



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN

ISAAC RICARTE EVANGELISTA

SINCRONIZAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS PARA AS REGIÕES BRASILEIRAS

FORTALEZA  
2009

ISAAC RICARTE EVANGELISTA

SINCRONIZAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS PARA AS REGIÕES BRASILEIRAS

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará para apreciação do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares

FORTALEZA  
2009

ISAAC RICARTE EVANGELISTA

SINCRONIZAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS PARA AS REGIÕES BRASILEIRAS

Dissertação submetida à Coordenação do curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN), da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia. Área de Concentração: Teoria Econômica.

Aprovada em: 04/09/2009

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará (UFC/CAEN)

---

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi  
Universidade Federal do Ceará (UFC/CAEN)

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Universidade Federal do Ceará (UFC/CAEN)

Dedico primeiramente a Deus a concretização de mais este sonho na minha vida, pois a fé  
move montanhas.

Aos meus pais, apesar das limitações financeiras, sempre priorizaram os nossos estudos.

À minha esposa, Darcielle, pelo grande companheirismo, compreensão e por ser a pessoa que  
mais me incentivou a buscar esse mestrado.

À minha filha Isabelle, gerada e nascida durante esse mestrado, que me faz buscar sempre o  
melhor de mim.

## **AGRADECIMENTOS**

À CAPES, pelo apoio financeiro.

Ao meu orientador, Prof. Fabrício Linhares, idealizador desse trabalho, pela paciência nesse “interminável” trabalho.

Aos professores do CAEN, em particular, Ivan Castelar, Paulo Neto, Maurício Benegas e Sebastião Carneiro pelas enormes contribuições a minha formação, tanto em sala de aula quanto nas conversas informais nos corredores do CAEN.

À minha esposa, Darcielle Dias, primeiro por ela ter me incentivado a fazer o Mestrado, um grande desafio, pois eu já estava fora da universidade há 3 anos e por não ser na minha área de graduação; segundo, e tão importante quanto, pelo apoio irrestrito, amor, compreensão e auxílio.

Aos meus colegas de mestrado Geovani Maia, Vitor Miro, Guilherme Vieira e Sávio Zachis pelas inúmeras horas de convivência e estudos, pelo companheirismo, entusiasmo e alegrias que eles me proporcionaram.

À Carmem Rodrigues, secretária do curso de Pós-Graduação em Economia, por sua atenção e cuidados a todos os alunos do CAEN.

Ao grande Cléber, que tem um coração muito maior que ele.

A todos aqueles que contribuíram de alguma forma para realização deste trabalho.

E acima de tudo, a Deus que me deu forças e fé para continuar e vencer mais esse desafio.

“Custa tanto ser uma pessoa plena, que muito poucos são aqueles que têm a luz ou a coragem de pagar o preço...

É preciso abandonar por completo a busca por segurança e correr o risco de viver com os dois braços...

É preciso cortejar a dúvida e a escuridão como preço do conhecimento...

É preciso ter uma vontade obstinada no conflito, mas também uma capacidade de aceitação total de cada consequência do viver e do morrer.”

Morris L. West

## RESUMO

**INTRODUÇÃO:** Os países desenvolvidos têm grande interesse em saber qual é “o estado atual de sua economia”, e tenta prever qual deve ser esse estado em um futuro próximo. O interesse do governo no assunto está ligado a questões orçamentárias, previdenciárias, e até mesmo intervencionistas. As empresas também se interessam pela questão, pois disso depende a rentabilidade de seus negócios e de seus investimentos. Infelizmente, nenhuma sociedade atual possui uma estimativa direta (e um previsor) do “estado da economia”, pois essa é uma variável latente, isto é, não observável. Recentemente há uma preocupação maior em tentar mensurar o comportamento cíclico das economias. Em particular, a análise da sincronização do ciclo econômico entre diferentes países torna-se um tema de crescente interesse em ambos os círculos acadêmicos e político. É fato observar que economias desenvolvidas têm se tornado bem mais integrada nos últimos anos. Nesses países, os fluxos comerciais têm aumentado substancialmente e os mercados financeiros se tornam mais homogêneos. Assim, uma crescente atenção está sendo dedicada em examinar se os esforços para coordenarem suas políticas econômicas levam a uma maior sincronização de dos ciclos econômicos desses países. É de se esperar que países com fortes ligações em termos de correlações de ciclo econômico enfrentem custos menores de aderir a uma união do que países com menor relatividade cíclica sincronizada. **OBJETIVOS:** Nesse contexto, os objetivos do presente trabalho foram dar uma datação dos períodos de recessão das economias de oito estados brasileiros (Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo) e determinar se há ocorrência de ciclos econômicos sincronizados entre essas economias locais. **METODOLOGIA:** Desta forma foram utilizadas as séries número-índice da produção industrial mensal (IPI) – Indústria Geral, entre 1981:01 a 2009:03, divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados foram convertidos em trimestrais pela média aritmética, totalizando 113 trimestres. Aplicamos duas ferramentas distintas para obtermos uma datação dos ciclos econômicos para a economia de cada estado brasileiro. Uma não-paramétrica, dada pelo Algoritmo de Harding e Pagan (2002) e uma paramétrica, através das mudanças de Markov, seguindo Hamilton (1989). A verificação da ocorrência de sincronização dos ciclos econômicos se deu através da construção de uma matriz simétrica de dissimilaridade, assim como foi proposta no trabalho de Camacho (2005). **RESULTADOS:** verificamos que ambas as metodologias de datação se aproximaram no sentido de tentarem apresentar uma datação para a recessão no ciclo econômico descrito pela produção industrial de cada estado. Quanto à verificação de sincronização desses ciclos, ambas as matrizes de dissimilaridade sugerem que os estados de Minas Gerais, São Paulo, Santa Catarina e Rio Grande do Sul apresentam sincronização dos ciclos econômicos de suas economias. Os estados do Rio de Janeiro e Paraná não estão sincronizados. O estado do Rio de Janeiro está mais próximo dos demais estados das regiões sul e sudeste que dos estados representativos da região nordeste. O estado do Paraná não está sincronizado com os estados do nordeste, e há uma divergência de resultados das matrizes paramétrica e não-paramétrica em relação aos demais estados do sul e sudeste. O estado da Bahia apresenta média sincronização, exceto com os estados do Pernambuco e Paraná. Finalmente, Pernambuco parece apresentar um dinamismo diferente dos demais estados, assim com retrata Carvalho (2005). **CONCLUSÃO:** Nossos resultados evidenciam uma sincronização dos ciclos econômicos entre os estados da região Sul e Sudeste, com exceção do estado do Paraná. Pernambuco não está sincronizado com nenhum dos estados brasileiros estudados. O estado da Bahia está mais próximo dos estados do Sul e Sudeste, exceto Paraná e Rio de Janeiro, e como ressaltado anteriormente, não apresenta sincronização com o estado de Pernambuco.

**Palavras-Chaves:** Ciclo econômico, sincronização, datação.

## ABSTRACT

**INTRODUCTION:** Developed countries are keen to know what "the current state of its economy", and tries to predict what should be the state in the near future. The government's interest in the subject is on the budget, social security, and even interventionist. Companies also are interested in the question, because it depends on the profitability of their business and their investments. Unfortunately, no current society has a direct estimate (and a predictor) of the "state of the economy", as this is a latent variable that is unobservable. Recently there is a greater concern in trying to measure the cyclical behavior of economies. In particular, the analysis of the business cycle synchronization between different countries becomes a subject of increasing interest in both academic and political circles. It is well to note that developed economies have become much more integrated in recent years. In these countries, trade flows have increased substantially and financial markets become more homogeneous. Thus, increasing attention is being devoted to examine whether efforts to coordinate their economic policies lead to greater synchronization of business cycles of these countries. It is expected that countries with strong links in terms of business cycle correlation face lower costs of joining a union than countries with less synchronized cyclic relativity. **OBJECTIVES:** In this context, the objectives of this study were to take a dating of recessions of economies of eight Brazilian states (Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina and São Paulo) determine if there is occurrence of synchronized business cycles between these local economies. **METHODOLOGY:** This way we used the monthly industrial production index number series (IPI) - General Industry from 1981: 01-2009: 03, released by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). Data were converted to quarterly by the arithmetic average total of 113 quarters. We use two different tools to obtain a dating business cycle for the economy of each Brazilian state. A non-parametric, given by Harding algorithm and Pagan (2002) and a parametric, through the Markov changes, following Hamilton (1989). Verification of the occurrence of synchronization of business cycles was made through the construction of a symmetric matrix of dissimilarity, as was proposed in Camacho's work (2005). **RESULTS:** we found that both methods of dating approached in order to try to present a dating to the recession in the economic cycle described by industry each state. As for synchronization verification of these cycles, both dissimilarity matrices suggest that the states of Minas Gerais, São Paulo, Santa Catarina and Rio Grande do Sul present synchronization of business cycles of their economies. The state of Rio de Janeiro is closer to the other states of the South and Southeast regions of representative states of the Northeast. The state of Paraná is not synchronized with the northeastern states, and there is a divergence of results of parametric and non-parametric arrays compared to other states in the south and southeast. The state of Bahia has an average synchronization, except with the states of Pernambuco and Paraná. Finally, Pernambuco seems to have a different dynamic in other states, so with portrays Carvalho (2005). **CONCLUSION:** Our results show a synchronization of business cycles between the states of the South and Southeast, with the exception of the state of Paraná. Pernambuco is not synchronized with any of the Brazilian states studied. The state of Bahia is closer to the South and Southeast, except Paraná and Rio de Janeiro, and as noted above, has no synchronization with the state of Pernambuco.

