

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1139

CICLO COMUM NA INDÚSTRIA REGIONAL

**José Henrique Dias de Carvalho
Alexandre X. de Carvalho
Roberto de Góes Ellery Júnior**

Brasília, dezembro de 2005

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1139

CICLO COMUM NA INDÚSTRIA REGIONAL

José Henrique Dias de Carvalho*
Alexandre X. de Carvalho**
Roberto de Góes Ellery Júnior***

Brasília, dezembro de 2005

* Analista do Banco Central do Brasil.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

*** Professor do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB).

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Glauco Arbix

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL E 23, E 32, O 18, R 11, C 32

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), por meio do Projeto BRA/04/052.

SUMÁRIO

SINOPSE

1	INTRODUÇÃO	7
2	MUDANÇA DE MARKOV NO CICLO ECONÔMICO	8
3	RESULTADOS EMPÍRICOS	12
4	CICLO COMUM DA INDÚSTRIA REGIONAL	16
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	21
	ANEXO	22
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	23

SINOPSE

O trabalho comprova a existência de um componente comum não observado dirigindo a taxa de crescimento da indústria em oito estados brasileiros. Com dados da produção industrial regional, a regressão multivariada com vetor auto-regressivo e mudança de Markov (MS-VAR), obtiveram-se resultados semelhantes ao do modelo de mudança de Markov com dados da produção brasileira agregada, e comprovou-se a capacidade de os dados regionais em conjunto seguirem o padrão geral. Observou-se, também, que a mudança da taxa de crescimento devido ao regime comum é comprovada para todos os estados, com exceção do Rio de Janeiro. Os Estados de Minas Gerais e de São Paulo apresentam resultados mais robustos, sendo os mais afetados pelo ciclo comum. As transições entre os regimes de recessão e expansão apresentaram-se importantes para previsão das taxas de crescimento da indústria nacional e dos estados, com exceção, novamente, do Rio de Janeiro. Nesse estado, o peso da indústria extrativa, que segue padrão distinto, pode explicar esse comportamento.

1 INTRODUÇÃO

Um dos principais aspectos das séries temporais macroeconômicas é o seu comportamento cíclico. Essas séries tendem a apresentar flutuações temporárias acima ou abaixo do seu nível de tendência e, freqüentemente, essas flutuações ocorrem no mesmo período de tempo para um número significativo de variáveis.

A partir do trabalho de Hamilton (1989), vários autores utilizaram os modelos de mudança de Markov para analisar os ciclos das economias desenvolvidas. Nesses modelos, a taxa de variação do produto é tratada como processo auto-regressivo sujeito à mudança de parâmetro (no caso, a média condicional). Esse parâmetro é dependente de uma variável não observada que representa o estado em que a economia se encontra. Apesar de não observado, adota-se a hipótese que esse estado segue um processo markoviano de primeira ordem. Os modelos, em muitos casos, explicaram alguns fatos estilizados dos ciclos econômicos, especialmente a assimetria (normalmente as recessões são mais curtas e profundas do que os períodos de expansão) e a não-linearidade.

Apesar da ampla utilização desses modelos, a análise estava restrita a apenas uma variável agregada, não observando os movimentos comuns entre variáveis macroeconômicas ou a sincronia dos ciclos entre diferentes regiões. Phillips (1991) foi um dos primeiros trabalhos que procurou estimar um modelo multivariado, utilizando a hipótese de uma média incondicional da taxa de crescimento do produto para dois países ser gerada por um processo markoviano não observado.

Krolzig (1997) generalizou o modelo de Phillips para o caso multivariado, mas assume perfeita sincronização dos estados de Markov entre as variáveis do modelo, ou seja, todas as variáveis mudam de regime no mesmo instante. Essa hipótese, apesar de ser bastante restritiva, permite analisar o componente cíclico comum. Por construção, esse modelo tem a desvantagem de assumir, implicitamente, que choques aleatórios nas séries se propagam apenas via coeficientes auto-regressivos.

A cadeia de Markov, pelo fato de ser a mesma para todas as variáveis do modelo, não fornece informações acerca dos efeitos de determinado choque sobre o comportamento das demais variáveis. Entretanto, isso não quer dizer que todas as variáveis sofram influência do ciclo comum: pode ocorrer que algumas variáveis não sejam afetadas pela mudança no estado da economia.

Dentro de um país, é possível que a produção, em diferentes regiões, esteja sujeita a choques semelhantes, mas reaja de forma distinta. Dessa forma, a existência de um ciclo comum poderia indicar respostas da economia aos choques de demanda advinda de políticas públicas ou que os choques de produtividade que atingem a economia sejam relevantes para o ciclo de cada estado. Nesse sentido, o ciclo comum seria importante para a convergência entre as séries, o que pode ser entendido como uma pré-condição para a simetria dos efeitos da política monetária nas diferentes regiões.

Neste trabalho procura-se evidenciar a existência do ciclo comum entre as variáveis de produção industrial de oito estados brasileiros. Esse ciclo comum permite a utilização do modelo desenvolvido por Krolzig, inferindo com maior probabilidade qual a fase do ciclo em que a economia nacional se encontra, e, mais importante, qual a probabilidade de mudança de fase ao longo do ciclo.

Assim, o principal objetivo deste trabalho é utilizar a metodologia de Hamilton, generalizada em Krolzig (1997), para analisar o ciclo da economia brasileira, inferindo sobre a existência de um ciclo comum. O trabalho está dividido, além desta Introdução, em mais três partes. A próxima seção apresenta a metodologia baseada nos modelos de Hamilton (1989) e na versão generalizada em Krolzig (1997). A terceira descreve os resultados dos modelos de mudança de Markov: primeiramente utilizando dados agregados da produção industrial e, posteriormente, supondo a existência do ciclo comum, com dados industriais desagregados da indústria por estado. Por último, fazemos as considerações finais.

2 MUDANÇA DE MARKOV NO CICLO ECONÔMICO

Os diversos choques ocorridos nos últimos anos na economia brasileira geraram quebras estruturais em várias séries macroeconômicas, o que significou uma mudança nos parâmetros dessas séries ao longo do tempo. Essas quebras levam à rejeição das hipóteses de estacionariedade (média e variância finitas), normalidade e homoscedasticidade, tendo como resultado o comportamento não-linear da série. A partir de Hamilton (1989), os modelos de mudança de regime ganharam destaque na área de modelos não-lineares, e têm sido utilizados para detectar e datar os pontos de inflexão (*turning point*) dos ciclos econômicos.

