

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

MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANO:  
UMA APLICAÇÃO A SÉRIES ECONÔMICAS BRASILEIRAS

Igor Alexandre Clemente de Moraes

Orientador

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação  
em Economia da Faculdade de Ciências  
Econômicas da Universidade Federal do Rio  
Grande do Sul como parte dos requisitos para a  
obtenção do título de Doutor em Economia.

Porto Alegre – RS

2003

## AGRADECIMENTOS

Os agradecimentos não são poucos. E isto devido não apenas ao tempo decorrido para a elaboração desta tese, mas também à quantidade de contribuições diretas e indiretas que ocorreram neste período. Desta forma, sem prejuízo da importância, escolhi relatar de forma reduzida os quatro anos em que estive envolvido neste trabalho.

O primeiro ano pode ser caracterizado como de grandes vitórias. Apesar da mudança estrutural na vida sentimental (rompimento de um noivado), tive a felicidade de contar com o apoio da família, leia-se mãe e irmã (acredito que o meu pai também tenha dado o seu apoio espiritual). Na seqüência, os amigos Fernando Vendramel, hoje em Berkeley, e Márcio Rodrigues (morando em Chapecó), também me deram apoio logístico para minimizar o *overshooting* no meu comportamento nesta nova vida de solteiro. Ao final do primeiro semestre de 1999 tive a felicidade de começar a trabalhar na Assessoria Econômica da FIERGS. Indicação da competente amiga Susan Schommer (não sei onde ela está trabalhando neste momento).

O economista, professor, chefe e amigo Nuno Renan de Figueiredo Pinto, teve participação direta na minha formação profissional mas, os erros remanescentes nesta empreitada são de minha inteira responsabilidade. Quero lembrar que foi em sua sala, que hoje ocupo, que em rápida conversa surgiu a idéia de trabalhar com modelos multivariados, a partir da fala: “Ei, estas séries cointegram”. Referência aos *par bonds* da América Latina. A sua paixão por economia brasileira e, em especial, a do Rio Grande, me contaminou, e a ele dedico o capítulo cinco desta tese.

O ano de 2000, do céu ao inferno. Vitória no primeiro exame de qualificação de microeconomia em março porém, decepção em macroeconomia no quarto trimestre. Não poderia deixar de citar André Carraro pela motivação que me deu para concluir esta tese. Espero que me dê a oportunidade de poder assistir a defesa da sua. Naquela oportunidade, conheci Paulo Barcellos, que pareceu ser uma pessoa séria e íntegra. Hoje, trabalhamos juntos, o que me permitiu também descobrir que ele é um profissional competente.

Durante o ano de 2001 estive “na rede pelo lado de fora”. Não era aluno do doutorado mas tentava retornar. Os amigos Jeferson Bittencourt (hoje no Tesouro

Nacional), Merlin (na Pólo RS), Alexandre Englert, Ricardo Nogueira, Fábio Althaus e Vanessa Frainer, todos ainda companheiros de trabalho, presenciaram este momento difícil. A todos eles agradeço a compreensão e o apoio dado nestes anos.

Um parágrafo para o amigo de profissão Aod Cunha de Moraes Júnior (hoje presidente da FEE), que permitiu que eu participasse de um capítulo de sua tese e que nos renderia, ao final do ano, o 2º lugar no concurso do Tesouro Nacional. Também iríamos ganhar no início do ano seguinte, o 1º lugar no prêmio ABAMEC. Grande parceria.

Ao final do ano fui aceito para entrar no doutorado novamente. Agradeço esta oportunidade ao professor Eduardo Pontual Ribeiro e Roberto Camps de Moraes, profissionais muito sensatos e exemplo para todos e ao meu orientador, passado e futuro, Marcelo Savino Portugal.

Aliás, a este caberia diversos parágrafos de agradecimentos. Quero destacar que esta tese não estaria pronta se não fosse a sua orientação técnica e os seus incentivos além, é claro, de seu apoio computacional. Suas opiniões me ajudaram desde a dissertação de mestrado, onde também me orientou. Assim, lá se vão seis anos e meio de vida acadêmica no Sul do Brasil com as orientações deste competente profissional. Os erros que aqui existam, ou falhas, são de minha inteira responsabilidade.

Quero aproveitar a referência ao local de trabalho para lembrar as sempre prestativas, Iara, Cláudia e Raquel, da secretaria do pós. Também tive amigos neste percurso que quero deixar homenagens: Eduardo (no BRDE), Rildo (espero que termine seu doutorado em matemática), Ângelo (no Banco Central), Sabino (UFRGS) e Martiane (no Jornal do Comércio). Por favor, se esqueci de alguém,.....fazer o quê? Infelizmente não haverá outra tese para me redimir deste erro.

Em março de 2002 terminei o exame de qualificação em macroeconomia, após ter estudado com os amigos Paulo Jacinto, Izete, Flávio e Liderau. Início então, em abril, os estudos para esta tese, que se estenderiam até o mês passado. Durante este período o maior infortúnio foi, sem dúvida, a morte do professor Nuno.

Após a quarta-feira de cinzas do carnaval de 2003, a Assessoria Econômica se reuniu com o presidente da FIERGS Renan Proença. Agradeço a ele e a Júlio Magalhães a chance de poder continuar a obra do professor Nuno. E como não, aos amigos da Assessoria Econômica pelo apoio nesta nova etapa.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	12
2. MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANO: UMA REVISÃO TEÓRICA.....	16
2.1. MODELOS LINEARES UNIVARIADOS E MULTIVARIADOS: TESTES E ESPECIFICAÇÕES.....	17
2.2. INSTABILIDADE NOS PARÂMETROS E MODELOS COM MUDANÇA DE REGIME.....	25
2.3. MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANO.....	27
2.4. MODELOS DE MUDANÇA DE REGIME MULTIVARIADOS.....	40
3. EQUAÇÃO DE DEMANDA POR IMPORTAÇÕES COM MUDANÇA DE REGIME.....	48
3.1. RESULTADOS ESTATÍSTICOS COM DADOS ANUAIS.....	54
3.1.1. MODELO LINEAR.....	57
3.1.2. UM MODELO MS-VEC.....	59
3.2. RESULTADOS ESTATÍSTICOS COM DADOS TRIMESTRAIS ...	65
3.2.1. MODELO LINEAR.....	67
3.2.2. UM MODELO MS-VEC.....	71

	5
3.3. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	75
4. CICLO DOS NEGÓCIOS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS.....	77
4.1. RESULTADOS ESTATÍSTICOS.....	82
4.2. ANÁLISE DO CICLO DOS NEGÓCIOS NAS SÉRIES UNIVARIADAS.....	87
4.3. MUDANÇA DE REGIME COMUM.....	97
4.4. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	106
5. UM NOVO ÍNDICE COINCIDENTE PARA A ATIVIDADE INDUSTRIAL DO RIO GRANDE DO SUL.....	107
5.1. RESULTADOS ESTATÍSTICOS.....	110
5.1.1. MODELO LINEAR.....	114
5.1.2. MODELO COM MUDANÇA DE REGIME.....	121
5.2. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	126
6. CONCLUSÕES.....	128
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	134
8. ANEXOS.....	143

8.1. Anexo A - Capítulo 3 – dados anuais.....	143
8.1.1. Fonte de dados anuais.....	151
8.2. Anexo B – Capítulo 3 – dados trimestrais.....	153
8.2.1. Fonte de dados trimestrais.....	159
8.3. Anexo C – Capítulo 4.....	160
8.4. Anexo D – Capítulo 5.....	162
8.4.1. Fonte de dados do capítulo 5.....	165

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

## GRÁFICOS

1.	Probabilidade de Transição e Autovalores $\rho_{11} = 0,8$ , $\rho_{22} = 0,8$ e $\lambda_2 = 0,967$ .....	31
2.	Probabilidade de Transição e Autovalores $\rho_{11} = 0,8$ , $\rho_{22} = 0,8$ e $\lambda_2 = -0,967$ .....	31
3.	Probabilidade de Transição e Autovalores $\rho_{11} = 0,8$ , $\rho_{22} = 0,8$ e $\lambda_2 = 0,01$ .....	32
4.	Probabilidade de Transição e Autovalores $\rho_{11} = 0,8$ , $\rho_{22} = 0,8$ e $\lambda_2 = -0,01$ .....	32
5.	Evolução do PIB brasileiro.....	55
6.	<i>Quantum</i> importado.....	55
7.	Taxa de câmbio real.....	55
8.	Utilização da capacidade instalada.....	55
9.	Probabilidade do regime 1 – abertura moderada.....	62
10.	Probabilidade do regime 2 – fechamento da economia.....	62
11.	Probabilidade do regime 3 – abertura consistente.....	64
12.	Evolução do PIB brasileiro.....	66
13.	Taxa de câmbio real.....	66
14.	<i>Quantum</i> importado.....	66
15.	Utilização da capacidade instalada.....	66
16.	Probabilidade de regime 1 - queda das importações.....	74
17.	Probabilidade de regime 2 – crescimento das importações.....	74
18.	Produção física – estados do Sudeste.....	83
19.	Produção física – estados do Sul.....	83
20.	Probabilidade Alisada de Crescimento $P(s_t=I)$ para São Paulo.....	93
21.	Probabilidade Alisada de Crescimento $P(s_t=I)$ para Minas Gerais.....	94
22.	Probabilidade Alisada de Crescimento $P(s_t=I)$ para Rio de Janeiro.....	94
23.	Probabilidade Alisada de Crescimento $P(s_t=I)$ para Paraná.....	94
24.	Probabilidade Alisada de Crescimento $P(s_t=I)$ para Santa Catarina.....	95
25.	Probabilidade Alisada de Crescimento $P(s_t=I)$ para Rio Grande do Sul.....	96
26.	Probabilidade de expansão comum entre os estados.....	100

27. Probabilidade de expansão – Região Sudeste.....	103
28. Probabilidade de expansão – Região Sul.....	105
29. Vendas reais.....	112
30. Compras reais.....	112
31. Salários totais.....	113
32. Horas trabalhadas.....	113
33. Utilização da capacidade instalada.....	114
34. Índice de desempenho industrial.....	114
35. Componente comum e IDI.....	117
36. Componente comum e vendas.....	117
37. Componente comum e compras.....	117
38. Componente comum e salários.....	117
39. Componente comum e horas trabalhadas.....	118
40. Componente comum e Uci.....	118
41. Componente comum e IDI.....	123
42. Componente comum linear e não-linear.....	123
43. Probabilidade suavizada de crescimento.....	124
44. Probabilidade suavizada de queda.....	124

## TABELAS

1. Matriz de correlação.....	56
2. Elasticidade de longo prazo – estimativa por MQO.....	57
3. Resultado da estimação – modelo linear VEC(0).....	58
4. Elasticidades estimadas em outros trabalhos.....	59
5. Resultado da estimação ML para MSI(3)-VEC(0).....	60
6. Datas de cada regime.....	61
7. Elasticidades de longo prazo estimadas por MQO.....	68
8. Elasticidades de demanda por importações totais encontradas em outros trabalhos (trimestral).....	69
9. Resultado da estimação – modelo linear VEC(1).....	70
10. Coeficiente do vetor de correção de erros encontrado em outros trabalhos.....	71

11. Resultado da estimação ML para MSIAH(2)-VEC(1).....	73
12. Datas de cada regime.....	74
13. Teste de razão de verossimilhança de Johansen.....	86
14. MSMH(2)-AR(0).....	90
15. Teste de especificação – MSMH(2)-AR(0).....	91
16. Teste de <i>Wald</i> .....	92
17. Datas dos ciclos dos negócios.....	97
18. Resultados para o modelo MSMH(2)-VAR(1) – Todos os estados.....	99
19. Datas dos ciclos dos negócios.....	100
20. MSMH(2)-VAR(1) – Região Sudeste.....	102
21. Datas dos ciclos de expansão.....	103
22. Resultados para as estimativas MSMH(2)-VAR(2) – Região Sul.....	104
23. Datas dos ciclos de expansão.....	105
24. Estimativa dos parâmetros – Modelo de Stock e Watson linear.....	116
25. Peso das variáveis que compõem $c_{t/t}$ e o IDI.....	116
26. Características do indicador coincidente e suas variáveis.....	118
27. Datas de recessão da indústria de transformação do Rio Grande do Sul.....	119
28. Estimativa dos parâmetros – Modelo de Stock e Watson linear.....	120
29. Peso das variáveis que compõem $c_{t/t}$ e o IDI.....	120
30. Estimativa dos parâmetros – Modelo de Stock e Watson com mudança de regime.....	122
31. Variáveis que compõem $c_{t/t}$ e o IDI.....	123
32. Estimativa dos parâmetros – Modelo de Stock e Watson com mudança de regime.....	125
33. Peso das variáveis que compõem $c_{t/t}$ e o IDI.....	125

## RESUMO

Os modelos não lineares de séries de tempo são aqui utilizados para verificar diferentes problemas de natureza macroeconômica nas variáveis brasileiras. Em relação ao comércio exterior, é estimado um mecanismo de correção de erros para a demanda de importações e os regimes caracterizados pelo modelo coincidem com os movimentos históricos.

Para ajustes estruturais nas contas externas são utilizados dados anuais que caracterizam três regimes, identificados como períodos em que a economia brasileira estava sob um regime de fechamento, abertura moderada ou de abertura consistente. Já no caso da análise conjuntural, feita a partir de dados trimestrais, os períodos foram caracterizados como sendo de queda e de crescimento das importações.

A metodologia de mudança de regime markoviano também é utilizada para verificar o ciclo dos negócios na produção industrial de seis estados brasileiros. Neste caso, são estimados modelos univariados e multivariados, formulados a partir de um vetor autoregressivo com mudança de regime. As estimativas mostram que existe uma diferença de comportamento na taxa de crescimento e de queda na produção entre os estados do Sul comparativamente aos três maiores do Sudeste. Vale ressaltar que este resultado significa que existe uma duração dos ciclos que também difere entre estas duas regiões.

Por fim, a metodologia de mudança de regime é utilizada em um modelo de fator dinâmico com o intuito de construir um indicador coincidente para a produção industrial no Rio Grande do Sul. O índice estimado assemelha-se ao calculado pela Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul a partir de uma média ponderada de cinco variáveis pesquisadas pela instituição. Os resultados mostram que existe uma assimetria no ciclo dos negócios na indústria de transformação do estado, com uma duração maior para períodos de queda da atividade no setor.

## ABSTRACT

Non-linear time series models are applied to check for different problems of macroeconomic nature to Brazilian variables. Firstly, a vector error correction (VEC) is estimated to import demand. The regimes characterized by the model match with historical trends.

Annual data are applied to characterize three regimes of trade opening namely autarky moderate opening, and consistent opening. Quarterly data are also employed to characterize falling or raising import periods.

Markov-switching analysis is then used to identify business cycles in industrial production for six Brazilian federative states. Here, univariate and multivariate models are estimated, which are specified from a switching regime autoregressive vector. Results show that there is a distinct growth rate behavior of the Southeast states if compared with the South states. It means that there is also a different timing in cycles of these regions.

Finally, the switching regime methodology is employed in a dynamic factor model to build a industrial production index to the state of Rio Grande do Sul. Such an index is similar to the one computed by the Federation of Industries of the State of Rio Grande do Sul. Results shows that there is a business cycle asymmetry in the manufacturing industry of that Brazilian state, which lasts longer during industrial recessions.

## 1. INTRODUÇÃO

Quando uma série de tempo está sujeita a quebras estruturais, os parâmetros do modelo tornam-se variantes no tempo. Esta é uma característica muito comum em séries econômicas, em especial as brasileiras, muito sujeitas a choques. Desta maneira, a formulação de um modelo que não considere a existência de instabilidade nos parâmetros estará produzindo resultados inconsistentes com os dados.

De uma forma geral, a literatura econométrica relacionada a quebra estrutural pode ser dividida em dois tipos. A primeira remonta ao trabalho pioneiro de Chow(1960). A idéia por traz deste teste é dividir a série em subperíodos e verificar se há diferença significativa nas equações estimadas. É importante destacar que, neste caso, a escolha do número de subperíodos é feita pelo pesquisador, o que requer então, um conhecimento *a priori* destes momentos.

Um segundo tipo de modelagem está relacionado aos trabalhos de Quandt (1958, 1960) e de Goldfeld *et alli* (1973). A formulação conhecida como *switching regression* tem como objetivo modelar equações de regressão a partir da determinação do número de regimes. A vantagem desta abordagem é que a escolha do momento da quebra estrutural não é mais feita pelo pesquisador, mas sim de forma endógena.

Na década de 80, Hamilton (1989) abordou o modelo de Goldfeld *et alli* (1973) de uma forma diferente. O autor propôs utilizar um algoritmo de otimização numérica que permite identificar, de maneira endógena, os regimes que caracterizam uma série de tempo. Devido a facilidade e a possibilidade de aplicação do modelo de mudança de regime a diversos problemas macroeconômicos ou do mercado financeiro, como por exemplo a análise do ciclo dos negócios, assimetrias no mercado de trabalho, volatilidade de ativos e os efeitos de política monetária sobre o produto, aqueles passaram a ser largamente utilizados na modelagem de séries de tempo, sejam estas univariadas ou multivariadas.

É importante destacar que a característica principal destes modelos, que contribui para torná-los extremamente elegantes, é que o pesquisador não precisa determinar, *a priori*, os momentos em que ocorreram as quebras estruturais da série de tempo.

Apesar de a literatura acerca da modelagem não-linear de séries de tempo ser vasta, a sua aplicação para séries brasileiras ainda é relativamente pequena. Essa é justamente uma das principais motivações deste trabalho, onde a metodologia de mudança de regime markoviano se constitui no pilar central desta tese de doutoramento.

Esta tese é dividida em quatro capítulos interdependentes onde um se constitui na base metodológica para os três restantes. Vale ressaltar que estes foram constituídos na forma de ensaios. O objetivo aqui é mostrar a aplicabilidade dos modelos não-lineares a diferentes problemas de natureza econômica relacionados com a economia brasileira.

A estrutura desta tese está assim determinada. No capítulo dois, intitulado “Mudança de regime markoviano: Uma revisão teórica”, é feita uma descrição da abordagem linear e não-linear de séries de tempo univariadas e multivariadas na presença de mudança estrutural. O objetivo aqui é detalhar quais os conceitos que devem ser considerados quando da utilização dos modelos de mudança de regime.

Vale ressaltar que além desta discussão também é abordada a estimativa dos parâmetros quando da presença de uma variável aleatória não-observada. É justamente esta característica que dificulta a formulação de testes estatísticos que permitam comparar os modelos lineares com os não-lineares e entre estes. Os três capítulos restantes da tese aplicam a metodologia apresentada no capítulo dois a diferentes problemas macroeconômicos brasileiros.

Apesar da existência de uma extensa literatura relacionada à modelagem da demanda por importações brasileiras, esta ainda não foi feita considerando a existência de mudança de regime. Assim, o capítulo três é fruto de um ensaio intitulado: “Equação de demanda por importações com mudança de regime”, onde é utilizado um mecanismo de correção de erros linear e com mudança de regime para encontrar as respectivas elasticidades.

Este capítulo é dividido em duas partes. Na primeira é estudado o comportamento das importações brasileiras utilizando-se de dados anuais. Neste caso, o objetivo é verificar se os regimes assinalados pelo modelo markoviano se assemelham aos momentos históricos de abertura e fechamento da economia brasileira. Desta forma, esta análise tem o intuito de verificar uma característica que é estrutural da demanda por importações.

Na segunda parte deste capítulo, os dados de importações são analisados a partir de uma periodicidade trimestral. Da mesma maneira que na parte anterior, o objetivo é analisar se o

modelo não-linear proposto consegue captar as mudanças de regime no comércio exterior brasileiro. Porém, como esta análise ocorre com dados trimestrais, ou seja, com uma menor periodicidade, o ajuste nas importações que ocorre a cada momento é dito ser conjuntural.

Uma outra aplicação da metodologia de mudança de regime é na verificação de movimentos comuns entre diferentes séries de tempo. Este comovimento é denominado de ciclo dos negócios, tema este que também tem sido pouco explorado na economia brasileira e que é objeto de estudo do capítulo quatro, no ensaio “Ciclo dos negócios na produção industrial dos estados brasileiros”.

O objetivo deste capítulo é evidenciar os fatos estilizados dos ciclos dos negócios na série da produção industrial entre os estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, a partir de modelos de mudança de regime univariados e multivariados.

Desta forma, será possível verificar não apenas os movimentos de expansão e de recessão na produção industrial regional fazendo uma relação com os diversos planos econômicos implementados no Brasil, mas também identificar se existe um padrão comum na dinâmica de crescimento econômico entre estes estados.

Vale destacar que a verificação destas características a partir de um modelo não-linear é de grande importância, na medida em que qualifica e quantifica o ciclo econômico da indústria dos principais estados brasileiros, auxiliando na previsão de impactos setoriais quando da presença de choques econômicos.

Por fim, tem-se o ensaio do capítulo cinco “Um novo índice coincidente para a atividade industrial do Rio Grande do Sul”. O propósito deste ensaio é construir um índice composto, tal como o indicador coincidente proposto por Stock e Watson (1989, 1991), a partir de cinco variáveis calculadas pela Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul, e que são utilizadas para medir a atividade industrial no estado.

Este indicador é determinado tanto na sua forma linear quanto na não-linear, onde é considerada a possibilidade de mudança estrutural. Posteriormente estes são comparados com o índice de desempenho industrial – IDI – que já é produzido pela Federação do Estado do Rio Grande do Sul a partir de uma média ponderada daquelas cinco variáveis.

É importante destacar que o modelo linear tem como objetivo descrever apenas os comovimentos cíclicos de diferentes variáveis da indústria. Já a formulação não-linear

permite verificar, além desta característica, também as assimetrias das diferentes fases destes ciclos.

## 2. MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANO: UMA REVISÃO TEÓRICA

Desde que Hamilton(1989) mostrou a possibilidade de se aplicar a teoria da cadeia de Markov à análise de dados econômicos, tem aumentado o interesse em se utilizar esta metodologia em várias áreas da economia, seja em modelos univariados ou naqueles que consideram mais de uma variável.

No primeiro caso tem-se uma formulação autoregressiva, como a utilizada por Hamilton(1989) para uma mudança na taxa de crescimento do PIB dos EUA, ou ainda considerando a mudança de regime na variância, como feito, por exemplo, em Hamilton *et alli*(1994), Kim *et alli*(1996), Kalimipalli *et alli*(2001) e em Moraes *et alli*(2002) para séries de dados da economia brasileira.

Por outro lado, quando o modelo de mudança de regime é utilizado com mais de uma variável, as equações de um vetor autoregressivo (VAR) ou de um mecanismo de correção de erros (VEC) passam a contar com um componente não observável comum. Phillips(1991), analisa a transmissão de choques na determinação do ciclo dos negócios de diferentes países, e Krolzig *et alli*(2000) estimam um vetor de correção de erros com mudança de regime para verificar as características do mercado de trabalho no Reino Unido. Para uma discussão sobre a aplicação do modelo multivariado, uma boa referência é Krolzig(1997b), que estima tanto os modelos VAR quanto VEC, e Kim *et alli*(2000), que consideram o formato espaço-estado, ilustrando diversas aplicações em problemas macroeconômicos.

Vale ressaltar que diversas questões econométricas, como testes de estacionaridade, quebra estrutural, causalidade, AR e ARCH, de cointegração e de raiz unitária, devem ser considerados quando da análise desta classe de modelos. Porém, como esta discussão já se encontra muito bem fundamentada na teoria econométrica, será aqui abordada de forma resumida, reservando-se espaço para uma discussão mais detalhada das implicações destas características no processo de formulação e de estimação dos modelos de mudança de regime.

Antes de trabalhar com séries de tempo dentro da metodologia de mudança de regime, é necessário verificar o número de estados. Ou seja, deve-se testar a hipótese nula

de ausência de mudança de regime contra uma hipótese alternativa. Porém, um dos problemas existentes em se construir tais testes é que alguns dos parâmetros do modelo não são identificados sob a hipótese nula. Hansen(1992) e Garcia(1998) abordam a questão de como testar o número de regimes na presença de um parâmetro desconhecido, e Bianchi(1995) propõe verificar a existência de mudança de regime a partir da estimativa de uma função de densidade Kernel. Testes de adaptação dos modelos aos dados também foram propostos por Engel *et alli*(1990) e Hamilton(1996) e serão aqui descritos.

É importante lembrar que, uma vez que a estimativa dos modelos markovianos é feita por um processo de iteração cujo objetivo é maximizar uma função de verossimilhança, o resultado final passa a ser muito sensível aos diferentes valores iniciais. Neste caso, dependendo da característica dos dados, pode-se encontrar diversos valores ótimos para a função (ver Goodwin(1993) para uma discussão deste problema).

Devido à importância desta característica, o processo de estimação dos modelos de mudança de regime markoviano é aqui abordado de forma detalhada, onde são descritos tanto o algoritmo desenvolvido por Hamilton(1989 e 1990) quanto o de Kim(1994).

Este capítulo está dividido em quatro seções. Na primeira seção são descritos de forma resumida os modelos VAR lineares e questões relacionadas como causalidade, estacionaridade, cointegração e o mecanismo de correção de erros linear. Na seção dois está a abordagem não-linear, onde é feita uma discussão sobre a instabilidade nos parâmetros, a presença de quebras estruturais e as diferentes formas de abordar estes problemas. Na seção três é analisado o modelo de mudança de regime markoviano, o processo de estimação e os testes existentes para esta classe de modelos. Por fim, no item quatro é feita uma descrição das diferentes formulações possíveis do modelo de mudança de regime markoviano.

## **2.1. Modelos Lineares univariados e multivariados: testes e especificações**

Os modelos VAR passaram a ser largamente utilizados após a crítica de Sims(1980) sobre as modelagens macroeconômicas, que até então não faziam inferência sobre a possibilidade de existir não apenas a incidência da variável dependente defasada, mas também da relação de causalidade entre as variáveis. Dentre as principais características das formulações VAR, destaca-se a sua flexibilidade e o fato de que é possível produzir

modelos macroeconômicos que descrevam de forma eficiente o comportamento das variáveis ao longo do tempo e a sua inter-relação.

A forma mais básica de um VAR trata todas as variáveis de maneira simétrica sem fazer referência à idéia de dependência *versus* independência. Porém, vale ressaltar, as diversas ferramentas empregadas na análise do VAR – causalidade de Granger, exogeneidade, análise de impulso-resposta e decomposição da variância - podem ser úteis para explicar estas inter-relações e também para a formulação de um modelo econômico mais estruturado.

No modelo VAR básico, o vetor de dimensão  $k$ ,  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$  é gerado por um processo de ordem  $p$  da forma:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

com  $t = 1, \dots, T$ , sendo que  $A_0$  é um vetor de  $k$  interceptos,  $A_i$  são matrizes  $[k \times k]$  de  $k^2$  coeficientes cada uma (o que significa que devem ser estimados  $k + pk^2$  termos) e, por fim,  $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma)$  onde  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$  é a matriz de variância-covariância que é independente do tempo, positiva-definida e não-singular.

Duas ferramentas úteis que podem ser utilizadas para examinar as relações entre as variáveis são a função resposta de impulso e a decomposição da variância do erro de previsão.

No primeiro caso, a equação 1.1 pode também tomar a forma de um vetor de médias móveis (VMA), onde as variáveis são expressas em termos dos valores passados e correntes dos choques. A título de ilustração e para simplificar a análise, considere a existência de apenas uma defasagem no VAR, ou seja  $y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ . Fazendo de forma recursiva em  $t-1$  para  $y_t$ , obtém-se:

$$y_t = A_0 + A_1 (A_0 + A_1 y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t$$

ou ainda,

$$y_t = (I + A_1)A_0 + A_1^2 y_{t-2} + A_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Substituindo agora  $y_{t-2} = A_0 + A_1 y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}$ , tem-se

$$y_t = (I + A_1 + A_1^2)A_0 + A_1^3 y_{t-3} + A_1^2 \varepsilon_{t-2} + A_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

e, após fazer  $n$  iterações tem-se:

$$y_t = (I + A_1 + \dots + A_i^n)A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i \varepsilon_{t-i} + A_1^{n+1} y_{t-n+1} \quad (1.2)$$

Com  $\lim_{n \rightarrow \infty} A_1^{n+1} y_{t-n+1} = 0$  e supondo a condição de estabilidade, então

$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \varepsilon_{t-i}$ , de onde é possível obter a função resposta de impulso a partir da

manipulação do termo  $\sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \varepsilon_{t-i}$ , processo este que é denominado de ortogonalização.

A ortogonalização se refere ao processo de seleção de uma de muitas possíveis funções resposta de impulso que podem ser encontradas. Uma das hipóteses mais importantes que deve ser feita é que os choques neste sistema, que é dado pelo vetor  $\varepsilon_t$  devem ser ortogonais, ou seja, não correlacionados<sup>1</sup>.

Se  $u_1, \dots, u_n \in \mathfrak{R}^m$  são as colunas da matriz  $u = [a_{ij}] \in M(m \times n)$ , a condição para que  $u$  seja ortogonal é que  $\langle u_i, u_j \rangle = 0$  se  $i \neq j$  e  $\langle u_i, u_i \rangle = 1$  onde  $i, j = 1, \dots, n$ . Ou seja, deve-se ter que  $\sum_{k=1}^m a_{ki} a_{kj} = \delta_{ij}$  onde  $\delta_{ij}$  é o delta de Kronecker. Portanto, a matriz  $u \in M(m \times n)$  é ortogonal se, e somente se,  $u' u = I_n$ .

Cabe ressaltar que um dos problemas do modelo VAR é justamente a identificação de sua estrutura. Apesar da decomposição de *Choleski* fornecer um conjunto mínimo de hipóteses que podem ser utilizadas para identificar o modelo na sua forma primitiva, pode ser necessário ter que impor alguma restrição que tenha mais a ver com os impactos de uma variável sobre as outras, tomando como base a relação econômica entre estas.

A segunda ferramenta que pode ser utilizada para analisar as relações entre as variáveis dentro de um modelo VAR é a decomposição da variância do erro de previsão. Esta mede a proporção dos movimentos em uma seqüência que são devidos aos próprios choques e também em relação ao choque de outras variáveis.

<sup>1</sup> Para uma análise da ortogonalização para a obtenção de uma resposta instantânea de uma variável a outros choques, ver Sims(1980). Blanchard e Quah(1988) sugerem um caminho alternativo para obter uma identificação estrutural a partir da decomposição das respostas de longo prazo de uma variável a outros choques em componentes permanentes e temporários.

Sendo assim, é possível, a partir de sua aplicação, dizer se uma variável é exógena ou endógena analisando a resposta a estes choques. Desta forma, a decomposição da variância do erro de previsão torna-se uma medida de relação econômica muito útil na definição da estrutura do VAR.

Toda a matriz  $A = [a_{ij}] \in M(n \times n)$  pode ser expressa como o produto  $A = Q'Q$ , onde  $Q \in M(n \times n)$  é uma matriz triangular superior ou quando  $A = QQ'$ , onde  $Q$  é uma matriz triangular inferior, cujos elementos da diagonal são todos positivos. A expressão  $A = Q'Q$  ou  $A = QQ'$  chama-se a decomposição de *Choleski* da matriz  $A$ .

Uma outra forma de ver esta relação seria através da causalidade de Granger mas, neste caso, não se tem a informação da magnitude do impacto. O fato de uma variável não responder a choques em outra é o mesmo que dizer que esta não “causa” aquela. É importante salientar que causalidade em série temporal não significa que esta preceda o efeito. Pela definição, uma variável  $x_t$  causa  $y_t$  se  $x_t$  ajuda na previsão de  $y_t$ , dado o passado de  $y_t$ .

A título de ilustração, considere que  $x_t$  e  $y_t$  são vetores autoregressivos da forma:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (1.3)$$

assim, isolando os choques do lado direito teremos:

$$\begin{bmatrix} a^*(L) & b^*(L) \\ c^*(L) & d^*(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (1.4)$$

Portanto,  $y_t$  não causa  $x_t$  se  $b^*(L) = 0$ , ou se a matriz de lag polinomial autoregressiva (1.4) for triangular inferior.

Na representação de médias móveis, isto é o mesmo que dizer que, se  $y_t$  não causa  $x_t$ , então  $x$  é uma função somente de seus choques, e não responde a choques em  $y$ . O teste mais fácil de ser utilizado para se verificar a existência da causalidade é o teste  $F$  nos coeficientes do sistema.

A princípio podem ser acrescentadas quantas variáveis e lags forem necessários ao modelo VAR, porém não deixando de considerar a importância econômica que cada um

representa. Com o intuito de preservar a simetria do sistema, recomenda-se usar o mesmo número de lags para todas as equações. Mas, é importante salientar que, devido ao fato de o modelo VAR não-restrito usualmente envolver um número substancial de parâmetros que acaba por resultar em estimadores mais imprecisos, é desejável impor algumas restrições em sua ordem para melhorar a precisão da estimativa.

Neste caso, para verificar o número de defasagens em cada variável, alguns critérios e estatísticas podem ser utilizados. O VAR pode ser iniciado com a maior quantidade possível de lags, denominado de modelo não-restrito, obtendo-se então a matriz de variância-covariância dos resíduos  $\Sigma_u$ . A seguir é estimado o modelo restrito, com um número menor de lags e encontrada a matriz  $\Sigma_r$ . A partir de então é utilizado o teste de razão de verossimilhança<sup>2</sup> para verificar se a restrição imposta ao sistema é ou não válida. Este procedimento deve ser repetido até ser encontrado o número de lags ideal para o VAR.

Vale destacar que a quantidade de lags iniciais pode ser determinada de acordo com algum argumento teórico ou então institucional. Por exemplo, para séries trimestrais pode-se iniciar as estimativas com quatro lags e, para séries de dados mensais, iniciar o VAR com doze defasagens.

Alternativamente também podem ser utilizados os critérios de comparação de Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn, onde é selecionado o modelo com o menor valor encontrado<sup>3</sup>.

### Estacionaridade e Cointegração

Após o estudo de Nelson e Plosser(1982), muitos outros trabalhos demonstraram que variáveis macroeconômicas incluem componentes que são gerados por choques permanentes, ou seja, as séries são processos integrados e possuem uma tendência estocástica. Este comportamento da série pode levar a erros de especificação tanto em modelos univariados quanto em multivariados.

Uma solução para eliminar a não estacionaridade das séries seria a sua diferenciação até que esta torne-se estacionária. Cabe ressaltar que a maioria das variáveis

---

<sup>2</sup> Este teste é da forma  $(T - c)(\log |\Sigma_r| - \log |\Sigma_u|) \sim \chi^2_{(r)}$  onde  $T$  é o número de observações e  $c$  o número de parâmetros do modelo não-restrito.

macroeconômicas necessitam de apenas uma diferença para que se tornem estacionárias, ou seja, elas são integradas de ordem um,  $y \sim I(1)$ . Após a diferenciação elas passam a ser integradas de ordem zero,  $\Delta y \sim I(0)$ . Assim,  $y$  possui uma tendência estocástica em nível que é eliminada quando analisa-se a série em diferenças.

A verificação de ordem de integração pode ser feita em diferentes frequências. Os testes mais comuns para verificar a presença de raiz unitária na frequência zero são os de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller aumentado. Hylleberg, Engle, Granger e Yoo(1990) formalizaram um teste para a frequência sazonal através da verificação da existência de raiz unitária sazonal e Perron(1997) propôs três métodos que podem ser utilizados em três diferentes modelos para verificar se as séries possuem raiz unitária, mesmo estando estas na presença de quebra estrutural.

Vale ressaltar que mesmo com a existência de raiz unitária em um conjunto de séries de tempo, é possível que se tenha uma combinação linear entre elas que seja estacionária. Este é o princípio da cointegração. A principal característica de variáveis cointegradas é que a sua trajetória no tempo é influenciada pelo desvio do equilíbrio de longo prazo, e este, por sua vez, influencia a resposta das variáveis de curto prazo que promovem novamente o equilíbrio do sistema<sup>4</sup>. Neste sentido, deve haver uma relação dinâmica entre as variáveis no curto prazo que são afetadas por choques transitórios, ao passo que o seu comportamento no longo prazo é influenciado pelos choques permanentes.

De uma maneira formal, seja o vetor de coeficientes  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)$  e o vetor de variáveis  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$ . O equilíbrio de longo prazo deste sistema irá ocorrer quando  $\beta y_t = 0$ , onde o seu desvio é dado por  $\varepsilon = \beta y_t$ . Vale ressaltar que os componentes do vetor  $y_t$  são co-integrados de ordem  $d, b$ ,  $y_t \sim C I(d, b)$  se  $y_{it} \sim I(d) \quad \forall i=1, \dots, n$  em  $y_t$  e, se existe um vetor  $\beta$  tal que a combinação linear  $\beta y_t = \beta_1 y_{1t} + \dots + \beta_n y_{nt} \sim I(d - b)$ , com  $b > 0$ . Este vetor  $\beta$  é chamado de vetor de cointegração e, para os  $n$  componentes de  $y_t$ , pode existir, no máximo,  $n-1$  vetores de cointegração linearmente independentes.

<sup>3</sup> Denotando a ordem de seleção dos 3 critérios por P(AIC), P(HQ) e P(SC), temos que  $P(SC) \leq P(HQ) \leq P(AIC)$ , para  $T \geq 16$ , onde  $T$  é o número de observações.

<sup>4</sup> O conceito de cointegração é discutido extensivamente em Engle e Granger(1991).

Como observado, uma característica interessante das variáveis cointegradas é que a sua trajetória ao longo do tempo é influenciada pela extensão do desvio do equilíbrio de longo prazo. Esta dinâmica do modelo é denominada de correção dos erros.

No modelo de correção de erros, as dinâmicas de curto prazo das variáveis do sistema são influenciadas pelo desvio do equilíbrio. Cabe salientar que pelo teorema da representação de Granger existe uma relação entre este modelo e o fato de as variáveis serem cointegradas, uma vez que em um conjunto de variáveis  $I(1)$  cointegração e correção de erros são representações equivalentes.

Em particular, a existência de cointegração pode ser verificada de duas formas. Primeiro, a partir da análise dos resíduos obtidos da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis<sup>5</sup>. Uma outra alternativa é estimar um VAR em primeira diferença, quando  $y_{it} \sim I(1)$ , adicionado de quantas defasagens forem necessárias de forma a produzir resíduos gaussianos.

A primeira abordagem está relacionada ao método de Engle-Granger, com as estimativas feitas em duas etapas e encontrando-se apenas um vetor de cointegração. Porém vale ressaltar que o processo feito em duas etapas aumenta as possibilidades de erro além do que, à medida que utiliza-se um maior número de variáveis, também aumenta-se o número de possíveis vetores de cointegração.

A segunda abordagem, relacionada ao método de Johansen, suplanta estes problemas na medida em que o processo para encontrar os vetores é feito por máxima verossimilhança, permitindo que se encontre múltiplos vetores de cointegração.

De forma geral, do VAR básico da equação (1.1):

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

pode ser subtraído  $y_{t-1}$  de cada lado de tal forma a se obter o vetor de correção de erros (VEC). Este é representado por:

$$\Delta y_t = \pi_0 + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

---

<sup>5</sup> Se ocorrer que o vetor  $y_{it} \sim I(d) \quad \forall i=1, \dots, n$  em  $y_t$  onde as variáveis são cointegradas, então existe uma representação da forma de correção de erro que relaciona estas variáveis, e vice-versa. Ver Engle *et alli*(1987) e Engle *et alli*(1991).

onde  $\pi_0$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de interceptos<sup>6</sup>,  $\pi_i$ , uma matriz de coeficientes ( $k \times k$ ),  $\pi$  é uma matriz de coeficientes de longo prazo com elementos  $\pi_{jk}$  tal que um ou mais  $\pi_{jk} \neq 0$ , e  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de resíduos<sup>7</sup>.

Devido ao fato de que  $\Delta y_t \sim I(0)$  pela hipótese de que  $y_t \sim I(1)$ , o termo  $\pi y_{t-1}$  é o único que contém variáveis  $I(1)$ . Assim, o termo  $\pi y_{t-1}$  é a parte de longo prazo, enquanto que  $\pi_i$  possui parâmetros de curto prazo. Como pode ser visto, estimar (1.5) sem o termo  $\pi y_{t-1}$ , eliminaria a parte de correção de erros do modelo.

A determinação do posto de  $\pi$  é crucial para caracterizar a cointegração. Se  $\pi = 0$ , então cada elemento de  $\pi$  é igual a zero, e não existe combinação linear de  $y_{t-1}$  que seja estacionária. Desta forma, a estimativa de (1.5) é apenas um VAR em primeira diferença.

Se  $\pi = k$ , ou seja, a matriz tem posto completo, então tem-se  $k$  restrições de longo prazo no sistema, e todas as variáveis são estacionárias podendo ser estimado um VAR em nível. O caso intermediário é dado quando  $\pi = r$ , onde tem-se então  $r$  vetores de cointegração e o posto de  $\pi$  é determinado pelas suas raízes características que diferem de zero. Neste caso o VAR em nível é consistente mas ineficiente e o VAR em diferenças possui erro de especificação. Desta forma, deve ser especificado um mecanismo de correção de erros. Vale ressaltar que dois testes estatísticos são feitos para verificar as raízes características desta matriz, o  $\lambda_{\text{traço}}$  e o  $\lambda_{\text{max}}$ .

Portanto, como pode ser visto, nos casos em que se tem posto completo ou zero da matriz  $\pi$  basta estimar um VAR em nível e em primeira diferença. Mas, na presença de cointegração, deve-se usar um VAR com correção de erros.

Por fim, cabe salientar que, *a priori*, seria necessário conhecer o vetor de cointegração para estimar este VAR. Porém, como o desconhecimento deste vetor dificulta a análise, a formulação de correção de erros tem a vantagem de tratar as variáveis de forma simétrica.

---

<sup>6</sup> A inclusão do termo constante é para permitir uma tendência linear no tempo no processo gerador de dados, e deve ser incluído se as variáveis exibem uma tendência pronunciada de aumentar ou decair ao longo do tempo.

<sup>7</sup> Componentes sazonais comuns também podem ser introduzidos na análise de cointegração. Ver Harvey(1996).

## 2.2. Instabilidade nos parâmetros e modelos com mudança de regime

Apesar da simplicidade do modelo VAR e dos bons resultados obtidos nas aplicações em flutuações macroeconômicas e em crescimento, existem alguns problemas na sua utilização. Cabe salientar que, quando uma série de tempo está sujeita a uma quebra estrutural, que pode ocorrer tanto no coeficiente das variáveis e no intercepto, quanto na variância, os parâmetros do modelo estático tornam-se variáveis no tempo. Desta forma, violam-se as hipóteses de estacionaridade e de normalidade. Esta instabilidade do modelo é algumas vezes definida como uma mudança na equação de regressão entre um período amostral e outro.

Vários testes foram propostos nos últimos anos com o intuito de identificar a quebra estrutural de dados, sendo que estes podem ser caracterizados em dois tipos. O primeiro é um teste para identificar a estabilidade dos parâmetros onde as datas são separadas por subperíodos, tal como proposto por Chow(1960).

Porém é importante destacar que, neste caso, deve-se fazer inferência sobre o momento da quebra estrutural, o que não parece ser razoável quando o pesquisador tem pouca informação sobre as datas em que ocorreram a mudança nos parâmetros. O segundo tipo de identificação de quebra estrutural é caracterizado de forma distinta onde a data da mudança estrutural é um parâmetro desconhecido. O trabalho pioneiro nesta área é o de Quandt(1958, 1960) que considera modelos onde tem-se uma mudança na série de dados no qual seu ponto é desconhecido, ao passo que Quandt(1972) e Goldfeld *et alli*(1973) consideram a possibilidade de ocorrência de mais de uma quebra estrutural<sup>8</sup>.

A vantagem em se utilizar os testes do segundo tipo é que a determinação do momento da quebra estrutural é endógeno, característica esta que está presente no modelo de Hamilton(1989) e que pode ser visto como uma extensão do modelo de Goldfeld *et alli*(1973). Devido a isto, nos últimos anos tem aumentado o interesse nas modelagens não-lineares de séries de tempo econômicas, em especial nos modelos de mudança de regime markoviano. Porém, vale ressaltar, não existe uma teoria que sugere uma abordagem única para estes modelos.

Basicamente, existem quatro tipos de modelos de mudança de regime. São eles: (1) mudança estrutural e de *switching regression*; (2) modelos *threshold*, que são conhecidos

---

<sup>8</sup> Recentemente Andrews(1993) desenvolveu um teste onde o ponto de mudança é desconhecido.

como TAR e SETAR (*self-exciting threshold autoregressive model*); (3) modelos autoregressivos de transição alisada, STAR (*smooth transition autoregressive model*); e (4) modelos com mudança de regime markoviano.