**Key Words:** Economic cycle, synchronization, dating.



## **LISTA DE FIGURAS**

1. Logaritmo do IPI de 1981.Q1 a 2009.Q1	23
2. Taxa de Crescimento Trimestral do IPI de 1981.Q1 a 2009.Q1	25
3. Probabilidades Filtradas de Recessão para os Estados	30

## LISTA DE TABELAS

1. Análise Preliminar dos Dados	27
2. Medidas das Distâncias Usando Datação Não-Paramétrica	28
3. Estimação Via Máxima Verossimilhança dos Parâmetros do Modelo (3.9)	29
4. Medidas das Distâncias Usando Datação Paramétrica	33

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO .....	11
2	REVISÃO DE LITERATURA .....	13
2.1	Histórico dos Estudos de Ciclos Econômicos .....	13
2.2	Recessões .....	16
3	REFERENCIAL TEÓRICO .....	18
3.1	Datando Ciclos Não-Parametricamente .....	18
3.2	Datando Ciclos Parametricamente Através de Mudanças de Markov .....	19
4	DADOS, ESTIMAÇÃO E RESULTADOS .....	23
4.1	Análise Preliminar dos Dados .....	23
4.2	Análise Não-Paramétrica .....	28
4.3	Análise Paramétrica .....	29
5	CONCLUSÃO .....	34
	REFERÊNCIAS .....	35
	ANEXO A - ALGORITMO DE BRY E BOSCHAN .....	37
	ANEXO B - ALGORITMO DE HARDING E PAGAN .....	39

## 1 Introdução

Os países desenvolvidos têm grande interesse em saber qual é “o estado atual de sua economia”, e tentam prever qual deve ser esse estado em um futuro próximo. O interesse do governo no assunto está ligado a questões orçamentárias, previdenciárias, e até mesmo intervencionistas. As empresas também se interessam pela questão, pois disso depende a rentabilidade de seus negócios e de seus investimentos. Infelizmente, nenhuma sociedade atual possui uma estimativa direta (e um previsor) do “estado da economia”, pois essa é uma variável latente, isto é, não observável.

A visualização de gráficos de muitas séries econômicas geralmente sugere a presença de um ciclo. Conseqüentemente, é natural que apareçam teorias que tentam explicar, de alguma forma, essa evidência visual, a fim de se conhecer as características de tais ciclos. Além disso, o entendimento do comportamento do ciclo de negócios tem sido vital em várias economias avançada. A compreensão destas flutuações pode melhorar a eficiência na formulação da política econômica e no planejamento empresarial. Nos EUA, o livro clássico de Burns e Mitchell (1946) foi um marco no processo de entendimento dos ciclos de negócios, pois resumia, à época, todo um esforço de pesquisa de quase meio século, além de consolidar as bases do National Bureau of Economic Research (NBER), entidade que viria a liderar esse tipo de pesquisa naquele país.

Recentemente há uma preocupação maior em tentar mensurar o comportamento cíclico das economias. Em particular, a análise da sincronização do ciclo econômico entre diferentes países torna-se um tema de crescente interesse em ambos os círculos acadêmico e político. É fato observar que economias desenvolvidas têm se tornado bem mais integradas nos últimos anos. Nesses países, os fluxos comerciais têm aumentado substancialmente e os mercados financeiros se tornam mais homogêneos. Assim, uma crescente atenção está sendo dedicada em examinar se os esforços para coordenarem suas políticas econômicas levam a uma maior sincronização de dos ciclos econômicos desses países. É de se esperar que países com fortes ligações em termos de correlações de ciclo econômico enfrentem custos menores de aderir a uma união do que países com menor relatividade cíclica sincronizada.

Se for possível supor que uma única série pode representar o ciclo econômico, as principais abordagens na literatura para detectar os pontos de inflexão podem ser classificadas como paramétrica e não-paramétrica. Para a primeira abordagem, usaremos o referencial teórico apresentado em Guha-Banerji (1998), baseado no trabalho pioneiro de Hamilton

(1989) que usa um modelo autoregressivo com mudança de Markov (MS). Na última, abordagem seguiremos o trabalho de Harding-Pagan (2002), que deriva do algoritmo de Bry-Boschan (1971).

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.

É com base nessas abordagens, que apresentaremos uma datação para o ciclo econômico desagregado de oito estados brasileiros: Bahia, Paraná, Pernambuco, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Tal datação constitui uma série binária que associa 1 ao período de recessão e 0 ao período de expansão. Usando uma comparação dois-a-dois dos estados brasileiros, calcularemos uma medida de distância dos ciclos econômicos que mensura a sincronização de tais ciclos.

O restante da Dissertação é dividido da seguinte maneira. O Capítulo 2 compreende uma revisão da literatura. O Capítulo 3 exhibe a metodologia que iremos usar. O Capítulo 4 apresenta os dados utilizados e os resultados obtidos. Finalmente, o Capítulo 5 resume as conclusões do estudo.

## 2 Revisão da Literatura

### 2.1 Histórico do Estudo de Ciclos Econômicos

A literatura sobre ciclos econômicos mais avançada nos Estados Unidos. Institutos de pesquisa como o NBER (National Bureau of Economic Research) e o TCB (The Conference Board) são responsáveis pela experiência americana de quase um século de pesquisas. O NBER, desde sua criação em 1920, realiza pesquisas sobre os ciclos econômicos e sobre a cronologia dos pontos de inflexão (picos e vales) da economia norte-americana, possuindo uma extensa documentação tanto em formato de livros como em formato de artigos publicados em periódicos especializados (Spacov, 2001).

No trabalho pioneiro de Burns e Mitchell (1946), ambos pesquisadores do NBER, a definição de ciclo econômico estabelece que as flutuações da economia ocorrem em ondas, afetando todas as atividades de forma recorrente mas não periódica. Ou seja, não se pode esperar que os ciclos, de alguma forma, se tornem previsíveis apenas por sua recorrência de tempos em tempos. Torna-se imprescindível o monitoramento sistemático das variáveis endógenas e a observância concomitante dos canais de transmissão de eventuais choques exógenos. A visão pragmática de Burns e Mitchell deu origem à criação dos indicadores de ciclo econômico. Os autores desenvolveram uma lista com quase 500 indicadores que antecediam, sucediam ou coincidiam com o ciclo de negócios. O projeto partia do princípio de que existe um ciclo de negócios, ou um ciclo de referência, que não pode ser observado diretamente, mas que pode ser medido pelo movimento constante de diversas variáveis econômicas que reagem às diferentes etapas do crescimento.

As séries coincidentes são aquelas que refletem o estado da economia no mês/trimestre  $t$ . As séries antecedentes, muitas vezes consideradas as mais importantes, procuram antecipar, em  $t-k$  meses (ou trimestres), os movimentos das séries coincidentes; e as séries defasadas servem para confirmar, em  $t+k$  meses/trimestres, o roteiro do ciclo.

Também nos Estados Unidos, o TCB (The Conference Board) é uma entidade privada e sem fins lucrativos, fundada em 1916, cuja principal atividade é criar e disseminar conhecimento nas áreas de economia e administração. Em 1995, o Departamento de Comércio dos Estados Unidos transferiu para o TCB a responsabilidade de medição de um conjunto de variáveis relacionadas com os ciclos econômicos (Business Cycle Indicators Database). A partir destas séries, o TCB produz índices coincidentes oficiais. Atualmente, o

TCB elabora esta estatística para a Alemanha, Austrália, Coréia do Sul, Espanha, França, Japão, México e Reino Unido, além dos Estados Unidos. Porém, sua influência não se restringe a estas nove economias, estando associado a mais de 60 países que, de forma independente, organizam seminários, realizam pesquisas e publicam periódicos (Duarte, Issler e Spacov, 2004).

Os ciclos econômicos têm apresentado uma tendência sistemática a apresentar períodos de expansão mais longos que os de recessão, por exemplo. Moore e Zarnowitz (1986) mostraram que, de 1945 a 1982, os períodos de expansão da economia americana duraram 45 meses e os de recessão, apenas 11. Além disso, uma combinação de 12 séries consideradas antecedentes conseguiu antecipar em 10 meses os picos do ciclo (máximo local), mas em apenas 3 meses os vales (mínimo local).

Este último aspecto foi determinante para a ênfase original da metodologia dos indicadores antecedentes nos pontos de reversão. A lógica é a de que, se as séries que melhor captam as tendências do ciclo possuem um comportamento heterogêneo nas fases de expansão (aceleração) e recessão (desaceleração), um exercício tradicional de regressão teria um resultado insatisfatório na previsão dos pontos de reversão.

Boa parte da literatura moderna sobre ciclos, de alguma forma tenta resolver este tipo de assimetria de modo a compatibilizar modelos econométricos mais avançados com o desafio de se antecipar o momento em que a economia entra em recessão ou volta a crescer.

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 a 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.

Diferentemente de diversos países, no Brasil praticamente não existem pesquisas sistematizadas e contínuas em relação ao estado da economia. O assunto somente despertou atenção aqui após o fim de nosso último período inflacionário, de forma que os estudos aplicados ainda são relativamente escassos e a avaliação das diferentes técnicas por experiências repetidas ainda é preliminar. Dessa forma, existe uma grande defasagem entre o que se sabe sobre o ciclo de negócios brasileiro e o que se sabe sobre o norte-americano, principalmente no que diz respeito às séries que deveriam compor os indicadores brasileiros e uma cronologia de recessões universalmente aceita por nós.

Lima e Domingues (2000), em seus estudos, reportam resultados de uma análise econométrica do comportamento do PIB trimestral do Brasil do primeiro trimestre de 1975 ao último trimestre de 2000. Os resultados mostram que um período típico de expansão da economia brasileira dura de quatro a cinco trimestres consecutivos e é caracterizado por uma taxa trimestral de crescimento de 1,8% e que um período típico de retração econômica dura três trimestres consecutivos e apresenta uma taxa de variação trimestral de -0,9% .

Corrêa (2003) aplica para seus estudos sobre ciclos econômicos brasileiros o modelo de mudança de regimes de Markov, tendo como base o trabalho de Hamilton (1989), e relata que a categorização dos regimes observados na economia em "retração" e "expansão" é pouco válida para a economia brasileira já que os parâmetros estimados característicos da fase de retração são pouco significativos, sendo mais pertinente uma classificação em três regimes observáveis, "retração", "estagnação ou crescimento moderado" e "crescimento acelerado". A observação destes fatos condiz com os estudos recentes sobre os ciclos econômicos brasileiros que demonstram que a economia brasileira permanece suscetível a um



ritmo de crescimento *stop and go*, ou seja, com taxas de expansão do PIB que alternam fases de crescimento mais.

Moraes (2003) seguindo o trabalho de Krolzig (1997), uma generalização da metodologia de Hamilton (1989), usa modelos não-lineares de mudança de regime univariados e consegue 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. Seu trabalho mostra que a dinâmica de crescimento e queda na atividade apresentada pelos estados do Sudeste difere da verificada nos estados do Sul, concluindo que os choques de natureza macroeconômica terão magnitude e dinâmica entre estas duas regiões.

Carvalho (2005) também seguindo Krolzig (1997), analisou o ciclo da economia brasileira, evidenciando a existência do ciclo comum entre as variáveis de produção industrial de oito estados brasileiros: os mesmos estados do trabalho de Moraes (2003) acrescidos da Bahia e Pernambuco. Esse ciclo comum permite a utilização do modelo desenvolvido por Krolzig (1997), 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.