A idéia principal dos modelos de mudança de regime é de que os parâmetros das séries de tempo das variáveis macroeconômicas dependem do estado da economia. Esse estado não é observado diretamente, mas pode ser inferido a partir da análise de dados macroeconômicos. Em geral, assume-se a existência de dois estados: um associado aos momentos de expansão e outro aos momentos de contração. Alguns autores, entretanto, apresentam argumentos segundo os quais os ciclos são mais bem caracterizados pela existência de três estados, com queda, crescimento acelerado e crescimento normal da atividade.¹

2.1 MODELO DE HAMILTON

Em Hamilton (1989), supõe-se que a série temporal do Produto Interno Bruto (PIB) real (ou uma variável macroeconômica observável) pode ser representada pelo seguinte processo estocástico composto:

$$y_t = n_t + z_t, \quad (2.1)$$

onde, z_t segue um processo integrado auto-regressivo e de médias móveis, com ordens r , 1 e 0 – Arima($r,1,0$) – com média zero e n_t obedece uma tendência de Markov em nível, ou seja, supõe-se que o componente de tendência é influenciado por um estado da economia (regime) não observado, modelado como um processo markoviano de primeira ordem. Formalmente, esse componente pode ser descrito:

$$n_t = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + n_{t-1}, \quad (2.2)$$

1. Nessa abordagem, temos os trabalhos de Sichel (1994), Friedman (1993) e, mais recentemente, Kim e Nelson (1999) para dados da economia americana. No Brasil, Correa (2003) apresenta evidências a favor de três regimes para dados anuais do Produto Interno Bruto (PIB).

onde, s_t representa a variável estado da economia (não observável) e no caso do processo com dois estados assume, por exemplo, valores 0 ou 1.

As probabilidades de transição entre os estados são determinadas por um processo de Markov de primeira ordem, ou seja, a probabilidade de que a economia esteja em determinado estado j depende unicamente do estado anterior, e não de todo o passado do processo:

$$P(s_t = j / s_{t-1} = i; s_{t-2} = k; \dots; s_0 = n) = P(s_t = j / s_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad (2.3)$$

onde, p_{ij} representa a probabilidade de chegar ao estado j após uma transição (probabilidades de um passo) dado que o processo esteja no estado i .

A matriz de transição é estocástica, isto é, a soma das probabilidades de atingir algum estado sabendo que a economia estava no estado i é igual a 1 ($p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iN} = 1$; para $i \in \{1, 2, \dots, N\}$). As probabilidades de um passo da cadeia de Markov podem ser representadas pela seguinte matriz de transição:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1N} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2N} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{N1} & p_{N2} & \dots & p_{NN} \end{pmatrix}. \quad (2.4)$$

No caso de apenas dois estados para a economia, a matriz de transição pode ser simplificada para:

$$P = \begin{pmatrix} q & 1-q \\ 1-p & p \end{pmatrix}, \quad (2.5)$$

nesse caso, se a matriz é triangular inferior ($q=1$; e $1 > p > 0$), então o processo entrará no estado 1 e jamais retornará ao estado 2 (o estado 1 é chamado absorvente). A cadeia de Markov é considerada redutível, caso de pouco interesse nos modelos de mudança de Markov. No caso de p e q estarem entre 0 e 1, a cadeia é considerada irredutível e aperiódica, garantindo que ela seja ergódica,² ou seja, a distribuição limite existe, e a probabilidade de estar em qualquer estado (no longo prazo) independe do estado atual. Além disso, essa distribuição limite é também estacionária e garante a possibilidade de estimar o modelo.

Generalizações para processo de Markov de ordem superiores são possíveis por essa abordagem. Entretanto, de maneira geral, os trabalhos são desenvolvidos considerando-se a hipótese de processo markoviano de primeira ordem. Durland e McCurdy (1994) estenderam a versão de Hamilton, utilizando um processo semimarkoviano. Nesse caso, as mudanças de regime são determinadas pelas matrizes de transição e também pelo tempo em que o processo está em cada um dos regimes.

2. A verificação de que uma matriz seja ergódica também pode ser feita pelos autovalores da matriz. Como todas as linhas da matriz P têm soma igual à unidade, a multiplicação da matriz P pelo vetor $(N \times 1)$ de uns é igual ao próprio vetor de uns ($P1=1$). Isso implica que a matriz P tem um autovalor igual à unidade, com autovetor dado pelo vetor 1. Se todos os outros autovalores estão dentro do círculo unitário, e a matriz é aperiódica, então a matriz é ergódica.

Por último escrevemos o processo arima(r,1,0) que gera z_t (variável também não observada):

$$z_t - z_{t-1} = \phi_1(z_{t-1} - z_{t-2}) + \dots + \phi_r(z_{t-r} - z_{t-r-1}) + \varepsilon_t, \quad (2.6)$$

onde se supõe que os erros aleatórios (ε_t) têm distribuição normal e são independentes e identicamente distribuídos (IID) com média zero e variância (σ^2) nos dois estados, além de serem independentes de $\{n_{t+j}\}$ para todo j .

Ao tirar a primeira diferença de 2.1 e substituir em 2.2 e reescrever 2.6 obtemos:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \Delta z_t \quad (2.7)$$

$$\Delta z_t = \phi_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \phi_r \Delta z_{t-r} + \varepsilon_t. \quad (2.8)$$

Ao substituir Δz de (2.7) em (2.8) e assumindo 4 lags ($r=4$) para o processo auto-regressivo e dois estados para economia, pode-se representar a série temporal observável por:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \phi_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + \varepsilon_t, \quad (2.9)$$

onde, $\mu(s_t) = \alpha_0$; se $s_t = 0$ (recessão) e $\mu(s_t) = \alpha_0 + \alpha_1$; se $s_t = 1$ (expansão). As probabilidades de transição entre os regimes são dadas como em (2.5). Nesse exemplo, os dois regimes estão associados a distribuições condicionais diferentes, em que a média da taxa de crescimento do produto (μ) depende do regime ou do estado da economia (s_t). Nos modelos de ciclo, em geral, o estado 1 está associado aos períodos de recessão ($\mu_1 < 0$), e o estado 2, aos períodos de expansão ($\mu_2 > 0$).

Apesar do verdadeiro estado da economia não ser observado, ele pode ser inferido a partir das observações da série temporal (Δy), que determinam as probabilidades condicionadas de cada estado da economia ao longo do tempo. Essas probabilidades são de três tipos: suavizadas (*smoothed*), quando é utilizado todo o conjunto de informação (Δy para todo $t \in T$); filtradas (*filtered*), o conjunto de informação é limitado às informações até o período $t < T$; e preditas (*predicted*), o conjunto de informação considera até o período imediatamente anterior.

Dessa forma, é possível datar os pontos de inflexão da economia (*turning point*) a partir de uma regra preestabelecida. Essa regra, em geral, consiste em considerar verdadeiro o estado da economia que apresenta a maior probabilidade suavizada. No caso de apenas dois estados, essa probabilidade é superior a 50%.

Hamilton (1989) mostra que essa metodologia para datar os ciclos coincide em grande parte com as datas do ciclo determinada pela National Bureau of Economics Research (NBER). Além disso, essa metodologia permite a dotação dos pontos de inflexão do ciclo em tempo real (utilizando as probabilidades filtradas) e a detecção dos “erros” provenientes das mudanças do conjunto de informação pela diferença entre as probabilidades suavizadas e filtradas.

