TCR estão satisfatoriamente formalizadas.

3.3 METODOLOGIA

Nesta seção apresenta-se a metodologia proposta para o estudo dos ciclos de negócios das economias regionais brasileiras, os modelos MS-VAR (*Markov-switching vector autoregressive*). Tais modelos consistem em uma generalização proposta por Krolzig (1997) para o modelo univariado formulado por Hamilton (1989). A consideração do caso multivariado permite inferir sobre diferentes movimentos de economias que estejam sujeitas a um mesmo ambiente macroeconômico. Mais especificamente tratando dos ciclos, considera-se as taxas de crescimento do produto das diferentes economias como processos autoregressivos, por sua vez sujeitos a mudanças na média condicional. Tais mudanças dependem de uma variável não observada, admitida como um processo markoviano de primeira ordem. Em uma notação mais completa, pode-se escrever tais modelos como MS(M)-VAR(p), onde M é o número de regimes de Markov considerados e p é o número de defasagens do vetor autoregressivo.

Quando a literatura se refere a modelos MS-VAR ou modelos da família MS-VAR, implicitamente se está dizendo que existem diferentes tipos de formulações possíveis dentro da mesma metodologia. Os distintos modelos MS-VAR são resultantes da consideração de diferentes termos condicionados ao processo de Markov. Pode-se partir de modelos mais simples, onde apenas um termo do modelo é condicionado ao estado não observado (intercepto ou média), até os modelos mais complexos, onde todos os termos são condicionados ao estado markoviano (intercepto ou média, parâmetros AR e variância).

Um modelo MS-VAR caracteriza-se como não linear ao propiciar a variação dos coeficientes ao longo do tempo, de acordo com os regimes existentes. A literatura costuma utilizar-se dessa característica para identificar os *turnings points* das economias de maneira

endógena, sem a utilização de critérios alheios ao modelo. Além de identificar tais períodos, é possível estimar as probabilidades de mudança de fase ao longo dos ciclos econômicos.

A generalização proposta por Krolzig (1997) tem um aspecto que se pode caracterizar como restritivo: todas as variáveis endógenas devem estar no mesmo estado de Markov simultaneamente. Dito de outra forma, a modelagem proposta não permite que uma economia analisada esteja em estado de recessão, e outra em estado de expansão, simultaneamente. Tal característica, apesar de restritiva, originou uma vertente de estudos utilizando tal instrumental analítico para a verificação de ciclos econômicos conjuntos.

Adicionalmente, cabe ressaltar que o trabalho de Krolzig e Toro (2000) propõe a inclusão de variáveis exógenas a um modelo do tipo MS-VAR, permitindo assim estudar os movimentos das economias no longo prazo. Tal abordagem consiste em verificar a cointegração das séries e, em caso positivo, adicionar o vetor de correção de erros como variável explicativa, o que passaria a caracterizar um modelo do tipo MS-VECM (*Markov-switching Vector Equilibrium Model*). No presente ensaio, a análise limita-se ao curto prazo, caracterizando-se somente os movimentos dos ciclos de negócios das economias regionais.

As próximas subseções apresentam os modelos da família MS-VAR. Parte-se da estrutura proposta por Hamilton (1989), e mostra-se a generalização empreendida por Krolzig (1997). Apresenta-se também as características de um processo markoviano, visto que é ele o condicionante não linear da modelagem proposta. Sublinha-se que os modelos MS-VAR podem ser denotados de diferentes formas. Neste ensaio, opta-se pela apresentação de notação coerente com o trabalho original de Krolzig (1997), embora sejam utilizadas informações de outras obras de referência do autor, como Krolzig (1998; 2003) e Krolzig e Toro (2000).

3.3.1 Aspectos Preliminares à Modelagem

A modelagem proposta por Krolzig (1997) parte da consideração de modelos do tipo VAR com mudanças de regime, o que traz consigo a vantagem de incorporar endogenamente as não linearidades comuns nos fenômenos econômicos, acarretadas por crises, incrementos tecnológicos, choques de política econômica, etc. A utilização de um MS-VAR, além de contornar a restrição imposta pela linearidade (pouco observada no mundo real), dissolve o problema de arbitrariedade existente em determinar através de *dummies* quando há quebras

em uma série temporal. Considera-se, portanto, o processo temporal condicionado a um regime (estado) não observado, o qual denomina-se s_t . Sendo M o número de regimes possíveis, escreve-se $s_t \in \{1, \dots, M\}$. A função densidade de probabilidade condicional das séries temporais observadas y_t pode ser denotada como:

$$p(y_t|Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} p(y_t|Y_{t-1}, \theta_1) & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots & \\ p(y_t|Y_{t-1}, \theta_M) & \text{se } s_t = M \end{cases} \quad (3.18)$$

onde θ_m é o parâmetro VAR no regime $m = 1, \dots, M$ e Y_{t-1} contém as observações $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$.

Intuitivamente, o significado desta equação é que a função densidade de probabilidade da variável observada no presente (y_t) é condicionada às variáveis defasadas e ao estado não observado (s_t), este responsável por determinar o regime que vigora em cada instante para os parâmetros autoregressivos. Para cada regime s_t , assume-se que o vetor de séries temporais observadas y_t é gerado por um modelo VAR(p) descrito como:

$$E(y_t|Y_{t-1}, s_t) = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t)y_{t-j} \quad (3.19)$$

Desta equação pode-se deduzir o termo de erro como $u_t = y_t - E(y_t|Y_{t-1}, s_t)$. Sublinha-se que o termo de erro é caracterizado por apresentar média zero, com matriz de covariância igualmente condicionada ao estado não observável s_t . Escreve-se $u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$.

Tendo definido o processo pelo qual é gerada a variável observada y_t em um ambiente com mudanças de regime, cabe explicitar como se dá o processo gerador desta variável, ou seja, como é construída a formulação de s_t . Em um MS-VAR assume-se que o regime s_t pode ser generalizado através de um processo markoviano discreto de primeira ordem:

$$Pr(s_t | \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}) = Pr(s_t | s_{t-1}; \rho) \quad (3.20)$$

Onde ρ é o vetor de parâmetros do processo gerador de regimes. A probabilidade de ocorrência de um estado depende do estado anterior em que a economia se encontra.

3.3.2 A generalização MS-VAR

Como já exposto, um MS-VAR pode ser visto como uma generalização de um vetor autoregressivo finito de ordem p , VAR(p). Logo, considere-se a ordem p de autoregressão para uma série temporal de dimensão K , denotada por $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$, com $t = 1, \dots, T$.

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (3.21)$$

onde:

$$u_t \sim IID(0, \Sigma).$$

Tal equação é conhecida como *intercept form of a stable Gaussean VAR(p) model* (KROLZIG, 1997). Por simplicidade, tal modelo será denominado como um VAR(p) estável. Pode-se ainda reparametrizar esta equação para escrever o modelo como um VAR(p) ajustado em relação à média. Nesta formulação, as variações em y_t são mais acentuadas quando há mudanças nos estados não observados:

$$y_t - \mu = A_1(y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(y_{t-p} - \mu) + u_t \quad (3.22)$$

onde $\mu = (I_K - \sum_{j=1}^p A_j)^{-1} v$ é a média de dimensão $(K \times 1)$ de y_t .

Finalmente, da generalização das equações 3.21 e 3.22 pode-se deduzir os dois principais modelos da família MS-VAR, que são caracterizados pela literatura como os modelos mais simples possíveis. Em um modelo (coerente com 3.21), apenas a variável intercepto está condicionada aos regimes de Markov:

$$y_t = v(s_t) + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (3.23)$$

Já no modelo que pode ser deduzido da equação 3.22 a variável condicionada é a média⁵².

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (3.24)$$

⁵² Na ausência de defasagens, VAR(0), os modelos são equivalentes, sendo denotados como MSI(M)-VAR(0).

Note que o fato da média estar condicionada ao regime markoviano implica que diferentes estados têm impacto direto sobre a mesma, e conseqüentemente sobre as séries temporais analisadas. Formalmente:

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{se } s_t = 1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \mu_M & \text{se } s_t = M \end{cases} \quad (3.25)$$

As duas equações apresentadas são, mesmo que de formas distintas, bastante afetadas pelo regime markoviano no qual a economia se encontra, considerado estocástico e não observável. Segundo Carvalho et. al. (2005), ainda que o verdadeiro estado da economia não seja observado, ele pode ser inferido a partir das variações da série temporal de interesse, que por sua vez determinam as probabilidades condicionais de cada estado da economia ao longo do tempo.

Com efeito, algumas características da variável s_t devem ser evidenciadas, pois o estado markoviano que condiciona o desempenho dos parâmetros do modelo é um aspecto fundamental para o correto entendimento da metodologia proposta. Considera-se que as realizações não observadas do regime S_t são geradas por tempo discreto e definidas pela probabilidade de transição:

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (3.26)$$

As probabilidades de transição entre os estados são regidas por um processo markoviano de primeira ordem: a probabilidade de ocorrência de determinado estado j depende unicamente do estado imediatamente anterior, e não de toda a memória do processo⁵³. A equação mostra que p_{ij} representa a probabilidade de alcançar o estado j após uma transição, dado que o processo encontre-se no estado i . Esta equação representa uma probabilidade de transição. Uma matriz de transição nada mais é do que um conjunto destas probabilidades.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1M} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (3.27)$$

⁵³ $Pr(\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots; y_t, y_{t-1}, \dots) = Pr(\xi_{t+1} | \xi_t)$

Assume-se que a cadeia de Markov é ergódica: existe uma distribuição limite e a probabilidade de ocorrência de qualquer estado, no limite, independe do estado presente. As propriedades de P são:

- a) matriz quadrada, sendo M o número de estados,
- b) $0 \leq p_{ij} \leq 1$,
- c) $\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1$ (para uma matriz linha-estocástica).

Vale dizer que os estados são eventos mutuamente exclusivos e exaustivos em um determinado estágio. Ao assumir que esse processo é constante ao longo do tempo, tem-se que a cadeia é determinada pela matriz de transição markoviana, que resumirá as probabilidades de transição p_{ij} , descrevendo as probabilidades de que o estado i seja sucedido pelo estado j .

3.3.3 As possibilidades de Modelagem MS-VAR

São inúmeras as diferentes possibilidades de especificação dentro da família de modelos MS-VAR. Na subseção anterior, mostrou-se os dois casos mais simples, que são também os mais utilizados na literatura de ciclos de negócios. Krolzig (2003) sustenta inclusive que, empiricamente, tais modelos são suficientes para entender o ciclo de negócios das economias. O autor também sublinha que as duas formulações não são equivalentes e levam a resultados distintos. No modelo com a média condicionada, o ajuste à mudança de regime se dá de forma imediata, enquanto no modelo com o intercepto condicionado, a resposta é mais suave.

Vale notar que dos modelos mais simples apresentados, pode-se deduzir aqueles de maior complexidade, caracterizados pela consideração de mais termos condicionados ao estado não observado de Markov. Por exemplo, pode-se condicionar o parâmetro AR ao estado (s_t), em um modelo já condicionado pela média:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (3.28)$$

Ou ainda efetuar a equivalente condição do parâmetro AR em um modelo já condicionado pelo intercepto:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (3.29)$$

E assim sucessivamente, até a obtenção dos modelos mais completos. Com o objetivo de uniformizar a notação das diferentes especificações possíveis, adota-se no presente ensaio a padronização proposta por Krolzig (1997), onde os diferentes componentes condicionados de um modelo são identificados por suas letras iniciais:

- i) **M** *Markov-switching Mean*: quando a média é dependente do estado markoviano não observado.
- ii) **I** *Markov-switching Intercept*: quando o intercepto é dependente do estado markoviano não observado
- iii) **A** *Markov-switching AR parameters*: quando os parâmetros autoregressivos são dependentes do estado markoviano não observado.
- iv) **H** *Markov-switching Heteroskedasticity*: quando a matriz de covariância é dependente do estado markoviano não observado.

Salienta-se que quanto mais complexo o modelo adotado, maior o custo de estimação, visto que mais graus de liberdade são necessários. No presente ensaio, a despeito da amostra relativamente curta e o número elevado de parâmetros calculados, serão testadas todas as especificações resumidas na tabela a seguir.

Tabela 3.1 - Possibilidades de modelagem MS-VAR

MS-VAR	Média	Intercepto	Variância	Parâmetro AR
MSM-VAR	Variante	-	Invariante	Invariante
MSMH-VAR	Variante	-	Variante	Invariante
MSI-VAR	-	Variante	Invariante	Invariante
MSIH-VAR	-	Variante	Variante	Invariante
MSIAH-VAR	-	Variante	Variante	Variante
MSIA-VAR	-	Variante	Invariante	Variante
MSH-VAR	-	Invariante	Variante	Invariante

Fonte: Elaborado pelo autor.

Dentre todos os modelos estimados, que variam não só quanto às especificações expostas na tabela, mas também em relação ao número de regimes (M) e defasagens (p), escolhe-se o melhor ajuste com base na maximização da verossimilhança, baseada no algoritmo de expectativa-maximização (*EM algorithm*) proposto por Hamilton (1990).

3.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Esta seção tem como objetivo apresentar as estimativas obtidas através da aplicação de modelos MS-VAR para o estudo dos ciclos de negócios das economias regionais brasileiras, bem como analisar os resultados correspondentes. Em todos os modelos, trabalhou-se com a primeira diferença do logaritmo do PIB per capita, considerado em R\$ do ano de 2000 e deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB nacional, disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). O período analisado é de 1985 até 2008. Utiliza-se a primeira diferença das séries porque os modelos MS-VAR impõem a restrição de estacionariedade dos dados, o que pode ser verificado através de um teste ADF⁵⁴.

O problema de pesquisa a ser investigado com os resultados econométricos apresentados é entender como se dá a relação econômica de curto prazo entre as economias regionais do Brasil, em diferentes cenários. Ademais, será possível identificar a ocorrência desses diferentes regimes, bem como suas respectivas probabilidades de transição. Outro fator a ser verificado é a assimetria do desempenho das economias regionais, em ambientes de crescimento, estagnação e recessão. Tais aplicações são mais comuns a movimentos de curto prazo de economias nacionais, contudo a utilização no contexto regional não exige adaptações na modelagem, apenas a mesma suposição de que as séries estão expostas a um mesmo cenário macroeconômico.

A análise dos resultados é dividida em subseções regionalizadas: primeiro estima-se o modelo multivariado geral, com as cinco regiões que compõem a economia brasileira; depois faz-se uma análise mais detalhada dentro de cada uma das cinco regiões, através dos dados estaduais. Com isso, será possível inferir o quanto cada região brasileira tem de seu desempenho econômico de curto prazo atrelado aos ciclos macroeconômicos nacionais. Além disso, dentro de cada modelo, é possível identificar as diferentes relações entre as economias estaduais em regimes distintos.

A literatura empírica que estuda os ciclos de negócios costuma utilizar critérios econômicos para a escolha do número de regimes, optando por dois ou três regimes⁵⁵. No caso de dois regimes, o primeiro é interpretado como de recessão ou baixo crescimento econômico, enquanto o segundo é interpretado como de expansão ou alto crescimento

⁵⁴ A tabela com os testes ADFs de todas as séries utilizadas no ensaio consta em anexo.

⁵⁵ O trabalho de Carvalho et al. (2005) salienta a dificuldade de implementar testes para determinar o número ótimo de regimes, visto a ocorrência de *nuisance parameter* na hipótese nula. Por conta disso, os autores seguem a literatura especializada e escolhem o número de regimes com base nos critérios AIC e SC. No presente ensaio, adota-se a mesma estratégia.

econômico. No caso de três regimes, o primeiro é denotado como de recessão, o segundo como de estagnação, e o terceiro como de expansão econômica. Em relação ao número de defasagens, testou-se em todos os modelos as possibilidades de zero até quatro, prática comum na literatura, desde Hamilton (1989). Salienta-se que quanto maior o número de defasagens consideradas, maior o número de parâmetros estimados, o que reduz graus de liberdade.

Em todos os modelos propostos neste ensaio, optou-se por testar a ocorrência de dois ou três regimes, escolhendo por fim sempre o conjunto (M,p) de melhor ajuste com base nos seguintes critérios: maximização da verossimilhança, significância estatística individual dos parâmetros e comportamento adequado dos erros gerados, bem como a observação de um baixo número de iterações para a solução encontrada. Por fim, é importante salientar que adotou-se, de acordo com o recomendado por Krolzig (1997), uma estratégia do tipo *bottom-up* para a escolha dos modelos MS-VAR. Tal estratégia consiste em começar as estimativas pelos modelos mais simples, e depois verificar que tipo de acréscimo os modelos mais completos proporcionam ao estudo⁵⁶. Prioriza-se sempre a utilização de modelos mais simples, caso os ganhos de um modelo complexo não sejam expressivos. Tal estratégia é coerente com Krolzig (2003).

3.4.1 O ciclo de negócios da economia regional brasileira

No período analisado neste ensaio, a economia brasileira atravessou ciclos econômicos bastante distintos, dentre os quais pode-se citar de forma geral: a ocorrência de altos níveis de inflação na década de oitenta, crise da dívida, período de estabilização e abertura econômica na década de noventa, crises internacionais, e recuperação do crescimento econômico na década de 2000. O modelo MS-VAR proposto para as cinco regiões brasileiras permite inferir sobre os impactos regionais ocasionados por essas mudanças no ambiente econômico, estas caracterizadas metodologicamente como obedecendo a um processo markoviano de primeira ordem.

Conforme apresentado na seção 3.3, pode-se especificar diferentes modelos da família MS-VAR, variando os parâmetros condicionados ao regime não observado, bem como o

⁵⁶ Para mais detalhes técnicos, ver capítulo 7 de Krolzig (1997).

número de regimes e o número de defasagens do vetor autoregressivo. Salienta-se que no trabalho de Carvalho et. al. (2005) analisou-se a economia regional brasileira através de um modelo MSIH(2)-VAR(2). Como os autores utilizam periodização trimestral e dados estaduais selecionados, não é possível fazer uma comparação direta entre os modelos escolhidos. A tabela a seguir resume os modelos de melhor ajuste, em comparação com os modelos lineares correspondentes.

Tabela 3.2 – Comparação entre os modelos estimados (Brasil)

MSVAR	AIC	SC	AIC (Linear)	SC (Linear)
MSM(3) – VAR(1)	-15.8772	-12.8521	-15.2141	-12.9824
MSI(3) – VAR(1)	-15.5034	-12.4782	-15.2141	-12.9824
MSI(3) – VAR(2)	-18.8582	-14.5806	-17.3924	-13.9002
MSM(2) – VAR(1)	-15.5924	-13.0136	-15.2141	-12.9824
MSI(2) – VAR(1)	-15.1359	-12.5571	-15.2141	-12.9824
MSIAH(2) - VAR(1)	-17.7271	-13.1645	-15.2141	-12.9824
MSIA(2) – VAR(1)	-16.9453	-13.1266	-15.2141	-12.9824

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quatro modelos mostraram-se superiores aos modelos lineares correspondentes, de acordo com os dois critérios estabelecidos, Akaike (AIC) e Schwarz (SC)⁵⁷. Além disso, os quatro têm as características de ajuste desejadas, expostas na seção anterior. Dentre esses, o de melhor ajuste é o MSI(3)-VAR(2), conforme pode-se observar na tabela 3.2. Tal modelo é caracterizado como um dos mais simples dentro da família MS-VAR, tendo apenas o intercepto condicionado ao regime markoviano. Os resultados apresentados nesta subseção dizem respeito exclusivamente a este modelo.

Tabela 3.3 – Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Brasil)

EQ: modelo MSI(3)-VAR(2) para CO, N, NE, S, SE (1988 – 2008)			
Nº Obs. Eq. :	21	No sistema :	105
Nº Parâmetros :	86	Sistema Linear :	70
Nº Restrições :	10		
Nº Nuisance p.:	6		
Log-Likelihood :	284.0107	Sistema Linear :	252.6099
Critério AIC :	-18.8582	Sistema Linear :	-17.3914
Critério HQ :	-17.9298	Sistema Linear :	-16.6358
Critério SC :	-14.5806	Sistema Linear :	-13.9097
Teste de Linearidade LR : 62.8016			
Chi(10) =[0.0000] ** Chi(16)=[0.0000] ** DAVIES=[0.0000] **			

Fonte: Elaborado pelo autor.

⁵⁷ Tais critérios são amplamente utilizados na literatura econométrica para a escolha entre diferentes modelos. Em casos de resultados divergentes entre ambos, será priorizado o segundo (SC), por ser mais rígido quanto à inclusão de variáveis e parâmetros.

Salienta-se que o algoritmo convergiu em apenas 8 iterações. O resultado mais importante observado na tabela é a expressiva vantagem do MSI(3)-VAR(2) quando comparado ao modelo linear correspondente. O teste de linearidade LR indica que o modelo com mudança de regime é superior ao linear, tanto com 10 graus de liberdade (número de restrições), quanto com 16 graus de liberdade (número de restrições e número de parâmetros *nuisance*). O critério de Davies (1977), que efetua a correção para os graus de liberdade, confirma o resultado. Há, portanto, indicativos estatísticos sólidos de que o melhor modelo MS-VAR obtido está bem especificado, trazendo acréscimos em relação ao modelo linear. A seguir, apresenta-se a matriz de transição gerada, que caracteriza-se por ser ergódica e linha-estocástica.

Tabela 3.4 - Matriz de Transição Markoviana (Brasil)

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	3.492 e ⁻¹¹	0.5614	0.4386
Regime 2	0.5359	0.4641	1.023 e ⁻²⁴
Regime 3	3.870 e ⁻¹²	0.1232	0.8768

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme já exposto, o significado econômico dos regimes é o seguinte: o primeiro representa estado de recessão econômica, o segundo representa estagnação, e o terceiro representa expansão econômica. Logo, a interpretação da matriz de transição nos dá a probabilidade de mudança para certo regime (na linha)⁵⁸, dado que se está em determinado regime (na coluna). Assim, pode-se observar que o estado de recessão econômica é um equilíbrio instável, visto que quando a economia nele se encontra, as maiores probabilidades são de alcançar os regimes de estagnação (56%) e expansão (43%). O estado de estagnação econômica por sua vez apresenta elevada probabilidade de continuidade (46%), assim como grande probabilidade de uma piora para o estado de recessão (53%). Já o estado de expansão é um equilíbrio considerado estável, pois quando é verificado, a probabilidade de continuidade é bastante alta (87%). Tais resultados são influenciados pelo bom desempenho econômico relativo da economia brasileira nos últimos anos, quando comparado ao baixo crescimento da década de oitenta e ao período de ajuste da década de noventa.

⁵⁸ Em cada linha, a soma das probabilidades corresponde a 100%.

Tabela 3.5 – Dados adicionais dos regimes (Brasil)

	nº Obs.	Prob.	Duração
Regime 1	4	0.1556	1
Regime 2	7	0.2904	1.87
Regime 3	10	0.5540	8.12

Fonte: Elaborado pelo autor.

Ainda sobre os regimes, destaca-se através da tabela 3.5 a assimetria temporal existente entre os casos de recessão e expansão, sendo o cenário positivo bem mais duradouro do que o negativo. Tal resultado é esperado⁵⁹, visto que é bastante encontrado na literatura de ciclos de negócios, inclusive para o caso brasileiro, conforme as estimativas de Carvalho et al. (2005) para a produção industrial de oito estados brasileiros. Apresenta-se a seguir os coeficientes estimados do modelo MSI(3)-VAR(2):

Tabela 3.6 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(2) - Brasil⁶⁰

	CO	N	NE	S	SE
Const (Reg. 1)	-0.1044	-0.0995	-0.0319	-0.0496	-0.0406
Const (Reg. 2)	0.1138	0.0010*	0.0255	0.0510	0.0432
Const (Reg. 3)	0.1021	0.0704	0.0405	0.0521	0.0329
CO(t-1)	0.4279	-0.0152*	-0.1418	0.3132	-0.1007
CO(t-2)	-0.5818	-0.0650*	0.0167*	-0.1061*	0.0741*
N(t-1)	0.5495	0.2459*	0.3542	0.7797	0.6179
N(t-2)	0.7070	-0.0690*	0.0321*	0.4035	0.4029
NE(t-1)	-1.3553	-1.3396	-0.0483*	-2.0046	-0.2234*
NE(t-2)	1.0890	0.4968*	0.2535*	-0.1281*	0.0631*
S(t-1)	0.4224*	-0.0810*	-0.3903	-0.9403	-0.5722
S(t-2)	-0.9535	-0.8388	-0.2938	-1.7630	-1.0155
SE(t-1)	-1.7655	0.4517*	-0.1919*	0.8737	-0.1888*
SE(t-2)	-0.2446*	0.0336*	0.0876*	0.9392	0.2992*
Erro Padrão	0.0386	0.0247	0.0139	0.0210	0.0167

Fonte: Elaborado pelo autor.

A análise mais importante é aquela referente ao intercepto das regiões nos diferentes regimes, pois esta é a característica principal de um MSI-VAR. Salienta-se que apenas o intercepto da região Norte no regime 2 mostrou-se não significativo pela estatística t. O intercepto das regiões no regime 1 está associado à contração do PIB per capita no curto prazo, sendo que as regiões Centro Oeste e Norte apresentam retrações maiores, quando comparadas às regiões Nordeste, Sul e Sudeste. No regime 2, associado à estagnação econômica, apenas a região Centro Oeste apresenta um crescimento positivo do PIB per capita, em patamar inclusive ligeiramente maior do que o próprio crescimento da região quando a economia brasileira se encontra no regime de expansão. As demais regiões

⁵⁹ Romer (2006) destaca tal assimetria como uma das características dos ciclos econômicos.

⁶⁰ Nesta e nas demais tabelas equivalentes para cada região brasileira, valores dos coeficientes acompanhados de asterisco indicam parâmetro não significativo pela estatística t, para um nível de confiança de 95%.

mostram-se bastante influenciadas pelo cenário macroeconômico, ou seja, têm coeficientes coerentes com o regime de estagnação. O caráter de exceção do Centro Oeste é um resultado forte e bastante conectado com a análise de longo prazo das economias, sendo a região Centro Oeste a única que apresentou comportamento convergente no período analisado⁶¹. Em relação ao regime 3, as cinco regiões apresentam expansão do PIB per capita. Destaca-se que, exceção feita ao Norte, as demais quatro regiões apresentam resultados de curto prazo semelhantes entre os regimes de estagnação e expansão da economia. Isto poderia indicar que um MS-VAR com $M = 2$ seria mais apropriado, o que é descartado com segurança pela análise da tabela 3.2.

Em relação aos parâmetros defasados, pode-se fazer dois tipos de análise aos resultados expostos na tabela 3.6. Quando observa-se as linhas, analisa-se o quanto as defasagens de cada região explicam o seu próprio desempenho e o das demais. Por óbvio, quando observa-se as colunas, analisa-se o quanto cada região é influenciada pelas defasagens. Há, portanto, uma *diagonal descendente*⁶² que informa a relação entre as defasagens de uma região e seu próprio desempenho. Examinando essa diagonal percebe-se que as regiões Centro Oeste e Sul têm seu desempenho explicado pelas próprias defasagens, enquanto as demais regiões não. Enquanto o Centro Oeste é afetado de forma negativa e moderada pelo seu desempenho defasado, a região Sul é afetada negativamente de forma mais contundente.

Os coeficientes estimados fora desta diagonal representam as conexões inter-regionais de curto prazo da economia brasileira. Dos 40 coeficientes estimados, pouco mais da metade são significativos estatisticamente, evidenciando que o nível de integração regional da economia brasileira é intermediário no período considerado. Analisando horizontalmente, destaca-se a influência positiva que os parâmetros defasados da região Norte exercem sobre o desempenho do Sul e Sudeste. Nesse mesmo sentido, sublinha-se que o desempenho defasado do Sul afeta negativamente as regiões Nordeste e Sudeste, embora a última em maior intensidade. Opostamente, o desempenho defasado da região Sudeste afeta positivamente a região Sul.

Analisando verticalmente a tabela, o resultado que mais chama atenção é a fraca conexão da economia do Norte com o desempenho das demais regiões, sendo que dos dez parâmetros estimados relacionados à região, apenas a primeira defasagem do Nordeste e a segunda do Sul mostraram-se significativas para a explicação do desempenho do Norte,

⁶¹ A região obteve desempenho econômico de curto prazo satisfatório mesmo em momentos de estagnação, o que a diferenciou das demais quando analisamos o longo prazo.

⁶² Nas demais subseções, a diagonal descendente será referida com o mesmo sentido.

ambos com sinal negativo. No outro extremo estão as regiões Sul e Centro Oeste, com oito conexões significativas estatisticamente cada uma. Em relação ao Centro Oeste, destaca-se a forte influência negativa do desempenho defasado da região Sudeste, possivelmente em função das duas regiões apresentarem estruturas produtivas bastante diferenciadas. Em relação ao Sul, além da já referida conexão com o Sudeste, destaca-se o forte efeito da primeira defasagem da região Nordeste.

Complementando a análise, a tabela a seguir mostra as correlações contemporâneas entre as economias. Tal análise é diferente daquela feita quando interpretados os coeficientes da regressão, em parte porque as correlações não indicam causalidade, e também porque agora não considera-se o impacto das variáveis defasadas e sim no mesmo período.

Tabela 3.7 - Correlações Contemporâneas (Brasil)

	CO	N	NE	S	SE
CO	1.000	-0.0038	0.4889	0.1646	0.3904
N	-0.0038	1.000	0.2055	0.6514	0.4280
NE	0.4889	0.2055	1.000	0.5107	0.9376
S	0.1646	0.6514	0.5107	1.0000	0.6177
SE	0.3904	0.4280	0.9376	0.6177	1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Observa-se que, ao contrário dos coeficientes defasados, que apresentaram algumas relações de causalidade negativa, as correlações contemporâneas entre as regiões são predominantemente positivas. Isso implica em dizer que, embora existam alternâncias regionais condicionadas ao tempo, características dos ciclos econômicos, as economias estão sujeitas ao mesmo ciclo simultaneamente, em maior ou menor medida⁶³. Segundo a literatura especializada, altos valores na matriz de correlações contemporâneas indicam economias fortemente ligadas ao ciclo comum, enquanto valores baixos indicam o oposto. Correa e Hillbrecht (2003), por exemplo, ao investigarem a existência de ciclos conjuntos entre Brasil, Argentina e Estados Unidos, rejeitam a hipótese, dentre outras coisas baseados na fraca associação mostrada pela matriz de correlação contemporânea entre os países.

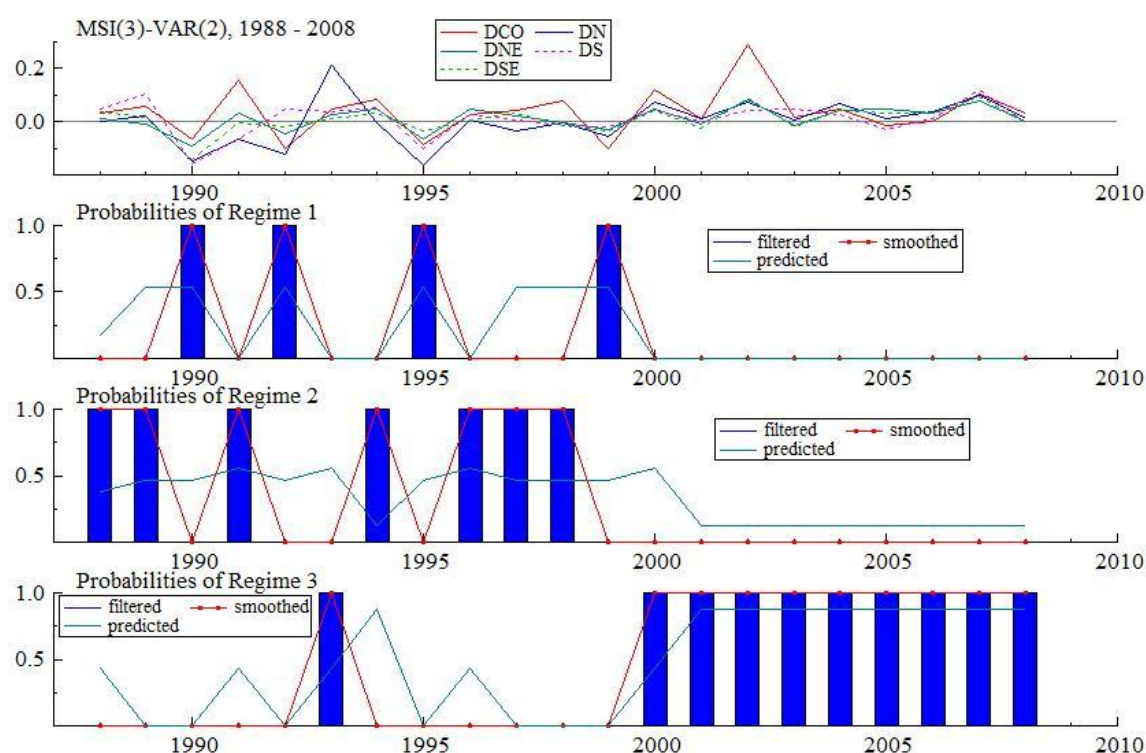
Em relação à magnitude das correlações contemporâneas regionais, destaca-se a forte associação entre as regiões Nordeste e Sudeste (93,76%) e a praticamente inexistente relação entre Centro Oeste e Norte. De uma forma geral, a matriz corrobora o resultado de que há um nível intermediário de associação inter-regional na economia brasileira, com a maioria dos

⁶³ Valores positivos indicam que as economias regionais crescem ou decrescem simultaneamente, enquanto valores negativos indicariam movimentos anticíclicos.

valores indicando correlações em patamares médios (48,89%; 39,04%; 65,14%; 42,80%; 51,07%)⁶⁴.