## 2.2 Recessões

A caracterização de recessões não é uma tarefa trivial. Um consenso informal entre economistas é de que uma recessão corresponde a períodos consecutivos de retração no PIB trimestral, o que é bastante simplório e possivelmente inadequado. Para o NBER uma recessão é um período de quedas consecutivas no produto, renda real, emprego, produção industrial e vendas no atacado e no varejo, que geralmente dura entre seis meses e um ano, e é marcado por grandes contrações em vários setores da economia (NBER, disponível em: [www.nber.org/cycles.html](http://www.nber.org/cycles.html)).

Conforme a definição do NBER, uma recessão se caracteriza pelo movimento, de queda, sincronizado, de diversas variáveis macroeconômicas relevantes. É o comportamento sincronizado, para cima ou para baixo, dos diversos setores da economia que caracterizam os ciclos econômicos. Para Lucas (1977), os ciclos de negócios possuem as seguintes características: movimentos conjuntos no produto de vários setores; produção de bens de capital e de bens de consumo duráveis exibindo amplitude maior do que a produção de bens de consumo não duráveis; produção e preço de bens agrícolas e recursos naturais com

sincronia abaixo da média; lucros com sincronia e amplitude acima da media; preços, taxas de juros de curto prazo e agregados monetários geralmente exibem um comportamento pró-cíclico.

No Brasil não existe uma cronologia oficial das recessões. Para Spacov (2001), as recessões brasileiras são determinadas por consensos informais em torno do PIB trimestral divulgado pelo IBGE. O autor alerta que não existe nenhuma regularidade formal ou preocupação com comparações intertemporais. O que geralmente ocorre é a formulação *ad hoc* de regras simples como a de duas quedas consecutivas no PIB trimestral.

Considerando que cada setor da economia apresenta uma dinâmica própria, diferentes aspectos das contrações setoriais podem não ser captados pelo movimento do PIB trimestral. Aqui, o interesse recai sobre o setor industrial. A observação do PIB não atende aos requisitos necessários, o que justifica o uso do índice coincidente aqui construído como forma alternativa de tentar captar os aspectos relevantes para setor industrial ao se caracterizar uma recessão.

### 3. Referencial Teórico

Um fato empírico reconhecido sobre a dinâmica de economias industrializadas é que, embora sua série de produção apresente tendências de alta, essa tendência não parece ser uma curva monotonicamente crescente, mas expõe seqüências de picos e vales que configuram a tradicional fase dos ciclos econômicos. Durante os períodos que são geralmente conhecidos como recessões, o valor das taxas de crescimento da produção são normalmente mais baixo (algumas vezes negativo) que nos períodos de expansão.

#### 3.1 Datando ciclos não-parametricamente.

O ciclo em uma série  $Y_t$  pode ser expresso em termos de seus pontos de inflexão, que são pontos de máximo e mínimo locais na trajetória da série. É conveniente trabalhar com o logaritmo natural da série, isto é,  $y_t = \ln(Y_t)$ , ao invés de  $Y_t$ . Os pontos de inflexão em  $y_t$  e  $Y_t$  são idênticos, pois a transformação logarítmica é monotônica e, portanto, não há perda de informação. O senso comum sugere que um pico em  $y_t$  ocorre no tempo  $t$  se  $y_t > y_s$  para  $s < t$  e  $s > t$ . De fato, temos que limitar o intervalo de tempo sobre o qual o teste é aplicado e isto significa tomar o intervalo  $(t - k, t + k)$  como domínio quando o teste é realizado. É essa idéia simples nos quais se baseiam processos de datação do NBER, resumidos no algoritmo de Bry e Boschan (1971). Neste algoritmo, projetado para a análise dos dados mensais,  $k = 5$ . No entanto, como algumas séries econômicas importantes são disposta com dados trimestrais, como o PIB, por exemplo, Harding e Pagan (2002) adaptam a metodologia de Bry e Boschan e consideram  $y_t$  como uma série trimestral. Analogamente, toma-se  $k = 2$ . Assim, os pontos de inflexão são obtidos da seguinte forma:

$$\text{pico em } t = \{(y_{t-2}, y_{t-1}) < y_t > (y_{t+1}, y_{t+2})\}, \quad (3.1)$$

$$\text{vale em } t = \{(y_{t-2}, y_{t-1}) > y_t < (y_{t+1}, y_{t+2})\}. \quad (3.2)$$

Essas definições podem ser reescritas, respectivamente, como

$$\text{pico em } t = \{(\Delta_2 y_t, \Delta y_t) > 0, (\Delta y_{t+1}, \Delta_2 y_{t+2}) < 0\}, \quad (3.3)$$

$$\text{vale em } t = \{(\Delta_2 y_t, \Delta y_t) < 0, (\Delta y_{t+1}, \Delta_2 y_{t+2}) > 0\}, \quad (3.4)$$

onde  $\Delta_2 y_t = y_t - y_{t-2}$ . Mais detalhes sobre a metodologia de Harding e Pagan (2002) encontra-se em seu algoritmo descrito no Anexo B.

### 3.2 Datando ciclos parametricamente através de mudanças de Markov.

Hamilton (1989) propõe um algoritmo que permite fazer inferência e prever o estado do ciclo econômico de uma série temporal econômica. Sua proposta é baseada sobre o fato que o valor esperado da série de interesse é diferente nos períodos de recessão e expansão. No entanto, seu filtro é apenas definido sobre séries estacionárias.

Seguindo sua proposta, assumimos que o mecanismo de mudança da série econômica do  $k$ -ésimo estado<sup>1</sup> brasileiro no tempo  $t$ , denotado por  $y_{k,t}$ , é controlado por uma variável latente não-observável, denotada por  $s_{k,t}$ , que é calculada seguindo uma cadeia de Markov de primeira ordem. Consideremos que as esperanças condicionais das séries são

$$E(y_{k,t}) = \mu_{k,1}, \text{ se a economia está em recessão, e}$$

$$E(y_{k,t}) = \mu_{k,2}, \text{ se a economia está em expansão,}$$

com  $\mu_{k,1} < \mu_{k,2}$ . Esses dois valores esperados podem ser reescritos na forma da seguinte equação:

$$y_t = \mu_{k,s_{k,t}} + u_{k,t}, \quad (3.5)$$

onde  $s_{k,t}$  toma valores  $s_{k,t} = 1$  na recessão e  $s_{k,t} = 2$  na expansão. O comportamento dinâmico das séries econômicas não é regido apenas por esses valores esperados, existe uma autocorrelação na dinâmica da série que pode ser capturado admitindo que  $u_{k,t}$  segue um processo autorregressivo geral de ordem  $p$ . Portanto, consideramos que

$$u_{k,t} = \sum_{i=1}^p \phi_{k,i} u_{k,t-i} + \varepsilon_{k,t}, \quad (3.6)$$

com  $\varepsilon_{k,t}$  seguindo um processo Gaussiano com média zero e variância  $\sigma_k^2$  que é identicamente e independentemente distribuído sobre o tempo.

Substituindo (3.6) em (3.5), temos que

$$y_{k,t} = \mu_{k,s_{k,t}} + \sum_{i=1}^p \phi_{k,i} u_{k,t-i} + \varepsilon_{k,t}. \quad (3.7)$$

Ainda de (3.5),  $u_{k,t-i} = y_{k,t-i} - \mu_{k,s_{k,t-i}}$ , que substituindo em (3.7), obtemos

---

<sup>1</sup> Ceará, Bahia, Espírito Santo, Minas Gerais, Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo.

$$y_{k,t} = \mu_{k,s_{k,t}} + \sum_{i=1}^p \phi_{k,i} (y_{k,t-i} - \mu_{k,s_{k,t-i}}) + \varepsilon_{k,t} . \quad (3.8)$$

A equação (3.8) é conhecida na literatura de filtro de Kalman como a equação observação. Nesta expressão, o valor estimado da série  $y_{k,t}$  é uma função da variável não observável,  $s_{k,t}$ , que representa o estado da economia. Podemos reescrever a equação (3.8) do seguinte modo

$$\begin{aligned} y_{k,t} - \mu_{k,s_{k,t}} &= \phi_{k,1}(y_{k,t-1} - \mu_{k,s_{k,t-1}}) + \dots + \phi_{k,p}(y_{k,t-p} - \mu_{k,s_{k,t-p}}) + \varepsilon_{k,t} \\ &= \phi_k(L)(y_{k,t-1} - \mu_{k,s_{k,t-1}}) + \varepsilon_{k,t}, \end{aligned} \quad (3.9)$$

onde  $\phi_k(L)$  é um polinômio de grau  $p$  no operador lag  $L$ .

É relevante notar que, apesar de termos apenas dois estados básicos da economia, recessão e expansão, os componentes autorregressivos implicam que mais estados da economia além destes correspondentes ao período  $t$  são importantes para descreverem a lei de movimento de  $y_{k,t}$ . Em particular, Hamilton (1984) mostra que devemos ter  $\lambda = 2^{p+1}$  estados da economia que são normalmente reunidos em uma nova variável estado  $s_{k,t}^*$ , que resume os  $\lambda$  diferentes estados em uma maneira conveniente.

Além disso, para estimar o modelo temos que propor uma lei de movimento para a variável não-observável. Seguindo Hamilton (1989), suponhamos que  $s_{k,t}$  acompanha uma cadeia de Markov de ordem 1. Esse tipo de hipótese implica que as probabilidades de transição exibem a propriedade

$$\Pr(s_{k,t} = j \mid s_{k,t-1} = i, \dots \mid \chi_{k,t-1}) = \Pr(s_{k,t} = j \mid s_{k,t-1} = i) = p_{k,ij}, \quad (3.10)$$

onde  $\chi_{k,t-1}$  representa todas as informações avaliadas no período  $t-1$ , e  $i, j = 1, 2$ .

Hamilton (1984) mostra que  $s_{k,t}^*$  também apresenta as propriedades de uma cadeia de Markov com probabilidades de transição  $p_{k,lm}^*$ , com  $l, m = 1, 2, \dots, \lambda$ , que pode ser derivado de  $p_{k,ij}$ . Essas probabilidades são normalmente reunidas em matrizes de transição,

$$P_k = \begin{pmatrix} p_{k,11} & p_{k,21} \\ p_{k,12} & p_{k,22} \end{pmatrix}, \quad (3.11)$$

e  $P_k^*$ , quadrada de ordem  $\lambda$ , cujas somas dos elementos de cada coluna é igual a 1.