Os modelos univariáveis de mudança de Markov, como em (2.9), têm sido aplicados em vários países. Para o Brasil, Chauvet (2000) utiliza esse tipo de modelo para determinar as fases do ciclo econômico ao utilizar dados trimestrais e anuais do PIB, Correa (2003), com dados anuais. Entretanto, apesar de esses modelos explicarem

alguns fatos estilizados dos ciclos econômicos, notadamente assimetria e não-linearidade, eles são obviamente incapazes de incorporar a idéia de co-movimento entre as séries econômicas.

Neste trabalho explicar-se o ciclo da indústria brasileira como uma estrutura cíclica comum para alguns estados da Federação. Dessa forma, utilizamos generalização do modelo de Hamilton como proposto por Krolzig (1997) para modelar o ciclo da indústria brasileira a partir de dados desagregados para oito unidades da Federação. A seguir, o modelo estatístico de vetor auto-regressivo com mudança de Markov (Markov-Switching vector autoregressive models – MS-VAR) é discutido.

2.2 VETOR AUTO-REGRESSIVO COM MUDANÇA DE MARKOV (MS-VAR)

O modelo MS-VAR, como qualquer outro modelo de mudança de regime, é um processo auto-regressivo de séries temporais observadas, que possuem parâmetros variáveis no tempo, mas constantes quando condicionados ao estado da economia (variável discreta não observável). Pode ser representado por:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + \varepsilon_t, \quad (2.10)$$

onde, ε_t condicionada aos estados (s_t) é NID(0, $\Sigma(s_t)$); Δy_t é um vetor de dimensão $K \times 1$; e A_i são matrizes de parâmetros.

Analisar-se-á o modelo MS-VAR em (2.10) como extensão multivariada do modelo de Hamilton. O modelo multivariado permite caracterizar o ciclo econômico como o co-movimento de diversas séries macroeconômicas. Neste trabalho, investigamos a ocorrência de ciclos econômicos a partir do comportamento de séries referentes às taxas de crescimento do produto industrial de oito estados brasileiros.

O modelo como descrito em (2.10) promove imediata mudança no nível da média do processo após a troca de regime da economia. Muitas vezes é mais intuitivo imaginar que a média se aproxima de forma suave do seu novo nível. Nesse caso, o modelo, considerando o intercepto como variante com o regime, é mais adequado. Esse modelo é representado pela seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \nu(s_t) + A_1(\Delta y_{t-1}) + \dots + A_4(\Delta y_{t-4}) + \varepsilon_t. \quad (2.11)$$

Ao contrário dos modelos lineares tradicionais (VAR), os modelos na forma de 2.10 e 2.11 não apresentam resultados equivalentes. Eles não significam uma simples reparametrização, mas geram formas de ajustamentos diferentes quando ocorre a mudança de regime.

No primeiro caso, o ajuste na média do processo dá-se de forma imediata como resposta à alteração do regime (estado) da economia. Ao supor-se a existência de apenas um termo auto-regressivo, o processo multivariado pode ser representado como a soma de dois processos independentes:

$$\begin{aligned} (I - A_1 L)(\Delta y_t - \mu(s_t)) = \varepsilon_t &\Rightarrow \Delta y_t - \mu(s_t) = (I - A_1 L)^{-1} \varepsilon_t \\ \Delta y_t = \mu(s_t) + \sum_{l=0}^{\infty} A_1^l \varepsilon_{t-l}, & \end{aligned} \quad (2.12)$$

onde, L representa o operador *lag* (defasagem), o primeiro termo corresponde à taxa média dependente do regime e significa o efeito do ciclo comum sobre o comportamento de cada série. O segundo termo é um processo gaussiano com esperança zero e representa a transmissão dos choques específicos de cada variável. Na equação final de 2.12, notamos claramente a mudança imediata da média do processo de Δy_t quando ocorre mudança de regime.

A resposta do segundo modelo é mais lenta e semelhante a um choque na série ε_t . Novamente ao se supor a existência de apenas um termo auto-regressivo, pode-se reescrever a equação 2.11:

$$(I - A_1 L)\Delta y_t = v(s_t) + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta y_t = (I - A_1 L)^{-1}v(s_t) + (I - A_1 L)^{-1}\varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \sum_{l=0}^{\infty} A_1^l v(s_{t-l}) + \sum_{l=0}^{\infty} A_1^l \varepsilon_{t-l}. \quad (2.13)$$

novamente, o primeiro termo está associado ao ciclo comum, representado a contribuição desse ciclo para os ciclos individuais. O segundo termo é idêntico ao descrito na equação 2.12.

A metodologia do MS-VAR permite grande variedade de modelos de mudança de regime. Pode-se, em princípio, alterar a especificação do processo de geração das séries temporais, e permitir que todos os parâmetros do modelo sejam considerados variantes ao tipo de regime. Para estabelecer uma notação única, o termo geral Markov-Switching (MS) vem acompanhado de uma indicação de quais parâmetros variam com o tipo de regime. M , entre parênteses, significa o número de diferentes regimes, e, p , o número de coeficientes auto-regressivos. A tabela a seguir resume os tipos de modelos e indica quais parâmetros mudam de acordo com o regime.

Apesar da grande variedade de especificações possíveis, os trabalhos desenvolvidos com essa metodologia mostram que os modelos MSM e MSI são suficientes para explicar o processo gerador das séries macroeconômicas estudadas (ver Krolzig, 2003).

TABELA 1
Tipos de modelos MS-VAR

Notação	Média	Intercepto	Variância	Parâmetros auto-regressivos
MSM(M)-VAR(p)	variante	-	invariante	invariante
MSMH(M)-VAR(p)	variante	-	variante	invariante
MSI(M)-VAR(p)	-	variante	invariante	invariante
MSIH(M)-VAR(p)	-	variante	variante	invariante
MSIAH(M)-VAR(p)	-	variante	variante	variante

Elaboração dos autores.

3 RESULTADOS EMPÍRICOS

Para analisar a existência do ciclo comum na indústria das diferentes regiões, primeiramente, empregar-se-á modelo univariado para dados da produção industrial agregada. O modelo utilizado é baseado em Hamilton (1989). Esse modelo univariado é importante para mostrar alguns fatos estilizados e indicar as principais propriedades do ciclo industrial. No caso de movimento comum na produção industrial dos dife-

rentes estados, existe a possibilidade de modelar o crescimento industrial como um processo estocástico conjunto. Esse tipo de modelagem pode ser feito com o uso do MS-VAR como proposto em Krolzig (1997), e os resultados são apresentados após a modelagem univariada.