Por fim, a figura 3.1 permite identificar endogenamente os períodos de recessão, estagnação e expansão da economia regional brasileira, além dos ciclos econômicos conjuntos. Salienta-se que tal análise é condicional ao recorte temporal utilizado. Para o caso brasileiro, uma boa amostra dessa condicionalidade pode ser verificada no trabalho de Correa e Hillbrecht (2003), pois os autores analisam a economia brasileira com dados de PIB per capita de 1900 até 2000.

Figura 3.1 – Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Brasil)



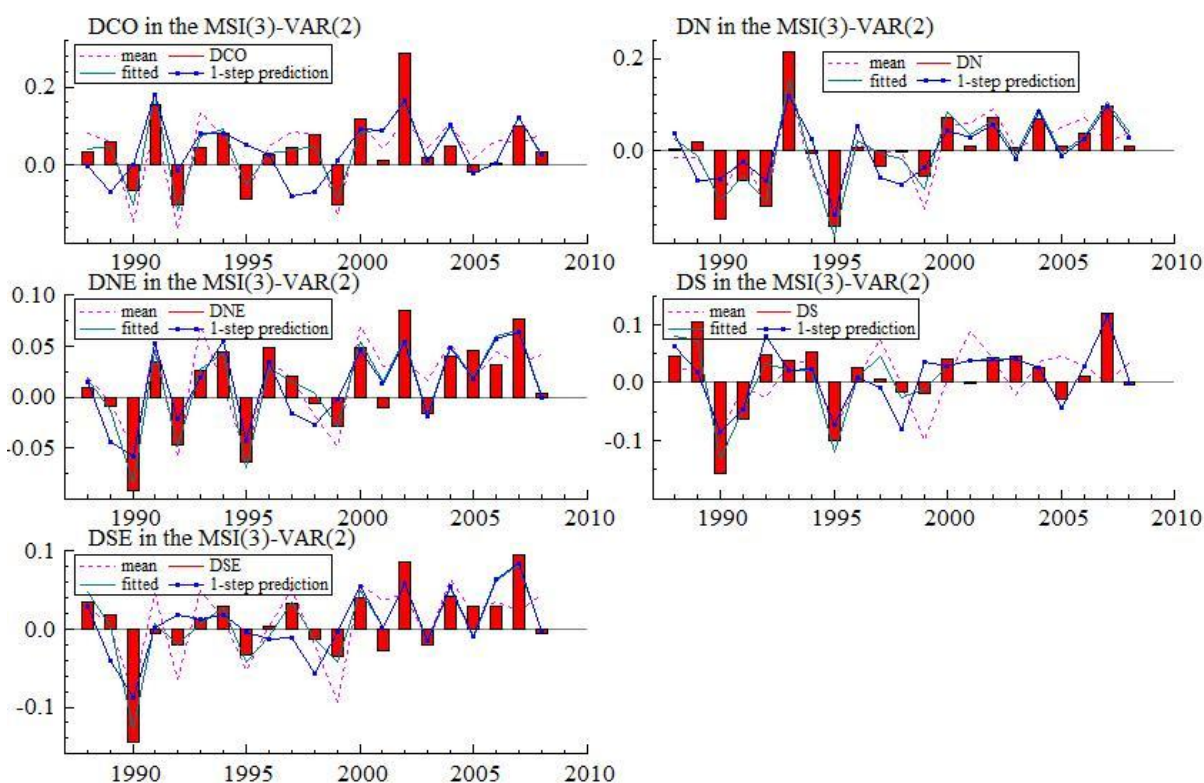
Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação aos ciclos, a inspeção visual confirma o resultado que já tinha sido evidenciado pelo correto ajuste multivariado, pelo número intermediário de coeficientes significativos entre as regiões, e pelos valores da matriz de correlação contemporânea: a existência de um ciclo conjunto ou similar entre as economias consideradas. Em relação à classificação dos regimes, na primeira metade da amostra há uma alternância entre estados de recessão e estagnação, e na segunda metade verifica-se a continuidade de períodos em regime de expansão econômica. A predominância dos regimes de estagnação e expansão dá suporte

⁶⁴ Uma correlação varia entre -1 e +1.

ao melhor desempenho econômico do Centro Oeste no período analisado, conforme pode ser observado pelos parâmetros dos interceptos condicionados da região (0.1138 no regime 2 e 0.1021 no regime 3). Complementarmente, a figura a seguir permite a visualização do ajuste obtido para cada uma das séries temporais.

Figura 3.2 – Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(2) - Brasil



Fonte: Elaborado pelo autor.

Coerentemente com todo o exposto em relação ao MSI(3)-VAR(2) estimado, a figura aponta para uma correta especificação do modelo não linear proposto. A ocorrência de valores discrepantes, como em 1990 para as regiões Sudeste e Sul, ou 2002 para a região Centro Oeste, confirma a importância da consideração das quebras de regimes. Com efeito, tais fatos foram corretamente captados pelo modelo: o ano de 1990 foi classificado como de recessão e 2002 como ano de expansão, sendo que na recessão observa-se impacto negativo e significativo dos coeficientes individuais do Sul e Sudeste, e na expansão impacto significativo e positivo do coeficiente do Centro Oeste. Adicionalmente, a figura que permite a visualização dos gráficos com as propriedades dos erros gerados pelo modelo consta em anexo.

As próximas cinco subseções realizam o mesmo tipo de análise para cada uma das economias regionais brasileiras, através de suas economias estaduais. Além de obter as

relações de curto prazo existentes em nível estadual, será possível comparar as similaridades ou diferenças que regem o processo econômico de cada região em relação ao verificado para o Brasil. Será possível inferir, por exemplo, se os modelos da família MSI-VAR vão se mostrar como os de melhor ajuste também para as regiões, se as relações internas defasadas e contemporâneas são compatíveis com o estimado para o Brasil, se é verificada a assimetria entre períodos de recessão e estagnação, e ainda em que medida a classificação dos regimes mantém-se. Com efeito, estudar o ciclo de negócios de cada região brasileira isoladamente consiste em detalhar as relações verificadas nos interceptos condicionados e na diagonal descendente da tabela 3.6. Dito de outra forma, procura-se entender com maior propriedade as relações internas de cada região, o que só é possível com um recorte regional mais específico.

3.4.2 O ciclo de negócios da região Sudeste⁶⁵

Opta-se por começar a análise pelo Sudeste, pois esta é a região economicamente mais importante do Brasil, em termos quantitativos. Sublinha-se que embora os dois coeficientes defasados da região tenham se mostrado não significativos estatisticamente para explicar o próprio desempenho, tal fato não garante a inexistência de relação regional de curto prazo. A consideração de dados mais desagregados permite a correta investigação deste ponto. A primeira providência é mostrar a escolha do modelo MS-VAR e justificá-la.

Tabela 3.8 – Comparação entre os modelos estimados (Sudeste)

MSVAR	AIC	SC	AIC (Linear)	SC (Linear)
MSIA(3) – VAR(1)	-12.1873	-8.4182	-10.7745	-9.2867
MSM(3) – VAR(2)	-12.2007	-9.2164	-12.1640	-9.8760
MSI(3) – VAR(2)	-13.0675	-10.0833	-12.1640	-9.8760
MSI(3) – VAR(3)	-16.3735	-12.5897	-12.6087	-9.5220
MSM(2) – VAR(2)	-12.3184	-9.7319	-12.1640	-9.8760
MSI(2) – VAR(2)	-12.6621	-10.0756	-12.1640	-9.8760
MSIAH(2) -VAR(1)	-12.0101	-8.9353	-10.7745	-9.2867
MSIA(2) – VAR(1)	-12.1520	-9.5732	-10.7745	-9.2867

Fonte: Elaborado pelo autor.

⁶⁵ Nas próximas cinco subseções, serão repetidos os procedimentos já expostos e detalhados anteriormente. Por isso, será dada maior ênfase aos resultados finais de cada modelo.

Cinco modelos mostraram-se superiores aos correspondentes lineares, de acordo com os dois critérios estabelecidos. Destes, o de melhor ajuste global é o MSI(3)-VAR(3). Contudo, este não foi escolhido pelo alto número de coeficientes individuais não significativos estatisticamente: dos doze parâmetros relacionados aos interceptos nos três regimes, dez mostraram-se não significativos. A escolha então passou a ser entre dois modelos com níveis de ajuste bastante semelhantes: MSI(3)-VAR(2) e MSI(2)-VAR(2). Escolheu-se o primeiro, de menor valor nos critérios AIC e SC.

Tabela 3.9 – Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Sudeste)

EQ: modelo MSI(3)-VAR(2) para SP,RJ,ES,MG (1988 – 2008)			
Nº Obs. Eq. :	21	No sistema :	84
Nº Parâmetros :	60	Sistema Linear :	46
Nº Restrições :	8		
Nº Nuisance p.:	6		
Log-Likelihood :	197.2103	Sistema Linear :	173.7219
Critério AIC :	-13.0676	Sistema Linear :	-12.1640
Critério HQ :	-12.4200	Sistema Linear :	-11.6674
Critério SC :	-10.0833	Sistema Linear :	-9.8760
Teste de Linearidade LR : 46.9768			
Chi(8)=[0.0000] ** Chi(14)=[0.0000] ** DAVIES=[0.0000] **			

Fonte: Elaborado pelo autor.

O algoritmo convergiu após onze iterações. Vale ressaltar que o modelo escolhido é igual ao que obteve melhor ajuste para a economia brasileira, o que sugere a grande ligação do desempenho de curto prazo do Sudeste com a economia nacional. Não obstante, A tabela 3.9 evidencia a incontestável superioridade do MSI(3)-VAR(2) em relação ao modelo linear, em todos os critérios.

Tabela 3.10 - Matriz de Transição Markoviana (Sudeste)

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0.2362	0.7638	$1.899 e^{-018}$
Regime 2	0.4641	0.2679	0.2680
Regime 3	$1.081 e^{-007}$	0.1250	0.8750

Fonte: Elaborado pelo autor.

A matriz de transição mostra que as maiores probabilidades observadas são de permanecer no regime atual (no cenário de expansão, 87.5%) ou mudar para regimes próximos (da recessão para a estagnação, 76.4%, e vice-versa, 46.4%). Em contraste, as probabilidades de mudanças extremas de regimes são quase nulas, nos dois sentidos. Vale recordar que a alta probabilidade de permanecer no regime de expansão econômica é uma

característica também da economia nacional (87.68%), bem como a probabilidade quase nula de mudança para o regime de recessão⁶⁶. A tabela a seguir expõe a duração dos regimes.

Tabela 3.11 - Dados adicionais dos regimes (Sudeste)

	nº Obs.	Prob.	Duração
Regime 1	5.0	0.1620	1.31
Regime 2	7.0	0.2666	1.37
Regime 3	9.0	0.5714	8.00

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme esperado, repete-se a grande semelhança entre os resultados nacionais e da região Sudeste. É verificada alta assimetria entre períodos de recessão e expansão, sendo o segundo bem mais duradouro. Como já foi salientado, esse é um resultado bastante presente na literatura sobre ciclos de negócios. A probabilidade de ocorrência do regime de expansão é maior do que a soma dos outros dois regimes. A tabela 3.12 traz os resultados mais importantes, os coeficientes gerados pelo modelo.

Tabela 3.12 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(2) - Sudeste

	SP	RJ	ES	MG
Const (Reg. 1)	-0.0822	-0.0258	-0.0689	-0.0718
Const (Reg. 2)	0.0157*	0.0116*	0.0143	0.0039*
Const (Reg. 3)	0.0214*	0.0355	0.1020	0.0597
SP(t-1)	-0.2182*	-0.3949	-0.5375	-0.0029*
SP(t-2)	0.1139*	0.5615	0.8950	0.4348
RJ(t-1)	0.8289	0.6185	1.0223	0.8507
RJ(t-2)	0.1964*	0.0120*	-0.2367	-0.1703
ES(t-1)	-0.7414	-0.4501	-0.8500	-0.6312
ES(t-2)	0.1579*	0.2482	-0.2510	0.1396*
MG(t-1)	0.5678	-0.0331*	0.4158	-0.2160*
MG(t-2)	0.4659	-0.0685*	0.5961	0.1745*
Erro Padrão	0.0270	0.0220	0.0169	0.0253

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação aos interceptos, condicionados à quebra de regime markoviana, dois resultados merecem destaque. Em primeiro lugar, o fato de que o intercepto associado ao cenário de estagnação econômica só mostrou-se significativo para o Espírito Santo⁶⁷, o que poderia ser usado como argumento para a escolha de um MSI(2)-VAR(p). Contudo, conforme exposto na tabela 3.8, o modelo MSI(2)-VAR(2) foi superado pelos critérios AIC e SC. Não obstante, cabe salientar que na análise nacional o intercepto do regime de estagnação mostrou-se significativo para o Sudeste. Em segundo lugar, o fato de que o intercepto de São

⁶⁶ Toda a linha referente ao regime 3 é quase idêntica entre a economia brasileira e a do Sudeste.

⁶⁷ A análise de longo prazo mostra que o Espírito Santo foi o único estado do Sudeste a ter um comportamento convergente, o que é coerente com a significância estatística dos três interceptos condicionados de curto prazo.

Paulo só é afetado estatisticamente no cenário de recessão econômica, sendo inclusive o estado mais prejudicado neste regime (-0.08). Sublinha-se que o cenário de expansão econômica favorece relativamente o Espírito Santo, que obtém crescimento duas vezes maior que MG e RJ.

Quanto às defasagens, o primeiro resultado importante diz respeito à diagonal descendente, na qual apenas o desempenho passado do Espírito Santo é significativo estatisticamente nos dois períodos, com sinal negativo, o que implica alternância na trajetória de curto prazo do estado. No outro extremo, São Paulo e Minas Gerais apresentam as duas defasagens insignificantes. O Rio de Janeiro é influenciado apenas pela primeira defasagem, com sinal positivo, porém a magnitude é moderada (0.6185).

Quanto aos termos cruzados, que traduzem as relações intra-regionais, destaca-se o semelhante efeito observado das defasagens de São Paulo no desempenho de Rio de Janeiro e Espírito Santo, sendo a primeira defasagem negativa e a segunda positiva, nos dois casos. Tal resultado é coerente com o obtido por Portugal e Moraes (2008), que verificaram efeito positivo da defasagem de São Paulo no Rio de Janeiro. Outra regularidade observada é o efeito positivo que a primeira defasagem do Rio de Janeiro tem em todas as economias da região. As defasagens de Minas Gerais explicam o desempenho de São Paulo e Espírito Santo (ambas positivamente), enquanto as defasagens do Rio de Janeiro influenciam Minas Gerais e Espírito Santo, sendo que o efeito positivo da primeira defasagem é mais forte que o negativo da segunda, nos dois casos.

Um resumo adequado dos dois parágrafos anteriores é que na região Sudeste as relações cruzadas entre os estados são mais relevantes do que o efeito de cada estado em sua própria trajetória⁶⁸. Enquanto várias relações cruzadas são significativas estatisticamente, na diagonal descendente apenas o Espírito Santo tem resultados relevantes. Sobre esse estado, cabe uma última observação, que pode ser feita analisando a tabela verticalmente: todos os doze parâmetros (de intercepto e defasagens) mostraram-se significativos estatisticamente, mostrando que o modelo MS-VAR formulado capta com bastante qualidade seu desempenho de curto prazo.

⁶⁸ Na diagonal, cinco dos oito coeficientes são não significativos, enquanto fora dela, a proporção é quatro vezes menor: cinco de vinte e quatro casos.

Tabela 3.13 - Correlações Contemporâneas (Sudeste)

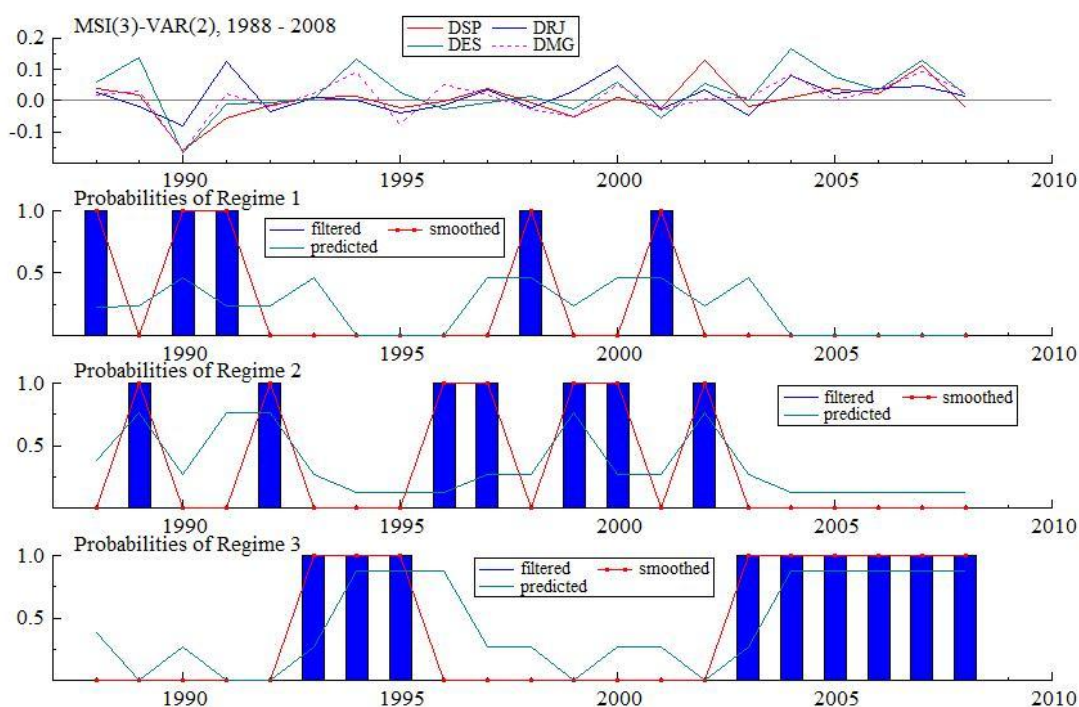
	SP	RJ	ES	MG
SP	1.0000	-0.2288	0.6568	0.2578
RJ	-0.2288	1.0000	-0.3113	-0.0471
ES	0.6568	-0.3113	1.0000	0.5861
MG	0.2578	-0.0471	0.5861	1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

A matriz de correlações contemporâneas mostra um resultado surpreendente, o comportamento aparentemente anticíclico do Rio de Janeiro, embora a magnitude da associação seja relativamente baixa. Tal resultado não se confirma com a análise visual dos ciclos estimados, o que será feito posteriormente. Dadas as duas evidências contraditórias, parece mais razoável negar o comportamento anticíclico, visto que os coeficientes de correlação são baixos (22.8%, 31.1% e 4.7%). Além disso, os coeficientes de intercepto condicionados têm os sinais esperados, iguais aos dos demais estados da região.

De forma geral, a literatura usa as informações da matriz de correlação de forma bastante marginal, pelo fato da mesma não implicar causalidade. No presente ensaio, as mesmas servem para evidenciar que existe um grau intermediário de associação regional de curto prazo, o que justifica a análise MS-VAR proposta. Assim como no Brasil, no Sudeste as probabilidades refletem esse resultado: em cada matriz apenas uma correlação indica não associação entre as economias analisadas. Complementando o estudo, a figura a seguir permite visualizar os ciclos estimados e a classificação dos anos da amostra em relação aos regimes.

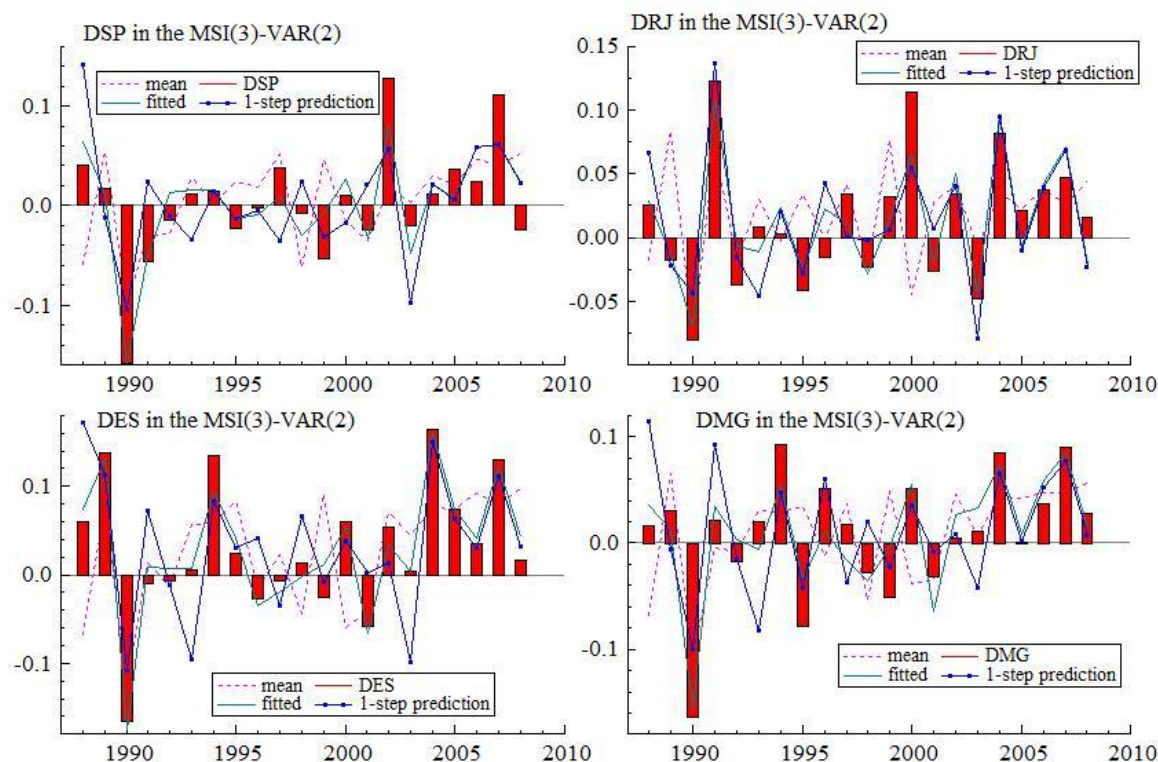
Figura 3.3 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Sudeste)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Em primeiro lugar, não é verificada evidência de comportamento anticíclico do Rio de Janeiro. Pelo contrário, as economias da região Sudeste apresentam ciclos bastante similares. Quanto à classificação dos regimes, repete-se o desempenho geral da economia brasileira: até o início da última década verifica-se maior oscilação entre os diferentes cenários, e após esse período há uma estabilização centrada no regime de expansão econômica. Um fato interessante é que o Sudeste conseguiu sustentar o cenário de expansão verificado em 1993 por três anos, enquanto no mesmo período a economia nacional passou para o regime de recessão. Isso implica que a piora relativa da economia brasileira no período não tem relação com o desempenho de sua região economicamente mais importante. A figura a seguir permite visualizar o correto ajuste do modelo proposto.

Figura 3.4 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(2) - Sudeste



Fonte: Elaborado pelo autor.

Confirma-se a existência de um bom ajuste econométrico, evidenciado pelos critérios de informação AIC e SC em relação ao modelo linear, pelo baixo número de iterações do algoritmo utilizado, pela ocorrência de coeficientes individuais significativos, e pela coerência da classificação dos períodos em relação aos regimes. Não obstante, a figura com os gráficos referentes ao comportamento adequado dos erros gerados consta em anexo.

3.4.3 O ciclo de negócios da Região Sul

Pôde-se observar na análise dos resultados da economia nacional que os coeficientes defasados da região Sul impactam negativamente o próprio desempenho. O objetivo desta subseção é detalhar essa relação através da análise multivariada dos estados que compõem a região. A tabela a seguir relaciona os modelos MS-VAR de melhor ajuste.

Tabela 3.14 – Comparação entre os modelos estimados (Sul)

MSVAR	AIC	SC	AIC (Linear)	SC (Linear)
MSIA(3) – VAR(1)	-9.6192	-7.2387	-8.2828	-7.3902
MSI(3) – VAR(3)	-10.1553	-7.7656	-8.7350	-6.9427
MSMH(2) – VAR(1)	-9.0440	-7.6058	-8.2828	-7.3902
MSIAH(2) - VAR(2)	-10.4608	-7.6754	-8.6116	-7.2686
MSM(2) – VAR(3)	-9.3786	-7.3373	-8.7350	-6.9427
MSI(2) – VAR(3)	-9.3691	-7.3279	-8.7350	-6.9427
MSM(2) – VAR(4)	-9.8672	-7.3819	-9.2218	-6.9850
MSI(2) – VAR(4)	-11.9369	-9.4515	-9.2218	-6.9850
MSI(3) – VAR(4)	-13.3179	-10.4846	-9.2218	-6.9850

Fonte: Elaborado pelo autor.

Oito modelos mostraram-se superiores aos seus equivalentes lineares, nos dois critérios estabelecidos. Analisando a tabela, percebe-se que os candidatos naturais seriam os modelos de intercepto condicionado com grande defasagem (MSI(2)-VAR(4) e MSI(3)-VAR(4)). Contudo, a despeito de alcançarem os menores valores nos critérios AIC e SC, tais modelos apresentaram a maioria dos coeficientes individuais sem significância estatística, além de erros sem as propriedades desejáveis. Portanto, coube escolher entre os outros dois modelos de melhor ajuste, MSI(3)-VAR(3) e MSIAH(2)-VAR(2). Tais modelos apresentaram desempenhos bastante semelhantes em relação aos critérios de ajuste, o que levou à escolha do modelo mais simples, MSI(3)-VAR(3), conforme sugere a literatura.

Tabela 3.15 – Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Sul)

EQ: modelo MSI(3)-VAR(3) para RS, PR, SC (1989 – 2008)			
Nº Obs. Eq. :	20	No sistema :	60
Nº Parâmetros :	48	Sistema Linear :	36
Nº Restrições :	6		
Nº Nuisance p.:	6		
Log-Likelihood :	149.5533	Sistema Linear :	123.3499
Critério AIC :	-10.1553	Sistema Linear :	-8.7350
Critério HQ :	-9.6888	Sistema Linear :	-8.3851
Critério SC :	-7.7656	Sistema Linear :	-6.9427
Teste de Linearidade LR : 52.4068			
Chi(6)=[0.0000] ** Chi(12)=[0.0000] ** DAVIES=[0.0000] **			

Fonte: Elaborado pelo autor.

O algoritmo alcançou convergência em treze iterações. Todos os critérios apontam para a superioridade do MSI(3)-VAR(3) em relação ao sistema linear. Esta é a justificativa inicial para a utilização das quebras de regime para o estudo dos ciclos de negócios. Como no modelo escolhido não há condicionamento aos parâmetros autoregressivos, o melhor ajuste alcançado deve-se exclusivamente às mudanças markovianas no intercepto dos estados que compõem a região Sul. A tabela a seguir expõe a matriz de transição resultante do modelo.

Tabela 3.16 - Matriz de Transição Markoviana (Sul)

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0.3333	0.6666	$7.496 e^{-005}$
Regime 2	$2.958e^{-085}$	0.8211	0.1789
Regime 3	0.4648	0.2324	0.3028

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação ao cenário de recessão (Regime 1), a maior probabilidade é a mudança para um cenário de estagnação econômica, em contraste com a possibilidade quase nula de alcançar o regime de expansão. Estando em estagnação (Regime 2), as economias da região Sul apresentam elevada estabilidade (82% de probabilidade de permanência), frente a possibilidades pequenas de mudança para expansão (17,89%) e chances quase nulas de entrar em recessão. Já o regime de expansão econômica apresenta resultados pouco intuitivos, sendo maior a probabilidade de entrar diretamente em um regime de recessão. Tal ocorrência está ligada à instabilidade econômica verificada na região Sul na década de noventa (de 1989 para 1990 e de 1994 para 1995), conforme será exposto posteriormente. A conclusão mais geral que pode-se extrair da matriz de transição é que o regime de estagnação econômica apresenta altas probabilidades, indicando sua alta ocorrência no período, o que será confirmado através da tabela a seguir:

Tabela 3.17 - Dados adicionais dos regimes (Sul)

	nº Obs.	Prob.	Duração
Regime 1	3.0	0.1246	1.50
Regime 2	13.0	0.6966	5.59
Regime 3	4.0	0.1788	1.43

Fonte: Elaborado pelo autor.

Um resultado comum na literatura de ciclos de negócios é a assimetria entre os períodos de recessão e expansão da economia, o que foi confirmado na análise nacional e no Sudeste. Contudo, a região Sul apresenta comportamento diferente neste aspecto, visto que tais regimes têm duração e probabilidades semelhantes. Conforme já observado, existe uma clara predominância do cenário de estagnação frente aos demais. Tal predominância pode ser observada no número de observações, na probabilidade, e também na duração do cenário de estagnação (regime 2).

Tabela 3.18 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(3) - Sul

	RS	PR	SC
Const (Reg. 1)	-0.0891	-0.1279	-0.1810
Const (Reg. 2)	0.0122*	0.0168	0.0416
Const (Reg. 3)	0.0683	0.1089	0.0778
RS(t-1)	0.1418*	-0.6224	0.8998
RS(t-2)	-0.4461	-0.1375*	-0.1907*
RS(t-3)	0.2925*	0.3929	1.0616
PR(t-1)	-0.3602	-0.2681	-0.6013
PR(t-2)	-0.1122*	-0.3069	0.4926
PR(t-3)	-0.3865	-1.0158	-0.6552
SC(t-1)	-0.0042*	0.4897	-0.2633*
SC(t-2)	0.1525*	0.4515	0.0203*
SC(t-3)	0.1656*	0.4439	0.3626
Erro Padrão	0.0181	0.0132	0.0221

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação aos interceptos condicionados, apenas o coeficiente do Rio Grande do Sul para o cenário de estagnação mostrou-se não significativo. Tal fato indica a relevância da modelagem proposta para o correto entendimento do comportamento de curto prazo das economias analisadas. Um resultado geral perceptível é que no cenário de recessão as economias são mais afetadas do que no cenário de expansão. Não obstante, o pior desempenho é o de Santa Catarina, que apresenta queda da produção per capita mais contundente do que RS e PR. Já o Rio Grande do Sul apresenta menor variação entre os cenários de recessão e expansão, o que corrobora a não significância do cenário intermediário. Do ponto de vista relativo, pode-se dizer que um cenário de recessão melhora a situação do RS (que perde menos), um cenário de estagnação melhora a situação de SC (que tem crescimento moderado), e um cenário de expansão é favorável ao PR (que cresce mais rapidamente)⁶⁹.