Nossa meta consiste em maximizar a função log-likelihood

$$L = \sum_{t=1}^T \ln f(y_{k,t} | \chi_{k,t-1}), \quad (3.12)$$

onde  $f(y_{k,t} | \chi_{k,t-1})$  representa a função densidade condicional de  $y_{k,t}$  dado a informação avaliada em  $t-1$ . Aplicando o Teorema das Probabilidade Totais e sabendo que os estados da economia não tem interseção, a densidade condicional pode ser decomposta em

$$f(y_{k,t} | \chi_{k,t-1}) = \sum_{i=1}^{\lambda} f(y_{k,t} | s_{k,t}^* = i, \chi_{k,t-1}) \Pr(s_{k,t}^* = i, \chi_{k,t-1}), \quad (3.13)$$

onde  $\lambda$  refere-se aos  $2^{p+1}$  diferentes estados da economia.

Dado que  $\varepsilon_{k,t}$  segue um processo Gaussiano,  $f(y_{k,t} | s_{k,t}^* = i, \chi_{k,t-1})$  segue uma distribuição Gaussiana, com média dada por (3.8) e variância dada pela variância de  $\varepsilon_{k,t}$ . O outro termo de (3.13) requer uma decomposição adicional. Novamente aplicando o Teorema das Probabilidades Totais,

$$\begin{aligned} \Pr(s_{k,t}^* = i, \chi_{k,t-1}) &= \sum_{j=1}^{\lambda} \Pr(s_{k,t}^* = i | s_{k,t-1}^* = j, \chi_{k,t-1}) \Pr(s_{k,t-1}^* = j, \chi_{k,t-1}) \\ &= \sum_{j=1}^{\lambda} p_{k,ij}^* \Pr(s_{k,t-1}^* = j, \chi_{k,t-1}). \end{aligned} \quad (3.14)$$

Essas probabilidades são normalmente coletadas em um vetor  $\xi_{k,t|t-1}^*$  de ordem  $k \times 1$ . Agora, aplicando o Teorema de Bayes, podemos fazer inferência sobre o atual estado da economia como segue do seguinte modo:

$$\begin{aligned} \Pr(s_{k,t-1}^* = j | \chi_{k,t-1}) &= \Pr(s_{k,t-1}^* = j | y_{k,t-1}, \chi_{k,t-2}) \\ &= \frac{f(y_{k,t-1} | s_{k,t-1}^* = i, \chi_{k,t-2}) \Pr(s_{k,t-1}^* = i, \chi_{k,t-2})}{\sum_{i=1}^{\lambda} f(y_{k,t-1} | s_{k,t-1}^* = i, \chi_{k,t-2}) \Pr(s_{k,t-1}^* = i, \chi_{k,t-2})}. \end{aligned} \quad (3.15)$$

Essas probabilidades são normalmente agrupadas em um vetor  $\xi_{k,t-1|t-1}^*$  de ordem  $k \times 1$ . Como podemos observar, a equação (3.15) é basicamente uma função de  $\Pr(s_{k,t-1}^* = i, \chi_{k,t-2})$ , que é o lado esquerdo da equação (3.14) defasado de um período. Portanto, iterando (3.14) e (3.15), fazamos a função log-likelihood como uma função apenas dos parâmetros a serem estimados e das condições iniciais sobre o estado da economia no período inicial, que também pode ser expressa como uma função dos parâmetros a serem estimados.

A maximização da função log-likelihood é obtida por um processo iterativo, dadas as condições iniciais, onde é necessário o uso de uma técnica de otimização numérica. Hamilton (1990) propõe o algoritmo EM (Expectation-Maximization), que é uma técnica iterativa para a estimação de máxima verossimilhança aplicada a uma classe geral de modelos onde a série observada depende de alguma variável estocástica que não é observada.

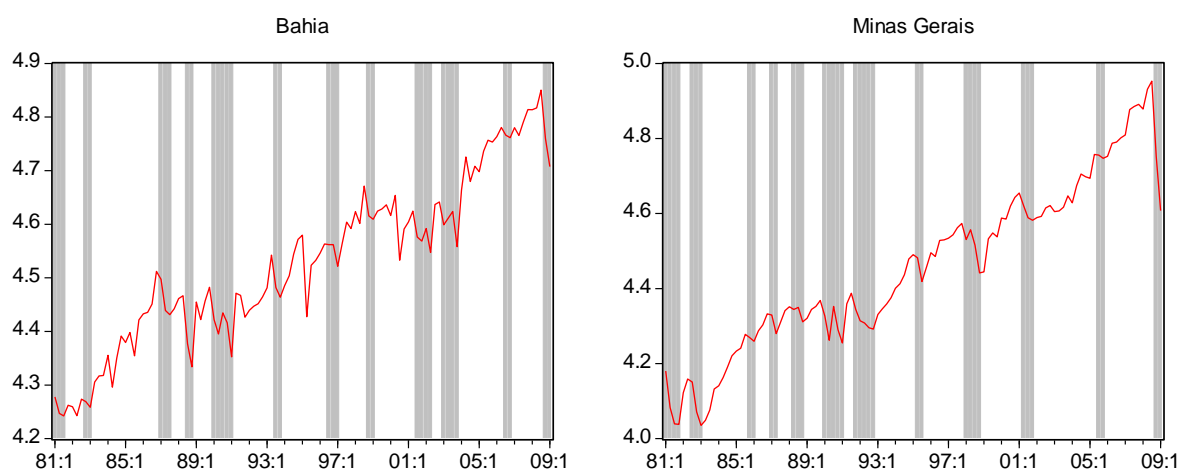
## 4 DADOS, ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

### 4.1 Análise preliminar dos dados

Este trabalho investiga a existência de sincronização dos ciclos econômicos entre as variáveis de produção industrial de oito estados brasileiros: Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Os dados correspondem às séries número-índice da produção industrial mensal – Indústria Geral, entre 1981:01 a 2009:03. Essas séries são divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados foram convertidos em trimestrais pela média aritmética, totalizando 113 trimestres. As séries trimestrais passaram por um ajuste sazonal pelo método X12-Arima<sup>2</sup>, devido à sua grande aceitação nos principais órgãos responsáveis pela divulgação de estatísticas econômicas.

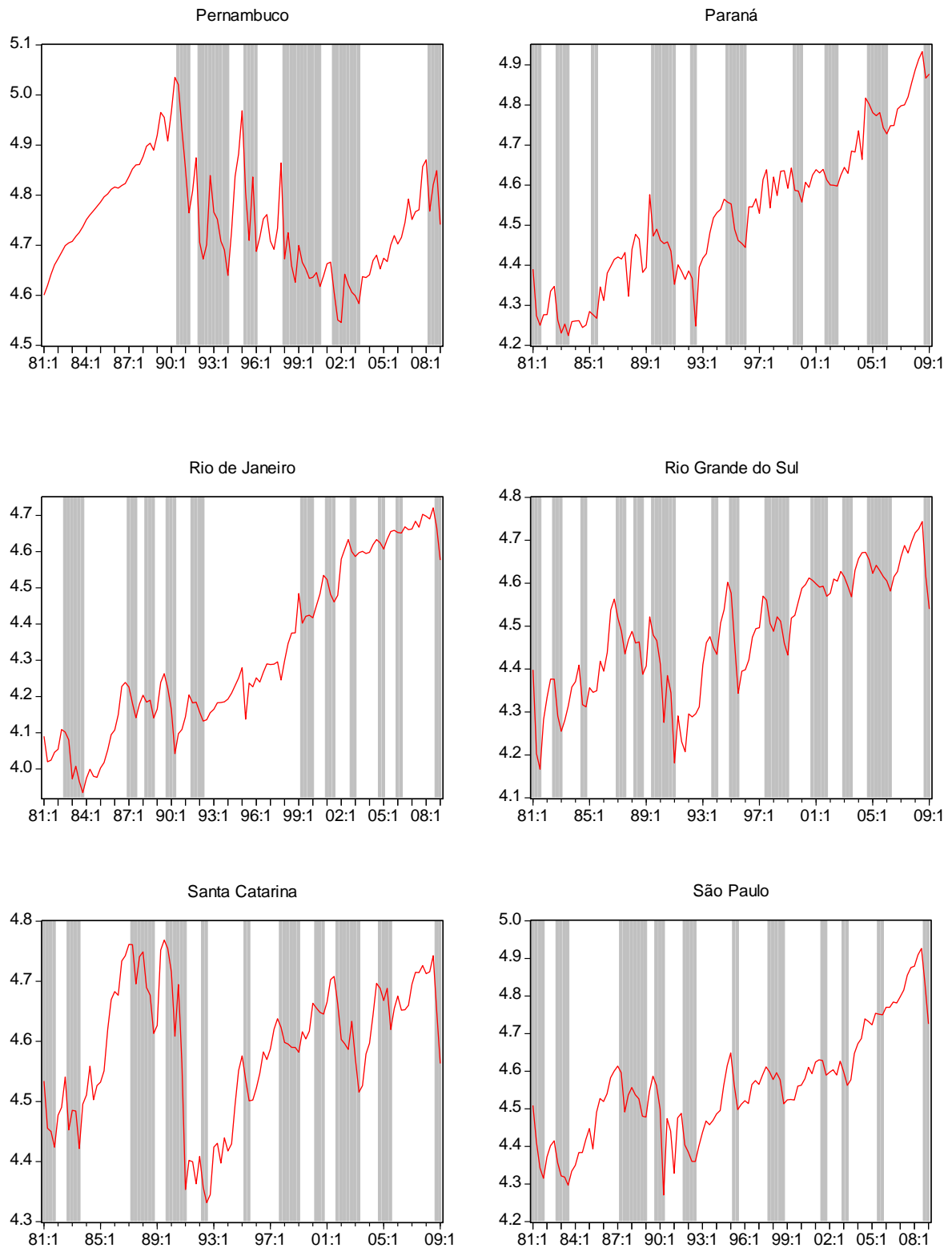
A Figura 1 (abaixo) retrata a dinâmica particular do logaritmo natural dessas séries. Destacam-se ainda as áreas sombreadas que indicam a recessão de ciclo econômico obtido com a metodologia de Harding e Pagan (2002a). Essas áreas claramente correspondem ao decaimento na série do IPI.

Figura 1: Logaritmo do IPI de 1981.Q1 a 2009.Q1



<sup>2</sup> O IBGE utiliza esse método para divulgar as séries macroeconômicas com ajuste sazonal. Este procedimento foi realizado no pacote econométrico Eviews.