O primeiro tipo utiliza uma função indicador  $I(t; \tau)$  da forma:

$$I(t; \tau) = \begin{cases} 1 & \text{para } t > \tau \\ 0 & \text{para } t \leq \tau \end{cases}$$

que pode assumir o valor um ou zero para caracterizar o momento  $\tau$  de uma quebra estrutural na série. Se  $\tau$  for conhecido, esta quebra é determinística, caso contrário, é estocástica. Neste caso o processo gerador dos dados pode ser reescrito como:

$$y_t = (v_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i}) [1 - I(t; \tau)] + (v_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} y_{t-i}) I(t; \tau) + \varepsilon_t$$

No modelo *switching regression*, a mudança de regime é caracterizada por uma variável de regime observada  $s_t$  e, para se obter os parâmetros do modelo, pode ser utilizada a estimativa por máxima verossimilhança. Um modelo de *switching regression* básico pode ser formulado da seguinte forma: seja  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$  e  $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})'$  as variáveis dependentes e independentes do modelo; podem existir razões para se acreditar que a relação  $y_t = f(x_t)$  seja dada a partir de duas equações ou regimes diferentes,

$$y_t = x_t \beta_1 + \varepsilon_{1t}$$

$$y_t = x_t \beta_2 + \varepsilon_{2t}$$

com  $\varepsilon_{1t} \sim NID(0, \sigma_1^2)$  e  $\varepsilon_{2t} \sim NID(0, \sigma_2^2)$ . Porém, vale ressaltar que não existe, *a priori*, informação de que a amostra possa ser gerada por apenas dois regimes.

Nos modelos TAR, a mudança de regime é provocada por uma variável de transição exógena e observável  $z_t$  que cruza um ponto qualquer  $c$ . Neste modelo também é utilizada uma função indicador com valor zero ou um. Se esta variável de transição for uma variável endógena defasada, então o modelo é denominado de SETAR. Neste caso, o processo gerador do regime não é supost exógeno, mas diretamente relacionado à variável endógena defasada. Estes modelos também podem ser estimados por máxima verossimilhança. Para uma análise mais detalhada, ver Tong(1983 e 1990), Tsay(1989) e Potter(1995).

No modelo STAR há pesos que são incorporados aos regimes e que dependem da realização de uma variável exógena, de transição endogenamente defasada, ou uma função de ambas,  $z_t$ :

$$\Pr(S_t = 2 | S_{t-1}, Y_{t-1}, X_t) = G(z_t : \gamma, c)$$

onde  $G(\cdot)$  é uma função de transição contínua entre 0 e 1.

Vale ressaltar que a função  $G(\cdot)$  pode ter várias formas, LSTAR (função densidade cumulativa logística), ESTAR (função exponencial), e uma função logística quadrática. Ver Granger e Teräsvirta(1993), Dijk(1999) para uma análise mais detalhada destes modelos, Teräsvirta *et alli*(1992) para uma aplicação à taxa de crescimento trimestral da produção industrial nos EUA, e Tsay(1998) para uma análise do modelo STAR multivariado. O quarto tipo de modelo de mudança de regime é o markoviano, e que é o objeto de estudo desta tese.

### 2.3. Mudança de regime markoviano

No modelo de regressão que não tem mudança de regime,  $y_t = x_t\beta + \varepsilon_t$  com  $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$ , os parâmetros  $\beta$  e  $\sigma^2$  podem ser estimados a partir da maximização da função de verossimilhança,  $\ln(L) = \sum_{t=1}^T \ln[f(y_t)]$ , onde  $f(\cdot)$  é uma função de densidade<sup>9</sup>.

Se existir uma quebra estrutural nos parâmetros, então tem-se que:  $y_t = x_t\beta_{s_t} + \varepsilon_t$ , onde  $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_{s_t}^2)$ , com  $s_t=1,2$ , e supõe-se conhecer *a priori* as datas desta quebra. Neste caso, a função log da verossimilhança<sup>10</sup> passa a ser dada por  $\ln L = \sum_{t=1}^T \ln[f(y_t / s_t)]$ , e os parâmetros a serem estimados são  $\beta_0, \beta_1, \sigma_0^2$  e  $\sigma_1^2$ .

Porém, se  $s_t$  é desconhecido então o processo de estimação não é tão simples, pois os fatores de peso para cada regime da função de densidade marginal, que são dados por

---

<sup>9</sup> No caso de uma distribuição normal tem-se  $f(y_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta)^2}{2\sigma^2}\right)$ .

<sup>10</sup> Assim, para o caso de uma distribuição normal tem-se  $f(y_t / s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right)$ .

$P(s_t = 1/\psi_{t-1})$  e  $P(s_t = 2/\psi_{t-1})$ , não são conhecidos. Desta forma, para que seja estimada esta função de densidade, é necessário fazer uma hipótese sobre o comportamento estocástico de  $s_t$  que pode ser independente de seus valores passados. O caso mais interessante é quando  $s_t$  depende de  $s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_{t-k}$ , sendo este denominado de um processo de mudança markoviana<sup>11</sup> de ordem  $k$ .

Um processo de Markov é um processo estocástico clássico no qual a variável aleatória  $X_t$  possui uma relação de dependência particular no tempo. O que irá caracterizar este processo como discreto ou contínuo são os estados  $s_t$  nos quais a variável pode se encontrar.

No primeiro caso, tem-se que  $s = (1, 2, 3, \dots)$ , e no segundo caso que  $s = (-\infty, \infty)$ . Se um processo de Markov tem um número finito ou numerável de estados, então ele é denominado de cadeia de Markov.

A característica especial do modelo markoviano é a hipótese de que a realização do regime  $s_t \in \{1, \dots, k\}$  não observado é determinado por um processo estocástico markoviano no estado discreto e tempo discreto, que é definido pelas probabilidades de transição.

A probabilidade de  $X_{t+1}$  estar no estado  $j$  no momento  $t+1$  dado que  $X_t$  está no estado  $i$  no momento  $t$ , denominada de probabilidade de transição de um passo, é representada por:

$$P_{ij}^{t,t+1} = \Pr\{X_{t+1} = j \mid X_t = i\}$$

Como pode ser visto, a probabilidade de transição  $P_{ij}^{t,t+1}$  é não apenas função do estado, mas também do tempo de transição. Por outro lado, se  $P_{ij}^{t,t+1}$  for independente do tempo, então o processo de Markov tem uma probabilidade de transição estacionária, e  $P_{ij}^{t,t+1} = P_{ij}$ .

Como podem existir  $k$  estados, as probabilidades de transição entre estes estados podem ser representadas através de uma matriz de probabilidade de transição  $P = [p_{ij}] \in M(k \times k)$  tal como:

---

<sup>11</sup> Ver Kim *et alli*(2000).

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{k1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{1k} & p_{2k} & \cdots & p_{kk} \end{bmatrix} \quad (1.6)$$

onde:  $\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1$  para  $i=1,2,\dots,k$ ,  $p_{ij} \geq 0$  para  $i,j=1,2,\dots,k$ , e o vetor de probabilidade de transição de Markov é dado por  $P = (P_{11}, \dots, P_{kk})'$ ,  $(k^2 \times 1)$ .

A título de ilustração, considere a forma reduzida com apenas dois estados. Desta maneira,  $s_t \in \{1,2\}$  e então (1.6) será dada por:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (1.7)$$

ou seja, uma cadeia de Markov de primeira ordem, que representa a transição entre os dois estados, e que também pode ser vista como

$$\begin{aligned} p(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) &= p_{11} & p(s_t = 1 / s_{t-1} = 2) &= p_{21} \\ p(s_t = 2 / s_{t-1} = 1) &= p_{12} & p(s_t = 2 / s_{t-1} = 2) &= p_{22} \end{aligned} \quad (1.8)$$

A partir do conhecimento dos valores em (1.8), é possível calcular o tempo de duração<sup>12</sup> em cada regime com  $\frac{1}{1-p_{jj}}$ . Vale ressaltar que a duração em cada regime pode diferir entre si. Porém, com a hipótese de que a matriz de probabilidade de transição é fixa, a duração dos regimes será constante no tempo. Ou seja, a duração condicional esperada não varia com o ciclo<sup>13</sup>.

É importante destacar que é assumido que o processo de Markov seja ergódico, hipótese que irá garantir a convergência dos regimes para uma distribuição de probabilidade não condicional  $\bar{\xi} = (\bar{\xi}_1, \dots, \bar{\xi}_k)$ , ou seja, a cadeia de Markov ergódica é um

<sup>12</sup> Seja  $D$  o tempo de duração do estado  $j$ . Então,  $P(D=1)=1-P_{jj}$ ,  $P(D=2)=P_{jj}(1-P_{jj})$ ,  $P(D=3)=P_{jj}^2(1-P_{jj})$  e assim sucessivamente. Assim, a duração esperada do regime  $j$  é dada por  $E(D)=\sum_{j=1}^{\infty} jP(D=j)=1(1-P_{jj})+2(1-P_{jj})+3P_{jj}^2(1-P_{jj})+\dots$  e, portanto,  $E(D)=\frac{1}{1-P_{jj}}$ . Ver Kim *et alli*(2000).

<sup>13</sup> Para uma discussão sobre probabilidade de mudança de regime variante no tempo, ver Diebold *et alli*(1994), Filardo(1994) e Filardo *et alli*(1998).

processo covariante-estacionário. Considere uma cadeia de Markov de dois estados. Assim, a probabilidade do regime não condicional é dada por:

$$\bar{\xi}_1 = \frac{1 - p_{22}}{(1 - p_{22}) + (1 - p_{11})} \quad \bar{\xi}_2 = \frac{1 - p_{11}}{(1 - p_{22}) + (1 - p_{11})}$$

e os autovalores da matriz de transição  $P$  em (1.6) são encontrados a partir da solução de  $|p - \lambda I| = 0$ . Por exemplo, para uma cadeia de Markov de dois estados, os autovalores satisfazem:

$$\begin{vmatrix} p_{11} - \lambda & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} - \lambda \end{vmatrix} = 0$$

ou seja,  $\lambda_1 = 1$  e  $\lambda_2 = -1 + p_{11} + p_{22}$ . Assim, uma cadeia de Markov é dita ergódica se exatamente um dos autovalores da matriz de transição  $P$  é unitário e todos os outros autovalores estão dentro do círculo unitário. No caso de (1.7),  $\lambda_1 = 1$  e  $0 < p_{11} + p_{22} < 2$ <sup>14</sup>.

**Teorema Forte da Ergodicidade.**

Seja  $\{x_n : 0, 1, 2, \dots\}$  um processo estritamente estacionário possuindo média finita  $m = E(x_n)$ . Seja também  $\bar{x}_n = \frac{1}{n}(x_0 + x_1 + \dots + x_{n-1})$  a média amostral no tempo. Então, com probabilidade 1, a seqüência  $\{x_n\}$  converge para uma variável aleatória no limite, denotada por  $\bar{x}$ . Ou seja,  $\Pr\{\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{x}_n = \bar{x}\} = 1$ . Ver Karlin *et alli*(1975).

Além da convergência da probabilidade não condicional, outra propriedade da cadeia de Markov é a redutibilidade. Uma cadeia de Markov de  $k$  estados é redutível se possui algum estado que seja absorvente. Ou seja, se, em (1.6)  $P$  é uma matriz triangular superior, então é dito que esta matriz de transição é redutível. Por outro lado, se todos os regimes têm uma probabilidade não condicional positiva, então o processo é chamado de irredutível. A título de ilustração, considere novamente o caso de uma matriz de dois estados tal como em (1.7). Desta forma  $P$  é denominada de irredutível e ergódica se  $p_{11} < 1$ ,  $p_{22} < 1$  e  $p_{11} + p_{22} > 0$ .

<sup>14</sup> Para maiores detalhes sobre estas características consultar Karlin *et alli*(1975) e Hamilton *et alli*(1994).

Vale ressaltar que, para cada autovalor da matriz de transição  $P$ , existirá um autovetor correspondente. No caso mais simples, em que  $k=2$ , o autovetor associado a  $\lambda_1$  é dado por:

$$\pi = \begin{bmatrix} \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} \\ \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}} \end{bmatrix}$$

enquanto que o autovetor associado a  $\lambda_2$  é dado por  $[-1 \ 1]^t$ .

Assim, a partir destes autovalores e autovetores, é possível determinar a matriz de probabilidade de transição  $t$  períodos à frente,  $P^t$ . Considere novamente o caso de dois estados. Desta forma teremos que:

$$P^m = \begin{bmatrix} \frac{1 - p_{22} + \lambda_2^t(1 - p_{11})}{2 - p_{11} - p_{22}} & \frac{1 - p_{22} - \lambda_2^t(1 - p_{22})}{2 - p_{11} - p_{22}} \\ \frac{1 - p_{11} - \lambda_2^t(1 - p_{11})}{2 - p_{11} - p_{22}} & \frac{1 - p_{11} + \lambda_2^t(1 - p_{22})}{2 - p_{11} - p_{22}} \end{bmatrix} \quad (1.9)$$

ou seja, se em  $t=1$  o processo estava no estado 1, a probabilidade de que  $t$  períodos à frente ele esteja no estado 2, será dada por  $P_{12}^t$  em (1.9).

Os gráficos 1 a 2 mostram para quatro exemplos de autovalores, tanto com valores positivos, negativos, próximo a zero ou próximo a um, como se comporta a probabilidade de transição em (1.9) de um estado para outro  $p_{12}$ , na medida em que  $t \rightarrow \infty$ .

Gráfico 1 – Probabilidade de transição e autovalores  $p_{11} = 0,8$ ,  $p_{22} = 0,8$  e  $\lambda_2 = 0,967$

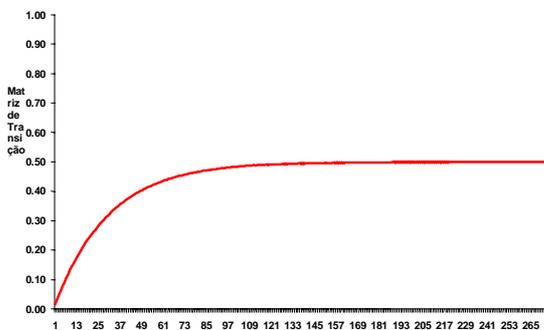
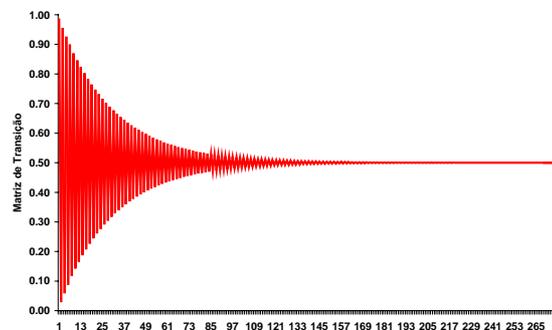


Gráfico 2 – Probabilidade de transição e autovalores  $p_{11} = 0,8$ ,  $p_{22} = 0,8$  e  $\lambda_2 = -0,967$



Note que, quando o autovalor é alto e positivo, a convergência para um valor constante ocorre assintoticamente, atingindo o valor de 0,5 apenas em  $t=275$ . Vale ressaltar que a diferença é que, para um autovalor positivo,  $p_{12}^t$  tem trajetória crescente. Por outro lado, quando o autovalor é negativo, a trajetória de  $P$  é oscilante ao longo do tempo. Já quando o autovalor é positivo ou negativo, porém de valor pequeno, a convergência é rápida, gráficos 3 e 4. Para  $\lambda_2 = 0,01$  esta ocorre em  $t=1$ , enquanto que para  $\lambda_2 = 0,1$  em  $t=3$ . Assim, quanto menor for o autovalor em módulo, mais rápida será a sua convergência para o valor de 0,5.

Gráfico 3– Probabilidade de transição e autovalores  $p_{11} = 0,8$ ,  $p_{22} = 0,8$  e  $\lambda_2 = 0,01$

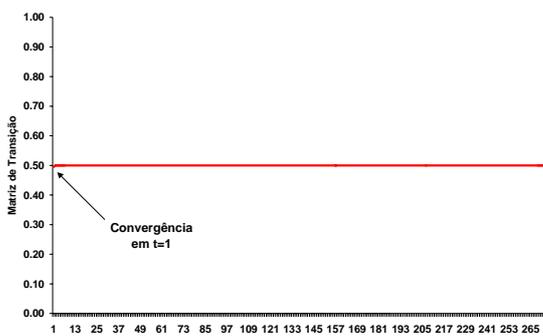
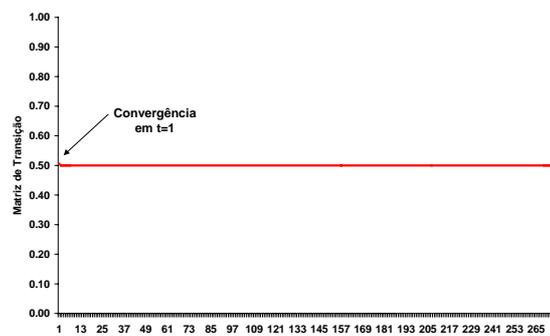


Gráfico 4– Probabilidade de transição e autovalores  $p_{11} = 0,8$ ,  $p_{22} = 0,8$  e  $\lambda_2 = -0,01$



Como salientado anteriormente, em um modelo de mudança de regime markoviano é presumido o conhecimento da variável, mas não dos estados. Como ilustração, seja o vetor de observações  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$ ,  $\{y \in \mathfrak{R}^n\}$   $t = 1, \dots, T$  e os diferentes estados não observados em que a variável pode se encontrar dado por  $s_t \in \{1, \dots, k\}$ .

Supondo uma função de distribuição para a variável  $y_t$ :

$$f(y_t / s_t = j; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad j=1,2,\dots,k \quad (1.10)$$

então tem-se que  $y_t \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$  se o processo está no regime um,  $y_t \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$  se o processo está no regime dois, e assim sucessivamente até o regime  $k$ , onde o vetor de parâmetros do modelo é dado por  $\theta = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_k^2)'$ .

Com o uso do teorema de Bayes, a função de distribuição de densidade conjunta de  $y_t$  e  $s_t$ , que são o produto das densidades marginal e condicional, será<sup>15</sup>  $f(y_t, s_t = j | \theta) = f(y_t | s_t = j; \theta) f(s_t = j | \theta)$ . Desta forma, como existem  $k$  estados:

$$f(y_t | \theta) = \sum_{s_t=1}^k f(y_t, s_t = j | \theta)$$

$$f(y_t | \theta) = \sum_{s_t=1}^k f(y_t | s_t = j; \theta) f(s_t = j | \theta)$$

Integrando a variável  $s_t$  para fora da densidade conjunta e somando todos os possíveis valores de  $s_t$  temos:

$$f(y_t | \theta) = \frac{P\{s_t = j | \theta\}}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (1.11)$$

Como existem  $T$  observações, o log da verossimilhança é então dado por:

$$\ln(L) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | \theta) \quad (1.12)$$

É importante destacar que esta equação descreve uma soma de distribuições que produz uma densidade que depende de  $P(s_t = j; \theta)$ , com  $j=1,2,\dots,k$ . Aqui o objetivo é maximizar a função de verossimilhança dos dados observados  $(y_T, y_{T-1}, \dots, y_1 | \rho, \theta)$  onde  $\rho = (\rho_{11}, \dots, \rho_{kk})'$  e  $\theta$  são os mesmos definidos acima. Isto é feito a partir da escolha dos parâmetros iniciais da população  $(\rho, \theta)$ , ou seja, as probabilidades  $p_j$ , as médias  $\mu_j$  e as variâncias  $\sigma_j^2$ , supondo ainda a restrição  $\sum_{j=1}^k P(s_t = j; \theta) = 1$ .

Vale lembrar que uma vez que as equações que irão descrever os diferentes  $\mu_j$ ,  $\sigma_j^2$  e  $p_j$  são não-lineares, então não existe uma solução analítica definida. Desta forma, a alternativa existente é utilizar um algoritmo de iteração que permita que se encontre a estimativa de máxima verossimilhança.

Para o processo de iteração ser feito é necessário que sejam fornecidos os valores iniciais do vetor de parâmetros  $\theta^{(0)}$  ao modelo. Em especial, é necessário a determinação

<sup>15</sup> Note que, para dois eventos A e B, a probabilidade conjunta de A e B ocorrerem ao mesmo tempo é dada por  $P\{A \text{ e } B\} = P\{A|B\}P\{B\}$ .

de  $P(s_0 / \psi_0)$ . Neste caso, pode ser utilizada a probabilidade não condicional, ou de *steady-state*, de  $s_t$  que, para uma matriz de transição de dois estados é dada por:

$$\pi_1 = P(s_0 = 1 / \psi_0) = \frac{1 - \rho_{22}}{2 - \rho_{22} - \rho_{11}}$$

$$\pi_2 = P(s_0 = 2 / \psi_0) = \frac{1 - \rho_{11}}{2 - \rho_{22} - \rho_{11}}$$

que são, os autovalores associados a  $\lambda_j$ . A convergência deste modelo ocorre quando a variação entre  $\theta^{(m+1)}$  obtido na iteração  $m+1$  e  $\theta^{(m)}$  na iteração  $m$  for menor do que um valor qualquer especificado, ou então que a condição de primeira ordem para a máxima verossimilhança seja satisfeita dentro de algum intervalo de tolerância.

Desta forma, a estimativa de máxima verossimilhança é dada por  $\hat{\theta}$ , e é possível, a partir de então, fazer inferências sobre os regimes associados a cada observação  $y_t$  no tempo.

É importante destacar que, mesmo sendo a estimativa de máxima verossimilhança um método que possui ótimas propriedades assintóticas, em algumas aplicações não existe uma solução teórica para a equação de verossimilhança que foi definida. Neste caso, é necessário recorrer a alguma técnica de otimização numérica aplicada à verossimilhança para obter os parâmetros do modelo, e uma das alternativas propostas por Hamilton(1990) ao uso do método de Newton-Raphson ou de David-Fletcher-Powell é o algoritmo EM (*expectation-maximization*), que foi introduzido inicialmente por Dempster, Laird e Rubin(1977)<sup>16</sup>.

O algoritmo EM é uma técnica iterativa de estimação de máxima verossimilhança designada para uma classe geral de modelos onde a série de tempo observada depende de alguma variável estocástica não observada, no presente caso,  $s_t$ .

A aplicação do algoritmo EM na econometria é feita a partir da definição de uma função de verossimilhança. Cada iteração deste algoritmo consiste de dois passos, expectativa (E) e maximização (M). Inicialmente são escolhidos os parâmetros

---

<sup>16</sup> Um dos problemas que pode aparecer neste processo de maximização está relacionado ao fato de que como em  $f(y_t / \theta)$  existe uma soma de distribuições, em várias aplicações podem ser encontrados máximos locais e não globais do log da verossimilhança. Assim, uma vez que a qualidade das estimativas iniciais pode

desconhecidos do modelo, as médias e variâncias para os diferentes estados, ou seja, o vetor  $\theta$ , as probabilidades de transição de Markov  $p = (p_{11}, \dots, p_{kk})'$  e a probabilidade de estado inicial de *steady-state* que é determinada por  $P(s_0) = \pi_j$ . A partir de então, e considerando o vetor de observações  $y_t$ , são estimadas as probabilidades iniciais  $P(s_t, s_{t-1} | \theta) = P(s_t | s_{t-1})P(s_{t-1} | \theta)$ .

O próximo passo consiste na maximização. Aqui, o vetor de parâmetros (média e variância) é derivado a partir da condição de primeira ordem da estimativa de máxima verossimilhança,  $\ln(L) = \sum_{t=1}^T \ln(f(y_t | \theta))$  onde, para encontrar seus valores, basta substituir as probabilidades obtidas no passo anterior.

Assim, encontra-se a média para cada estado  $\mu_k^1$ , e esta pode ser usada para achar a matriz de variância-covariância  $\Omega_k^1$ , as probabilidades de transição e a probabilidade de estado  $\rho_l$ . Posteriormente,  $\rho_l$  é usado para achar  $\mu_k^2$  e  $\Omega_k^2$ .

Desta forma, cada iteração EM envolve um passo do filtro e do alisamento, seguida de uma atualização da condição de primeira ordem e dos parâmetros estimados, garantindo o aumento do valor da função de verossimilhança. Para mais detalhes sobre o algoritmo EM e seu uso na estimativa de máxima verossimilhança, ver Hamilton(1990) e Ruud(1991).

Assim, a partir do conhecimento de  $\theta$ , a probabilidade de que o processo esteja em algum regime  $s_t$  com base na informação disponível até  $t$ ,  $p(s_t | y_1, \dots, y_t; \theta)$ , é chamada de probabilidade filtrada. De outra forma, se for usada toda a informação para determinar  $s_t$ ,  $p(s_t | y_1, \dots, y_T; \theta)$ , então tem-se a probabilidade alisada.

Portanto, os problemas de inferência do modelo markoviano se reduzem à estimação dos parâmetros do modelo pela maximização da função de verossimilhança e a determinação de  $s_t$ , que são feitas condicionada às estimativas dos parâmetros.

Uma outra maneira de se analisar o modelo de mudança de regime é colocá-lo no formato espaço-estado.

Sejam as seguintes equações de medida e de transição, respectivamente:

---

influenciar fortemente o resultado final, é aconselhável que a maximização seja feita para diferentes valores iniciais o vetor  $\theta$ . Ver Goodwin(1993).

$$y_t = H\beta_t + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

$$\beta_t = \mu + F\beta_{t-1} + v_t \quad (1.14)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim N \begin{pmatrix} R & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix}$$

Os hiperparâmetros do modelo no formato estado-espço são obtidos a partir do uso do filtro de Kalman<sup>17</sup>, que calcula de forma recursiva o vetor de estados não observado no tempo  $t$  com base em toda a informação até  $t-1$ . Este processo consiste de dois passos. O primeiro é a previsão, onde no início do tempo  $t$  tem-se um previsor ótimo de  $y_t$  com base em toda a informação até  $t-1$ ,  $\psi_{t-1}$  a partir do cálculo de  $\beta_{t/t-1} = E[\beta_t / \psi_{t-1}]$ , sendo que a matriz do erro quadrado médio de previsão é dada por  $P_{t/t-1} = E[(\beta_t - \beta_{t/t-1})(\beta_t - \beta_{t/t-1})' / \psi_{t-1}]$ .

No segundo passo, tem-se disponível a informação  $y_t$  e, desta forma, pode ser calculado o erro de previsão que contém uma informação nova de  $\beta_t$  em relação a  $\beta_{t/t-1}$ . Portanto, conhecido  $y_t$ , pode ser feita uma melhor inferência sobre  $\beta_t$ , que é dada por  $\beta_{t/t}$ .

Porém, a partir do momento que se insere nas equações de medida e de transição a mudança de regime, os parâmetros do modelo passam a depender do comportamento de uma variável de valor discreto,  $S_t=1,2,\dots,M$  que não é observada. Desta forma, no modelo espaço-estado com mudança markoviana o objetivo passa a ser fazer uma previsão de  $\beta_t$  que seja baseada não somente em  $\psi_{t-1}$ , mas também na variável aleatória  $S_t$  onde, para cada momento  $t$  da iteração, tem-se  $M^2$  estimativas tanto do vetor de estado  $\beta^{(i,j)}_{t/t-1}$  dadas por:

$$\beta^{(i,j)}_{t/t-1} = E[\beta_t / \psi_{t-1}, S_t = j, S_{t-1} = i] \quad (1.15)$$

quanto  $M^2$  diferentes matrizes de erro quadrado médio  $P^{(i,j)}_{t/t-1}$  dadas por:

$$P^{(i,j)}_{t/t-1} = E[(\beta_t - \beta_{t/t-1})(\beta_t - \beta_{t/t-1})' / \psi_{t-1}, S_t = j, S_{t-1} = i] \quad (1.16)$$

para todos os estados possíveis caracterizados por  $i$  e  $j$ .

Vale ressaltar que a utilização apenas do filtro de Kalman para estimar estes parâmetros aumentaria de forma significativa o número de possibilidades a cada iteração,  $M^k$ , onde  $k$  é o número de estados, mesmo que o número destes seja pequeno,  $S_t=1,2$ .

---

<sup>17</sup> Ver Harvey(1989) para uma descrição detalhada sobre o filtro de Kalman.

A alternativa encontrada por Kim (1994) foi utilizar um algoritmo de alisamento e filtro básico para um modelo espaço-estado com regime markoviano onde a estimação dos parâmetros desconhecidos do modelo fosse feita por máxima verossimilhança. Esta técnica pode ser aplicada, sob algumas restrições, para se obter inferência sobre qualquer modelo dinâmico de série de tempo com mudança de regime que possa ser colocado no formato espaço-estado.

A proposta de Kim(1994) é introduzir alguma aproximação no filtro com o intuito de reduzir a matriz das estimativas posteriores de  $M \times M$  para  $M$ , ou seja, em vez de estimar  $\beta^{(i,j)}_{t/t}$  e  $P^{(i,j)}_{t/t}$ , ao final de cada iteração, estimar  $\beta^j_{t/t}$  e  $P^j_{t/t}$ . O filtro de Kim é dado por uma combinação do filtro de Kalman e do filtro de Hamilton, considerando a aproximação das posteriores como forma de reduzir o número de equações encontradas a cada passo.

Assim, este filtro pode ser descrito da seguinte forma: o processo de estimação é iniciado em  $t=0$  a partir, (1) das probabilidades estacionárias  $\Pr[S_t = j / \psi_0]$  determinadas no filtro de Hamilton e, (2) dos valores iniciais  $\beta^j_{0/0}$  e  $P^j_{0/0}$  utilizados para inicializar o filtro de Kalman. A partir de então, o filtro de Kalman é rodado da forma tradicional para os  $M$  estados adotados calculando-se:

$$\beta_{t/t-1}^{(i,j)} = \bar{\mu}_j + F_j \beta_{t-1/t-1}^i \quad (1.17)$$

$$P_{t/t-1}^{(i,j)} = F_j P_{t-1/t-1}^i F_j' + Q_j \quad (1.18)$$

$$\eta_{t/t-1}^{(i,j)} = y_t - H_j \beta_{t/t-1}^{(i,j)} \quad (1.19)$$

$$f_{t/t-1}^{(i,j)} = H_j P_{t/t-1}^{(i,j)} H_j' + R_j \quad (1.20)$$

$$\beta_{t/t}^{(i,j)} = \beta_{t/t-1}^{(i,j)} + P_{t/t-1}^{(i,j)} H_j' [f_{t/t-1}^{(i,j)}]^{-1} \eta_{t/t-1}^{(i,j)} \quad (1.21)$$

$$P_{t/t}^{(i,j)} = (I - P_{t/t-1}^{(i,j)} H_j' [f_{t/t-1}^{(i,j)}]^{-1} H_j) P_{t/t-1}^{(i,j)} \quad (1.22)$$

onde  $\beta_{t/t-1}^{(i,j)}$  é uma inferência de  $\beta_t$  e  $\eta_{t/t-1}^{(i,j)}$  é o erro de previsão condicional de  $y_t$ , ambos baseados na informação até o momento  $t-1$  dado  $S_t=j$  e  $S_{t-1}=i$ , e  $f_{t/t-1}^{(i,j)}$  é a variância condicional do erro de previsão  $\eta_{t/t-1}^{(i,j)}$ , também com base na informação até  $t-1$ .

No caso de  $S_t=1,2$ , ou seja, dois estados, então, a cada momento  $t$  da iteração seriam produzidos os vetores de previsão  $\beta_{t/t-1}^{(0,0)}$ ,  $\beta_{t/t-1}^{(0,1)}$ ,  $\beta_{t/t-1}^{(1,0)}$ ,  $\beta_{t/t-1}^{(1,1)}$ ,  $P_{t/t-1}^{(0,0)}$ ,  $P_{t/t-1}^{(0,1)}$ ,  $P_{t/t-1}^{(1,0)}$ ,  $P_{t/t-1}^{(1,1)}$ ,  $\eta_{t/t-1}^{(0,0)}$ ,  $\eta_{t/t-1}^{(0,1)}$ ,  $\eta_{t/t-1}^{(1,0)}$ ,  $\eta_{t/t-1}^{(1,1)}$ ,  $f_{t/t-1}^{(0,0)}$ ,  $f_{t/t-1}^{(0,1)}$ ,  $f_{t/t-1}^{(1,0)}$ ,  $f_{t/t-1}^{(1,1)}$ , além

dos vetores de atualização  $\beta^{(0,0)}_{t/t}$ ,  $\beta^{(0,1)}_{t/t}$ ,  $\beta^{(1,0)}_{t/t}$ ,  $\beta^{(1,1)}_{t/t}$  e  $P^{(0,0)}_{t/t}$ ,  $P^{(0,1)}_{t/t}$ ,  $P^{(1,0)}_{t/t}$ ,  $P^{(1,1)}_{t/t}$ . Como pode ser visto, um número excessivo de equações é estimado a cada passo.

O passo seguinte, ainda em  $t=1$ , é utilizar o filtro de Hamilton para calcular as probabilidades  $\Pr[S_t, S_{t-1} / \psi_t]$  e  $\Pr[S_t / \psi_t]$  para os  $M$  estados, e considerar a restrição nas posteriores  $\beta^{(i,j)}_{t/t}$  e  $P^{(i,j)}_{t/t}$  a partir de uma aproximação da forma:

$$\beta_{t/t}^j = \frac{\sum_{i=1}^M \Pr[S_{t-1} = i, S_t = j / \psi_t] \beta_{t/t}^{(i,j)}}{\Pr[S_t = j / \psi_t]}$$

$$P_{t/t}^j = \frac{\sum_{i=1}^M \Pr[S_{t-1} = i, S_t = j / \psi_t] \{P_{t/t}^{(i,j)} + (\beta_{t/t}^j - \beta_{t/t}^{(i,j)})(\beta_{t/t}^j - \beta_{t/t}^{(i,j)})\}}{\Pr[S_t = j / \psi_t]}$$

Encontrados os valores de  $\beta_{t/t}^j$  e  $P_{t/t}^j$ , passa-se, então, para o momento  $t=2$ , repetindo o processo até  $t=T$ . Vale ressaltar que, uma vez que o filtro de Hamilton produz uma densidade condicional de  $y_t$ , então é possível obter, a cada iteração, a estimativa da função de verossimilhança aproximada, que é dada, no caso da hipótese de normalidade, por:

$$L = \sum_{t=1}^T \ln \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M \left\{ \frac{2}{\pi^{n/2}} \frac{1}{|Q_t^{(i,j)}|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \eta_{t/t-1}^{(i,j)}, \frac{1}{Q_t^{(i,j)}} \eta_{t/t-1}^{(i,j)}\right) \right\} \Pr ob[s_t = j, s_{t-1} = i / \psi_{t-1}]$$

(1.23)

Como pode ser visto, os parâmetros do modelo são estimados a partir de um processo de otimização não-linear que maximiza a função log verossimilhança aproximada em relação aos parâmetros desconhecidos.

Vale ressaltar que, além deste processo de obtenção dos parâmetros pela filtragem, também pode ser feita uma inferência sobre  $S_t$  e  $\beta_t$  usando toda a informação na amostra, ou seja,  $\Pr[S_t = j / \psi_T]$  e  $\beta_{t/T}$ . Novamente, aqui é aplicado o mesmo processo de aproximação feito na filtragem a partir da redução dos termos  $\beta^{(i,j)}_{t/T}$  e  $P^{(i,j)}_{t/T}$  para  $\beta_{t/T}^j$  e  $P_{t/T}^j$ . Para maiores detalhes sobre a aplicação deste algoritmo, ver Kim(1994) e Kim *et alli*(2000a).

Um dos problemas que aparece no modelo de mudança markoviano é a determinação do número de estados ou regimes, especialmente porque está-se tentando fazer um teste de hipótese em modelos onde o parâmetro de distúrbio não é identificado

sobre a hipótese nula. Desta forma, a distribuição assintótica do teste de razão de verossimilhança não é padrão.

Alguns autores propuseram diversos testes para verificar a não-linearidade com uma distribuição nula assintótica, dentre estes Hansen(1992), onde a estrutura auto-regressiva é dependente do estado, e Garcia(1998), onde a estrutura auto-regressiva não depende do estado, as probabilidades de transição não variam no tempo e o modelo é univariado. Garcia e Perron(1996) e Sichel(1994), propõem testes onde há mais de dois estados, enquanto em Filardo(1994) as probabilidades de transição são funções de informações exógenas. Ghysels(1994) testa a linearidade na presença de *sazonalidade*, Cecchetti, Lam e Mark(1990) e Durland e McCurdy(1994) levam em conta a duração do estado, e Bonomo e Garcia(1996) consideram uma estimativa bivariada.

Uma alternativa a estes testes seria utilizar os critérios de informação de Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn para selecionar a melhor formulação, ou ainda um teste de razão de verossimilhança. Assim, na determinação da forma funcional (ou seja, de quais parâmetros do modelo estão sujeitos à mudança de regime) pode ser utilizado o teste de razão de verossimilhança. Este teste possui uma distribuição padrão é dado por:

$$LR = 2(\ln(\hat{\lambda}_u) - \ln(\hat{\lambda}_r)) \sim \chi^2_{(u-r)}$$

onde  $\hat{\lambda}_u$  é o estimador de máxima verossimilhança não restrito,  $\hat{\lambda}_r$ , o estimador restrito e  $r$  o número de restrições. Uma condição necessária para a validade deste resultado padrão é que o número de regimes ( $k$ ) seja constante.

Por fim, para verificar a adaptação destes modelos aos dados, podem ser utilizados os testes de especificação propostos por Engel e Hamilton(1990) e Hamilton(1996). Estes testes dividem-se em dois grupos. O primeiro testa a hipótese nula de que as estatísticas obtidas a partir da derivada do log da função de verossimilhança condicional, *score*, não são autocorrelacionadas a partir da aplicação do teste de White. Já o segundo grupo aplica o teste do multiplicador de Lagrange para vários tipos de erros de especificação dinâmica.

No caso do teste de White, três estatísticas são obtidas. São elas: (1) o teste de especificação dinâmica de autocorrelação, onde é calculada a derivada do log da função de verossimilhança condicional em relação a  $\mu_i$ , e onde a hipótese nula é de ausência de autocorrelação; (2) o teste de especificação dinâmica para efeito ARCH, onde é calculada a

derivada do log da função de verossimilhança condicional em relação às variâncias  $\sigma_i^2$ , e onde a hipótese nula é de ausência de efeito ARCH; e (3) o teste de especificação dinâmica para a validade da hipótese de Markov, onde é calculada a derivada do log da função de verossimilhança condicional em relação às probabilidades de transição  $p_{ii}$ , sendo que a hipótese nula é a especificação de Markov.

Vale ressaltar que os dois primeiros testes têm distribuição assintótica  $\chi^2_{(k)}$ , enquanto que para o último esta distribuição é  $\chi^2_{(2k)}$ . Para o teste do multiplicador de Lagrange, são usadas quatro especificações. A primeira testa a autocorrelação no regime 1, onde  $H_0$ : ausência de autocorrelação. A segunda testa a autocorrelação no regime 2, onde  $H_0$ : ausência de autocorrelação. A terceira testa a autocorrelação entre os regimes, onde  $H_0$ : ausência de autocorrelação e, por fim, a quarta especificação testa a existência de efeito ARCH, onde  $H_0$ : ausência de efeito ARCH. Aqui, todos estes testes têm distribuição assintótica  $\chi^2_{(1)}$ .

A proposta de Hamilton(1996) com o uso destes testes é verificar se a formulação em questão sendo utilizada é capaz de capturar as várias características presentes nos dados.

#### 2.4. Modelos de mudança de regime multivariados

Os modelos univariados de mudança de regime podem ser estendidos para o caso multivariado, onde o objetivo passa a ser verificar a existência de algum comportamento similar ao longo do tempo não somente entre as variáveis, mas também entre os componentes não observáveis. Vale ressaltar que a análise de modelos multivariados com mudança de regime pode tanto ser feita a partir de uma formulação VAR quanto a partir de uma estrutura VEC. A seguir são apresentados os modelos MS-VAR e MSCI-VAR, que seguem Krolzig(1996) e Krolzig(1997).

Nos modelos de vetores auto-regressivos com regime markoviano MS-VAR, supõe-se que o regime  $s_t$  é gerado por uma cadeia de Markov ergódica com estados discretos homogêneos definidos pelas probabilidades de transição.

Os modelos MS-VAR são considerados como uma generalização da auto-regressão linear de ordem finita para o vetor de série de tempo  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt})'$  de ordem  $m$ , com  $t=1, \dots, T$ , dado por:

$$y_t = A_0 + A_1(y_{t-1}) + \dots + A_p(y_{t-p}) + \varepsilon_t \quad (1.24)$$

onde a matriz de coeficientes  $A_i$  é de dimensão  $(m \times m)$ , e é suposto que  $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma)$ .

A idéia por trás da classe de modelos com mudança de regime é que os parâmetros do processo (1.24) dependem de uma variável de regime que não é observada:

$$y_t = A_0(s_t) + A_1(s_t)(y_{t-1}) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p}) + \varepsilon_t \quad (1.25)$$

onde agora  $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma_{s_t})$ .

É importante salientar que (1.25) não descreve por completo o processo gerador de dados, faltando a formulação de um processo gerador dos regimes  $s_t$ , que é dado pela matriz de probabilidade de transição. Aqui, o intercepto não é um parâmetro simples, mas sim gerado por um processo estocástico<sup>18</sup>.

O modelo básico do VAR finito que possui uma mudança de regime no intercepto, ou seja, MSI (*Markov switching intercepts*) tem o formato:

$$y_t = A_0(s_t) + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.26)$$

que é equivalente à formulação linear  $y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ , ou seja, um modelo VAR sem mudança de regime. Subtraindo  $y_{t-1}$  de cada lado de (1.26) obtém-se o modelo na forma de vetor de correção de erros:

$$\Delta y_t = A_0(s_t) + \pi y_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} B_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.27)$$

onde  $B_i = -(I_k - \sum_{j=1}^i A_j)$  e  $\pi = I_k - \sum_{j=1}^p A_j = A(1)$ .

A equação (1.27) é denominada de MSCI( $k, r$ )-VAR( $p$ ), ou seja, vetor autoregressivo de ordem  $p$  com mudança de regime com  $k$  estados e posto de cointegração  $r$ <sup>19</sup>. Além desta formulação, uma outra forma seria considerar que ocorre uma mudança de regime na taxa de crescimento comum  $\mu(s_t)$  tal como:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \pi(\beta' y_{t-p} - \delta - \gamma t) + A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_t)) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu(s_t)) + \varepsilon_t \quad (1.28)$$

onde  $\beta' y_{t-p} - \delta - \gamma t$  determina a correção do equilíbrio no longo prazo.

<sup>18</sup> Para uma especificação detalhada das propriedades deste modelo, ver Krolzig(1997).

<sup>19</sup> Note que esta equação é parecida com  $\Delta y_t = \pi_0 + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ , só que sem mudança de regime, onde a diferença está no fato de que aqui há uma variável de estado no intercepto.

Uma terceira hipótese seria considerar uma mudança no equilíbrio de longo prazo  $\delta(s_t)$  da forma:

$$\Delta y_t - \mu = \pi(\beta' y_{t-p} - \delta(s_t) - \gamma) + A_1(\Delta y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu) + \varepsilon_t \quad (1.29)$$

ou ainda na média e no equilíbrio de longo prazo de forma conjunta;

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \pi(\beta' y_{t-p} - \delta(s)_t - \gamma) + A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_t)) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu(s_t)) + \varepsilon_t \quad (1.30)$$

Dado que a equação (1.24) pode ser caracterizada como um vetor autoregressivo cointegrado não normal de ordem finita, então a análise de cointegração da equação (1.26) também pode ser feita de acordo com a proposta por Johansen para um VAR de ordem finita.

O processo de estimação dos modelos MSCI( $k,r$ )-VAR( $p$ ), tal como proposto em Krolzig(1997), consiste de dois estágios. Primeiro é feita uma análise de máxima verossimilhança de Johansen para determinar o número de vetores de cointegração  $r$  e, a seguir, é utilizado o algoritmo EM para obter os parâmetros do modelo a partir da estimativa de máxima verossimilhança<sup>20</sup>.

Uma outra aplicação da mudança de regime em um modelo multivariado seria a partir do modelo de fator dinâmico. A abordagem clássica da formulação linear foi desenvolvida por Stock *et alli*(1991), quando da constituição de um indicador coincidente para a economia americana. Posteriormente, Chauvet(1998 e 2000) estima um modelo com mudança de regime.

De forma geral o modelo linear pode ser assim descrito: seja um vetor  $Y_{it}$  ( $nx1$ ) do log de variáveis coincidentes, onde é suposto que todas as séries em  $y_{it}$  possuem raiz unitária mas são não cointegradas<sup>21</sup>. A construção de um índice comum é feita a partir de um modelo de fator dinâmico em primeira diferença da forma:

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} \quad (1.31)$$

$$(\Delta C_t - \delta) = \phi_1(\Delta C_{t-1} - \delta) + \dots + \phi_r(\Delta C_{t-r} - \delta) + \eta_t \quad (1.32)$$

$$\Delta u_{it} = d_{i1} \Delta u_{it-1} + \dots + d_{ip} \Delta u_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (1.33)$$

<sup>20</sup> É importante destacar aqui que, mesmo o modelo VAR sendo de ordem infinita, a sua representação de ordem finita ainda preserva os resultados assintóticos para as relações de cointegração. Ver Saikkonen(1992) e Lütkepohl *et alli*(1995) para uma especificação detalhada.