Os dados originais correspondem às séries de número-índices da produção física industrial mensal. Essas séries são divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados são convertidos em trimestrais pela média aritmética, totalizando 94 trimestres para cada série. As séries trimestrais passam pela correção dos *outliers* e ajuste sazonal pelo método X12-Arima. Esses dois procedimentos foram feitos no pacote econométrico *Eviews*, e seguem as etapas de pré-filtragem das séries propostas em Krolzig (2003).

Os *outliers* foram detectados de forma automática pelo *Eviews*. O método consiste em adicionar uma variável *dummy* para cada trimestre (*outlier* aditivo) na regressão que ajusta os dias trabalhados (*trading day*) e os feriados, ao efetuarmos o ajuste sazonal. Considerou-se um *outlier* aditivo caso o valor crítico para a estatística t-Student superasse o valor de 3,8. O Anexo apresenta os períodos considerados anormais em cada estado, e os valores da estatística t-Student. Os índices desses trimestres foram substituídos por valores obtidos por interpolação geométrica.

No caso do método de ajuste sazonal, o X12-Arima foi o escolhido devido à sua grande aceitação nos principais órgãos responsáveis pela divulgação de estatísticas econômicas. O IBGE utiliza esse método para divulgar as séries macroeconômicas com ajuste sazonal.

Devido ao interesse de estudar diretamente a taxa de crescimento dos estados brasileiros, trabalha-se, aqui, com as primeiras diferenças do logaritmo das séries da produção industrial. Uma vantagem de se trabalhar com as séries de primeiras diferenças é a filtragem automática de possíveis raízes unitárias, comumente presentes nas séries macroeconômicas em nível. No modelo multivariado, uma outra possibilidade seria estudar a presença de co-integração das séries em nível e utilizar um modelo com mudança de regime combinado com um mecanismo de correção de equilíbrio (MS-VECM). Esse tipo de abordagem foi utilizado em Krolzig e Toro (1998) para dados do produto e do emprego na economia norte-americana.

3.1 CICLO DA INDÚSTRIA BRASILEIRA

O objetivo desta subseção é obter uma formulação do modelo não-linear de mudança de regime para os dados da produção industrial agregada. Devido à dificuldade de implementar testes para determinar o número ótimo de regimes,³ utilizaram-se o critério de informação de Akaike (AIC), o critério de informação Bayesiano (BIC) e o critério de Hannan-Quinn (HR). O modelo estimado segue a abordagem de Hamilton (1989), com a média dependente do regime e quatro coeficientes auto-regressivos – MSM(2)-AR(4):

3. A maior dificuldade decorre da presença de parâmetros sem sentido (*nuisance parameter*) na hipótese nula. No caso da comparação dos modelos com dois e três regimes, o modelo restrito (dois regimes) apresentaria quatro parâmetros *nuisance*, que são as probabilidades de transição relativas à entrada e à saída do regime 3 ($p_{13}, p_{31}, p_{23}, p_{32}$).

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + \varepsilon_t. \quad (3.1)$$

Os resultados dessa estimativa estão resumidos na tabela 2. A taxa média de crescimento anualizada da indústria atinge -13,9%, nos períodos de recessão, e 7,57%, nas expansões. A matriz de transição aponta maior persistência do período de expansão: o número esperado de trimestres (duração) das recessões é de 2,1 e de 5,5 para os períodos de crescimento. A probabilidade não condicionada (ergódica) alcança 27,2%, para os períodos de queda da atividade, e 72,8%, quando a economia está expandindo.

O modelo apresenta-se estatisticamente superior aos modelos lineares ($\mu_1 = \mu_2$). A estatística do teste de razão de verossimilhança (10,6), apesar de não seguir as propriedades assintóticas (distribuição $\chi^2(1)$), devido à presença de parâmetros *nuisance*, apresenta evidências a favor do modelo com mudança de regime. Na seção seguinte, descrevem-se os resultados do modelo desagregado para comprovar a capacidade de refletir o comportamento agregado e, assim, confirmar a importância do ciclo comum para os estados.

TABELA 2

Estimativa do modelo univariado MSM(2)-VAR(4)

Parâmetros	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Matriz de transição		
				Regime 1	Regime 2	
$\mu(s_0)$	-3,3001	0,4874	-6,7710			
$\mu(s_1)$	1,8384	0,2912	6,3123	Regime 1	0,5171	0,4829
A_1	-0,3792	0,1045	-3,6294	Regime 2	0,1807	0,8193
A_2	-0,2097	0,0879	-2,3864		Pr. ergódica	Duração
A_3	-0,1852	0,0738	-2,509	Regime 1	0,2723	2,07
A_4	-0,1648	0,0747	-2,2054	Regime 2	0,7277	5,53
p11	0,5171					
p22	0,8193					
LogLik(q):			-225,733	Autovalores	λ_1	λ_2
LogLik(q) – modelo linear:			-231,039		1,000	0,3364

Elaboração dos autores.

Obs.: O período considerado foi do primeiro trimestre de 1981 ao segundo trimestre de 2004.

3.2 MODELO DESAGREGADO

Até agora se tratou apenas da série agregada da produção industrial, destacando a importância da mudança de regime. Nesta subseção, analisar-se-á o ciclo da indústria brasileira por meio de um sistema capaz de inferir sobre o co-movimento das séries da indústria regional, e, portanto, do ciclo comum.⁴

O procedimento de escolha do modelo parte da estimativa mais simples (apenas média ou intercepto dependente do regime). Os modelos são estimados com várias defasagens, escolhendo-se o modelo de acordo com os critérios de informação (AIC, HQ e SC), bem como da significância dos parâmetros (teste LR e Wald). Depois se acrescenta a variância como dependente do regime e se aplica o teste da razão de verossimilhança (LR) para verificar se a variância é constante (homoscedasticidade) nos dois regimes.

4. A investigação sobre o ciclo comum pode ser estendida ainda no teste de co-integração de Johansen. Entretanto, esse teste possui baixa potência quando se trata de séries relativamente curtas, como é o caso analisado neste trabalho.

Seguindo as etapas anteriores e a observação dos resíduos, o modelo MSIH(2)-VAR(2) apresenta o melhor ajuste, e indica mudança de regime no intercepto e na variância. A importância da mudança da variância do processo é confirmada pela rejeição da hipótese de homoscedasticidade ($H_0: \Sigma_1 = \Sigma_2$). O teste LR=85,86 é significativa a 0,1% ($\chi^2_{0,999}(36)=65,64$), e rejeita amplamente a hipótese de variância constante. O teste LR também indica a significância estatística dos parâmetros auto-regressivos em ambos os regimes. A equação 3.2 descreve formalmente o modelo escolhido.

$$\Delta y_t = v(s_t) + A_1(\Delta y_{t-1}) + A_2(\Delta y_{t-2}) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / s_t \sim NID(0, \Sigma^2(s_t)). \quad (3.2)$$

onde, Δy_t é um vetor (8x1) da taxa de crescimento da produção industrial e $s_t \in \{0,1\}$ é não observável, mas gerado por uma cadeia de Markov irreduzível (ergódica).