Quanto às defasagens, a análise aqui empreendida é um detalhamento da relação negativa verificada do ponto de vista regional, sublinhada no início desta subseção⁷⁰. Novamente separa-se a análise entre a diagonal descendente, que mostra a relação de cada economia defasada com ela própria; e os demais coeficientes, que mostram as relações cruzadas (intra-regionais) entre as séries observadas.

Em relação à diagonal descendente, conclui-se que o resultado geral de relação defasada negativa é fortemente influenciado pelos parâmetros do Paraná, visto que as três defasagens do estado são significativas e negativas. Tal resultado é coerente com o encontrado por Portugal e Moraes (2008). No Rio Grande do Sul e em Santa Catarina os efeitos são mais

⁶⁹ Obviamente, em termos absolutos, o cenário de expansão é melhor para todas as economias.

⁷⁰ Parâmetros -0.9403 e -1.7630 estimados para o Sul, dentro do modelo para a economia regional brasileira.

fracos, sendo que apenas uma das defasagens, em cada estado, mostrou-se significativa. Em relação aos efeitos cruzados, destaca-se o efeito positivo dos parâmetros defasados do Rio Grande do Sul no desempenho de Santa Catarina, que por sua vez exerce o mesmo efeito sobre o desempenho do Paraná. Há, portanto, um interessante efeito cumulativo, onde a defasagem do RS impacta positivamente o estado atual de SC, que no período seguinte impacta positivamente o estado contemporâneo do Paraná. Os demais efeitos cruzados são de magnitude moderada.

Destaca-se ainda a alta proporção de coeficientes não significativos relacionados ao Rio Grande do Sul, o que pode ser confirmado através de uma inspeção visual vertical: sete dos doze parâmetros relacionados ao estado são insignificantes, sendo que no Paraná tal proporção é de 3/12 e em Santa Catarina de apenas 1/12. A tabela a seguir complementa a análise através das correlações contemporâneas.

Tabela 3.19 - Correlações Contemporâneas (Sul)

	RS	PR	SC
RS	1.0000	-0.0858	0.2965
PR	-0.0858	1.0000	0.5314
SC	0.2965	0.5314	1.0000

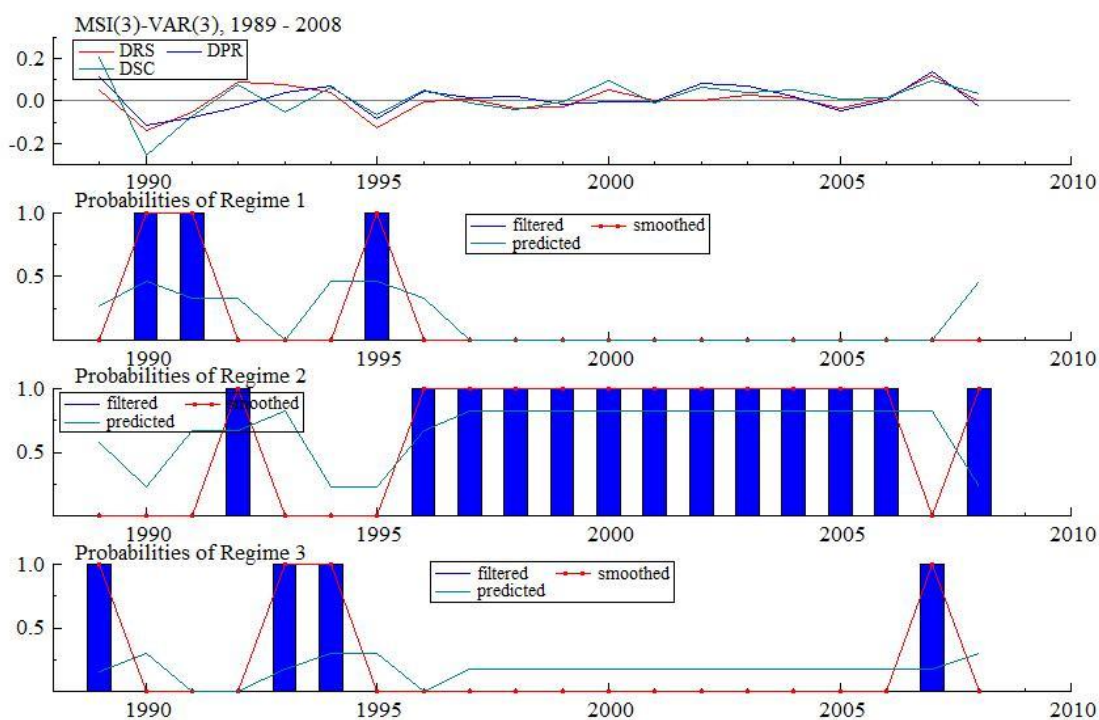
Fonte: Elaborado pelo autor.

A matriz de correlações contemporâneas apresenta resultados compatíveis com os obtidos para o Brasil: relações essencialmente positivas e de intensidade média. O efeito positivo defasado do Rio Grande do Sul no desempenho econômico de Santa Catarina é atenuado quando as duas economias são analisadas no mesmo período, a correlação entre as séries é de 29.6%. Já o efeito defasado de Santa Catarina no desempenho do Paraná verifica-se também contemporaneamente, com grau de associação de 53.14% entre as séries⁷¹.

A figura a seguir permite a classificação dos períodos da amostra utilizada entre os regimes considerados, além da verificação dos ciclos conjuntos. Um ponto interessante é comparar tal classificação com aquela obtida para o Brasil. É possível que determinados anos sejam classificados de forma divergente, mas espera-se em termos gerais classificações compatíveis, tal qual verificou-se entre a economia nacional e o Sudeste.

⁷¹ Já foi referido que uma correlação não indica causalidade, mas esta já foi inferida em relação aos coeficientes defasados.

Figura 3.5 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Sul)

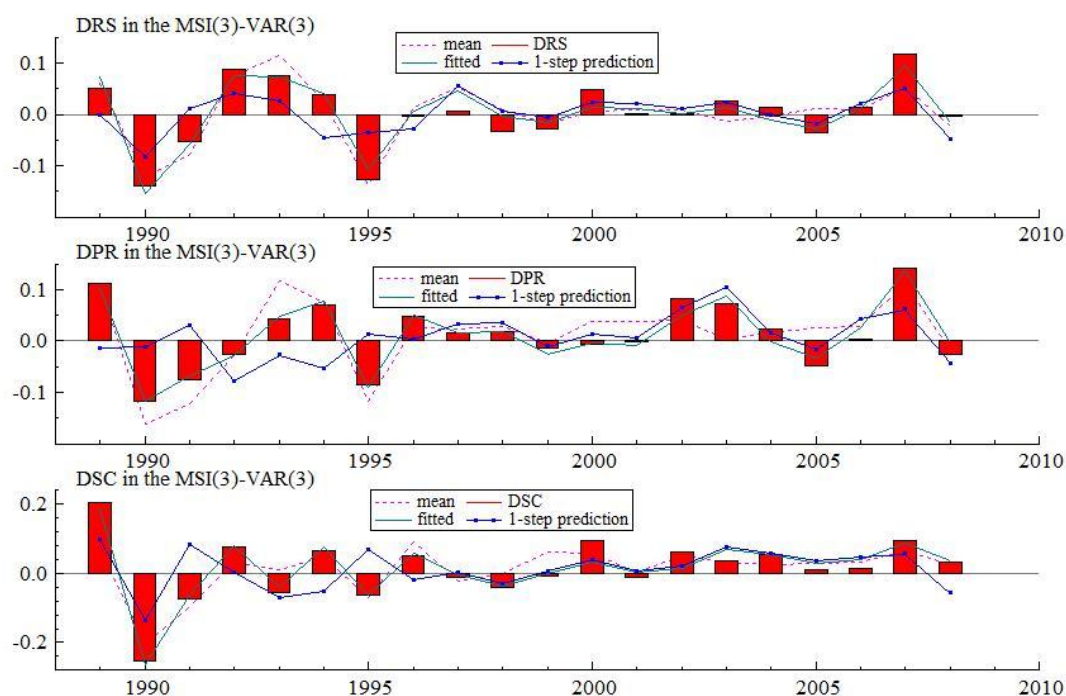


Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação aos ciclos conjuntos, observa-se maior oscilação no início da amostra. Após o Plano Real, os ciclos da região Sul mostraram-se bastante estáveis. Em relação à classificação dos períodos, como já era esperado, tendo em vista as durações dos regimes apresentadas, observa-se a predominância de um cenário de estagnação, especialmente na segunda metade da série analisada. Este resultado é coerente com a estabilização macroeconômica verificada no país pós 1994. Sublinha-se que boa parte dos períodos classificados como de expansão para o Brasil, pós-estabilização, são identificados como de estagnação para a região Sul. Provavelmente esse resultado seja vinculado à perda de importância relativa do Sul em relação ao Centro Oeste no período, ou seja, a região Sul não conseguiu se inserir no ambiente de expansão econômica experimentado pela economia nacional. Tal resultado também é coerente com o crescimento superior de Santa Catarina em relação ao RS e PR, visto que o predominante regime de estagnação favorece o desempenho do estado, conforme já apontado.

A figura a seguir é exposta no sentido de evidenciar visualmente o correto ajuste do modelo MSI(3)-VAR(3) para o entendimento das trajetórias de curto prazo da região Sul. Não obstante, a figura que permite visualizar o comportamento adequado dos erros gerados pelo modelo consta em anexo.

Figura 3.6 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(3) - Sul



Fonte: Elaborado pelo autor.

3.4.4 O ciclo de negócios da Região Centro Oeste

Uma simples inspeção do gráfico do PIB per capita das regiões brasileiras permite concluir que o Centro Oeste obteve desempenho diferente das demais economias no período analisado. O modelo estimado na seção 3.4.1, de curto prazo, mostra duas características interessantes da região: obteve crescimento positivo mesmo no cenário nacional de estagnação, assim como alcançou o maior crescimento no cenário de expansão e; ao lado da região Sul, teve seu desempenho econômico explicado por suas defasagens (coeficientes de 0.4279 e -5818 , respectivamente). Tais resultados serão agora detalhados, sendo o primeiro passo a escolha do modelo MS-VAR apropriado.

Tabela 3.20 – Comparação entre os modelos estimados (Centro Oeste)

MSVAR	AIC	SC	AIC (Linear)	SC (Linear)
MSIA(3) – VAR(1)	-12.0777	-8.3087	-7.0115	-5.5237
MSIH(2) – VAR(1)	-9.6582	-7.3770	-7.0115	-5.5237
MSIA(2) – VAR(1)	-7.4296	-4.8507	-7.0115	-5.5237
MSI(2) – VAR(3)	-7.7399	-4.3544	-6.4258	-3.3390

Fonte: Elaborado pelo autor.

Apenas três modelos obtiveram ajustes melhores que os correspondentes lineares, nos dois critérios estabelecidos. Dentre esses, o modelo MSIA(3)-VAR(1) mostrou-se o mais adequado, em todos os critérios estabelecidos. Cabe salientar que os três modelos estudados até então (Brasil, Sudeste e Sul) pertenciam à mesma família MSI-VAR, mas o representante dessa classe de modelos alcançou ajuste sensivelmente pior para a região Centro Oeste, quando comparado com o MSIA-VAR escolhido.

Esse fato é um importante indicador de que a dinâmica de curto prazo da região é mais complexa que as demais, visto que foi preciso condicionar aos regimes markovianos não só os interceptos, mas também os parâmetros autoregressivos. Tal estado de exceção, se confirmado, é compatível com o fato de que o Centro Oeste é a única região brasileira com crescimento diferenciado no período, em termos de PIB per capita. A tabela a seguir permite a comparação do MS-VAR considerado em relação ao modelo linear.

Tabela 3.21 – Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear

EQ: modelo MSIA(3)-VAR(1) para MT,MS,DF,GO (1987 – 2008)			
Nº Obs. Eq. :	22	No sistema :	88
Nº Parâmetros :	72	Sistema Linear :	30
Nº Restrições :	40		
Nº Nuisance p.:	6		
Log-Likelihood :	208.8552	Sistema Linear :	107.1262
Critério AIC :	-12.0777	Sistema Linear :	-7.0115
Critério HQ :	-11.1899	Sistema Linear :	-6.6610
Critério SC :	-8.3087	Sistema Linear :	-5.5237
Teste de Linearidade LR : 203.4580			
Chi(40)=[0.0000] ** Chi(46)=[0.0000] ** DAVIES=[0.0000] **			

Fonte: Elaborado pelo autor.

O algoritmo apresentou convergência após oito iterações. Percebe-se que, pelo fato do modelo ser mais complexo em relação aos analisados anteriormente, há um aumento expressivo do número de restrições, ocasionando assim perdas nos graus de liberdade. A despeito desse fato, e mesmo a amostra considerada sendo relativamente pequena, o modelo mostrou-se muito bem ajustado em todos os aspectos. Além disso, a esperada superioridade em relação ao modelo linear teve caráter expressivo, o que pode ser atestado mesmo de acordo com o critério SC, o mais rigoroso em relação a modelos mais complexos. A seguir a matriz de Markov correspondente.

Tabela 3.22 - Matriz de Transição Markoviana (Centro Oeste)

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0.5414	0.1529	0.3057
Regime 2	2.521e ⁻⁰⁰⁶	0.9000	0.1000
Regime 3	0.4495	0.1835	0.3670

Fonte: Elaborado pelo autor.

Assim como a matriz de transição do Sudeste mostrou-se bastante semelhante à do Brasil, é interessante observar a grande similaridade entre a do Centro Oeste e a do Sul. As probabilidades de transição partindo dos cenários de estagnação e expansão são muito parecidas entre as duas regiões, inclusive a pouco intuitiva probabilidade de mudança do regime de expansão para o regime de recessão econômica (46% para o Sul e 45% para o Centro Oeste)⁷². Destaca-se também a alta probabilidade de estabilidade do regime de estagnação, e a possibilidade quase nula de passar desse cenário para a recessão econômica. Além disso, a probabilidade de estabilidade do regime 01 também é alta na região, 54.14%.

Não obstante, a referida similaridade entre as matrizes de transição das duas regiões é um resultado ainda mais forte se considerar-se que foram geradas por modelos distintos. O modelo estimado para a região Sul tem apenas o intercepto condicionado pelo regime markoviano, enquanto o estimado para a região Centro Oeste tem intercepto e parâmetros autoregressivos condicionados. Dentre as possíveis explicações para tal acontecimento, especula-se dois fatos: a estrutura produtiva semelhante entre as regiões, baseadas fortemente na agropecuária voltada ao setor externo; e o fato de terem sido as duas únicas regiões com coeficientes significativos na diagonal descendente do modelo nacional. A tabela a seguir permite a análise de assimetria temporal entre os regimes.

Tabela 3.23 - Dados adicionais dos regimes (Centro Oeste)

	nº Obs.	Prob.	Duração
Regime 1	6.0	0.1845	2.18
Regime 2	11.0	0.6273	10.00
Regime 3	5.0	0.1882	1.58

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme esperado, chega-se ao mesmo resultado verificado na região Sul: a predominância do cenário de estagnação em relação aos demais e a longa duração do mesmo, em oposição à pequena probabilidade e curta duração dos cenários de recessão e expansão.

⁷² No Sul, tal ocorrência deve-se prioritariamente aos períodos 1989/1990 e 1994/1995, enquanto no Centro Oeste deve-se ao período 1991/1992 e 1994/1995.

Não é verificada, portanto, a assimetria entre os regimes extremos, comum na literatura e evidenciada na análise nacional e do Sudeste. A tabela a seguir traz os resultados mais importantes, os coeficientes estimados pelo modelo MS-VAR. Ressalta-se que nesse caso, além do intercepto, os parâmetros autoregressivos também variam condicionados aos diferentes regimes.

Tabela 3.24 - Coeficientes Estimados do MSIA(3)-VAR(1) – Centro Oeste

	MT	MS	DF	GO
Const (Reg. 1)	-0.0764	-0.0540	0.0160*	0.0335
Const (Reg. 2)	0.0249	0.0329	0.0684	0.0471
Const (Reg. 3)	0.2499	-0.0230	0.2674	0.2164
MT(t-1) (Reg. 1)	0.8487	0.5382	0.8457*	0.0633*
MS(t-1) (Reg. 1)	0.4560*	-0.0038*	-0.3528*	-1.4558
DF(t-1) (Reg. 1)	0.5071	-0.0162*	-0.6281	-0.5090
GO(t-1) (Reg. 1)	-1.9786	-0.6332	-0.2943*	0.9267
MT(t-1) (Reg. 2)	-0.4315	-0.4499	0.0089*	-0.3688
MS(t-1) (Reg. 2)	2.0021	0.1721*	-0.7010*	-0.1028*
DF(t-1) (Reg. 2)	-0.1204*	-0.2271	-0.8562	-0.5325
GO(t-1) (Reg. 2)	-0.5517*	0.6240	0.7683*	0.6761
MT(t-1) (Reg. 3)	-0.6601	0.7660	-2.1859	-0.9110
MS(t-1) (Reg. 3)	0.8287	-0.2262	1.6351	1.5723
DF(t-1) (Reg. 3)	1.2697	-0.9506	0.8288	0.7662
GO(t-1) (Reg. 3)	-1.6011	1.1073	-0.2258*	-1.0225
Erro Padrão	0.0337	0.0111	0.0553	0.0203

Fonte: Elaborado pelo autor.

A análise dos interceptos condicionados não muda em relação ao que vem sendo feito para as demais regiões. O único intercepto não significativo é o do Distrito Federal para o cenário de recessão. Contudo, a magnitude dos coeficientes estimados difere um pouco em relação ao verificado nos modelos anteriores. Note que, como o Centro Oeste teve alto crescimento no período analisado, as economias estaduais apresentam crescimento positivo no cenário caracterizado como de estagnação, bem como crescimento bastante alto no cenário de expansão econômica. A exceção é o Mato Grosso do Sul, que tem retração do PIB per capita no cenário de expansão econômica, apresentando melhor desempenho no cenário de estagnação. Em geral, não há grande diferença dos coeficientes entre os cenários de recessão e estagnação, a mudança mais significativa se dá na ocorrência de expansão econômica.

Se o modo de analisar os interceptos manteve-se, o mesmo não se pode dizer dos coeficientes defasados, pois em um MSIA-VAR eles também são condicionados aos regimes econômicos. Portanto, temos o triplo de coeficientes em relação ao que tínhamos em um MSI-VAR correspondente. Dentro do raciocínio que vinha sendo feito, temos agora três diagonais descendentes, bem como três tipos de efeitos cruzados, condicionados aos regimes. Uma

característica observada para a região é que o modelo alcança melhor ajuste individual no regime de expansão econômica: nos regimes 01 e 02 obtêm-se a mesma proporção de coeficientes defasados não significativos: 43.75%, enquanto no cenário de expansão tal proporção cai para apenas 6.25%.

Em relação às diagonais descendentes os principais resultados são: (i) o Mato Grosso depende positivamente de sua defasagem no cenário de recessão, mas negativamente nos demais cenários; (ii) o Mato Grosso do Sul só tem coeficiente significativo no cenário de expansão, mesmo assim o número é relativamente baixo (-0.2262); (iii) o Distrito Federal depende negativamente de sua defasagem nos cenários de recessão e estagnação, e positivamente no cenário de expansão; e por fim (iv) Goiás depende positivamente nos dois primeiros cenários, e negativamente no cenário de expansão. Tais fatos explicitam a necessidade de se condicionar o termo autoregressivo no Centro Oeste, visto que as economias estaduais apresentam resultados significativos e bastante distintos nos diferentes regimes.

Em relação aos efeitos cruzados, ressalta-se a relação nula do desempenho do Distrito Federal com as defasagens dos outros estados, exceto no regime de expansão, onde a mesma torna-se significativa e forte. No outro extremo encontra-se o Mato Grosso do Sul, que tem seu desempenho bastante explicado pelas defasagens cruzadas, em todos os regimes. Outro resultado interessante é que o único estado cujos sinais dos coeficientes significativos em relação às defasagens dos demais não sofrem influência dos cenários econômicos é o Mato Grosso. O estado apresenta relação positiva com as defasagens de MS e DF e negativa com as defasagens de GO. A tabela a seguir mostra as correlações contemporâneas.

Tabela 3.25 - Correlações Contemporâneas (Centro Oeste)

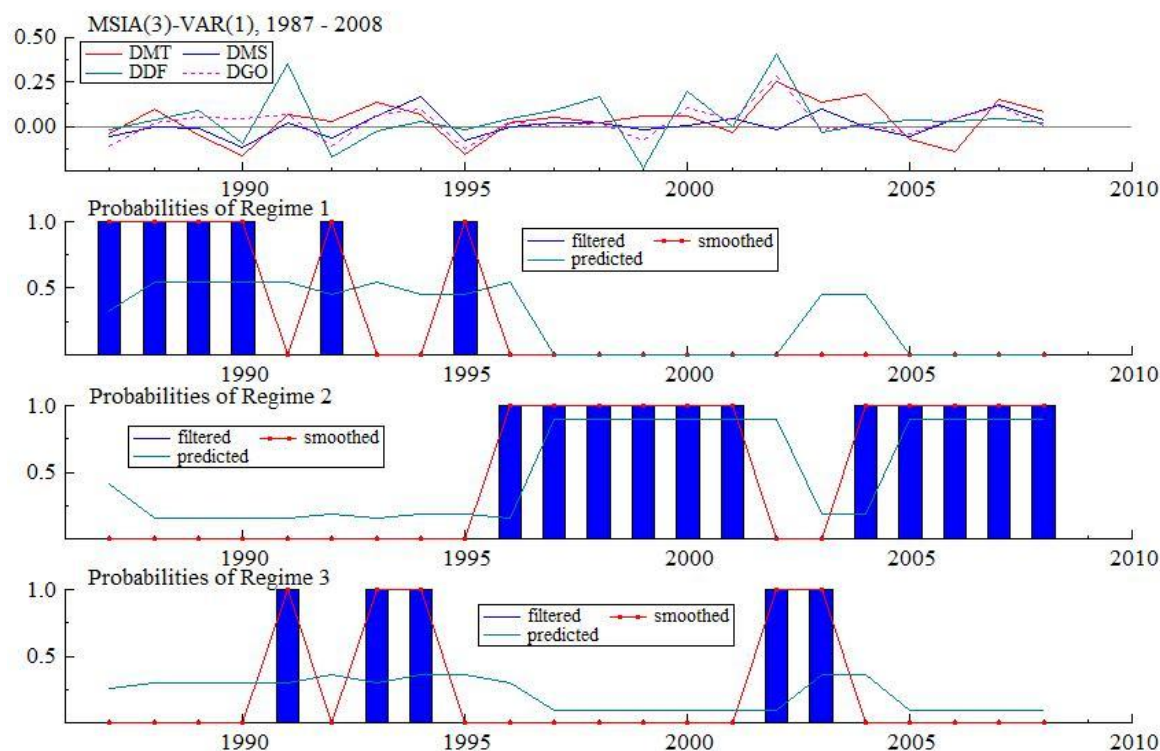
	MT	MS	DF	GO
MT	1.0000	-0.3082	-0.1576	-0.1404
MS	-0.3082	1.0000	0.6950	0.8877
DF	-0.1576	0.6950	1.0000	0.6542
GO	-0.1404	0.8877	0.6542	1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

A matriz de correlações contemporâneas nos permite atestar que o grau de associação interno do crescimento de curto prazo das economias que compõem o Centro Oeste é razoavelmente alto. Destaca-se a associação negativa do Mato Grosso com todos os demais, o que não é um resultado padrão. Um atenuante é que tais associações são baixas, especialmente em relação ao Distrito Federal e Goiás. Como já referido, tais matrizes servem

basicamente para atestar o grau de integração das economias regionais analisadas, o que justifica a abordagem multivariada proposta. Se a maioria das correlações geradas nos diversos modelos fosse baixa, a suposição de que as economias estão expostas similarmente aos ciclos econômicos seria muito forte. Analisa-se a seguir a classificação dos regimes e os ciclos.

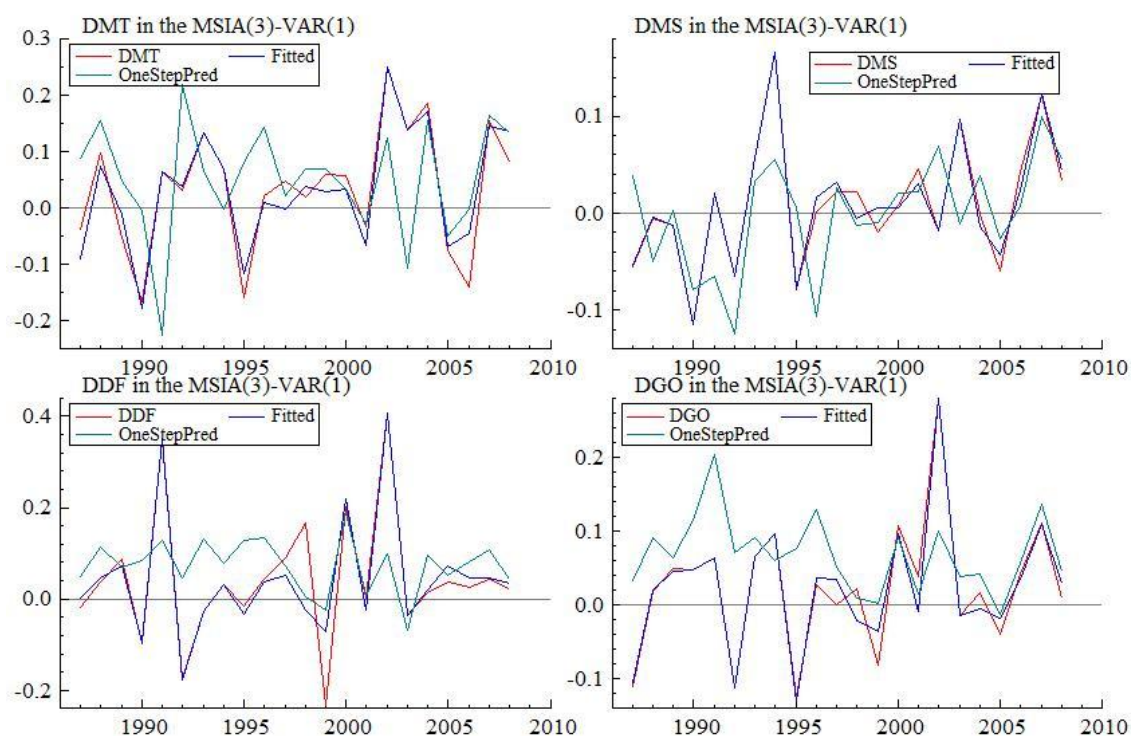
Figura 3.7 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Centro Oeste)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto aos ciclos, percebe-se que após o ano 2000 há um relativo descolamento do Mato Grosso do Sul em relação às demais economias, o que desde então só não foi verificado em 2008. É possível também observar o comportamento mais volátil do Distrito Federal, apresentando picos em 1991, 1999 e 2002. Quanto à classificação dos regimes, fica clara a influência positiva do Plano Real na economia do Centro Oeste, pois após 1995 não houve nenhum período classificado como de recessão econômica, o que ocorreu, por exemplo, no Brasil em 1999 e no Sudeste em 1998 e 2001. A figura a seguir expõe o ajuste obtido pelo MSIA(3)-VAR(1).

Figura 3.8 - Ajuste individual das séries no modelo MSIA(3)-VAR(1) – Centro Oeste



Fonte: Elaborado pelo autor.

Percebe-se que o condicionamento dos parâmetros autoregressivos melhora o ajuste em relação aos modelos MSI-VAR. Pode-se intuir que o fato das séries temporais que compõem o Centro Oeste serem mais instáveis demandou um ajuste econométrico mais complexo, o que pode ser verificado através dos critérios de informação das tabelas 3.21 e 3.22. Os erros gerados pelo modelo estão expostos em anexo, através de uma figura.

3.4.5 O ciclo de negócios da Região Nordeste

Os dois resultados principais obtidos no modelo nacional relacionados à região Nordeste são: as variações pequenas de intercepto nos três cenários econômicos e a não significância estatística dos coeficientes defasados da diagonal descendente. Tais resultados serão detalhados. Contudo, cabe observar que o ciclo de negócios da região Nordeste mostrou-se mais difícil de ser modelado na forma multivariada em relação aos anteriores, o que provavelmente tem relação com o grande número de estados que compõem a região. A tabela a seguir expõe os modelos de melhor ajuste.

Tabela 3.26 – Comparação entre os modelos estimados (Nordeste)

MSVAR	AIC	SC	AIC (Linear)	SC (Linear)
MSI(3) – VAR(1)	-32.0018	-24.1165	-29.3355	-22.6405
MSM(2) – VAR(1)	-31.1337	-23.8931	-29.3355	-22.6405
MSI(2) – VAR(1)	-29.7275	-22.4870	-29.3355	-22.6405

Fonte: Elaborado pelo autor.

O baixo número obtido de modelos com bom ajuste confirma a dificuldade de explicar o ciclo de negócios do Nordeste na forma multivariada. Dentre os três modelos, descartou-se inicialmente o MSI(2)-VAR(1), pois o mesmo não é considerado melhor que o linear correspondente pelo critério SC. Os outros dois modelos obtiveram ajuste semelhante em relação aos parâmetros estabelecidos, escolheu-se o MSI(3)-VAR(1) pelo menor valor obtido nos critérios AIC e SC.

Tabela 3.27 – Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear

EQ: modelo MSI(3)-VAR(1) para PB , PI , CE, PE, SE, BA, MA, RN, AL (1987 -2008)			
Nº Obs. Eq. :	22	No sistema :	198
Nº Parâmetros :	159	Sistema Linear :	135
Nº Restrições :	18		
Nº Nuisance p.:	6		
Log-Likelihood :	511.0195	Sistema Linear :	457.6906
Critério AIC :	-32.0018	Sistema Linear :	-29.3355
Critério HQ :	-30.1442	Sistema Linear :	-27.7584
Critério SC :	-24.1165	Sistema Linear :	-22.6405
Teste de Linearidade LR : 106.6578			
Chi(18)=[0.0000] ** Chi(24)=[0.0000] ** DAVIES=[0.0000] **			

Fonte: Elaborado pelo autor.

O algoritmo convergiu em sete iterações. A tabela permite observar o alto número de parâmetros estimados, em decorrência do já referido alto número de estados da região. Por conta disso, os modelos com maior defasagem VAR(p) não alcançaram ajustes satisfatórios ou não foram estimados, por insuficiência de graus de liberdade. Contudo, a despeito das dificuldades, é possível constatar em todos os critérios a superioridade do MS-VAR em relação ao linear correspondente, o que legitima a análise proposta. A matriz de Markov correspondente pode ser escrita da seguinte forma:

Tabela 3.28 - Matriz de Transição Markoviana (Nordeste)

	Regime 1	Regime 2	Regime
Regime 1	0.3167	0.4100	0.2733
Regime 2	0.4641	0.2680	0.2680
Regime 3	0.1623	0.2792	0.5585

Fonte: Elaborado pelo autor.

Um fator interessante em relação à matriz é a não ocorrência de elementos nulos ou próximos de zero, o que ocorreu nos modelos anteriores. Mais do que isso, as probabilidades estão bem distribuídas pela matriz, sem ocorrência de valores altos. Tal resultado é um indício forte de grande oscilação da economia do Nordeste entre os cenários econômicos, o que será confirmado posteriormente. Nesse sentido, o único regime que tem probabilidade de estabilidade maior do que de mudanças é o de expansão econômica (55.85%).

Tabela 2.29 - Dados adicionais dos regimes (Nordeste)

	n° Obs.	Prob.	Duração
Regime 1	7.0	0.3045	1.46
Regime 2	7.0	0.3155	1.37
Regime 3	8.0	0.3800	2.26

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 2.29 permite constatar que, assim como para as regiões Sul e Centro Oeste, não é verificada assimetria na duração dos regimes de recessão e expansão. No caso da região Nordeste, há diferença, mas não o suficiente para se caracterizar uma assimetria: menos de um ano. Tanto as probabilidades de ocorrência dos regimes como o número de observações classificadas em cada cenário reforçam o resultado de grande oscilação do Nordeste entre os diferentes regimes. A tabela a seguir expõe os coeficientes individuais estimados.