<sup>21</sup> Nieto *et alli*(2001) apresentam um modelo que incorpora a hipótese de cointegração.

onde  $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$  é o choque comum,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Sigma_\varepsilon)$  é o erro de medida, a matriz de variância-covariância é dada por  $Q = \begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_\varepsilon \end{pmatrix}$ ,  $\Delta C_t$  é o componente comum,  $\delta$  é uma constante no tempo,  $\sigma_{\eta_t}^2 = 1$ ,  $\Delta u_{it}$  é formulado de tal maneira a captar os efeitos dinâmicos e choques independentes, e  $\gamma_i$  são os diferentes pesos do componente comum<sup>22</sup> que medem a sensibilidade de cada série para com o ciclo dos negócios.

Como  $E(\Delta Y_{it}) = E(D_i) + E(\gamma_i \Delta C_t) + E(u_{it}) = D_i + \gamma_i \delta$ , o modelo acima pode ser expresso a partir do desvio das variáveis em relação à média. Desta forma, somando e subtraindo  $E(\Delta Y_{it})$  da equação (1.31):

$$\Delta Y_{it} - E(\Delta Y_{it}) = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} - E(\Delta Y_{it}) \quad (1.34)$$

$$\Delta y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} - D_i - \gamma_i \delta \quad (1.35)$$

$$\Delta y_{it} = \gamma_i (\Delta C_t - \delta) + \Delta u_{it} \quad (1.36)$$

$$\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + \Delta u_{it} \quad (1.37)$$

onde  $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - E(\Delta Y_{it})$ . A partir de  $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$ , a equação (1.32) passa a ser dada por:

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + \dots + \phi_r \Delta c_{t-r} + \eta_t \quad (1.38)$$

O problema estatístico a ser solucionado aqui é estimar  $\Delta c_t$  para cada  $t=1, \dots, n$  usando o conjunto de observações disponível até o momento  $t$ , ou seja,  $\{c_t; t=1, \dots, n\}$ .

A solução proposta por Stock *et alli*(1991) foi colocar as equações 1.31 – 1.33 no formato espaço-estado e utilizar o filtro de Kalman para obter os hiperparâmetros do modelo. Uma vez feito isto a estimativa de  $\Delta c_t$  corresponde ao índice coincidente, ao passo que as suas previsões para  $k$  períodos à frente estão relacionadas ao que se denomina de índice antecedente.

O modelo espaço-estado consiste de duas equações, (1) uma de medida, que descreve a relação entre as variáveis observadas  $\Delta y_{it}$  e as variáveis de estado não-

---

<sup>22</sup> Para ser consistente com a restrição  $\sigma_{\eta_t}^2 = 1$ , as séries em  $\Delta y_{it}$  são padronizadas a partir de  $\frac{\Delta y_{it}}{s_i}$  onde

$$s_i^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^n (\Delta y_{it} - \bar{y}_i)^2.$$

observadas,  $\Delta c_t$  e  $u_{it}$ , e (2) a equação de transição, que descreve a dinâmica destas variáveis de estado. Para uma descrição mais detalhada do formato estado-espço, ver Harvey(1989).

Assim, para o caso de cinco variáveis  $\Delta y_{it} = (\Delta y_{1t} \ \Delta y_{2t} \ \Delta y_{3t} \ \Delta y_{4t} \ \Delta y_{5t})$  e o número de defasagens para  $\Delta c_t$  e  $u_t$  igual a dois, ou seja,  $r=p=2$  em (1.33) e (1.38), então as equações de medida e de transição são dadas, respectivamente, por:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \\ \Delta y_{4t} \\ \Delta y_{5t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \\ u_{4t} \\ u_{4t-1} \\ u_{5t} \\ u_{5t-1} \end{bmatrix} \quad (1.39)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \\ u_{4t} \\ u_{4t-1} \\ u_{5t} \\ u_{5t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & d_{11} & d_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & d_{21} & d_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{31} & d_{32} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{41} & d_{42} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{51} & d_{52} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ u_{1t-1} \\ u_{1t-2} \\ u_{2t-1} \\ u_{2t-2} \\ u_{3t-1} \\ u_{3t-2} \\ u_{4t-1} \\ u_{4t-2} \\ u_{5t-1} \\ u_{5t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \\ \varepsilon_{4t} \\ 0 \\ \varepsilon_{5t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (1.40)$$

A representação destas matrizes na forma compacta é dada por:

$$\Delta y_t = H\beta_t \quad (1.41)$$

$$\beta_t = F\beta_{t-1} + v_t \quad (1.42)$$

onde  $\Delta y_{it}$  e  $\beta_t$  são vetores e  $H$  e  $F$ , matrizes. O filtro de Kalman é inicializado a partir da escolha dos valores iniciais.

Stock *et alli*(1991) utilizaram quatro variáveis da economia americana para calcular um indicador coincidente, acrescentando quatro defasagens para a variável emprego. Já Pichetti *et alli*(2002) aplicaram o modelo acima, também com quatro variáveis, à economia brasileira, gerando um componente estocástico comum do índice de produção industrial.

É importante deixar claro que o modelo de fator dinâmico linear de Stock e Watson descrito em 1.41 e 1.42 considera apenas uma característica do ciclo dos negócios, qual seja, o comovimento entre variáveis econômicas, deixando de levar em conta não-linearidades. Estas foram incorporadas na descrição dos ciclos dos negócios por Hamilton(1989) a partir de um modelo univariado de mudança de regime aplicado ao PIB dos Estados Unidos. Em Chauvet(1998), a assimetria e o modelo de Stock e Watson foram abordados de forma conjunta em um modelo de fator dinâmico multivariado com mudança de regime.

Assim, a partir do momento que se permite a existência de assimetria no ciclo dos negócios, a taxa de crescimento dos indicadores coincidentes observados, denotado aqui por  $\Delta y_{it}$ , dependerá, além dos valores presentes e passados, de um fator comum não observado  $\Delta c_t$ , e também do fato de a economia estar em dado estado (regime). Desta forma, a fim de incorporar esta característica, o conjunto de equações (1.31)-(1.33) passa a ser dado por:

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} \quad (1.43)$$

$$\Delta C_t - \mu_{s_t} - \delta = \phi_1(\Delta C_{t-1} - \mu_{s_t} - \delta) + \dots + \phi_r(\Delta C_{t-r} - \mu_{s_t} - \delta) + \eta_t \quad (1.44)$$

$$\Delta u_{it} = d_{i1}\Delta u_{it-1} + \dots + d_{ip}\Delta u_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (1.45)$$

onde  $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ ,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Sigma_\varepsilon)$ ,  $\Delta C_t$  é o componente comum,  $\delta$  é uma constante no tempo,  $\sigma_\eta^2 = 1$ , todos os choques são independentes,  $\gamma_i$  são os diferentes pesos do componente comum e  $\mu_{s_t}$  depende de a economia se encontrar em determinado estado.

Considerando a possibilidade de apenas dois estados, recessão ou crescimento, por exemplo, então tem-se que:

$$\mu_{s_t} = \mu_0 + \mu_1 S_t \quad (1.46)$$

onde  $\mu_1 > 0, S_t = \{0,1\}$  e a transição entre estes estados é dada pela probabilidade de transição:

$$\Pr[S_t = 1 / S_{t-1} = 1] = p \quad (1.47)$$

$$\Pr[S_t = 0 / S_{t-1} = 0] = q \quad (1.48)$$

onde  $p$  é a probabilidade de a indústria estar em crescimento em  $t$  dado que estava em crescimento em  $t-1$ , e  $q$  é a probabilidade de a indústria estar em recessão em  $t$  dado que também estava em recessão em  $t-1$ .

Note que, diferentemente do modelo linear utilizado por Stock e Watson, a formulação não-linear permite que a taxa de crescimento média de longo prazo do índice coincidente mude entre os dois regimes dos ciclos dos negócios. Esta taxa de crescimento é dada por  $\delta$  e, impondo para  $\mu_{s_t}$  uma média zero, esta variável passa a representar então os desvios desta taxa de crescimento de longo prazo de acordo com o estado da economia. No caso  $S_t = \{0,1\}$ , estes estados são recessão ou crescimento. Assim, o fator dinâmico estimado, além de representar o comovimento entre as variáveis, pode também ser interpretado como o ciclo dos negócios.

Da mesma forma que no modelo linear, aqui também podem ser utilizados os desvios em relação à média,  $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - E(\Delta Y_{it})$  e  $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$  para produzir as seguintes equações:

$$\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + \Delta u_{it} \quad (1.49)$$

$$\Delta c_t - \mu_{s_t} = \phi_1 (\Delta c_{t-1} - \mu_{s_t}) + \dots + \phi_r (\Delta c_{t-r} - \mu_{s_t}) + \eta_t \quad (1.50)$$

que pode ser colocada no formato estado-espço.

Para um modelo com cinco variáveis e duas defasagens para o componente comum e o idiossincrático  $r=p=2$  em (1.45) e (1.50), a equação de medida é a mesma que a (1.41). Porém, na equação de transição é acrescentado, do lado direito, o vetor<sup>23</sup>  $[\phi(L)\mu_{s_t} \ 0 \dots 0]'$

---

<sup>23</sup>  $\phi(L)\mu_{s_t} = \mu_{s_t} - \phi_1 \mu_{s_{t-1}} - \phi_2 \mu_{s_{t-2}}$ .

com o objetivo de captar os diferentes regimes. De forma reduzida, estas duas equações podem ser representadas por:

$$\Delta y_t = H\beta_t \quad (1.51)$$

$$\beta_t = \mu_{\phi(L)S_t} + F\beta_{t-1} + v_t \quad (1.52)$$

É importante ressaltar que, além desta formulação, pode ser suposto que a mudança de regime ocorra no intercepto do componente comum, e não na sua média, como em Kim *et alli*(1995) e Kim *et alli*(2000a). Sendo assim, o intercepto pode ter dois valores, (1) um pequeno nas recessões e (2), um maior nos períodos de crescimento. Isto permite que o fator comum  $\Delta c_t$  apresente crescimento mais rápido durante os períodos de expansão e mais lento nos períodos de queda da atividade.

Vale ressaltar que nada garante que o conjunto de dados utilizado seja caracterizado por apenas um fator. Kim *et alli*(2000b) estimam um modelo com dois fatores dinâmicos, ou seja, uma tendência estocástica e um componente transitório comum. Modelos com mais de um fator também foram utilizados por Engle *et alli*(1995), Issler *et alli*(1998) e Kholodilin(2002).

### 3. EQUAÇÃO DE DEMANDA POR IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS COM MUDANÇA DE REGIME

A história econômica brasileira no que diz respeito às políticas de comércio exterior está repleta de iniciativas pontuais que tinham o intuito de promover um ajuste do setor externo ou de estabilizar a economia. Neste processo, uma das variáveis mais utilizadas pelos diversos governos durante estes anos foi a taxa de câmbio. Porém, outros instrumentos normativos também tiveram validade, como a restrição às importações de determinados produtos, a imposição de quotas e concessão de licenças ou de depósitos compulsórios ou ainda de barreiras não-tarifárias<sup>24</sup>.

Na segunda metade da década de 40, o país enfrentou um cenário econômico internacional adverso no pós-guerra que prejudicou o financiamento de seu balanço de pagamentos. Com a dificuldade em se alavancar as exportações, muito concentradas em apenas um produto, o café, o Brasil chegou ao final da década de 40 com um grande déficit da balança comercial, o que obrigou o governo a controlar as importações.

Vale ressaltar que este controle contribuiu para promover um processo de substituição de importações que ensejou o surgimento de uma indústria de bens de consumo duráveis no final do governo Dutra.

O segundo governo de Vargas também foi marcado por dificuldades na condução da política de comércio exterior, tendo este continuado o controle às importações como forma de equilibrar as contas externas. Ao final de 1953, o controle destas passou a se dar via preços, com a implementação de taxas cambiais múltiplas, dentro do que era proposto pela instrução 70 da Sumoc, que introduziu mudanças significativas no sistema cambial do país (ver Abreu(1990)).

Ao final da década de 50 e início dos anos 60, o governo promoveu um forte ajuste cambial com a unificação das diversas taxas de câmbio então vigentes para exportadores e importadores, e também modernizou seu sistema tarifário, substituindo tarifas específicas por tarifas *ad valorem*. Além disto, havia um plano audacioso que tinha como objetivo promover uma substituição de importações, o Plano de Metas. Vale ressaltar que, durante a

---

<sup>24</sup> Ver Portugal(1994), Pinheiro *et alli*(1995) e Velloso(1998).

vigência deste plano e nos anos que se seguiram, ocorreu uma entrada maciça de investimento estrangeiro direto no Brasil.

Na segunda metade da década de 60 foram adotadas várias medidas de liberalização das importações. A partir de então, a política de comércio exterior, que tinha como objetivo principal a substituição de importações, passou a ser de promoção das exportações, seja via administração da taxa de câmbio ou via concessão de subsídios ou incentivos fiscais (ver Portugal(1994)).

O primeiro choque do petróleo, no início da década de 70, impôs ao Brasil um forte ajuste no setor externo. Os anos de 1973 e 1974 representaram uma mudança de comportamento das variáveis relacionadas ao comércio exterior, quando então voltam as restrições às importações e o governo adota uma política “voltada para dentro”.

Os pesados investimentos implementados durante o governo Geisel resultaram em uma elevação do endividamento externo que, em sua maioria, pertencia ao setor público. Neste momento, teve-se então um novo processo de substituição de importações.

O segundo choque do petróleo, ao final da década de 70, modificou o cenário econômico internacional e deteriorou os termos de troca do Brasil. Com o aumento da taxa de juros nos países desenvolvidos, agravou-se ainda mais a situação da dívida externa do Brasil, que encontrou dificuldades no financiamento de seu déficit em conta corrente<sup>25</sup>.

A crise da dívida que se seguiu forçou a economia brasileira a buscar nos superávits comerciais, conseguidos principalmente via restrições das importações, o financiamento de suas contas externas.

Vale aqui ressaltar que a maturação dos investimentos feitos no âmbito do II PND contribuiu para que o país atingisse este objetivo, na medida em que impulsionou as exportações, principalmente de matéria-prima industrial e de bens de capital. Durante toda a segunda metade da década de 80, o país conviveu com uma situação de grande instabilidade macroeconômica, e os três planos econômicos implementados<sup>26</sup> não conseguiram conter as altas taxas de inflação.

---

<sup>25</sup> Ao final de 1979 o governo promoveu uma desvalorização de 30% na taxa de câmbio e, em fevereiro de 1983, uma nova desvalorização de 30% foi implementada.

<sup>26</sup> Foram estes o Plano Cruzado I em fevereiro de 1986, o Plano Cruzado II em junho de 1987 e o Plano Verão I em janeiro de 1989.

Já no início da década de 90, a estratégia de ajuste do setor externo via taxa de câmbio se mostrou esgotada, e o país experimentou mudanças profundas na sua política de comércio exterior (ver Portugal(1994) e Azevedo *et alli* (1998)).

A tendência internacional à intensificação da formação de blocos comerciais e a intenção de aumentar a participação do Brasil no comércio mundial forçaram o governo a iniciar um processo de abertura comercial mais consistente, que tinha como instrumento a eliminação da restrição à importação de determinados produtos, como as barreiras não-tarifárias, e a redução de alíquotas de importação, processo este que foi consolidado posteriormente com a estabilização da moeda no Plano Real<sup>27</sup>.

Porém, esta política de abertura comercial combinada com a valorização do câmbio e o aumento da demanda agregada foi por demais agressiva para a estrutura de comércio exterior brasileira então vigente. Devido às crises financeiras internacionais que dificultaram o financiamento das contas externas e o pequeno aumento verificado nas exportações *vis-a-vis* a expansão do *quantum* e do valor das importações que produziu sucessivos déficits comerciais, o governo se viu obrigado a mudar sua política cambial.

Novamente a taxa de câmbio foi o instrumento de ajuste do setor externo, e a mudança do regime de câmbio administrado para flutuante no início de 1999 acabou por impingir um novo padrão para as importações brasileiras que perdurou até o final de 2002.

Como pode ser visto, o setor externo sempre teve importância para a política econômica do país, impulsionando nos últimos anos diversos estudos relacionados a estimativas de equações de comércio exterior.

No caso das equações de demanda por importações, podem ser citados os trabalhos de Portugal (1992) e Resende (1997a, 1997b e 2000) que utilizam um modelo de correção de erros para as importações totais, de bens de capital, intermediários e por categoria de uso. Azevedo *et alli* (1998) consideram as importações totais, Castro *et alli* (1998), as importações totais e desagregadas, por fator agregado e categoria de uso, e Carvalho *et alli* (1999), as importações mensais por categoria de uso.

Todos estes trabalhos têm em comum a utilização de variáveis *dummy* para corrigir problemas de quebras estruturais nas séries em questão. Porém, a não-linearidade dos dados

---

<sup>27</sup> Para uma discussão sobre os efeitos da proteção comercial brasileira sobre a produtividade da indústria, ver Júnior *et alli*(1999).

não tem sido tratada de forma adequada. Uma exceção é o trabalho de Silva (2002), que aplica os modelos não-lineares de redes neurais artificiais para estimar as elasticidades da demanda por importações totais, de bens intermediários e de material elétrico para o período compreendido entre 1978:I e 1999:IV. Ver também Silva *et alli* (2001).

Vale ressaltar que, recentemente, ganha espaço na pesquisa acadêmica a utilização de modelos não-lineares para caracterizar a existência de quebras estruturais ou de diversos regimes nos dados macroeconômicos. As séries de tempo brasileiras, em especial, possuem estas características devido aos diversos choques que atingiram a economia nos últimos vinte anos.

Em relação às variáveis de comércio exterior do Brasil, parece clara a existência de diferentes padrões, ou regimes, em especial das importações, que ora apresentam alta taxa de crescimento para depois apresentarem quedas expressivas, (ver Portugal(1994)). No primeiro caso a expansão está associada, por exemplo, ao aumento do poder aquisitivo que se segue aos vários planos econômicos heterodoxos, ou ainda ao processo de abertura comercial iniciado em 1988.

Já as reduções das importações podem estar relacionadas com a queda da atividade econômica, com uma política de restrição de importações ou com a excessiva desvalorização da moeda nacional. Estas mudanças no comportamento das variáveis de comércio exterior, tal como salientado em Goldstein *et alli*(1985), podem tanto ser graduais quanto súbitas<sup>28</sup>.

Assim, vários fatores estimulam a estimação de uma equação de demanda por importações para o Brasil que contemple a característica da mudança de regime, podendo ser citado, em primeiro lugar, a hipótese de que os coeficientes de impacto da demanda por importações não são constantes ao longo do tempo.

Esta característica está relacionada à mudança da estrutura produtiva nacional, caracterizada pelos ciclos de investimentos e de maturação dos mesmos e pela implementação de diversos planos econômicos que modificam a renda e o padrão de consumo das famílias. Vale ressaltar também o impacto que as mudanças bruscas na taxa de câmbio real e o processo de intensificação da abertura comercial tiveram sobre as

---

<sup>28</sup> Ver Portugal(1993c) para uma estimativa das elasticidades de demanda por importações variantes no tempo.

variáveis de comércio exterior, que são mais dependentes do comportamento da economia de outros países.

Outro fator está relacionado com a grande dependência da economia brasileira em relação ao equilíbrio das contas externas, que também evidencia a necessidade de se determinar as elasticidades de comércio exterior que contemplem diferentes regimes<sup>29</sup>.

Por fim, em um cenário de maior integração comercial via redução de barreiras tarifárias ou não-tarifárias, é importante que se determine as elasticidades de curto e longo prazo sob diferentes situações de comportamento da atividade econômica interna, do nível de preço e do movimento cíclico da renda. Este exercício possibilita a mensuração de ganhos e perdas futuras com a maior abertura da economia.

Tal como feito em outros trabalhos empíricos<sup>30</sup>, aqui será adotado um modelo de substituição imperfeita onde tem-se uma pequena diferenciação entre preços e produtos domésticos e estrangeiros.

Além do mais, é feita a hipótese de país pequeno com oferta de importações totalmente preço-elástica; ausência de ilusão monetária onde são utilizados o produto real e a taxa de câmbio real; agrupamento de preços, tarifas e subsídios em uma única variável e, por fim, exogeneidade fraca para as variáveis explicativas da equação de demanda<sup>31</sup>.

O objetivo deste capítulo é verificar se as diferentes estratégias de política comercial brasileira implementadas nos últimos anos, bem como os diversos choques externos, produziram mudança estrutural nas importações brasileiras. A ferramenta econométrica apropriada para identificar esta característica é o modelo de mudança de regime markoviano.

A partir da análise dos dados anuais será possível identificar o comportamento cíclico da demanda por importações e associar as datas de cada regime encontradas com as diferentes políticas de comércio exterior implementadas no período.

Estas, por sua vez, são associadas a períodos de abertura comercial moderada ou consistente, e também com o fechamento da economia, como é o caso do processo de

---

<sup>29</sup> Como postulado em Resende(2000), as restrições às importações podem ser maiores ou menores em determinado período, dependendo do montante de divisas existentes.

<sup>30</sup> Ver Portugal(1992), Azevedo *et alli* (1998), Carvalho *et alli* (1999) e Carvalho *et alli* (2000).

<sup>31</sup> Tal hipótese já foi comprovada em Castro *et alli* (1998).

substituição de importações<sup>32</sup>. Pode-se assim dizer que esta parte analisa o comportamento das importações de forma estrutural.

Por outro lado, a partir dos dados trimestrais, é feita uma análise conjuntural da evolução das importações procurando associar os diferentes regimes a períodos de crescimento e queda na quantidade importada que sejam compatíveis com mudanças estruturais ocorridas na economia brasileira nestes últimos anos.

A função de demanda por importações aqui utilizada segue a fundamentação teórica especificada em Portugal(1992), Ferreira(1994), Resende(1997b) e Azevedo *et alli* (1998), com a hipótese de país pequeno, porém com a seguinte formatação linear:

$$\ln q_t = v + \beta \ln Y_t + \delta \ln U_t + \phi \ln e_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

onde  $q_t$  é o quantum importado,  $v$  é uma constante,  $\phi$  é a elasticidade-preço da demanda por importações,  $e_t$  é a taxa de câmbio real dada por  $e_n \frac{p^*}{p} (1 + T)$ , com  $e_n$  sendo o câmbio nominal,  $p^*$ , os preços externos,  $p$ , o índice de preço interno e  $T$ , a tarifa,  $\beta$  é a elasticidade-renda secular e  $Y_t$  a medida do nível de atividade,  $\delta$  é a elasticidade renda cíclica com  $U_t$  igual à utilização da capacidade instalada e  $\varepsilon$  é um ruído branco. É esperado que  $\phi < 0$ ,  $\beta > 0$  e  $\delta > 0$ .

A variável de estado  $s_t$ , que caracteriza a mudança de regime, pode ser inserida tanto no intercepto e nas elasticidades quanto na variância de  $\varepsilon$ . Desta forma, o modelo de correção de erros mais geral, com mudança de regime em todos os coeficientes, segue a equação (2.2).

$$\Delta \ln q_t = v_0(s_t) + \sum_{i=0}^p \beta_i(s_t) \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i(s_t) \Delta \ln U_{t-i} + \sum_{i=0}^p \phi_i(s_t) \Delta \ln e_{t-i} + \alpha vec_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

onde  $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$  e  $\alpha$  é o coeficiente do vetor de correção de erros.

---

<sup>32</sup> Ver Portugal(1994) para uma análise das políticas de comércio exterior entre 1947 e 1988.

Este modelo é denominado de *MSIAH(k)-VEC(p)*, ou seja, um modelo de vetor de correção de erros com  $p$  defasagens e com mudança de regime no intercepto, nos componentes autoregressivos e na variância do resíduo, sendo  $k$  o número de regimes. Cabe salientar que, tal como feito nos trabalhos anteriores, é feita a hipótese de exogeneidade dos preços e da renda secular e cíclica.

Além da introdução, este capítulo contém mais três seções. Na primeira estão os resultados estatísticos para os dados anuais e, na segunda, os resultados para os dados trimestrais. A parte final, contém as principais conclusões. As tabelas com os testes e demais resultados estimados não apresentados ao longo do texto estão nos anexos.

### 3.1. Resultados estatísticos com dados anuais

Nesta seção os testes e os modelos lineares e não-lineares utilizam dados anuais com início no ano de 1947 e término em 2002, perfazendo um total de 56 observações. Para determinar o mecanismo de correção de erros para a demanda por importações brasileiras, a variável dependente utilizada é o *quantum* importado e, as variáveis independentes são o PIB real, a taxa de câmbio real e a utilização da capacidade instalada.

O PIB real servirá para medir o nível de atividade econômica interna, de onde se espera uma elasticidade-renda com sinal positivo. Para a taxa de câmbio real foram consideradas inicialmente duas formulações; uma que não considera a incidência de uma tarifa de importação, e outra que inclui esta variável<sup>33</sup>, sendo esperado que a elasticidade-preço tenha sinal negativo.

Por fim, a utilização da capacidade instalada é vista como o componente cíclico da renda com elasticidade de sinal positivo. Vale ressaltar que, como não há dados disponíveis para esta variável desde 1947, esta foi calculada de três formas diferentes, seguindo Portugal(1993b)<sup>34</sup>. Os Gráficos de 5 a 8 mostram o comportamento de cada uma destas séries.

<sup>33</sup> Nesta seção  $Q_m$  é o *quantum* importado,  $PIB$  é o produto interno bruto,  $er$  é a taxa de câmbio real sem a tarifa,  $et$ , com a tarifa e a utilização da capacidade instalada é dada pelas variáveis  $u10a$ ,  $u12a$  e  $u14a$ .

<sup>34</sup> A primeira estimativa é dada a partir da regressão do logaritmo do PIB com uma tendência onde o resíduo é visto como o *gap* do produto. A partir de então, é calculada a série de utilização da capacidade denominada de  $u14a$ . A segunda estimativa é feita com base no modelo de componentes não observáveis, como a tendência, o ciclo e o componente irregular, sendo a série resultante denominada de  $u10a$ . Por fim, a terceira estimativa da utilização da capacidade é feita com base em uma média móvel de dois períodos, e a série resultante é denominada de  $u12a$ .

Gráfico 5 – Evolução do PIB Real Brasileiro

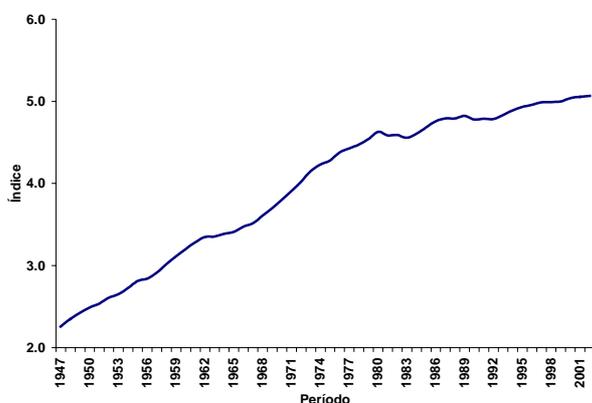
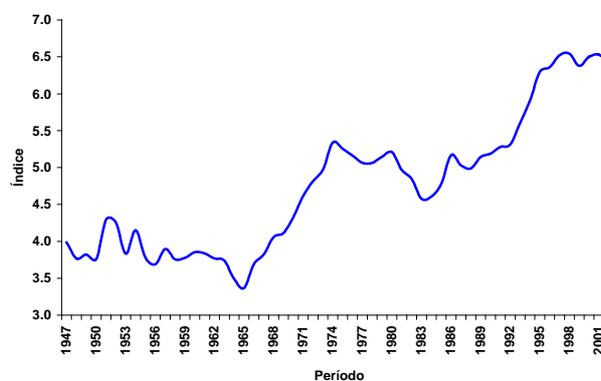
Gráfico 6 - *Quantum* Importado

Gráfico 7 -Taxa de Câmbio Real

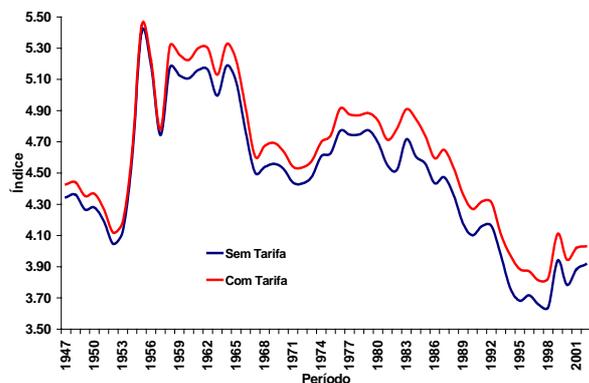
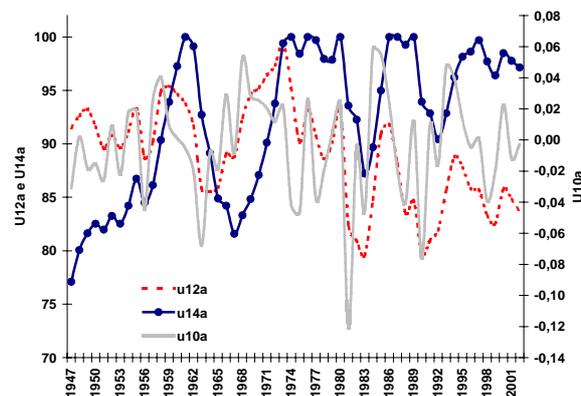


Gráfico 8 -Utilização da Capacidade Instalada



Apenas a inspeção gráfica indica que o PIB Real e o *quantum* importado não devem ser estacionários. Os resultados do teste ADF, feito em nível e em diferenças, encontram-se na Tabela A.1 no anexo, onde pode ser visto que as variáveis *PIB*, *Qm*, *e* e *et* são claramente não estacionárias em nível, porém estacionárias a partir da primeira diferença<sup>35</sup>. Já as três formas derivadas da utilização da capacidade instalada são estacionárias em nível<sup>36</sup>.

Vale ressaltar que a economia brasileira passou por vários choques de natureza macroeconômica durante as décadas de 80 e 90 e, uma vez que os dados desta seção abrangem um período mais longo, onde, vale destacar o início da década de 70 como

<sup>35</sup> Castro *et alli*(1998) também encontra que *Qm*, *PIB* e a taxa de câmbio real são  $I(1)$  em nível e estacionárias a partir de uma diferença.

provável momento de quebra estrutural devido ao primeiro choque internacional do petróleo e o processo de industrialização que passou o país, o teste mais indicado neste caso para filtrar estes impactos parece ser o de Perron(1997). Os seus resultados encontram-se nas Tabelas A.2 e A.3 no anexo.

Pelos resultados do teste, a série do *quantum* importado apresenta duas prováveis datas de quebra estrutural, 1950 e 1974. Para o PIB, a data encontrada foi 1974 e, para a taxa de câmbio, tanto a série com tarifa quanto a sem tarifa, tem-se o ano de 1952. Vale ressaltar que todas estas séries aparentam ser estacionárias mesmo na presença destas quebras estruturais.

Castro *et alli*(1998) constataram, pelo teste de Perron(1997), que tanto o *quantum* importado e o PIB Real, quanto a taxa de câmbio real são  $I(1)$  mesmo na presença de quebra estrutural, e colocaram uma *dummy* em 1974 e outra em 1995 no modelo de correção de erros.

No caso da utilização da capacidade são encontrados resultados diferentes, com a série *u10a* e *u14a* sendo estacionárias e com datas de quebras indicadas para 1962 e 1972 respectivamente. A série *u12a* tem quebra em 1972 mas com indícios de não-estacionaridade em nível.

Uma outra forma de testar estas séries é compará-las com os dados trimestrais da sondagem conjuntural coletados pela FGV desde 1970 para a utilização da capacidade industrial, aqui doravante denominada de *u13a*. Isto é feito a partir da matriz de correlação entre esta série e todas as outras três formulações aqui estimadas, e seus resultados encontram-se na Tabela 1.

TABELA 1. – Matriz de correlação

	<i>U10a</i>	<i>U12a</i>	<i>U13a</i>	<i>U14a</i>
<i>U10a</i>	1,00			
<i>U12a</i>	0,39	1,00		
<i>U13a</i>	0,12	0,84	1,00	
<i>U14a</i>	-0,06	0,23	0,53	1,00

Fonte: *U13a* FGV DADOS e *U10a*, *U12a* e *U14a* cálculos do autor

<sup>36</sup> Todos os testes foram feitos nas três variáveis transformadas da *Uci*.

Tal como encontrado em Portugal(1993b), a série u12a apresentou a mais alta correlação com a série da sondagem conjuntural sendo, portanto, usada aqui nas estimativas seguintes.

Para selecionar o número de lags do modelo VAR foram utilizados os critérios de Akaike e Schwarz, tendo sido escolhida a ordem  $p=0$ . O teste de causalidade revela a existência de bi-causalidade para todas as variáveis, à exceção de PIB e u10a.

### 3.1.1. Modelo linear

Pelas estimativas por mínimos quadrados ordinários, os resultados são bem próximos quando se considera tanto a taxa de câmbio sem tarifa quanto a com tarifa, tendo sido optado por escolher o modelo que contempla a tarifa por conter mais informação de natureza econômica.

Como pode ser visto na Tabela 2 a seguir, a elasticidade-renda e preço de longo prazo estimada tem sinal como esperado, e de valores próximos ao encontrado por Portugal(1993c)<sup>37</sup>, onde a elasticidade-preço é  $-0,648$  e elasticidade-renda de  $0,675$ .

Tabela 2. – Elasticidade de longo-prazo  
estimativa por MQO

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>
PIB	0,692	0,052
et	-0,943	0,106
constante	6,353	0,609

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

O teste de Johansen(1988) foi feito com uma defasagem e seus resultados estão na tabela A.7 em anexo, de onde se constata a existência de apenas um vetor de cointegração, sendo que este, normalizado para  $Qm$ , é dado por<sup>38</sup>:

<sup>37</sup> Os resultados do modelo que considera a variável u10a resultam em uma elasticidade negativa para a utilização da capacidade. Para u14a, apesar de positiva, a elasticidade desta variável é bem maior do que a encontrada nas estimativas trimestrais. No conjunto de tabelas A.6 em anexo estão os resultados para outras

$$\beta = (1 \quad -0,940 \quad 1,695 \quad -8,83c)$$

Tabela 3. – Resultado da estimação  
modelo linear VEC(0)

VARIÁVEL	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO
Constante	-0,047	(0,041)
$\Delta$ PIB	1,706	(0,676)
$\Delta$ U12a	0,339	(0,797)
$\Delta$ et	-0,426	(0,109)
vec <sub>t-1</sub>	-0,228	(0,073)

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis, *Qm*, *PIB*, *et*. Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

A dinâmica de curto prazo no modelo linear é determinada pelo mecanismo de correção de erros e seus resultados encontram-se na Tabela 3 onde, como pode ser visto, tanto a constante quanto a elasticidade da utilização da capacidade instalada não são significativas. Vale ressaltar que foram estimados modelos com um e nenhum lag considerando as duas taxas de câmbio, porém com resultados não satisfatórios no que diz respeito aos coeficientes<sup>39</sup>.

A elasticidade-renda aqui estimada é bem menor do que a encontrada por Portugal(1993c) e Castro *et alli*(1998), já a elasticidade-preço tem valor próximo e de mesmo sinal como pode ser visto na Tabela 4.

O coeficiente de correção de erros encontrado (-0,228), é significativo e seu valor é maior do que o estimado por Castro *et alli*(1998), mas menor do que o encontrado em Portugal(1993c). Este resultado reflete que pouco do desequilíbrio de curto prazo é corrigido a cada período.

---

seis diferentes formulações por mínimos quadrados ordinários. Portugal(1993c) também considerou a variável utilização da capacidade nas estimativas de longo prazo, encontrando o valor 2,307.

<sup>38</sup> Ou seja,  $Qm = 8,83 + 0,94PIB - 1,695et$ . Castro *et alli*(1998) encontraram 2 vetores de cointegração.

<sup>39</sup> Os resultados podem ser vistos nas Tabelas A.8 a A.12 em anexo.

Tabela 4. – Elasticidades estimadas em outros trabalhos

	<i>Constante</i>	<i>PIB</i>	<i>Câmbio real</i>	<i>Vec<sub>t-1</sub></i>
Portugal (1993c)		2,149	-0,332	-0,337
Castro <i>et alli</i> (1998)	0,95	2,030	-0,450	-0,150

Fonte: Portugal (1993c) e Castro *et alli* (1998).

### 3.1.2. Um modelo MS-VEC

A formulação não-linear passa pela escolha de um modelo que possa se adaptar da melhor forma possível à mudança de regime nos dados. Para tanto, são inicialmente estimados modelos gerais que permitem mudanças de regime na média, intercepto e variância, considerando três e dois regimes para, então, a partir do critério de Akaike, Hanna-Quinn (HQ) e Schwarz (SC), além do teste de razão de verossimilhança, selecionar a forma específica e o número de regimes apropriado.

De acordo com os resultados na Tabela A.15 no anexo, pelos critérios de comparação HQ e SC, seleciona-se o modelo com dois regimes e zero lag, resultado também encontrado pelo teste de razão de verossimilhança com  $\chi^2_{(10)} = [0,0063]$ . Devido à imprecisão das estimativas do modelo geral<sup>40</sup>, foram testadas diversas formulações restritas, tanto com três e dois regimes quanto com um e zero lag, e seus resultados estão nas Tabelas A.16 e A.17 em anexo.

A comparação entre diversas formas funcionais com dois regimes e um lag e o modelo geral fica prejudicada por não ter sido possível estimar o modelo MSIAH(2)-VEC(1). Na relação entre as formulações com zero lag, o modelo selecionado é dado por MSIH(2)-VEC(0). Para o modelo com três regimes, os critérios de comparação selecionam o modelo MSIH(3)-VEC(1) entre todas as formulações com um lag, e o modelo MSI(3)-VEC(0) é selecionado entre as que apresentam zero lag.

No modelo com dois regimes, o coeficiente de intercepto do regime dois e a elasticidade da utilização da capacidade instalada mostraram-se insignificantes, como pode ser visto na Tabela A.19 em anexo, ao passo que no modelo com três regimes apenas o coeficiente relacionado com o intercepto (no terceiro regime) é insignificante. Foi também calculado o erro quadrado médio, e seu valor é próximo entre o modelo com dois e três

<sup>40</sup> Os modelos MSIAH(3)-VEC(2) e MSIAH(2)-VEC(1) não convergiram.

regimes. Já o teste de razão de verossimilhança, feito para testar a restrição do modelo de três para dois regimes, rejeita a hipótese  $H_0$  com  $\chi^2_{(4)} = [0,1967]$ . Portanto, a formulação não-linear do modelo VEC mais apropriada parece ser a MSI(3)-VEC(0), descrita na equação 2.3 e cujas elasticidades estão descritas na Tabela 5.

$$\Delta qm_t = v(s_t) + B_1 \Delta PIB_t + C_1 \Delta UCI_t + D_1 \Delta e_t + \alpha vec_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

com  $s_t=1,2,3$  e  $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma)$ .

A elasticidade-renda tem valor elevado comparativamente às estimativas lineares para dados anuais feitas anteriormente, mas seu sinal é tal como esperado. Já a elasticidade-preço tem valor próximo ao encontrado nos modelos lineares. Por outro lado, o sinal negativo do coeficiente da utilização da capacidade instalada reflete uma relação não esperada. Os três valores das constantes para cada regime mostram a diferença de nível que existe entre as importações em cada um deles.

Tabela 5. – Resultados da estimação de máxima verossimilhança para MSI(3)-VEC(0)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio Padrão</i>
Constante <sub>1</sub>	-0,418	0,043
Constante <sub>2</sub>	-0,250	0,026
Constante <sub>3</sub>	0,023	0,022
$\Delta PIB$	4,704	0,418
$\Delta U12a$	-1,623	0,411
$\Delta e_t$	-0,522	0,054
$vec_{t-1}$	-0,335	0,044

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

O regime um descreve os momentos de ajuste do setor externo possuindo uma característica mais temporária do que os outros regimes, sendo aqui denominado de abertura moderada. O regime dois representa os períodos de fechamento da economia brasileira e, o regime três, os momentos de abertura comercial mais consistente. A Tabela

6. mostra as diferentes datas para cada um destes regimes, e nos gráficos a seguir de 9 a 11 estão as respectivas probabilidades alisadas.

Tabela 6.- Datas de cada regime

<i>Regime 1</i>	<i>Regime 2</i>	<i>Regime 3</i>
<i>Abertura moderada</i>	<i>Fechamento da economia</i>	<i>Abertura Consistente</i>
1948-1950	1955-1967	1951
1952-1953	1975-1989	1954
1968-1973		1974
		1990-2002

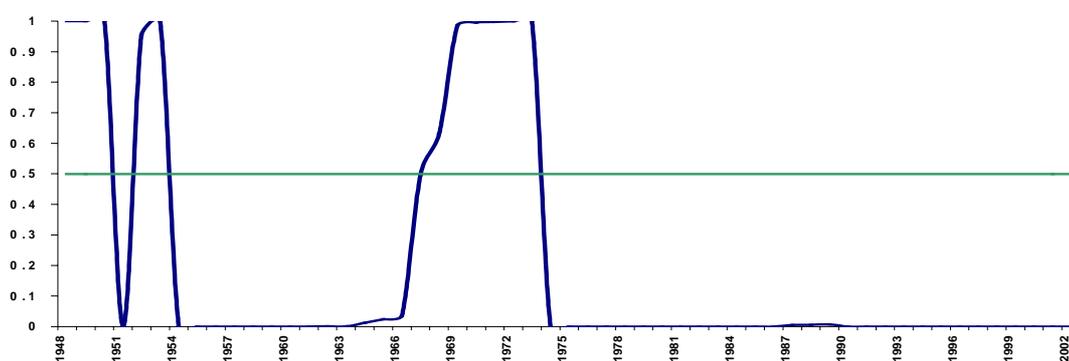
Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Vale aqui ressaltar a estreita relação que existe entre a determinação destes regimes e os momentos de fechamento e abertura da economia brasileira para o comércio internacional. Apesar dos controles sobre as importações e do câmbio na segunda metade da década de 40, pode-se dizer que, de certa forma, a economia brasileira estava sob um regime de abertura moderada (regime 1). Esta situação perdurou até meados da década de 50, quando, então, a adoção de um sistema de taxas de câmbio múltiplas restringiu ainda mais as importações e estimulou as exportações.

O Plano de Metas, implementado ao final da década de 50, tinha como objetivo promover uma substituição de importações, principalmente de bens de capital. A indicação, pelo modelo de mudança de regime, de que nos anos de 1955 a 1967 a economia brasileira está sob o regime dois coincide com este período da história econômica. Vale ressaltar que, em 1961, iniciou-se um processo de conversão para uma taxa de câmbio única e livre e foi promovida uma desvalorização de 100% da moeda na época.

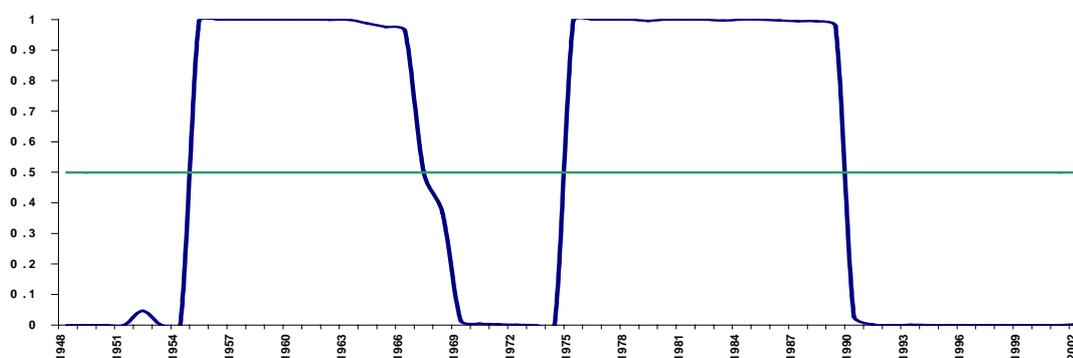
Já entre os anos de 1968 e 1973, o modelo markoviano sinaliza que a economia brasileira encontrava-se sob um regime de abertura moderada (regime 1). Novamente, este resultado coincide com a política de comércio exterior vigente no momento, quando mudou-se de uma estratégia de substituição de importação para uma de incentivo às exportações. (ver Portugal(1994)).

Gráfico 9 - Probabilidade do regime 1 – abertura moderada



O primeiro choque do petróleo representou uma grande mudança de preços relativos para a economia brasileira, e a rápida deterioração das contas externas obrigou o governo a promover um ajuste macroeconômico. Portanto, é de se esperar que os anos de 1973 e 1974 representem uma ruptura nas variáveis econômicas aqui envolvidas e, como pode ser visto, o modelo estimado indica o período de 1975-1989 como de fechamento da economia (regime 2).

Gráfico 10 - Probabilidade do regime 2 – fechamento da economia



De fato, em 1974, o governo Geisel, dentro do II PND, iniciou um processo de substituição de importações com vistas a promover o ajuste do setor externo, restringindo as importações, elevando tarifas e implementando a obrigatoriedade de depósito prévio,

política esta que contribuiu para o aumento das exportações e a redução das importações, (ver Velloso(1998))<sup>41</sup>.