A estimativa do modelo resulta nos parâmetros apresentados na tabela 3. Pelo teste LR, estatística de 112,73, o modelo com mudança de regime supera o modelo linear para os testes supondo distribuição χ^2 com graus de liberdade dados pelo número de restrições ($\chi^2_{0,999}(44)=78,75$) ou pelas restrições e pelos parâmetros *nuisance* ($\chi^2_{0,999}(46)=81,4$).

O regime 1 está associado à contração da produção industrial em todos os estados, e apresenta dispersão maior do que nos períodos de expansão. O coeficiente do intercepto nos períodos de recessão é significativo, exceto para o Paraná e o Rio de Janeiro. A queda média mais intensa ocorre em Pernambuco (-3,5% ao trimestre) e a mais amena no Rio de Janeiro (-0,34% ao trimestre).

TABELA 3

Estimativa do modelo MSIH(2)-VAR(2) para produção industrial regional

	Bahia	Minas Gerais	Pernambuco	Paraná	Rio de Janeiro	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
Intercepto dos regimes								
Regime 1	-1,6239 (0,5573)	-1,9393 (0,4563)	-3,5428 (1,0646)	-0,8915 (0,5259)	-0,3374 (0,5366)	-2,3049 (0,7055)	-2,3749 (0,6792)	-2,2404 (0,5007)
Regime 2	1,8038 (0,3421)	2,1775 (0,2247)	1,2421 (0,7867)	0,9657 (0,4693)	0,8988 (0,3510)	2,4001 (0,4651)	2,1853 (0,4328)	1,5743 (0,3017)
Coefficientes de ajustamento (A1+A2)								
Bahia	-0,4520	-0,1218	1,1538	0,7465	-0,2698	0,6709	0,3550	0,4084
Minas Gerais	-0,2010	-0,1196	-0,8941	0,2483	-0,2035	-0,2177	-0,1581	0,0464
Pernambuco	0,0141	0,0918	-0,6061	0,0557	-0,1391	0,0755	0,0465	0,1154
Paraná	-0,1631	-0,1315	0,4720	-0,0757	-0,0222	-0,2106	-0,3975	0,0768
Rio de Janeiro	-0,0648	-0,0408	0,1267	0,0390	0,2421	-0,1662	0,1190	-0,0557
Rio Grande do Sul	-0,0039	0,2817	-0,0255	0,0702	-0,0603	0,1622	0,1386	0,1722
Santa Catarina	0,0734	-0,0463	-0,7155	-0,3314	-0,0484	-0,4437	-0,3125	-0,2805
São Paulo	0,3273	-0,3352	0,9112	-0,2570	0,3859	-0,1239	0,2581	-0,1465
Desvio-Padrão								
Regime 1	2,9392	2,3794	5,4980	2,7168	2,7783	3,5331	3,4530	2,5595
Regime 2	2,2488	1,4511	5,3583	3,3385	2,3642	3,0374	2,8872	1,9798
LogL(q):		-1686,89						
LogL(q) – modelo linear:		-1743,25						
Teste de lineariedade (LR)								
Estatística – LR	112,731		Chi(44) - prob.= [0.0000]			Chi(46) - prob.= [0.0000]		

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses indicam desvio-padrão. O período considerado foi do primeiro trimestre de 1981 ao segundo trimestre de 2004.

Relativamente ao regime 2 (período de crescimento), Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Minas Gerais registram as maiores taxas e Paraná e Rio de Janeiro, as mais baixas. O coeficiente de Pernambuco é o único não estatisticamente significativo, e confirma mais uma vez a evidência do pequeno dinamismo da indústria pernambucana, que não é capaz de gerar taxa de crescimento suficiente para elevar sustentavelmente o seu nível de produção.

Em relação à variância, todos os estados, exceto Paraná, mostram maior magnitude nos períodos de recessão. Os resíduos do modelo não apresentam autocorrelação significativa e não se rejeitou a hipótese de normalidade.

O modelo estimado infere também sobre as probabilidades de transição entre os regimes. Essas probabilidades são apresentadas na tabela 3.1. A matriz de transição resulta nas propriedades dos regimes apresentadas na tabela 4. O modelo consegue captar a assimetria dos regimes, com o período de recessão mais curto, porém com maior intensidade (queda mais acentuada) do que o período de expansão. Para o ciclo comum, o resultado aponta duração média de 2,6 trimestres para as recessões, e de 5,1 trimestres nos períodos de crescimento. A probabilidade de recessão não condicionada ao regime (ergódica) é de 33,7%.

TABELA 3.1

Matriz de transição

	Regime 1	Regime 2
Regime 1	0,6146	0,3854
Regime 2	0,1959	0,8041

Elaboração dos autores.

Esses resultados são semelhantes aos encontrados na produção agregada, e mostram a capacidade do modelo de refletir a produção total mais importante, uma comprovação do ciclo comum guiando a indústria em cada estado. A assimetria do ciclo também aparece com recessões mais curtas e severas. Nos períodos de queda da produção industrial, a mediana atinge redução de 2,09%, ao trimestre, ou 8,1%, ao ano enquanto a mediana de crescimento alcança 1,69% ao trimestre (6,93% ao ano).

TABELA 4

Propriedades do modelo

	Número de observações	Probabilidades ergódicas	Duração esperada
Regime 1	31,4	0,3370	2,59
Regime 2	59,6	0,6630	5,10

Elaboração dos autores.

4 CICLO COMUM DA INDÚSTRIA REGIONAL

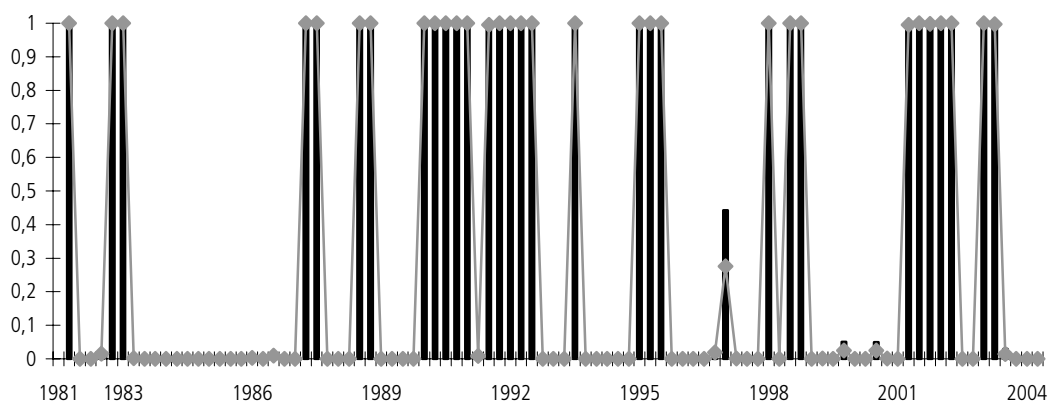
A sincronia do ciclo econômico brasileiro nos estados pode ser um indicador para a otimização da política monetária. Se os reflexos são semelhantes em todos os estados, não é necessário um ajuste mais pronunciado para alcançar determinado objetivo. No caso de uma diferença grande de comportamento ao longo do ciclo comum, compromete-se a eficácia da política, e o ajuste ocorre de forma desigual entre os es-

tados. Esse ajuste desigual também pode emitir sinais contraditórios no acompanhamento dos efeitos das políticas.