Tabela 3.30 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(1) - Nordeste

	PB	PI	CE	PE	SE	BA	MA	RN	AL
Const (Reg. 1)	0.0056*	0.0266	-0.0132*	-0.0363	-0.0941	-0.0408	-0.0317*	-0.0344*	0.0019*
Const (Reg. 2)	-0.0196*	-0.0388	0.0121*	0.0158*	0.0821	0.0473	0.0508*	0.0648	-0.0350*
Const (Reg. 3)	0.0607	0.0762	0.0626	0.0304	0.0423	0.0338	0.0974	0.0635	0.0037*
PB(t-1)	0.3475	0.3481	0.1429*	0.1891*	0.3699*	-0.5448*	-0.2497*	0.0425*	-0.8082
PI(t-1)	0.0982*	-0.1805*	-0.1267*	0.2370*	-0.7472*	0.0259*	-0.2425*	-0.2701*	1.0606
CE(t-1)	-0.4868	-0.4637	-0.2398*	-0.0938*	0.0982*	-0.0699*	-0.5604*	0.0218*	-1.1529
PE(t-1)	-0.7758	-0.9797	0.0207*	-0.0051*	0.1512*	0.4783*	0.4359*	0.1356*	0.3557*
SE(t-1)	-0.0621*	0.1286	0.2475	-0.0967*	-0.0115*	0.0678*	0.2862*	0.0426*	0.6637
BA(t-1)	0.4629	0.0289*	-0.4925	0.3028*	-0.3672*	-0.3183*	-0.8535	0.3673*	-1.0711
MA(t-1)	0.1642*	0.5446	0.0553*	-0.1889*	-0.4588*	-0.1711*	0.2303*	-0.0417*	0.5721
RN(t-1)	0.0843*	-0.0561*	-0.1258*	-0.2722	0.5374	0.1615*	0.2432*	-0.6325	0.2454*
AL(t-1)	-0.2531	-0.0945	0.2012	0.0228*	0.5241	0.2321*	0.1471*	-0.0456*	-0.2157
Erro Padrão	0.0185	0.0114	0.0292	0.0236	0.0478	0.0329	0.0521	0.0367	0.0348

Fonte: Elaborado pelo autor

A principal análise que se pode fazer em relação à tabela 3.30 é a dos interceptos condicionados, visto que os coeficientes defasados são não significativos, em sua maioria. Três economias apresentam interceptos significativos para todos os cenários: Piauí, que tem como principal resultado o fato de ter desempenho pior sob regime de estagnação do que em recessão; Sergipe, que pelo contrário tem desempenho sob regime de estagnação melhor do que em expansão; e Bahia que não apresenta diferenças significativas entre os cenários de estagnação e expansão.

Analisando isoladamente o cenário de recessão, percebe-se quatro interceptos significativos, sendo que três com o resultado esperado, coeficientes negativos. Em relação ao cenário de estagnação, também quatro interceptos significativos, mas nenhum com o resultado esperado, ou seja, coeficiente próximo de zero: o Piauí tem coeficiente negativo, e os demais estados (SE, BA e RN) têm coeficientes positivos, mais compatíveis com um ambiente de expansão econômica. No regime 03, apenas um intercepto mostrou-se não significativo, os demais coeficientes têm o sinal positivo esperado, embora variando em magnitude.

De forma geral, pode-se dizer que um cenário recessivo favorece relativamente o Piauí, um cenário de estagnação favorece o Sergipe, enquanto um cenário de expansão econômica favorece relativamente o Maranhão. Contudo, o resultado mais importante não é o desempenho relativo das economias e sim o fato de que seu comportamento em relação aos diferentes regimes é bastante heterogêneo.

Quanto aos componentes autoregressivos, analisando a diagonal descendente conclui-se que apenas Paraíba, Rio Grande do Norte e Alagoas têm seu desempenho explicado pela própria defasagem. Sendo o primeiro com sinal positivo, e os outros dois com sinal negativo. Analisando as relações cruzadas, apenas Paraíba, Piauí e Alagoas têm seu desempenho explicado pela defasagem dos outros estados. O impacto mais forte é observado em Alagoas, que tem seu desempenho altamente explicado pelas defasagens de Pernambuco, Piauí, Ceará e Bahia.

É importante salientar que, a despeito do alto número de parâmetros não significativos, as propriedades desejáveis de um modelo de série temporal foram obtidas com o MSI(3)-VAR(1). Tal fato sugere que não há problema excepcional de ajuste econométrico e sim a existência de alguns estados com desempenhos econômicos de curto prazo pouco integrados dentro da região. A tabela a seguir expõe as correlações contemporâneas.

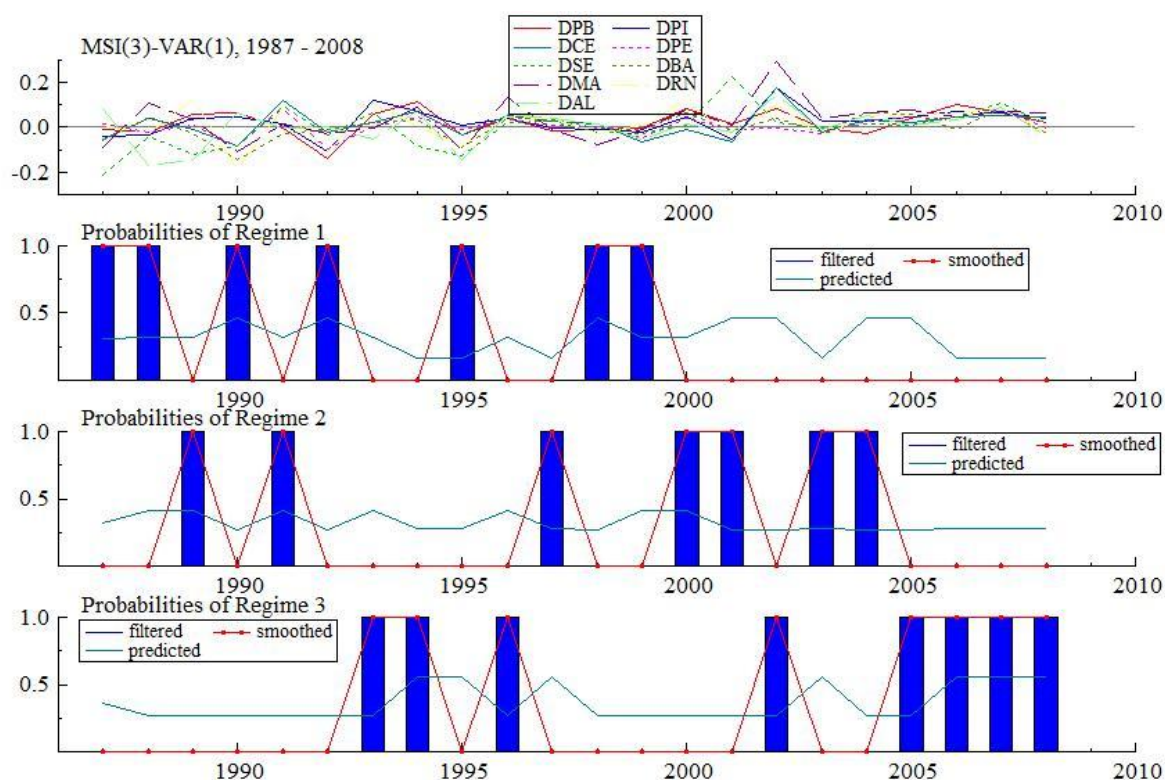
Tabela 3.31 - Correlações Contemporâneas (Nordeste)

	PB	PI	CE	PE	SE	BA	MA	RN	AL
PB	1.0000	0.3442	0.0983	0.3640	-0.2259	0.3274	0.2140	0.7865	0.2205
PI	0.3442	1.0000	0.5027	0.0655	-0.6631	0.3015	0.4743	0.2800	-0.0297
CE	0.0983	0.5027	1.0000	0.2642	-0.5820	0.1906	0.4346	0.1474	-0.2637
PE	0.3640	0.0655	0.2642	1.0000	-0.1959	0.7003	-0.0906	0.7425	0.4373
SE	-0.2259	-0.6631	-0.5820	-0.1959	1.0000	-0.2908	-0.4215	-0.3233	0.4763
BA	0.3274	0.3015	0.1906	0.7003	-0.2908	1.0000	0.4334	0.7933	0.2492
MA	0.2140	0.4743	0.4346	-0.0906	-0.4215	0.4334	1.0000	0.2954	-0.5052
RN	0.7865	0.2800	0.1474	0.7425	-0.3233	0.7933	0.2954	1.0000	0.2469
AL	0.2205	-0.0297	-0.2637	0.4373	0.4763	0.2492	-0.5052	0.2469	1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

A matriz de correlações contemporâneas do Nordeste não mostra resultados essencialmente diferentes daqueles obtidos para as demais regiões ou para o Brasil: há um grau de associação positivo e intermediário entre as economias. Para que tal resultado não seja considerado contraditório com o grande número de coeficientes defasados insignificantes da tabela anterior, é preciso diferenciar associação de integração. Por hipótese, o desempenho econômico de uma região é dito integrado quando há relações de causa-efeito entre as economias componentes, o que verificou-se em geral através dos coeficientes defasados das regiões analisadas anteriormente. O que parece existir no Nordeste é apenas associação, sem causalidade, no seguinte sentido: as economias têm movimentos similares (o que é comprovado pela predominância de entradas positivas e de magnitude intermediária na matriz de correlação), mas não são integradas, visto que em geral os coeficientes defasados mostraram-se insignificantes. Mais do que isso, o fato dos interceptos condicionados terem se mostrado significativos em sua maioria, denota que o desempenho das economias nordestinas está vinculado de forma mais relevante aos cenários macroeconômicos do que em aspectos intra-regionais. A figura a seguir permite a visualização dos ciclos e das classificações dos regimes.

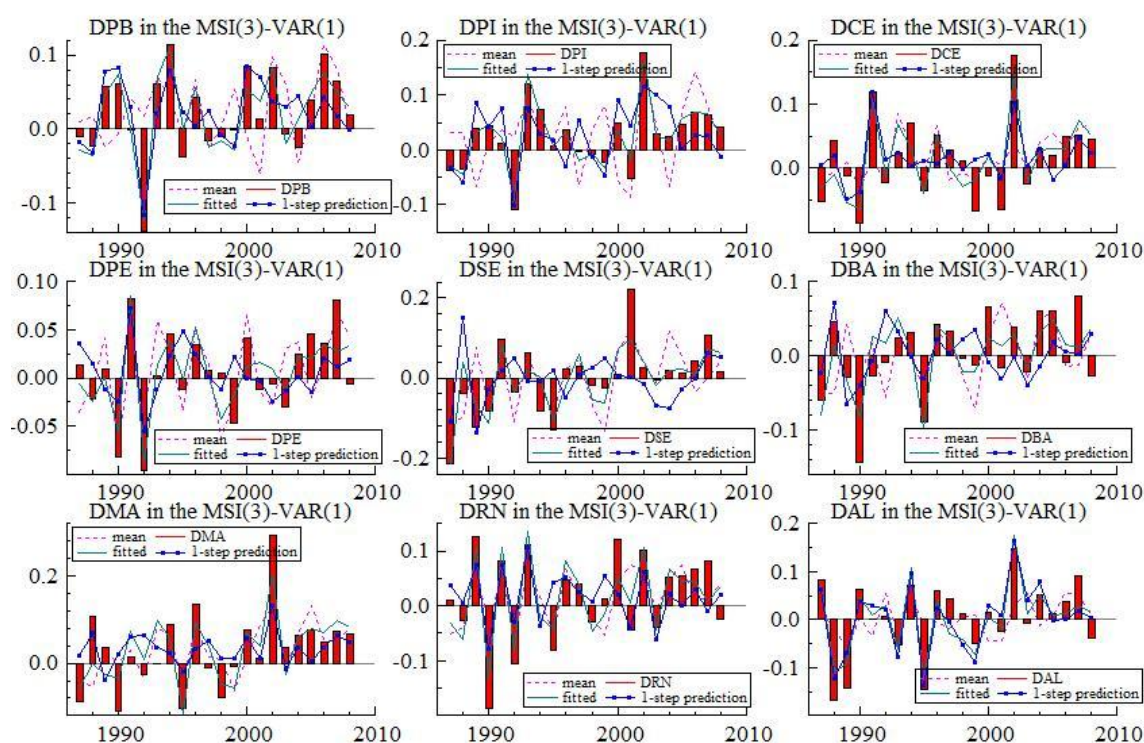
Figura 3.9 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Nordeste)



Fonte: Elaborado pelo autor.

A inspeção visual dos ciclos confirma o resultado obtido com as correlações contemporâneas, observa-se um grau de associação intermediário para a economia do Nordeste, tal qual verificado para as demais regiões. Quanto aos regimes, confirma-se a expectativa de que a região apresenta considerável oscilação entre os diferentes cenários, tendência só não verificada nos últimos quatro anos, quando a região estabilizou-se no regime de expansão. A figura a seguir expõe o ajuste obtido com a modelagem proposta.

Figura 3.10 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(1) - Nordeste



Fonte: Elaborado pelo autor.

Mais uma vez, a ocorrência de observações discrepantes – tradicionalmente problemáticas em modelos econométricos – mostra-se como argumento favorável a utilização de um MS-VAR, mesmo com as dificuldades relatadas nessa subseção. Movimentos extremos foram corretamente classificados nas probabilidades dos regimes, como os anos de 1992 (recessão) e 2002 (expansão). Os erros gerados constam em anexo.

3.4.6 O ciclo de negócios da Região Norte

Por fim, cabe analisar o desempenho de curto prazo da região Norte. Com o modelo nacional, as principais informações obtidas foram a não significância estatística do intercepto da região no regime de estagnação, a considerável perda que a região obtém no cenário de recessão, e o desempenho relativamente satisfatório no cenário de expansão econômica. A tabela a seguir expõe os modelos de melhor ajuste obtidos.

Tabela 3.32 – Comparação entre os modelos estimados (Norte)

MSVAR	AIC	SC	AIC (Linear)	SC (Linear)
MSI(3) – VAR(1)	-10.2464	-6.2294	-9.6276	-6.5033
MSM(2) – VAR(1)	-9.8939	-6.3728	-9.6276	-6.5033
MSI(2) – VAR(1)	-9.7988	-6.2777	-9.6276	-6.5033
MSIA(2) – VAR(1)	-16.7744	-11.4680	-9.6276	-6.5033
MSI(3) – VAR(2)	-16.9922	-11.1727	-11.3547	-6.4306
MSI(2) – VAR(2)	-12.8461	-7.5240	-11.3547	-6.4306

Fonte: Elaborado pelo autor.

Dos modelos corretamente estimados, apenas três mostraram-se superiores aos lineares correspondentes, um de maior complexidade (MSIA) e dois dos mais simples (MSI). Os critérios de informação fizeram com que a escolha final se desse entre o MSIA(2)-VAR(1) e o MSI(3)-VAR(2), que por sinal é o mesmo modelo de melhor ajuste para Brasil e Sudeste. Escolheu-se o segundo por ter menores estatísticas AIC e SC e também pelo critério de privilegiar a simplicidade, em casos limite.

Tabela 3.33 – Comparação entre MS-VAR e o Modelo Linear (Norte)

EQ: modelo MSI(3)-VAR(2) para AC,AP,RO,AM,RR,PA (1988 – 2008)			
Nº Obs. Eq. :	21	No sistema :	126
Nº Parâmetros :	117	Sistema Linear :	99
Nº Restrições :	12		
Nº Nuisance p.:	6		
Log-Likelihood :	295.4182	Sistema Linear :	218.2247
Critério AIC :	-16.9922	Sistema Linear :	-11.3547
Critério HQ :	-15.7292	Sistema Linear :	-10.2861
Critério SC :	-11.1727	Sistema Linear :	-6.4306
Teste de Linearidade LR : 154.3869			
Chi(12)=[0.0000] ** Chi(18)=[0.0000] ** DAVIES=[0.0000] **			

Fonte: Elaborado pelo autor.

O algoritmo apresenta convergência em treze iterações. Percebe-se a ampla superioridade do modelo em relação ao linear, em todos os aspectos considerados. A tabela a seguir expõe a matriz de Markov resultante do modelo proposto.

Tabela 3.34 - Matriz de Transição Markoviana (Norte)

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0.6666	2.959e ⁻⁰⁰⁵	0.3333
Regime 2	5.505e ⁻⁰⁷²	0.7650	0.2350
Regime 3	0.3670	0.4495	0.1835

Fonte: Elaborado pelo autor.

Ao contrário do Nordeste, que apresentou valores bastante homogêneos na matriz de transição, a região Norte apresenta probabilidade alta de permanência nos cenários de recessão e estagnação, o que é um resultado bastante negativo qualitativamente (66.6% em recessão e 76.5% em estagnação). O único estado de estabilidade que seria desejável é justamente o que destoa deste comportamento, visto que a probabilidade de continuidade em um cenário de expansão é de apenas 18%. Tais dados indicam a maior ocorrência de períodos de estagnação, o que pode ser visualizado também com a tabela a seguir.

Tabela 3.35 - Dados adicionais dos regimes (Norte)

	n° Obs.	Prob.	Duração
Regime 1	4.0	0.2743	3.00
Regime 2	12.0	0.4766	4.25
Regime 3	5.0	0.2491	1.22

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como era esperado, observa-se maior ocorrência, probabilidade e duração do regime de estagnação econômica. A respeito da assimetria apontada na literatura entre cenários de recessão e expansão econômica, ocorre justamente o oposto: o regime de expansão tem menos da metade da duração do regime de recessão, o que é novamente bastante negativo. A tabela a seguir mostra os coeficientes do modelo MS-VAR estimado.

Tabela 3.36 - Coeficientes Estimados do MSI(3)-VAR(2) - Norte

	AC	AP	RO	AM	RR	PA
Const (Reg. 1)	-0.0511*	-0.1110	-0.1281	-0.0584	-0.1251*	-0.1612
Const (Reg. 2)	0.0400	0.0233*	0.0187*	-0.0367	0.0644*	-0.0032*
Const (Reg. 3)	0.0481*	0.1160	0.0569	0.0734	0.1076	0.1353
AC(t-1)	0.0024*	0.0789*	0.8034*	-0.0254*	-0.9170*	0.3806*
AC(t-2)	-0.3206*	-0.2543*	-0.4705*	0.2559*	-1.8907	-0.4800*
AP(t-1)	-0.0840*	-0.5360	0.2143*	0.0418*	0.1122*	-0.1129*
AP(t-2)	0.0210*	-0.1862*	-0.0024*	-0.2176*	-0.1692*	0.3356
RO(t-1)	-0.0209*	-0.3332*	0.1157*	0.3611*	1.0576*	0.1542*
RO(t-2)	-0.2845*	-0.8107	-0.0108*	-0.0825*	-0.3026*	-0.8607
AM(t-1)	0.1190*	0.8753	0.1754*	0.0597*	-0.3329*	0.4289
AM(t-2)	0.1515*	0.6416	-0.1245*	-0.2008*	0.5539*	-0.2000*
RR(t-1)	-0.0998*	0.0814*	-0.3551	-0.0779*	-0.1634*	-0.1357*
RR(t-2)	0.3837	0.5136	0.3074*	0.1404*	0.9114	0.4710
PA(t-1)	0.2004*	0.1317*	-0.3465	-0.3310	0.2063*	-0.1891*
PA(t-2)	-0.0231*	0.3646*	-0.0743*	0.2382*	0.3921*	0.2655*
Erro Padrão	0.0526	0.0394	0.0472	0.0371	0.0903	0.0444

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tal qual verificado para o Nordeste, a região Norte caracteriza-se pela baixa proporção de coeficientes defasados significativos, o que sugere pouca integração econômica intra-

regional. Por isso, a análise mais contundente a ser feita é sobre os interceptos condicionados, que refletem o quanto os estados da região são sensíveis às mudanças no cenário econômico.

Coerentemente com o resultado do modelo nacional, que apontou a insignificância do intercepto do Norte no cenário de estagnação (cenário mais presente na região), os interceptos estaduais são não significativos estatisticamente no regime 02, exceção feita ao Acre e também Amazonas, justamente o estado do Norte com melhor desempenho econômico em termos de PIB per capita. Entre os regimes de recessão e expansão, os coeficientes têm o sinal esperado, bem como magnitude bastante semelhante com as verificadas nas demais regiões, exceção feita ao Centro Oeste que tem coeficientes maiores.

Ainda sobre os interceptos, observa-se que o Amazonas é o estado que apresenta a menor variação entre os cenários extremos, o que pode ser um indício de explicação pro seu desempenho econômico relativamente melhor que os demais. Do outro lado temos as economias do Amapá e Pará, com grandes variações de curto prazo entre recessões e expansões econômicas.

Sobre os coeficientes defasados, destaca-se inicialmente que na diagonal descendente, apenas a segunda defasagem do Amapá e de Roraima explicam o desempenho econômico destes estados (-0.1862 e 0.9114, respectivamente). Nos termos cruzados também é bastante baixo o número de relações significativas, destaca-se a influência positiva das defasagens do Amazonas no Amapá, e em menor medida no Pará. Estes dois estados também são influenciados positivamente pelo desempenho defasado de Roraima. A seguir a matriz de correlações contemporâneas.

Tabela 3.37 - Correlações Contemporâneas (Norte)

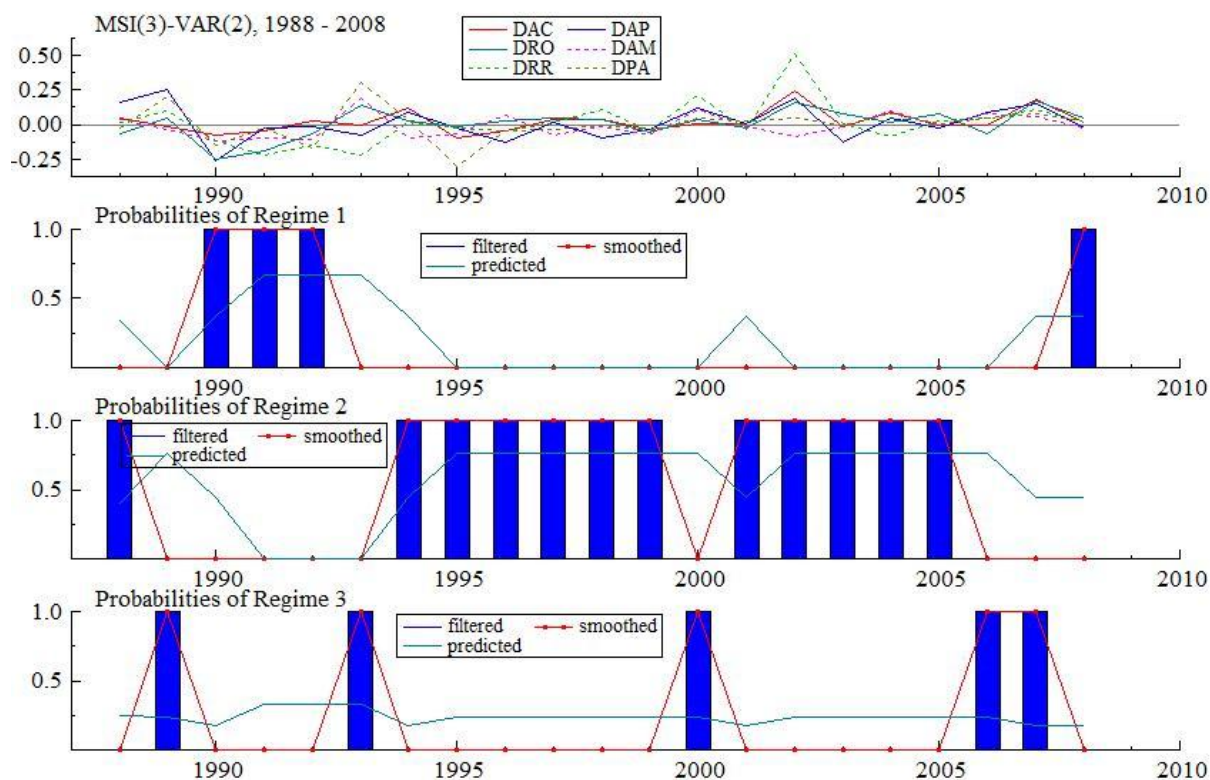
	AC	AP	RO	AM	RR	PA
AC	1.0000	0.2205	0.9650	0.1490	0.5076	0.0708
AP	0.2205	1.0000	0.2527	-0.7845	0.5104	-0.8279
RO	0.9650	0.2527	1.0000	0.2211	0.5213	-0.0037
AM	0.1490	-0.7845	0.2211	1.0000	-0.4601	0.7283
RR	0.5076	0.5104	0.5213	-0.4601	1.0000	-0.3903
PA	0.0708	-0.8279	-0.0037	0.7283	-0.3903	1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

O resultado indicado é o mesmo das demais, grau de associação intermediário entre as economias da região, o que permite especular sobre a formação de ciclos similares, e ao mesmo tempo serve de justificativa para a modelagem MS-VAR para o estudo do comportamento de curto prazo das economias regionais brasileiras. O que há de razoavelmente diferente no resultado do Norte é a maior ocorrência de associações negativas,

embora as positivas ainda sejam dominantes, conforme o esperado. Correlações contemporâneas positivas indicam que as economias aumentam ou diminuem suas taxas de crescimento com algum nível de coordenação. Tal fato não indica, conforme já salientado, que tais economias sejam integradas. A figura a seguir permite a visualização dos ciclos e a classificação dos regimes.

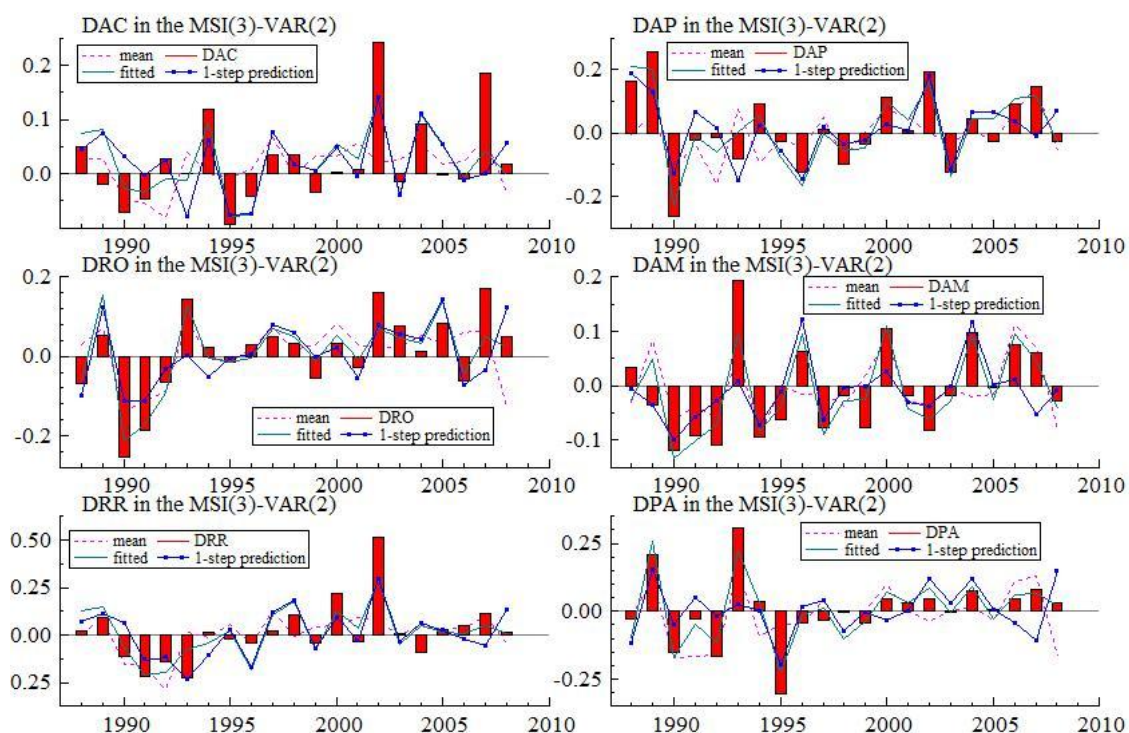
Figura 3.11 - Ciclos conjuntos e Classificação dos regimes (Norte)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto aos ciclos, confirma-se o resultado esperado, que se mostrou uma regularidade entre todos os modelos estimados, embora no Centro Oeste em menor intensidade: a similaridade dos ciclos econômicos dentro de cada região. Quanto à classificação dos regimes, confirma-se a tendência de predominância do cenário de estagnação. A figura a seguir mostra o ajuste individual das séries temporais no MS-VAR proposto.

Figura 3.12 - Ajuste individual das séries no modelo MSI(3)-VAR(2) - Norte



Fonte: Elaborado pelo autor.

Apesar do baixo número de coeficientes individuais significativos, o modelo mostrou-se bem ajustado, gerando erros com as características desejáveis, conforme exposto em anexo. A subseção a seguir encerra a análise empírica e tem como objetivo justificar a estimativa de diferentes modelos para as cinco regiões brasileiras, adicionalmente ao modelo nacional proposto.

3.4.7 Análise comparativa dos resultados regionais

Seria razoável questionar se a análise empírica isolada das cinco regiões acrescentou algo substancialmente em relação ao primeiro modelo, que afinal era composto por todas as regiões. No decorrer das últimas cinco subseções procurou-se mostrar alguns movimentos impossíveis de serem captados sem a utilização de dados estaduais, confirmando ou questionando a análise nacional proposta inicialmente. Não obstante, uma boa maneira de avaliar o quanto tais análises trouxeram de acréscimo é comparar a classificação dos regimes obtida em cada um dos casos. Se houver predominantemente concordância entre as

classificações obtidas nos seis modelos, é razoável supor que os resultados foram sobrepostos. Caso contrário, justifica-se a tentativa de explicar com mais detalhe os movimentos de curto prazo da economia regional brasileira. A tabela a seguir resume os resultados.

Tabela 3.38 – Classificação comparativa dos regimes

	BR	SE	S	CO	NE	N
1987	-	-	-	Recessão	Recessão	-
1988	Estagnação	Recessão	-	Recessão	Recessão	Estagnação
1989	Estagnação	Estagnação	Expansão	Recessão	Estagnação	Expansão
1990	Recessão	Recessão	Recessão	Recessão	Recessão	Recessão
1991	Estagnação	Recessão	Recessão	Expansão	Estagnação	Recessão
1992	Recessão	Estagnação	Estagnação	Recessão	Recessão	Recessão
1993	Expansão	Expansão	Expansão	Expansão	Expansão	Expansão
1994	Estagnação	Expansão	Expansão	Expansão	Expansão	Estagnação
1995	Recessão	Expansão	Recessão	Recessão	Recessão	Estagnação
1996	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Expansão	Estagnação
1997	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Estagnação
1998	Estagnação	Recessão	Estagnação	Estagnação	Recessão	Estagnação
1999	Recessão	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Recessão	Estagnação
2000	Expansão	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Expansão
2001	Expansão	Recessão	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Estagnação
2002	Expansão	Estagnação	Estagnação	Expansão	Expansão	Estagnação
2003	Expansão	Expansão	Estagnação	Expansão	Estagnação	Estagnação
2004	Expansão	Expansão	Estagnação	Estagnação	Estagnação	Estagnação
2005	Expansão	Expansão	Estagnação	Estagnação	Expansão	Estagnação
2006	Expansão	Expansão	Estagnação	Estagnação	Expansão	Expansão
2007	Expansão	Expansão	Expansão	Estagnação	Expansão	Expansão
2008	Expansão	Expansão	Estagnação	Estagnação	Expansão	Recessão

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em todo o período considerado na amostra, apenas três anos foram classificados igualmente em todos os modelos. Em contrapartida, quatro anos foram classificados com os três cenários econômicos distribuídos entre os seis modelos. Tais fatos não parecem deixar dúvidas de que caso fosse analisado apenas o primeiro modelo, muitos resultados não teriam sido plenamente captados.

A região que mais se assemelhou ao desempenho nacional foi a Nordeste: treze anos foram classificados igualmente, seguida por Norte e Sudeste, ambas com onze anos coincidentes. A classificação da região Sul coincidiu sete vezes com a nacional, enquanto a do Centro Oeste nove vezes⁷³.