O final da década de 80 e início da de 90 é caracterizado pela abertura comercial da economia brasileira com a diminuição de tarifas nominais e o fim de barreiras não-tarifárias. Este processo foi consolidado com o Plano Real e o modelo de mudança de regime consegue claramente associar este período a uma abertura comercial mais consistente (regime 3). Porém, o modelo markoviano também relaciona os anos de 1951, 1954 e 1974 a este regime. Vale ressaltar que esta súbita passagem do regime um para o três nestes anos pode estar associada ao comportamento das variáveis dependentes na equação do mecanismo de correção de erros.

No início de 1951, a política de comércio exterior adotada pelo segundo governo de Getúlio Vargas era de uma taxa de câmbio fixa e sobrevalorizada, mantendo-se ainda restrições às importações. Porém, neste ano ocorreu uma forte liberalização das licenças para importar devido ao receio de que a guerra da Coreia se disseminasse para outros países e resultasse em novo desabastecimento do mercado doméstico, a exemplo do que ocorreu durante a Segunda Guerra Mundial.

Portanto, a indicação de que no ano de 1951 a economia brasileira estivesse sob um regime de abertura consistente tem uma relação direta com o aumento da quantidade importada naquele ano, não devendo ser vista como uma política de abertura comercial definitiva. De fato, o agravamento da situação do balanço de pagamentos ao final de 1951 forçou o governo a aumentar novamente o controle da quantidade importada.

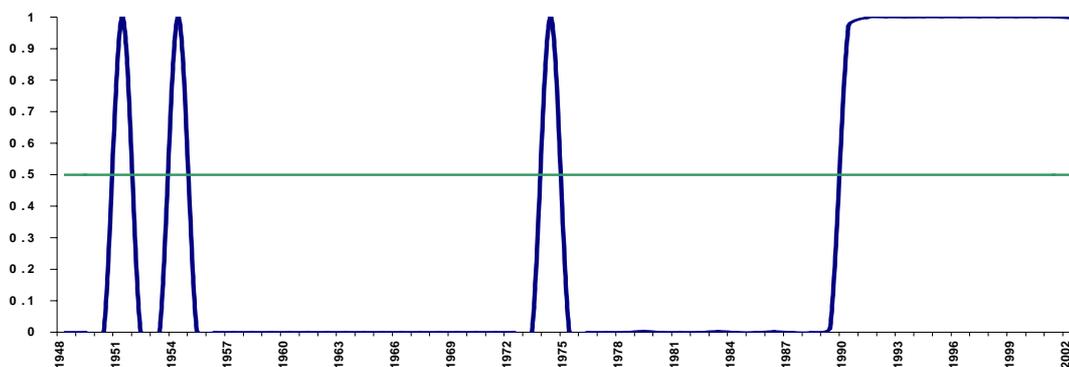
Já durante o ano de 1954, o controle das importações passou a se dar via preço, com a existência de taxas cambiais múltiplas implementadas a partir da instrução 70 da Sumoc. É importante ressaltar que esta instrução também extinguiu o controle quantitativo das importações. Em certa medida, esta política explica a indicação de uma abertura comercial mais consistente para o ano de 1954. Porém, os desdobramentos econômicos e políticos dos anos seguintes mostraram que o país ainda não estava pronto para consolidar uma abertura comercial mais ampla.

---

<sup>41</sup> Portugal(1993c) encontrou que a elasticidade-renda das importações apresentou instabilidade. O autor associou estes movimentos aos efeitos das substituições de importações do Plano de Metas (1955-1965) e II PND (1974-1982) e ao período de liberalização do comércio (1966-1974).

Portugal(1993c) encontrou que, para a elasticidade da utilização da capacidade instalada, o único ano que representa uma quebra é 1974, tendo o autor associado este movimento ao excessivo aquecimento da economia neste ano e, dado que o intervalo de oscilação desta variável é limitado, então não há outra possibilidade que não a sua queda no momento seguinte. Assim, quando a economia está em plena utilização, esta variável perde a importância, o que torna a relação entre a utilização da capacidade instalada e a quantidade importada não-linear. Assim, o fato de o modelo markoviano associar este ano ao regime de abertura consistente e, nos anos seguintes, ao regime de fechamento, pode estar relacionado ao comportamento da utilização da capacidade instalada nestes anos.

Gráfico 11 - Probabilidade do regime 3 – abertura consistente



Foi também tentada a formulação MSI(3)-VEC(0) com uma variável *dummy* com valor 1 em 1951, 1954 e 1974 e zero nos demais anos. Porém, seus resultados não foram satisfatórios devido à sua não convergência. Além do mais, o modelo markoviano sem o uso de *dummies* é mais elegante e informativo, tendo conseguido aqui representar as diferentes características da política de comércio exterior brasileira.

A matriz de transição entre os regimes estimada mostrada a seguir, revela uma maior persistência para o regime 2, ou seja, de fechamento da economia, com uma duração média de 13 anos. Na verdade, são apenas dois longos períodos de redução do grau de abertura da economia. Outro ponto a destacar é a probabilidade quase nula de transição entre um regime de abertura para um de fechamento da economia, que é dado por  $P_{12}$ .

Ou seja, uma vez que se atinge o processo de abertura da economia, há pouca probabilidade de este ser rapidamente revertido. Na verdade, o que se verifica é que, dada a

necessidade conjuntural, existe uma probabilidade um pouco maior de se passar de uma situação de abertura econômica para um processo de ajuste do setor externo, regime um, probabilidade esta caracterizada por  $P_{13}$  e cujo valor é 0,253.

$$P = \begin{bmatrix} 0,747 & 0,000 & 0,253 \\ 0,039 & 0,925 & 0,036 \\ 0,068 & 0,137 & 0,795 \end{bmatrix}$$

É importante destacar que o processo de abertura da economia brasileira ainda é recente e sua duração estimada pelo modelo aqui utilizado é de quase 5 anos. Além disso, este baixo valor está muito associado aos curtos períodos em que foi possível caracterizar o regime três, como em 1951, 1954 e 1974. Mas, como foi possível constatar pelos resultados, nos últimos doze anos parece que tem ocorrido uma consolidação da abertura da economia brasileira.

	<i>Probabilidade ergódica</i>	<i>Duração dos regimes</i>	<i>Observações</i>
Regime 1	0,163	3,95	11,1
Regime 2	0,539	13,29	27,9
Regime 3	0,297	4,89	16,0

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

### 3.2. Resultados estatísticos com dados trimestrais

Da mesma forma que na seção anterior, utilizamos o índice de *quantum* importado como variável dependente e, como variáveis independentes, a utilização da capacidade instalada, a taxa de câmbio real e o PIB real para medir o nível de atividade econômica interna. Vale ressaltar que aqui também foi testada a eficácia da produção industrial como variável de medida da atividade econômica, porém seus resultados não foram satisfatórios.

O período amostral é do primeiro trimestre de 1978 até o segundo trimestre de 2002, que perfaz um total de 98 observações. O comportamento de cada variável pode ser visto nos Gráficos<sup>42</sup> de 12 a 15.

Gráfico 12 Evolução do PIB Brasileiro

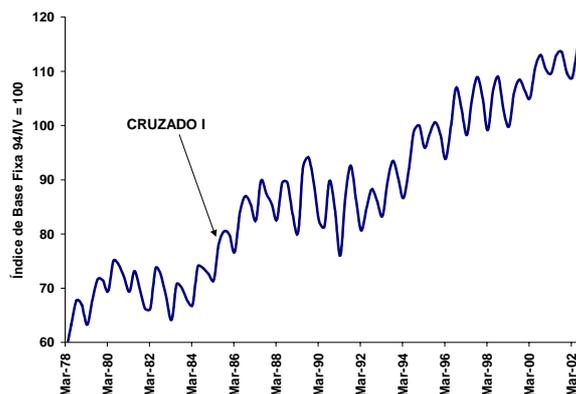


Gráfico 13 Taxa de câmbio real

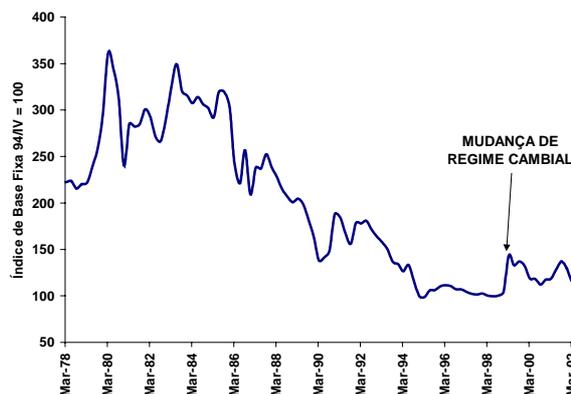


Gráfico 14 *Quantum* importado

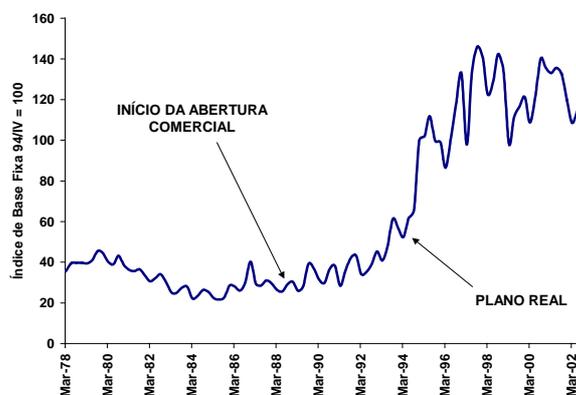
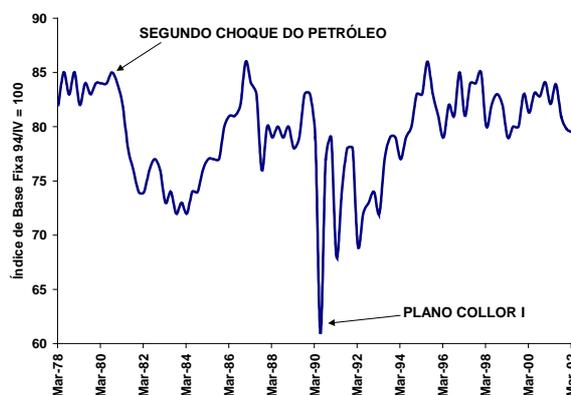


Gráfico 15 Utilização da capacidade instalada



A inspeção gráfica dos dados indica que os mesmos não aparentam ser estacionários. Além do mais, o fato de a economia brasileira ter passado por diversos choques sugere uma mudança estrutural nos coeficientes da equação de demanda por importações totais. Esta instabilidade nos parâmetros já foi investigada em Silva (1990), Portugal (1992) e Ferreira (1994), que encontraram instabilidade dos parâmetros em 1981:IV. Já Castro *et alli*(1998) e

<sup>42</sup> A origem dos dados primários é mensal, tendo sido estes trimestralizados a partir da média aritmética. Os resultados desta seção, bem como da anterior, foram obtidos a partir de rotinas disponíveis na internet para o

Resende(1997a e 1997b) encontraram uma quebra estrutural nesta equação para 1981:I, justificada pela complementação dos ciclos de investimentos feitos na economia brasileira, principalmente na indústria de bens de capital.

Azevedo *et alli*(1998) encontraram mudança nos coeficientes do PIB e da utilização da capacidade instalada<sup>43</sup> em 1990:I, e Resende(2000) identificou uma ruptura nos parâmetros em 1990:I e 1994:IV. Silva(2002) e Silva *et alli*(2001) realizaram testes de linearidade para a demanda de importações e concluíram pela rejeição da hipótese nula de linearidade, além de identificar 1989:IV e 1994:III como as datas de mudança estrutural mais significativa.

### 3.2.1. Modelo linear

O primeiro passo é determinar a ordem de integração das variáveis. Os resultados dos testes de raiz unitária encontram-se na Tabela B.1 em anexo. Como pode ser visto, não é possível rejeitar a hipótese  $H_0$  de existência de raiz unitária quando as variáveis são medidas em nível, porém em diferenças elas tornam-se estacionárias<sup>44</sup>. Além deste, também é feito o teste de raiz unitária sazonal de Hylleberg *et alli* (1990), e seus resultados, mostrados na Tabela B.2 em anexo, revelam que, na frequência zero, para os testes  $t:\pi_1$ , as séries são não-estacionárias, ou seja,  $y_t \sim I_0(1)$ , tal como verificado no teste ADF. Porém, para o teste bi-anual,  $t:\pi_2$ , é possível concluir que todas as séries são estacionárias, ou seja,  $y_t \sim I_{1/2}(0)$ , o mesmo ocorrendo para a frequência anual  $t:\pi_3$ , onde tem-se que todas as séries são estacionárias. Por outro lado, os resultados indicam que todas as séries, à exceção do PIB, são  $y_t \sim I_{1/4}(1)$ , e, quando a regressão auxiliar possui uma sazonalidade determinística, os resultados são ambíguos para  $\pi_4=0$  e  $\pi_3 \cap \pi_4=0$ . Desta forma, pode-se concluir pela não existência de raiz unitária sazonal<sup>45</sup>.

É importante destacar que a não rejeição da hipótese de raiz unitária na frequência zero nas séries em questão pode estar relacionada com as possíveis quebras estruturais causadas principalmente pelos planos de estabilização e pelos períodos de forte desvalorização

---

Gauss 3.2 e Ox 3.0.

<sup>43</sup> Estes autores utilizaram tanto o PIB quanto a produção industrial para medirem a elasticidade-renda, encontrando melhores resultados com o PIB.

<sup>44</sup> Para testar a raiz unitária na utilização da capacidade, foi feita a seguinte transformação:  $\log(uci/(100 - uci))$ .

<sup>45</sup> Portugal(1992) encontrou raiz unitária sazonal na série do PIB e da utilização da capacidade instalada.

cambial que atingiram a economia brasileira nos últimos anos<sup>46</sup>. Desta forma, o teste de Perron(1997) parece ser o mais indicado e seus resultados encontram-se na Tabela B.3 em anexo.

De acordo com as estimativas, os três métodos utilizados não rejeitam a hipótese de raiz unitária na frequência zero, mesmo na presença de quebra estrutural. Outro ponto a destacar é a identificação do momento desta quebra, que é distinto entre as séries, em especial 1992:IV para o *quantum* importado e a utilização da capacidade instalada: 1989:III para o PIB e a produção industrial, e 1998:III para a taxa de câmbio real<sup>47</sup>.

A seleção do lag do VAR é feita a partir dos critérios de informação de Akaike e Schwarz, tendo ambos indicado a ordem  $p=1$  para uma aproximação VAR do sistema. Vale ressaltar que, sendo adotado que o verdadeiro modelo está sujeito à mudança de regime, então qualquer ordem do VAR finito é somente uma aproximação (Krolzig 1997b p.314). O teste de causalidade feito com um lag, cujos resultados estão na Tabela B.6 em anexo, mostra que o *quantum* importado, o PIB e a produção industrial não apresentam relação, e existe bi-causalidade entre a taxa de câmbio e todas as demais variáveis.

Tabela 7 – Elasticidades de longo prazo  
Estimativa por mínimos quadrados ordinários

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>
PIB	0,821	0,309
Uci	2,622	0,508
e	-0,910	0,130
Constante	-6,470	2,810

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Aqui será utilizado um modelo de equação única de acordo com as hipóteses descritas na introdução. A regressão de cointegração, feita a partir dos mínimos quadrados

<sup>46</sup> Ferreira(1994) usa variáveis *dummy* para verificar instabilidade nos parâmetros da equação de demanda por importações. Resende(1997) usa uma *dummy* em 1986-IV para filtrar uma possível demanda especulativa por importações de bens de capital. Resende(2000) utiliza *dummies* em 1986:IV, 1989:I e 1994:III para corrigir quebras estruturais nos parâmetros da equação de demanda e Azevedo *et alli* (1998), em 1990:I, para o PIB e a utilização da capacidade instalada.

ordinários, produziu resultados para os coeficientes de preço, renda e utilização da capacidade com sinais e magnitude condizentes ao que foi encontrado na literatura, como pode ser visto nas Tabelas 7 e 8.

A seguir é feita a análise de Johansen(1988) para sistemas lineares cointegrados para o modelo VAR(1), e seus resultados estão apresentados na Tabela B.7 em anexo<sup>48</sup>. Os testes revelam a existência de apenas um vetor de cointegração, sendo que este, normalizado para  $Qm$ , é dado por<sup>49</sup>:

$$\beta = (1 \quad 5,833 \quad -3,514 \quad 4,150 \quad -36,11c)$$

Tabela 8 – Elasticidade de demanda por importações totais encontradas em outros trabalhos (trimestral)

	<i>Elasticidade renda</i>	<i>Elasticidade preço</i>	<i>Capacidade instalada*</i>	<i>Tendência</i>	<i>Período</i>
Zini Jr.(1988)	3,28	-0,460	3,310	-	1970 – 1986
Fachada(1990)	1,186	-0,376	1,563	-	1976/II-1988/IV
Silva(1990)	1,186	-0,376	1,563	-0,0095	1976/II-1988/IV
Portugal(1992)	0,344	-0,910	3,865	-	1976/I-1988/IV
Ferreira(1994)	-0,212	-1,323	2,210	-	1981/IV-1989/IV
Azevedo <i>et alli</i> (1998)	2,106	-0,576	2,541	-	1980/I-1994/IV
Resende(1997b)	-0,89	-0,007	0,75	-	1974/II-1988/IV
Resende(2000)	3,310	-1,39	-	-	1978/I-1998/IV
Silva(2002)**	1,277	-1,175	0,290	-	1994/III-1999/IV

Nota: \* Em Resende(2000) esta variável não foi estatisticamente significativa. \*\*As outras elasticidades renda, preço e da capacidade instalada encontradas pelo autor são: -0,006, -0,275 e 0,05 para o período 1978/I-1989/III e de 0,179, -0,905 e 0,04 para o período 1984/IV e 1994/II. Fonte: dos respectivos autores.

<sup>47</sup> Vale lembrar que no teste proposto por Perron (1997), a data da possível mudança estrutural não é fixada *a priori*, sendo considerada desconhecida.

<sup>48</sup> Os resultados rejeitam o teste de cointegração na equação  $\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta y_{t-1} + \nu)$ , ou seja, considera a presença do termo intercepto.

<sup>49</sup> Ou seja,  $Qm = 36,11 - 5,833PIB + 3,514Uci - 4,150e$

Para determinar a dinâmica de curto prazo, é estimado um mecanismo de correção de erros, e seus resultados finais estão na Tabela 9 a seguir. À exceção da constante, todos os coeficientes foram significativos. O único resultado diferente do esperado foi a elasticidade-renda para um período defasado, que teve sinal negativo. No caso da elasticidade-preço, nota-se que menos da metade do ajustamento ocorre nos dois primeiros trimestres<sup>50</sup>. Por outro lado, nota-se um forte impacto do nível da utilização da capacidade.

Tabela 9 – Resultado da estimação

Modelo linear VEC(1)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>
Constante	0,0106	(0,009)
$\Delta qm_{t-1}$	-0,3286	(0,103)
$\Delta PIB$	1,0241	(0,241)
$\Delta PIB_{t-1}$	-0,7184	(0,216)
$\Delta Uci$	0,9767	(0,235)
$\Delta Uci_{t-1}$	0,8964	(0,230)
$\Delta e$	-0,227	(0,102)
$\Delta e_{t-1}$	-0,2069	(0,105)
$vec_{t-1}$	-0,1240	(0,034)

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

O coeficiente de correção de erros é  $-0,124$ , abaixo do encontrado em trabalhos anteriores, como pode ser visto na Tabela 10 a seguir, porém de mesmo sinal. Isto significa que apenas uma pequena parte do desequilíbrio de curto prazo é corrigida a cada período.

Apesar de as estimativas lineares dominarem a modelagem empírica de séries de tempo na literatura brasileira, não há razão, *a priori*, para presumir que a verdadeira estrutura dinâmica dos dados é linear. Vale ressaltar que a hipótese de linearidade implica em adotar que as variáveis do modelo são invariantes com o tamanho e o sinal dos choques e os parâmetros são invariantes no tempo.

<sup>50</sup> Em Portugal(1992) a elasticidade-preço encontrada foi de  $-0,476$  para o primeiro trimestre.

Tabela 10 – Coeficiente do vetor de correção de erros encontrado em outros trabalhos

	<i>Portugal (1992)</i>	<i>Azevedo et alli (1998)</i>	<i>Resende (1997b)</i>	<i>Resende (2000)</i>
Vce <sub>t-1</sub>	-0,182	-0,459	0,593	-0,735

Fonte: Respectivos autores

Assim, para testar a não-linearidade das séries aqui utilizadas, foi implementado o teste de linearidade de Hansen(1999), e seus resultados encontram-se na tabela B.8 em anexo<sup>51</sup>. Pode ser visto que quando o teste é feito entre os modelos com um regime, SETAR(1), e com dois regimes, SETAR(2), conclui-se pela rejeição da hipótese nula, ou seja, aceita-se a hipótese de não linearidade em todas as séries, resultado semelhante encontrado quando testa-se um regime contra três. Porém, o teste feito entre dois regimes e três regimes sinaliza a aceitação da hipótese nula. Sendo assim, conclui-se que os dados aqui utilizados possuem uma estrutura não-linear, e que podem ser representados por dois regimes.

### 3.2.2. Um modelo MS-VEC

Os resultados de cointegração encontrados na seção anterior são agora utilizados para determinar o mecanismo de correção de erros em um modelo com mudança de regime. O procedimento utilizado para selecionar a melhor formulação não-linear dos dados foi partir de um modelo geral para um específico. Assim, são estimadas formulações com três e dois regimes considerando mudanças tanto no intercepto, na média e também nestes e na variância de forma conjunta. Os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hanna-Quinn, bem como o teste de razão de verossimilhança, tal como feito na seção anterior, são utilizados para selecionar o número de regimes<sup>52</sup>.

A Tabela B.9 em anexo mostra os critérios de informação para o modelo geral com um e dois lags e dois e três regimes, de onde pode ser visto que aqueles selecionam o modelo com um lag, tal qual no modelo linear, porém são imprecisos na seleção do número

<sup>51</sup> O teste de linearidade de Hansen(1999) nos modelos SETAR é um teste de hipótese nula de SETAR(1) contra a alternativa de SETAR( $m$ ), onde  $m$  é o número de regimes e com  $m > 1$ .

de regimes. O teste de razão de verossimilhança foi feito entre três e dois regimes encontrando-se  $\chi^2_{(14)}=46 [0,000]$ , ou seja, é aceita a restrição. Desta forma, o modelo geral escolhido tem um lag e dois regimes, onde o regime um é caracterizado por queda das importações e o regime dois por crescimento.

O próximo passo é a seleção da forma funcional. A Tabela B.10 em anexo mostra os critérios de informação para quatro formulações diferentes, onde todas selecionam o modelo geral, resultado também confirmado pelo teste de razão de verossimilhança. Assim, o modelo final escolhido é o MSIAH(2)-VEC(1):

$$\Delta qm_t = v(s_t) + A_1(s_t)\Delta qm_{t-1} + \sum_{i=0}^1 B_i(s_t)\Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^1 C_i(s_t)\Delta Uci_{t-i} + \sum_{i=0}^1 D_i(s_t)\Delta e_{t-i} + \alpha vec_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

com  $s_t=1,2$  e  $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ , onde os parâmetros estimados são mostrados na Tabela 11. Um teste de razão de verossimilhança do modelo VEC(1) linear contra o modelo MSIAH(2)-VEC(1) ( $LR_{(10)}=50,81$ ) rejeita fortemente a hipótese de linearidade, da mesma forma que os critérios de comparação indicam o modelo não-linear.

Por fim, outras evidências em favor do modelo não-linear são a grande diferença entre os parâmetros estimados para os dois regimes e o fato de que, para o modelo linear, os resíduos são normais  $\chi^2_{(2)}=1,039[0,594]$ , não correlacionados  $\chi^2_{(7)}=14,62[0,04]$  e homoscedásticos  $\chi^2_{(16)}=14,94[0,528]$ .

Como pode ser visto na Tabela 11, apenas alguns parâmetros não são significativos:  $\Delta qm_{t-1}$  e  $vec_{t-1}$  no regime um, e a constante (tal como no modelo linear), além de  $\Delta PIB$ ,  $\Delta Uci_{t-1}$  e  $\Delta e_{t-1}$  no regime dois.

A elasticidade-renda é positiva nos dois regimes, tal como esperado, e maior a partir de um trimestre, o que significa que quando há um crescimento na atividade econômica há um aumento das importações, qualquer que seja o regime em que se encontra a economia.

---

<sup>52</sup> Ang *et alli*(1998) utilizam um teste de razão de verossimilhança para selecionar entre dois modelos com número de regimes diferentes a partir de uma distribuição assintótica aproximada por uma distribuição qui-

Tabela 11 – Resultados da estimação de máxima verossimilhança para MSIAH(2)-VEC(1)

<i>Variável</i>	<i>Regime</i>	
	<i>1</i>	<i>2</i>
	<i>Queda das importações</i>	<i>Crescimento das importações</i>
Constante	-0,03(0,006)	0,0088(0,015)
$\Delta qm_{t-1}$	0,084(0,093)	-0,302(0,224)
$\Delta PIB$	1,146(0,165)	0,08(0,374)
$\Delta PIB_{t-1}$	1,317(0,193)	1,171(0,298)
$\Delta Uci$	-0,140(0,102)	2,616(0,668)
$\Delta Uci_{t-1}$	-0,708(0,116)	-0,100(0,392)
$\Delta e$	0,122(0,076)	-0,424(0,128)
$\Delta e_{t-1}$	-0,219(0,077)	0,126(0,195)
$vec_{t-1}$	-0,0056(0,019)	-0,096(0,061)
$\sigma$	0,0257	0,0747

Nota: Em parênteses estão os desvios-padrão. Fonte: Cálculos feitos pelo autor

A elasticidade do componente cíclico tem sinal negativo no regime um, resultado diferente do esperado e que também foi encontrado na seção anterior, quando se considerou dados anuais. Porém, no regime de elevadas compras externas (regime dois), este coeficiente é positivo, tal como esperado, e de magnitude próxima ao encontrado nos modelos lineares.

A elasticidade-preço tem sinal positivo e de valor pequeno no regime um e primeiro trimestre, porém, a partir do segundo trimestre, este sinal torna-se negativo, revelando que uma desvalorização cambial promoverá uma redução nas importações com um trimestre de defasagem. É interessante notar que este impacto é mais significativo quando se está sob um regime de aumento das compras externas (regime dois), onde o seu valor, no primeiro trimestre, é próximo ao encontrado nos modelos lineares. Ou seja, na medida em que as importações estão aumentando, a necessidade de ajuste externo é maior neste regime, e a

---

quadrada.

mudança na taxa de câmbio produz efeitos mais imediatos. Por fim, tem-se o coeficiente de correção de erros, que não se mostra significativo no regime um.

Tabela 12 – Datas de cada regime

<i>Regime 1</i>	<i>Regime 2</i>
<i>Queda das importações</i>	<i>Crescimento das importações</i>
79:III – 79:III	78:III – 79:II
80:I – 83:II	79:IV – 79:IV
84:II – 85:I	83:III – 84:I
87:II – 88:II	85:II – 87:I
89:IV – 90:III	88:III – 89:III
91:III – 92:II	90:IV – 91:II
97:III – 98:IV	92:III – 97:II
01:II – 02:II	99:I – 01:I

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Cabe salientar que, apesar do sinal esperado, a velocidade da correção de erros do regime dois é bem menor do que a encontrada em estimativas lineares, mas próxima à estimada no modelo linear desta seção. As probabilidades de cada regime estão especificadas no Gráfico 16 e 17, e a Tabela 12 mostra as datas de cada regime.

Gráfico 16 - Probabilidade regime 1 –  
queda das importações

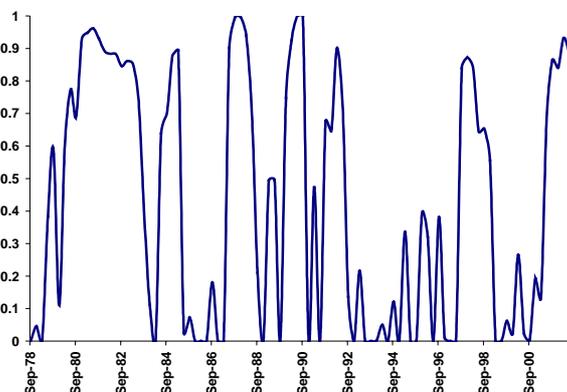
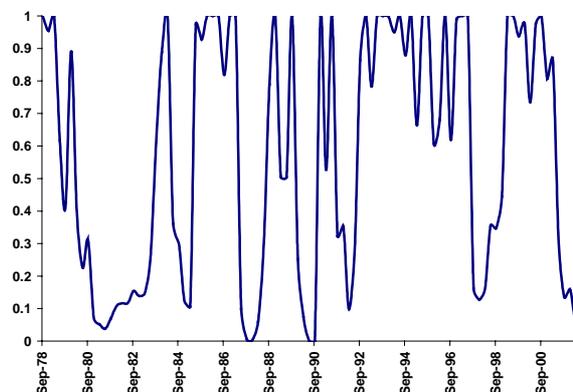


Gráfico 17 - Probabilidade regime 2 –  
crescimento das importações



A matriz de transição, mostrada a seguir, revela que os dois regimes  $P_{11}$  e  $P_{22}$  são persistentes, com uma estimativa de duração do período de redução das importações em torno de dez meses, e de aumento destas de pouco mais de um ano.

$$P = \begin{bmatrix} 0,7097 & 0,2903 \\ 0,2209 & 0,7791 \end{bmatrix}$$

O período estimado de maior permanência no regime um foi no início da década de 80, logo após o segundo choque do petróleo, onde foi verificada uma queda da atividade econômica internacional e nacional. O período estimado de maior expansão nas importações foi entre 1992:III e 1997:II, logo após a intensificação do processo de abertura da economia, abrangendo também o início do Plano Real, quando ocorreu uma forte valorização da taxa de câmbio real. Um outro intervalo de permanência no crescimento das importações (regime dois), captado pelo modelo, vai de 99:I a 01:I, logo após a mudança de regime cambial.

	<i>Probabilidade Ergódica</i>	<i>Duração dos regimes</i>	<i>Observações</i>
Regime 1	0,432	3,44	40,9
Regime 2	0,568	4,53	55,1

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

### 3.3.Considerações finais

Neste capítulo foram estimados mecanismos de correção de erros lineares e não-lineares para a demanda por importações brasileira com dados anuais e trimestrais. No caso dos dados anuais, os resultados mostram que o modelo markoviano com três regimes consegue descrever as diferentes políticas de comércio exterior que foram implementadas na economia brasileira desde 1947. O regime caracterizado como de fechamento da economia indicou os intervalos de 1955-1967 e 1975-1989, momentos estes que são coincidentes com a política de substituição de importações do período.

O regime denominado de abertura consistente da economia coincide com a política de abertura comercial implementada a partir de 1990 com a redução das alíquotas de tributação, eliminação de barreiras tarifárias e não-tarifárias. Este período estende-se até o final da amostra, que é o ano de 2002. O último regime estimado pode ser relacionado a um grau de abertura intermediário, onde verifica-se uma certa liberalização das importações, porém de forma não consistente. Este regime está associado aos anos de 1968 a 1973.

É importante destacar que o modelo de mudança de regime representa muito bem os períodos de substituição de importação e abertura da economia indicados na literatura econômica. Assim, conclui-se que a sua aplicação com dados anuais pode ser visto como representativa de um ajuste estrutural do comércio exterior do Brasil, obtendo-se resultados satisfatórios.

Ao contrário dos dados anuais, a aplicação do modelo a dados trimestrais tem como objetivo descrever um comportamento muito mais conjuntural da demanda por importações. Neste sentido, o modelo markoviano seleciona uma formulação com dois regimes, aqui denominados de crescimento e redução das importações. Os resultados encontrados se adaptam bem tanto aos períodos de maior controle das importações totais, onde estas apresentaram uma queda, quanto para os momentos em que estas foram liberadas.

Os dois regimes apresentaram alta persistência, porém esta é maior no regime dois (crescimento das importações), o que mostra a dificuldade que existe quando o país necessita fazer um ajuste externo e, desta forma, passar rapidamente do regime dois para o regime um, denominado de baixas importações. Vale ressaltar que a matriz de transição estimada mostra uma maior probabilidade de se passar de uma situação de baixas importações para uma de altas importações  $P_{12}$  do que o inverso.

Portanto, pode-se concluir que a aplicação do modelo de mudança de regime markoviano à demanda por importações com dados trimestrais também mostrou resultados satisfatórios, conseguindo descrever os movimentos de ajuste conjuntural do comércio exterior brasileiro nas últimas décadas.

#### 4. CICLO DOS NEGÓCIOS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS

A economia brasileira nas duas últimas décadas passou por profundas transformações. O país alternou de uma situação na qual tinha-se uma elevada taxa de inflação, pequena abertura comercial, câmbio excessivamente controlado, déficits fiscais constantes e forte presença do estado no setor produtivo nos anos 80 para um cenário, no início do século XXI, no qual a economia tem uma maior abertura comercial, menores índices de preços em um sistema de metas de inflação, uma taxa de câmbio flutuante, além de melhor coordenação de políticas monetária e fiscal.

Durante este período a economia brasileira atravessou vários momentos conturbados no cenário internacional, como as crises financeiras do México em 1994, da Ásia em 1997, da Rússia em 1998 e da Argentina em 2001. No cenário interno destaca-se a crise da dívida do início dos anos 80, os diversos planos econômicos (Cruzado I e II, Verão I e II, Collor I e II e o Plano Real) e a mudança de regime cambial em 1999.

Durante este período duas ações de natureza macroeconômica produziram impacto significativo não apenas na estruturação da indústria nacional, mas também na sua alocação espacial. Em primeiro lugar a intenção do governo federal em promover uma maior abertura comercial a partir de 1988 e início dos anos 90 contribuiu para aumentar as importações principalmente de bens intermediários, acirrando a concorrência em alguns setores importantes da indústria nacional. Para uma análise sobre o processo de modificação da matriz produtiva do país, ver Pinheiro e Almeida(1995), sobre as políticas de comércio exterior ver Portugal(1994), e sobre a política industrial implementada no início da década de 90 ver Guimarães(1996).

O segundo ponto a destacar é o processo de desconcentração industrial na economia brasileira tanto em termos de valor adicionado quanto de emprego, que foi bastante intenso até meados da década de 80 e posteriormente na segunda metade da década de 90. Vale destacar que a intensificação da guerra fiscal entre os estados da federação contribuiu para a decisão de alocação de novos investimentos por parte das empresas em regiões mais

afastadas dos grandes centros, tendo como consequência um movimento de realocação espacial de alguns gêneros industriais (ver Pacheco(1999)).

Neste sentido, espera-se que ao longo destes últimos vinte anos as várias quebras estruturais verificadas nas séries macroeconômicas no Brasil resultem em uma instabilidade nos parâmetros, o que as torna um bom experimento para os diversos modelos econométricos que se propõem a explicar o comportamento destas variáveis, em especial os ciclos econômicos.

Nos últimos anos intensificou-se na teoria econômica a pesquisa sobre a existência ou não de uma relação dinâmica entre as variáveis de política econômica. Neste sentido, a idéia de comovimento, como fenômeno essencialmente macroeconômico, encontra fundamento na definição de Burns e Mitchell(1946, p.3) sobre o ciclo dos negócios:

*“Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle”.*<sup>53</sup>

Além desta característica de comovimento, também é possível verificar a existência de não linearidade na evolução do ciclo dos negócios, ou seja, estes podem ser divididos não apenas em fases, mas também em diferentes regimes. É possível verificar também como estas variáveis econômicas se comportam nestas fases, ou seja, se as contrações são de mais curta duração e mais violentas do que as expansões. (ver Sichel(1993)).

A primeira abordagem com o intuito de modelar o ciclo dos negócios é a de Burns e Mitchell(1946), onde é creditada a existência do ciclo ao declínio absoluto no produto. Porém, diversos outros métodos empíricos podem ser utilizados para explicar este comportamento econômico.

Uma alternativa ao método clássico seria determinar os desvios do ciclo de sua tendência de longo prazo através do uso de um filtro linear. Uma das hipóteses utilizadas

---

<sup>53</sup> É importante ressaltar que, na definição do ciclo dos negócios, os autores conceituaram quatro períodos distintos na economia: prosperidade, crise, depressão e revitalização.

aqui para isolar o componente cíclico a partir de um filtro linear é que a série seja estacionária ao redor de uma tendência. Porém esta hipótese é questionável para diversas séries macroeconômicas, como o PIB e a produção industrial<sup>54</sup>.

Uma outra opção que poderia refletir a idéia de comovimento é obter uma única série a partir de uma combinação linear de um conjunto de outras séries e analisar o comportamento cíclico desta como representativo de todas as demais a partir da metodologia de análise de componente principal. Barros(1993) utilizou este método para séries brasileiras, encontrando evidência de correlação na frequência do ciclo dos negócios, o que suporta a hipótese de existência de comovimento.

Diversas formulações foram sugeridas para analisar estas relações, mas desde a crítica de Sims(1980) à modelagem macroeconômica tradicional, as análises paramétricas via modelos VAR passaram a ser largamente utilizados na macroeconometria<sup>55</sup>.

Dentre os modelos utilizados destacam-se os que possuem uma estrutura estocástica multivariada, uma vez que podem servir para modelar as relações econômicas entre as variáveis não apenas no curto prazo mas também no longo prazo a partir do uso de vetores auto-regressivos, do conceito de cointegração e do mecanismo de correção de erros. Engle e Issler(1993) aplicam esta metodologia para analisar os comovimentos no curto e longo prazo do PIB per capita da Argentina, Brasil e México no pós-guerra, encontrando evidência de ciclos e tendências comuns.

Uma simplificação proposta da estrutura VAR são os modelos de fator. Neste caso, os comovimentos de variáveis macroeconômicas contemporâneas ocorrem pois eles devem-se em parte, a choques comuns. Por exemplo, em um modelo de um fator, o comportamento de um conjunto de  $n$  variáveis é qualitativamente similar ao comportamento de somente uma variável, ou seja, o fator comum.

Nas últimas décadas os modelos analíticos que formalizam a construção de indicadores econômicos que permitem identificar e prever os momentos em que uma economia entra ou sai de uma recessão têm ganho popularidade. Um dos exemplos mais recentes e influentes é o modelo de fator dinâmico linear de Stock e Watson(1989, 1991,

---

<sup>54</sup> Devido à existência de raiz unitária e possivelmente de uma tendência não-linear, a utilização de um filtro linear resultaria na obtenção de um ciclo espúrio.

<sup>55</sup> As ferramentas não paramétricas utilizadas para análise de co-movimento são a função de autocorrelação e a função de densidade espectral.

1993), onde os comovimentos entre as variáveis econômicas são capturados por um índice composto. Picchetti *et alli*(2002) estimam um componente estocástico comum para as quatro séries que compõem o índice de produção industrial do IBGE a partir do modelo de fator dinâmico de Stock e Watson(1991).

Para caracterizar estes comovimentos além dos modelos de fatores dinâmicos, também podem ser utilizados os modelos não-lineares, como os de mudança de regime. Recentemente, após a publicação do artigo de Hamilton(1989) sobre o ciclo dos negócios do PNB nos EUA, cresceu o interesse pelas estimativas não lineares a partir do método de mudança de regime markoviano, seja para aplicações em séries macroeconômicas ou ainda em séries financeiras. Krolzig(1997) fez uma generalização do modelo univariado de Hamilton, caracterizando o ciclo dos negócios internacional como uma mudança de regime comum no processo estocástico do crescimento econômico de seis países da OCDE. Neste caso, para um dado regime, os comovimentos da taxa de crescimento são representados por um modelo de vetor auto-regressivo.

Krolzig e Sensier(2000) utilizaram um modelo de correção de erros com mudança de regime (MSI-VECM), para investigar a relação entre o ciclo dos negócios no Reino Unido com mudanças na estrutura industrial do país, encontrando evidência de um ciclo comum. Um modelo MS-VEC também foi utilizado por Krolzig, Marcellino e Mizon(2000) para identificar um componente cíclico comum do mercado de trabalho no Reino Unido. Phillips(1991) estimou modelos de mudança de regime bivariados para a produção industrial dos EUA, Canadá, Reino Unido e Alemanha, tendo encontrado pouca evidência de transmissão do ciclo dos negócios entre a indústria destes países.

Porém, vale ressaltar, até a publicação de Diebold *et alli*(1996), estas duas características do ciclo dos negócios, os comovimentos e a não linearidade, eram tratadas de forma isolada. Estes autores então propuseram um modelo de fator dinâmico multivariado com mudança de regime que domina estas duas características-chave dos ciclos dos negócios, onde a taxa de crescimento de cada uma das séries consideradas como indicadores coincidentes depende dos valores correntes e passados de um fator comum não observado, que é então interpretado como o índice composto de indicadores coincidentes. No capítulo cinco desta tese este modelo é utilizado para dados da indústria do Rio Grande do Sul.

Uma extensa literatura também foi desenvolvida com o intuito de testar diversas características desta classe de modelo. Uma delas é o fato de que as variáveis macroeconômicas têm um comportamento diferente dentro das fases do ciclo dos negócios, gerando o que se denomina de assimetrias. Clements *et alli*(2000) analisam as condições nas quais os modelos MS-AR são capazes de gerar vários tipos de assimetrias no ciclo dos negócios, propondo testes paramétricos para identificar as assimetrias nestes ciclos.

São três os tipos de assimetrias estudadas: *deepness*, que testa a existência de assimetria na amplitude da série, *steepness*, que testa assimetria na magnitude do ciclo e *sharpness*, que testa a presença de assimetria nas transições do ciclo. Estes testes foram aplicados pelos autores a um modelo bivariado de produto e emprego nos EUA, tendo sido detectada a presença de assimetria no ciclo.

Posteriormente, Clements *et alli*(2001) utilizam estes testes em um modelo de mudança de regime para verificar se o preço internacional do petróleo, inserido como uma variável exógena, causaria assimetria na taxa de crescimento do produto nos EUA, não tendo sido encontrada evidência desta assimetria. Warne(2000) analisa a hipótese de não causalidade de Granger a partir de um modelo MS-VAR e aplica o teste para dados dos EUA, não encontrando evidência de causalidade na média entre moeda e produto.

Estas técnicas econométricas têm sido pouco aplicadas para analisar o comportamento de séries macroeconômicas brasileiras, sendo as exceções os trabalhos de Chauvet(2002), Chauvet, Lima e Vasquez(2002), Barros(1993), Engle *et alli*(1993) e Picchetti *et alli*(2002). Tal como salientado em Pinheiro *et alli*(1995) e Pacheco(1999), a indústria brasileira possui uma dinâmica de produção diferente entre os estados brasileiros, e a metodologia de mudança de regime se mostra apropriada para caracterizar não apenas estas diferenças, mas também para explicar os efeitos de um choque adverso na indústria regional.

Assim, o objetivo deste artigo é aplicar esta metodologia para, em um primeiro momento, evidenciar os fatos estilizados dos ciclos dos negócios na série da produção industrial dos estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Desta forma, será possível verificar não apenas os momentos de expansão e de recessão na produção industrial regional fazendo uma relação com os diversos planos

econômicos implementados no Brasil, mas também identificar se existe um padrão comum na dinâmica de crescimento econômico entre estes estados. Cabe salientar que a constatação da existência de co-movimentos significa que existe uma estreita ligação entre as indústrias nas diferentes regiões ao longo do tempo. Além do mais, o fato de existir um movimento de expansão e contração no ciclo dos negócios na indústria que seja comum motiva a modelagem do crescimento econômico como um processo estocástico conjunto, sendo então utilizados os modelo multivariados, denominado aqui de MS-VAR.

Neste caso, o ciclo dos negócios pode ser identificado como uma mudança de regime na taxa de crescimento média, que ocorre simultaneamente entre todos os estados ou ainda em uma determinada região.

Diversas informações podem ser obtidas a partir da aplicação desta ferramenta econométrica, como por exemplo identificar a dinâmica de crescimento da indústria nestes estados, ou seja, a persistência do ciclo dos períodos de crescimento ou queda da atividade, verificar se um choque positivo ou negativo na economia brasileira, seja ele de que natureza for, produz impactos similares em diferentes estados ou ainda em regiões e se a mudança de regime, ocasionada por uma variável não observada, ocorre ou não de forma simultânea entre os estados. Estes resultados são de grande importância na medida em que qualifica e quantifica o ciclo econômico da indústria dos principais estados brasileiros, auxiliando na previsão de impactos setoriais quando da presença de choques econômicos.

Este capítulo está organizado em quatro seções. Na seção 4.1 é feita uma descrição dos dados. Na seção 4.2 são apresentados os resultados dos diversos testes estatísticos feitos para os modelos univariados. Na seção 4.3 estão os resultados para os modelos com mudança de regime comum. Por fim, na seção 4.4 estão as considerações finais.