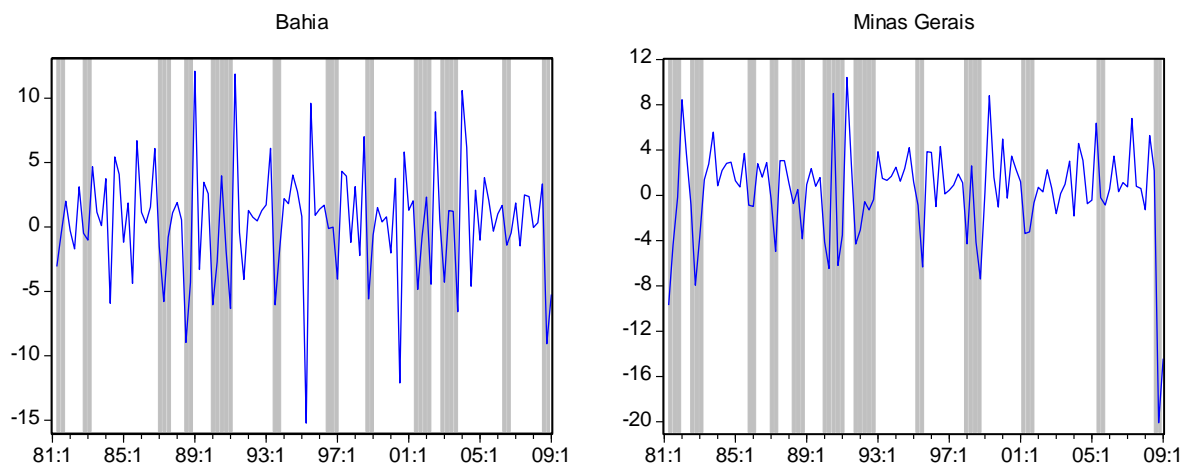
Como pode ser visto, a tendência de crescimento da produção industrial foi, por diversas vezes ao longo deste período, interrompida por abruptas quedas. No início da década de 80, o país recuperava-se dos efeitos negativos do segundo choque do petróleo, e a crise da dívida em 82 atingiu fortemente a atividade econômica em todos os estados brasileiros. O

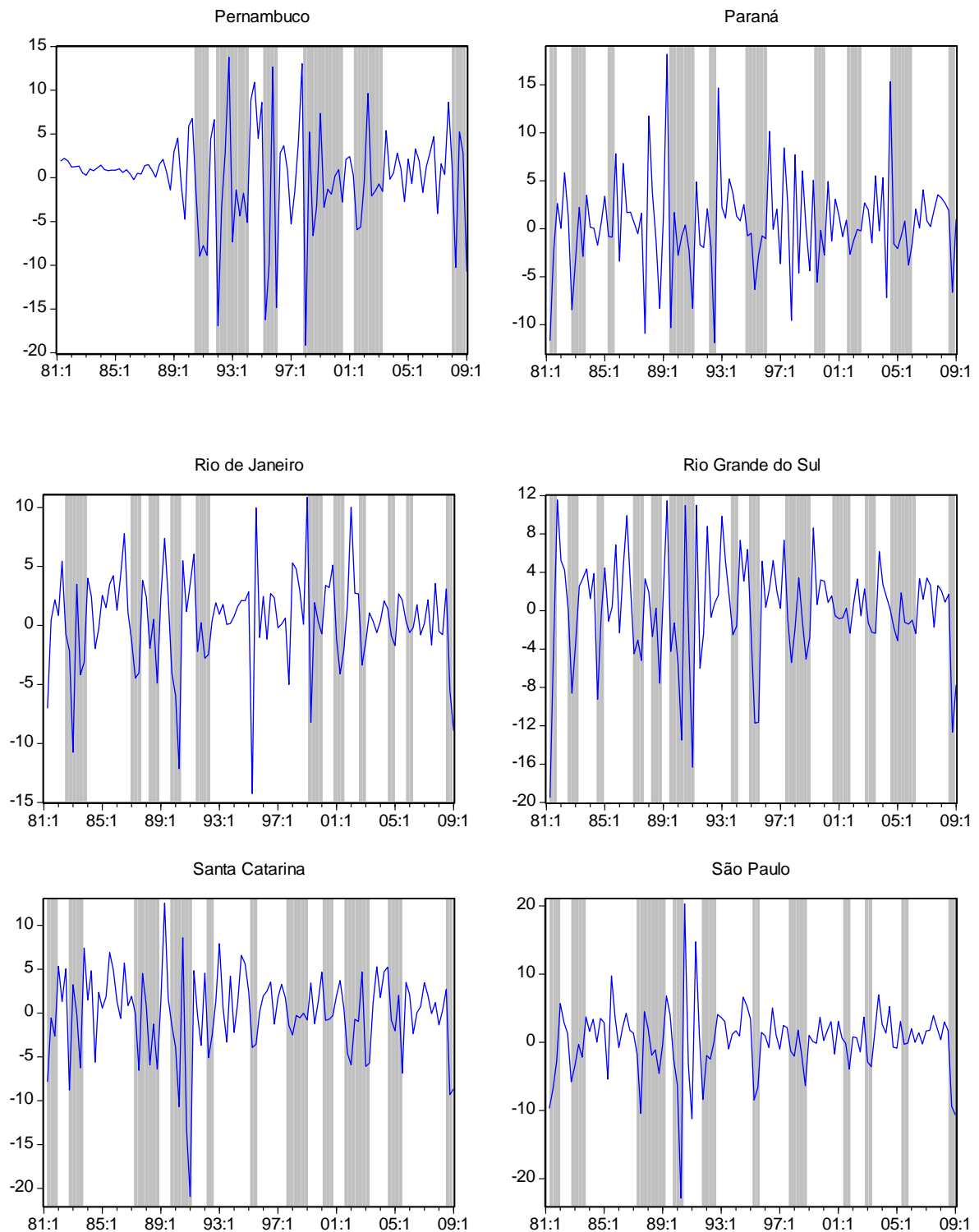
processo de ajuste macroeconômico dos anos que se seguiram produziu resultados muito positivos para a indústria nacional, porém com efeitos maiores nos estados do Sudeste do que nos do Sul.

Em 1986 o Plano Cruzado foi criado para combater a inflação, e juntamente com o Cruzado II, plano também lançado nesse mesmo ano, não alcançaram 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.

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. 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. É interessante notar a redução da atividade em 2001 em decorrência da crise energética. Após esse fato, podemos observar novamente o crescimento da indústria que foi interrompido bruscamente a partir do terceiro trimestre de 2008, reflexo da crise imobiliária americana que afetou todos os mercados mundiais, deixando praticamente todo o mundo em recessão.

Figura 2: Taxa de Crescimento Trimestral do IPI de 1981.Q1 a 2009.Q1





A Tabela 1 (abaixo) revela que a média geral das taxas de crescimento destas séries são positivas (segunda coluna), mas elas são mais elevadas na expansão (quarta coluna) e torna-se negativa na durante os períodos de recessão (terceira coluna). As fases do ciclo foram identificadas usando a metodologia de Harding e Pagan (2002). Dentre os estados, o Rio Grande do Sul é o que apresentou a maior taxa de crescimento médio (3,16%), seguido de

Santa Catarina (2,27%), São Paulo (2,22%) e Minas Gerais (2,16%). A produção de São Paulo é a que teve a mais alta variabilidade, apresentando o maior crescimento em um único trimestre, 20,3% em 1990.Q3, antecipada de uma que queda que, em módulo, foi bem maior percentualmente (-22,85%) em 1990.Q2.

medias dentro das fases do ciclo							
estado	média	média-rec	média-exp	p-valor	teste F	JAR	LB
BA	0.3835	-2.7242	1.6816	0.0000	22.9677	0.0000	0.0049
MG	0.3820	-3.3820	2.1649	0.0000	0.0123	0.9121	0.5955
PE	0.1258	-3.1116	1.9243	0.0000	7.8466	0.0060	0.2055
PR	0.4345	-2.7211	2.0549	0.0000	23.4402	0.0000	0.0004
RJ	0.4345	-2.9216	1.8975	0.0000	3.2594	0.0738	0.0950
RS	0.1265	-3.7782	3.1634	0.0000	3.0490	0.0836	0.5118
SC	0.0262	-3.1883	2.2667	0.0000	1.2664	0.2629	0.7016
SP	0.1937	-3.9190	2.2226	0.0000	8.5108	0.0043	0.0395

Tabela 1. Análise preliminar dos dados.

A quinta coluna refere-se ao p-valor do teste padrão da hipótese nula de igualdade das médias, confirmando que a média das taxas de crescimento destas séries do IPI são estatisticamente mais baixas em períodos de recessão do que em períodos de expansão (os p-valores da hipótese nula de médias diferentes são sempre menores que 0.001).

Em um recente trabalho, Camacho e Peres Quirós (2005) mostram evidências no caso americano em favor do que eles chamam efeito *jump-and-rest* (JAR) da recessão. Esses autores mostram que a taxa de crescimento do PIB americano é caracterizado por uma seqüência recorrente de mudanças entre dois estados estacionários de altas e baixas taxas médias de crescimento que marca o curso do ciclo econômico, e não por um caminho de séries temporais autocorrelacionadas. A motivação desse paper é regredir a taxa de crescimento do PIB sobre uma constante, uma variável dummy de ciclo econômico NBER que toma valor 1 na recessão e sobre o da taxa de crescimento do PIB defasada de 1 período, mostrando que para diferentes modelos não-lineares que controlam os períodos de recessão, os coeficientes da taxa de crescimento defasada nunca são significantes.

A sétima coluna mostra o p-valores dos testes de não-significância dos parâmetros autorregressivos na regressão da taxa de crescimento do IPI sobre uma constante, uma variável dummy que é igual a um durante as recessões e sobre o crescimento do IPI defasado

de um período. Daí, ele testa o efeito *jump-and-rest* (JAR) das recessões. A última coluna exibe os p-valores do teste de Ljung-Box (LB) da não autocorrelação dos resíduos na regressão do crescimento do IPI sobre uma constante e uma dummy.