Analisando não só as classificações, mas também as matrizes de Markov e correlações contemporâneas, parece haver três grupos bem definidos: (i) a economia do Sudeste apresenta comportamento de curto prazo bastante semelhante à economia nacional; (ii) as regiões Sul e

⁷³ Entre Sul e Centro Oeste, 14 classificações iguais.

Centro Oeste também têm desempenho bastante parecido, embora a última apresente coeficientes maiores de crescimento de curto prazo; (iii) as economias do Norte e Nordeste tem nível de associação compatíveis com as demais, mas apresentam-se pouco integradas internamente, sendo o condicionante macroeconômico mais importante para explicar o desempenho de ambas.

3.5 CONCLUSÃO

O presente ensaio teve como objetivo estudar empiricamente as flutuações de curto prazo da economia brasileira, através de uma abordagem regional. A questão mais ampla investigada foi o grau de similaridade dos ciclos econômicos regionais, bem como o diferente comportamento de cada economia nos cenários de recessão, estagnação e expansão. Para tanto, propôs-se como metodologia os modelos MS-VAR, consagrados na literatura para esse tipo de análise, desde o trabalho de Krolzig (1997). Tais modelos multivariados permitem investigar se as séries de tempo consideradas estão sujeitas similarmente aos choques macroeconômicos, bem como inferir sobre o comportamento dos parâmetros autoregressivos diante destes. O principal atrativo da modelagem proposta é a não linearidade propiciada pela consideração de mudanças de regime através de uma abordagem markoviana. Existe, portanto, a possibilidade de estudar as diferentes relações regionais existentes quando o cenário macroeconômico varia.

A revisão teórica apresentada permitiu atestar a compatibilidade da teoria dos ciclos reais com o problema de pesquisa proposto. A hipótese teórica de que o PIB per capita obtido em cada ano por determinada economia corresponde a um equilíbrio de mercado, ou seja, a suposta inexistência de um nível natural de produção é considerada coerente com a modelagem MS-VAR proposta por Krolzig (1997). Nesta proposta metodológica, o comportamento de cada economia é deduzido apenas através das próprias defasagens do PIB e dos diferentes cenários macroeconômicos originados pelos choques.

Contudo, procurou-se evidenciar teoricamente que uma noção mais ampla sobre os referidos choques é fundamental para que a teoria dos ciclos reais possa ser corretamente aplicada a um problema de pesquisa regional. Na visão mais restrita sobre a teoria dos ciclos reais, os choques são considerados como sendo apenas de produtividade, ou seja,

tecnológicos. Contudo, adotando uma visão mais ampla, considera-se como choques todos os eventos que interfiram direta e simultaneamente no desempenho das economias analisadas, como políticas econômicas ou crises internacionais. A vantagem da metodologia adotada é não precisar arbitrariamente definir quais são esses choques, pois os mesmos são identificados endogenamente através das quebras de Markov de primeira ordem.

Quanto aos resultados empíricos, todos os modelos utilizados no ensaio mostraram-se sensivelmente superiores aos seus equivalentes lineares, de acordo com todos os critérios econométricos usuais. Tal fato sugere que a metodologia adotada mostrou-se bastante adequada para pesquisar os ciclos econômicos brasileiros. O modelo mais geral, estimado para a economia brasileira através de suas cinco regiões, mostrou que há diferenças significativas no desempenho de curto prazo, quando os cenários econômicos são modificados por choques. A primeira diferença relevante é a assimetria verificada na duração dos regimes, sendo o de expansão mais duradouro do que o de recessão, o que é um resultado esperado de acordo com Romer (2006) e já verificado empiricamente para o Brasil, por Carvalho et. al. (2005). Outra diferença importante entre os regimes diz respeito à matriz de transição markoviana: a probabilidade de permanência em um regime de expansão é sensivelmente maior do que a de permanecer em um regime de recessão.

Ainda analisando a economia nacional, os coeficientes estimados através do modelo MS-VAR apresentaram sinais coerentes com a literatura. Quanto aos interceptos, a conclusão mais abrangente é que os ciclos das economias regionais são similares, visto que apresentaram os mesmos sinais em cada cenário considerado. Destaca-se que o efeito de uma recessão é maior no Centro Oeste e no Norte, em relação às demais regiões. Em relação aos regimes de estagnação e expansão, um resultado interessante é que para as regiões Centro Oeste, Sul e Sudeste, não são observadas grandes diferenças na magnitude dos parâmetros dos dois regimes. O Centro Oeste experimenta crescimento relativamente alto nos dois regimes, enquanto Sul e Sudeste experimentam crescimento moderado em ambos. Ademais, salienta-se que o único coeficiente, relativo aos interceptos, não significativo estatisticamente é o do Norte para o cenário de estagnação. Tal fato reforça a importância de se considerar as quebras de regimes para estudar os ciclos econômicos brasileiros.

Quanto aos coeficientes defasados, a conclusão geral é que o nível de integração regional é intermediário no curto prazo. Destaca-se dois resultados: em primeiro lugar, apenas as regiões Centro Oeste e Sul tiveram seu desempenho explicado pelas próprias defasagens, ambos negativamente; em segundo lugar, a fraca conexão regional do Norte com as demais economias do país, visto que a maioria dos coeficientes relacionados à região mostraram-se

não significativos. Quanto à classificação da amostra em relação aos regimes, na primeira metade do período analisado observou-se oscilação entre os cenários de recessão e estagnação, basicamente. Na segunda metade, verificou-se a predominância do regime de expansão econômica.

Expostos os resultados para a economia regional brasileira, cabe agora descrever os resultados obtidos com a análise individual de cada região, através de seus dados estaduais. Com isso, é possível concluir sobre resultados mais detalhados das economias, além de investigar se a análise conjunta dos cinco modelos regionais é coerente com o modelo estimado para a economia brasileira como um todo. Embora todos os estados estejam sujeitos aos mesmos choques macroeconômicos, o fato dos mesmos possuírem características individuais diferentes abre possibilidade para que sejam afetados de formas distintas.

Com efeito, a conclusão mais importante propiciada pela análise individual das regiões é que existem diferenças significativas no desempenho de curto prazo de cada economia, de tal forma que a simples análise agregada inicial não seria suficiente para captar todas as características da produção regional brasileira. Tal resultado serve como justificativa para a estratégia de pesquisa adotada no ensaio, ou seja, a aplicação de modelos MS-VAR para o caso geral e para os casos particulares da economia regional brasileira.

Conforme esperado, os resultados econométricos mostraram que a região Sudeste é consideravelmente semelhante à economia nacional, o que pode ser verificado com clareza em diversos aspectos: as matrizes de transição são bastante equivalentes, verifica-se a mesma assimetria na duração dos regimes, e finalmente, a classificação da amostra entre os cenários econômicos é coerente entre os dois modelos, salientando-se a ocorrência de anos de expansão na parte final. Tais semelhanças eram esperadas, *a priori*, pelo fato do Sudeste ser a região com maior peso econômico dentro do país.

Mais especificamente em relação aos coeficientes estimados para o Sudeste, algumas conclusões são importantes: o Rio de Janeiro é o estado menos afetado no cenário de recessão, enquanto o Espírito Santo apresenta o melhor desempenho relativo no cenário de expansão econômica. Já a economia de São Paulo só é afetada estatisticamente pelo cenário de recessão, sendo inclusive o estado que obtém pior desempenho quando da sua ocorrência. Outro resultado importante é que apenas a economia do Espírito Santo teve seu desempenho explicado pelas próprias defasagens, com sinal negativo, o que evidencia o caráter cíclico da economia de curto prazo brasileira.

Não obstante, as relações internas da economia regional do Sudeste mostraram-se bastante relevantes (ao contrário das regiões Norte e Nordeste), destacando-se o efeito que as

defasagens de São Paulo têm nas economias do Rio de Janeiro e Espírito Santo, sendo a primeira defasagem negativa e a segunda positiva, em ambos os casos. Outra regularidade é o efeito positivo da primeira defasagem do Rio de Janeiro nos demais estados. De uma forma geral pode-se dizer que o estado de São Paulo influencia o desempenho dos demais, mas não é muito influenciado pelos mesmos.

Quanto às demais regiões, pode-se dividir as conclusões basicamente em dois grupos: de um lado, as regiões Sul e Centro Oeste apresentaram resultados semelhantes, o que fica claro com a análise das matrizes de transição e duração dos regimes; de outro, as regiões Norte e Nordeste caracterizaram-se por apresentar níveis baixos de integração econômica entre seus respectivos estados, o que pode ser verificado através do baixo número de coeficientes significativos nos dois respectivos modelos MS-VAR.

As regiões Sul e Centro Oeste apresentam altas probabilidades em relação ao regime de estagnação, bem como alta duração do mesmo. Não se verifica, portanto, a assimetria em relação aos cenários de recessão e expansão. No Sul, destaca-se o bom desempenho relativo de Santa Catarina no cenário mais observado, o de estagnação, embora seja o estado com o pior desempenho relativo em períodos da recessão econômica. Já no cenário de expansão, o melhor desempenho relativo é do Paraná. Outra conclusão relevante em relação a este estado é o mesmo depender negativamente das suas três defasagens. Em relação aos efeitos internos, a conclusão mais importante é que as defasagens do Rio Grande do Sul afetam positivamente o desempenho de Santa Catarina, cujas defasagens por sua vez afetam também positivamente o desempenho do Paraná.

Em relação ao Centro Oeste, além das já referidas similaridades com o desempenho da região Sul, destaca-se os níveis altos de crescimento no curto prazo, quando comparados com as demais regiões e com a economia nacional. Mesmo no cenário de estagnação, todos os estados da região apresentam crescimento moderado. No regime de expansão, o crescimento é bastante elevado, exceto no Mato Grosso do Sul, que apresenta comportamento anticíclico. Outra característica que diferencia o Centro Oeste é que suas defasagens também são condicionadas aos regimes, não só o intercepto. Um resultado que ilustra bem esse fato é o desempenho do Distrito Federal, que tem relação nula com as defasagens dos demais estados nos cenários de recessão e estagnação, mas tem relações significativas estatisticamente e fortes no cenário de expansão econômica.

Em relação às economias do Norte e Nordeste, os resultados obtidos mostraram uma característica comum: embora o nível de associação destas regiões não seja muito diferente do verificado para as demais, o nível de integração interna, ou seja, entre os estados, é bastante

reduzido. Em outras palavras, a modificação dos cenários macroeconômicos exerce efeito mais relevante no desempenho de curto prazo destas economias do que as defasagens dos próprios estados. Outra conclusão comum às duas economias é a ausência de assimetria clara entre o tempo de duração dos regimes, quando analisamos os cenários extremos. Tal resultado só não foi verificado para a economia nacional e para o Sudeste.

Não obstante, na região Nordeste, destaca-se que a matriz de transição de Markov apresenta probabilidades bem distribuídas entre os regimes, ao contrário de todas as demais regiões, que mostraram concentração em alguns elementos. Tal fato indica que a região experimentou maiores oscilações entre os cenários macroeconômicos, o que é confirmado pela classificação dos regimes. Apenas no final da amostra há quatro anos classificados consecutivamente em um mesmo cenário, o de expansão.

Na região Norte, uma conclusão potencialmente negativa é a alta probabilidade de ocorrência e continuidade dos regimes de recessão e estagnação. Tal fato é confirmado pela classificação dos regimes, onde se verifica predominância do cenário de estagnação, especialmente entre 1994 e 2005. Neste cenário, a única economia que tem intercepto condicionado significativo é a do Amazonas. Tal estado também se caracteriza por ser o que apresenta menor oscilação de curto prazo em relação aos diferentes cenários, o que é uma explicação plausível para seu melhor desempenho econômico, quando comparado aos demais estados da região.

Por fim, destaca-se que a abordagem proposta apresentou resultados inéditos sobre a economia regional brasileira, especialmente por detalhar certos aspectos já verificados na literatura empírica nacional. O enfoque essencialmente regional, não muito comum dentro da análise dos ciclos de negócios, evidenciou que os diferentes estados do país não são afetados de forma equivalente pelos choques macroeconômicos. Enquanto observa-se estados cujo desempenho econômico é bastante correlacionado com o nacional, como São Paulo, há também regiões inteiras com grau de integração muito baixo, não só com a economia do Brasil, mas também internamente, como é o caso do Norte. Da mesma forma, a constatação de existência de diferentes regimes econômicos não é suficiente para explicar o desempenho regional, visto que algumas economias apresentam resultados positivos mesmo em um cenário adverso, como Goiás, enquanto outros estados não obtêm crescimento significativo mesmo no cenário de expansão, como Sergipe. Além disso, mostrou-se que um mesmo ano pode ser classificado de forma diferente, dependendo da região analisada.

4 A LITERATURA EMPÍRICA DA ECONOMIA REGIONAL BRASILEIRA: SURVEY E ASPECTOS METODOLÓGICOS SELECIONADOS

4.1 INTRODUÇÃO

Do ponto de vista teórico da economia regional, a aglomeração das atividades produtivas em determinados espaços é um resultado esperado, por diversos fatores, dentre os quais destaca-se os retornos crescentes de escala, observados em função de externalidades positivas geradas pela concentração e urbanização, como por exemplo os *spillovers* do conhecimento entre diferentes firmas ou mercados. Tal ideia está presente em diversas publicações teóricas sobre economia regional, dentre as quais cita-se Fujita, Krugman e Venables (2002). Não obstante, tal fenômeno de aglomeração pode influenciar os resultados de decisões econômicas de curto prazo, como a execução da política monetária, ou de longo prazo, como o nível de investimento em tecnologia de um país.

No caso brasileiro, o interesse pela questão regional existe, em grande parte, pelo alto nível de desigualdade existente entre municípios, estados ou regiões do país, o que tem ligação direta com o referido processo de aglomeração. Uma boa ilustração desse quadro de desigualdade é mostrada no trabalho de Azzoni et. al. (2000). Por outro lado, Pessoa (2001) questiona a existência real de um problema regional no Brasil, levantando a hipótese de que as desigualdades existentes estão mais relacionadas á aspectos de formação individual (como nível educacional) do que em questões relativas ao espaço onde a atividade econômica ocorre.

Dado o exposto, o presente ensaio propõe uma revisão da literatura empírica⁷⁴ regional brasileira, destacando os principais resultados obtidos nas últimas décadas e analisando a evolução de técnicas e conseqüentes questões abordadas. Serão revisados os inúmeros trabalhos que estudam o crescimento econômico regional, desde a geração de estudos como Ferreira e Ellery Jr. (1995; 1996), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira (2000), Zini Jr (1998), até os mais atuais, dentre os quais cita-se Laurini et. al. (2005), Penna e Linhares (2009), Magalhães e Miranda (2005), Gondim et. al. (2007). Também serão abordados os trabalhos que dão caráter regional ao estudo do curto prazo, mais especificamente em relação aos ciclos econômicos. Exemplos destes estudos são Cunha e Moreira (2006), Carvalho et. al. (2005),

⁷⁴ Utiliza-se a expressão *literatura empírica* de forma generalista, embora o maior interesse seja em relação aos estudos que utilizam modelagem econométrica.

Araújo (2004). Abordando estudos relativos ao curto e longo prazo, acredita-se propiciar uma visão razoavelmente completa da literatura regional empírica brasileira, embora obviamente condicionada aos referidos pontos de interesse, quais sejam, teorias do crescimento econômico e teorias dos ciclos econômicos.

Adicionalmente, são estudados teoricamente dois aspectos metodológicos relevantes da literatura empírica revisada, um de caráter geral e outro de caráter específico. Primeiramente, mostra-se o problema da unidade de área modificável (MAUP), que decorre da mudança de resultados empíricos oriundos exclusivamente da regionalização adotada. Faz-se a diferenciação teórica entre o problema de partição e o problema de escala.

Em segundo lugar, mostra-se a necessidade de discutir teoricamente o parâmetro de suavização de uma função de densidade kernel, largamente utilizadas pela literatura que investiga a formação de clubes no Brasil. Mostra-se o *trade off* existente entre viés e variância na escolha do parâmetro. Não obstante, faz-se uma aplicação empírica em relação ao assunto, mostrando que diferentes parâmetros levam a resultados bastante distintos, e que a escolha deve ser feita com base em critérios explícitos. Os resultados confirmam a formação de clubes na economia regional brasileira.

4.2 REVISÃO EMPÍRICA DA LITERATURA REGIONAL (LONGO PRAZO)

O objetivo desta seção é realizar um *survey* da literatura empírica da economia regional brasileira, mais especificamente em relação aos estudos sobre o crescimento econômico. São diversos os caminhos possíveis para estruturar uma revisão deste tipo: pode-se classificar as publicações existentes cronologicamente, pela regionalização adotada, pelo período analisado, método proposto, modelo teórico utilizado como referencial, etc. Portanto, o primeiro passo para executar adequadamente o *survey* é escolher um critério e tomá-lo como fio condutor da revisão proposta.

Nesse sentido, opta-se por seguir, em linhas gerais, a classificação proposta por Magrini (2004), que divide os estudos de crescimento econômico entre aqueles que utilizam instrumental econométrico (seja qual for o tipo de regressão estimada), e aqueles que analisam densidades, funções de núcleo, e outros instrumentais coerentes com esta abordagem, como as cadeias de Markov. Tal classificação é atrativa, na medida em que não é condicionada ao caso específico brasileiro, tendo um caráter essencialmente generalista.

Contudo, refinando a análise, percebe-se que existe uma clara conexão entre a classificação de Magrini (2004) e os trabalhos empíricos publicados sobre a economia regional brasileira. No presente ensaio, são identificadas duas gerações de trabalhos bastante nítidas, embora as mesmas sejam mais complementares do que propriamente substitutas. A primeira, interessada em verificar as hipóteses de convergência absoluta e condicional no Brasil, basicamente através das conhecidas *Barro-regressions*. Dentre estes trabalhos, pode-se citar Ferreira e Ellery Jr. (1995; 1996), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira (2000), Zini Jr (1998), Silveira Neto e Azzoni (2000), Azzoni et. al. (2001), Azzoni e Menezes (2000), dentre outros. Pode-se dizer que não há unanimidade em relação aos resultados dessa geração de trabalhos, em parte por aspectos metodológicos, visto que tais trabalhos utilizam tipos de regressões diferentes; em parte pelo recorte temporal e regionalização; e também pelas diferenças teóricas entre os conceitos de convergência, destacadamente as versões beta absoluta e beta condicional.

A inexistência de consenso observada em relação à primeira geração de trabalhos pode ser interpretada como um indício de que ajustes teóricos e metodológicos seriam importantes dentro da linha de pesquisa. A segunda geração de trabalhos vem justamente suprir essa lacuna, após as críticas de Quah (1993; 1996; 1997) às *Barro-regressions*. A característica geral dessa segunda geração de pesquisas é evidenciar a importância de se considerar a dinâmica das distribuições das economias regionais, o que é executado prioritariamente através de funções de densidade, núcleo estocástico e cadeias de Markov. Os principais representantes dessa linha de pesquisa, no Brasil, são os trabalhos de Laurini et. al. (2005), Gondim e Barreto (2004), Magalhães e Miranda (2005), Gondim et. al. (2007), Mossi et. al. (2003), Andrade et. al. (2004), Coelho e Figueiredo (2007), Pôrto Jr. e Ribeiro (2003), Ribeiro e Pôrto Jr. (2000), Penna e Linhares (2009). Ao contrário da primeira geração de trabalhos, que não obteve consenso em relação aos resultados obtidos, a segunda geração é praticamente unânime ao verificar a existência de dois clubes de crescimento no Brasil, o mais rico formado pelas economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste, e o mais pobre formado pelas economias do Norte e Nordeste.

Esta conclusão geral propiciada pelos trabalhos mais recentes é consistente com diferentes regionalizações e recortes temporais, embora seja prioritariamente obtida através de dados municipais. Já em relação aos resultados dentro de cada região do país, ainda existem divergências na literatura, posteriormente exploradas nesta revisão.

Resumidamente, a primeira geração de publicações investiga a hipótese de convergência de renda, sem chegar a um consenso, embora na maioria das vezes rejeitando

pelo menos a existência de convergência absoluta. Tais pesquisas utilizam basicamente as *Barro-regressions*. Já a segunda geração investiga a formação de clubes, chegando basicamente a conclusão de que existem dois grupos distintos no país, através dos instrumentais analíticos propostos por Quah (1993; 1996; 1997). Contudo, existem alguns trabalhos que não podem ser diretamente classificados nestas duas linhas, em grande medida pelo fato de se utilizarem de elementos de ambas. Alguns exemplos são Azzoni et. al. (2000), que investiga o crescimento brasileiro através de microdados; Barossi Filho e Azzoni (2003), que testa a hipótese de convergência através de regressões de séries temporais, Andrade et. al. (2002), que estuda a formação de clubes através de regressões lineares; ou mesmo os já referidos trabalhos de Pôrto Jr. e Ribeiro (2003) e Ribeiro e Pôrto Jr. (2000), que investigam questões das duas gerações de pesquisas simultaneamente, evidenciando uma espécie de transição entre as duas linhas.

Outra característica importante que deve ser destacada é o estudo das variáveis explicativas que condicionam o crescimento econômico das economias regionais brasileiras ou a formação de clubes entre as mesmas. Embora um número muito grande de variáveis sejam utilizadas na literatura, pode-se destacar de maneira geral, como mais relevantes, aquelas relacionadas ao nível de capital humano e localização geográfica ou espacial. Tais aspectos serão mencionados na medida em que os trabalhos já citados forem mais detalhadamente analisados.

Diante o exposto salienta-se que, para evitar incoerências em relação à classificação da literatura empírica brasileira, divide-se a apresentação desta seção de acordo com o critério de Magrini (2004), mas adapta-se a linha geral proposta pelo autor ao caso brasileiro, o que resulta na observação das já referidas duas gerações de pesquisa do crescimento econômico regional do país. A mesma estratégia foi adotada por Oliveira e Rodrigues (2011). Embora exista a já referida conexão entre, de um lado, a abordagem por modelos de regressão e o estudo da convergência, e do outro, entre a abordagem com uso de funções de distribuição e a formação dos clubes de crescimento, é possível que determinados estudos e resultados apresentem caráter híbrido entre as duas categorizações, sem que isso indique inconsistência analítica.

4.2.1 O estudo da convergência de renda no Brasil

Os trabalhos de Ferreira e Ellery Jr. (1995; 1996) são identificados na literatura brasileira como pioneiros na verificação da hipótese de convergência de renda per capita das unidades federativas do país. Os autores estimam regressões *cross-section*, através de Mínimos Quadrados Ordinários, para o período entre 1970 e 1990. O resultado geral encontrado é a convergência entre os estados, embora de forma muito lenta. São inseridas *dummies* para as cinco regiões brasileiras, sendo que a única significativa estatisticamente é a do Norte. A meia vida – tempo necessário para percorrer metade da distância até o estado estacionário – foi calculada em torno de 56 anos. Contudo, os resultados mostram que o aumento da produtividade da mão-de-obra reduz o valor da meia vida, e os autores especulam que o processo de abertura da economia brasileira e a conseqüente incorporação tecnológica, acelerariam o processo de convergência. Isto, de fato, acabou ocorrendo, mas como nem todas as economias regionais tiveram o mesmo nível de abertura e incremento tecnológico, a convergência verificada acabou mostrando-se bastante condicionada, conforme mostram estudos que consideram períodos mais recentes.

Salienta-se que desde os primeiros trabalhos sobre o crescimento econômico regional brasileiro, há particular interesse sobre os elevados níveis de desigualdade existentes, especialmente em relação ao desempenho econômico relativamente ruim do Norte e nordeste. Complementarmente, Ferreira e Ellery Jr. (1996) investigam a sigma convergência entre os estados, confirmada pelo menos para o período 1970/1985⁷⁵. Para este mesmo período, Ferreira e Diniz (1995) encontram convergência absoluta para as rendas per capita dos estados brasileiros, embora com coeficiente de determinação baixo, em torno de 24%. Resultados semelhantes são encontrados por Ferreira (2000), que constata diminuição da desigualdade de renda entre os estados, entre 1970 e 1986, através do índice de Theil, além das ferramentas já citadas.

Por outro lado, existem contestações a esses resultados, ou seja, também foram publicados estudos que não confirmaram a hipótese de convergência absoluta no Brasil. Dentre estes, pode-se citar Silveira Neto e Azzoni (2000), Azzoni (2001) e Azzoni et. al. (2001). A maioria desses trabalhos considera o período entre 1981 e 1996, ou seja, avançam

⁷⁵ Os autores colocam que o padrão de sigma convergência não é claro quando consideram a amostra completa, até 1990. Justificam esse resultado pela indisponibilidade de dados para o referido ano, tendo sido necessárias interpolações para gerá-lo.

um pouco mais no tempo em relação aos citados nos parágrafos anteriores. Assim, se foram encontrados indícios de convergência absoluta e sigma convergência até 1985, a década seguinte fez com que os estudos indicassem a ocorrência de convergência condicional. Um bom exemplo é o trabalho de Azzoni e Menezes (2000), visto que os autores utilizam dados em painel, o que traz mais consistência às estimativas em relação aos modelos tradicionais *cross-section*, pois consideram mais adequadamente o desempenho das economias regionais no tempo.

Ainda nesta linha de trabalhos que estudam especificamente o período 1981/1996, um artigo merece especial atenção, pelo caráter inédito. Azzoni et. al. (2000) estudam a evolução da renda per capita estadual brasileira através de microdados, mais especificamente a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), executada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁷⁶. Os autores salientam que o uso de microdados permite o controle de mudanças na decomposição da população de cada estado, impossível de executar em dados agregados. Além disso, um ponto atrativo do estudo é o acréscimo de variáveis geográficas e principalmente de capital humano, no nível das famílias. Como metodologia, os autores utilizam um pseudo-painel, semelhante a um modelo de nível individual, mas para coortes.

Dois resultados gerais são encontrados pelos autores: primeiro, uma queda leve da renda per capita em todos os estados e regiões, análise efetuada através da renda mensal do trabalho na ocupação principal de cada entrevistado na PNAD; e segundo, uma grande velocidade de convergência entre os estados, quando são feitos os devidos controles sobre as diferenças geográficas, de capital humano, de infraestrutura urbana, dentre outras. Os autores salientam especialmente o papel das variáveis geográficas, que se mostram significativas mesmo com a consideração simultânea dos outros controles, o que se constitui um resultado forte, além de uma evidência de que os aspectos espaciais devem ser considerados na literatura empírica regional, o que efetivamente ocorre nos anos seguintes, conforme será evidenciado com a análise dos trabalhos de Mossi et. al. (2003) e Magalhães (2001).

Ainda a respeito de Azzoni et. al. (2000), dois aspectos adicionais são importantes. Primeiro, os autores salientam que, a despeito das variáveis relacionadas ao capital humano mostrarem-se significativas, não foram feitos controles em relação à qualidade da educação, o que pode fazer com que as diferenças regionais acarretadas pelas disparidades no nível de capital humano sejam ainda maiores. Tal fato sugere que políticas públicas que melhorem o

⁷⁶ Devido à limitação de dados, os autores estudam 19 das 27 unidades federativas, sendo os excluídos pertencentes à região Norte, o que acarreta viés aos resultados.

ensino nas regiões economicamente defasadas teriam forte impacto na diminuição da desigualdade. Segundo, os autores também mostram que investimentos em infraestrutura urbana teriam papel importante na redução das desigualdades, especialmente entre o Sudeste e o Nordeste. Por exemplo, após o controle econométrico de uma variável que capta o serviço de coleta de lixo, a desigualdade entre as regiões cai de 82% para 36%.

Conforme já referido, os trabalhos que testam a hipótese de convergência de renda costumam receber críticas por obter apenas respostas médias e que subestimam a dimensão dinâmica do crescimento econômico. O estudo de Barossi-Filho e Azzoni (2003) investiga a existência de convergência no Brasil através de séries de tempo, ficando, portanto, imune a essa crítica básica, que originou a segunda geração de pesquisas em crescimento regional no país. Outro aspecto positivo do trabalho de Barossi-Filho e Azzoni (2003) é que os testes econométricos são efetuados para diferentes níveis de agregação e regionalização, o que torna os resultados mais consistentes. Os autores utilizam dados de 20 estados, mas também usam agregações para obter respostas relativas às cinco regiões do país. O período analisado é de 1947 a 1998, o que também acaba sendo um diferencial, visto que os demais trabalhos mencionados nesta revisão costumam considerar períodos menores.

Os autores investigam a ocorrência de convergência estocástica dos níveis de renda, na presença de quebras estruturais⁷⁷. No nível das cinco regiões, encontram sinais de convergência, exceto para a região Norte. Tal resultado é contraditório com outras análises empíricas, que mostram claramente a pouca ou nenhuma convergência entre tais macrorregiões, por exemplo, Ribeiro e Pôrto Jr. (2000). A origem desta discordância deve-se prioritariamente ao tamanho da amostra.

O trabalho de Mossi et. al. (2003) considera um recorte temporal semelhante, contudo o método é completamente distinto, visto que são utilizadas técnicas de econometria espacial. Os resultados encontrados pelos autores evidenciam a formação de dois *clusters* espaciais no Brasil, um de baixa renda, formado pelos estados do Nordeste, e outro de renda alta, composto pelos estados do Sudeste. Os dados utilizados dizem respeito ao PIB per capita no período compreendido entre 1939 e 1998. Os autores mostram que a associação espacial aumenta no período analisado. Além disso, a mesma se caracteriza como positiva em todos os anos, ou seja, estados com taxas de crescimento semelhantes estão associados espacialmente⁷⁸.

⁷⁷ Para tanto, utilizam testes de raiz unitária, e modelos do tipo *Crash e Break Trending*.

⁷⁸ Também poderia existir associação espacial significativa com sinal negativo, ou seja, regiões com alto crescimento associadas a regiões pouco dinâmicas, ver Anselin (1995).

4.2.2 O estudo da formação de clubes no Brasil

Diferentemente dos trabalhos analisados na seção anterior, em relação á formação de clubes de crescimento os resultados encontrados na literatura são bastante homogêneos. Existe um consenso sobre a formação de dois clubes de crescimento no Brasil, um mais rico que a média, formado por economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e um mais pobre que a média, composto pelas economias das regiões Norte e Nordeste. Os principais trabalhos representantes desta linha utilizam dados municipais (embora usualmente também mostrem resultados mais agregados) e estudam o período entre 1970 e 2000. As diferenças mais importantes entre as publicações estão em detalhes metodológicos - embora a maioria utilize o mesmo tipo de instrumental – e também nas variáveis que explicam a formação de tais clubes. Todos os trabalhos negam a existência de convergência absoluta no Brasil, de forma que fica encerrada uma questão pendente da geração de estudos anteriores.

O trabalho de Laurini et. al. (2005) é possivelmente o mais citado dentro da área de formação de clubes no Brasil. Os autores utilizam dados municipais de renda per capita, apenas para os anos de 1970 e 1996. Por conta disso, testam a hipótese de sigma convergência através de *bootstrap*, bem como a beta convergência através de *smoothing splines*. Em relação à sigma convergência, embora apenas a região Norte apresente aumento da desigualdade entre os municípios, a única região a ter diminuição significativa estatisticamente do nível de desigualdade é o Sul. Para as demais regiões, os indicadores são estatisticamente iguais em 1970 e 1996.

Em relação à beta convergência, o procedimento de pesquisa dos autores é estudar os municípios do Brasil como um todo, bem como condicionados pelas regiões às quais pertencem. Os resultados indicam que existe beta convergência para os trechos extremos da amostra, enquanto os municípios na faixa de renda média divergem. Tal resultado é coerente com o surgimento de *Twin Peaks*. Já os testes para cada região em separado sugerem que a formação de clubes no Brasil é causada por um deslocamento uniforme das rendas relativas per capita de cada região. Tal resultado é investigado pelos autores também através de funções densidade e núcleos estocásticos.

Com efeito, a análise das funções de densidade Kernel leva a conclusão de que existem dois clubes de crescimento no Brasil, o que é confirmado através de um *bootstrap* para bimodalidade. A bimodalidade encontrada não é clara em 1970, apenas em 1996. O fato de o trabalho utilizar apenas dados para os anos de 1970 e 1996 é uma fragilidade, pois a dinâmica

existente no período é inexplorada. Gondim et. al. (2007) analisam o período 1970/2000 e confirmam os resultados de Laurini et. al. (2005), incluindo aspectos referentes à proximidade geográfica e escolaridade, também utilizados como condicionantes na geração anterior de pesquisas sobre convergência. Por fim, Andrade et. al. (2004) estimam núcleos estocásticos para os municípios, no mesmo período, confirmando o resultado geral. O diferencial deste último trabalho é controlar o efeito vizinhança.

Dentro de cada região, Laurini et. al. (2005) concluem sobre a inexistência de convergência, além da não evidência de formação de clubes, o que é verificado através dos núcleos estocásticos. Tal resultado contraria as conclusões de Pôrto Jr. e Ribeiro (2003) e Ribeiro e Pôrto Jr. (2000) para as regiões Sul e Nordeste. Vale salientar que os autores utilizam a Pesquisa do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), considerando assim dados de renda per capita familiar média de cada município.

Para a região Sul, Ribeiro e Pôrto Jr. (2000) concluem sobre a formação de clubes através de técnicas distintas, o que fortalece o resultado. A análise das funções de densidade kernel calculadas com dados municipais mostra que o padrão de unimodalidade pode ser refutado com segurança. Já através das cadeias de Markov os autores concluem que existe um processo de polarização, com a formação de dois clubes de convergência. Testes de Barro também são executados para a região, mas as regressões apresentam coeficientes de determinação relativamente baixos. Um resultado em especial é destacado pelos autores, um padrão nítido de *catching up* entre o Rio Grande do Sul e o Paraná, o que acaba não se confirmando quando se analisa dados atuais. Curiosamente, atualmente há um processo semelhante, mas dessa vez envolvendo Santa Catarina.

Em relação ao Nordeste, Pôrto Jr. e Ribeiro (2003) utilizam o mesmo instrumental de densidades não paramétricas e cadeias de Markov, chegando a conclusão de que há formação de clubes entre os municípios da região entre 1970 e 1996. Um resultado bastante forte é que 90% dos municípios nordestinos têm sua distribuição limite associada a níveis de renda per capita inferiores à média. Quanto às funções kernel, os resultados não são muito claros, mas pode-se refutar a hipótese de que distribuição dos municípios não se alterou no período.

Analisando o PIB per capita estadual do Brasil, no período entre 1985 e 1998, Ribeiro e Pôrto Jr. (2000) encontram resultados semelhantes aos verificados para a região Sul. Há, no Brasil, a formação de dois clubes de convergência, um de renda abaixo da média, e um de renda próxima à média. Novamente, a análise das funções de densidade permite descartar a hipótese de convergência absoluta, visto que as distribuições não são unimodais. Uma das

conclusões mais importantes dos autores é a constatação do crescimento diferenciado dos estados da região Centro Oeste, o que confirma-se com a análise de dados recentes.

Não obstante, Gondim et. al. (2007) dão um passo adicional dentro da literatura de clubes de crescimento ao apresentarem densidades e núcleos estocásticos condicionais á variáveis explicativas relevantes na literatura de crescimento econômico, quais sejam, localização geográfica, escolaridade, abertura comercial e desigualdade de renda. Outro aspecto diferenciador deste trabalho, especialmente em relação à Laurini et. al. (2005), é a verificação de resultados para diferentes níveis de agregação, visto que os autores duplicam todos os testes para estados e municípios. A importância de um resultado empírico ser consistente diante de mudanças na regionalização é explorada na seção final, do ponto de vista teórico.

Conforme já exposto, o resultado geral encontrado por Gondim et. al. (2007) é a formação de dois clubes de crescimento no Brasil, tal qual Laurini et. al. (2005). Contudo, o estudo de Gondim et. al. (2007) não permite conclusões sobre a dinâmica isolada de cada região, visto que os autores só analisam a economia regional brasileira como um todo.

Uma falha metodológica do trabalho de Gondim et. al. (2007) é o menosprezo à escolha do parâmetro de suavização dos inúmeros núcleos estocásticos estimados, valendo o mesmo para as densidades Kernel. Obviamente, não é razoável supor que os resultados apresentados pelos autores não foram obtidos com parâmetro de suavização ótimo⁷⁹. Contudo, o simples fato de um condicionante tão importante dos resultados não ser abordado já é uma fragilidade importante. Tal questão também será abordada do ponto de vista teórico na seção final deste ensaio.

Analisando dados estaduais de PIB per capita, os autores concluem não ser possível inferir sobre a formação de clubes através das densidades Kernel, pois as distribuições obtidas para 1970 e 2000 são essencialmente unimodais. Contudo, através dos núcleos estocásticos, são encontrados resultados coerentes com a formação de clubes, mesmo que não seja um resultado incontestável. A divergência entre estes dois resultados reforça a importância dos autores especificarem os parâmetros utilizados nos cálculos, o que não foi feito. Para tentar solucionar este impasse, na seção final deste ensaio estima-se densidades kernel para os mesmos dados de PIB per capita de Gondim et. al. (2007), fazendo o controle adequado em relação aos parâmetros de suavização

⁷⁹ Gondim e Barreto (2004) abordam a questão da escolha da janela de suavização.

Entre os municípios, a análise das densidades kernel permite concluir sobre a formação de clubes, sendo o clube dos pobres com uma densidade mais alta, ou seja, com mais municípios. A formação de clubes municipais começou em 1991 e ficou explícita em 2000.

Em relação às variáveis utilizadas como condicionantes da formação de clubes, as que apresentaram resultados mais contundentes foram as relativas à localização geográfica. Especialmente para a análise municipal, onde o número de relações espaciais, por construção, é maior, os resultados condicionados à localização geográfica foram bastante claros, evidenciando que esta é uma explicação coerente para a formação de clubes. Tal resultado não é novo, visto que a maioria dos trabalhos no Brasil verifica o componente espacial na formação de clubes, mas é importante diferenciar um resultado com componente espacial de uma metodologia que permita inserir o espaço formalmente, o que é o caso de Gondim et. al. (2007).

As variáveis relativas à escolaridade também se mostraram importantes como condicionantes da formação de clubes. Contudo, o fato dos dados referentes à esta dimensão excluïrem as observações dos municípios e estados da região Norte faz com que os resultados sejam viesados, o que enfraquece a conclusão dos autores. Já as variáveis referentes à abertura comercial e nível de desigualdade mostraram-se pouco ou nada relevantes para a explicação dos clubes.

Na mesma linha dos trabalhos de Laurini et. al. (2005) e Gondim et. al. (2007), o estudo de Magalhães e Miranda (2005) confirma o resultado de formação de dois clubes, também para o período entre 1970 e 2000, utilizando áreas mínimas comparáveis (AMC)⁸⁰. O principal atrativo deste trabalho é analisar padrões nacionais, regionais e intrarregionais referentes à taxa de alfabetização, anos de estudo e expectativa de vida ao nascer, além de – obviamente – dados de renda per capita. Os autores verificam se há formação de clubes em relação a essas variáveis, através da estimação de matrizes de transição.

Em relação á renda per capita, o padrão nacional é a não convergência entre os municípios. Contudo, analisando regionalmente, os autores concluem sobre a formação de clubes, tal qual evidenciada pela literatura especializada, com os municípios do Sul, Sudeste e Centro Oeste formando um grupo de ricos, enquanto os municípios do Norte e Nordeste foram um grupo de economias pobres. Na região Norte, os autores observam aumento da desigualdade entre as AMCs, além de um empobrecimento relativo em relação ao resto do

⁸⁰ Os autores utilizam 3659 áreas mínimas comparáveis, em quatro períodos: 1970, 1980, 1991 e 2000.

país. O caso da região Nordeste mostra-se igualmente grave, com a convergência das AMCs para as faixas mais baixas de renda per capita.

Já em relação às demais regiões, Magalhães e Miranda (2005) observam uma tendência de convergência da renda das AMCs para o topo da distribuição brasileira, além de redução do nível de desigualdade intra-regional. O resultado geral encontrado pelos autores não é diferente do já assinalado por Laurini et. al. (2005) e Gondim et. al. (2007). Contudo, Magalhães e Miranda (2005) avançam no sentido de repetir as análises de transições ergódicas para as variáveis taxa de alfabetização⁸¹ e expectativa de vida, o que traz resultados regionais inéditos dentro da linha de pesquisa.

No que diz respeito à taxa de alfabetização, em termos nacionais os resultados não são muito conclusivos, visto que os autores encontram convergência para uma faixa que equivale de 64% a 93% da taxa média do país. Já a avaliação regional relava um padrão de convergência bastante homogêneo, o que é interessante quando compara-se com os resultados de renda, bastante heterogêneos. Mesmo assim, há uma diferença notável, o equilíbrio da região Nordeste encontra-se em uma faixa modal ergódica inferior às demais. De forma geral, os autores concluem que as regiões menos e mais favorecidas deslocam-se convergentemente, como também existe convergência dentro de cada região. Uma explicação razoável para esta convergência é que quanto mais perto dos 100% de alfabetização uma economia se encontra, mais difícil é incrementar a referida taxa.

Finalmente, analisando a formação de clubes em relação à expectativa de vida, Magalhães e Miranda (2005) encontram dois padrões distintos, de forma análoga ao ocorrido com o estudo da renda per capita. De um lado, as regiões Sul e Sudeste alcançam um incremento em suas médias, bem como diminuição da variância, ou seja, a expectativa de vida está convergindo para um equilíbrio superior, em relação ao início da amostra. Opostamente, a região Nordeste converge para um equilíbrio inferior, através de suas AMCs. As regiões Centro Oeste e Norte ficam em patamares intermediários. Vale ressaltar que em todos os resultados, referentes às três variáveis descritas, as médias ergódicas indicam quedas ou aumentos relativos das regiões, frente à média nacional.

Encerrando a revisão da literatura empírica de crescimento brasileira, vale destacar três trabalhos recentes que chegam ao mesmo resultado geral de formação de dois clubes de crescimento no país, contudo, através de métodos diferentes em relação aos usuais da segunda geração de pesquisa, abordados nesta subseção. A obtenção de resultados homogêneos mesmo

⁸¹ Os autores também analisam a variável para Anos de Estudo, mas os resultados não são diferentes dos obtidos através da taxa de alfabetização.

com a utilização de métodos empíricos diferentes é positiva, reforça a ideia de que os trabalhos atuais que estudam o crescimento movem-se na direção correta.

Primeiramente, destaca-se que o trabalho de Coelho e Figueiredo (2007) obtém resultados com base no método *regression tree* (regressões em árvores ou nós), através de dados municipais (AMCs). O procedimento de pesquisa dos autores consiste em testar as hipóteses de convergência (absoluta, condicional e clube) separadamente uma contra a outra, no período 1970/2000. A principal conclusão é que a formação de clubes domina as demais hipóteses de convergência, evidenciando, segundo os autores, a relevância das condições iniciais na determinação da renda de longo prazo dos municípios.

Dois resultados importantes adicionais encontrados pelos autores dizem respeito ao condicionamento dos clubes de convergência. Primeiro, os clubes com maiores níveis de capital humano foram os que mais cresceram. Segundo, a proporção da população urbana tem relação inversamente proporcional com o desempenho dos clubes, indicando que as externalidades negativas da aglomeração superam as positivas.

Já o estudo de Trompieri et. al. (2009) estima um painel dinâmico através de um efeito *threshold* para investigar a convergência entre os estados brasileiros, entre os anos de 1985 e 2005. São determinados endogenamente dois regimes de renda, e ambos apresentam convergência significativa, embora o composto pelos pobres o faça mais lentamente. Três resultados específicos, de exceção, merecem destaque: (i) o estado do Amazonas foi classificado no clube dos ricos; (ii) Goiás foi classificado no clube dos pobres; (iii) e Mato grosso foi o único estado que migrou de um clube para outro, representando o processo de crescimento diferenciado da região Centro Oeste, verificado por outros trabalhos, como Ribeiro e Pôrto Jr. (2000).

Finalmente, Penna e Linhares (2009) investigam a formação de clubes destacando o papel do desenvolvimento tecnológico. Os autores utilizam dados de PIB per capita dos estados, entre 1970 e 1996, aplicando um modelo de série de tempo, denominado $\text{Log } t^{82}$. O resultado geral é a convergência em relação ao nível de PIB per capita, embora o mesmo não seja confirmado para a taxa de crescimento desta variável. Os grupos apresentam o mesmo componente espacial evidenciado na grande maioria dos trabalhos publicados. Em relação ao trabalho de Trompieri et. al. (2009), há discordância quanto à classificação dos seguintes estados: Goiás, Amazonas e Minas Gerais.

⁸² Proposto por Phillips e Sul (2007)

4.3 REVISÃO EMPÍRICA DA LITERATURA REGIONAL (CURTO PRAZO)

Nesta seção, propõe-se um *survey* da literatura regional brasileira de curto prazo, mais especificamente em relação ao estudo dos ciclos regionais de negócios. Ao contrário da linha de pesquisa exposta anteriormente, aqui não há um número muito grande de trabalhos com enfoque regional, as publicações que estudam os ciclos geralmente são de caráter macroeconômico, ou seja, buscam entender o comportamento de curto prazo da economia brasileira de forma agregada. Por conta disso, a revisão desta literatura será menos generalista que a executada anteriormente, expondo com maior detalhamento os resultados existentes, visto que os mesmos são mais escassos. Os principais trabalhos que estudam os ciclos de negócios regionais do Brasil: são Portugal e Moraes (2008), Cunha e Moreira (2006), Carvalho et. al. (2005), Araújo (2004) e Guimarães Neto (1996). Dentre estes trabalhos, será dada maior ênfase aos que tenham um aspecto regional mais explícito.

O trabalho de Cunha e Moreira (2006) apresenta-se como essencialmente regional, visto que os autores investigam os ciclos econômicos do PIB per capita de todas as unidades federativas do Brasil, no período 1985-2002. O resultado geral é que os estados tiveram, em média, ciclos mais voláteis e menos persistentes do que a economia nacional. Outro aspecto salientado é que as UFs não tiveram seus choques exógenos muito correlacionados entre si, em termos de classificação de datas. Os autores também destacam como resultado importante a similaridade entre o ciclo do estado de São Paulo e o da economia nacional, sendo a economia paulista a unidade federativa de maior volatilidade (40% mais volátil que a economia brasileira). Tal resultado não pode ser generalizado, visto que os ciclos estaduais brasileiros mostraram-se pouco correlacionados entre si, o que sugere que as economias regionais têm dinâmicas de curto prazo distintas. Tal resultado é coerente com os de Araujo (2004), que serão detalhados posteriormente.

Como metodologia, Cunha e Moreira (2006) adotam o filtro de Hodrick-Prescott, com o intuito de filtrar os componentes de tendência e ciclo das séries anuais utilizadas. Tal estratégia também é utilizada, para o caso brasileiro, por Ellery Jr e Gomes (2005). Embora este trabalho não apresente enfoque regional, alguns resultados obtidos pelos autores serão citados, quando necessário. Salienta-se que as três propriedades de interesse, segundo os autores, para os ciclos regionais no Brasil são: volatilidade, persistência e grau de comovimento com a economia nacional.

Em relação à volatilidade, apenas a região Centro Oeste apresentou média inferior à economia brasileira, o que coloca a região em caráter de exceção. Já a persistência média das UFs mostrou-se inferior à nacional, exceto Amazonas, Rondônia e São Paulo. Os autores destacam a baixa correlação dos estados do Norte e Nordeste com a economia brasileira, 34% e 59% respectivamente. Opostamente, as regiões Sul e Sudeste têm comovimentos estimados em 74% e 76% com a economia nacional. O trabalho de Portugal e Moraes (2008) se propõe a estudar os ciclos de negócios, incluindo os comovimentos, entre as regiões Sul e Sudeste, concluindo sobre a existência de choques comuns entre as regiões, bem como movimentos similares entre as séries no período 1981-2001.

Adicionalmente, Cunha e Moreira (2006) investigam se as correlações entre os ciclos de estados próximos tendem ser maiores do que as demais. Em outras palavras, os autores buscam investigar se há ciclos conjuntos e condicionados ao espaço. Embora o padrão não seja claro, os autores concluem que, de forma geral, o componente espacial não tem grande relevância, ou seja, os ciclos não são regionalizados. Tal evidência sugere que os fluxos comerciais inter-regionais não constituem papel determinante nos comovimentos dos estados brasileiros, no curto prazo. Vale salientar que correlação não indica causalidade, apenas associação, o que enfraquece as conclusões obtidas.

Quanto à classificação da amostra em períodos de expansão e recessão, o resultado geral é que, exceto por São Paulo, as UFs não apresentam grande sincronia com a economia nacional, ou mesmo entre si. Isso implica que políticas econômicas de curto prazo não terão efeito homogêneo entre as regiões, podendo haver políticas expansivas em períodos que alguns estados já estão em expansão, ou vice versa, o que geraria resultados macroeconômicos indesejáveis. Tal resultado não é confirmado por Portugal e Moraes (2008).

Não obstante, o trabalho de Araújo (2004) também utiliza filtro de Hodrick-Prescott, contudo dentro de um contexto mais específico: identificar através de vetores autoregressivos o impacto de políticas monetárias restritivas e expansivas nas regiões Sul e Nordeste. O autor utiliza dados mensais de produção industrial, e o período de interesse é o posterior ao Plano Real (1994/2002). Tanto em nível agregado como para os estados, a conclusão é de que as respostas aos choques econômicos são bastante assimétricas entre Sul e Nordeste, sendo que os estados pertencentes ao Sul reagem de forma mais forte aos choques, enquanto os estados do Nordeste são mais desconectados em relação à política monetária, exceção feita à Bahia e Pernambuco.

Embora Araújo (2004) utilize séries regionais diferentes em relação à Cunha e Moreira (2006), é interessante comparar os resultados dos dois trabalhos, na medida do possível.

Analogamente ao que foi argumentado na seção anterior, destaca-se que quando um resultado resiste ao uso de diferentes metodologias, regionalizações ou recortes temporais⁸³, torna-se mais forte, evidenciando que a linha de pesquisa é consistente. Com efeito, os dois trabalhos concordam no ponto principal, os ciclos regionais são heterogêneos e apresentam assimetrias em relação aos aspectos investigados.

Mais especificamente, os dois trabalhos indicam que a volatilidade dos ciclos no Sul supera a volatilidade nordestina, que por sua vez é bastante semelhante à encontrada nacionalmente. Contudo, Araújo (2004) conclui que a volatilidade nordestina é um pouco menor que a do Brasil, enquanto o trabalho de Cunha e Moreira (2006) aponta que a mesma é um pouco maior. Quanto à persistência, novamente, uma concordância geral e uma divergência pontual. Os dois trabalhos concluem que os ciclos do Nordeste são menos persistentes que os do Sul, que por sua vez apresenta ciclos menos persistentes que o do Brasil. Em Araújo (2004) as diferenças são menores entre as duas regiões, nesse aspecto particular. A divergência entre os dois estudos fica por conta do comportamento de Santa Catarina. Em Araújo (2004) o estado é apontado com persistência muito baixa dos ciclos, enquanto o estudo de Cunha e Moreira (2006) conclui o contrário.

Quanto ao comovimento das séries, nos dois trabalhos os resultados apontam para o fato de que os estados do Sul são mais conectados aos ciclos nacionais do que os do Nordeste, embora em Cunha e Moreira (2006) tal resultado seja muito influenciado pelo comportamento de Alagoas e Ceará, enquanto estados importantes como Bahia e Pernambuco apresentam alta correlação com o desempenho do Brasil. Já em Araújo (2004) a Bahia apresenta correlação de apenas 16% com a economia nacional. Adicionalmente, os ciclos da região Sul são considerados homogêneos nesse aspecto, embora com maior ênfase em Cunha e Moreira (2006)⁸⁴.

Como já referido, Araújo (2004) mede o impacto regional da política monetária através de modelos VAR, concluindo que o impacto dos choques é maior no Sul do que no Nordeste, sendo no Sul a resposta mais defasada e mais duradoura. Dentro do Nordeste, novamente Pernambuco apresenta-se como exceção, pois o estado reage aos choques de forma mais forte do que os demais estados da região.

⁸³ Mudança nos resultados empíricos decorrentes apenas de modificações na agregação temporal, dentro de um mesmo período, seria algo equivalente ao que será exposto na seção seguinte em relação à regionalização (MAUP). Algo como: Problema da Unidade de Tempo Modificável (MTUP)

⁸⁴ Em Araújo (2004) as correlações do Sul ficam entre 45% e 81%, enquanto em Cunha e Moreira (2006) entre 71% e 91%, valores mais próximos.

O trabalho de Vasconcelos e Fonseca (2002) aponta que nos estados onde há maior concentração industrial, as respostas aos choques de política monetária devem ser maiores, o que é coerente com o resultado de Araújo (2004). Isso explica o comportamento geral dos estados observado pelo autor, além do comportamento peculiar do Pernambuco e Bahia, pois nesses estados a atividade industrial é mais relevante do que na média nordestina.

Outro trabalho bastante importante dentro da linha de pesquisa é o de Carvalho et. al. (2005), embora o mesmo apresente características um pouco diferenciadas em relação aos dois estudos analisados anteriormente. O interesse maior dos autores é investigar a existência de ciclos comuns na indústria regional brasileira, portanto os modelos estimados no trabalho são multivariados. A principal conclusão dos autores é que o modelo multivariado regional apresenta resultados semelhantes ao modelo nacional univariado, o que comprova a existência de um componente comum não observado em relação à taxa de crescimento da indústria dos oito estados brasileiros analisados, no período entre 1981 e 2004. O resultado univariado brasileiro também pode ser conferido em Chauvet (2000), onde são determinadas as fases do ciclo econômico com base em dados trimestrais e anuais de PIB per capita. Correa (2003) repete o exercício, apenas com dados anuais.

O resultado de maior importância regional contido em Carvalho et. al. (2005) é a forma com que cada estado analisado reage aos diferentes cenários econômicos de recessão e expansão, o que é investigado através de um MS-VAR. Um resultado importante é o caráter de exceção do Rio de Janeiro, onde a mudança da taxa de crescimento devido ao regime comum não se mostrou significativa. Os autores especulam como explicação o peso da indústria extrativa no estado para explicar esse comportamento dinamicamente diferente. Outro resultado regional importante é o desempenho ruim de Pernambuco, sendo que o estado tem queda na produção industrial de 3.5% ao trimestre no cenário de recessão. No outro extremo, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Minas Gerais são os estados relativamente mais beneficiados nos cenários de expansão. Vale salientar um resultado importante de Cunha e Moreira (2006), o não sincronismo da classificação dos cenários econômicos regionalmente, o que pode interferir nos resultados de Carvalho et. al. (2005).

Em relação à volatilidade, já referido com ponto de interesse crucial da literatura, Carvalho et. al. (2005) apontam uma assimetria interessante, onde todos os estados (exceto o Paraná) têm variância maior nos períodos de recessão, que por sua vez são mais curtos (dois trimestres e meio).

A discordância geral de Carvalho et. al. (2005) em relação ao posteriormente concluído por Cunha e Moreira (2006) é sobre a heterogeneidade regional dos ciclos econômicos.

Enquanto o primeiro trabalho conclui que os ciclos regionais são similares ou conjuntos, o segundo vai em direção oposta, sublinhando com mais peso as heterogeneidades existentes no curto prazo. Tal divergência tem implicação direta na otimização da política monetária, conforme já referido. Um ponto metodológico importante é que as conclusões de Carvalho et. al. (2005) são obtidas através de um modelo multivariado para oito economias selecionadas⁸⁵, o que certamente traz algum viés. Já as conclusões de Cunha e Moreira (2006) apresentam a vantagem de estarem baseadas em dados de todos os estados, embora exista a restrição de que os modelos são univariados, ou seja, não captam a informação de que as economias estão sujeitas às mesmas decisões macroeconômicas.

O trabalho de Portugal e Moraes (2008) também permite concluir sobre a polêmica referida no parágrafo anterior. Contudo, o fato dos autores utilizarem dados de apenas seis estados, exclusivamente da região Sul e Sudeste, faz com que os resultados devam ser interpretados com parcimônia, pois sabe-se que as duas regiões, do ponto de vista econômico, apresentam mais semelhanças do que diferenças, *a priori*, o que acarreta viés caso queira-se interpretar os resultados como válidos para a economia regional como um todo.

Os autores salientam que, embora os resultados apontem para a existência de comovimento entre os estados (SP, MG, RJ, PR, SC e RS), também é verdade que existem diferenças entre as taxas de crescimento da produção industrial, bem como entre suas volatilidades. Os principais resultados podem ser salientados: (i) os estados de Minas Gerais e Santa Catarina apresentam as maiores taxas de crescimento industrial no período, 2.16% e 2.29%, respectivamente; (ii) em relação à volatilidade, cenários de expansão estão associados a maior estabilidade, enquanto cenários de recessão acarretam maior volatilidade, especialmente no Rio Grande do Sul e no Rio de Janeiro.

Além disso, vale sublinhar que em períodos de expansão, as economias do Sudeste apresentam taxas de crescimento maiores do que as do Sul. Nos períodos de recessão, ocorre o oposto, as economias do Sudeste são mais prejudicadas. Nos dois cenários, a persistência é menor no Sudeste, os períodos de duração são 3.7 trimestres em expansão (contra 8.6 no Sul) e 4 trimestres em recessão (contra 8 no Sul).

⁸⁵ Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo.

4.4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Esta seção tem como objetivo apresentar dois aspectos metodológicos relevantes à análise empírica regional. O primeiro denomina-se Problema da Unidade de Área Modificável, popularmente conhecido como MAUP. Pode-se caracterizar o estudo de tal aspecto como de aplicação geral, pois o mesmo é capaz de afetar potencialmente qualquer trabalho empírico regional, seja qual for o problema de pesquisa abordado. Segundo Haining (2003), pode-se caracterizar o MAUP quando existem mudanças significativas nos resultados estatísticos obtidos com os mesmos dados, apenas por mudanças na regionalização.

O segundo aspecto metodológico de interesse diz respeito a algo mais específico, embora igualmente importante: a escolha da janela de vizinhança (h) em uma função de densidade Kernel. Considera-se tal aspecto como específico, porque tais funções de densidade são utilizadas na literatura empírica regional basicamente para identificar a formação de clubes de crescimento. Segundo Fan e Yao (2003), a escolha da janela de vizinhança (h) é um dos pontos mais relevantes da abordagem não paramétrica, pois a mesma interfere no viés e na variância de uma função Kernel.

Com efeito, as próximas duas subseções abordam teoricamente estes dois aspectos metodológicos. Primeiramente, expõe-se com mais detalhe o problema da unidade de área modificável (MAUP) e mostra-se como alguns resultados importantes da literatura regional brasileira podem ser sensíveis a este aspecto. Em seguida, faz-se uma apresentação geral da abordagem não paramétrica, com ênfase nas funções de densidade Kernel. Adicionalmente, mostra-se através de uma aplicação aos dados de PIB per capita dos estados brasileiros, que diferentes escolhas em relação à janela de vizinhança (h) podem levar a resultados completamente distintos no que tange ao problema de pesquisa da formação de clubes de crescimento.

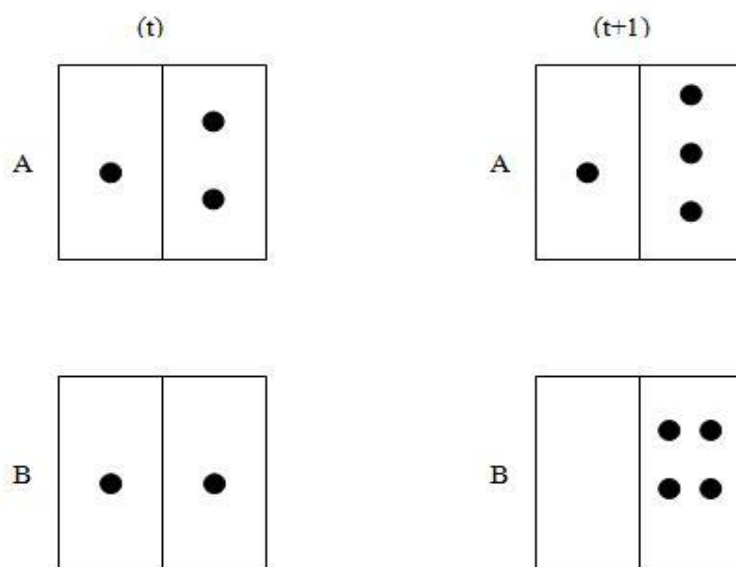
4.4.1 O Problema da Unidade de Área Modificável (MAUP)

Segundo Haining (2003), existem basicamente duas formas pelas quais pode se manifestar o problema da unidade de área modificável (MAUP). O primeiro, denominado problema de escala, diz respeito aos diferentes níveis possíveis de agregação das unidades

espaciais. O segundo, denominado problema de partição, refere-se à própria delimitação das unidades espaciais, mantido o nível de agregação constante.

Têm-se um problema de escala quando são obtidas respostas diferentes a um mesmo problema de pesquisa, quando muda-se apenas o nível de agregação utilizado. Um exemplo de tal fato na economia regional seria verificar que as regiões do Brasil não convergem em termos de produção per capita, mas os estados que compõem as regiões convergem. Outro exemplo seria verificar a formação de clubes de crescimento considerando os municípios do Brasil, mas não ter evidências de formação de clubes ao considerar os dados estaduais. O trabalho de Ávila e Monasterio (2008) ilustra graficamente um problema de escala, do ponto de vista teórico, na figura que segue.

Figura 4.1 – Problema de escala (MAUP)



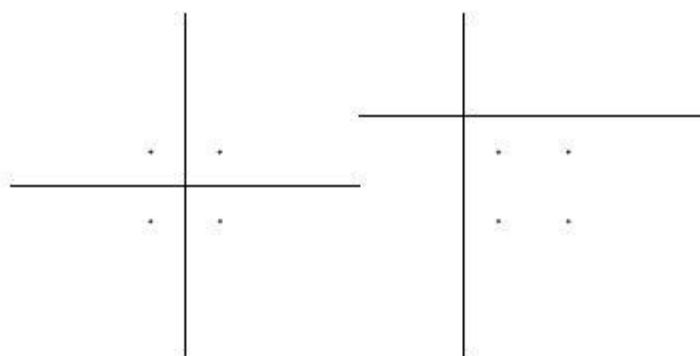
Fonte: Ávila e Monasterio (2008).

Considerar níveis de agregação diferentes dos dados seria equivalente, na figura, a observar os pontos contidos nos quadrados ou nos dois retângulos que os compõem. Sendo A e B duas áreas diferentes, caso se utilize o nível maior de agregação (os quadrados), a passagem de (t) para $(t+1)$ indicaria que as áreas estão se tornando mais parecidas, pois o quadrado A passou de 3 para 4 pontos, enquanto o quadrado B passou de 2 para 4 pontos. Contudo, considerando um nível menos agregado, observa-se uma dinâmica completamente distinta. Dos retângulos contidos no quadrado A, um manteve-se com o mesmo número de pontos e outro teve acréscimo de um. Dos retângulos contidos no quadrado B, um perdeu seu único ponto, enquanto o outro acrescentou três.

Colocando em termos mais concretos, hipoteticamente, os quadrados A e B seriam duas regiões, enquanto os retângulos componentes seriam estados destas mesmas regiões. Então, analisando o problema dinamicamente do ponto de vista das regiões, elas estariam se tornando mais semelhantes, mas observando do ponto de vista dos estados, eles apresentariam trajetórias completamente distintas entre (t) e (t+1).

Já o problema de partição tem natureza um pouco diferente, pois é mantido o nível de agregação. Contudo, mudanças na delimitação das unidades espaciais podem gerar diferenças nos resultados empíricos. Um exemplo em economia regional seria a ocorrência de emancipações, que tornam o espaço físico referente a um município diferente em anos distintos. Pode-se chegar a conclusão que determinado município teve a atividade econômica se concentrando em determinado período, quando na verdade apenas deixou de fazer parte deste uma área física com atividade econômica menos concentrada. O trabalho de Quah e Simpson (2003) ilustra graficamente o problema da partição, na figura que segue.