#### **4.1. Resultados Estatísticos**

As séries de dados utilizados neste trabalho são os índices de produção física da indústria calculados pelo IBGE para os estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, cada qual constituído de 84 observações trimestrais, ajustadas sazonalmente, no período compreendido entre 1981:1 a 2001:4.

Optou-se por utilizar dados trimestrais e não mensais para reduzir os problemas de especificação dinâmica do modelo<sup>56</sup>.

O comportamento da produção industrial destes estados pode ser visto nos Gráficos 18 e 19, onde parece clara a existência de quebras estruturais conjuntas e de um movimento similar entre as séries ao longo de todo o período amostral. No primeiro caso, a quebra conjunta pode significar uma dinâmica não-linear, enquanto que a segunda característica sugere uma investigação sobre a existência de comovimento.

Como pode ser visto, a tendência de crescimento da produção industrial foi, por diversas vezes ao longo deste período, interrompida por abruptas quedas. No início da década de 80, o país recuperava-se dos efeitos negativos do segundo choque do petróleo, e a crise da dívida em 82 atingiu fortemente a atividade econômica em todos os estados brasileiros. O processo de ajuste macroeconômico dos anos que se seguiram produziu resultados muito positivos para a indústria nacional, porém com efeitos maiores nos estados do Sudeste do que nos do Sul<sup>57</sup>.

Gráfico 18 – Produção Física  
Estados do Sudeste

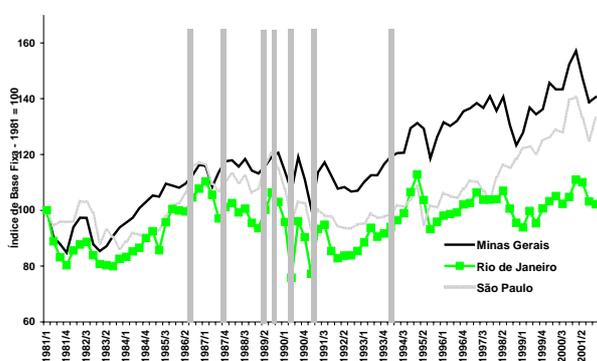
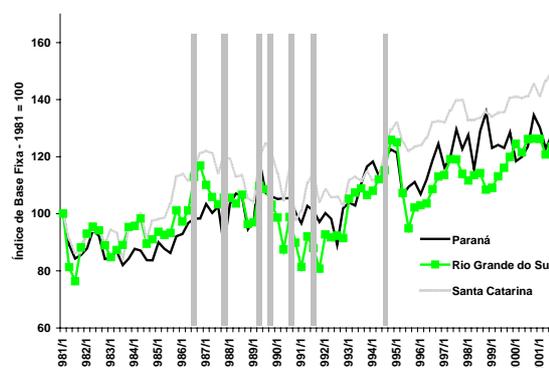


Gráfico 19 – Produção Física  
Estados do Sul



<sup>56</sup> Os dados puros dos índices foram dessazonalizados pelo método da razão da média móvel multiplicativa, e o índice trimestral foi obtido a partir da média aritmética do índice mensal. Uma posterior dessazonalização pelo método X-12 arima, feita na e-views, produziu resultados parecidos. A correlação entre as séries dessazonalizadas pelos dois métodos teve valor 1 para MG, SC e RS, 0,99 para PR, 0,75 para SP e 0,73 para SC.

<sup>57</sup> Entre o primeiro trimestre de 1984 e o último de 1986, a indústria de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais cresceram respectivamente, 34,8%, 28,7% e 23,4%, ao passo que a indústria do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul cresceram 15,8%, 26,6% e 20,5%, respectivamente.

O Plano Cruzado, tentativa heterodoxa de combater a inflação e implementado em fevereiro de 1986, juntamente com o Cruzado II em junho do mesmo ano, não lograram o objetivo desejado uma vez que produziram uma situação ilusória de nível de preços e câmbio que colocou o país em uma grave crise no início de 1987. A sucessão de equívocos na política econômica, Plano Verão I e II em janeiro e maio de 1989, Plano Collor em março de 1990 e Collor II em janeiro de 1991 estagnou a economia até o final de 1992. Cabe salientar que, entre 1990 e 1992, a indústria do Rio de Janeiro e de São Paulo tiveram queda de 24,8% e 18,9%, respectivamente.

O ano de 1994 foi marcado pela alteração dos regimes monetário e cambial que contribuíram para que a indústria nacional apresentasse forte taxa de crescimento, tendo sido esta capitaneada pela demanda agregada, processo de crescimento este que só foi interrompido com a crise do México ao final do mesmo ano. A partir de então, e até o final de 1997, a produção industrial entrou em um novo ciclo de crescimento, com destaque para o avanço da indústria de Santa Catarina, Minas Gerais e Rio Grande do Sul<sup>58</sup>. Após uma breve interrupção neste crescimento ao final de 1998, e com a mudança de política cambial no início de 1999, consolida-se um novo cenário de expansão industrial até o final do ano 2000.

Apesar do índice de produção industrial indicar a existência de um comovimento ao longo destes anos, verifica-se que a taxa de crescimento média anual entre a indústria destes estados e sua variabilidade foi bastante diferente. Dentre os estados do Sudeste, Minas Gerais é o que apresentou a maior taxa de crescimento média (2,16%), seguido de São Paulo com 1,23% e do Rio de Janeiro com 0,39%. Mas a produção do Rio é a que teve a mais alta variabilidade, apresentando o maior crescimento em um único trimestre, 23,7% em 90/III, e também a maior queda, 23,4% em 90/II.

Dentre os estados do Sul, Santa Catarina teve a maior taxa média de crescimento, 2,29%, seguida do Paraná com 1,44% e do Rio Grande do Sul com 1%. A maior taxa de crescimento trimestral foi verificada na indústria do Paraná, 18,9% em 89/II, e a maior queda da produção ocorreu no Rio Grande do Sul, 20,6% em 81/II.

Cabe salientar que a análise dos índices e da taxa de variação trimestral revelam que todas as séries possuem uma alta correlação, com destaque para a correlação entre o índice

---

<sup>58</sup> Sobre a política econômica adotada neste período, ver Pastore *et alli*(1999).

de produção industrial dos estados de Minas Gerais e Santa Catarina, que é de 0,95, e de 0,78 para a correlação entre as taxas de crescimento dos estados de Minas Gerais e Rio de Janeiro.

Diversos testes estatísticos foram feitos para verificar as características dos dados. O teste de raiz unitária ADF para as séries em nível revela que não é possível rejeitar a hipótese  $H_0$  de raiz unitária. Quando feito o teste para a taxa de crescimento,  $y_t = \ln(y_{1t} - y_{1t-1})$ , a rejeição de  $H_0$  indica que  $y_t \sim I(0)$ , onde  $y_t$  é o vetor dado por  $y_t = [y_{1t}^{SP} y_{2t}^{MG} y_{3t}^{RJ} y_{4t}^{PR} y_{5t}^{SC} y_{6t}^{RS}]'$ , conforme pode ser visto na Tabela C.1 em anexo.

O teste de Hylleberg, Engle, Granger e Yoo(1990), que tem como objetivo verificar a existência de raiz unitária sazonal, foi feito para a frequência zero, bianual e anual nas séries em nível, e seus resultados revelam que  $y_t \sim I_0(1)$ ,  $y_t \sim I_{1/2}(0)$  e  $y_t \sim I_{1/4}(1)$ . Ou seja, há raiz unitária na frequência zero, tal como confirmado no teste ADF, ausência de raiz unitária no ciclo bianual e, por fim, não é possível rejeitar a hipótese nula de frequência anual para todos os estados, como pode ser visto na Tabela C.2 em anexo.

É importante destacar que uma quebra estrutural em uma série de dados pode viciar os resultados apresentados pelos testes usuais de raiz unitária em direção à rejeição da hipótese nula. Sendo assim, o teste de raiz unitária mais indicado é aquele que incorpore esta estrutura, e como a série da produção industrial regional aparenta ter estas quebras, em função principalmente dos diversos planos econômicos implementados, é então aplicado o teste de Perron(1997) a três possíveis quebras: (1) uma no intercepto, (2) no intercepto e na inclinação de forma conjunta e (3) um último onde a tendência é associada ao momento da quebra estrutural. Os resultados mostraram que, para a série em nível, não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em nenhum dos estados, como pode ser visto na Tabela C.3 em anexo.

Além disto, o teste mostra o momento onde ocorreu esta quebra para cada um dos métodos. Vale destacar a mudança verificada no intercepto para todos os estados entre 1989-I e 1992-I e na inclinação em 1989-III. Portanto, a partir dos resultados destes testes, é possível concluir que a série da produção industrial dos seis estados possui raiz unitária e, desta forma, pode existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária. Além do mais, se estas séries forem cointegradas então existe uma tendência estocástica que é comum.

Os critérios de Akaike e Schwartz, utilizados para selecionar o número de lags no VAR(p), indicam a presença de apenas um componente auto-regressivo,<sup>59</sup> e os testes de causalidade de Granger indicam a existência de uma forte relação entre a produção industrial dos estados de São Paulo e Minas Gerais com os estados do Sul do Brasil. Dentre os estados do Sudeste, cabe destacar a maior importância do estado de São Paulo e de Minas Gerais como principais indutores da atividade econômica industrial no Brasil, em especial entre eles e na causalidade MG para o PR e SC e de SP para o RS.

As propriedades de cointegração dos dados são estudadas dentro de uma representação VAR linear usando o método de máxima verossimilhança de Johansen para todo o período amostral, tendo sido utilizadas cinco alternativas diferentes<sup>60</sup>, sendo que a mais importante para a análise aqui é a do modelo sem tendência determinística e com a equação de cointegração com intercepto. Os resultados para este teste encontram-se na Tabela 13.

Como pode ser visto, o modelo aceita a hipótese de existência de apenas um vetor de cointegração para  $y_t$  que, normalizado para São Paulo, é dado por<sup>61</sup>:

$$\beta_{SP} = \begin{pmatrix} 1 & 12,82 & 1,30 & -3,22 & -13,34 & 3,83 & -4,94 \\ & (14,361) & (2,538) & (3,854) & (14,656) & (4,703) & (5,464) \end{pmatrix} c$$

Tabela 13 – Teste de razão de verossimilhança de Johansen

Autovalor	0,432	0,247	0,191	0,172	0,076	0,042
LR	112,73	66,331	43,012	25,642	10,135	3,603
H <sub>0</sub> : Posto = r	r=0	r≤1	r≤2	r≤3	r≤4	r≤5

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

<sup>59</sup> Assim, a dinâmica do modelo para o mecanismo de correção do equilíbrio é dada por  $\Delta y_t = \pi y_{t-1} + v_t + \varepsilon_t$ .

<sup>60</sup> Estas são: um modelo sem tendência determinística e com a equação de cointegração sem intercepto; sem tendência determinística mas com o intercepto na equação de cointegração; modelo com tendência linear e a equação de cointegração com intercepto; um modelo com tendência linear na série e na equação de cointegração; e, por fim, modelo com a série possuindo uma tendência quadrática e a equação de cointegração com tendência linear.

<sup>61</sup> A ordem das variáveis SP e MG foi modificada, também tendo sido encontrado apenas um vetor de cointegração. O vetor  $\beta$  pode ser representado a partir de  $y_t^{SP} = 4,94 - 12,82y_t^{MG} - 1,30y_t^{RJ} + 3,22y_t^{PR} + 13,34y_t^{SC} - 3,83y_t^{RS}$ .

O interessante a notar nestes coeficientes é que o desvio no equilíbrio causado por um choque positivo na produção industrial do Paraná e de Santa Catarina produz um impacto negativo em todo o sistema.

#### 4.2. Análise do Ciclo dos Negócios nas Séries Univariadas

O próximo passo é a obtenção das formulações não lineares de mudança de regime univariadas que permitirá coletar os fatos estilizados dos ciclos dos negócios para cada estado. Inicialmente foram estimados modelos apenas com uma variável de estado na média, da forma MSM(2)-AR(p), com  $0 \leq p \leq 4$ , e posteriormente acrescida a mudança de estado na variância, ou seja, as formulações MSMH(2)-AR(p), com  $0 \leq p \leq 4$ . Em um estado tem-se uma taxa baixa ou negativa de crescimento na produção que é denominado de recessão e, no outro estado, tem-se uma taxa de crescimento média positiva estando associada à fase de expansão<sup>62</sup>.

Além da análise da significância dos parâmetros em cada estrutura, foram utilizados os critérios de informação de Akaike, Schwartz e de Hannan-Quinn para selecionar o número de lags nos modelos, e também foram aplicados os testes de especificação propostos por Hamilton(1996) para verificar a adaptação destes modelos aos dados<sup>63</sup>.

Para os modelos onde apenas a média é governada por uma variável não-observada, os critérios de informação selecionam para SP o modelo com 4 lags, enquanto que para os demais estados é selecionado o modelo AR(0). Considerando agora o modelo com variância-estado seleciona-se, para o estado de SP, o modelo com quatro lags, para MG, PR, RJ e RS, o modelo AR(0) e, para SC, com dois lags.

As formulações MSM(2)-AR(p) apresentam, para todas as séries, problemas de convergência, de autocorrelação nas médias, de presença de efeito ARCH e de má especificação não-linear, mesmo tendo sido tentado iniciar o processo de iteração com diferentes valores iniciais. Além do mais, em várias formulações, as probabilidades de transição encontradas tiveram valor zero.

---

<sup>62</sup> Cabe salientar que foram testados modelos MSM(k)-AR(p) com  $k > 2$  e  $p > 4$ , mas estes apresentaram problemas de convergência.

<sup>63</sup> As estimativas univariadas bem como estes testes foram feitos no Gauss 3.2 a partir de rotinas disponíveis na internet e devidamente modificadas para a aplicação nos dados aqui utilizados.

A seguir, relaxa-se a hipótese de que os resíduos são homoscedásticos, testando-se os modelos MSMH(2)-AR(p)<sup>64</sup>. Para as formulações que consideram a presença de componentes auto-regressivos, os resultados dos testes de especificação de Hamilton(1996) não se mostraram satisfatórios. Já a formulação MSMH(2)-AR(0) teve poucos problemas de especificação. Chauvet(2002), por exemplo, também utilizou o modelo MSM(2)-AR(0) para estimar o ciclo dos negócios do PIB brasileiro para contornar o problema das quebras estruturais na série<sup>65</sup>.

O teste de razão de verossimilhança padrão feito para determinar a forma funcional dos modelos univariados, ou seja, considerando como modelo não restrito MSMH(2)-AR(p) e como modelo restrito MSM(2)-AR(p), indica que, para SP, nas formulações AR(1) e AR(0) e, para o PR em AR(3) e AR(2), não é possível rejeitar a hipótese nula em favor do modelo de variância constante. Em todos os outros estados e para todas as outras formulações de SP e PR, aceita-se a hipótese de presença do processo de Markov na variância, resultado já esperado pela grande diferença encontrada em  $\sigma_1$  e  $\sigma_2$ . Desta forma, pode-se concluir que a variância afeta a mudança de regime na média, melhor aperfeiçoando a caracterização do ciclo dos negócios.

Além do mais, enquanto que para as formulações MSM(k)-AR(p) encontra-se que em pelo menos uma série de dados existem estados absorventes, ou seja, a matriz de transição é redutível, nas formulações com variância-estado tem-se esta característica apenas para MG em MSMH(2)-AR(4) e SC em MSMH(2)-AR(2). Pelo autovalor constata-se que todas as matrizes de transição são ergódicas e, desta forma, os regimes convergem para uma distribuição de probabilidade não condicional.

A estimativa do modelo de tendência considerando que a variabilidade das séries segue dois estados produziu resultados bem diferentes. Um primeiro resultado foi a redução do valor de  $\sigma_1$  em relação ao obtido no modelo sem variância-estado. Outro ponto a destacar é a significativa redução do valor da média no segundo estado,  $\mu_2$ , encontrado nos

---

<sup>64</sup> Cabe salientar que, mesmo que os resíduos sejam homoscedásticos, a série de dados  $\Delta y_t$  pode ser heteroscedástica. Ver Krolzig(1997).

<sup>65</sup> Note que em MSM(2)-AR(0), a série  $y_t$  em questão é uma função de um processo integrado que segue uma cadeia de Markov e um ruído branco, ou seja,  $y_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t$ . Krolzig(1997) encontrou grande similaridade entre as estimativas do ciclo dos negócios para o PNB da Alemanha entre os modelos MSM(k) e MSI(k).

modelos MSMH(k), em relação ao valor de  $\mu_2$  que foi encontrado na especificação de variância constante.

No geral, as probabilidades de transição  $p_{11}$  reduziram-se enquanto que  $p_{22}$  aumentaram quando foi inserida a hipótese de variância-estado. O valor de  $p_{11}$  para o Rio de Janeiro e Santa Catarina, que eram zero no primeiro modelo, passaram a ser positivos, e isto fez com que as persistências encontradas se tornassem mais próximas à realidade.

Cabe salientar que nada garante que o modelo proposto por Hamilton(1989) descreve melhor o comportamento dos dados do que modelos autoregressivos lineares. Desta forma, além dos testes de especificação propostos por Hamilton(1996), também foi aqui utilizado o teste padrão de razão de verossimilhança desenvolvido por Hansen(1992), e que compara o modelo linear AR(p) com o não-linear de Hamilton, mesmo sendo estes estimados a partir de parâmetros que não são observáveis, como as probabilidades de transição e as médias em cada estado.

O teste pode ser aplicado para modelos com mudança de regime tanto na média quanto no intercepto, nos parâmetros de regressão ou na variância. Enquanto este teste considera como modelo alternativo a mudança de regime na média, não é possível rejeitar a hipótese nula em favor do modelo linear em nenhuma das séries em qualquer intervalo de oscilação utilizado para a média e para as probabilidades de transição.

Por outro lado, quando a mudança de regime ocorre no intercepto, os resultados se mostram de certa forma ambíguos. Na série da produção física de São Paulo, a hipótese nula é rejeitada em favor do modelo não-linear em todos os lags considerados. Mas, para MG, RJ e SC, a hipótese nula não é rejeitada quando se considera o modelo com apenas um lag. Para as séries do Paraná e Rio Grande do Sul, não é possível rejeitar o modelo linear.

De certa forma pode-se dizer que, para os estados do Sudeste, o teste sinaliza para a aceitação de um modelo não-linear, ao passo que, para os estados do Sul, um modelo autoregressivo se adaptaria melhor aos dados. A Tabela 14 mostra os resultados para a formulação MSMH(2)-AR(0), e a Tabela 15 os resultados dos testes de especificação propostos por Hamilton(1996) para os parâmetros da Tabela 14.

Como pode ser visto, os resultados da Tabela 15 mostram a boa adaptação da formulação MSMH(2)-AR(0) aos dados. Não há presença de autocorrelação na taxa média de crescimento para os dois estados,  $\mu_1$  e  $\mu_2$ , nem autocorrelação no regime um e entre os

regimes em todas as séries. Mas há incidência de efeito ARCH e de especificação de Markov nas séries do PR e RS. A produção industrial do RJ continua a apresentar autocorrelação no regime dois, tal como verificado em formulações anteriores, onde haviam componentes auto-regressivos.

Tabela 14 – MSMH(2)-AR(0)

	<b>SP</b>	<b>MG</b>	<b>RJ</b>	<b>PR</b>	<b>SC</b>	<b>RS</b>
$\mu_1$	1,245 (0,497)	1,647 (0,356)	1,696 (0,569)	2,586 (1,206)	0,768 (0,427)	0,881 (0,596)
$\mu_2$	-0,248 (0,844)	-0,385 (0,806)	-1,600 (1,562)	-0,657 (1,090)	0,373 (0,784)	-0,405 (1,380)
$\sigma_1$	4,335 (2,095)	2,715 (1,084)	5,439 (4,504)	5,957 (4,275)	4,289 (1,380)	8,654 (3,784)
$\sigma_2$	29,984 (7,230)	29,646 (6,581)	69,872 (21,985)	48,722 (12,340)	35,562 (6,703)	73,818 (20,911)
$P_{11}$	0,787 (0,113)	0,820 (0,092)	0,776 (0,109)	0,159 (0,294)	0,980 (0,027)	0,835 (0,113)
$P_{22}$	0,869 (0,090)	0,891 (0,072)	0,790 (0,121)	0,629 (0,206)	0,988 (0,014)	0,830 (0,116)
Duração $P_1$	5	6	5	2	50	7
Duração $P_2$	8	10	5	3	84	6
Autovalor $\lambda_2$	0,656	0,711	0,566	-0,212	0,968	0,665
$\bar{\xi}_1$	0,381	0,377	0,484	0,306	0,375	0,507
$\bar{\xi}_2$	0,619	0,622	0,516	0,694	0,625	0,492
Log veros.	-162,79	-157,69	-183,94	-190,14	-167,98	-188,82

\*As prioris são dadas por (a=0,2 b=1 c=0,1). O vetor de parâmetros iniciais  $(\mu_1^0 \mu_2^0 \sigma_1^0 \rho_{11}^0 \rho_{22}^0)$ , para cada série é dado por: SP=MG=RJ=PR=SC=RS=(1 -1 1 6 1,5 1,5). Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Tabela 15 – Teste de Especificação – MSMH(2)-AR(0)

Teste	SP	MG	RJ	PR	SC	RS
White	2,19	5,34	7,14	7,77	3,05	1,62
Autocorrelação	(0,70)	(0,25)	(0,13)	(0,10)	(0,55)	(0,81)
White	5,50	2,48	9,60	11,4	6,67	14,9
ARCH	(0,24)	(0,65)	(0,05)	(0,02)	(0,15)	(0,00)
White	11,9	6,86	8,13	10,1	3,03	14,2
Especificação de Markov	(0,02)	(0,14)	(0,09)	(0,04)	(0,55)	(0,01)
LM	0,15	0,22	0,18	0,64	0,22	0,73
Autocorrelação no regime 1	(0,70)	(0,64)	(0,67)	(0,42)	(0,64)	(0,39)
LM	1,44	0,24	4,54	5,40	2,17	0,15
Autocorrelação no regime 2	(0,23)	(0,62)	(0,03)	(0,02)	(0,14)	(0,70)
LM	1,74	0,02	0,54	1,70	1,64	0,10
Autocorrelação entre regimes	(0,19)	(0,89)	(0,46)	(0,19)	(0,20)	(0,75)
LM	1,36	0,44	3,93	0,03	0,07	3,52
ARCH	(0,24)	(0,51)	(0,05)	(0,86)	(0,79)	(0,06)

Nota: Em parênteses está o p-valor assintótico.  $\chi^2(1) = 3,84$  a 5%. Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Assim, comparando os resultados obtidos a partir dos testes de especificação da Tabela 15 e os de Hansen(1992), a melhor estimativa univariada, para cada série da produção física dos estados, seria o modelo com mudança na média sem a presença de componentes auto-regressivos.

Uma alternativa ao modelo descrito na Tabela 15 seria um *random walk* simples. Para verificar se esta hipótese é válida ou não para a taxa de variação da produção física, é utilizado o teste de *Wald*, com duas hipóteses<sup>66</sup>: uma que verifica a independência dos estados, ou seja, se  $s_t$  é independente de  $s_{t-1}$  a partir da hipótese nula ( $P_{11}=1-p_{22}$ ), e outra que verifica se as taxas médias são iguais, ou seja,  $\mu_1=\mu_2$ . A Tabela 16 mostra os resultados para estas duas hipóteses.

Como pode ser visto, apenas para a série do Paraná não é possível rejeitar a hipótese nula de *random walk* a partir de  $p_{11}=1-p_{22}$ . Para todas as demais séries, a hipótese nula é

fortemente rejeitada. Devido aos baixos valores das taxas médias no segundo estado,  $\mu_1$  e  $\mu_2$  ficaram muito próximas, e o teste de igualdade das médias revela que estas são iguais para as séries de SP a 15%, SC a 66% e RS a 41%.

Assim, pode-se concluir que, a partir dos resultados da Tabela 16, os movimentos na produção industrial dos estados não parecem ser descritos por *long swings*, ocorrendo uma alternância rápida entre períodos de expansão e de recessão.

Tabela 16 – Teste de *Wald*

<b>H<sub>0</sub></b>	<b>SP</b>	<b>MG</b>	<b>RJ</b>	<b>PR</b>	<b>SC</b>	<b>RS</b>
$P_{11}=1-p_{22}$	14,94 (0,00)	26,33 (0,00)	13,24 (0,00)	0,61 (0,43)	720,8 (0,00)	10,89 (0,00)
$\mu_1=\mu_2$	2,06 (0,15)	5,20 (0,02)	4,35 (0,04)	3,97 (0,05)	0,19 (0,66)	0,67 (0,41)

Nota: Em parênteses está o p-valor assintótico.  $\chi^2(1) = 3,84$  a 5%. Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

A primeira característica a destacar da Tabela 14 é o ciclo dos negócios nos estados, onde apenas para SC não está definido um período de crescimento e outro de queda na produção industrial. Em períodos de expansão, a produção do PR cresce 10,7% a.a., enquanto que a menor taxa verificada é para SC, com crescimento de 3,11% a.a.. Nos períodos de queda na atividade, esta é mais acentuada no RJ, (-6,2%) a.a., enquanto que SC apresenta taxa positiva de 1,5% a.a.

Este resultado está de acordo com a constatação de que todas as séries apresentam uma alta variância e, pelo fato de ocorrer uma mudança de regime mais freqüente na produção industrial do PR, a sua taxa de crescimento torna-se muito mais difícil de prever.

De fato, a produção industrial é um indicador de atividade que responde de forma mais intensa e imediata a variações nas condições econômicas. Com média e variância seguindo um processo de Markov, pode ser visto que as altas taxas de crescimento estão associadas a baixa variância, ao passo que, nos períodos de queda na atividade, tem-se alta variabilidade, principalmente no RJ e no RS.

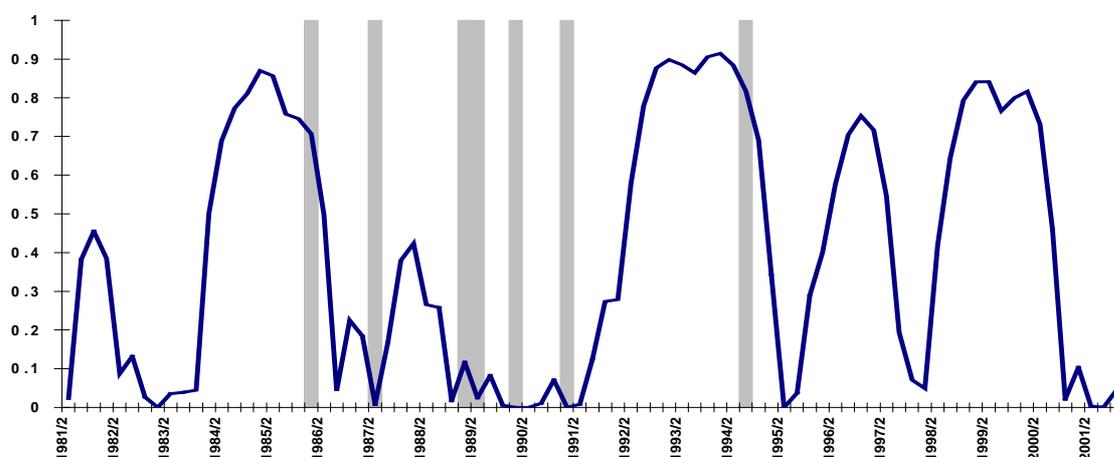
<sup>66</sup> Ver Engel e Hamilton(1990).

Outro ponto a destacar é a assimetria dos ciclos, medida pela duração média do período de crescimento e de recessão. Excetuando RJ, que parece ter simetria no ciclo, o modelo permite captar a assimetria nos estágios do ciclo dos negócios na produção física da indústria dos demais estados.

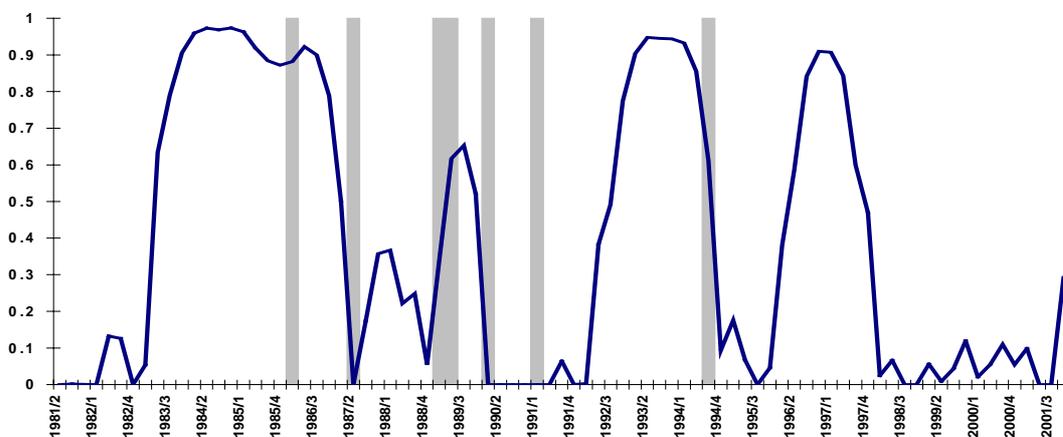
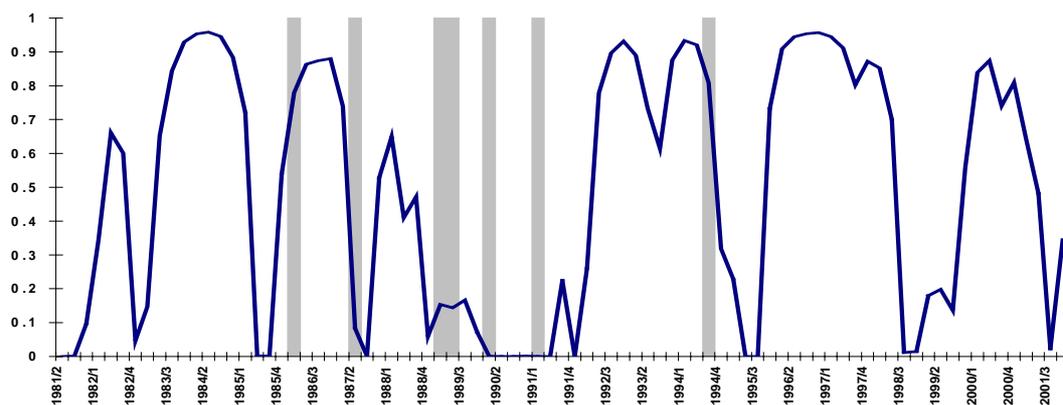
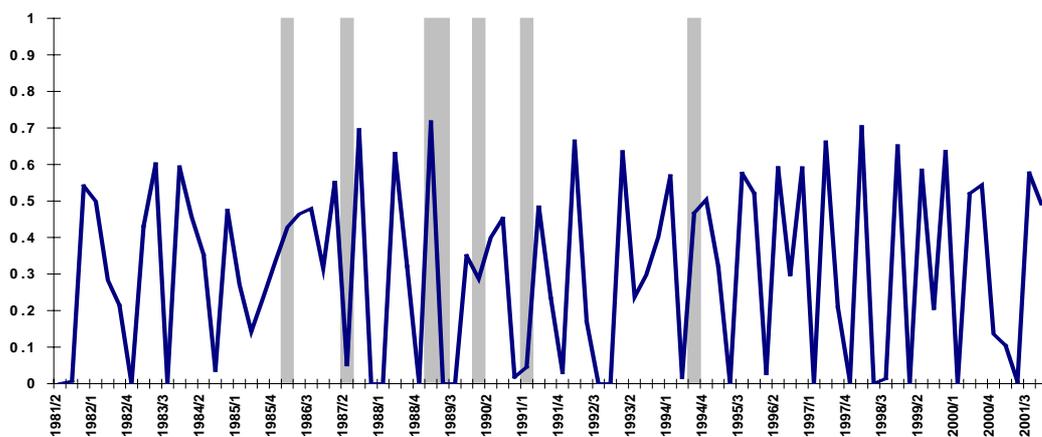
A produção industrial em SC é a que apresenta a maior persistência para a taxa média de crescimento, 50 trimestres, e também a maior para a taxa de queda, 84 trimestres. Nos demais estados estas oscilam entre um máximo de sete trimestres para o crescimento, no caso o RS, e de dez trimestres para a queda, verificado em MG, o que é consistente com a definição tradicional de ciclo dos negócios.

Os Gráficos de 20 a 25 mostram as probabilidades alisadas de se estar em um período de crescimento  $P(s_t=1)$  para o modelo MSMH(2)-AR(0), ou seja,  $p(s_t = 1/\psi_T) \geq 0,5$ , e as barras escuras representam as datas dos planos econômicos.

Gráfico 20 – Probabilidade alisada de crescimento  $P(s_t=1)$  para São Paulo



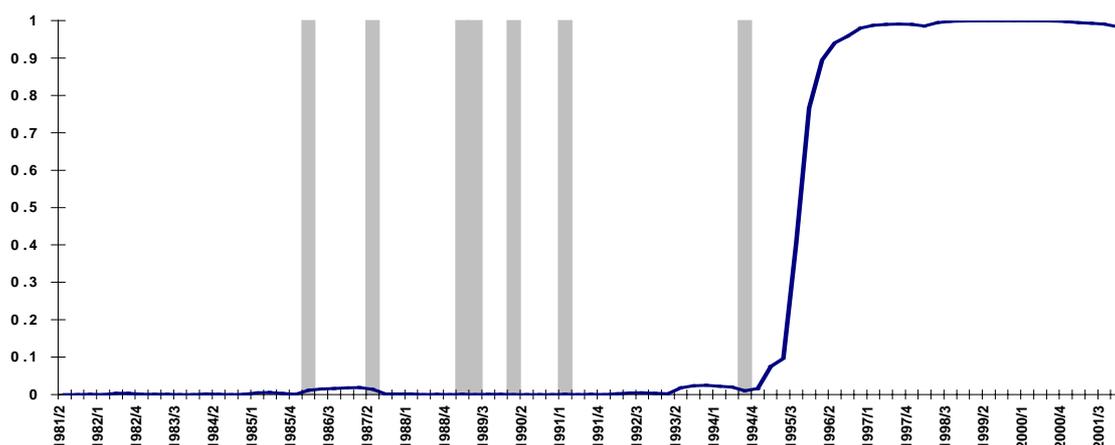
Como pode ser visto, os ciclos de crescimento dos estados do Sudeste aparentam ter um comportamento similar ao longo do tempo. Dentre os estados do Sul, apenas a produção industrial do RS parece ter uma relação comum com os estados do Sudeste, destoando do ciclo de SC e do PR. Esta coerência na mudança de regime entre os períodos de expansão e recessão sugere a investigação de um ciclo dos negócios a partir de uma mudança de regime comum.

Gráfico 21 – Probabilidade alisada de crescimento  $P(s_t=1)$  para Minas GeraisGráfico 22 – Probabilidade alisada de crescimento  $P(s_t=1)$  para Rio de JaneiroGráfico 23 – Probabilidade alisada de crescimento  $P(s_t=1)$  para Paraná

A Tabela 17 apresenta os intervalos que caracterizam o início e o fim das recessões na produção industrial para os cinco estados<sup>67</sup>. Na ausência de uma determinação oficial do ciclo dos negócios para a economia brasileira, os períodos de expansão e recessão que foram encontrados para a produção industrial dos estados são comparados com os planos econômicos implementados no Brasil nestes vinte anos.

Como pode ser visto, a indústria de SP e de MG apresentam cinco recessões, a do RS seis, a do RJ oito e a do PR onze, onde destaca-se o início da década de 80 que é marcado por uma queda generalizada da atividade industrial, e pelos planos econômicos da segunda metade daquela década, responsáveis pela estagnação da produção até meados de 92.

Gráfico 24 – Probabilidade alisada de crescimento  $P(s_t=1)$  para Santa Catarina

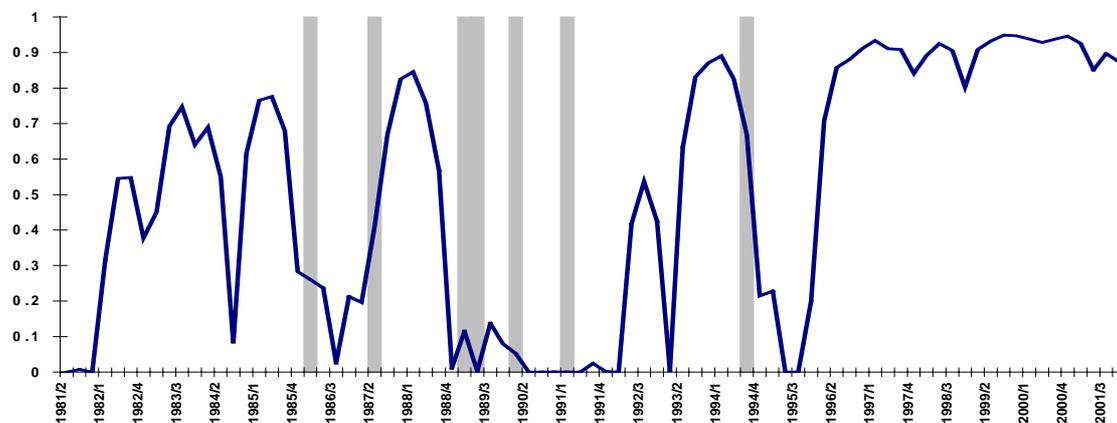


Os estados mais prejudicados com estes planos econômicos foram o RJ e o PR. A indústria que apresentou o mais longo período de expansão foi a do RS com 18 trimestres, iniciados em 88/IV e terminando em 93/III, e a de MG, entre 83/II e 87/I.

A recuperação da economia brasileira ao final de 92, com o *impeachment* do Presidente Collor, pode também ser visualizada a partir da expansão da produção na indústria de todos os estados, em especial nos do SE, com SP crescendo 11 trimestres<sup>68</sup>.

<sup>67</sup> A autora encontrou para o período entre o segundo trimestre de 1980 e o primeiro de 2000 que o PIB brasileiro apresentou 8 recessões, causadas por choques externos, e nove expansões.

<sup>68</sup> Chauvet(2002) também encontrou que a economia brasileira iniciou a década de 80 em recessão e que entre 83 e 87 também experimentou 16 trimestres de expansão.

Gráfico 25 – Probabilidade alisada de crescimento  $P(s_t=1)$  para Rio Grande do Sul

Após o Plano Real é possível notar o impacto da crise do México sobre a indústria nacional ao final de 94 que, no caso de SP, MG e RS, estendeu-se até o início de 96. Porém, a segunda metade da década de 90 é caracterizada por menores recessões, à exceção da indústria do RS, que apresenta queda da produção entre 96/I e 01/IV.

Tabela 17 – Datas dos ciclos dos negócios

São Paulo		Minas Gerais		Rio de Janeiro		Paraná		Rio Grande do Sul	
Peaks	Troughs	Peaks	Troughs	Peaks	Troughs	Peaks	Troughs	Peaks	Troughs
81:II	83:IV	81:II	83:I	81:II	82:I	81:II	81:III	82:II	82:III
86:II	92:I	87:II	89:I	82:IV	83:I	82:I	83:I	83:II	84:II
95:I	96:I	90:I	92:III	85:II	85:III	84:I	86:IV	84:IV	85:III
97:III	98:II	94:IV	96:I	87:II	87:III	87:IV	88:I	87:III	88:III
00:III	01:IV	97:IV	01:IV	88:II	92:I	88:III	88:IV	93:II	94:III
				94:IV	95:III	89:II	91:IV	96:I	01:IV
				98:III	99:III	92:II	92:IV		
				01:II	01:IV	93:II	93:IV		
						94:II	94:III		
						95:I	95:II		
						97:III	97:IV		
						00:IV	01:II		

Nota: *Peaks* são o fim de uma expansão e início da recessão, enquanto que *troughs* são caracterizados como o início de uma expansão e fim de uma recessão. Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

### 4.3. Mudança de regime comum

Se o ciclo dos negócios é uma característica comum de diversas séries de tempo macroeconômicas, então a utilização de um sistema pode significar uma melhora na inferência estatística sobre o componente comum deste ciclo. Assim, espera-se que o modelo multivariado de mudança de regime produza resultados melhores do que o univariado, no sentido de captar as características do ciclo dos negócios.

Portanto, o próximo passo é a estimação das dinâmicas de curto e de longo prazo de forma conjunta da taxa de crescimento trimestral  $\Delta y_t = [\Delta y_t^{SP}, \Delta y_t^{MG}, \Delta y_t^{RJ}, \Delta y_t^{PR}, \Delta y_t^{SC}, \Delta y_t^{RS}]'$ , em um modelo de vetor de correção de erros com mudança nos  $k$  regimes. Cabe salientar que estas características comuns parecem ocorrer, para as séries aqui utilizadas, em função dos choques produzidos pelos planos

econômicos implementados no Brasil, em especial na década de 80, além das crises internacionais.

Adotando a hipótese de que existe uma correlação perfeita entre as mudanças de regime, o mecanismo de propagação dinâmica de impulsos representará, além da transmissão de choques entre os estados ou regiões da federação, também os choques comuns, sendo que este mecanismo é dado pela matriz de transição especificada em (1.6).

Inicialmente foram estimados modelos para selecionar o lag do VAR utilizando mudança de regime na média, no intercepto e na variância, considerando também a hipótese de  $k > 2$ . Porém cabe salientar que, apesar de ser possível estimar modelos com mais de dois estados, a convergência do modelo se torna mais difícil quanto maior for  $k$ .

O teste de razão de verossimilhança feito para selecionar o lag do VAR indica apenas uma defasagem para todas as variáveis com  $\chi^2_{(36)} = 0,000$ , tal como obtido no VAR linear, e os resultados para o modelo MSMH(2)-VAR(1) para todas as séries em conjunto, com mudança de regime na taxa média de crescimento  $\mu$  e na variância dos erros  $\Sigma$ , apresentou resultados satisfatórios. O modelo resultante é dado pela equação:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \Sigma_{(s_t)})$$

enquanto que a Tabela 18 mostra os parâmetros de interesse estimados.

Como pode ser visto, as estimativas para a média no estado um, à exceção do PR, foram todas significativas, e para SP, SC e RS seu valor é maior do que o obtido pelo modelo univariado MSMH(2)-AR(0). Para o segundo estado, os parâmetros não são significativos, e ficaram, para SP, MG e PR, maiores do que nas estimativas univariadas. As variâncias no estado um permaneceram com valores próximos, mas para o segundo estado reduziram-se significativamente<sup>69</sup>.

Também pode ser verificado que existe uma assimetria na taxa de crescimento da produção industrial em todos os estados, tanto para o período de expansão quanto de recessão, sendo que apenas para o PR e SC tem-se uma taxa de crescimento média positiva associada ao segundo regime. São Paulo é o estado que apresenta a maior taxa de

---

<sup>69</sup> Para as estimativas dos parâmetros para os modelos multivariados, foi utilizado o pacote estatístico msvar do Ox 3.0.

crescimento na expansão e também a maior na recessão. A partir dos resultados de  $P_{11} > 0$ ,  $P_{22} > 0$  e  $0 < \lambda_2 < 2$ , conclui-se que a matriz de transição é irredutível e ergódica.

Tabela 18 – Resultados para o Modelo MSMH(2)-VAR(1) – Todos os Estados

	<b>SP</b>	<b>MG</b>	<b>RJ</b>	<b>PR</b>	<b>SC</b>	<b>RS</b>
$\mu_1$	1,508 (0,403)	1,379 (0,360)	0,968 (0,358)	0,738 (0,735)	1,094 (0,357)	1,007 (0,570)
$\mu_2$	-0,979 (0,694)	-0,539 (0,701)	-0,715 (1,119)	0,239 (0,906)	0,325 (1,038)	-0,103 (1,171)
$SP_{t-1}$	-0,097 (0,098)	<b>0,211</b> (0,080)	<b>0,326</b> (0,080)	-0,209 (0,154)	0,090 (0,078)	0,178 (0,128)
$MG_{t-1}$	<b>0,363</b> (0,122)	0,078 (0,104)	<b>0,466</b> (0,104)	<b>-0,310</b> (0,181)	0,018 (0,101)	0,081 (0,163)
$RJ_{t-1}$	<b>-0,444</b> (0,125)	<b>-0,487</b> (0,110)	<b>-0,744</b> (0,131)	-0,113 (0,174)	<b>-0,357</b> (0,119)	<b>-0,378</b> (0,176)
$PR_{t-1}$	-0,013 (0,060)	0,013 (0,050)	-0,052 (0,048)	<b>-0,335</b> (0,092)	-0,007 (0,047)	0,023 (0,078)
$SC_{t-1}$	<b>0,339</b> (0,110)	0,148 (0,095)	<b>0,205</b> (0,104)	0,288 (0,155)	-0,116 (0,097)	-0,052 (0,150)
$RS_{t-1}$	0,025 (0,080)	<b>0,221</b> (0,067)	<b>0,311</b> (0,066)	<b>0,277</b> (0,121)	<b>0,409</b> (0,065)	0,198 (0,106)
$\sigma_1$	2,611	2,052	1,826	5,231	1,845	3,100
$\sigma_2$	4,559	4,760	7,394	6,085	6,717	7,574
$P_{11}$		0,632			Duração: 2,7 trimestres	
$P_{22}$		0,550			Duração: 2,2 trimestres	
Autovalor		$\lambda_1=1$			$\lambda_2=0,182$	

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

A probabilidade de que todos os estados tiveram em  $t-1$  uma expansão da produção média que é mantida em  $t$ , ou seja,  $p_{11}$ , é de 0,632, resultando em uma duração de 2,7

trimestres para o período de expansão. Já o período de queda conjunta na produção dos estados dura 2,2 trimestres.