#### 4.2 Análise não-paramétrica.

Aplicamos a metodologia de Harding e Pagan (2002) para datarmos os períodos de recessão do ciclo econômico descrito pelo IPI de cada estado. Tais períodos podem ser observados na Figura 1, onde apresentamos o comportamento dinâmico de cada série em contraste com áreas sombreadas que indicam os períodos de recessão. A datação de cada série gerou uma série binária correspondente a cada estado que toma valor 1 nos períodos de recessão e valor 0 nos períodos de expansão. Camacho (2006) constrói uma matriz de dissimilaridade para o estudo de sincronização de ciclos econômicos, a partir da correlação das séries binárias de recessão obtidas pela metodologia de Harding e Pagan (2002). Tais matrizes podem apresentar valores maiores que 1, pois cada entrada dessa matriz é igual a 1 menos a correlação dessas séries binárias, que podem ser negativas. Usamos a idéia proposta por Camacho (2005), construímos uma matriz de dissimilaridade, mas normalizada com valores de 0 a 1.

	BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SC	SP
BA	0,0000							
MG	0,4746	0,0000						
PE	0,7678	0,7185	0,0000					
PR	0,7493	0,5845	0,7050	0,0000				
RJ	0,7723	0,5929	1,0000	0,6909	0,0000			
RS	0,3835	0,2502	0,9237	0,5764	0,5512	0,0000		
SC	0,4411	0,3010	0,5963	0,3544	0,6663	0,2534	0,0000	
SP	0,5541	0,0467	0,8526	0,6063	0,4954	0,3330	0,0000	0,0000

Tabela 2. Medidas das distâncias usando datação não-paramétrica.

As medidas apresentadas na tabela acima sugerem que os estados de Minas Gerais, São Paulo, Santa Catarina e Rio Grande do Sul apresentam maior sincronização de ciclos econômicos. Os estados do Rio de Janeiro e Paraná parecem estar não sincronizados, mas, por outro lado, parecem estar mais próximos dos demais estados do Sul e Sudeste. O ciclo descrito pelo estado da Bahia está mais próximo dos ciclos de Minas Gerais, São Paulo, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, que dos ciclos descrito por Pernambuco, Paraná e Rio de

Janeiro. Em particular, o estado de Pernambuco parece apresentar um dinamismo diferente dos demais estados, assim como retrata Carvalho (2005).

### 4.3 Análise paramétrica

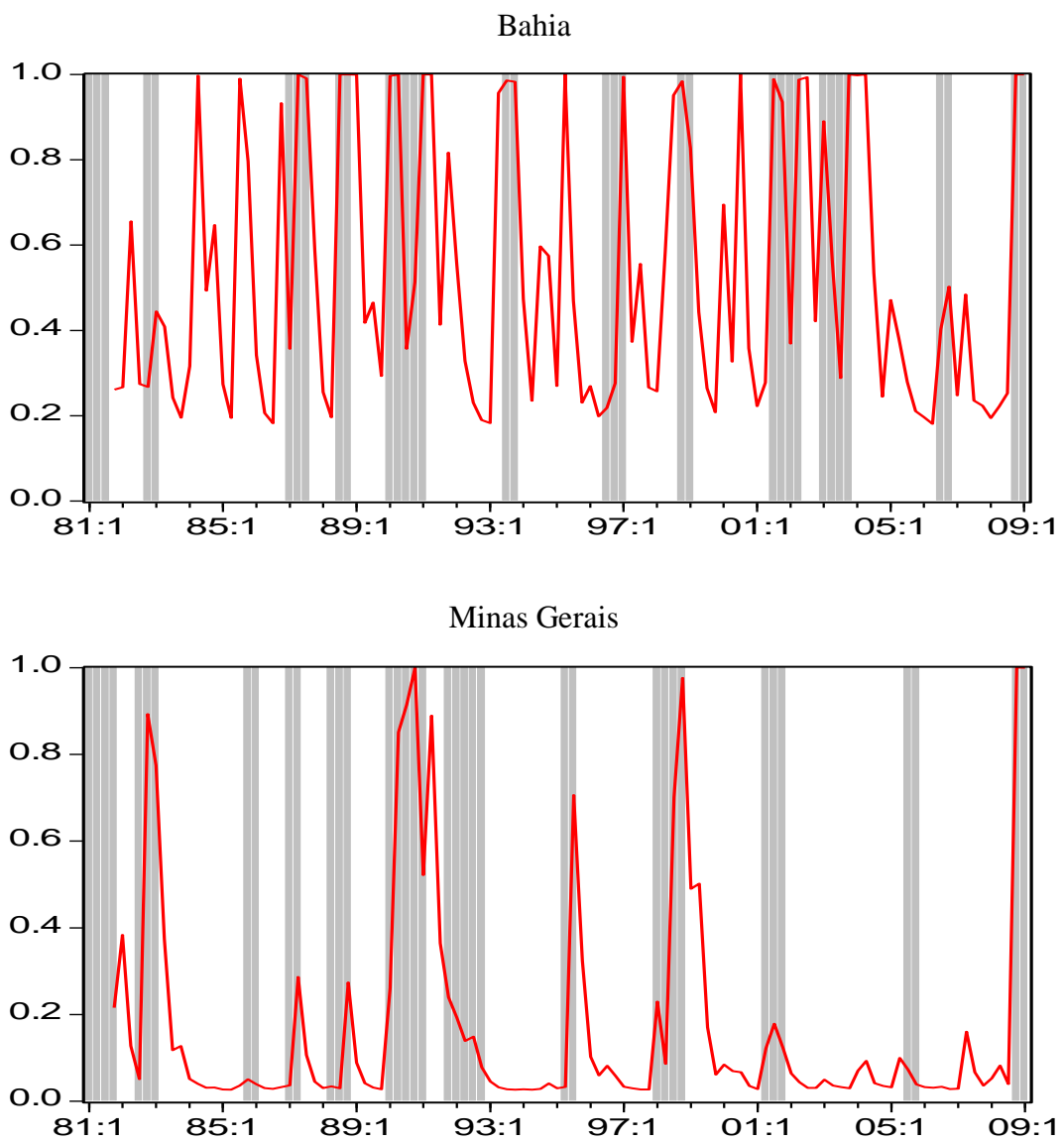
O próximo passo é a obtenção das formulações não lineares de mudança de regime univariadas que permitirá coletar os fatos estilizados dos ciclos econômicos para cada estado. Estimamos o modelo (3.9) para a série do IPI de cada estado com lag selecionado pelo critério de Schwarz. O critério de informação selecionou para São Paulo um modelo com 4 lags, para Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Pernambuco, Minas Gerais e Bahia um modelo com 2 lags e para o Rio de Janeiro e Paraná um modelo com apenas 1 lag. Os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros estão reportados na Tabela 3 (abaixo), no qual o regime 1 representa recessão e o regime 2 representa expansão.

	BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SC	SP
$\mu_1$	-0,190 (0,178)	-0,707 (0,518)	-0,064 (0,124)	0,033 (0,084)	-0,055 (0,176)	-0,540 (0,417)	-0,959 (0,982)	-0,287 (0,235)
$\mu_2$	0,261 (0,083)	0,203 (0,079)	0,173 (0,029)	0,005 (0,137)	0,111 (0,078)	0,198 (0,080)	0,134 (0,084)	0,228 (0,055)
$\phi_1$	-0,404 (0,066)	0,089 (0,098)	-0,026 (0,105)	-0,155 (0,122)	-0,040 (0,095)	-0,063 (0,096)	-0,039 (0,093)	0,044 (0,095)
$\phi_2$	-0,193 (0,078)	-0,281 (0,096)	-0,163 (0,091)			-0,264 (0,080)	-0,106 (0,089)	-0,133 (0,068)
$\phi_3$								0,204 (0,067)
$\phi_4$								-0,206 (0,069)
$P_{11}$	0,659 (0,124)	0,711 (0,174)	0,991 (0,009)	0,771 (0,130)	0,889 (0,081)	0,807 (0,132)	0,824 (0,204)	0,741 (0,109)
$P_{22}$	0,616 (0,172)	0,934 (0,043)	0,985 (0,021)	0,680 (0,210)	0,856 (0,069)	0,944 (0,040)	0,974 (0,022)	0,832 (0,061)
$\sigma_1$	1,365 (0,311)	2,580 (1,033)	1,264 (0,203)	0,241 (0,105)	1,594 (0,375)	1,982 (0,687)	3,248 (1,719)	1,900 (0,496)
$\sigma_2$	0,129 (0,059)	0,338 (0,082)	0,009 (0,003)	1,769 (0,595)	0,148 (0,061)	0,418 (0,083)	0,586 (0,118)	0,108 (0,033)
L	-136,30	-128,56	-105,96	-141,71	-142,03	-137,10	-143,54	-119,22

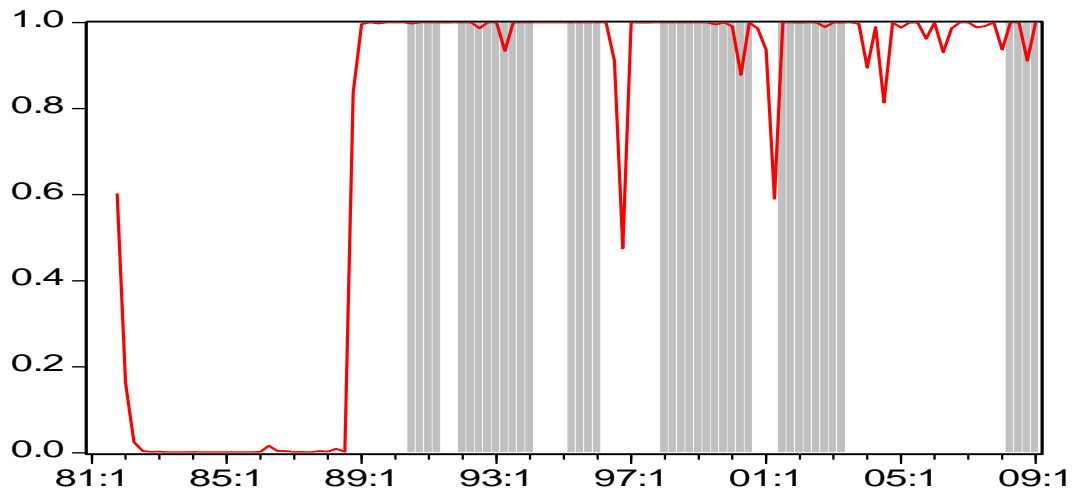
Tabela 3. Estimação via Máxima Verossimilhança dos parâmetro do modelo (3.9).  
Os desvios padrões estão entre parêntesis.

Na Figura 3 (abaixo) estão os gráficos das probabilidades filtradas de recessão para cada estado em contraste com as áreas sombreadas que indicam períodos recessivos segundo a metodologia de Harding e Pagan (2002). Podemos observar que ambas metodologias se aproximam no sentido de tentarem apresentar uma datação para recessão no ciclo econômico descrito pela produção industrial nos estados.

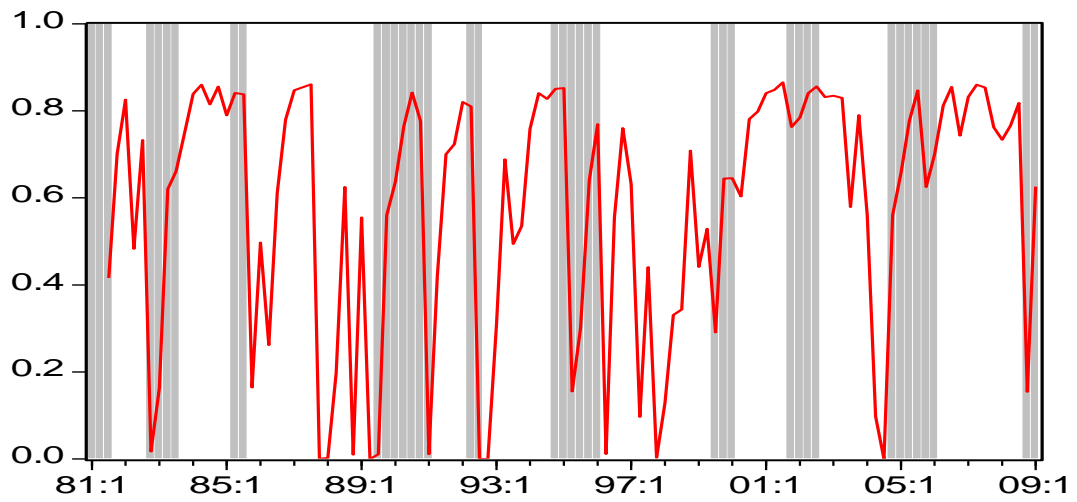
Figura 3: Probabilidades Filtradas de Recessão para os estados. As áreas sombreadas representam os períodos de recessão obtidos pela aplicação do algoritmo de Harding-Pagan.



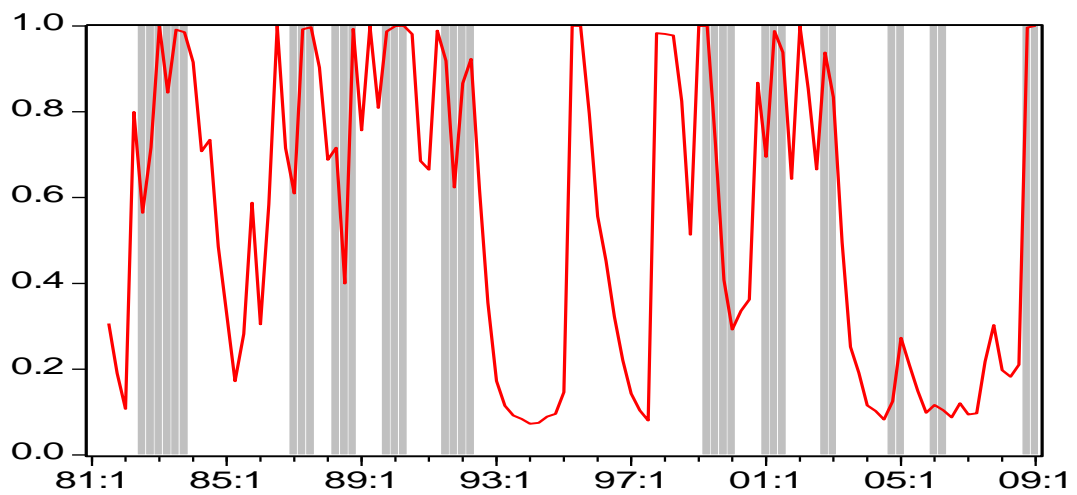
Pernambuco



Paraná

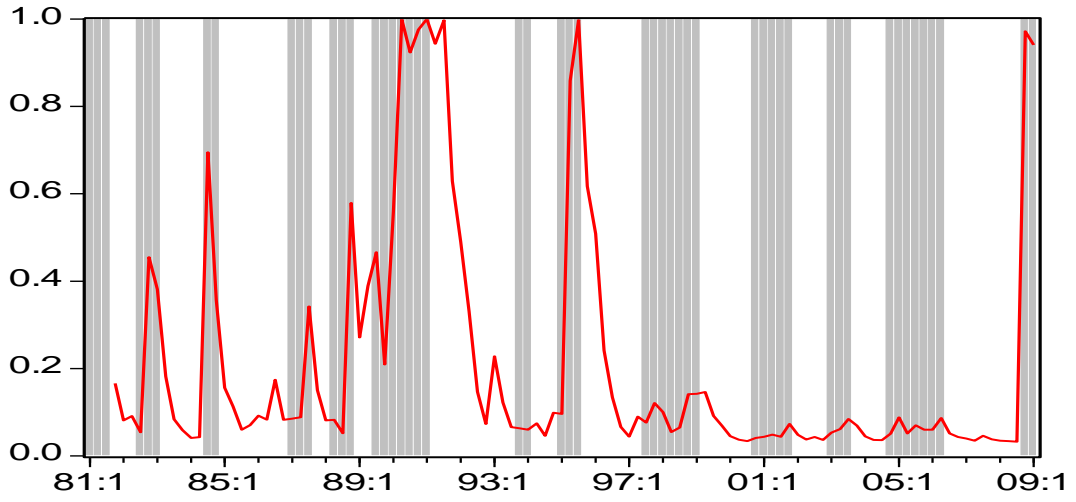


Rio de Janeiro

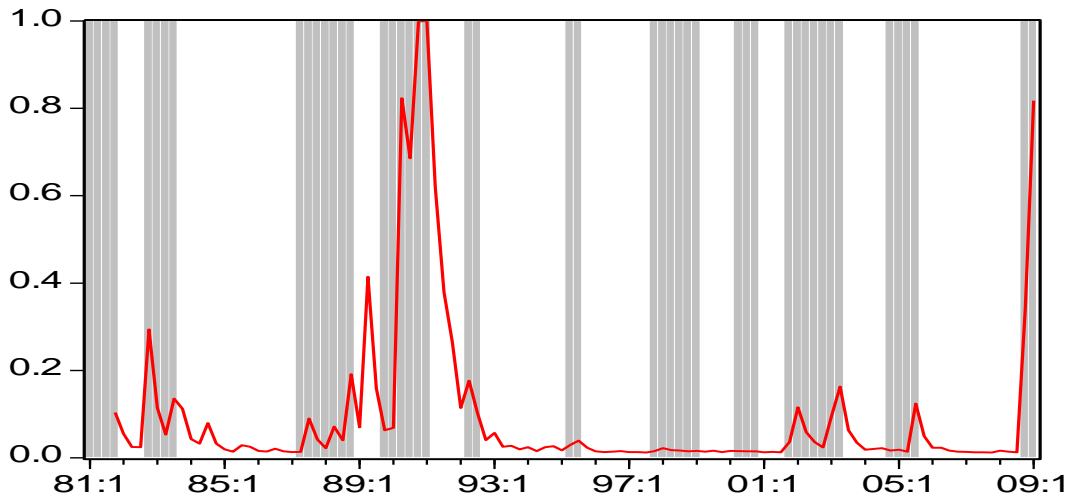




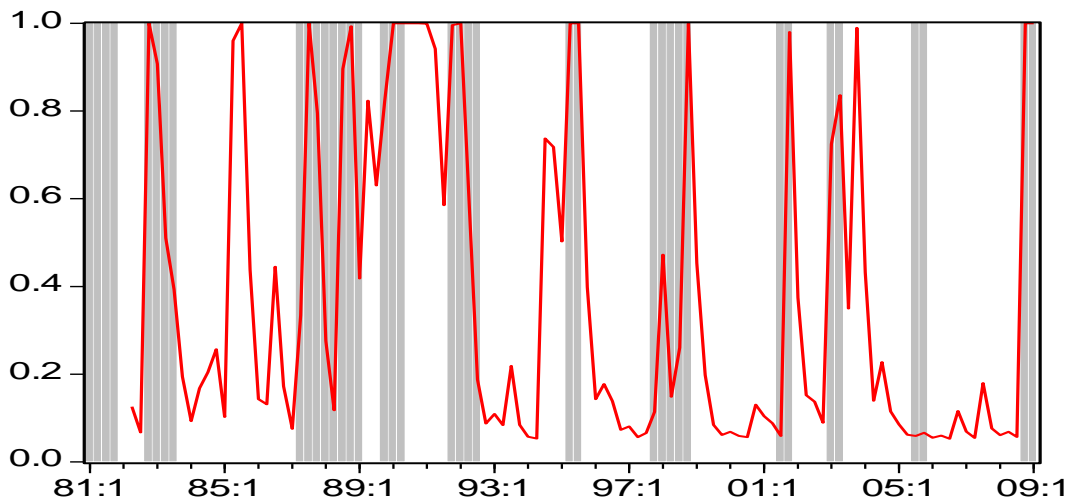
Rio Grande do Sul



Santa Catarina



São Paulo



Segundo a metodologia paramétrica, podemos definir os picos e os vales do ciclo econômico do seguinte modo:

$$\text{pico em } t = \{\Pr(s_{t+1} = 1 | \{\Delta y_t\}_{t=1}^T) > 0.5, \Pr(s_t = 1 | \{\Delta y_t\}_{t=1}^T) < 0.5\},$$

$$\text{vale em } t = \{\Pr(s_{t+1} = 1 | \{\Delta y_t\}_{t=1}^T) < 0.5, \Pr(s_t = 1 | \{\Delta y_t\}_{t=1}^T) > 0.5\}.$$

Dessa forma, seguimos novamente a idéia proposta por Camacho (2005), e construímos outra matriz de dissimilaridade normalizada com valores de 0 a 1 para efeito de comparação com a metodologia não paramétrica. Tais valores encontram-se dispostos na Tabela 4 (abaixo)

	BA	MG	PE	PR	RJ	RS	SC	SP
BA	0,0000							
MG	0,5901	0,0000						
PE	0,6783	0,6585	0,0000					
PR	0,8174	0,9781	0,6991	0,0000				
RJ	0,6471	0,3728	1,0000	0,9975	0,0000			
RS	0,5600	0,1941	0,5454	0,8354	0,3245	0,0000		
SC	0,5234	0,0000	0,5920	0,7754	0,5038	0,0849	0,0000	
SP	0,4048	0,2668	0,7264	0,7992	0,4283	0,2396	0,3419	0,0000

Tabela 4. Medidas das distâncias usando datação paramétrica.