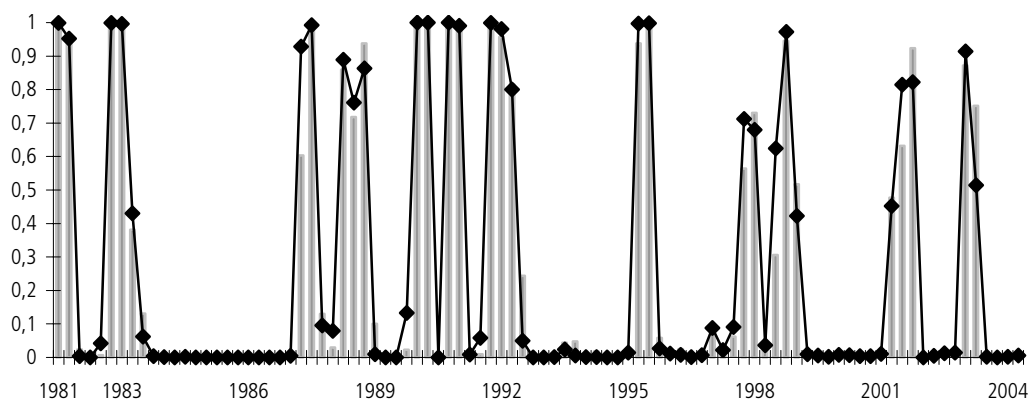
A semelhança dos resultados dos modelos agregados e desagregados sugerem a possibilidade de o comportamento da indústria em cada estado ser determinado por um componente comum. As probabilidades filtradas e suavizadas de cada modelo confirmam a semelhança das estimativas. O gráfico 1 apresenta essas probabilidades, e observa-se que o modelo desagregado é capaz de refletir com boa precisão os dados agregados.

GRÁFICO 1

Probabilidades de recessão
Modelo MSIH(2)-VAR(4) para a produção industrial de oito estados



Modelo MSM(2)-AR(4) para a produção industrial agregada



■ Filtrada —◆ Suavizada

Elaboração dos autores.

O modelo multivariado mostra superioridade quando constatamos que os regimes são caracterizados com probabilidades maiores do que no modelo univariado. Essa maior probabilidade é importante para evitar mudança de classificação do tipo de regime ao adicionarmos novas informações às séries históricas, o que indica menor grau de mudança (maior estabilidade) do modelo – confiabilidade. Desse modo, a cronologia pelo modelo multivariado apresenta-se mais confiável para prever os pontos de inflexão do ciclo em tempo real. Como exemplo, a estimativa do modelo multivariado não apresenta nenhuma revisão do regime, quando ocorre nova informação, ou seja, todas as vezes que a pro-

babilidade filtrada indicou um regime, esse foi confirmado posteriormente pela probabilidade suavizada. No caso do modelo univariado, ocorrem duas mudanças na classificação do regime após a disponibilidade de novos dados (em 98.3 e 99.1).

Pode-se analisar se a mudança na taxa de crescimento dos diferentes estados é decorrente do ciclo comum da indústria brasileira. Essa hipótese é verificada pela significância da taxa média de crescimento quando ocorre mudança (comum) de regime. Assim, a hipótese nula seria $v_{j1} = v_{j2}$ e $v_{k1} = v_{k2}$ para j e $k=1, \dots, 8$, e $j \neq k$, ou seja, a média de crescimento no estado k durante o regime 1 (recessão) é igual à taxa de crescimento no regime 2 (expansão),⁵ para maiores detalhes ver Krolzig (2003). A tabela 5 apresenta os resultados dos testes de Wald para os oito estados e para o sistema. A hipótese de taxa média de crescimento igual nos dois regimes é fortemente rejeitada para Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. No Paraná, a hipótese é rejeitada ao nível de 1%, enquanto no Rio de Janeiro, não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% (p-value de 6,4%), indicando ser o estado que sofre a menor influência do ciclo econômico comum.

TABELA 5

Teste de Wald – modelo MSIH(2)-VAR(2)

Hipótese nula	Bahia	Minas Gerais	Pernambuco	Paraná	Rio de Janeiro	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
$v_1=v_2$	25,5527 (0,000)	62,3319 (0,000)	12,0705 (0,001)	6,5875 (0,010)	3,4195 (0,064)	27,8909 (0,000)	29,7929 (0,000)	39,1708 (0,000)
$v_1=v_2$ (sistema)		171,1030 (0,000)			$P_{11}=1-P_{22}$		13,1078 (0,000)	

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parenteses representam p-value para distribuição $\chi^2(1)$ e $\chi^2(8)$ para o sistema.

Uma possível explicação para esse comportamento do Rio de Janeiro é a importância da indústria de extração de petróleo, que tem dinâmica diferente do restante da indústria. Em momentos de crise internacional, o petróleo torna-se mais atrativo pelo aumento de preço, e existe uma demanda nacional acima da capacidade de extração brasileira.

Como mostrado na seção 2, o vetor da taxa de crescimento da produção industrial nos oito estados pode ser decomposto na soma de dois processos independentes. O primeiro representando o papel do ciclo comum e, o segundo, as inovações aleatórias com média zero. Assim, a equação 3.2 pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} (I - A_1L - A_2L^2)\Delta y_t &= v(s_t) + \Sigma^{1/2}(s_t)\varepsilon_t \\ \Delta y_t &= (I - A_1L - A_2L^2)^{-1}v(s_t) + (I - A_1L - A_2L^2)^{-1}\Sigma^{1/2}(s_t)\varepsilon_t. \end{aligned} \quad (4.1)$$

Na equação anterior, s_t e ε_t respondem por mudanças aleatórias no comportamento da série de crescimento da indústria, mas apresentam efeitos distintos. O primeiro representa o efeito direto do ciclo econômico, enquanto o outro significa todos

5. Pode-se aplicar o teste-padrão de Wald, com hipótese nula distribuindo-se assintoticamente como $\chi^2(r)$, onde r é o número de restrições linearmente independente. O modelo é identificado sob a hipótese nula ($v_{1k} = v_{2k}$ para $k = 1, \dots, 8$), pois os interceptos dependentes do regime nas equações restantes são irrestritos. Para o sistema, também, todos os parâmetros são identificados sob a hipótese nula, devido à variância dependente do regime ($\Sigma 1 \neq \Sigma 2$).

os outros tipos de choques que afetam a produção industrial. Os choques ϵ_t são específicos para cada estado, enquanto s_t é comum para todos. Desse modo, o primeiro termo da equação 4.1 pode ser interpretado como o efeito do ciclo comum sobre o comportamento individual de cada estado. O gráfico 2 ilustra essa contribuição marcada com linha mais forte (em cinza) e a taxa de variação da produção (Δy_t). Observa-se claramente o ciclo comum a reger o comportamento da indústria nos diferentes estados, especialmente em Minas Gerais e São Paulo. O Rio de Janeiro aparece como o estado menos influenciado pelo ciclo. É interessante notar que o modelo permite evidenciar a redução da atividade em 2001 em decorrência da crise energética, sendo de efeito mais brando nos estados do Sul do país. Rio Grande do Sul não parece ter sido afetado, enquanto em Santa Catarina e no Paraná os efeitos da crise ocorrem com certa defasagem, e refletem os choques dos outros estados.