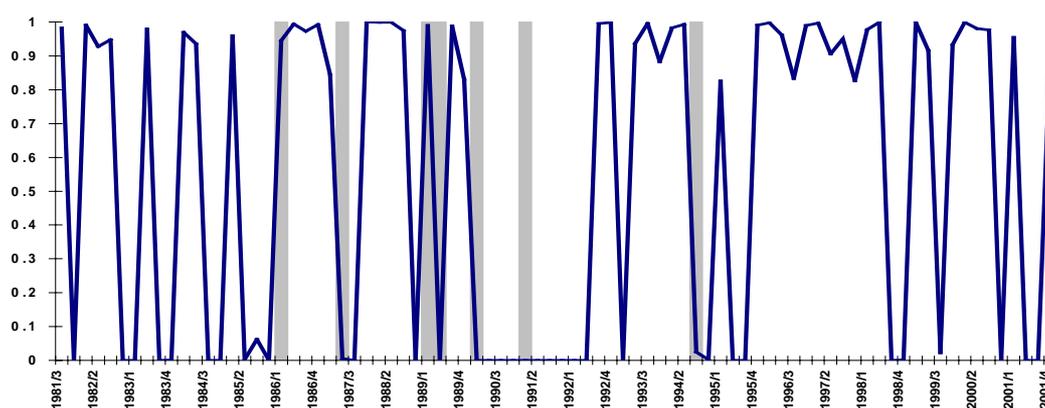
O Gráfico 26 mostra os ciclos de expansão na produção industrial conjunta entre os seis estados. A definição dos períodos do ciclo de recessão para o modelo MSMH(2)-VAR(1) está na Tabela 19.

Tabela 19 – Datas dos ciclos dos negócios

Troughs	82:I	84:I	86:I	87:IV	89:III	92:III	93:II	95:IV	99:I	99:IV
Peaks	82:III	84:II	87:I	88:III	89:IV	92:IV	94:II	98:II	99:II	00:III

Nota: *Troughs* são o início de uma expansão e *peaks*, o final. Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Gráfico 26 – Probabilidade de expansão comum entre os estados



Na primeira metade da década de 80 a atividade industrial apresentou 2 períodos longos de recessão, que não foi repetido na segunda metade. Entre 84/II e 86/I a atividade industrial caiu 7 trimestres seguidos, porém a recessão mais prolongada verificada na série ocorreu no período pré Plano Real, entre 89/IV e 92/III. Já o período de expansão mais longo foi verificado entre 95/IV e 98/II, com 10 trimestres seguidos de expansão na atividade econômica.

A indústria brasileira também deu sinais de arrefecimento no fim do ano 2000, que não foi revertido devido ao racionamento de energia, às taxas de juros reais elevadas, à crise econômica da Argentina e à queda na atividade econômica nos EUA. O modelo aqui

estimado determina que a produção industrial dos estados brasileiros, em conjunto, oscilam entre um período de crescimento e queda da atividade a partir do final de 2000.

A queda estimada na taxa de crescimento média na produção industrial dos estados, medida por  $\mu_1 - \mu_2$ , mostra que existe uma redução maior desta nos estados do SE, [2,487 1,918 1,683 0,499 0,769 -1,110], ou seja, quando se passa de um período de expansão para um de recessão, a atividade industrial de SP tem o maior impacto com queda de 10,32% a.a., e a do PR, a menor, com 2,01% a.a..

Além disto, duas outras características motivam a estimativa de um modelo multivariado regional. Em primeiro lugar podemos citar o comportamento da matriz de autocorrelação da Tabela 18. Analisando estes coeficientes, pode ser visto que inovações na taxa de crescimento da produção industrial de SP em  $t-1$  não produzem efeitos na produção do estado em  $t$ , o mesmo valendo para a autocorrelação dos estados de MG e RS.

Além do mais, parece existir uma autocorrelação muito maior entre as taxas de crescimento da produção industrial dos estados do Sudeste, do que entre estes e os estados do Sul, que também parecem ter pouca relação entre si. Por fim, pode ser visto que a autocorrelação da taxa de crescimento da produção industrial do RJ com todos os outros estados é negativa, onde pode ser constatado que os choques positivos em  $t-1$  no crescimento da indústria do RJ produzem efeitos mais significativos, e de forma inversa em  $t$ , nos outros estados do Sudeste, se comparados com os estados do Sul.

Uma segunda característica é o fato de que, analisando as estimativas não-lineares univariadas, os estados do Sudeste parecem apresentar um comportamento cíclico mais bem definido do que a produção industrial dos estados do Sul. Estes resultados estimulam a formulação de um modelo multivariado para os estados do Sudeste e outro em separado para os estados do Sul.

Para o primeiro caso, os coeficientes auto-regressivos de lag dois em MSMH(2)-VAR(2) não se mostram significativos. Pelo teste de razão de verossimilhança tem-se que  $\chi^2_{(9)} = 0,000$ , o que significa que não se deve aceitar a restrição do VAR(2) para o VAR(1) e nem deste para o VAR(0). Mas o critério de HQ seleciona o VAR(1), além do que os coeficientes auto-regressivos são em sua maioria significativos. Os resultados para as estimativas do modelo multivariado da região Sudeste encontram-se na Tabela 20.

Como pode ser visto, a taxa de crescimento médio de SP é menor na formulação regional do que quando da formulação da Tabela 18, mas superior à taxa encontrada na formulação univariada. Para Minas Gerais o valor encontrado para  $\mu_1$  aqui é menor do que nas formulações anteriores. Já para o RJ, a taxa média é maior na formulação regional, e os efeitos de uma mudança de regime, medido por  $\mu_1 - \mu_2$ , também são maiores na indústria carioca.

Tabela 20 –MSMH(2)-VAR(1) – Região Sudeste

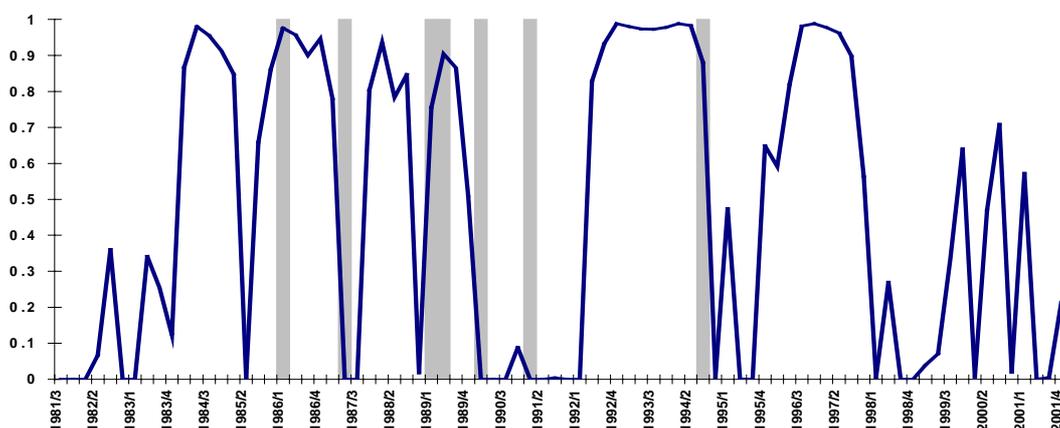
	<b>SP</b>	<b>MG</b>	<b>RJ</b>
$\mu_1$	1,340 (0,531)	1,367 (0,444)	1,758 (0,447)
$\mu_2$	-0,362 (0,799)	-0,215 (0,883)	-1,222 (1,047)
$SP_{t-1}$	-0,058 (0,152)	0,175 (0,100)	<b>0,247</b> (0,130)
$MG_{t-1}$	<b>0,379</b> (0,168)	0,183 (0,119)	<b>0,535</b> (0,186)
$RJ_{t-1}$	<b>-0,285</b> (0,135)	<b>-0,341</b> (0,095)	<b>-0,541</b> (0,172)
$\sigma_1$	2,678	1,476	2,585
$\sigma_2$	5,060	5,386	7,221
$P_{11}$	0,730	Duração: 3,7 trimestres	
$P_{22}$	0,755	Duração: 4 trimestres	
Autovalor	$\lambda_1=1$	$\lambda_2= 0,485$	

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

No geral, as variâncias nos dois estados permaneceram iguais, mas a duração tanto da recessão quanto da expansão é superior à estimada no VAR completo. Aqui, também, a matriz de transição é irreduzível e ergódica. Além disto, não parece haver autocorrelação nas inovações de SP e também de MG. Os efeitos de um choque na taxa de crescimento da

indústria do RJ sobre os outros dois estados continuam a ser negativos, porém com coeficientes menores do que o obtido na formulação geral.

Gráfico 27 – Probabilidade de expansão – região Sudeste



O Gráfico 27 mostra o comportamento das probabilidades de expansão para o modelo MSMH(2)-VAR(1) da região Sudeste, e a Tabela 21 mostra as datas correspondentes.

Tabela 21 – Datas dos ciclos de expansão

84/I – 85/I	85/III – 87/I	87/IV - 88/III
89/I – 89/IV	92/II – 94/III	95/IV -97/IV

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Por fim, foi estimado um modelo para a produção industrial dos estados do Sul. O teste de razão de verossimilhança rejeita a hipótese de restrição de dois lags no VAR para um e deste para zero. O critério de Akaike e de HQ selecionam o VAR(0), mas o critério de Schwartz seleciona o VAR(2). Desta forma, é então escolhida a formulação MSMH(2)-VAR(2) para a região Sul.

Quando se compara os resultados da Tabela 22 com os obtidos na Tabela 18, nota-se que ocorreu um aumento nas taxas de crescimento e de queda, ou seja, em  $\mu_1$  e  $\mu_2$ , para PR e RS. A duração do período de crescimento e de recessão também aumentou de forma

significativa, passando para 8,6 e 8,4 trimestres, respectivamente. A partir dos valores de  $P_{11}$ ,  $P_{22}$  e  $\lambda_2$ , pode ser visto que a matriz de transição é irredutível e ergódica.

Tabela 22 – Resultados para as estimativas MSMH(2)-VAR(2) – região Sul

	<b>PR</b>	<b>SC</b>	<b>RS</b>
$\mu_1$	1,221 (0,509)	0,816 (0,270)	1,458 (0,544)
$\mu_2$	-0,305 (0,540)	0,407 (0,793)	-0,565 (0,836)
$PR_{t-1}$	<b>-0,406</b> (0,107)	<b>0,121</b> (0,064)	0,136 (0,096)
$PR_{t-2}$	<b>-0,435</b> (0,100)	<b>-0,125</b> (0,058)	-0,073 (0,094)
$SC_{t-1}$	0,117 (0,142)	<b>-0,346</b> (0,123)	-0,175 (0,157)
$SC_{t-2}$	-0,121 (0,142)	<b>-0,234</b> (0,117)	-0,284 (0,157)
$RS_{t-1}$	0,121 (0,119)	<b>0,266</b> (0,079)	0,048 (0,116)
$RS_{t-2}$	0,076 (0,119)	<b>0,109</b> (0,060)	-0,122 (0,107)
$\sigma_1$	5,417	1,853	3,697
$\sigma_2$	4,874	6,463	6,608
$P_{11}$	0,884	Duração: 8,6 trimestres	
$P_{22}$	0,882	Duração: 8,4 trimestres	
Autovalor	$\lambda_1=1$	$\lambda_2=0,766$	

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

A matriz de autocorrelação indica que inovações no período  $t-2$  e  $t-1$  para todos os três estados causam modificações na produção industrial de apenas SC. A taxa de crescimento da produção industrial do PR é afetada apenas por inovações na indústria do

próprio estado um e dois trimestres anteriores. Já a produção no RS não parece ser afetada por choques nos outros estados. O Gráfico 28 mostra as probabilidades associadas ao regime de expansão, onde as barras escuras descrevem os planos econômicos, e na Tabela 23 estão caracterizados os períodos de expansão para a produção industrial conjunta dos três estados do Sul.

Gráfico 28 – Probabilidade de expansão – região Sul

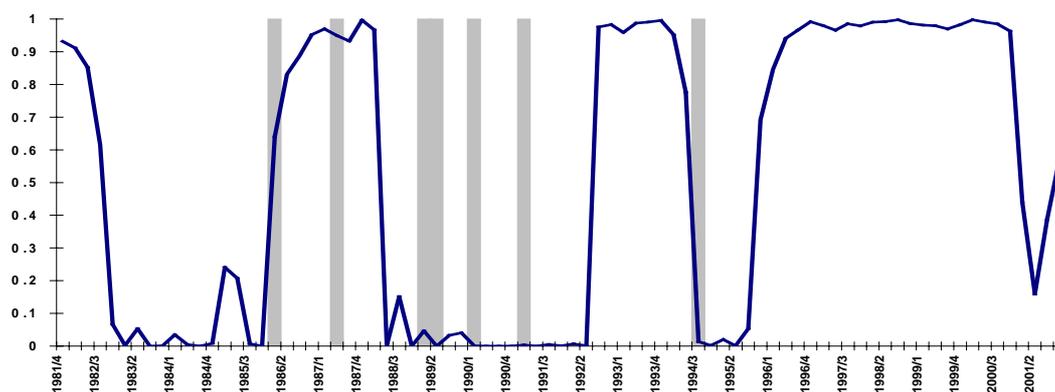


Tabela 23 – Datas dos ciclos de expansão

81/IV – 82/III	86/I - 88/I	92/III – 94/II	95/IV – 00/IV
----------------	-------------	----------------	---------------

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Comparando o modelo multivariado obtido para a região Sudeste com as estimativas da região Sul, pode-se concluir que as dinâmicas de crescimento e de recessão entre as indústrias destas duas regiões são bastante diferentes, apesar de existir uma similaridade no ciclo em alguns períodos.

O parâmetro  $\mu_1$  para os estados do Sudeste é maior do que o encontrado para os estados do Sul, à exceção do RS. Isto significa que, quando se está em um ciclo de expansão, a indústria do Sudeste apresenta um crescimento médio maior e com menor variabilidade. Mas, pelas probabilidades de transição, tem-se que esta expansão é de menor duração no Sudeste, 3,7 trimestres, do que o verificado na região Sul, 8,6 trimestres.

Analisando o parâmetro  $\mu_2$  também é possível inferir que a queda na atividade é mais acentuada para os estados do Sudeste do que no Sul, à exceção do RS, que também

apresenta uma taxa média de queda acentuada. A variabilidade deste regime é, no geral, maior para os estados do Sudeste do que para os estados do Sul. Porém, o período cíclico de recessão é menor para os estados do Sudeste, 4 trimestres, contra 8,4 dos estados do Sul.

#### **4.4. Considerações finais**

Os diversos choques que a economia brasileira sofreu nos últimos anos impactaram de forma significativa a dinâmica de crescimento da indústria nacional. Usando modelos não-lineares de mudança de regime univariados, foi possível datar os períodos nos quais a produção industrial dos estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul encontravam-se em expansão ou recessão.

Devido à similaridade entre os ciclos desta produção, em especial entre os estados do Sudeste, um modelo multivariado, da forma MSMH(2)-VAR(p), foi estimado tanto para o conjunto dos seis estados quanto para as duas regiões em separado.

Os resultados mostram que a dinâmica de crescimento e queda na atividade apresentada pelos estados do Sudeste difere da verificada nos estados do Sul. Quando se está em um período de expansão industrial, os estados do Sudeste tendem a apresentar taxas de crescimento médias superiores à verificada nos estados do Sul, à exceção do RS. Porém, este ciclo de expansão da indústria na região Sudeste tem uma duração menor do que o verificado na região Sul, 3,7 e 8,6 trimestres, respectivamente.

Em períodos de recessão, também é verificado que a queda na atividade industrial é maior nos estados do Sudeste mas, este período de recessão tende a perdurar mais nos estados do Sul (8,4 trimestres), comparativamente à produção na região Sudeste (4 trimestres). Estes resultados indicam que os choques de natureza macroeconômica terão magnitude e dinâmica diferentes entre estas duas regiões.

## 5. UM NOVO ÍNDICE COINCIDENTE PARA A ATIVIDADE INDUSTRIAL DO RIO GRANDE DO SUL

Burns *et alli*(1946) analisaram as características dos ciclos dos negócios e, a partir de então, despertou o interesse de pesquisadores em verificar não apenas sobre a existência de assimetrias entre as fases de crescimento e recessão presentes em uma economia, mas também a intenção em se construir indicadores econômicos que possam representar, e até antecipar, os movimentos da atividade econômica de um país. Estes indicadores são conhecidos na literatura econômica como coincidentes e antecedentes e existe basicamente duas abordagens para construí-los.

A primeira pode ser creditada ao Departamento de Comércio dos Estados Unidos e é também utilizada pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER). Ela está fundamentada em dois passos: (1), com base em um critério de julgamento, são identificados os períodos de recessão e de crescimento da economia a partir da análise de diversas variáveis macroeconômicas; (2), os indicadores coincidentes e antecedentes são então calculados utilizando a metodologia das médias móveis ponderadas.

Apesar de esta abordagem não ser fundamentada em um modelo probabilístico, carecendo de uma descrição precisa ou de uma definição do estado global da economia de um ponto de vista estatístico, ela tem sido útil em caracterizar o comportamento do ciclo dos negócios nos Estados Unidos nos últimos anos, mesmo que a decisão sobre se a economia se encontra em recessão ou crescimento seja definida bem depois de esta ter acontecido.

A segunda abordagem sobre indicadores coincidentes e antecedentes está fundamentada em uma modelagem estatística a partir do princípio de que a dinâmica das variáveis macroeconômicas pode ser representada por um componente não-observado. Este, por sua vez, representa o estado da economia, e é comum a todas as variáveis. Esta metodologia é dada pelo modelo de fator dinâmico.

Stock *et alli*(1989,1991) introduziram esta técnica que passou a ser largamente utilizada na literatura econômica. Neste modelo, os comovimentos nas variáveis possuem um fator comum que pode ser mensurado por uma variável não-observada única: o estado

da economia<sup>70</sup>. Neste modelo linear, o filtro de Kalman é utilizado para construir a função de verossimilhança que fornecerá a estimativa dos parâmetros do modelo a partir de sua maximização.

Vale ressaltar que os tipos de movimentos comuns que duas ou mais variáveis macroeconômicas podem apresentar estão divididos entre os de longo prazo, caracterizados pela tendência comum, e que podem ser formulados a partir de um mecanismo de correção de erros, e os de curto prazo, que são denominados de ciclos comuns<sup>71</sup>. Porém, uma vez que existe uma sincronia no movimento de diversas variáveis econômicas, é perfeitamente factível que se reduza o número de variáveis a serem estudadas a fim de facilitar a interpretação dos dados sem que se perca a representatividade do ciclo econômico.

Uma característica do modelo de fator dinâmico linear é que este considera a existência de simetria no ciclo dos negócios, ou seja, períodos de recessão e crescimento tem a mesma duração, magnitude e amplitude. Recentemente esta formulação foi aplicada a séries macroeconômicas brasileiras com dois enfoques diferentes: Spacov(2001) com o intuito de construir um indicador coincidente e antecedente para a economia brasileira e Pichetti *et alli*(2002) para produzir um indicador coincidente da produção física industrial, com base nos índices das categorias de uso calculados pelo IBGE.

Mas, como pode ser visto em Diebold *et alli*(1996), a caracterização do ciclo dos negócios a partir do modelo linear, que descreve apenas os comovimentos, está incompleta por não considerar também a existência de assimetria entre as fases destes ciclos. Uma forma de contornar este problema é permitir que o modelo não-linear de mudança de regime markoviano proposto por Hamilton(1989) seja incorporado na construção de um modelo de fator dinâmico.

Chauvet(1998) estima um modelo de fator dinâmico com base em um algoritmo desenvolvido por Kim(1994), que permite que o indicador resultante seja governado por uma variável de estado não observada. Esta formulação não-linear produz resultados muito mais satisfatórios comparativamente ao modelo linear de Stock e Watson. Além disto, a

---

<sup>70</sup> Para uma discussão sobre outras técnicas existentes que procuram caracterizar os ciclos econômicos ver Filardo(1999). Para um modelo alternativo ao de Stock *et alli*(1989, 1991) de indicadores antecedentes e coincidentes ver Issler *et alli*(2000), aplicado posteriormente por Spacov(2001) para a economia brasileira. Vale ressaltar que neste modelo não é feita nenhuma restrição, *a priori*, sobre o número de ciclos comuns existente entre as variáveis que são analisadas para produzir um indicador coincidente.

previsão dos períodos de recessão e crescimento feitos pela autora coincidem com os indicados pelo NBER para a economia americana. Vale ressaltar que uma das vantagens do modelo de mudança de regime é que este também pode ser utilizado para se fazer inferência em tempo real sobre em que estado se encontra a atividade econômica.

Uma série de outros trabalhos seguiram-se aplicando a metodologia linear e não-linear a diversas variáveis e problemas macroeconômicos. Forni *et alli*(2000) propõem uma nova metodologia para construir indicadores coincidentes e antecedentes, fundamentada na análise de fator dinâmico e de componente principal dinâmico, usando dados macroeconômicos de países da União Monetária Européia. Em Chauvet(2000) há uma aplicação do modelo de fator para produzir indicadores antecedentes para a inflação no Brasil, e Kholodilin(2002) utiliza um modelo de dois fatores para caracterizar o ciclo dos negócios na economia americana.

O propósito deste capítulo é construir um índice composto a partir de cinco variáveis calculadas pela Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul e que descrevem o nível de atividade da indústria de transformação do estado. São elas: as vendas reais, as compras reais, os salários líquidos reais totais, as horas trabalhadas na produção e a utilização da capacidade instalada. Posteriormente este novo indicador é comparado com o que é atualmente utilizado pela Federação, o IDI (Índice de Desempenho Industrial) e que está baseado no princípio da média ponderada.

É importante destacar que a constituição de um indicador único que não possua a priori as restrições dos pesos das variáveis envolvidas e que possa ser interpretado como resultante do comportamento do setor possui algumas vantagens. Em primeiro lugar ele pode ser utilizado para monitorar o desempenho econômico em tempo real e, desta forma, determinar o ciclo dos negócios. Em segundo lugar, também pode ser útil futuramente quando da constituição de um indicador antecedente que venha a auxiliar na antecipação de choques econômicos diversos na indústria do estado.

Neste capítulo serão desenvolvidas duas formulações para obter este indicador. A primeira está baseada no modelo de fator dinâmico linear de índice único desenvolvido originalmente por Stock *et alli* (1989,1991). A segunda é não-linear e incorpora a mudança

---

<sup>71</sup> Vahid *et alli*(1993) abordam a metodologia do ciclo comum, e Engle *et alli*(1993) aplica esta metodologia para investigar a existência de um comportamento comum entre o PIB do Brasil, Argentina e México.

de regime no modelo de fator dinâmico. Enquanto o primeiro modelo tem como objetivo descrever apenas os comovimentos cíclicos de diferentes variáveis da indústria, o segundo permite, além disto, que se caracterize as assimetrias das diferentes fases do ciclo do negócios. Desta forma, será possível determinar os períodos de crescimento e de recessão que estiveram presente na indústria gaúcha durante a última década.

Este capítulo está dividido em duas partes. Na primeira estão a descrição dos dados e os resultados dos testes estatísticos para o modelo linear e não-linear. Na seção dois está a conclusão.

### **5.1.Resultados estatísticos**

Apesar das dificuldades locacionais encontradas pelo estado do Rio Grande do Sul, a sua indústria de transformação conseguiu se desenvolver de maneira bastante diversificada, ocupando hoje o segundo lugar no setor no Brasil em termos de valor adicionado.

Porém, este processo de desenvolvimento não ocorreu de forma constante na história econômica do estado, que não foi contemplado com a primeira grande onda de investimentos estrangeiros que aconteceram no país no pós-guerra. De maneira geral, pode-se dizer que o marco do desenvolvimento da indústria no Rio Grande do Sul remonta ao início dos anos sessenta, com a constituição de uma refinaria na região metropolitana de Porto Alegre. Também foi decisiva a política adotada pelo governo federal de priorizar investimentos em infra-estrutura, que posteriormente resultariam na formação de uma sólida indústria de base no estado.

Além disto, o estímulo dado pela União às exportações e à produção de grãos, permitiu o crescimento de outros gêneros importantes da indústria de transformação do Rio Grande do Sul como o segmento coureiro-calçadista, que se concentrou na região metropolitana e com forte base exportadora, a indústria de produtos alimentares e, posteriormente, o complexo metal-mecânico.

É importante destacar que a constituição de um perfil exportador da indústria local foi um aspecto decisivo neste processo de desenvolvimento, na medida que criou as condições para que o setor contornasse as crises econômicas da década de oitenta que limitaram sobremaneira a expansão da demanda agregada interna.

A valorização da taxa de câmbio, imposta no início do Plano Real, serviu como freio a esta continuada expansão da indústria de transformação. Este impacto foi significativo em especial no gênero de couros e calçados, na medida em que encareceu seus produtos finais no mercado externo. A exposição à concorrência internacional também impactou de forma negativa outros gêneros da indústria de transformação, como o de produtos alimentares. Vale ressaltar que este cenário perdurou até a mudança de regime cambial de 1999, quando então volta a ganhar ímpeto o setor exportador, que traz consigo boa parte do desempenho da indústria local.

Atualmente a matriz industrial do Rio Grande do Sul já se encontra em alto grau de diversificação e de integração, tendo uma grande importância não apenas para a região como também para o País. Neste sentido, é muito importante que exista um indicador que sirva para monitorar o desempenho deste setor de forma agregada, sinalizando os movimentos cíclicos da indústria no estado. Duas instituições já disponibilizam informações sobre o nível de atividade da indústria de transformação nacional. O IBGE calcula um índice de produção física e que serve como determinante da quantidade produzida pela indústria em cada estado.

Por outro lado, a Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul calcula um índice de desempenho industrial, denominado de IDI, com base em informações mensais sobre o valor das vendas reais, compras, salários pagos no setor, horas trabalhadas na produção e utilização da capacidade instalada.

Vale destacar que a escolha destas variáveis na composição do IDI é feita inicialmente a partir da metodologia da análise de componentes principais. A partir de então, após a seleção destas, é feita uma média ponderada, considerando um peso específico para cada uma<sup>72</sup>. As variáveis que compõem o IDI, juntamente com as levantadas pelos demais estados, são posteriormente utilizadas pela Confederação Nacional da Indústria para produzir os respectivos índices nacionais<sup>73</sup>.

É importante lembrar que o indicador do IBGE e o calculado pela Federação do Estado não são concorrentes e sim, complementares, na medida em que propõem captar diferentes sinais conjunturais da indústria. De forma geral, o IDI pode ser visto como um indicador

---

<sup>72</sup> De acordo com a Federação das Indústrias, a utilização da capacidade instalada tem peso de 26,64%, as compras 24,89%, os salários 23,36%, as vendas 22,86% e as horas trabalhadas 2,25%.

<sup>73</sup> A Confederação Nacional da Indústria não calcula a variável compras reais.

coincidente do desempenho do setor, sendo calculado com base em uma média ponderada entre aquelas cinco variáveis. Por outro lado, o índice do IBGE propõe medir a evolução da quantidade produzida.

A proposta deste capítulo é confrontar a metodologia utilizada pela Federação com o modelo de fator dinâmico proposto por Stock e Watson. Esta comparação será feita considerando tanto a sua forma linear quanto a não-linear apresentadas no Capítulo 2. Desta forma, será possível produzir um indicador composto para o estado que além de representar a dinâmica do setor industrial também caracterize o ciclo dos negócios no setor.

As séries aqui utilizadas são as mesmas que a Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul usa para calcular seu índice de desempenho. São elas: vendas reais, compras totais, salários, horas trabalhadas na produção e utilização da capacidade instalada. Sua periodicidade é mensal, e estas são representadas por um índice de base fixa dessazonalizado<sup>74</sup>, que compreende o período que vai de janeiro de 1992 a março de 2003, um total de 135 observações.

É importante aqui destacar que o pequeno período amostral disponível reduz sensivelmente os graus de liberdade do modelo e não permite que se tenha a caracterização de uma grande quantidade de períodos de recessão e de crescimento para a economia<sup>75</sup>. Porém, isso não invalida os testes estatísticos. Os Gráficos de 29 a 34 mostram o comportamento de cada uma destas variáveis ao longo deste período.

Gráfico 29 – Vendas reais

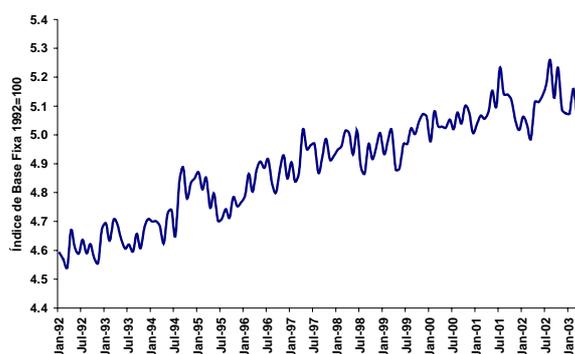
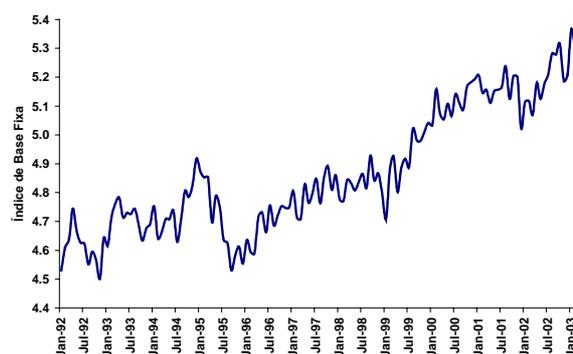


Gráfico 30 – Compras reais



<sup>74</sup> Foi utilizado o método da razão das médias móveis – multiplicativo. As rotinas nesta seção foram coletadas em <http://weber.u.washington.edu/~cnelson/SSMARKOV.html> e adaptadas para os dados aqui utilizados.

Como pode ser visto, tanto a série das vendas como a de compras industriais mostram evidência de uma tendência de crescimento consistente ao longo de toda a década de 90. As maiores quedas na atividade setorial para ambas as séries podem ser verificadas nos seis meses após a implementação do Plano Real e, também no segundo semestre de 2001.

No primeiro caso tem-se os efeitos da apreciação cambial sobre principalmente o setor exportador do estado. No segundo caso, a redução verificada no final de 2001 esteve associada à piora no cenário econômico internacional, principalmente após os atentados terroristas ocorridos nos Estados Unidos. O resultado deste choque foi um impacto significativo não só nas transações comerciais do Brasil e do RS com o exterior como também na atividade industrial do mercado interno.

Gráfico 31 – Salários totais

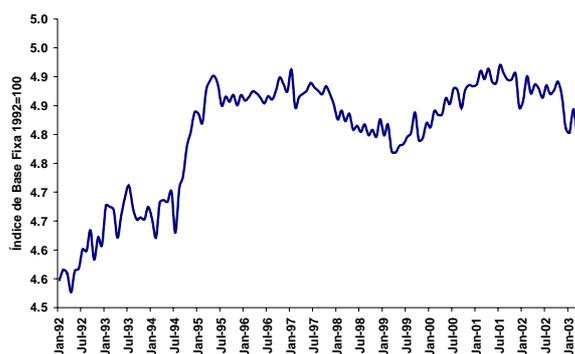
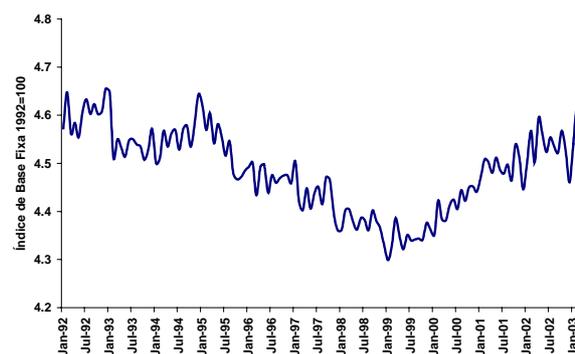


Gráfico 32 – Horas trabalhadas



Por outro lado, as variáveis relacionadas com o mercado de trabalho na indústria de transformação do estado apresentam um comportamento um pouco diferente. No início do Plano Real, a rápida queda da inflação resultou em um enorme ganho de renda para os trabalhadores no setor. Porém, logo depois, na medida em que a atividade industrial se estabilizou, os salários apresentaram o mesmo movimento. Houve inclusive queda nos salários, que perdurou até o início do ano de 1999.

Mesmo considerando o pequeno repique inflacionário que foi verificado após a mudança de regime cambial, os salários na indústria tiveram ganhos reais, seguindo o desempenho de outras variáveis como as vendas e as compras, como pode ser visto no

<sup>75</sup> Esta mesma dificuldade foi encontrada por Spacov(2001).

Gráfico 31. É importante destacar que aquele ano também resultou em uma interrupção da queda constante das horas trabalhadas na indústria, que se fazia presente desde o início do Plano Real, Gráfico 32.

Já a variável utilização da capacidade instalada, mostrada no Gráfico 33, revela uma pequena oscilação durante o período analisado. O que se nota é que, após iniciar a década de 90 sob os efeitos negativos do Plano Collor, os períodos de maior ociosidade na indústria foram verificados nos primeiros meses após o Plano Real, onde tinha-se 76% de utilização da capacidade. Já no início de 2003 a indústria apresentava grau de utilização de 78%. Por fim tem-se, no Gráfico 34 o comportamento do IDI, que também sinaliza no pós Plano Real e último semestre de 2001, uma forte queda da atividade econômica da indústria de transformação do estado.

Gráfico 33 – Utilização da capacidade instalada

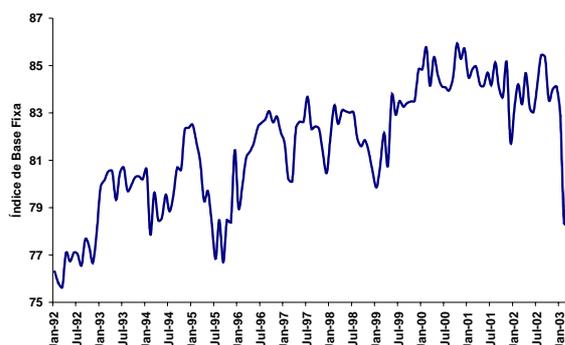
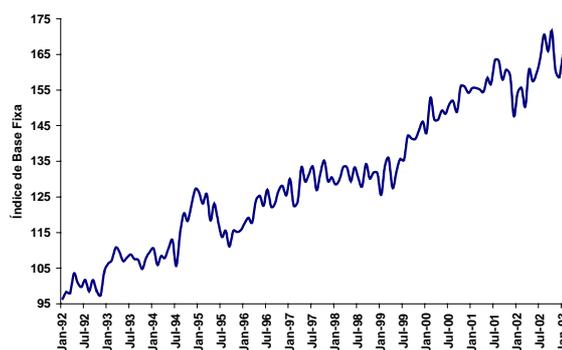


Gráfico 34 – Índice de desempenho industrial



### 5.1.1. Modelo linear

O primeiro passo para a especificação do modelo de fator dinâmico linear é verificar a existência de raiz unitária nestas séries. Para tanto foi utilizado o teste ADF para vários lags, e seus resultados encontram-se na Tabela D.1 em anexo. Como pode ser visto, todas as séries, à exceção da utilização da capacidade instalada, são estacionárias a partir da primeira diferença. Porém, tal qual relatado anteriormente e como mostrado nos gráficos acima, durante o período aqui analisado estas variáveis apresentaram diversas quebras estruturais que ocorreram tanto no intercepto quanto na taxa de crescimento.

Desta forma, o teste mais apropriado para verificar a existência de raiz unitária na presença de quebra estrutural é o de Perron(1997), e seus resultados, apresentados na Tabela D.2 em anexo, confirmam a evidência de raiz unitária, mesmo para a série da utilização da capacidade. O processo de seleção do VAR nos conduz a um modelo com uma defasagem e, a inspeção da relação de cointegração pelo teste de Johansen revela a existência de apenas um vetor de cointegração.

O próximo passo é a formulação de um modelo de fator dinâmico linear considerando a diferença no log das séries, de forma a torná-las estacionárias, nos moldes do proposto por Stock e Watson. Vale ressaltar que aqui são utilizadas cinco variáveis tal qual o formato apresentado nas matrizes (1.39)-(1.40). Inicialmente foram estimados dois modelos. O primeiro é dado por  $p=2$  e  $r=2$  na equação (1.33) e (1.38), ou seja, com duas defasagens para o componente idiossincrático  $\Delta u_{it}$  e para o comum  $\Delta c$  e, o segundo, que considera  $p=2$  e  $r=1$ . Na primeira formulação, o valor do log da verossimilhança obtido foi 1852,581, enquanto que na segunda tem-se um valor de 1852,441. Assim, pelo teste LR com  $\chi^2_{(1)} = 0,59$ , não é possível rejeitar a hipótese de duas defasagens para o componente comum.

Aplicando o filtro de Kalman em conjunto com o processo de maximização numérica da função de verossimilhança, os parâmetros desconhecidos do modelo de índice único podem ser estimados (ver Harvey(1989) e Kim *et alli*(2000)). A Tabela 24 apresenta os resultados do modelo linear.

À exceção dos coeficientes  $d_{12}$ ,  $d_{41}$  e  $d_{42}$ . todos os demais são significativos e o valor negativo obtido para  $d_{i1}$  e  $d_{i2}$  revela que o componente idiossincrático destas séries apresenta uma autocorrelação negativa. Outro ponto a destacar é o alto valor de  $\gamma_{compras}$  e  $\gamma_{vendas}$ , indicando que estas duas variáveis possuem alta sensibilidade em relação ao ciclo dos negócios, respondendo de forma imediata a modificações no cenário econômico.

Uma comparação entre os pesos utilizados na construção da taxa de crescimento de  $c_{t/t}$  e do IDI pode fornecer uma indicação do comportamento destes dois indicadores. Como pode ser visto na Tabela 25, onde os pesos de  $c_{t/t}$  foram normalizados para somar um, a variável compras tem peso de 35% e a de vendas 32%.

Tabela 24 – Estimativa dos parâmetros  
Modelo Stock e Watson linear

<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>
$\phi_1$	-0,5411	0,1123	$d_{52}$	-0,0388	0,0184
$\phi_2$	-0,0732	0,0303	$\sigma_{vendas}$	16,603	2,9125
$d_{11}$	-0,363	0,1135	$\sigma_{compras}$	19,857	3,7185
$d_{12}$	-0,0329	0,0206	$\sigma_{salário}$	5,2953	0,6867
$d_{21}$	-0,4241	0,1110	$\sigma_{horas}$	6,9634	1,3554
$d_{22}$	-0,0449	0,0235	$\sigma_{uci}$	1,5685	0,2027
$d_{31}$	-0,3001	0,0851	$\gamma_{vendas}$	4,0003	0,4969
$d_{32}$	0,0088	0,0000	$\gamma_{compras}$	4,4109	0,5739
$d_{41}$	-0,1203	0,1279	$\gamma_{salário}$	0,9567	0,2310
$d_{42}$	-0,0036	0,0077	$\gamma_{horas}$	2,6517	0,3295
$d_{51}$	-0,3942	0,0935	$\gamma_{uci}$	0,4666	0,1322

Nota: Os desvios padrão são os elementos da diagonal da inversa do hessiano obtido da otimização numérica.

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Estes valores contrastam com os calculados pelo IDI, onde o peso das compras é de 24% e das vendas 22%. Porém, a maior diferença encontrada entre estes dois indicadores foi o peso da utilização da capacidade instalada e dos salários. Vale ressaltar que o indicador calculado pela Federação a partir das médias ponderadas utiliza a análise dos componentes principais para determinar os pesos para cada variável.

Tabela 25 - Pesos das variáveis que compõem  $c_{t/t}$  e o IDI

	<i>Vendas</i>	<i>Compras</i>	<i>Salários</i>	<i>Horas</i>	<i>Uci</i>
Componente comum	0,3204	0,3533	0,0766	0,2124	0,0374
IDI	0,2286	0,2489	0,2336	0,0225	0,2664

Fonte: Cálculos feitos pelo autor e Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul

Após a estimativa destes parâmetros, o filtro de Kalman pode ser rodado novamente para obter-se  $\Delta c_{t/t}$  e, em seguida, a média de  $\Delta c_t$  que é dada por  $\delta$  e, por fim, a partir de:

$$C_{t/t} = C_{t/t-1} + \Delta c_{t/t} + \delta$$

calcular o índice coincidente. A evolução do índice proposto, comparativamente ao IDI e cada uma de suas variáveis, é mostrada nos Gráficos 35 a 40.

Gráfico 35 - Componente comum e IDI

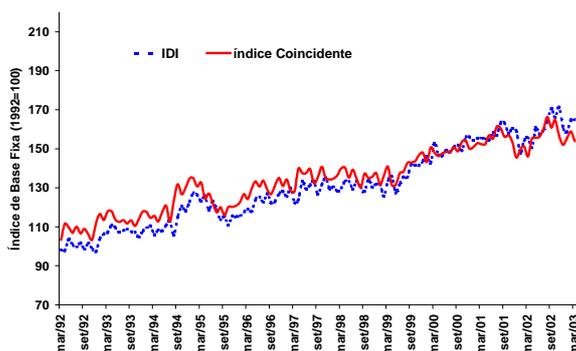


Gráfico 36 - Componente comum e vendas

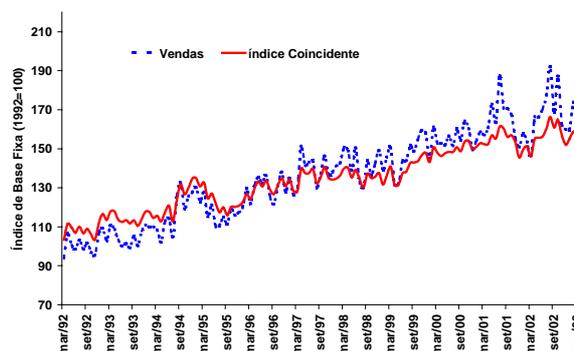


Gráfico 37 - Componente comum e compras

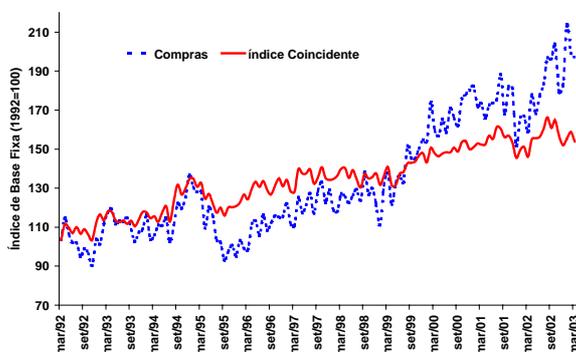
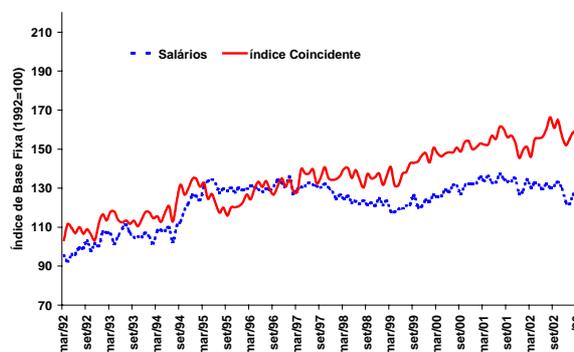


Gráfico 38 - Componente comum e salários



Como pode ser visto, apesar de o indicador coincidente estimado ter apresentado peso diferente entre as variáveis, a sua dinâmica é muito próxima ao IDI (Gráfico 35), captando os movimentos de queda e crescimento na atividade ao longo do período amostral. Uma vez que o peso das variáveis compras e vendas é maior na composição deste indicador, é de se esperar que o comportamento temporal destas duas variáveis seja mais próximo ao do componente comum estimado.

Vale lembrar que a fim de facilitar a comparação, no Gráfico 40 foram utilizados dois eixos, um para o indicador coincidente, expresso em índice, e outro para a utilização da capacidade instalada, expressa em percentual.