As medidas apresentadas na tabela acima sugerem que os estados de Minas Gerais, São Paulo, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul apresentam maior sincronização de ciclos econômicos. Os estados Paraná e Pernambuco parecem distantes de todos os outros estados. O ciclo descrito pelo estado da Bahia novamente apresenta-se próximo dos ciclos de Minas Gerais, São Paulo, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, e, de certa forma, do Rio de Janeiro.

## 5 CONCLUSÃO

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-paramétricos baseados na metodologia de Harding e Pagan (2002), e modelos paramétricos não-lineares de mudança de regime univariados, foi possível datar os períodos nos quais a produção industrial de oito estados brasileiros (Bahia, Pernambuco, São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) encontravam-se em expansão ou recessão.

As duas metodologias apresentadas evidenciaram uma sincronização maior entre os ciclos econômicos dos estados do Sudeste e Sul, com exceção do estado do Paraná. Em ambas metodologias vimos que o comportamento particular de Pernambuco não está sincronizado com nenhum dos outros estados. O pequeno dinamismo de Pernambuco também foi evidenciado no trabalho de Carvalho (2005), que conclui ciclo comum na indústria regional. Em contrapartida, Moraes (2003) conclui em seu trabalho que as regiões Sul e Sudeste não estão sincronizadas, mas os estados pertencentes a cada uma dessas regiões apresentam forte sincronização entre eles.

## REFERÊNCIAS

- BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. *Mesuring Business Cycles*. **National Bureau of Economic Research**. New York, 1946.
- BRY, G.; BOSCHAN, C. *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. **National Bureau of Economic Research**. New York, 1971.
- CAMACHO, M.; PEREZ-QUIROS, G. Jump-and-rest effect of US business cycles. **CEPR**, 2005 (Working Paper n. 4975)
- CAMACHO, M.; PEREZ-QUIROS, G. A new framework to analyze business cycle synchronization. *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*. **Elsevier's Contributions to Economic Analysis series**. Chapter 5 (pp. 133-149). Amsterdam, 2006;
- CARVALHO, J. H. D.; CARVALHO, A. X.; ELLERY JÚNIOR, R. G. Ciclo Comum na Indústria Regional. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada** (Texto para discussão, n. 1139). Brasília, 2005.
- CORREA, A. S. Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: Uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina. **Banco Central do Brasil** (Trabalho para discussão, n. 80). Brasília, 2003.
- DUARTE, A. J.; ISSLER, J. V.; SPACOV, A. D. Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil. **EPGE-FVG** (Ensaio Econômico n. 527). Rio de Janeiro, 2004.
- GUHA, D.; BANERJI, A. Testing for cycles: A Markov switching approach. **Journal of Economic and Social Measurement** n. 25, p. 163-182, 1998.
- HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. **Princeton University Press**. New Jersey, 1994.
- 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.
- HAMILTON, J. D. 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.
- KROLZIG, H.-M. *Markov-Switching vector autoregressions: modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. **Springer-Verlag**. Berlin, 1997.
- LIMA, E. C. R.; DOMINGUES, G. B. Crescimento, recessão e probabilidade de reversão do ritmo de crescimento econômico do Brasil. **Boletim Conjuntural**, v. 51, p. 49-52. Rio de Janeiro, 2000.

LUCAS, R. E. Jr. Understanding Business Cycles. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 5, 7-29, 1977.

MORAES, I. A. C. Mudança de Regime Markoviano: Uma aplicação às series econômicas brasileiras. **PPGE-UFRGS** (Tese de Doutorado). Porto Alegre, 2003.

MOORE, G. H.; ZARNOWITZ, V. The Development and Role of the National Bureau of Economic Research's Business Cycle Chronologies. **University of Chicago Press for NBER**, Chicago, 1986.

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

SPACOV, A. D. Índices antecedentes e coincidentes da atividade econômica brasileira: uma aplicação da análise de correlação canônica. **EPGE-FGV** (Dissertação de Mestrado). Rio de Janeiro, 2001.

**ANEXO A**  
**ALGORITMO DE BRY E BOSCHAN**

1. Determina-se os *outliers* (além de 3,5 desvios-padrão da média) e os substitui-se por valores calculados pelos valores derivados pela Curva de Spencer,  $S_t$ , que consiste na média móvel das 7 observações passadas e futuras e da própria observação, com ponderações positivas no centro e negativas nos extremos, e computada pela seguinte expressão:

$$S_t = \frac{1}{320}(-3x_{t-7} - 6x_{t-6} - 5x_{t-5} + 3x_{t-4} + 21x_{t-3} + 46x_{t-2} + 67x_{t-1} + 74x_t + 67x_{t+1} + 46x_{t+2} + 21x_{t+3} + 3x_{t+4} - 5x_{t+5} - 6x_{t+6} - 3x_{t+7});$$

2. Determina-se os máximos e mínimos locais na série de média-movel de 12 meses;
- (a) considera-se máximo (mínimo) local a observação que é maior (menor) que as cinco anteriores e posteriores
  - (b) caso haja dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor)
3. Os pontos de inflexão determinados no passo anterior são refinados com a Curva de Spencer;
- (a) para cada máximo (mínimo) determinado no passo anterior, seleciona-se a maior (menor) observação na Curva de Spencer que dele diste até 5 observações (ou seja, meses)
  - (b) caso haja dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor)
  - (c) elimina-se máximos e mínimos de forma que a distância entre dois máximos (mínimos) seja maior ou igual a 15 meses
4. Computa-se o MCD (*months of cyclical dominance*) da série;
- (a) considera-se a Curva de Spencer da série como sendo sua parte regular (tendência+ciclo)
  - (b) determina-se a parte irregular,  $I_t$ , tomando a diferença entre a série original e a Curva de Spencer:  $I_t = x_t - S_t^x$
  - (c) calcula-se  $MCD(j) = \left( \sum_{t=1}^{T-j} I_{t+j} - I_t \right) / \left( \sum_{t=1}^{T-j} S_{t+j} - S_t \right)$ , para  $j=1,2,\dots,6$
  - (d) MCD será o menor  $j$  para o qual  $MCD(j)$  é menor que a unidade

5. Os pontos de inflexão determinados no passo anterior são refinados usando a série de média móvel de MCD meses;
  - (a) para cada máximo (mínimo) determinado no passo III, seleciona-se a maior (menor) observação na série de média móvel que dele diste até 5 observações
  - (b) caso haja dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor)
6. Identifica-se para cada máximo (mínimo) determinado no passo anterior a maior (menor) observação que dele diste até  $\max(4, \text{MCD})$  observações;
  - (a) caso haja dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor)
  - (b) elimina-se os pontos de inflexão que estejam até 6 meses do início ou fim da série
  - (c) elimina-se máximos e mínimos de forma que a distância mínima entre dois máximos (mínimos) consecutivos seja maior ou igual a 15 meses
  - (d) elimina-se máximos e mínimos de forma que a distância mínima entre um máximo e um mínimo consecutivos, e vice-versa, seja maior ou igual a 6 meses

## ANEXO B

### ALGORITMO DE HARDING E PAGAN

Sejam  $\{y_t^i\}_{t=1}^T$ ,  $i = 1, 2, \dots, K$ , as séries das quais desejamos extrair os ciclos comuns, e por conseguinte os pontos de inflexão (picos e vales) comuns. O algoritmo consiste dos seguintes passos:

1. Determina-se os pontos de inflexão das séries por algum algoritmo de datação. Sejam  $t_i^P$  e  $t_i^V$ ,  $i = 1, 2, \dots, K$ , os vetores contendo, respectivamente, as datas dos picos e vales da série  $i$ .
2. Calcula-se em cada data  $t$  as distâncias para o pico e vale mais próximos. Sejam  $\tau_i^P(t)$  e  $\tau_i^V(t)$ ,  $i = 1, 2, \dots, K$ , os vetores contendo essas distâncias mínimas para a  $i$ -ésima série, ou seja  $\tau_i^P(t) = \min |\tau_i^P - t|$  e  $\tau_i^V(t) = \min |\tau_i^V - t|$ .
3. Determina-se  $\tau^P(t)$  e  $\tau^V(t)$ ,  $i = 1, 2, \dots, K$ , que são os vetores contendo, respectivamente, a distância “média” entre a data  $t$  e os picos e vales, ou seja  $\tau^P(t) = g(\tau_1^P(t), \dots, \tau_T^P(t))$  e  $\tau^V(t) = g(\tau_1^V(t), \dots, \tau_T^V(t))$  onde  $g$  é uma medida de tendência central.

4. Identifica-se os pontos de mínimo local de  $\tau^P(t)$  e  $\tau^V(t)$ . Sejam  $M^P$  e  $M^V$  os vetores contendo as datas dos mínimos locais de  $\tau^P(t)$  e  $\tau^V(t)$ , respectivamente. Formalmente,

$$M^P = \{t \in 1, \dots, T \mid \tau^P(t + \Delta t) \geq \tau^P(t) \text{ para todo } |\Delta t| \leq \delta\} \text{ e}$$

$$M^V = \{t \in 1, \dots, T \mid \tau^V(t + \Delta t) \geq \tau^V(t) \text{ para todo } |\Delta t| \leq \delta\}.$$

5. Elimina-se de  $M^P$  os elementos  $t \in 1, \dots, T$  tais que  $\tau^P(t) > \delta$ . Faz-se o mesmo para  $M^V$ .
6. Verifica-se se os mínimos locais de  $M^P$  são únicos, ou seja, se  $\{(t, t'), t, t' \in M^P \mid \tau^P(t) = \tau^P(t'), |t - t'| \leq \delta \text{ e } t \neq t'\} = \emptyset$ . Caso contrário, sejam  $t^*$  e  $t^{**}$  dois mínimos locais, elimina-se  $t^*$  de  $M^P$  se  $\tau^P(t^* + 1) > \tau^P(t^{**} + 1)$ , ou elimina-se  $t^{**}$  de  $M^P$  se  $\tau^P(t^* + 1) < \tau^P(t^{**} + 1)$ , ou ainda, se  $\tau^P(t^* + 1) = \tau^P(t^{**} + 1)$  faz-se a comparação usando  $t^* + 2$  e  $t^{**} + 2$ , e assim por diante. Proceda-se analogamente para  $M^V$ .
7. Verifica-se se os elementos de  $M^P$  e  $M^V$  se alternam. Caso contrário elimina-se o elemento cuja medida de tendência central  $g(\cdot)$  é maior.