Figura 4.2 – Problema de partição (MAUP)



Fonte: Quah e Simpson (2003).

A figura ilustra uma mudança de fronteiras, mantido constante o nível de agregação. Mesmo que os pontos, representantes das observações de interesse, não tenham se modificado espacialmente, a mudança de fronteiras faz com que os dados fiquem completamente concentrados ou perfeitamente distribuídos.

No âmbito da economia regional, o problema de escala é mais presente do que o de partição. A escolha do nível de agregação dos dados em uma pesquisa empírica muitas vezes é condicionada ao método utilizado para responder ao problema estudado. Quando se utiliza modelos econométricos *cross-section* (seja o modelo clássico, espacial, quantílico), prioriza-se graus menores de agregação, pois as respostas obtidas estão condicionadas às variações dos

dados entre as unidades, e há necessidade de um número grande de observações verticalmente. Seria impossível, por exemplo, estudar a economia regional brasileira em um modelo *cross-section* através das regiões, pois a regressão contaria com $n = 5$.

No outro extremo, a utilização de modelos econométricos multivariados de séries de tempo leva à priorização de níveis maiores de agregação, como regiões ou estados, pois as respostas são obtidas através das variações dinâmicas, e a consideração de muitas variáveis tornaria muito grande o número de parâmetros estimados, o que exigiria também uma amostra muito grande no que se refere ao tempo. Analogamente ao exemplo anterior, seria impossível estudar a economia regional brasileira em um modelo estrutural através dos mais de 5 mil municípios do país.

Não obstante, o fato de a regionalização adotada ser, pelo menos em alguma medida, condicionada pela escolha do método, não anula ou diminui a necessidade do pesquisador estar atento ao MAUP e, na medida do possível, verificar se os resultados obtidos são consistentes com diferentes recortes espaciais. Um bom exemplo disto é o trabalho de Gondim et. al. (2007), que usa dados de renda per capita dos estados e municípios brasileiros para estudar a formação de clubes, através de métodos não paramétricos. O trabalho de Laurini et. al. (2003) utiliza basicamente o mesmo instrumental metodológico para o estudo dos clubes, mas considera apenas os dados municipais.

4.4.2 Abordagem não paramétrica: a função de densidade Kernel⁸⁶

Os trabalhos de Quah (1993; 1996; 1997) fazem uma crítica geral aos testes convencionais de convergência, comumente chamados de *Barro-regressions*, pois estes obtêm respostas médias baseadas em dados *cross-section*, não contemplando de forma satisfatória o processo de distribuição e evolução no tempo das economias analisadas. Nesse sentido, utiliza-se as funções de densidade Kernel para suprir essa lacuna metodológica, pois a análise de tais distribuições em diferentes períodos permite identificar dinamicamente as trajetórias das economias estudadas. O estudo de tais densidades costuma ser denominado na literatura como teste de Quah, pois através do formato externo da distribuição não paramétrica pode-se inferir sobre a formação de clubes de crescimento.

⁸⁶ As formulações teóricas expostas nesta subseção estão baseadas no livro de Fan e Yao (2003).

De forma geral, a estimação de uma função densidade *kernel* (também conhecida como estimador de núcleo) é baseada em um modelo não paramétrico, visto que busca encontrar uma relação entre as variáveis sem impor restrições aos dados, ou seja, sem condicionar o formato destes. Genericamente, uma densidade *kernel* pode ser representada da seguinte maneira:

$$K_h(x) = \frac{1}{h} K \frac{x}{h} \quad (4.1)$$

Onde $K_h(x)$ representa a densidade kernel da variável x condicionada à escolha da janela h , que funciona como um parâmetro de suavização da função. Uma função Kernel, tal qual apresentada em 4.1, pode ser estimada de diferentes formas, dentro do contexto não paramétrico. Nesta subseção, aborda-se a questão de forma geral, ou seja, não há pretensão de revisar profundamente a teoria econométrica, o que pode ser conferido em Fan e Yao (2003).

A principal característica de um modelo não paramétrico é que a função modelada (que se convencionou chamar de $m(x)$) é completamente livre para assumir qualquer formato. A única suposição necessária é que tal função seja suficientemente suave, o que em matematicamente pode ser traduzido como a existência da segunda derivada da função: $m''(x) > 0$. Dentre os métodos utilizados para estimar regressões não paramétricas, destaca-se o de Kernel (K). Pode-se escrever um modelo de regressão correspondente com tal formulação da forma que segue:

$$Y_t = m(x_t) + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Onde:

Y_t = variável dependente

m = função livre

X_t = variável independente (explicativa)

ε_t = termo de erro

O método kernel pode ser generalizado para estimação dessa equação, sendo necessário obter uma estimativa $\hat{m}(x)$ de $E(Y/X=x)$. Diferentemente do modelo econométrico linear, neste caso não faz-se restrições à distribuição dos erros gerados pelo modelo. Como pode-se perceber, trabalha-se com o conceito de esperança condicional, de forma que denota-se:

$$E[\varepsilon_t / X_t] = 0$$

$$\text{Var}[\varepsilon_t / X_t] = \sigma^2 \quad (4.3)$$

Para realizar a estimação, considera-se que:

$$Y_t = m(x_t) + \sigma(x_t) + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Mas agora com $\text{Var}[\varepsilon_t / X_t] = 1$

Resolve-se por expansão de Taylor:

$$m(x) = m(x_0) + m'(x_0)(x - x_0) + \frac{m''(x_0)}{2}(x - x_0)^2 + \dots \quad (4.5)$$

E por fim, chega-se a:

$$\sum_{t=1}^T [Y_t - m(x_t)]^2 k \frac{(x_t - x)}{h} \quad (4.6)$$

Onde, além das variáveis já conhecidas, k representa o estimador kernel e h representa a janela, ou seja, o tamanho do intervalo considerado. Como já foi salientado, k e h são cruciais em modelos não paramétricos, de forma que serão mais detalhadamente abordados. Cabe observar, a abordagem não paramétrica é bastante poderosa, justamente por sua flexibilidade. No entanto, sua utilização é mais recomendada para modelos univariados, ou, no limite, para modelos multivariados simples, com duas ou três dimensões. A estimação não paramétrica vai se tornando muito mais custosa na medida em que aumenta o número de variáveis. No contexto do crescimento econômico, utiliza-se a versão univariada.

4.4.2.1 O Estimador Kernel (K) e a Escolha da Janela (h)

O método de kernel é utilizado também para estimação de curvas de densidade, onde cada observação é ponderada pela distância em relação a um núcleo. A janela (h) define a vizinhança da variável de interesse, podendo variar de acordo com o método de cálculo. Escreve-se o estimador de uma kernel como uma função densidade de probabilidade simétrica ao redor de zero:

$$f_h(x) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T K_h(x - X_i) = \frac{1}{Th} \sum_{i=1}^T K_h\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (4.7)$$

Onde:

T = número de observações

h = janela

k = núcleo

Sendo que o núcleo pode apresentar diferentes distribuições, neste caso apresenta-se a mais usual, a distribuição normal. Pode-se dizer que para obter o valor esperado de Y na regressão não paramétrica, pondera-se os valores conhecidos de Y_t pela distância do correspondente x_t em relação a x. Tal estimador representa a média das funções *kernel* para as observações X_i . A função de Epanechnikov (1969) pode ser escrita como.

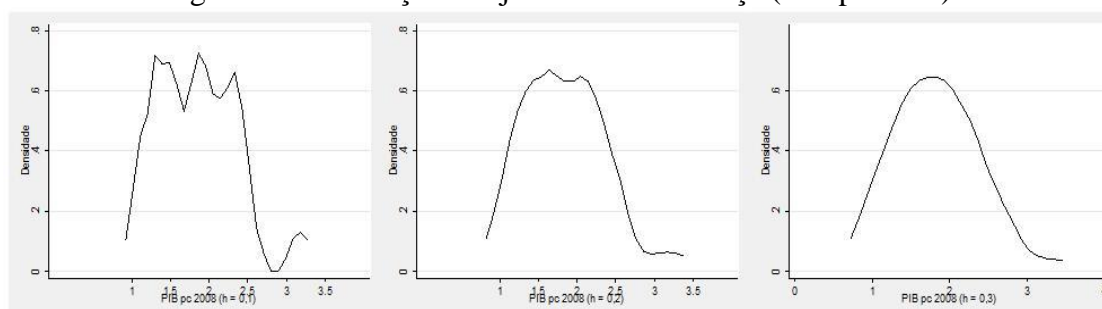
$$f_n(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \prod_{l=1}^k \frac{1}{h_l(n)} K_l\left(\frac{x_l - x_l^{(i)}}{h_l(n)}\right) \quad (4.8)$$

Já a escolha da janela h pode ser feita de acordo com diferentes métodos, dentre os quais cita-se a validação cruzada, bastante utilizada, e o critério de Silverman (1986). A escolha do parâmetro de suavização (h) é muito importante no contexto não paramétrico visto que tem grande influência na estimativa final do modelo. Há um conhecido *trade off* envolvendo o tamanho da janela h. Quanto maior a janela, menor é a variância da função, mas maior é sua parcialidade. Ao mesmo tempo, quanto menor a janela escolhida, menor é o viés, mas a variância cresce. De acordo com Fan e Yao (2003), tal dilema é difícil de ser resolvido e evidencia bem a importância da janela h para uma estimação eficiente.

Tanto na escolha de h quanto de K, deve-se tomar por base a minimização do erro quadrático médio. A função proposta por Epanechnikov (1969) minimiza o erro quadrático médio, sendo caracterizada como uma função ótima de segunda ordem. Contudo, a escolha da *kernel* é algo pouco relevante para a precisão da estimação, desde que as escolhas sejam mantidas durante um mesmo esforço de pesquisa. O mais importante é a escolha da janela h.

Transferindo tal discussão do plano teórico para o empírico, é seguro dizer que a observação – ou não – da formação de clubes de convergência, quando verificada através do formato externo das referidas funções densidade, pode ser muito influenciada pelo parâmetro de suavização (h) escolhido. Mesmo variações relativamente pequenas no valor de h geram resultados empíricos bastante distintos, conforme ilustra a figura a seguir.

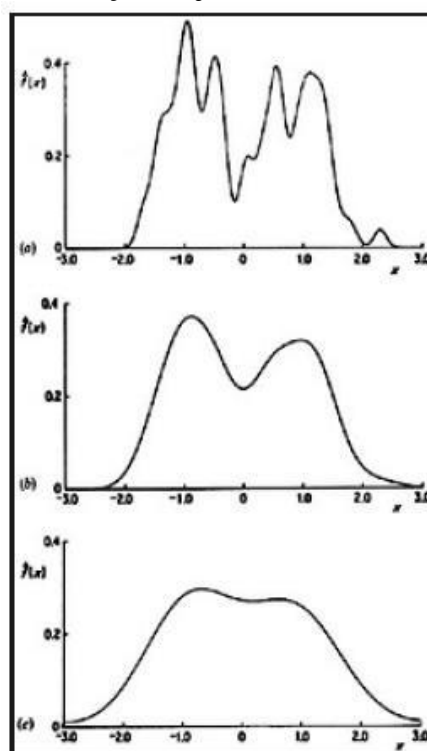
Figura 4.3 – Variações na janela de vizinhança (PIB pc 2008)



Fonte: Elaborado pelo autor.

A ilustração refere-se ao logaritmo do PIB per capita de 2008 dos estados brasileiros. Para a correta comparação visual, foram mantidas constantes as escalas e todos os demais parâmetros, exceto o de suavização. Note que, com $h = 0.1$, seria razoável concluir sobre a formação de pelo menos três clubes de crescimento. Já com $h = 0.2$ pode-se especular sobre a existência de dois clubes, dada a bimodalidade da função, embora não seja um resultado tão evidente quanto o anterior. Finalmente, com $h = 0.3$, seria seguro rejeitar a formação de clubes na economia brasileira, dado o caráter unimodal claro da distribuição. O trabalho de Silverman (1986) faz exercício semelhante, com uma amostra simulada de 200 pontos, obedecendo a uma distribuição bimodal. As janelas consideradas são, respectivamente, (a) = 0.1, (b) = 0.2 e (c) = 0,3. Tal qual no exemplo apresentado para o PIB per capita brasileiro, as densidades estimadas por Silverman (1986) apresentam resultados bastante diferentes, mediante pequenas variações no parâmetro de suavização.

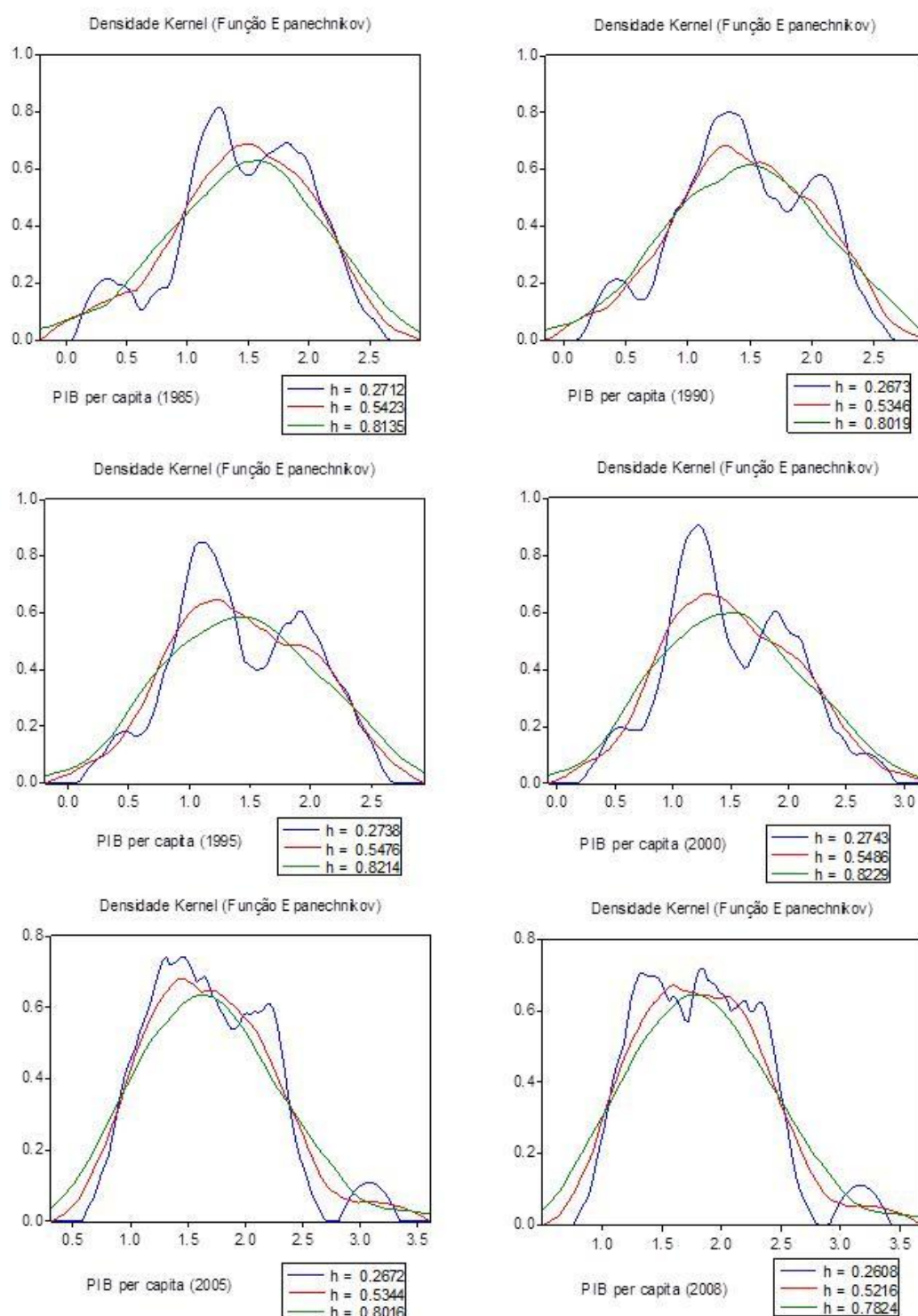
Figura 4.4 – Variação na janela de vizinhança (teórica)



Fonte: Silverman (1986).

Tais fatos explicitam a importância de considerar a questão teórica da escolha da janela, o que tem sido menosprezado em alguns trabalhos publicados no Brasil, como Gondim et. al. (2007). Mais do que escolher valores para os parâmetros com base em algum critério, parece razoável supor que a discussão teórica correspondente deva ser feita, visto que mudanças pequenas podem gerar resultados empíricos divergentes. Já mudanças no formato de k não alteram significativamente os resultados empíricos, especialmente entre as funções mais comumente utilizadas, Normal e Epanechnikov. A figura a seguir traz uma aplicação para o caso brasileiro.

Figura 4.5 – Funções Kernel (PIB pc, anos selecionados)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Optou-se por estimar as funções de cinco em cinco anos, desde o início da amostra, o que resulta em cinco densidades, entre 1985 e 2005, mais o ano de 2008, por ser o mais recente com observações disponíveis. Desta forma, respeita-se a sugestão de Quah (1993), no sentido de não desprezar as mudanças dinâmicas na distribuição das economias, e procura-se

também não apresentar densidades excessivamente, o que poderia prejudicar a interpretação. Em todos os casos, utilizou-se a função de Epanechnikov (1969), pelos motivos já evidenciados. Em relação ao parâmetro de suavização h , utilizou-se o critério de otimização de Silverman (1986) (densidades em vermelho), mas optou-se por mostrar simultaneamente valores menores (densidades em azul) e maiores (densidades em verde), na mesma proporção. Como já salientado, um valor menor de h tende a mostrar com mais nitidez nas mudanças das distribuições, enquanto valores maiores tornam os resultados mais suaves. Nesse sentido, Tukey (1977) sustenta que o valor ideal de h é aquele pequeno o suficiente para mostrar os detalhes da distribuição, mas grande o suficiente para gerar ruído branco.

Portanto, de acordo com a literatura, as interpretações devem ser feitas prioritariamente em relação às densidades geradas com o parâmetro de suavização ótimo. Contudo, pode-se usar de forma auxiliar os resultados gerados com os outros dois valores de h , pois os mesmos podem ser úteis para explicitar determinados aspectos. O que não se pode fazer, obviamente, é comparar o valor de uma densidade com parâmetro ótimo em um período, com o valor de uma densidade com o valor menor ou maior do que o ótimo em outro período.

Outro fator importante a ser esclarecido, segundo Fan e Yao (2003), é que amostras menores são mais sensíveis a pequenas variações no parâmetro de suavização. No caso do exercício proposto, a amostra é bastante reduzida, visto que utiliza-se dados de 26 estados brasileiros em cada período, excluindo o Tocantins por não apresentar observações para todos os anos. No presente ensaio, as análises serão feitas basicamente em torno das densidades obtidos com o valor ótimo de h (densidades vermelhas). Quando for utilizada outra densidade para determinado aspecto específico, isso será explicitado.

O resultado mais geral que pode ser extraído da figura 4.5 é que a distribuição das economias estaduais brasileiras variou consideravelmente no período analisado. Isto, por si só, corrobora a crítica de Quah aos métodos que investigam o crescimento econômico menosprezando a dinâmica das economias. O problema de pesquisa relacionado ao uso de densidades no crescimento econômico é verificar a existência de bimodalidade das funções, o que indicaria a formação de dois clubes de crescimento, chamados de *Twin Peaks* por Quah (1996).

No caso brasileiro, considerando dados estaduais e o recorte temporal proposto, o primeiro indício mais consistente de formação de dois clubes de crescimento ocorre em 1995, embora seja necessário salientar que – por construção – a formação de clubes não é um processo instantâneo. O padrão de distribuição repete-se basicamente em 2000, embora de forma menos clara. Já em 2005 e 2008, há uma alteração importante na distribuição, observa-

se que as duas modas aproximam-se, alcançando valores semelhantes em relação à densidade kernel, o que não se verifica em nenhum dos outros anos.

Conforme esperado, tais mudanças podem ser vistas mais explicitamente nas densidades geradas com parâmetro de suavização menor que o ótimo (densidades azuis), principalmente as mudanças das distribuições, que apresentam padrões distintos. Primeiro, entre 1985 e 2000, as densidades dos dois clubes afastam-se gradativamente. Depois, entre 2005 e 2008, ocorre uma aproximação das densidades das duas modas.

4.5 CONCLUSÃO

O presente ensaio teve como objetivo apresentar um *survey* da literatura empírica regional brasileira, destacando os principais trabalhos publicados em duas áreas específicas: teoria do crescimento econômico e teoria dos ciclos econômicos. Procurou-se destacar a evolução das conclusões obtidas nas últimas décadas, bem como o avanço paralelo das técnicas de estimação utilizadas nas pesquisas. A revisão da literatura regional de longo prazo abrangeu um número grande de trabalhos, visto que em relação ao crescimento econômico os esforços de pesquisa em âmbito regional são expressivos. Já em relação à revisão da literatura regional de curto prazo, há um número relativamente pequeno de trabalhos, pois não existe uma tradição de pesquisa consolidada no estudo de ciclos econômicos com enfoque regional.

Nos dois casos, procurou-se dar maior ênfase aos estudos em que o componente regional é expressivo, o que, mais uma vez, constituiu-se tarefa menos árdua em relação à literatura de crescimento econômico. Na literatura dos ciclos econômicos, também denominada ciclos de negócios, a maioria dos trabalhos preocupa-se prioritariamente com a economia brasileira agregada, ou com o desempenho específico de algum setor.

Quanto aos resultados obtidos para a economia regional brasileira, em relação ao crescimento econômico, a primeira geração de trabalhos empíricos dedica-se a verificar as hipóteses de convergência absoluta e condicional, prioritariamente através de *Barro-regressions*, mas com o passar do tempo inserindo novos aspectos metodológicos, como a inclusão formal do espaço nas regressões. As conclusões dessa geração de estudos não são unânimes, publicações como Ferreira e Ellery Jr. (1995; 1996) apontam para a convergência absoluta, mesmo de forma muito lenta, enquanto trabalhos como os de Azzoni (2001) e

Azzoni et. al. (2001) negam esta hipótese, em favor da ocorrência de convergência condicional.

A geração mais recente de trabalhos dissolve esta dúvida, pois refuta a hipótese de convergência absoluta, atribuindo sua verificação empírica basicamente ao problema de regressão à média conhecido como falácia de Galton. As novas técnicas desenvolvidas por Quah (1993; 1996; 1997) permitiram a melhor observação da dinâmica de distribuição da produção e renda entre as economias, o que levou a resultados empíricos mais acurados.

Existe, portanto, concordância na recente literatura regional empírica brasileira em relação aos resultados sobre o crescimento econômico. Trabalhos como os de Laurini et. al. (2005), Magalhães e Miranda (2005), Gondim et. al. (2007) e Penna e Linhares (2009), dentre outros, são consensuais quanto à existência de dois clubes de crescimento no Brasil, um mais rico que a média, formado por economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e um mais pobre que a média, composto pelas economias das regiões Norte e Nordeste. É interessante salientar que tal conclusão resiste a mudanças no recorte regional utilizado pelos autores, bem como aos métodos empíricos abordados.

Se em nível geral existe a referida concordância, o mesmo não se pode dizer em relação à análise dentro de cada região brasileira. Embora maior parte dos resultados indique a não formação de clubes dentro de cada região, há discordâncias quanto ao fato. Os trabalhos de Pôrto Jr. e Ribeiro (2003) e Ribeiro e Pôrto Jr. (2000) são bons exemplos, visto que concluem sobre a formação de clubes dentro das regiões Sul e Nordeste.

Quanto aos resultados empíricos de curto prazo, também não há consenso na literatura brasileira. Contudo, conforme já salientado, o número de trabalhos investigando tal questão com enfoque regional ainda é reduzido no país, existindo espaço para avanços significativos. De um lado, trabalhos como os de Cunha e Moreira (2006) e Araújo (2004) apontam para a heterogeneidade do desempenho regional no curto prazo, através do estudo de variáveis relacionadas à persistência, volatilidade e grau de integração com os ciclos nacionais. De outro lado, Carvalho et. al. (2005) e Portugal e Moraes (2008) aceitam a hipótese de ciclos conjuntos regionais na economia brasileira, através de modelos temporais multivariados. Salienta-se que tal discordância geral é gerada, pelo menos em parte, pelo diferente enfoque metodológico utilizado pelas pesquisas.

Não obstante, algumas conclusões são compatíveis quanto aos ciclos de negócios regionais. Mesmo nos trabalhos que aceitam a hipótese de que os ciclos são conjuntos ou similares, fica claro que as economias estaduais não respondem de forma equivalente aos choques econômicos que geram os ciclos econômicos. Resumidamente, pode-se dizer que a

existência de ciclos regionais comuns é um resultado extremo, não observado com clareza até o momento. O quanto tais ciclos são similares ou heterogêneos é a questão de pesquisa atualmente em aberto.

Regionalmente, o que há de mais concreto em termos de resultados é que as economias do Norte e Nordeste são menos associadas aos ciclos nacionais, caracterizando-se como menos dinâmicas, assim como é observado pela literatura de longo prazo. Outra conclusão consistente é a forte conexão da região Sudeste com o desempenho de curto prazo da economia brasileira. Conforme salientado por Cunha e Moreira (2006), este é um resultado bastante esperado, pelo próprio peso econômico da região no país.

Por fim, o presente ensaio destacou dois pontos metodológicos que podem influenciar os resultados obtidos pela literatura empírica. Quanto ao problema da unidade de área modificável (MAUP), procurou-se evidenciar teoricamente que os problemas de escala e partição, apontando trabalhos que ignoram o problema, como os de Portugal e Moraes (2008) e Laurini et. al. (2005), assim como estudos que conduzem as investigações em diversos níveis de agregação, como Gondin et. al. (2007) e Cunha e Moreira (2006). Quanto ao problema de escolha do parâmetro de suavização nas funções de densidade Kernel, mostrou-se teórica e empiricamente o quanto modificações na janela de vizinhança alteram as respostas ao problema de pesquisa de longo prazo, ficando assim evidenciada a necessidade da literatura empírica dar maior ênfase a este aspecto, o que nem sempre é verificado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente tese de doutorado buscou investigar de uma perspectiva empírica a economia regional brasileira, em dois aspectos fundamentais. No problema de pesquisa de longo prazo, foram investigadas as hipóteses de convergência de renda e formação de clubes de crescimento, por meio de modelos multivariados de componentes não observados. No curto prazo, investigou-se a existência de ciclos conjuntos regionais no Brasil, através de modelos MS-VAR.

Quanto ao primeiro aspecto da pesquisa, analisando as cinco regiões brasileiras, o resultado geral obtido é que as economias mantiveram suas posições relativas durante o período analisado, o que pôde ser observado através dos *trends* estocásticos estimados. Exceção feita à região Centro Oeste, que apresentou caráter convergente em direção ao Sul e Sudeste, fortemente influenciado pelo desempenho do Distrito Federal, conforme ficou explícito quando efetuada a análise estadual condicionada.

Os resultados estaduais mostraram diferenças importantes entre as regiões. As mais ricas, Sul, Sudeste e Centro Oeste, apresentaram desempenho intra-regional bastante homogêneo, embora não necessariamente convergente. Ainda em nível estadual, os movimentos de tendência das economias do Norte e Nordeste mostraram-se bastante irregulares durante boa parte do período, ao contrário da análise das séries agregadas que evidenciaram alta estabilidade em níveis baixos de PIB per capita.

Em relação à identificação do processo de formação de clubes de crescimento, a análise estadual mostrou a formação de dois clubes na economia brasileira, um rico formado por economias do Sul, Sudeste e Centro Oeste; e outro pobre formado por economias do Norte e Nordeste. Dentro do que costuma-se convencionar como o clube rico da economia brasileira, encontrou-se dois grupos bem definidos: o mais rico composto por Paraná e Mato Grosso, e outro formado por Minas Gerais, Amazonas e Mato Grosso do Sul. Em relação ao que se costuma denominar como o clube pobre, encontrou-se três grupos distintos: um formado por Acre e Sergipe, outro mais numeroso formado por Bahia, Pará, Pernambuco e Rio Grande do Norte, e ainda um composto por Paraíba e Ceará.

Quanto ao segundo aspecto de pesquisa, analisando a economia brasileira através de suas cinco regiões, mostrou-se que há diferenças significativas no desempenho de curto prazo, quando os cenários econômicos são modificados por choques. A primeira diferença relevante é a assimetria verificada na duração dos regimes, sendo o de expansão mais duradouro do que o de recessão, o que é um resultado esperado de acordo com Romer (2006). A conclusão mais

abrangente é que os ciclos das economias regionais são similares, visto que apresentaram os mesmos sinais em cada cenário considerado. Destaca-se que o efeito de uma recessão é maior no Centro Oeste e no Norte, em relação às demais regiões.

Adicionalmente, destaca-se dois resultados: em primeiro lugar, apenas as regiões Centro Oeste e Sul tiveram seu desempenho explicado pelas próprias defasagens, ambos negativamente; em segundo lugar, a fraca conexão regional do Norte com as demais economias do país, visto que a maioria dos coeficientes relacionados à região mostraram-se não significativos. Quanto à classificação da amostra em relação aos regimes, na primeira metade do período analisado observou-se oscilação entre os cenários de recessão e estagnação, basicamente. Na segunda metade, verificou-se a predominância do regime de expansão econômica.

A conclusão mais importante propiciada pela análise individual das regiões é que existem diferenças significativas no desempenho de curto prazo de cada economia, de tal forma que a simples análise agregada inicial não seria suficiente para captar todas as características da produção regional brasileira. Os resultados econométricos mostraram que a região Sudeste é consideravelmente semelhante à economia nacional, o que pode ser verificado com clareza em diversos aspectos: as matrizes de transição são bastante equivalentes, verifica-se a mesma assimetria na duração dos regimes, e finalmente, a classificação da amostra entre os cenários econômicos é coerente entre os dois modelos, salientando-se a ocorrência de anos de expansão na parte final. Tais semelhanças eram esperadas, *a priori*, pelo fato do Sudeste ser a região com maior peso econômico dentro do país.

Quanto às demais regiões, foram obtidas conclusões basicamente em dois grupos: de um lado, as regiões Sul e Centro Oeste apresentaram resultados semelhantes, o que ficou evidente com a análise das matrizes de transição e duração dos regimes; de outro, as regiões Norte e Nordeste caracterizaram-se por apresentar níveis baixos de integração econômica entre seus respectivos estados. Adicionalmente, salienta-se que a constatação de existência de diferentes regimes econômicos não é suficiente para explicar o desempenho regional, visto que algumas economias apresentam resultados positivos mesmo em um cenário adverso, como Goiás, enquanto outros estados não obtêm crescimento significativo mesmo no cenário de expansão, como Sergipe. Além disso, mostrou-se que um mesmo ano pode ser classificado de forma diferente, dependendo da região analisada.

Por fim, salienta-se que o *survey* da literatura empírica realizado no terceiro ensaio mostra claramente que os principais resultados obtidos na presente tese de doutorado são

plenamente compatíveis com os obtidos pelas principais publicações recentes sobre a economia regional brasileira. No longo prazo, a existência de dois clubes de crescimento, embora o método multivariado de séries temporais tenha permitido identificar grupos específicos dentro dos clubes comumente salientados pela literatura. E, no curto prazo, a constatação de que as economias regionais não apresentam ciclos plenamente homogêneos, nem têm dinâmica interna semelhante.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, E.; LAURINI, M.; MADALOZZO, R.; PEREIRA, P. L. Vals. **Convergence clubs among Brazilian municipalities**. In: Economic Letters, 83, p. 179-184, 2004.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: Methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, L.. **Local Indicators of Spatial Association — LISA**, Geographical Analysis 27: 93–115, 1995.
- ÁVILA, Rodrigo Peres de ; MONASTERIO, L. M. . **MAUP e a análise espacial: um estudo de caso para o Rio Grande do Sul**. Análise Econômica (UFRGS), v. 26, p. 239-265, 2008.
- AZZONI, C. R. et al. **Geography and income convergence among Brazilian states**. New York: Inter-American Development Bank, 2000.
- AZZONI, C. **Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brazil**, Annals of Regional Science, 35(1): 133-152. 2001
- AZZONI, C., N. MENEZES-FILHO, T. MENEZES e R. SILVEIRA-NETO. **Geography and Regional Income Inequality in Brazil**, Research Networking paper r-395, Inter-American Development Bank, Research Department. 2001
- ARAÚJO, E. **Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: uma comparação entre as regiões Nordeste e Sul**. Revista Econômica do Nordeste, v. 35, n. 3, p. 356-393. 2004.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Convergence**. In: Journal of Political Economy. V. 100, p. 223-51, Abril, 1992.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. In: **Economic growth**. Nova York: McGraw Hill, 1995.
- BARROS, A. R. **Desigualdades Regionais no Brasil: natureza, causas, origens e solução**. Editora Campus. 2011.
- BAUMOL, W. J. **Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show**. American Economic Review, v. 76, n.5, p.1072-85, 1986.
- BARROSSI-FILHO, M.; AZZONI, C. R. **A time series analysis of regional income convergence in Brazil**. Texto para Discussão, Nereus, 09-2003. 2003.
- BICKENBACH, F. and BODE, E.. **Markov or not Markov – This should be a question**. Kiel Institute of World Economics, Kiel, Germany. Presented at the 42nd Congress of the European Regional Science Association Dortmund, August 27-31, 2002
- BLANCHARD O. J. and S. FISCHER, **Lectures on Macroeconomics**. MIT Press, Cambridge Massachusetts. 1988

CARVALHO, V. M.; HARVEY, A. C. **Growth, Cycles and Convergence in U.S. Regional Time Series**. In: Cambridge Working Papers in Economics. No. 0221, Cambridge University, 2002.

CARVALHO, V. M.; HARVEY, A. C. **Convergence in the trends and cycles of euro-zone income**. In: Journal of Applied Econometrics. v. 20, p. 275-289. 2005

CARVALHO, José Henrique Dias de; CARVALHO, Alexandre X. de; ELLERY JÚNIOR, Roberto de Góes. **Ciclo Comum na Indústria Regional**. Texto Para Discussão Nº 1139. Brasília: IPEA, 2005.

CHAUVET, M. **Turning Point Analysis of the Leading Inflation Indicators**. Relatório de Atividade. Banco Central do Brasil. Abril/Maio, 2000.

COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. **Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros**. In: Revista Brasileira de Economia, v. 61, p. 331-352, 2007.

CORREA, A. da S. **Diferenças e semelhanças entre países da América latina: uma análise de Markov-Switching para os ciclos econômicos de Brasil e Argentina**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003 (Working Paper n. 80). 2003

CUNHA, A. B.; MOREIRA, L.P. **Ciclos econômicos regionais no Brasil de 1985 a 2002: uma introdução**. Revista Economia Contemporânea., Rio de Janeiro, 10(1): 115-138, jan./abr. 2006

DAVIES, R. **Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative**. Biometrika 64, 247-254. 1977.

DURLAUF, Steven N.; QUAH, Danny T. **The New Empirics of Economic Growth**. In Handbook of Macroeconomics Vol. 1, John B. Taylor and M. Woodford, eds., Amsterdam: North Holland, 1999

DURLAUF, S.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. **Growth econometrics**. In: Handbook of Economic Growth, Edited by P. Aghion and S. Durlauf. Amsterdam:North-Holland, 2005.

EPANECHNIKOV, V. A. **Nonparametric estimation of a multidimensional probability density**. In Teor. Veroyatnost. i Primenen, 14:1, 156-161 1969.

FAN, Jianqing; YAO, Qiwey. **Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods**. Springer, 2003.

ELLERY JR.; FERREIRA, P. **Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros**. In: Revista de Econometria. v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

ELLERY JR., R., GOMES, V. **Ciclo de negócios no Brasil durante o século XX: uma comparação com a evidência internacional**. Economia, v. 6, n.1, p. 45-66. 2005

FERREIRA, A.. **Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra**. Revista Econômica do Nordeste, 27(3):363-374. 1996

FERREIRA, A.. **Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects**. Applied Economics, 32(4):479-489. 2000

- FERREIRA, A.; DINIZ, C. **Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil**. Revista de Economia Política, 15(4). 1995
- FERREIRA, A.; ELLERY JR., R.. **Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros**. Revista de Econometria, 16(1):83–104. 1996
- FRIEDMAN, M. **The quantity theory of money: a restatement**. In: FRIEDMAN, M. (Ed.). **Studies in the quantity theory of money**. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- FRIEDMAN, M. **Do old fallacies ever die?** In: Journal of Economic Literature, v. 30, p. 2129-2132, 1992.
- FUJITA, Masahisa.; KRUGMAN, Paul.; VENABLES, Anthony J. **Economia Espacial**. São Paulo: Futura, 2002.
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A. **O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros**. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia. João Pessoa, PB. 2004
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. **Condicionantes de clubes de convergência no Brasil**. Estudos Econômicos. São Paulo, v. 37, n.1, p. 71-100, 2007.
- GUIMARÃES NETO, Leonardo, **Ciclos econômicos e desigualdades regionais no Brasil**, Anais do XXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC, Recife, 1996.
- FUENTE, A. de la. **Notas sobre la economía del crecimiento**. Barcelona: Universitat Autònoma, 1996.
- HAMILTON, J. D. **A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle**. In: Econometrica, v. 57, p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, J.D. **Time series analysis**, Princeton, Princeton University Press. 1994
- HAINING, Robert. **Spatial Data Analysis: theory and practice**. London: Cambridge University, 2003.
- HARVEY, A. **Forecasting with Unobserved Components Time Series Models**. Faculty of Economics, University of Cambridge. 1989.
- HARVEY A.C.; BATES D. **Multivariate unit root tests and testing for convergence**. DAE Working Paper 0301, University of Cambridge. 2003
- HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. **Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation**. Journal of Money, Credit and Banking, v. 29, n. 1, p. 1-16. 1997
- JONES, C. I.. **On the evolution of the world income distribution**. Journal of Economic Perspectives, 11(3):19–36. 1997
- JONES, C. **Introdução às teorias do crescimento econômico**. São Paulo: Campus, 2000.
- KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C. **Time to build and aggregate fluctuations**. In: Econometrica, 50(6):1345–69, Nov. 1982.

KROLZIG, H.-M. **Markov Switching Vector Autoregressions**. In: *Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer, 1997

KROLZIG, H.-M. **Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox**. In: Discussion paper, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1998.

KROLZIG, H.-M. **Constructing turning point chronologies with markov-switching vector autoregressive models: the euro-zone business cycle**. In: *Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis*. Luxembourg: Eurostat, 2003.

KROLZIG, H.-M.; TORO, J. **A new approach to the analysis of shocks and the cycle in a model of output and employment**. In: Discussion Paper, n. 59, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 2000.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; VALLS PEREIRA, P. L. **Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis**. In: *Applied Economics*. v. 37, n. 18, p. 2099-2118, Oct. 2005.

LUCAS, Robert. E. Jr. **On the mechanics of Economic Development**. In: *Journal of Monetary Economics*. v. 22, n. 1, p. 3- 42, 1988.

LUCAS, Robert E., Jr. **Understanding Business Cycles**. In: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 1977, P. 19-46.

MAGALHÃES, A. **Clubes de convergência no Brasil: Uma abordagem com correção espacial**. In: *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia 2001*, Salvador. 2001.

MAGALHÃES, J. C.; MIRANDA, R. B. **Dinâmica de renda, longevidade e educação nos municípios brasileiros**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada(Ipea), 2005. Texto para Discussão, n. 1098. 2005

MAGRINI. **Regional (Di) convergence**. *Handbook of Regional and Urban Economics*, v. 4, p. 2741-2796, 2004.

MANKIW, N. GREGOR. **A Quick Refresher Course in Macroeconomics**. In: *Journal of Economic Literature*. Vol. XXVIII, December, 1990, p. 1645-1 660, 1990.

MYRDAL, G. **Economic theory and underdeveloped regions**. London: Duckworth, 1957.

MONASTERIO, Leonardo M. **O Que é um Problema Regional? Uma nota preliminar**, In: *Boletim Regional, Urbano e Ambiental*. IPEA. V. 3, dez, 2009.

MONASTERIO, Leonardo M.; CAVALCANTE, Luis Ricardo. **Fundamentos do pensamento econômico regional**. In: CRUZ, Bruno de Oliveira *et al* (Orgs). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea. P. 43-77, 2011.

MONTEIRO, V.B.; PENNA, C.M.; CASTELLAR, L. I. **Formação de clubes de convergência e análise dos determinantes da taxa de crescimento econômico**. *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, Salvador, BA. 2010.

MOSSI, M. B.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I. J.; AZZONI, C. R. **Growth dynamics and space in Brazil**. In: *International Regional Science Review*. v. 26, n. 3, p. 393-418, July, 2003.

OLIVEIRA, Carlos Wagner A.; RODRIGUES, Waldery Jr. **Crescimento Econômico, Convergência de Renda e Elementos Espaciais**. In: CRUZ, Bruno de Oliveira *et al* (Orgs). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea. P. 183-220, 2011.

PENNA, C. M.; LINHARES F. C. **Convergência e Formação de Clubes no Brasil sob a Hipótese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico**. In: *Revista Econômica do Nordeste - REN*, Vol. 40, Nº. 4, 2009.

PESSÔA, S. **Existe um problema de desigualdade regional no Brasil?** In: Encontro Nacional de Economia, 29., 2001, Salvador. *Anais...*Salvador: ANPEC, 2001.

PRESCOTT, Edward C. **Theory ahead of business cycle measurement**. In: *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(4):9-22, Fall 1986.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. **Transition modeling and econometric convergence tests**. *Econometric Society*, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, Nov. 2007.

POPPER, K. R. **A lógica da pesquisa científica**. 3. ed. Brasília: Cultrix, 1985.

PÔRTO JÚNIOR, S. S. ; RIBEIRO, Eduardo Pontual. **Dinâmica de crescimento Regional - uma análise empírica para a região Sul**. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza-CE, v. 31, p. 454-483, 2000.

PÔRTO JÚNIOR, S. S. ; RIBEIRO, Eduardo Pontual. **Dinâmica espacial da renda per capita e crescimento entre os municípios da região nordeste do Brasil - uma análise markoviana**. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 34, n. 03, p. 405-420, 2003.

PICCHETTI, P.; TOLEDO, C. **Estimating and interpreting a common stochastic component for the Brazilian industrial production index**. *Revista Brasileira de Economia (RBE)*, v. 56, n. 1, p. 107-120, 2002.

PORTUGAL, M.; MORAIS, I. **Business Cycle in the Industrial Production of Brazilian States**. In *Revista Análise Econômica*. v 26, n 50. 2008

QUAH, D. **Empirical cross-section dynamics in economic growth**. In: *European Economic Review*, v. 37, n. 2/3, p. 426-434, April 1993.

QUAH, D. **Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis**. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95, p.427-443. 1993b

QUAH, D. **Empirics for economic growth and convergence**. In: *European Economic Review*, v. 40, p.1353-1375, 1996.

QUAH, D. **Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics**, *The Economic Journal*, 106, 1045-55. 1996b

- QUAH, D. **Empirics for growth and distribution: stratification, polarization and convergence clubs**. In: *Journal of Economic Growth*, v. 2, n. 1, p. 27-59, March 1997.
- QUAH D.; SIMPSON H. **Spatial cluster empirics**, London School of Economics, Working Paper Series. 2003
- RESENDE, G. M., **Multiple dimensions of regional economic growth: The Brazilian case, 1991–2000**. *Papers in Regional Science*, 90: 629–662, 2011.
- ROLIM, C. F. C.. **Crise econômica e sistema urbano: análise cíclica utilizando estatísticas não-paramétricas**. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 19, n. 17, p. 7-24, 1993.
- ROMER, P. M. **Increasing returns and long-run growth**. In: *Journal of Political Economy*, n. 90, p. 1002-1037, 1986.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 3ª edition. McGraw-Hill/Irwin. 2006.
- SALA-I-MARTIN, X. **Apuntes de Crecimiento Económico**. Antoni Bosch Editor, Barcelona. 1994.
- SAMUELSON, P. A. **Thünen at two hundred**. In: *Journal of Economic Literature*, v. 21, p.1468-1488, 1983.
- SILVERMAN B. W. **Density estimation for statistics and data analysis**, Monographson *Statistics and Applied Probability*, 26, Chapman and Hall, London. 1986.
- SOLOW, R. M. **A contribution to the theory of economic growth**. In: *Quarterly Journal of Economic*, n. 70, p. 65-94, 1956.
- THISSE, Jacques-François. **Geografia Econômica**. In: CRUZ, Bruno de Oliveira *et al* (Orgs). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea. P. 17-42, 2011.
- THÜNEN, J. H. V. **The isolated state**. New York: Pergamon Press, 1966. Edição original de 1826.
- TROMPIERI; LINHARES; CASTELAR. **Convergência de renda dos estados brasileiros: uma abordagem em painel dinâmico com efeito threshold**. In: ANAIS DO XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), Salvador, 2008.
- TUKEY, J. W.. **Exploratory Data Analysis**. Reading: Addison-Wesley. 1977
- VASCONCELOS, Marcos e FONSECA, Marcos. **Política monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação**. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA REGIÃO NORDESTE, 7, *Anais*, Fortaleza, 2002
- ZINI Jr., A. **Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants**. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 383- 411, abr./jun. 1998.

ANEXOS

ANEXO A – Rotina OX para estimação dos modelos MS-VAR (estados)

```

include <oxstd.h> #import <msvar130>

main() { decl time=timer(); decl msvar = new MSVAR();

    msvar->IsOxPack(FALSE); // mandatory command msvar-
>SetOptions(TRUE,TRUE,TRUE); // MSVAR settings (TRUE: automatic StdErrors, TRUE:
automatic DrawResults, TRUE: save gwg files) // Load data and select variables
    msvar->Load("oxestados.in7"); msvar->Select(Y_VAR, { "DMT", 0, 3,
"DMS", 0, 3, "DDF", 0, 3, "DGO", 0, 3}); // endogenous

    msvar->SetSample(1986, 1, 2008,1);

    // Specify the MS-VAR decl fModel = MSI;
    // model type:
MSI,MSIH,MSM,MSMH,MSIA,MSIAH,MSIA,MSIAH,MSH,SR,SETAR
    // allowing for shifts in the
    (I)ntercept / (M)ean,
    // (A)utoregressive
parameters //
    (H)eteroskedasticity
    decl M = 2;
    // number of regimes msvar->SetModel(fModel, M);
    // model specification

    // ESTIMATE

    msvar->Estimate(); // estimates msvar->StdErr();
    msvar->PrintStdErr(); // Graphics msvar-
>DrawResults(); // shows graphics msvar-
>DrawErrors(TRUE); // shows graphics msvar->DrawFit();
    // shows graphics msvar->DrawModelAnalysis();
    // shows graphics msvar->CycleDating(); // prints
regime classification msvar->TestAsy(); // asymmetry tests
    delete msvar; }

```

ANEXO B – Rotina OX para estimação dos modelos MS VAR (regiões)

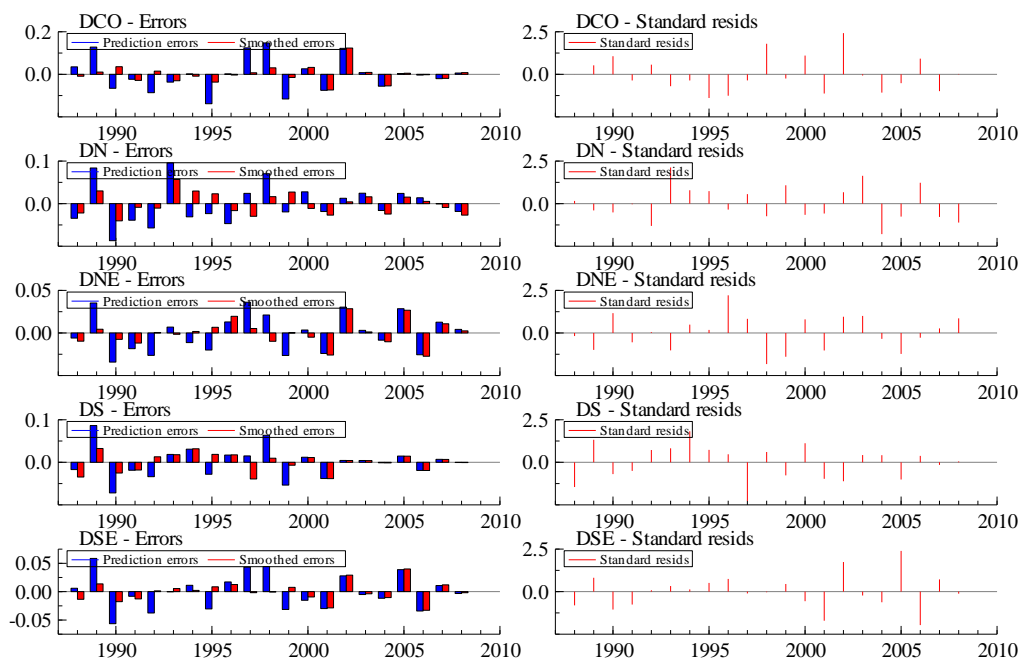
```

#include <oxstd.h> #import <msvar130>
main() { decl time=timer(); decl msvar = new MSVAR();
    msvar->IsOxPack(FALSE); // mandatory command msvar-
>SetOptions(TRUE,TRUE,TRUE); // MSVAR settings (TRUE: automatic StdErrors, TRUE:
automatic DrawResults, TRUE: save gwg files) // Load data and select variables
    msvar->Load("oxregioes.in7"); msvar->Select(Y_VAR, { "DCO", 0, 2,
"DN", 0, 2, "DNE", 0, 2, "DS", 0, 2, "DSE", 0, 2}); // endogenous
    msvar->SetSample(1986, 1, 2008,1);

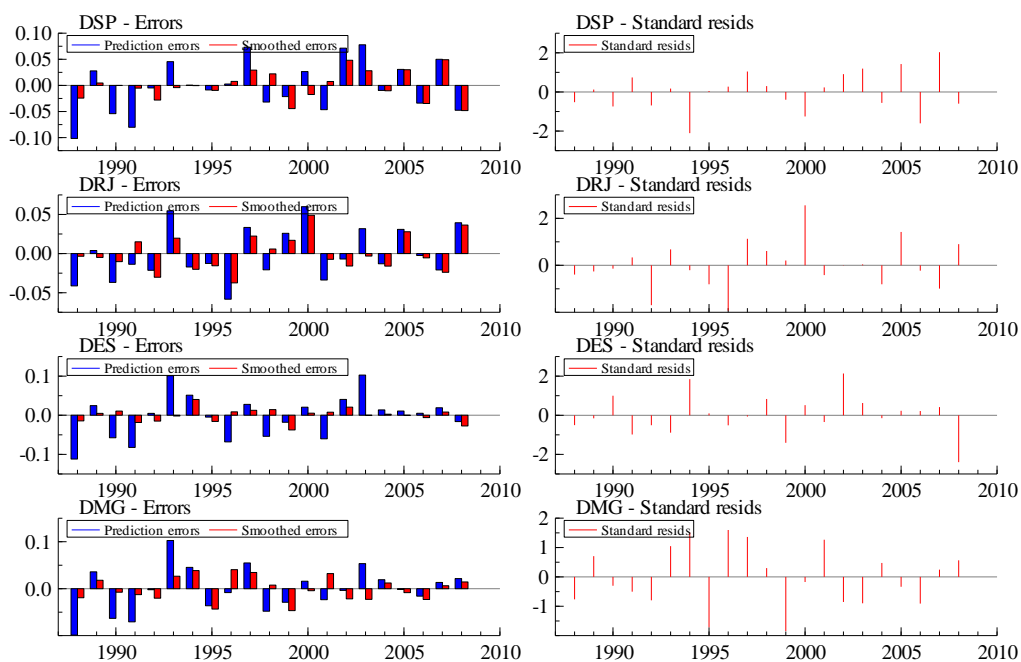
    // Specify the MS-VAR decl fModel = MSI;
    // model type:
MSI,MSIH,MSM,MSMH,MSIA,MSIAH,MSIA,MSIAH,MSH,SR,SETAR
    // allowing for shifts in the
    (I)ntercept / (M)ean,
    // (A)utoregressive
parameters //
    (H)eteroskedasticity
    decl M = 3;
    // number of regimes msvar->SetModel(fModel, M);
    // model specification
    // ESTIMATE
    msvar->Estimate(); // estimates msvar->StdErr();
    msvar->PrintStdErr(); // Graphics msvar->DrawResults();
    // shows graphics msvar->DrawErrors(TRUE);
    // shows graphics msvar->DrawFit(); // shows
graphics msvar->DrawModelAnalysis(); // shows graphics
    msvar->CycleDating(); // prints regime classification
    msvar->TestAsy(); // asymmetry tests
    delete msvar; }

```

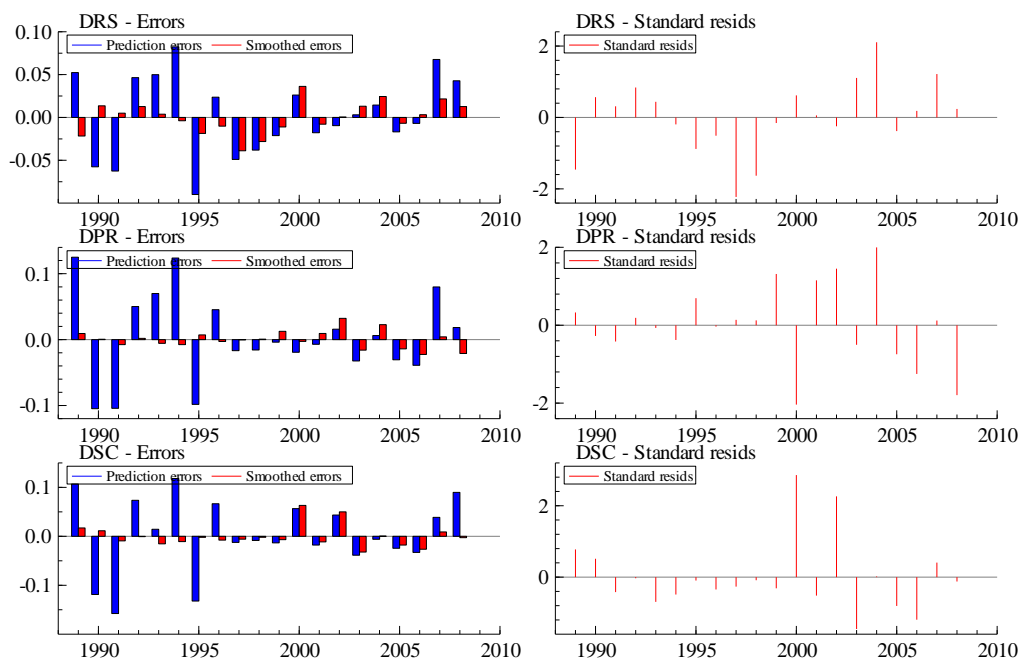
ANEXO C – Erros gerados pelo modelo MSVAR estimado (Brasil)



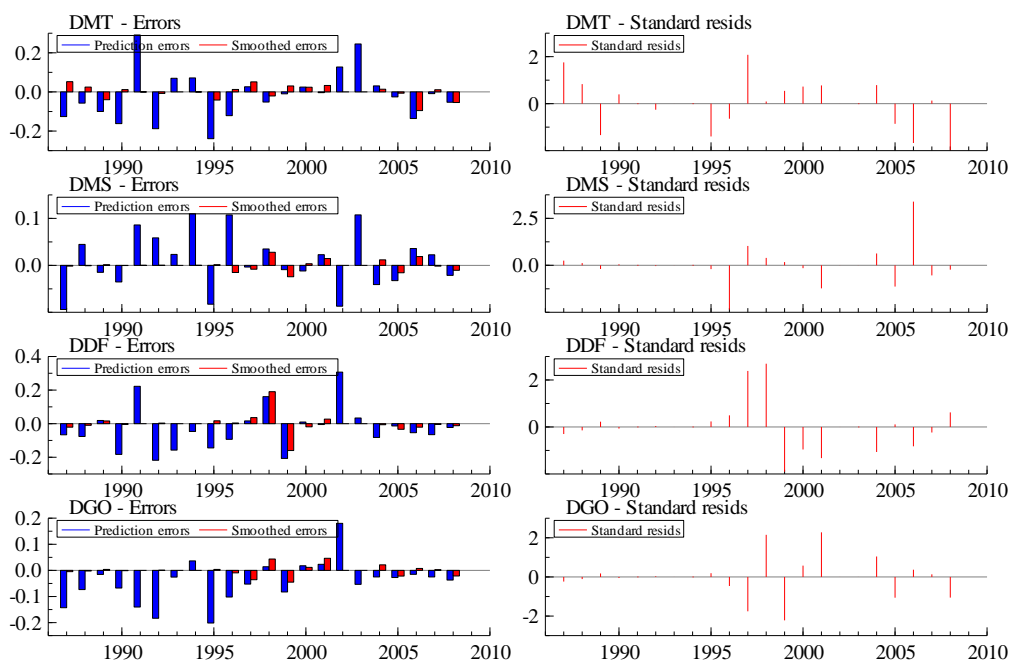
ANEXO D – Erros gerados pelo modelo MSVAR estimado (Sudeste)



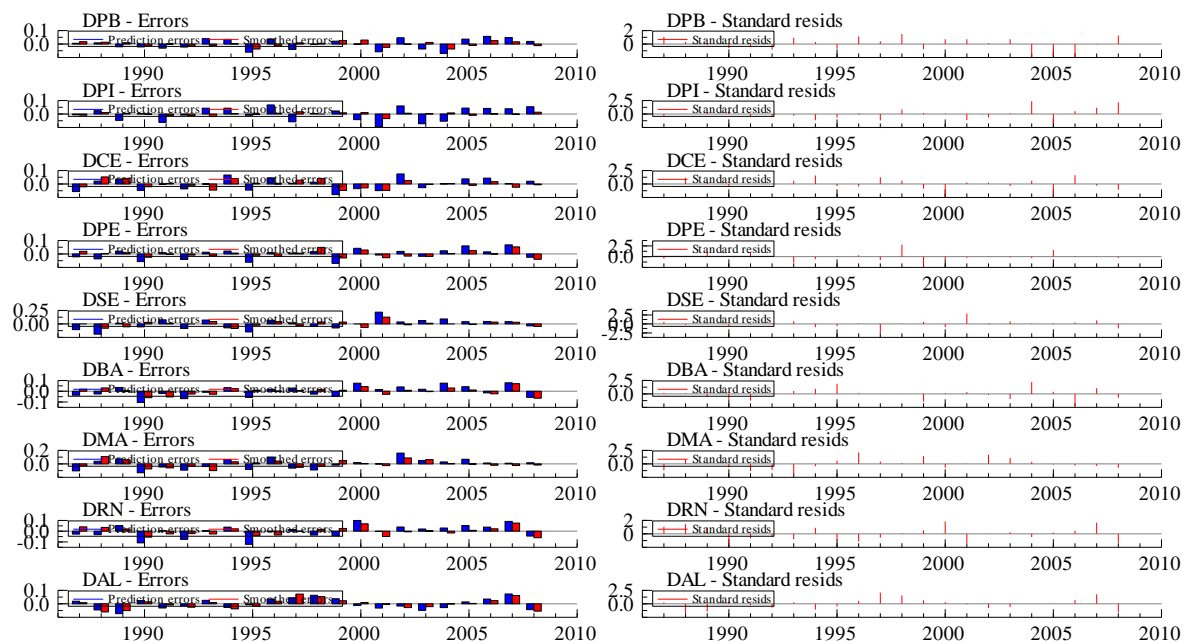
ANEXO E – Erros gerados pelo modelo MSVAR estimado (Sul)



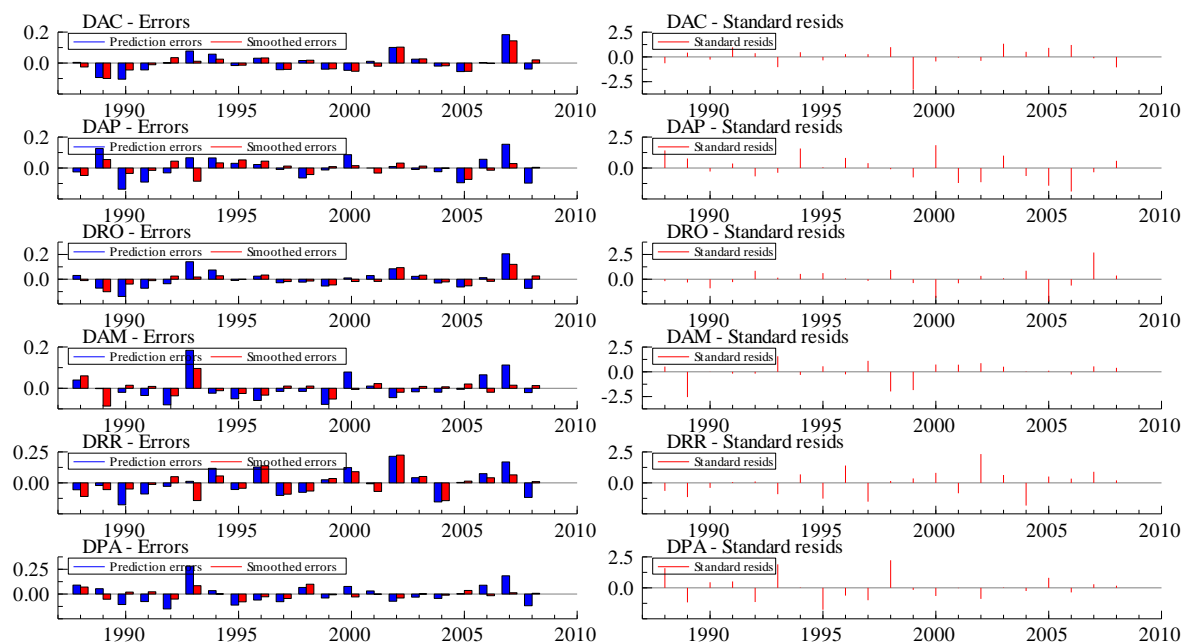
ANEXO F – Erros gerados pelo modelo MSVAR estimado (Centro Oeste)



ANEXO G – Erros gerados pelo modelo MSVAR estimado (Nordeste)



ANEXO H – Erros gerados pelo modelo MSVAR estimado (Norte)



ANEXO I – Testes ADFs (Augmented Dickey-Fuller) comprovando a estacionariedade das séries em primeira diferença.

Série Analisada	Em primeira diferença	
	Estatística ADF	Valor crítico 5%
Acre*	-2.935114	-2.6457
Alagoas	-3.281262	-3.0114
Amazonas	-3.787403	-3.0114
Amapá	-3.609524	-3.0114
Bahia	-3.192178	-3.0114
Ceará	-3.771115	-3.0114
Centro Oeste	-3.462432	-3.0114
Distrito Federal	-3.900871	-3.0114
Espírito Santo	-3.923056	-3.0114
Goiás	-3.531214	-3.0114
Maranhão*	-2.840424	-2.6457
Minas Gerais	-3.170444	-3.0114
Mato Grosso do Sul	-3.871974	-3.0114
Mato Grosso	-3.549742	-3.0114
Norte	-3.382014	-3.0114
Nordeste**	-5.280559	-3.6454
Pará	-4.223065	-3.0114
Paraíba	-5.060998	-3.0114
Pernambuco	-3.535625	-3.0114
Piauí	-3.904235	-3.0114
Paraná	-4.084001	-3.0114
Rio de Janeiro	-3.896227	-3.0114
Rio Grande do Norte	-3.663028	-3.0114
Rondônia**	-3.636659	-3.2602
Roraima***	-2.273287	-1.9583
Rio Grande do Sul	-5.004110	-3.0114
Sul	-4.398227	-3.0114
Santa Catarina	-4.291410	-3.0114
Sudeste*	-2.714216	-2.6457
São Paulo*	-2.979022	-2.6457

*Série estacionária ao nível de 10%; **Série estacionária a 5% incluindo tendência e intercepto; ***Série estacionária sem intercepto.