Gráfico 39 - Componente comum e horas trabalhadas

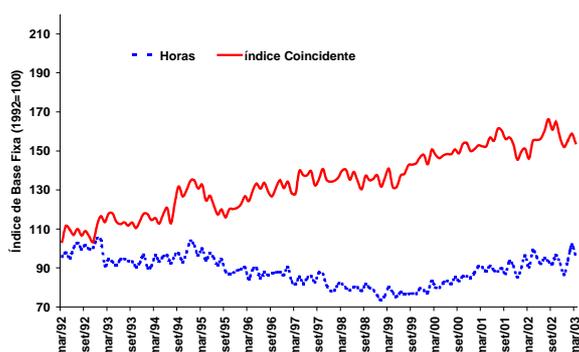
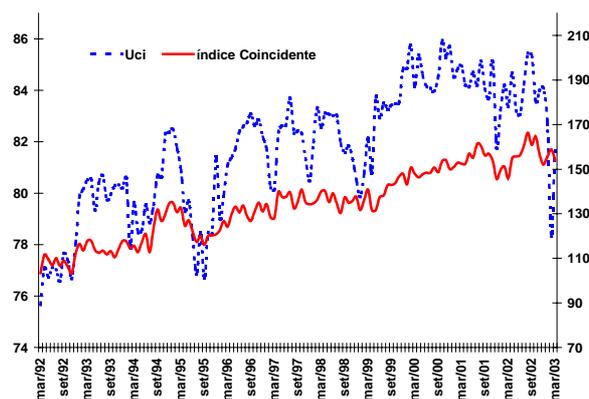


Gráfico 40 - Componente comum e Uci



A Tabela 26 compara o desvio padrão do indicador estimado com o IDI e todas as outras variáveis. Nota-se que aquele é bem menor para  $c_{t/t}$  do que para o IDI. Pelos dados de correlação em nível, há uma boa adaptação do indicador proposto com o calculado pela Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul e também com as variáveis vendas e compras. Vale ressaltar que foi encontrada uma correlação negativa entre o indicador comum e a variável horas trabalhadas. Este resultado é muito influenciado pelo comportamento desta variável *vis-a-vis* as demais no período compreendido entre 1995 e 1999.

Tabela 26 – Características do indicador coincidente e suas variáveis

	$c_{t/t}$	IDI	Vendas	Compras	Salários	Horas	Uci
Desvio-Padrão	15,79	19,74	23,15	30,13	11,28	7,43	2,45
Correlação com $C_{t/t}$		0,99	0,98	0,91	0,74	-0,32	0,86
Correlação com $\Delta C_{t/t}$		0,92	0,90	0,70	0,36	0,68	0,38

Fonte: Cálculos feitos pelo autor e Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul

Quando são analisadas as correlações entre as taxas de crescimento, o indicador coincidente aparenta uma relação negativa com o IDI, apesar da elevada correlação com a variáveis vendas e compras<sup>76</sup>.

Uma regra de bolso que pode ser utilizada para caracterizar o ciclo dos negócios é que dois trimestres seguidos de queda da atividade econômica se configuraria em recessão. (ver Chauvet(2002)). Seguindo esta regra, foram calculadas as possíveis datas em que a indústria de transformação do estado encontrava-se em recessão, e seus resultados encontram-se na Tabela 27. Como pode ser visto, à exceção da indicação do quarto trimestre de 1993, todas as demais datas coincidem quando se considera o IDI e o componente comum.

Tabela 27 – Datas de recessão na indústria de transformação do estado do Rio Grande do Sul

IDI	1992/IV	1993/IV	1995/III	2002/I	2003/I
$c_{t/t}$	1992/IV	1993/III	1995/III	2002/I	2003/I

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Além deste modelo com cinco variáveis, também foi estimado um indicador no qual a utilização da capacidade instalada não está presente. A idéia por trás desta formulação, é verificar se realmente a variável UCI impacta de forma significativa o comportamento do indicador resultante, uma vez que aquela apresenta um comportamento muito mais rígido nos ciclos econômicos.

A Tabela 28 mostra os resultados desta estimativa.

<sup>76</sup> O teste de cointegração entre o indicador coincidente e o IDI, mostrado na Tabela D.6 em anexo, revela que

Tabela 28 – Estimativa dos parâmetros  
Modelo Stock e Watson linear

<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>
$\phi_1$	-0,576	0,111	$d_{42}$	-0,003	0,007
$\phi_2$	-0,083	0,0322	$\sigma_{vendas}$	16,22	3,122
$d_{11}$	-0,326	0,119	$\sigma_{compras}$	22,43	3,677
$d_{12}$	-0,026	0,019	$\sigma_{salário}$	5,303	0,689
$d_{21}$	-0,406	0,105	$\sigma_{horas}$	6,213	1,408
$d_{22}$	-0,041	0,021	$\gamma_{vendas}$	4,035	0,509
$d_{31}$	-0,294	0,099	$\gamma_{compras}$	4,087	0,567
$d_{32}$	0,0103	0,175	$\gamma_{salário}$	0,944	0,230
$d_{41}$	-0,109	0,141	$\gamma_{horas}$	2,740	0,332

Nota: Os desvios padrão são os elementos da diagonal da inversa do hessiano obtido da otimização numérica. Modelo com quatro variáveis (vendas, compras, salários, horas). Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Como pode ser visto, ocorreu uma pequena modificação entre os coeficientes estimados para o modelo com cinco variáveis (Tabela 24) e aqueles encontrados na Tabela 28. A Tabela 29 a seguir mostra um comparativo entre os pesos das variáveis vendas, compras, salários e horas entre o modelo com cinco e quatro variáveis, onde pode-se verificar a pequena modificação nos pesos de cada variável.

Tabela 29 - Pesos das variáveis que compõem  $c_{it}$  e o IDI

	<i>Vendas</i>	<i>Compras</i>	<i>Salários</i>	<i>Horas</i>	<i>Uci</i>
Componente comum (5 variáveis)	0,3204	0,3533	0,0766	0,2124	0,0374
Componente comum (4 variáveis)	0,3418	0,3462	0,0799	0,2321	-
IDI	0,2286	0,2489	0,2336	0,0225	0,2664

Fonte: Cálculos feitos pelo autor e Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul

estas duas variáveis cointegram.

### 5.1.2. Modelo com mudança de regime

A seguir é feita a estimativa do modelo de fator dinâmico não-linear com o intuito de verificar não apenas se existe assimetria no ciclo dos negócios na indústria de transformação do estado, mas também datar estes períodos, com base em um critério probabilístico.

Aqui é assumido que a variável de mudança de regime segue uma cadeia de Markov de dois estados com a equação de medida dada por (1.51) e a de transição, em vez de ser (1.52), é dada por  $\beta_t = \mu_{s_t} + F\beta_{t-1} + v_t$ . (ver Kim *et alli*(1995)).

Desta forma, em cada iteração do filtro de Kalman são obtidas estimativas de  $2^2$  estados e, aplicando o algoritmo de Kim(1994), podem ser encontrados os parâmetros do modelo. Além do mais, é assumido que o componente comum e o idiossincrático tem duas defasagens. Isto é feito com o intuito de facilitar a sua comparação com a formulação linear estimada anteriormente.

Porém, diferentemente dos resultados antes obtidos, aqui, quando é incorporada a mudança de regime, o modelo não parece ser robusto, ou seja, as estimativas finais são muito mais sensíveis ao valor determinado para os parâmetros iniciais<sup>77</sup>.

A fim de verificar esta sensibilidade, foram tentados diferentes valores iniciais para os parâmetros para uma mesma formulação. Por fim, a escolha do modelo final teve como critério aquele que apresentasse o maior valor do log da verossimilhança.

A tabela 30 mostra os resultados para a estimativa não-linear.

---

<sup>77</sup> Isso ocorre com maior intensidade nos parâmetros  $\sigma_i$ . Porém, para parâmetros  $\sigma$  muito grandes, os resultados passam a ser os mesmos.

Tabela 30 – Estimativa dos parâmetros  
modelo Stock e Watson com mudança de regime

<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>
$\phi_1$	-0,541	0,111	$\sigma_{compras}$	4,456	0,419
$\phi_2$	-0,073	0,030	$\sigma_{salário}$	2,301	0,149
$d_{11}$	-0,363	0,113	$\sigma_{horas}$	2,638	0,257
$d_{12}$	-0,032	0,020	$\sigma_{uci}$	1,252	0,081
$d_{21}$	-0,424	0,111	$\gamma_{vendas}$	4,000	0,495
$d_{22}$	-0,044	0,023	$\gamma_{compras}$	4,410	0,577
$d_{31}$	-0,300	0,084	$\gamma_{salário}$	0,956	0,229
$d_{32}$	0,0088	0,000	$\gamma_{horas}$	2,652	0,328
$d_{41}$	-0,120	0,128	$\gamma_{uci}$	0,466	0,133
$d_{42}$	-0,003	0,007	$\mu_0$	0,001	0,022
$d_{51}$	-0,394	0,093	$\mu_1$	0,001	0,000
$d_{52}$	-0,038	0,018	$p$	0,807	0,000
$\sigma_{vendas}$	4,074	0,358	$q$	0,547	0,000

Nota: Os desvios padrão são os elementos da diagonal da inversa do hessiano obtido da otimização numérica.

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

À exceção dos parâmetros  $d_{12}$ ,  $d_{41}$ ,  $d_{42}$  e  $\mu_0$ , todos os demais coeficientes são significativos<sup>78</sup>. Também é possível ver que as variâncias são maiores no modelo linear. A Tabela 31 mostra os pesos e a correlação existente entre  $c_{i/t}$ , o IDI e as demais variáveis.

Como pode ser visto, o peso de todas as variáveis é muito próximo ao encontrado no modelo anterior, sendo que a variável utilização da capacidade instalada continua a ter o menor peso. Outro ponto a destacar é que a correlação encontrada entre o componente comum e o IDI e todas as demais variáveis é maior no modelo linear do que a calculada no modelo com mudança de regime. Novamente, as horas trabalhadas mostraram uma

<sup>78</sup> Note que os parâmetros  $d_{12}$ ,  $d_{41}$ ,  $d_{42}$  também não foram significativos no modelo linear.

correlação negativa com o componente comum estimado para a indústria de transformação do Rio Grande do Sul.

Tabela 31 - Variáveis que compõem  $c_{t/t}$  e o IDI

	<i>IDI</i>	<i>Vendas</i>	<i>Compras</i>	<i>Salários</i>	<i>Horas</i>	<i>Uci</i>
Componente comum (Pesos)	-	0,320	0,353	0,076	0,212	0,037
Correlação com $C_{t/t}$	0,98	0,95	0,86	0,73	-0,46	0,82
Correlação com $\Delta C_{t/t}$	0,84	-0,41	-0,19	-0,18	-0,39	-0,18

Fonte: Cálculos feitos pelo autor. Federação das Indústrias do Rio Grande do Sul.

O Gráfico 41 mostra o comportamento do componente comum aqui estimado e o IDI, e o Gráfico 42 compara o indicador proposto no modelo não-linear com o componente comum estimado de forma linear<sup>79</sup>. Apesar de ambos mostrarem estreita relação entre os indicadores, o desvio-padrão do componente comum estimado pelo modelo não-linear é maior do que o do modelo linear, isto é, 20,61 e 15,79, respectivamente.

Gráfico 41 - Componente comum e IDI

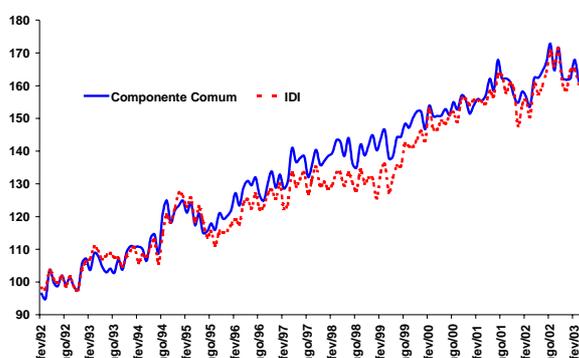
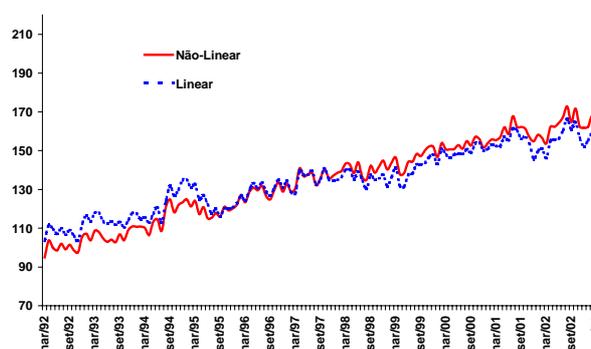


Gráfico 42 - Componente comum Linear e não-linear



A matriz de transição dos regimes estimada é dada por:

<sup>79</sup> O teste de cointegração feito entre o componente comum não-linear e o IDI, mostrado na Tabela D.7 em anexo, revela a presença de um vetor de cointegração. Já quando feito o teste entre o componente estimado na forma linear com o encontrado na formulação não-linear, rejeita-se a hipótese de cointegração, como pode ser visto na Tabela D.8 em anexo.

$$P = \begin{vmatrix} 0,547 & 0,443 \\ 0,193 & 0,807 \end{vmatrix}$$

Analisando os valores de  $q$ , ou seja, a probabilidade de se estar em  $t-1$  em uma fase de crescimento e continuar em  $t$ , e  $p$ , a probabilidade de em  $t-1$  a indústria ter apresentado queda na atividade e continuar apresentando em  $t$ , nota-se que a duração média do período de crescimento é muito menor do que a duração da queda, ou seja, 2,21 e 5,18 meses, respectivamente.

Os Gráficos 43 e 44 mostram as probabilidades suavizadas de crescimento e queda na atividade econômica estimadas para a indústria gaúcha durante a última década. Vale ressaltar que o critério aqui utilizado para classificar se a indústria está em um ciclo de expansão é dado por  $\Pr(S_t = 1) > 0,5$ , como pode ser visto pela linha horizontal que serve para dividir estes períodos.

Gráfico 43 - Probabilidade suavizada de crescimento

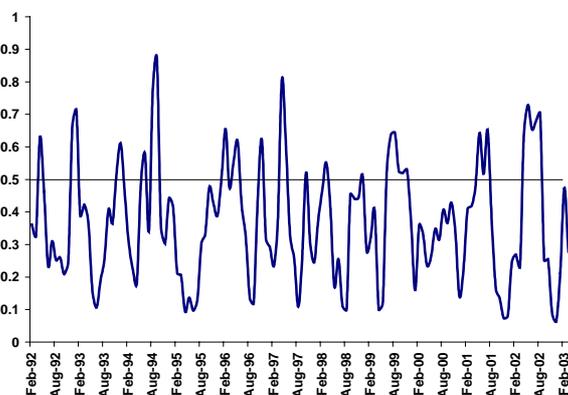
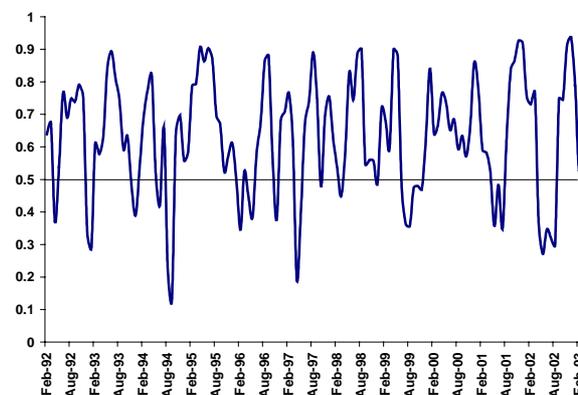


Gráfico 44 - Probabilidade suavizada de queda



A comparação dos períodos do ciclo econômico no modelo não-linear com o estimado para o caso linear fica prejudicada pois, enquanto aqui estes períodos foram obtidos com base em informações mensais, no modelo linear estes foram calculados a partir de um comportamento trimestral.

Também foi estimado um modelo não-linear com apenas quatro variáveis, eliminando a utilização da capacidade instalada, e seus resultados encontram-se na Tabela

32 a seguir. Na Tabela 33 estão os pesos de cada variável, de onde pode-se verificar a pequena modificação nestes com a exclusão da variável UCI. Na verdade este resultado já seria esperado, uma vez que esta variável apresentou um peso pequeno nas estimativas anteriores. Porém, com o intuito de manter o maior número de informações possíveis para explicar o ciclo econômico, optou-se por manter o modelo que contém a informação da utilização da capacidade instalada.

Tabela 32 – Estimativa dos parâmetros  
modelo Stock e Watson com mudança de regime

<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Parâmetros</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Desvio padrão</i>
$\phi_1$	-0,576	0,111	$\sigma_{compras}$	0,047	0,0038
$\phi_2$	-0,083	0,032	$\sigma_{salário}$	-0,023	0,0015
$d_{11}$	-0,326	0,115	$\sigma_{horas}$	0,025	0,0027
$d_{12}$	-0,026	0,018	$\gamma_{vendas}$	-0,0403	0,005
$d_{21}$	-0,404	0,103	$\gamma_{compras}$	-0,0408	0,0056
$d_{22}$	-0,041	0,021	$\gamma_{salário}$	-0,0094	0,0023
$d_{31}$	-0,294	0,084	$\gamma_{horas}$	-0,0274	0,00326
$d_{32}$	0,0103	0,0004	$\mu_0$	-0,0036	0,0001
$d_{41}$	-0,109	0,131	$\mu_1$	-0,0036	0,0007
$d_{42}$	-0,003	0,007	$p$	0,655	0,894
$\sigma_{vendas}$	0,040	0,003	$q$	0,717	0,278

Nota: Os desvios padrão são os elementos da diagonal da inversa do hessiano obtido da otimização numérica. Modelo com quatro variáveis: vendas, compras, salários e horas. Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Tabela 33 - Pesos das variáveis que compõem  $c_{t/t}$  e o IDI

	<i>Vendas</i>	<i>Compras</i>	<i>Salários</i>	<i>Horas</i>	<i>Uci</i>
Componente comum (5 variáveis)	0,320	0,353	0,076	0,212	0,037
Componente comum (4 variáveis)	0,3418	0,3462	0,0799	0,2321	-
IDI	0,2286	0,2489	0,2336	0,0225	0,2664

Fonte: Cálculos feitos pelo autor e Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul

## 5.2.Considerações finais

Este capítulo aplica a metodologia de Sotck *et alli* (1989, 1991) para construir um índice de indicadores coincidentes para a indústria de transformação do estado do Rio Grande do Sul com base nas variáveis vendas totais, compras, salários líquidos reais, horas trabalhadas na produção e utilização da capacidade instalada. Além do modelo linear, também foi investigada a possibilidade de este índice apresentar um comportamento não-linear, devido a existência de diferentes regimes com a incorporação de uma variável de estado não-observada. As estimativas dos parâmetros, neste caso, foram feitas a partir do algoritmo proposto por Kim(1994).

Inicialmente foram testadas duas formulações para o modelo linear que contemplasse uma e duas defasagens para o componente comum. Pelo teste de razão de verossimilhança é selecionado o modelo com duas defasagens. As maiores diferenças entre os resultados encontrados a partir da metodologia de Stock e Watson e o IDI estão relacionadas ao peso de cada variável, com destaque para o maior peso das compras e vendas e ao menor peso para a variável utilização da capacidade instalada no indicador composto comparativamente ao IDI. Apesar desta diferença nos pesos, existe uma alta correlação entre o novo indicador e todas as demais variáveis. Uma das formas de se datar o ciclo dos negócios é utilizar como regra de bolso dois trimestres consecutivos de queda da atividade econômica. Neste caso, os resultados para o IDI e o indicador proposto em relação às datas de recessão na indústria de transformação do estado são equivalentes.

Os coeficientes estimados a partir do modelo não-linear tiveram valores bem próximos ao do modelo linear, à exceção dos parâmetros que medem o desvio-padrão das variáveis, tendo estes sido menores quando se incorpora a mudança de regime. Também no modelo não-linear o peso das variáveis ficou próximo ao estimado na forma linear.

Vale ressaltar que, enquanto a correlação, quando medida em nível, é menor no modelo com mudança de regime, comparativamente à obtida no modelo linear, o mesmo não se verifica na correlação a partir da taxa de crescimento. A estimativa das probabilidades de transição mostra que a probabilidade de a indústria estar em queda em t-1 e continuar em queda em t é maior do que estar em crescimento em t-1 e continuar em crescimento em t.

A duração estimada de cada regime foi de 2,21 meses para o crescimento e de 5,18 para queda na atividade industrial.

## 6. CONCLUSÕES

A conclusão desta tese tem como base os resultados da aplicação da metodologia de mudança de regime que foi abordada nos capítulos 3, 4 e 5. Ressalta-se que, ao final de cada um destes capítulos já foram feitas considerações específicas, desta forma, estas são aqui coletadas e comentadas. Além disso, procura-se também apontar as principais dificuldades e falhas encontradas na condução deste trabalho, e abordar temas de pesquisa futura para cada uma das aplicações a partir desta metodologia.

Tal como destacado no Capítulo 1, as especificações lineares de séries de tempo também podem ser representadas por um modelo não-linear com mudança de regime, seja na forma univariada ou multivariada. A grande dificuldade encontrada na literatura econométrica na área está relacionada aos testes de especificação e de seleção destes modelos. Isto ocorre devido a presença de uma variável aleatória não observada na formulação não-linear.

É importante destacar que esta é uma linha de pesquisa em econometria que tem sido bastante explorada nos últimos anos e isto tem sido possível devido ao avanço tecnológico ocorrido no campo da computação. Porém, dependendo do número de variáveis usadas e da função de densidade, há uma grande dificuldade na convergência do algoritmo que é utilizado para obter-se a estimativa de máxima verossimilhança. Em alguns casos, inclusive, não ocorre esta convergência. Uma outra restrição destes modelos é o elevado tempo necessário para que seja possível realizar alguns testes de hipótese, como é o caso dos que foram propostos por Hansen (1992, 1999).

Mesmo assim, a dificuldade de convergência dos modelos e da realização de testes não invalida e nem muito menos restringe a aplicabilidade do modelo markoviano a problemas de natureza macroeconômica. Na verdade, a variável de estado pode ser vista como uma variável econômica, na medida que determina o regime em que se encontra a economia.

A primeira aplicação a séries econômicas brasileiras feita nesta tese é na formulação de uma equação de demanda por importações a partir de um mecanismo de correção de erros. Como pode ser visto nos resultados estimados no Capítulo 3, o modelo de

mudança de regime consegue reproduzir de forma eficiente os diferentes períodos em que a economia brasileira passou por ajustes no setor externo.

Para as estimativas com dados anuais, foram caracterizados três regimes. O primeiro foi denominado de abertura moderada, e as datas indicadas pelo modelo markoviano (1948-1950), (1952-1953) e (1968-1973), coincidem com acontecimentos históricos. Na segunda metade da década de 40, o governo exerceu um forte controle sobre a taxa de câmbio, que perdurou até o início da década de 50. Esta política resultou em limitação da quantidade importada. Entre 1968 e 1973, a política de comércio exterior era de promoção de exportações, ao contrário da substituição de importações.

As estimativas indicaram que o Brasil encontrava-se, no período de 1955-1967 e 1975 a 1989 sob o regime de fechamento da economia. Vale ressaltar que estas datas coincidem com o processo de substituição de importações e com os efeitos do choque internacional do preço do petróleo sobre o comércio exterior do país.

Por fim, o regime denominado de abertura consistente da economia coincide com a política de abertura comercial implementada a partir de 1990 com a redução das alíquotas de tributação e a eliminação de barreiras tarifárias e não-tarifárias. Este período estende-se até o final da amostra, que é o ano de 2002. Vale ressaltar que a duração estimada do período de fechamento da economia é de 13 anos e, para a abertura consistente, de 5 anos.

Em vez de focalizar a mudança de regime com os dados anuais, com os dados trimestrais o objetivo passa a ser descrever o comportamento conjuntural da demanda por importações. Neste sentido, o modelo markoviano seleciona uma formulação com dois regimes, aqui denominados de crescimento e redução das importações. Os resultados encontrados se adaptam bem tanto aos períodos de maior controle das importações totais, onde estas apresentam queda, quanto para os momentos em que as importações são liberadas.

Vale destacar que os dois regimes estimados apresentam alta persistência. Mas esta é maior no regime dois (crescimento das importações), o que revela a dificuldade que existe quando o país necessita fazer um ajuste externo e, desta forma, passar rapidamente do regime dois para o regime um, denominado de baixas importações. Outro aspecto importante é que a matriz de transição estimada mostra uma maior

probabilidade de a economia passar de uma situação de baixas importações para um cenário de altas importações, do que o contrário, resultado este dado por  $P_{12}$ .

De acordo com as estimativas do Capítulo 3 desta tese, pode-se inferir que o modelo não-linear tem boa aplicação para os dados de comércio exterior brasileiro. Como sugestão de pesquisa futura, uma aplicação a dados de exportação e importação seria a extensão destes resultados para estimativas das elasticidades nas equações de exportação. Também tem apelo a formulação de um modelo que considere grupos de produtos importantes para a pauta brasileira, como os agropecuários, petróleo ou então os manufaturados. Neste caso, podem ser estimadas as elasticidades em um modelo não-linear tanto para as séries de importações quanto para as de exportações.

A segunda aplicação do modelo de mudança de regime nesta tese para séries brasileiras foi feita no Capítulo 4. Neste caso, o objetivo foi analisar o comportamento da produção industrial de seis estados brasileiros a partir de modelos univariados e multivariados.

Os testes estatísticos selecionam um modelo com dois regimes, denominados de crescimento e queda na produção física. No primeiro caso, as estimativas para os modelos univariados revelam a presença de assimetria no ciclo dos negócios em todos os estados, à exceção da indústria de transformação do Rio de Janeiro.

A produção industrial em Santa Catarina é a que apresenta a maior persistência para a taxa média de crescimento, 50 trimestres, e também a maior para a taxa de queda, 84 trimestres. Nos demais estados estas oscilam entre um máximo de 7 trimestres para o crescimento, no caso do RS, e de 10 trimestres para a queda, verificado em MG.

Outro ponto a destacar é a alta variância encontrada no regime de queda da produção física. Vale destacar que esta característica está associada à produção industrial ser um indicador de atividade que responde de forma muito mais intensa e imediata a variações nas condições econômicas.

Dada à similaridade verificada no ciclo desta produção entre os estados, em especial entre os estados do Sudeste, foi estimado um modelo multivariado. Os testes estatísticos selecionam um modelo da forma MSMH(2)-VAR(p), que foi utilizado tanto para o conjunto dos seis estados, quanto para a verificação de ciclo comum nas duas regiões em separado.

Os resultados finais mostram que a dinâmica no crescimento e queda da atividade apresentada pelos estados do Sudeste, difere da verificada para os estados do Sul.

De forma geral, quando se está em um período de expansão industrial, os estados do Sudeste tendem a apresentar taxas de crescimento médias superiores à verificada nos estados do Sul. A exceção é o estado do Rio Grande do Sul. Porém, é importante destacar que este ciclo de expansão da indústria na região Sudeste tem uma duração menor do que a que foi verificada para a região Sul. Enquanto que na primeira tem-se 3,7 trimestres de crescimento no regime um, na segunda este é de 8,6 trimestres.

Em períodos de recessão, também é verificado que a queda na atividade industrial é maior nos estados do Sudeste. Porém, vale destacar, este período de recessão tende a perdurar mais nos estados do Sul (8,4 trimestres), comparativamente à produção na região Sudeste (4 trimestres). Assim, estes resultados indicam que os choques de natureza macroeconômica que venham a atingir a economia brasileira, terão magnitude e dinâmica diferentes nas indústrias da região Sul e Sudeste. Este resultado é particularmente importante quando da formulação de políticas industriais.

A maior dificuldade encontrada nesse capítulo está associada à comparação dos resultados estimados com outros trabalhos na área para a economia brasileira. Em especial destaca-se a ausência de estimativas do ciclo dos negócios para o Brasil tal qual feito para a economia norte americana. Assim, na falta de uma determinação que seja oficial de períodos de recessão e de crescimento, a validação dos modelos de mudança de regime para caracterizar estes ciclos fica de certa forma limitada.

Uma extensão futura deste trabalho seria a determinação da resposta do modelo a diferentes choques na economia a partir de uma função resposta de impulso. Uma outra aplicação seria estender esta metodologia à produção industrial dos demais estados e regiões do país.

O último capítulo desta tese aplicou a metodologia de mudança de regime markoviano ao modelo de fator dinâmico para calcular um índice coincidente da atividade industrial no Rio Grande do Sul.

O objetivo é produzir um indicador que represente, a partir de uma única variável, o comportamento do setor. Além do mais, procura-se datar os ciclos econômicos e

verificar os períodos em que a indústria de transformação do estado encontra-se em recessão ou em crescimento.

As estimativas foram feitas tanto para um modelo linear quanto para um não-linear. Inicialmente foram testadas duas formulações para o modelo linear com uma e duas defasagens para o componente comum. Pelo teste de razão de verossimilhança é selecionado o modelo com duas defasagens.

As maiores diferenças entre os resultados encontrados a partir da metodologia de Stock e Watson e o IDI estão relacionadas ao peso de cada variável com destaque para o maior peso das compras e vendas e ao menor peso para a variável utilização da capacidade instalada no indicador composto comparativamente ao IDI. Vale ressaltar que, apesar desta diferença nos pesos, existe uma alta correlação entre o novo indicador e todas as demais variáveis.

Uma das formas de se datar o ciclo dos negócios é utilizar como regra de bolso dois trimestres consecutivos de queda da atividade econômica. Neste caso, os resultados para o IDI e o indicador proposto em relação às datas de recessão na indústria de transformação do estado são equivalentes.

Os coeficientes estimados a partir do modelo não-linear tiveram valores bem próximos aos do modelo linear, à exceção dos parâmetros que medem o desvio-padrão das variáveis, tendo estes sido menores quando se incorpora a mudança de regime. Também no modelo não-linear o peso das variáveis ficou próximo do estimado na forma linear.

Vale ressaltar que, enquanto a correlação, quando medida em nível, é menor no modelo com mudança de regime, comparativamente à obtida no modelo linear, o mesmo não se verifica na correlação a partir da taxa de crescimento.

A estimativa das probabilidades de transição mostra que a probabilidade de a indústria estar em queda em  $t-1$  e continuar em queda em  $t$  é maior do que estar em crescimento em  $t-1$  e continuar em crescimento em  $t$ . Outro ponto a destacar é que a duração estimada de cada regime de 2,21 meses para o crescimento e de 5,18 para a queda na atividade industrial, revelando a existência de assimetria no ciclo dos negócios na indústria gaúcha.

As maiores limitações deste capítulo referem-se ao pequeno período amostral disponível. Além disso, tal como no Capítulo 4, a ausência de uma indicação oficial dos momentos em que a indústria do estado encontra-se em recessão ou em crescimento dificulta a comparação dos resultados. Uma dificuldade nas estimativas está relacionada à aplicação do algoritmo de Kim. Em várias formulações foi necessário um tempo muito grande para que fosse possível atingir uma convergência, sendo que esta não foi possível em muitos modelos.

Uma indicação de extensão desta metodologia seria a utilização de um modelo que considere probabilidades de transição variantes no tempo, tal como proposto em Filardo (1994). Também seria interessante utilizar este modelo para produzir um índice coincidente da atividade industrial no Brasil, a partir de dados da Confederação Nacional da Indústria. Por fim, tem grande apelo a formulação de indicadores antecedentes, como forma de prever o comportamento da atividade industrial no estado do Rio Grande do Sul.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDREWS, D.W.K., Tests for parameter instability and structural change with unknown change point, *Econometrica*, v.62, p.1383-1414, 1993.

ANDREWS, D.W.K. and PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative, *Econometrica*, v.62, p.1386-1414, 1994.

ANG A. ; BEKAERT, G. Regime switches in interest rates, Research Paper 1486, Stanford University, 1998.

ABREU, M. P. A ordem do Progresso: Cem anos de política econômica republicana 1889-1989, Editora Campus, 1990.

AZEVEDO, A.F.Z. e PORTUGAL, M.S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações, *Nova Economia*, Belo Horizonte, v.8, n.1, p.37-63, Julho, 1998.

BANERJEE, A., LAZAROVA, S. and URGA, G. Bootstrapping sequential tests for multiple structural breaks, *European University Institute*, Florence, 1998, (discussion paper eco. n° 98/24).

BARROS, A.R., A Periodization of the Business Cycles in the Brazilian Economy, 1856-1985, *Revista Brasileira de Economia*, v.47, n.1, p.53-82, 1993.

BIANCHI, M. Detecting Regime Shifts by Kernel Density Estimation, Bank of England, *Working Paper*, 1995.

BONOMO, M. and GARCIA, R. Consumption and Equilibrium asset pricing: An Empirical assessment, *Journal of Empirical Finance*, v.3, p.239-265, 1996.

BURNS, A. and MITCHELL, W. Measuring business cycles. New York, National Bureau of Economic Research, 1946.

CARVALHO, A. e NEGRI, J.A. Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1997/1998), 2000, (Texto para Discussão IPEA n° 698).

CARVALHO, A., PARENTE, M.A. Estimação de Equações de Demanda de Importações por Categoria de Uso para o Brasil – 1978/1996, IPEA, abril 1999, (Texto para Discussão n°636).

- CASTRO, A.S. e CAVALCANTI, M.A.F. Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, nº1, p.1-68, 1998.
- CASTRO, A.S. e JUNIOR, J. L. R. Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras, nº 716, 2000 (Texto para Discussão IPEA).
- CHAUVET, M., An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching, *International Economic Review*, v. 39, n.4, p.969-96, 1998.
- CHAUVET, M.; POTTER, S. Coincident and Leading Indicators of the Stock Market, *Journal of Empirical Finance*, v.7, p. 87-111, 2000.
- CHAUVET, M, The Brazilian Business and Growth Cycles, *Revista Brasileira de Economia*, v.56, n.1, p.75-106, 2002.
- CHAUVET, M., LIMA, E.C.R. e VASQUEZ, B. Forecasting Brazilian output in real time in the presence of breaks: a comparison of linear and nonlinear models, São Paulo, IPEA, 2002, Texto para discussão nº911.
- CHOW, G. Tests of the Equality between two sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, v.28, p.561-605, 1960.
- CECCHETTI, S.G., LAM, P. and MARK, N.C. Mean reversion in equilibrium asset prices, *American Economic Review*, v.80, p.398-418, 1990.
- CLEMENTS, M.P. and KROLZIG, H-M. Business Cycle Asymmetries: Characterisation and Testing based on Markov-Switching Autoregressions, Department of Economics, University of Warwick, 2000, mimeo
- CLEMENTS, M.P. and KROLZIG, H-M. Can oil shocks explain asymmetries in the US Business Cycle? Department of Economics, University of Warwick, 2001, mimeo.
- DEMPSTER, A.P., LAIRD, N.M. and RUBIN, D.B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm, *Journal of Royal Statistical Society*, B 39, 1-38, 1977.
- DIEBOLD, F.X. and RUDEBUSCH, G.D. Measuring business Cycles: A modern perspective, *Review of Economics and Statistics*, v.78, p.67-77, 1996.
- DIEBOLD, F.X., LEE, J.H., WEINBACH, G.C. Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities, In: HARGREAVES, G. (ed.) *Nonstationary time series analysis and cointegration*, Oxford, Oxford University Press.

- DIJK, D.V. Extensions and outlier robust inference, Rotterdam, Erasmus University, 1999, (Tinberger Institute Research Series 200).
- DURLAND, J. M. and MCCURDY, T.H. Duration-dependence transitions in a Markov model of U.S. GNP Growth, *Journal of Business and Economic Statistics*, v.12, p.279-288, 1994.
- ENGEL, C. and HAMILTON, J.D. Long Swings in the Dollar: Are they in the data and do markets know it?, *American Economic Review*, v.80, p.689-713, 1990.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error Correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, v.55, p.251-276, 1987.
- ENGLE, R.F. and ISSLER, J.V. Common trends and common cycles in Latin America, *Revista Brasileira de Economia*, v.47, n.2, p.149-76, 1993.
- ENGLE, R.F. and ISSLER, J.V. Estimating common sectoral cycles, *Journal of Monetary Economics*, v.35, p.83-113, 1995.
- FACHADA, M.S.J.F. Um estudo econométrico da balança comercial brasileira: 1975-1988, Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1990 (Dissertação de Mestrado).
- FERREIRA, A.H.B. Testes de estabilidade para a função demanda de importações, *Revista Brasileira de Economia*, v.48, n.3, p.355-70, jul./set. 1994.
- FILARDO, A.J. Business-cycle phases and their transitional dynamics, *Journal of Business and Economic Statistics*, v.12, p.299-308, 1994.
- FILARDO, A.J. and GORDON, S.F. Business-cycle durations, *Journal of Econometrics*, v.85, p.99-123, 1998.
- FILARDO, A. How reliable are recession prediction models, *FED Kansas City Economic Review*, 2nd. Quarter, p.35-55, 1999.
- FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M and REICHLIN, L. Coincident and leading indicators for the EURO area, working paper, 2000.
- GARCIA, R. Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models, *International Economic Review*, v. 39, n.3, p.763-788, 1998.
- GARCIA, R. and PERRON, P. An Analysis of real interest under regime shifts, *Review of Economics and Statistics*, v.78, p.111-125, 1996.
- GHYSELS, E. On the Periodic Structure of the Business Cycle, *Journal of Business and Economic Statistics*, v.12, p. 289-290, 1994.

- GOLDSTEIN, M. and KHAN, M.S. Income and Price Effects in Foreign Trade, In: Jones, R.W.; Kenen, P.B. (ed.), *Handbook of International Economics*, North-Holland, Amsterdam, 1985, v.2.
- GOODWIN, T.H. Business-cycle analysis with a Markov-Switching model, *Journal of Business and Economic Statistics*, v.11, p.231-339, 1993.
- GOLDFELD, S.M. and QUANDT, R.E. A Markov model for switching regression, *Journal of Econometrics*, v.1, p.3-16, 1973.
- GRANGER, C.W.J. and TERÄSVIRTA, T. *Modelling nonlinear economic relationships*, Oxford: Oxford University Press, 1993.
- GUIMARÃES, E.A. A Experiência Recente da Política Industrial no Brasil: Uma avaliação, São Paulo, IPEA, 1996, (Texto para discussão nº409).
- HAMILTON, J.D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, J.D. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, v.45, p. 39-70, 1990.
- HAMILTON, J.D. A quasi-Bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal distributions, *Journal of Business and Economic Statistics*, v.9, p.27-39, 1991.
- HAMILTON, J.D. Specification testing in Markov-Switching time series models, *Journal of Econometrics*, v.70, p.127-157, 1996.
- HAMILTON, J.D. and SUSMEL, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime, *Journal of Econometrics*, v.64, p.307-333, 1994.
- HANSEN, B.E. The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov switching model of GNP, *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61-S82, 1992.
- HANSEN, B.E. Testing for Linearity, working paper, April, 1999. [www.ssc.wisc.edu/~bhansen](http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen).
- HANSEN, B.E. The New Econometrics of Structural Change: dating breaks in U.S. labor productivity, working paper, 2001.
- HANSEN, B.E. and SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models, *Journal of Econometrics*, v.110, p.293-318, 2002.
- HARVEY, A.C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter*. Cambridge, Cambridge University Press, 1989.

- HODRICK, R.J. and PRESCOTT, E.C. Postwar U.S. Business Cycles: Na Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, p.1-16, 1997.
- HYLLEBERG, S., ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. and YOO, B.S. Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, v.44, p. 215-238, 1990.
- ISSLER, J.V. and VAHID, F. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates, Rio de Janeiro , Fundação Getúlio Vargas, 1998, (Ensaio Econômicos número 334).
- ISSLER, J.V. and VAHID, F. The missing link: using common cycles to construct an index of coincident and leading indicators of economic activity, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 2000, mimeo
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, p.231-254, 1988.
- JUNIOR, S. K. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997), *Economia Aplicada*, v.4, n.3, 2000.
- KALIMIPALLI, M. and SUSMEL, R. Regime-switching stochastic volatility and short-term interest rates, 2001, working paper.
- KARLIN, S.; TAYLOR, M.H. A first course in stochastic process, Academic Press, inc., 1975.
- KHOLODILIN, K.A. Unobserved Leading and Coincident Common Factors in the Post-War U.S. Business Cycle, Université Catholique de Louvain, 2002, Working paper.
- KIM, C-J., Dynamic linear models with markov-switching, *Journal of Econometrics*, v.60, p.1-22, 1994.
- KIM, C-J. and KIM, M-J. Transient fads and the crash of '87, *Journal of Applied Econometrics*, v.11, p.41-58, 1996.
- KIM, C-J. e NELSON, C. Business cycle turning points, A new coincident index and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime-switching, *Review of Economic and Economic Statistics*, v.80, p.188-201, 1998.
- KIM, C-J and NELSON, C.R. State- Space models with regime switching – Classical and Gibbs-Sampling Approaches with applications, 2º ed., MIT Press, 2000.
- KIM, C-J. and PIGER, J. Common stochastic trends, common cycles, and asymmetry in economic fluctuations, 2000b, (International Finance Discussion Papers n.681).

- KIM, C-J. and YOO, J-S. New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov Switching Factor Model Approach, *Journal of Monetary Economics*, v.36, p.607-630, 1995.
- KROLZIG, H-M. Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts, SFB 373, , Humboldt Universität zu Berlin, 1996, (Discussion Paper, 25).
- KROLZIG, H-M. International Business Cycles: Regime Shifts in the Stochastic Process of Economic Growth, University of Oxford, 1997a. (Applied Economics Discussion Paper 194).
- KROLZIG, H-M. *Markov Switching Vectors Autoregressions Modelling, Statistical inference and Application to Business Cycle Analysis*, Berlin: Springer, 1997b.
- KROLZIG, H-M, MARCELLINO, M. and MIZON, G.E. A Markov-Switching Vector-Equilibrium correction model of the UK Labour Market, Oxford, Department of economics, Oxford, 2000, Working Paper.
- KROLZIG, H-M, and SENSIER, M. A disaggregated Markov-Switching model of the UK Business Cycle, *Manchester School*, v.68, p.442-460, 2000.
- KUME,H. A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva. Rio de Janeiro: IPEA, maio 1996, (texto para discussão, 423).
- LAM, P-S. The Hamilton model with a general autoregressive component. Estimation and Comparison with other models of economic time series, *Journal of Monetary Economics*, v.26, p.409-432, 1990.
- LÜTKEPOHL, H. and SAIKKONEN, P. Impulse Response Analysis in Infinite Order Cointegrated Vector Autoregressive Processes, Humboldt Universität zu Berlin, SFB 373, 1995, (Discussion paper 11).
- MORAES Jr., A.C. e MORAIS, I.A.C. Práticas diferenciadas de governança corporativa: do problema da seleção adversa no mercado acionário aos impactos sobre a volatilidade das ações, In: Congresso ABAMEC, 16, Porto Alegre- RS, Abril, 2002 Anais do XVI Congresso da ABAMEC.
- NELSON, C.R.; PLOSSER, C.I. Trends and Random walks in macroeconomic time series; some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, v.10, p.139-162, 1982.
- NIETO, F.H. and MELO, L.F. About a coincident index for the state of the economy, 2001, *working paper*.

- PACHECO, C.A. Novos padrões de localização industrial? Tendências recentes dos indicadores da produção e do investimento industrial, IPEA, 1999, (Texto para discussão nº633).
- PASTORE, A.C. e PINOTTI, M.C. Inflação e Estabilização: Algumas Lições da Experiência Brasileira, *Revista Brasileira de Economia*, v.53, n.1, p.3-40, 1999.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, v.80, p. 355-385, 1997.
- PHILLIPS, K.L. A two-country model of stochastic output with changes in regime, *Journal of International Economics*, v.31, p.121-142, 1991.
- PICHETTI, P. e TOLEDO, C. Estimating and interpreting a common stochastic component for the Brazilian Industrial Production index, *Revista Brasileira de Economia*, v.56, n.1, p.107-120, 2002.
- PINHEIRO, A.C. e ALMEIDA, G.B. O que mudou na proteção à indústria brasileira nos últimos 45 anos?, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.25, n.1, p.199-222, 1995.
- PINHEIRO, A.C. e MOTTA, R.S. Índices de exportação para o Brasil: 1947/88, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.21, n.2, p.253-286, 1991.
- PORTUGAL, M.S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.22, n.3, p.501-540, 1992.
- PORTUGAL, M.S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.23, n.2, p.313-348, 1993a.
- PORTUGAL, M.S. Measures of Capacity Utilization, *Análise Econômica*, n.19, p.89-102, 1993b.
- PORTUGAL, M.S. Time varying import demand elasticities: the Brazilian case, In: McAleer, M.; Jakman, A., *Proceedings of the International Congress on Modelling and Simulation*, University of Western Australia, Perth, Australia, v.1, p.425-30, 1993c.
- PORTUGAL, M.S. As políticas brasileiras de comércio exterior – 1947-88, *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v.1, n.15, p.234-252, 1994.
- POTTER, S.M. A nonlinear approach to US GNP, *Journal of Applied Econometrics*, v.10, p.109-125, 1995.
- QUANDT, R.E. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes, *Journal of the American Statistical Association*, v.53, p.873-880, 1958.