Para mostrar a influência do ciclo comum e a importância das transições de regime, estimou-se um modelo linear com dois coeficientes auto-regressivos para cada estado, e incorporou-se as probabilidades filtradas de recessão ($Pr(st=1/Yt)$).⁶ Os resultados do coeficiente relativos às probabilidades filtradas em cada equação são apresentados na tabela 6. O resultado confirma a relevância das transições do ciclo industrial comum para a maioria dos estados e para a produção agregada. O coeficiente da probabilidade filtrada apresenta sinal esperado em todas as regressões e estatisticamente significativa, exceto para o Rio de Janeiro.

Todos os testes estatísticos realizados mostram o bom ajuste do modelo estimado – MSIH(2)-VAR(2). Além disso, o modelo ganha interpretações econômicas importantes e realça alguns resultados esperados: Pernambuco como o estado que mais perdeu importância nos últimos anos, o avanço da economia mineira, e como foi destacado, por último, o Estado do Rio de Janeiro, que apresentou o menor efeito do ciclo econômico comum.

TABELA 6

Coefficiente da probabilidade filtrada em cada equação

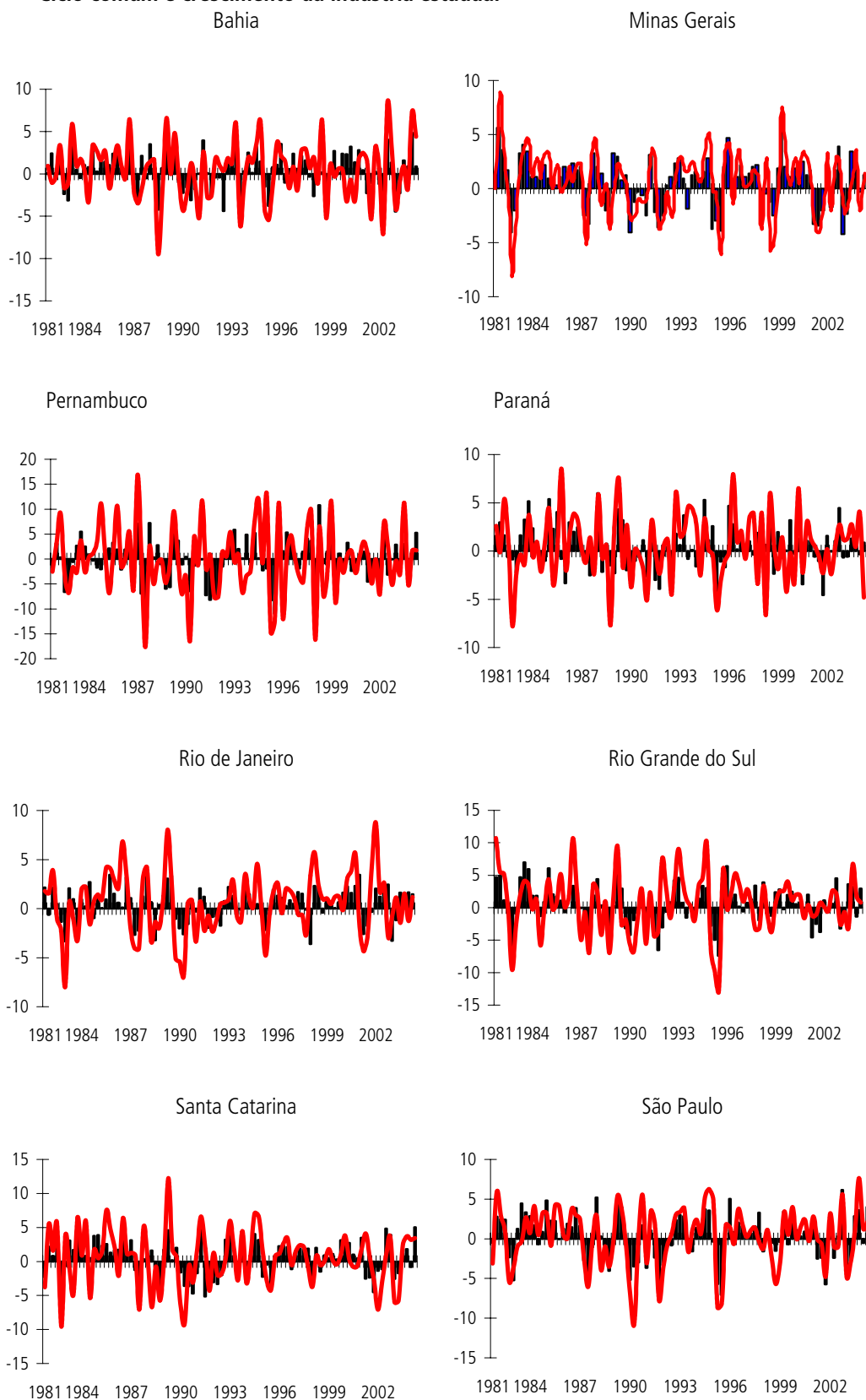
Estado	Coef.	Desvio-Padrão	Estatística t	p-value
Bahia	-0,0668	0,0196	-3,4143	0,0010
Minas Gerais	-0,0349	0,0153	-2,2854	0,0247
Pernambuco	-0,0787	0,0343	-2,2941	0,0242
Paraná	-0,0674	0,0216	-3,1287	0,0024
Rio de Janeiro	-0,0144	0,0187	-0,7707	0,4430
Rio Grande do Sul	-0,0432	0,0243	-1,7780	0,0789
Santa Catarina	-0,0478	0,0183	-2,6047	0,0108
São Paulo	-0,0752	0,0189	-3,9720	0,0001
Brasil	-0,0602	0,0162	-3,7256	0,0003

Elaboração dos autores.

6. Como as probabilidades filtradas são correlacionadas com Y_t , a estimativa é realizada por variáveis instrumentais, com as probabilidades filtradas defasadas como instrumento.

GRÁFICO 2

Ciclo comum e crescimento da indústria estadual



Elaboração dos autores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, utilizou-se os modelos de mudança de Markov (Markov-Switching) com dados da indústria de oito unidades da Federação para evidenciar a existência de um ciclo comum na indústria brasileira. O modelo univariado foi utilizado para detectar a existência de mudanças na média da taxa de crescimento da indústria agregada. Após a regressão univariada, o modelo de vetor auto-regressivo com Markov-Switching foi estimado para identificar o ciclo comum da indústria brasileira. O modelo com dois regimes apresentou melhor especificação e resultados mais intuitivos e de relevância econômica. O regime 1, associado às recessões, apresentou queda da produção em todos os estados e dispersão maior do que nos períodos de expansão. Pernambuco é o estado que registra a maior queda nas recessões e o único que não registra coeficiente significativo nos períodos de expansão, evidenciando, novamente, o seu pequeno dinamismo. Rio de Janeiro é o estado menos influenciado pelo ciclo comum, o que pode ser explicado pelo maior peso da extrativa mineral, a qual apresenta dinâmica distinta da indústria de transformação.

O trabalho evidencia também a importância das transições do ciclo comum para a produção industrial nos oito estados e a produção brasileira. O uso das probabilidades filtradas ajuda a prever a taxa de crescimento da indústria, caso se use a especificação simples de um modelo linear auto-regressivo.

As probabilidades suavizadas, estimadas pelo modelo MS-VAR e pelo modelo univariado, mostraram resultados semelhantes e produziram cronologia compatível com a intuição e com os diversos choques que ocorreram durante os últimos 24 anos na economia brasileira. O modelo multivariado apresentou a vantagem de produzir informações mais confiáveis, especialmente se forem consideradas as estimativas em tempo real (probabilidades filtradas).

Os resultados encontrados neste trabalho sugerem que os modelos de mudança de regime são mais adequados para representar os dados da produção industrial do que os modelos Arima ou VAR. Isso está compatível com a não-linearidade e a assimetria observadas nas séries de produto em países desenvolvidos.

ANEXO

Outliers considerados – t-Student

Datas	Bahia	Minas Gerais	Pernambuco	Paraná	Rio de Janeiro	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
1984.2						4.0468		
1985.2								-4.8724
1985.3	-3.9486							
1987.3								-4.1532
1987.4				-5.5281				
1989.2				4.2492				
1990.2		-3.7697			-5.1184			-10.8593
1990.3		4.5846	3.8122				5.7772	7.1404
1991.1	-5.8216	-5.8847			-5.8610	-5.4068		-9.8329
1992.3				-5.0412				
1995.2	-5.8418				-6.9697			
1995.3	4.1309				4.4768			
1997.4				-3.8134				
2000.2	4.6829							

Elaboração dos autores.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARTIS, M., KROLZIG, H.-M.; TORO, J. The European business cycle. *Oxford Economic Papers*, n. 56, p. 1-44, 2004.
- BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. Measuring Business Cycles. *National Bureau of Economic Research*. New York, 1946.
- CARVALHO, J. H. D. **Cronologia e assimetria do ciclo industrial brasileiro: uma abordagem com Markov-Switching.** (Dissertação de Mestrado) – Departamento de Economia – Universidade de Brasília, 2005.
- CHAUVET, M. **The Brazilian business cycle and growth cycle.** California: Department of Economics and Statistics, University of California, 2000. Mimeografado.
- _____. A monthly indicator of Brazilian GDP. *The Brazilian Review of Econometrics*, v. 21, n. 1, 2001.
- CORREA, A. da S. **Diferenças e semelhanças entre países da América latina: uma análise de Markov-Switching para os ciclos econômicos de Brasil e Argentina.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2003 (Working Paper Série do Banco Central do Brasil, n. 80).
- DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D. Measuring business cycles: A modern perspective. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 1, p. 67-77, 1996.
- DURLAND, J. M.; McCURDY, T. H. Duration-dependent transitions in a Markov model of U.S. GNP growth. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 12, n. 3, p. 279-288, 1994.
- ENGEL, C.; HAMILTON, J. D. Long swings in the Dollar: are they in the data and do markets know it? *American Economic Review*, v. 80, n. 4, p. 689-713, 1990.
- FILARDO, A. J. Business cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 12, n. 3, p. 299-308, 1994.
- FRIEDMAN, M. The “plucking model” of business fluctuations revisited. *Economic Enquiry*, n. 31, p. 171-77, 1993.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.
- _____. Analysis of time series subject to changes in regimes. *Journal of Econometrics*, n. 45, p. 39-70, 1990.
- HARDING, D.; PAGAN, A. R. Dissecting the cycle: A methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, v. 49, n. 2, p. 365-381, 2002.

KIM, C.-J.; NELSON, C. R. Friedman's plucking model of business fluctuations: tests and estimates of permanent and transitory components. **Journal of Money, Credit and Banking**, n. 31, p. 317-34, 1999.

KROLZIG, H.-M. **Markov-Switching vector autoregressions: modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

_____. **International business cycles: regime shifts in the stochastic process of economic growth**. London: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 2000 (Applied Economics Discussion Paper, n. 194).

_____. Markov switching procedures for dating the Euro-Zone business cycle. **Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung**, v. 70, n. 3, p. 339-351, 2001.

_____. Constructing turning point chronologies with markov-switching vector autoregressive models: the euro-zone business cycle. **Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis**. Luxembourg: Eurostat, 2003.

KROLZIG, H.-M.; TORO, J. **A new approach to the analysis of shocks and the cycle in a model of output and employment**. Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 2001 (Discussion Paper, n. 59).

MADDALA, G. S.; KIM, I. **Unit roots, co-integration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

MORAES, I. A.; PORTUGAL, M. S. **Business cycle in the industrial production of Brazilian states Latin American meeting of the econometric society**. Santiago do Chile: 2004.

PHILLIPS, K. L. A two-country model of stochastic output with changes in regime. **Journal of International Economics**, n. 31, p. 121-142, 1991.

PICCHETTI, P.; TOLEDO, C. Estimating and interpreting a common stochastic component for the Brazilian industrial production index. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**, v. 56, n. 1, p. 107-120, 2002.

ROSS, S. M. **Stochastic Processes**. New York: John Wiley & Sons, 1996.

SICHEL, D. E. Inventories and the three phases of the business cycle. **Journal of Business and Economic Statistics**, n. 12, p. 269-277, 1994.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Has the business cycle changed and why? *In*: GERTLER, M.; ROGOFF, K. (Eds.). **NBER Macroeconomics Annual**. Massachusetts: MIT Press, 2002.

EDITORIAL

Coordenação

Silvânia de Araujo Carvalho

Supervisão

Iranilde Rego

Revisão

Luísa Guimarães Lima

Maria Carla Lisboa Borba

Naiane de Brito Francischetto (estagiária)

Raquel do Espírito Santo (estagiária)

Editoração

Aeromilson Mesquita

Elidiane Bezerra Borges

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234

Fax: (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br