- QUANDT, R.E. Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes, *Journal of the American Statistical Association*, v.55, p.324-330, 1960.
- RESENDE, M.F.C. Dinâmica das importações de bens de capital no Brasil: um modelo econométrico, *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, v.51, n.2, p.219-38, abril/junho 1997a.
- RESENDE, M.F.C. Disponibilidade Cambial e Especificação da Função de Demanda de Importações para o Brasil, IPEA, 1997b, (Texto para Discussão nº 506).
- RESENDE, M.F.C. Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações Totais e por Categoria de Uso no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros, São Paulo, IPEA, 2000, (Texto para Discussão nº 714).
- ROSA, J.A. Alguns aspectos da política tarifária recente, Rio de Janeiro, CECEX, 1979, mimeo.
- RUUD, P.A. Extension of estimation methods using the EM-algorithm, *Journal of Econometrics*, v.49, p.305-341, 1991.
- SAIKKONEN, P. Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation, *Econometric Theory*, v.8, p.1-27, 1992.
- SICHEL, D.E. Business Cycle asymmetry, *Economic Inquiry*, v.31, p.224-236, 1993.
- SICHEL, D.E. Inventories and the three phases of the business cycle, *Journal of Business and Economic Statistics*, v.12, p.269-277, 1994.
- SILVA, J.P. Um Estudo Econométrico da Balança Comercial Brasileira: 1975-1988. Rio de Janeiro: PUC-RJ, (Dissertação de Mestrado), 1990.
- SILVA, A.B.M. Redes Neurais Artificiais, Análise de Sensibilidade e o Comportamento de Funções de Comércio Exterior do Brasil, Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, PPGE-UFRGS (Tese de Doutorado), 2002.
- SILVA, A.B.M., PORTUGAL, M.S. e CECHIN, A.L. Redes Neurais artificiais e análise de sensibilidade: Uma aplicação à demanda de importações brasileiras, *Economia Aplicada*, v.5, n.4, 2001.
- SIMS, C.A. Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, v.48, p.1-48, 1980.
- SPACOV, A.D. Índices Antecedentes e Coincidentes da Atividade Econômica Brasileira: uma Aplicação da Análise de Correlação Canônica, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós Graduação em Economia, 2001 (Dissertação de Mestrado).

- STOCK, J.H. and WATSON, M.H. A new approach to leading economic indicators, Harvard University, Kennedy School of Government, 1988 (working paper).
- STOCK, J.H. and WATSON, M.W. New indexes of coincident and leading economic indicators, In: BLANCHARD O.; FISCHER, S. (eds.) NBER macroeconomics annual, Cambridge: MIT Press, 1989.
- STOCK, J.H. and WATSON, M.W. A Probability Model of the Coincident Economic Indicators, In: LAHIRI, K.; MOORE, G.H. Leading Economic Indicator: New Approaches and Forecasting Records, Cambridge: Cambridge University Press, 1991.
- STOCK, J.H. and WATSON, M.W. A procedure for predicting recessions with leading economic indicators: Econometric issues and recent experience. In: STOCK, J.H.; WATSON, M.W. business cycles, indicators and forecasting, Chicago: University of Chicago Press for NBER, 1993.
- STOCK, J.H. and WATSON, M.W. Business cycle fluctuations in U.S. macroeconomic time series, 1998 (NBER working paper).
- TERÄSVIRTA, T. and ANDERSON, H. Characterising nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models, *Journal of Applied Econometrics*, p.S119-S136, 1992.
- TSAY, R.S. Testing and Modelling threshold autoregressive process, *Journal of the American Statistical Association*, v.84, p.231-240, 1989.
- TSAY, R.S. Testing and Modeling multivariate threshold models, *Journal of American Statistical Association*, v.93, p.1188-1202, 1998.
- TONG, H. Threshold models in nonlinear time series analysis, New York, 1983, (Springer Lectures in Statistics 21).
- TONG, H. Nonlinear time series: A dynamical system approach, Oxford, Oxford University Press, 1990.
- VAHID, F. and ENGLE, R.F. Common trends and common cycles, *Journal of Applied Econometrics*, v.8, p.341-360, 1993.
- WARNE, A. Causality and Regime Inference in a Markov Switching VAR, 2000, (working Paper).
- ZINI Jr., A.A. Funções de exportação e importação para o Brasil, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.18, n.3, p.615-662, 1988.

## 8. ANEXOS

## 8.1. Anexo A – capítulo 3 - dados anuais

Tabela A.1. Teste de raiz unitária em nível e diferenças

	<i>Em Nível</i>				<i>Em diferenças</i>				
	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)	
<i>Qm</i>	1,53	-0,29	-2,01	I(1)	$\Delta Qm$	-6,47 <sup>a</sup>	-6,77 <sup>a</sup>	-6,74 <sup>a</sup>	I(0)
<i>PIB</i>	1,36	-2,27	-0,27	I(1)	$\Delta PIB$	-1,75 <sup>c</sup>	-2,73 <sup>c</sup>	-3,62 <sup>b</sup>	I(0)
<i>e</i>	-0,43	-1,55	-4,85 <sup>a</sup>	I(1)	$\Delta e$	-6,60 <sup>a</sup>	-6,54 <sup>a</sup>	-6,56 <sup>a</sup>	I(0)
<i>et</i>	-0,41	-1,80	-4,77 <sup>a</sup>	I(1)	$\Delta et$	-6,79 <sup>a</sup>	-4,00 <sup>a</sup>	-4,25 <sup>a</sup>	I(0)
<i>U10a</i>	-7,06 <sup>a</sup>	-7,04 <sup>a</sup>	-6,97 <sup>a</sup>	I(0)	$\Delta U10a$	-5,73 <sup>a</sup>	-5,68 <sup>a</sup>	-5,64 <sup>a</sup>	I(0)
<i>U12a</i>	-0,94	-2,81 <sup>b</sup>	-3,28 <sup>b</sup>	I(0)	$\Delta U12a$	-7,83 <sup>a</sup>	-7,76 <sup>a</sup>	-7,69 <sup>a</sup>	I(0)
<i>U14a</i>	-1,68	-5,08 <sup>a</sup>	-5,35 <sup>a</sup>	I(0)	$\Delta U14a$	-5,35 <sup>a</sup>	-5,30 <sup>a</sup>	-5,28 <sup>a</sup>	I(0)

Nota:  $\tau$  é sem constante,  $\tau_{\mu}$  é o teste com constante e  $\tau_{\tau}$  é o teste com constante e com tendência. I(.) é a ordem de integração. Rejeita a 1%, b 5% e c acima de 10%.

Tabela A.2. – Teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural

<i>Teste</i>	Modelo	<i>Qm</i>	<i>PIB</i>	<i>e</i>	<i>et</i>	<i>U10a</i>	<i>U12a</i>	<i>U14a</i>
UR	1	-3,47	-2,02	-5,11 <sup>b</sup>	-4,42	-7,18 <sup>a</sup>	-5,95 <sup>b</sup>	-6,39 <sup>a</sup>
$t_{\alpha}^*(i)$	2	-3,47	-4,36	-5,09	-4,41	-7,14 <sup>a</sup>	-6,16 <sup>a</sup>	-5,36 <sup>b</sup>
	3	-3,23	-4,44	-4,07	-3,84	-4,83 <sup>b</sup>	-3,72	-4,99 <sup>b</sup>
STUD $t_{\alpha, \hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha, \gamma}^*$	1	-1,66	-0,17	-3,50	-3,40	-5,10 <sup>b</sup>	-5,95 <sup>a</sup>	-5,06 <sup>b</sup>
	2	-2,88	-4,36	-1,30	-1,67	-4,85	-4,21	-4,84
	3	-2,97	-4,35	-3,94	-3,39	-4,79 <sup>b</sup>	-3,72	-4,87 <sup>b</sup>
STUDABS $t_{\alpha,  \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha,  \gamma }^*$	1	-1,66	-0,17	-3,49	-3,39	-5,10 <sup>b</sup>	-5,95 <sup>a</sup>	-5,06 <sup>b</sup>
	2	-2,88	-4,36	-1,30	-1,67	-4,85	-4,21	-4,84
	3	-2,97	-4,35	-3,94	-3,39	-4,79 <sup>b</sup>	-3,72	-4,86 <sup>b</sup>

Tabela A.3. – Datas das quebras estruturais

<i>Teste</i>	Modelo	<i>Qm</i>	<i>PIB</i>	<i>e</i>	<i>et</i>	<i>U10a</i>	<i>U12a</i>	<i>U14a</i>
UR	1	1950	1966	1952	1952	1962	1972	1988
$t_{\alpha}^*(i)$	2	1950	1974	1952	1952	1962	1972	1972
	3	1949	1981	1958	1958	1953	1972	1982
STUD	1	1974	1979	1957	1957	1973	1972	1972
$t_{\alpha,\hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha,\gamma}^*$	2	1955	1974	1955	1955	1979	1978	1983
	3	1963	1980	1959	1959	1955	1972	1987
STUDABS	1	1974	1979	1957	1957	1973	1972	1972
$t_{\alpha, \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha, \gamma }^*$	2	1955	1974	1955	1955	1979	1978	1983
	3	1963	1980	1959	1959	1955	1972	1987

Tabela A.4. – Seleção do lag do VAR

<i>Variáveis</i>	<i>Ordem</i>	<i>Akaike</i>	<i>Schwarz</i>
	0	227,70	227,85
<i>Qm</i>	1	323,40	324,14
<i>PIB</i>	2	345,76	347,10
<i>e</i>	3	344,43	346,38
<i>U10a</i>	4	369,16	371,74
	0	253,53	253,68
<i>Qm</i>	1	319,30	320,04
<i>PIB</i>	2	388,51	389,85
<i>e</i>	3	398,14	400,09
<i>U12a</i>	4	423,45	426,03
	0	279,37	279,52
<i>Qm</i>	1	322,87	323,61
<i>PIB</i>	2	326,82	328,16
<i>e</i>	3	335,50	337,45
<i>U14a</i>	4	360,44	363,01
	0	227,66	227,81
<i>Qm</i>	1	323,80	324,54
<i>PIB</i>	2	346,27	347,61
<i>et</i>	3	345,37	347,33
<i>U10a</i>	4	371,21	373,79
	0	253,44	253,58
<i>Qm</i>	1	319,78	320,52
<i>PIB</i>	2	388,49	389,83
<i>et</i>	3	398,16	400,11
<i>U12a</i>	4	425,24	427,81
	0	279,40	279,55
<i>Qm</i>	1	323,48	324,22
<i>PIB</i>	2	327,63	328,97
<i>et</i>	3	335,75	337,70
<i>U14a</i>	4	361,98	364,56

Tabela A.5. – Teste de cusalidade

<i>Var. X</i>	<i>Variável Y</i>						
	<i>Qm</i>	<i>PIB</i>	<i>e</i>	<i>et</i>	<i>U10a</i>	<i>U12a</i>	<i>U14a</i>
<i>Qm</i>	-	0,002 (0,965)	1,143 (0,290)	0,944 (0,335)	2,552 (0,116)	0,117 (0,733)	0,395 (0,532)
<i>PIB</i>	0,341 (0,561)	-	0,340 (0,562)	0,224 (0,637)	22,568* (0,000)	7,502* (0,008)	0,012 (0,913)
<i>e</i>	1,402 (0,242)	0,280 (0,598)	-	0,016 (0,897)	0,515 (0,476)	0,551 (0,461)	0,309 (0,581)
<i>et</i>	2,05 (0,147)	0,759 (0,387)	0,281 (0,598)	-	0,825 (0,367)	1,017 (0,318)	0,779 (0,381)
<i>U10a</i>	0,535 (0,467)	3,342** (0,07)	0,578 (0,450)	0,128 (0,721)	-	0,623 (0,433)	1,904 (0,173)
<i>U12a</i>	2,511 (0,119)	0,683 (0,412)	0,130 (0,719)	0,474 (0,493)	10,75* (0,001)	-	0,226 (0,636)
<i>U14a</i>	0,827 (0,367)	3,89** (0,05)	0,260 (0,612)	0,088 (0,767)	34,06* (0,000)	11,15* (0,01)	-

Nota: Em parênteses é a probabilidade.  $H_0$ : variável x não causa y. \* Rejeita a 1%, \*\* Rejeita a 5%.

Tabela A.6. – Elasticidades de longo prazo estimativa por mínimos quadrados ordinários

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>
PIB	0,660	0,057	PIB	0,359	0,079
e	-0,926	0,113	e	-1,125	0,104
U10a	-0,692	1,286	U14a	3,966	0,835
Constante	6,277	0,648	Constante	-9,565	3,381

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>
PIB	0,692	0,052	PIB	0,406	0,072
et	-0,944	0,108	et	-1,131	0,096
U10a	-0,618	1,233	U14a	3,896	0,785
Constante	6,354	0,614	Constante	-9,259	3,185

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>
PIB	0,714	0,059	PIB	0,743	0,056
e	-0,969	0,111	et	-0,978	0,105
U12a	2,040	0,942	U12a	1,865	0,902
Constante	-2,888	4,277	Constante	-2,057	4,111

Tabela A.7 – Teste de cointegração de Johansen (1988)

Autovalor	0,390	0,115	0,075
Teste LR	37,60	10,89	4,238
Valor Crítico a 5%	29,68	15,41	3,76
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2

Nota: o teste LR indica a presença de 1 vetor de cointegração a 5%. Variáveis utilizadas, *Qm*, *PIB* e *et*.

Tabela A.8. – Resultado da estimação do modelo linear VEC(1)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>
Constante	-0,03	(0,04)
$\Delta qm_{t-1}$	-0,156	(0,148)
$\Delta PIB$	-0,524	(2,331)
$\Delta PIB_{t-1}$	2,143	(2,225)
$\Delta U12a$	1,587	(1,349)
$\Delta U12a_{t-1}$	-2,339	(2,203)
$\Delta e$	-0,450	(0,117)
$\Delta e_{t-1}$	0,076	(0,133)
$vec_{t-1}$	-0,233	(0,080)

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis, *Qm*, *Pib*, *e*, *u12a*.

Tabela A.9. – Resultado da estimação do modelo linear VEC(1)

<i>VARIÁVEL</i>	<i>COEFICIENTE</i>	<i>DESVIO-PADRÃO</i>
Constante	-0,005	(0,042)
$\Delta qm_{t-1}$	-0,232	(0,142)
$\Delta PIB$	0,175	(2,171)
$\Delta PIB_{t-1}$	0,944	(2,078)
$\Delta U12a$	1,607	(1,243)
$\Delta U12a_{t-1}$	-1,079	(2,054)
$\Delta et$	-0,465	(0,109)
$\Delta et_{t-1}$	0,035	(0,125)
$vec_{t-1}$	-0,302	(0,077)

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis,  $Qm$ ,  $Pib$ ,  $et$ ,  $u12a$ .

Tabela A.10. – Resultado da estimação do modelo linear VEC(1)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>
Constante	-0,031	(0,045)
$\Delta qm_{t-1}$	-0,189	(0,146)
$\Delta PIB$	0,149	(2,260)
$\Delta PIB_{t-1}$	1,437	(2,155)
$\Delta U12a$	1,325	(1,313)
$\Delta U12a_{t-1}$	-1,725	(2,127)
$\Delta et$	-0,467	(0,113)
$\Delta et_{t-1}$	0,059	(0,129)
$vec_{t-1}$	-0,261	(0,080)

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis,  $Qm$ ,  $Pib$ ,  $et$ .

Tabela A.11. – Resultado da estimação do modelo linear VEC(0)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>
Constante	-0,048	(0,040)
$\Delta$ PIB	1,715	(0,698)
$\Delta$ U12a	0,344	(0,821)
$\Delta e$	-0,417	(0,114)
$vec_{t-1}$	-0,206	(0,073)

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis,  $Qm$ ,  $Pib$ ,  $e$ ,  $u12a$ .

Tabela A.12. – Resultado da estimação do modelo linear VEC(0)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>
Constante	-0,022	(0,039)
$\Delta$ PIB	1,227	(0,646)
$\Delta$ U12a	0,802	(0,731)
$\Delta et$	-0,417	(0,106)
$vec_{t-1}$	-0,260	(0,071)

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis,  $Qm$ ,  $Pib$ ,  $et$ ,  $u12a$ .

Tabela A.13. – Critérios de informação modelos MS-VEC

<i>Modelo</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
MSIAH(3)-VEC(1)	-3,059	-2,548	-1,734
MSIAH(3)-VEC(2)	-4,911	-4,225	-3,127
MSIAH(2)-VEC(1)	-2,492	-2,180	-1,682
MSIAH(2)-VEC(2)	-1,202	-0,773	-0,087

Aqui foram utilizadas as variáveis câmbio real sem tarifa e  $u12a$

Tabela A.14. – Critérios de informação modelos MS-VEC

<i>Modelos</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
MSIAH(3)-VEC(1)	-2,194	-1,682	-0,868
MSIAH(3)-VEC(2)	-3,354	-2,667	-1,569
MSIAH(2)-VEC(1)	-2,630	-2,318	-1,821
MSIAH(2)-VEC(2)	-1,134	-0,705	-0,019

Aqui foram utilizadas as variáveis câmbio real com tarifa e u12a

Tabela A.15. – Critérios de informação modelos MS-VEC

<i>Modelos</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
MSIAH(3)-VEC(1)	-1,832	-1,321	-0,506
MSIAH(3)-VEC(0)	-0,940	-0,602	-0,065
MSIAH(2)-VEC(2)	-1,057	-0,628	0,058
MSIAH(2)-VEC(0)	-0,858	-0,660	-0,347

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis, *Qm*, *Pib*, *et*.

Tabela A.16. – Formas funcionais modelos

<i>Modelos</i>	<i>MS(2)-VEC(1)</i>			<i>MS(2)-VEC(0)</i>		
	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
MSIA	-0,916	-0,618	-0,143	-0,914	-0,730	-0,439
MSIH	-1,082	-0,884	-0,567	-1,037	-0,896	-0,673
MSI	-0,889	-0,705	-0,411	-0,877	-0,750	-0,549
MSA	-1,127	-0,871	-0,464	-0,838	-0,668	-0,400
MSAH	-1,638	-1,340	-0,865	-0,844	-0,661	-0,370
MSH	-1,106	-0,921	-0,627	-0,884	-0,757	-0,556
LINEAR	-0,721	-0,579	-0,353	-0,760	-0,675	-0,541

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis, *Qm*, *Pib*, *et*.

Tabela A.17 – Formas funcionais modelos

<i>Modelos</i>	<i>MS(3)-VEC(1)</i>			<i>MS(3)-VEC(0)</i>		
	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
MSIA	-1,466	-0,983	-0,214	-0,942	-0,632	-0,139
MSIH	-1,875	-1,591	-1,138	-0,944	-0,718	-0,360
MSI	-0,911	-0,655	-0,248	-1,002	-0,804	-0,491
MSA	-1,256	-0,845	-0,188	-0,883	-0,600	-0,153
MSAH	-1,188	-0,706	0,063	-0,917	-0,605	-0,114
MSH	-1,206	-0,950	-0,543	-0,916	-0,718	-0,405
LINEAR	-0,721	-0,579	-0,353	-0,760	-0,675	-0,541

Nota: O resíduo da estimativa MQO foi obtido com as variáveis, *Qm*, *Pib*, *et*.

Tabela A.18. – Resultados da estimação de máxima verossimilhança para MSIH(2)-VEC(0)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio Padrão</i>
Constante <sub>1</sub>	-0,162	0,023
Constante <sub>2</sub>	-0,035	0,043
$\Delta$ PIB	2,767	0,336
$\Delta$ U12a	-0,183	0,395
$\Delta$ et	-0,499	0,046
vec <sub>t-1</sub>	-0,190	0,036
$\sigma_1$		0,052
$\sigma_2$		0,196

#### 8.1.1. Fonte de dados anuais

- Índice (Laspeyres) de *quantum* das importações brasileiras exceto petróleo e trigo (*Qm*): Até 1988, utiliza-se a importação total exceto petróleo e trigo. Após 1989, o índice foi estendido considerando-se as variações no *quantum* total de importações. A série até 1959 foi construída deflacionando os valores em dólares pelo índice de preços por atacado dos EUA. A série em dólares foi obtida usando a parcela de petróleo e trigo no total das importações em cruzeiros. Para este cálculo entre 1947 e 1959, recorreu-se ao Anuário Estatístico do Brasil e ao IFS/IMF. De 1960 a 1986, o dados correspondem

a uma série não publicada da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Para 1987 e 1988, a série da FGV foi estendida por Fachada (1990) utilizando a mesma metodologia. De 1989 a 2002, a série foi entendida usando-se as variações do índice de *quantum* das importações totais da FUNCEX. Fonte: Anuário Estatístico do Brasil, IFS/IMF, dados não publicados pela FGV, Fachada (1990) e FUNCEX.

- Indicador de atividade doméstica (*PIB*): índice do Produto Interno Bruto Real. Fonte: IBGE
- Índice de preços doméstico (*IPA*): Índice de Preços por Atacado, Disponibilidade Interna (IPA-DI). Fonte: FGVDADOS.
- Índice da taxa de câmbio nominal (*e*) : Até 1988, utiliza-se o índice da taxa de câmbio Cr\$/US\$ para as importações totais. Este dado mostra o custo efetivo de se comprar câmbio para a importação de bens. Vale dizer, inclui, além da taxa de câmbio, os custos extras de impostos ao longo do tempo, tais como ágios e empréstimos compulsórios. De 1989 a 2002, é utilizada simplesmente a taxa de câmbio nominal média do ano. Fonte: de 1947 a 1953, foram utilizados os boletins da SUMOC. De 1953 a 1957, utilizou-se a média ponderada de todas as categorias de taxas de importação apresentadas em Simonsen (1961). De 1957 a 1960 o custo cambial foi retirado de Von Doellinger *et alii* (1977). De 1960 a 1976 o custo cambial saiu de Clark e Weisskof (1967). De 1967 a 1974 a taxa de câmbio teve como fonte os Boletins do Banco Central. De 1975 a 1979 o custo cambial foi calculado por Rosa *et alii* (1979). De 1980 a 2002 utilizou-se a taxa de câmbio informada nos Boletins do Banco Central.
- Tarifa média (*t*): calculada pela razão entre o imposto de importação e o total das importações. Fonte: IBGE, Receita Federal e Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio.
- Utilização da capacidade instalada (*U13a*). Posteriormente foram criadas três outras séries, *U10a*, *U12a* e *U14a*, conforme Portugal(1993b). Fonte: sondagem industrial da Fundação Getúlio Vargas, FGVDADOS.

## 8.2. Anexo B – Capítulo 3 - dados trimestrais

Tabela B.1. Teste de raiz unitária em nível e diferenças

	<i>Em nível</i>				<i>Em diferenças</i>				
	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)	
<i>Qm</i>	0,52	-0,73	-2,58	I(1)	$\Delta Qm$	-2,25 <sup>a</sup>	-2,32 <sup>c</sup>	-2,41	I(0)
<i>PIB</i>	1,80	-0,26	-3,97 <sup>c</sup>	I(1)	$\Delta PIB$	-2,98 <sup>a</sup>	-3,49 <sup>a</sup>	-3,49 <sup>a</sup>	I(0)
<i>Pd</i>	0,70	-1,17	-3,24 <sup>c</sup>	I(1)	$\Delta Pd$	-3,07 <sup>a</sup>	-3,14 <sup>a</sup>	-3,15 <sup>a</sup>	I(0)
<i>Uci</i>	-0,66	-2,73	2,85	I(1)	$\Delta Uci$	-5,06 <sup>a</sup>	-5,04 <sup>a</sup>	-5,02 <sup>a</sup>	I(0)
<i>e</i>	-0,76	-0,90	-2,69	I(1)	$\Delta e$	-9,21 <sup>a</sup>	-9,20 <sup>a</sup>	-9,17 <sup>a</sup>	I(0)

Nota:  $\tau$  é sem constante,  $\tau_{\mu}$  é o teste com constante e  $\tau_{\tau}$  é o teste com constante e com tendência. I(.) é a ordem de integração. Rejeita a 1%, b 5% e c acima de 10%.

Tabela B.2. – Teste de raiz unitária sazonal

<i>Estados</i>	<i>Aux. Reg.</i>	<i>t: <math>\pi_1</math></i>	<i>t: <math>\pi_2</math></i>	<i>t: <math>\pi_3</math></i>	<i>t: <math>\pi_4</math></i>	<i>F: <math>\pi_3 \cap \pi_4</math></i>
<i>Qm</i>	-	0,743	-3,223 <sup>a</sup>	-2,670 <sup>a</sup>	-2,040 <sup>a</sup>	5,646
	I	-0,474	-3,183 <sup>a</sup>	-2,664 <sup>a</sup>	-1,992 <sup>b</sup>	5,538
	I, SD	-0,094	-5,416 <sup>a</sup>	-5,265 <sup>a</sup>	-4,550 <sup>a</sup>	34,519
	I, Tr	-2,448	-3,174 <sup>a</sup>	-2,701 <sup>a</sup>	-1,856 <sup>b</sup>	5,367
	I, SD, Tr	-2,475	-5,311 <sup>a</sup>	-5,340 <sup>a</sup>	-4,276 <sup>a</sup>	32,752
<i>PIB</i>	-	1,414	-1,123	-0,804	-1,013	0,839 <sup>a</sup>
	I	-0,262	-1,118	-0,803	-1,007	0,832 <sup>a</sup>
	I, SD	-0,242	-4,516 <sup>a</sup>	-3,186 <sup>b</sup>	-3,403 <sup>a</sup>	10,831
	I, Tr	-3,974	-1,025	-0,848	-0,815	0,694 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-2,596	-4,276	-3,322	-2,915	9,753
<i>Pd</i>	-	1,007	-8,516 <sup>a</sup>	-2,264 <sup>a</sup>	-1,518 <sup>b</sup>	3,870 <sup>b</sup>
	I	-0,880	-8,526 <sup>a</sup>	-2,294 <sup>a</sup>	-1,497	3,910
	I, SD	-1,020	-7,109 <sup>a</sup>	-4,938 <sup>a</sup>	-3,251 <sup>a</sup>	21,281
	I, Tr	-2,119	-8,630 <sup>a</sup>	-2,376 <sup>a</sup>	-1,445	4,030
	I, SD, Tr	-2,654	-7,279 <sup>a</sup>	-5,303 <sup>a</sup>	-3,134 <sup>a</sup>	23,101
<i>Uci</i>	-	-0,585	-2,113 <sup>b</sup>	-3,076 <sup>a</sup>	-0,252	4,764
	I	-3,380 <sup>a</sup>	-1,930	-3,244 <sup>a</sup>	-0,175	5,277
	I, SD	-3,268 <sup>a</sup>	-3,056 <sup>b</sup>	-3,965 <sup>b</sup>	-0,017	7,862
	I, Tr	-4,093 <sup>a</sup>	-1,872	-3,249 <sup>a</sup>	-0,344	5,342
	I, SD, Tr	-3,988 <sup>a</sup>	-2,983 <sup>b</sup>	-4,007 <sup>a</sup>	-0,134	8,038
<i>e</i>	-	-1,691	-4,177 <sup>a</sup>	-4,125 <sup>a</sup>	-6,996 <sup>a</sup>	47,074
	I	-1,219	-4,183 <sup>a</sup>	-4,196 <sup>a</sup>	-6,913 <sup>a</sup>	47,028
	I, SD	-1,194	-4,081 <sup>a</sup>	-4,148 <sup>a</sup>	-6,759 <sup>a</sup>	45,402
	I, Tr	-1,489	-4,197 <sup>a</sup>	-4,332 <sup>a</sup>	-6,663 <sup>a</sup>	46,907
	I, SD, Tr	-1,482	-4,094 <sup>a</sup>	-4,286 <sup>a</sup>	-6,516 <sup>a</sup>	45,347

Nota: O termo determinístico é zero (-), um intercepto (I), uma *dummy* sazonal (SD) e uma tendência (Tr). a – nível de significância de 1% e b de 5%. A tabela pode ser consultada em Hylleberg *et. alli*(1990).  $\pi_1$  frequência zero,  $\pi_2$  bianual e  $\pi_3$  anual.

TABELA B.3. – Teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural

<i>Teste</i>	<i>Modelo</i>	<i>Qm</i>	<i>PIB</i>	<i>Pd</i>	<i>Uci</i>	<i>e</i>
UR $t_{\alpha}^*(i)$	1	-3,74	-3,90	-3,92	-3,75	-4,01
	2	2,75	-3,87	-3,88	-3,73	-3,83
	3	2,43	-3,15	-2,90	-3,24	-3,36
STUD $t_{\alpha,\hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha,\gamma}^*$	1	-3,73	-3,90	-3,92	-3,44	-4,01
	2	-0,57	-3,52	-2,22	-2,69	-3,83
	3	-2,21	-3,12	-2,89	-3,21	-2,48
STUDABS $t_{\alpha, \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha, \gamma }^*$	1	-3,74	-3,90	-3,93	-3,44	-4,01
	2	-0,58	-3,52	-2,23	-2,69	-3,83
	3	-2,21	-3,13	-2,89	-3,21	-2,48

Tabela B.4. – Datas das quebras estruturais

<i>Teste</i>	Modelo	<i>Qm</i>	<i>PIB</i>	<i>Pd</i>	<i>Uci</i>	<i>e</i>
UR $t_{\alpha}^*(i)$	1	1992:I	1989:III	1989:II	1980:II	1998:II
		V		I	I	I
	2	1982:II	1989:III	1989:II	1980:II	1998:II
				I	I	I
	3	1979:I	1982:II	1994:II	1980:I	1997:II
				I	V	
STUD $t_{\alpha,\hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha,\gamma}^*$	1	1992:I	1989:III	1989:II	1992:I	1998:II
		V		I	V	I
	2	1995:I	1983:III	1981:I	1981:I	1994:I
		V		V	V	
	3	1985:II	1987:III	1993:I	1982:I	1981:II
		I			V	I
STUDABS $t_{\alpha, \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha, \gamma }^*$	1	1992:I	1989:III	1989:II	1992:I	1998:II
		V		I	V	I
	2	1995:I	1983:III	1981:I	1981:I	1994:I
		V		V	V	
	3	1985:II	1987:II	1993:I	1982:I	1981:II
		I			V	I

Tabela B.5. – Seleção do lag do VAR

<i>Variáveis</i>	<i>Ordem</i>	<i>Akaike</i>	<i>Schwarz</i>
<i>Qm</i>	1	531,67	532,10
<i>PIB</i>	2	567,62	568,48
<i>Uci</i>	3	586,41	587,71
<i>e</i>	4	614,87	616,61
<i>Qm</i>	1	492,33	492,76
<i>Pd</i>	2	576,92	577,78
<i>Uci</i>	3	591,74	593,04
<i>e</i>	4	596,48	598,23

Tabela B.6. – Teste de causalidade

<i>Var. X</i>	<i>Variável Y</i>				
	<i>Qm</i>	<i>PIB</i>	<i>Pd</i>	<i>Uci</i>	<i>e</i>
<i>Qm</i>	-	28,84* (0,000)	19,39* (0,000)	4,522** (0,03)	0,781 (0,379)
<i>PIB</i>	47,06* (0,000)	-	33,84* (0,000)	15,90* (0,000)	0,157 (0,692)
<i>Pd</i>	41,63* (0,000)	15,73* (0,000)	-	29,94* (0,000)	0,625 (0,430)
<i>Uci</i>	1,186 (0,278)	12,31* (0,000)	21,36* (0,000)	-	0,074 (0,785)
<i>e</i>	0,753 (0,387)	0,321 (0,572)	0,112 (0,740)	0,656 (0,420)	-

Nota: Em parênteses é a probabilidade.  $H_0$ : variável x não causa y. \* Rejeita a 1%, \*\* Rejeita a 5%.

Tabela B.7. – Teste de Cointegração de Johansen(1988)

Autovalor	0,233	0,159	0,107	0,007
Teste LR	53,84	28,33	11,64	0,755
Valor Crítico a 5%	47,21	29,68	15,41	3,76
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3

Nota: o teste LR indica a presença de apenas 1 vetor de cointegração.

Tabela B.8. – Teste de Linearidade de Hansen(1999)

Série	<i>Setar(1) vs. Setar(2)</i>			<i>Setar(1) vs. Setar(3)</i>			<i>Setar(2) vs. Setar(3)</i>			
	F <sub>12</sub>	BH	BHt	F <sub>13</sub>	BH	BHt	F <sub>23</sub>	BH	BHt	BGHt
<i>Qm</i>	53,96	0,000	0,000	70,6	0,000	0,000	13,01	0,186	0,363	0,256
<i>PIB</i>	152,7	0,000	0,000	167,5	0,000	0,000	8,325	0,562	0,626	0,575
<i>Uci</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>e</i>	170,1	0,000	0,000	211,6	0,000	0,000	22,17	0,209	0,208	0,174

Nota: F<sub>12</sub> é a estatística de teste dada por  $F_{jk} = n(S_j - S_k / S_k)$ . BH é o teste feito pelo método Bootstrap

homocedástico, BHt é heteroscedástico e BGHt é o heteroscedástico geral, ver Hansen(1999). O teste não foi conclusivo para a variável Uci.

Tabela B.9. – Critérios de informação modelos MS-VEC

<i>Modelo</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
MSIAH(3)-VEC(1)	-2,437	-2,048	-1,475
MSIAH(3)-VEC(2)	-2,481	-1,960	-1,191
MSIAH(2)-VEC(1)	-2,245	-2,008	-1,658
MSIAH(2)-VEC(2)	-2,334	-2,008	-1,153

Tabela B.10. – Formas funcionais modelos VEC(1)

<i>Modelo</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
MSIA(2)	-2,14	-1,913	-1,579
MSIH(2)	-1,97	-1,819	-1,596
MSI(2)	-1,903	-1,763	-1,556
MSAH(2)	-2,202	-1,975	-1,641
MSH(2)	-1,97	-1,832	-1,625
LINEAR	-1,966	-1,858	-1,699

## 8.2.1. Fonte de dados trimestrais

- Indicador de atividade doméstica (*PIB*) – Série trimestral de índice de base fixa do Produto Interno Bruto Real (1994/IV=100) completada para os anos de 1978 e 1979 conforme as taxas de crescimento do PIB registradas no NAPE. Fonte: FGVDADOS.
- Índice trimestral de *quantum* das importações brasileiras (*Qm*) base fixa (1994/IV=100). Fonte: FUNCEX.
- Utilização da capacidade instalada (*Uci*), série trimestral que mede o grau de utilização da capacidade instalada da indústria de transformação geral do Brasil. Fonte: sondagem industrial da Fundação Getúlio Vargas.
- Índice da taxa de câmbio real (*e*) para as importações totais. Fonte: FGVDADOS. Foi utilizado o IPA-DI da Fundação Getúlio Vargas e o IPA-EUA do Bureau of Labor Statistics.

## 8.2. Anexo C – Capítulo 4

Tabela C.1. Teste de raiz unitária em nível e diferenças - (1981:1 a 2001:4)

	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)		$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)
SP	0,657	-1,299	-2,360	I(1)	$\Delta$ SP	-9,951 <sup>a</sup>	-9,974 <sup>a</sup>	-9,948 <sup>a</sup>	I(0)
MG	1,651	-1,178	-2,497	I(1)	$\Delta$ MG	-9,403 <sup>a</sup>	-9,660 <sup>a</sup>	-9,599 <sup>a</sup>	I(0)
RJ	0,470	-1,946	-2,433	I(1)	$\Delta$ RJ	-10,013 <sup>a</sup>	-9,978 <sup>a</sup>	-9,901 <sup>a</sup>	I(0)
PR	1,217	-0,901	-3,834	I(1)	$\Delta$ PR	-3,893 <sup>a</sup>	-4,095 <sup>a</sup>	-4,088 <sup>a</sup>	I(0)
SC	1,966	-1,202	-3,677	I(1)	$\Delta$ SC	-8,481 <sup>a</sup>	-8,737 <sup>a</sup>	-8,672 <sup>a</sup>	I(0)
RS	1,033	-2,241	-3,877	I(1)	$\Delta$ RS	-9,252 <sup>a</sup>	-9,320 <sup>a</sup>	-9,258 <sup>a</sup>	I(0)

Nota:  $\tau$  é sem constante,  $\tau_{\mu}$  é o teste com constante e  $\tau_{\tau}$  é o teste com constante e com tendência. I(.) é a ordem de integração. Rejeita a 1%, b 5% e c acima de 10%.

Tabela C.2 – Teste de raiz unitária sazonal

<i>Estados</i>	<i>Aux. Reg.</i>	<i>t: <math>\pi_1</math></i>	<i>t: <math>\pi_2</math></i>	<i>t: <math>\pi_3 \cap \pi_4</math></i>
SP	-	1,302	-4,992	27,221
	I	-0,792	-5,018	27,432
	I, SD	-0,785	-4,941	26,223
	I, Tr	-1,412	-4,974	26,683
	I, SD, Tr	-1,378	-4,896	25,488
MG	-	1,890	-6,494	16,522
	I	-1,838	-6,558	17,561
	I, SD	-1,832	-6,470	16,984
	I, Tr	-2,605	-6,699	18,576
	I, SD, Tr	-2,564	-6,607	17,960
RJ	-	0,644	-6,084	17,680
	I	-2,302	-6,258	19,478
	I, SD	-2,264	-6,133	18,680
	I, Tr	-2,481	-6,261	19,437
	I, SD, Tr	-2,432	-6,133	18,620
PR	-	1,722	-4,504	13,681
	I	-0,864	-4,506	13,766
	I, SD	-0,858	-4,409	13,202
	I, Tr	-2,563	-4,638	14,753
	I, SD, Tr	-2,498	-4,535	14,125
SC	-	1,682	-4,691	21,140
	I	-0,886	-4,672	21,161
	I, SD	-0,872	-4,582	20,332
	I, Tr	-2,101	-4,761	22,146
	I, SD, Tr	-2,058	-4,668	21,265
RS	-	0,828	-6,066	22,223
	I	-2,024	-6,247	23,750
	I, SD	-1,983	-6,146	22,656
	I, Tr	-2,873	-6,353	24,803
	I, SD, Tr	-2,815	-6,248	23,669

Nota: O termo determinístico é zero (-), um intercepto (I), uma Dummy sazonal (SD) e uma tendência (Tr). a – nível de significância de 1% e b de 5%. A tabela pode ser consultada em Hylleberg et. alli(1990).

Tabela C.3 – Teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural

Teste	Modelo	SP	MG	RJ	PR	SC	RS
UR $t_{\alpha}^*(i)$	1	-4,625	-4,886	-4,755	-6,537	-5,547	-4,847
	2	-4,592	-4,796	-4,726	-6,370	-5,786	-4,771
	3	-3,116	-2,794	-2,655	-5,706	-4,067	-4,035
STUD $t_{\alpha, \hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha, \gamma}^*$	1	-4,625	-4,886	-3,895	-6,409	-5,533	-4,620
	2	-3,205	-3,037	-3,156	-3,012	-5,306	-2,471
	3	-3,111	-2,789	-2,645	-3,386	-4,066	-4,035
STUDABS $t_{\alpha,  \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha,  \gamma }^*$	1	-4,625	-4,886	-3,895	-6,409	-5,533	-4,620
	2	-3,205	-3,037	-3,156	-3,012	-5,306	-2,471
	3	-3,111	-2,789	-2,645	-3,386	-4,066	-4,035

### 8.3. Anexo D - Capítulo 5

Tabela D.1. Teste de raiz unitária em nível e diferenças

	Em Nível				Em diferenças				
	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	I(.)	
<i>Vendas</i>	3,250	-1,046	-2,726	I(1)	$\Delta Vendas$	-4,157 <sup>a</sup>	-6,548 <sup>a</sup>	-6,607 <sup>a</sup>	I(0)
<i>Compras</i>	2,091	-0,027	-2,054	I(1)	$\Delta Compras$	-5,203 <sup>a</sup>	-5,141 <sup>a</sup>	-5,145 <sup>a</sup>	I(0)
<i>Salário</i>	1,043	-2,475	-1,595	I(1)	$\Delta Salário$	-15,434 <sup>a</sup>	-15,483 <sup>a</sup>	-15,741 <sup>a</sup>	I(0)
<i>Horas</i>	-0,229	-1,497	-0,325	I(1)	$\Delta Horas$	-2,289 <sup>a</sup>	-3,791 <sup>a</sup>	-4,456 <sup>a</sup>	I(0)
<i>Uci</i>	0,534	-2,633 <sup>c</sup>	-3,339 <sup>c</sup>	I(1)	$\Delta Uci$	-16,083 <sup>a</sup>	-16,047 <sup>a</sup>	-16,122 <sup>a</sup>	I(0)

Nota:  $\tau$  é sem constante,  $\tau_{\mu}$  é o teste com constante e  $\tau_{\tau}$  é o teste com constante e com tendência. I(.) é a ordem de integração. Rejeita a 1%, b 5% e c acima de 10%.

Tabela D.2. – Teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural

<i>Teste</i>	<i>Modelo</i>	<i>Vendas</i>	<i>Compras</i>	<i>Salário</i>	<i>Horas</i>	<i>Uci</i>
UR $t_{\alpha}^*(i)$	1	-4,319	-4,674	-4,357	-1,913	-4,298
	2	-4,259	-4,851	-4,438	-3,471	-4,746
	3	-3,972	-4,071	-2,975	-2,517	-4,433
STUD $t_{\alpha,\hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha,\gamma}^*$	1	-4,319	-4,674	-4,116	-1,611	-4,002
	2	-4,004	-4,150	-2,325	-3,436	-4,418
	3	-3,959	-4,012	-2,788	-2,515	-4,121
STUDABS $t_{\alpha, \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha, \gamma }^*$	1	-4,319	-4,674	-4,116	-1,611	-4,001
	2	-4,004	-4,150	-2,325	-3,436	-4,419
	3	-3,959	-4,012	-2,788	-2,515	-4,122

Tabela D.3. – Seleção do lag do VAR

<i>VARIÁVEIS</i>	<i>ORDEM</i>	<i>AKAIKE</i>	<i>SCHWARZ</i>
<i>Vendas</i>	1	1391,20	1391,85
<i>Compras</i>	2	1422,22	1423,43
<i>Salário</i>	3	1429,76	1431,51
<i>Horas</i>	4	1432,62	1432,94
<i>Uci</i>	5	1444,89	1447,78
	6	1458,61	1462,07
	7	1476,28	1480,31
	8	1489,40	1494,02
	9	1498,50	1503,71
	10	1513,37	1519,17
	11	1527,23	1533,63
	12	1556,35	1563,36

Tabela D.4 – Teste de cointegração de johansen(1988)

Autovalor	0,250	0,137	0,084	0,055	0,006
Teste LR	78,29	39,89	20,19	8,44	0,86
Valor Crítico a 5%	68,52	47,21	29,68	15,41	3,76
Valor Crítico a 1%	76,07	54,46	35,65	20,04	6,65
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3	r ≤ 4

Nota: o teste LR indica a presença de 1 vetor de cointegração a 5%.

Tabela D.5 – Teste de cointegração de johansen (1988)

Componente comum linear e não-linear e IDI

Autovalor	0,1356	0,0737	0,0034
Teste LR	29,365	10,411	0,451
Valor Crítico a 5%	29,68	15,41	3,76
Valor Crítico a 1%	35,65	20,04	6,65
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2

Nota: o teste LR rejeita a hipótese de qualquer vetor de cointegração a 5%.

Tabela D.6 – Teste de cointegração de johansen (1988)

Componente comum linear e IDI

Autovalor	0,1585	0,0031
Teste LR	22,859	0,416
Valor Crítico a 5%	15,41	3,76
Valor Crítico a 1%	20,04	6,65
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1

Nota: o teste LR rejeita a hipótese de qualquer vetor de cointegração a 5%. O teste LR indica a presença de apenas 1 vetor de cointegração a 5%.

Tabela D.7 – Teste de cointegração de johansen (1988)

Componente comum linear e não-linear e IDI

Autovalor	0,1581	0,0050
Teste LR	23,20	0,6609
Valor Crítico a 5%	15,41	3,76
Valor Crítico a 1%	20,04	6,65
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1

Nota: o teste LR indica a presença de 1 vetor de cointegração a 5%.

Tabela D.8 – Teste de cointegração de johansen (1988)

Componente comum linear e não-linear

Autovalor	0,0786	0,004
Teste LR	11,174	0,522
Valor Crítico a 5%	15,41	3,76
Valor Crítico a 1%	20,04	6,65
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1

Nota: o teste LR rejeita a hipótese de qualquer vetor de cointegração a 5%.

### 8.3.1. Fonte de dados – Capítulo 5

- Vendas Índice de base fixa mensal (1992=100) das vendas reais da indústria de transformação do estado do Rio Grande do Sul. Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul.
- Compras Índice de base fixa mensal (1992 = 100) das compras reais da indústria de transformação do estado do Rio Grande do Sul. Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul.
- Horas Índice de base fixa mensal (1992=100) das horas trabalhadas na produção na indústria de transformação do estado do Rio Grande do Sul. Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul.

- Salários Índice de base fixa mensal (1992=100) dos salários líquidos reais totais da indústria de transformação do estado do Rio Grande do Sul. Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul.
- UCI Utilização da Capacidade Instalada da indústria de transformação do estado do Rio Grande do Sul. Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul.
- IDI Índice de Desempenho Industrial, base fixa mensal (1992=100). Construído a partir de uma média ponderada das variáveis vendas, compras, salários, horas e utilização da capacidade. Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul.