



FUNDAÇÃO  
GETULIO VARGAS

**EPGE**

Escola de Pós-Graduação  
em Economia

## Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 527

ISSN 0104-8910

***Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma  
cronologia de recessões para o Brasil***

***Angelo J. Mont'alverne Duarte***

***João Victor Issler***

***Andrei Spacov***

*Fevereiro de 2004*

# Indicadores Coincidentes de Atividade Econômica e uma Cronologia de Recessões para o Brasil\*

Angelo J. Mont'alverne Duarte  
EPGE/FGV e Banco Central do Brasil  
aduarte@fgvmail.br.

João Victor Issler<sup>†</sup>  
EPGE/FGV  
jissler@fgv.br

Andrei Spacov  
EPGE/FGV e Unibanco  
Andrei.Spacov@unibanco.com.

Fevereiro de 2004.  
Códigos JEL: C32 e E32.

## Abstract

Esse trabalho discute 3 índices alternativos de atividade econômica para o Brasil e, a partir dos mesmos, busca estabelecer uma cronologia de recessões para o passado recente da economia brasileira. Isso é feito incorporando à nossa pesquisa parte da experiência americana de quase um século de pesquisas sobre ciclos de negócios – da NBER e do TCB. Decidiu-se considerar aqui uma gama de possíveis indicadores

---

\*Esse projeto teve o financiamento do Ministério da Fazenda, do PRONEX e do CNPq. Partes desse artigo foram extraídas da tese de mestrado de Andrei D. Spacov e da tese de doutorado de Angelo M. Duarte, na EPGE-FGV, ambas sob a supervisão de João V. Issler. Agradecemos a Eurilton Araújo por disponibilizar seus códigos de estimação de filtro de Kalman. Agradecemos também às críticas e sugestões de Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Eurilton Araújo, Fernando de Holanda Barbosa, Marcelle Chauvet, Marcelo Fernandes, Ajax B. Moreira, Octávio Tourinho (Editor), e a um parecerista anônimo, isentando-os da responsabilidade por quaisquer erros aqui remanescentes.

<sup>†</sup>Correspondência: Escola de Pós-graduação em Economia - EPGE, Fundação Getulio Vargas, Praia de Botafogo 190 s. 1125, Rio de Janeiro RJ 22253-900.

coincidentes e antecedentes – uns baseados em métodos heurísticos e outros baseados em sofisticadas técnicas estatístico-econômicas – de forma a poder comparar seus resultados *vis-à-vis* a nossa pouca experiência de cronologia de recessões. Além disso, houve um grande esforço de construção de séries coincidentes à atividade econômica, pois nem todas estavam disponíveis na abrangência e extensão necessárias. A partir dos resultados de uma bateria de testes estatísticos, e também levando em conta a simplicidade de cálculo, concluímos por sugerir que o índice brasileiro deva seguir a metodologia do TCB.

## 1 Introdução

Qualquer sociedade moderna tem interesse em saber qual é “o estado atual da economia,” e qual deve ser esse estado num futuro próximo. Empresários e indivíduos se interessam pela questão pois disso depende a rentabilidade de seus negócios e de seus investimentos. O governo também tem interesse no assunto por questões orçamentárias, previdenciárias, e até mesmo intervencionistas. Infelizmente, nenhuma sociedade atual possui uma estimativa direta (e um previsor) do “estado da economia,” pois essa é uma variável latente, i.e., não observável. Apesar da grande discussão a esse respeito, talvez a variável econômica que mais se aproxime desse conceito seja o PIB. Mesmo esta, por sua vez, só está disponível de forma confiável com uma defasagem que inviabiliza a sua utilidade nas tomadas de decisão de empresários, indivíduos, e governo.

A inexistência de uma medida direta do estado da economia levou à construção de *proxies* deste, que possam ser usadas em tempo real e mesmo previstas num horizonte de interesse – são os chamados indicadores coincidentes da atividade econômica. Os indicadores coincidentes medem o estado atual da economia, mas podem ser previstos por um conjunto de variáveis ditas “antecedentes.” Estas podem ser combinadas para formar então indicadores antecedentes de atividade econômica. O objetivo desses dois indicadores seria então mensurar e prever “os ciclos de negócios” de uma determinada economia.

Nos EUA, as pesquisas sobre os ciclos de negócios iniciaram-se há mais de um século pelas mãos do *National Bureau of Economic Research* - NBER, de forma que hoje a literatura aplicada àquele país já se encontra bastante desenvolvida e consolidada; ver Burns e Mitchell (1946), Lucas (1977), e Stock e Watson(1993b) para o “estado das artes” em diferentes épocas. Naquele país hoje coexistem métodos heurísticos e estatístico-econômicos de

construção de indicadores coincidentes e antecedentes. Exemplos do primeiro são as técnicas heurísticas do *The Conference Board* (TCB), e do segundo, o grande esforço de sistematização econométrica de Stock e Watson (1988a, 1988b, 1989 e 1993a). Não obstante um grande esforço de pesquisa recente no Brasil, e.g., Contador e Ferraz (1999), Spacov(2000), Issler e Spacov (2000), Chauvet (2001 e 2002), e Picchetti e Toledo (2002), 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 brasileiro e uma cronologia de recessões universalmente aceita entre nós.

O presente trabalho tem por objetivo a construção de índices coincidentes da atividade econômica para o Brasil e, a partir dos mesmos, estabelecer uma cronologia de recessões para o passado recente da economia brasileira. Isso é feito incorporando à nossa pesquisa parte da experiência americana de quase um século de pesquisas sobre ciclos de negócios – da NBER e do TCB. Decidiu-se considerar aqui uma gama de possíveis indicadores coincidentes e antecedentes – uns baseados em métodos heurísticos e outros baseados em sofisticadas técnicas estatístico-econométricas – de forma a poder comparar seus resultados *vis-à-vis* a nossa pouca experiência de cronologia de recessões. Além disso, houve um grande esforço de construção de séries coincidentes à atividade econômica, pois nem todas estavam disponíveis na abrangência e extensão necessárias. Ao que sabemos, esse artigo é o primeiro a considerar conjuntamente as seguintes questões: (i) Quais são as séries coincidentes e antecedentes para a atividade econômica brasileira?, (ii) Qual é a nossa cronologia de recessões?, e, (iii) Devemos empregar métodos heurísticos ou estatístico-econômicos modernos na construção de indicadores coincidentes e antecedentes da atividade econômica?

Na próxima seção abordamos as experiências do *National Bureau of Economic Research* - NBER e do *The Conference Board* - TCB, apresentando uma breve resenha da literatura de índices coincidentes e antecedentes. Na seção 3 abordamos a teoria envolvida na construção desse índices. Os resultados são apresentados na seção 4. Em seguida, concluímos.

## 2 Experiência Internacional e Brasileira

### 2.1 A Experiência do NBER

O entendimento do comportamento do ciclo de negócios tem sido vital em várias economias avançadas. 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. É nessa obra também que se encontra a primeira definição de ciclo de negócios: “...consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals...”.

O NBER desde a sua criação em 1920 empreende esforços no sentido de estabelecer uma cronologia dos pontos de inflexão (picos e vales) dos ciclos de negócios da economia norte-americana. Nesse sentido, patrocinou a criação de algoritmos de datação de pontos de inflexão aplicáveis a séries econômicas em geral – Bry e Boschan(1971). Atualmente a datação de recessões abrange o período de 1857 até hoje. Segundo aquela instituição de pesquisa “a recession is a significant decline in activity spread across the economy, lasting more than a few months, visible in industrial production, employment, real income, and wholesale-retail sale.”

Desde 1978 a tarefa de datação está a cargo de um comitê (*Business-Cycle Dating Committee*) de “notáveis economistas” escolhidos pelo Presidente do NBER. As decisões desse comitê baseiam-se na análise de medidas agregadas da atividade econômica como emprego, renda pessoal, produção industrial e vendas dos setores industrial e atacadista. Mesmo que essa análise sugira a ocorrência de um ponto de inflexão, o comitê aguarda alguns meses antes de confirmá-lo a fim de se certificar que a mudança no ciclo é duradoura e se precaver de revisões nos dados. Uma consequência dessa sistemática é que o conjunto de informação utilizado para estabelecer que houve um pico ou vale é maior que o conjunto de informação disponível a época ou logo depois da ocorrência do mesmo. Além disso, esse atraso torna a decisão inútil em termos de subsídio às tomadas de decisão por partes dos agentes econômicos. É importante enfatizar que não há nenhuma regra fixa ou modelo matemático-estatístico que guia as decisões do comitê, e nem mesmo a certeza de quais medidas da atividade econômica serão levadas em consideração na análise.

As análises e decisões do comitê do NBER são tornadas públicas por meio de um boletim mensal. Em novembro de 2001 o comitê do NBER determinou que houvera um pico na atividade econômica norte-americana em março do mesmo ano – portanto com oito meses de defasagem. O boletim de fevereiro de 2003 indica que a economia daquele país está apresentado crescimento de produto e renda, mas que no entanto ainda é cedo para se afirmar se e quando ocorreu um vale no ciclo econômico.

## 2.2 A Experiência do *The Conference Board*

Fundado em 1916, o *The Conference Board* - TCB é uma entidade privada e sem fins lucrativos cuja principal atividade é criar e disseminar conhecimento nas áreas de economia e administração. Atualmente reúne associados em mais de 60 países que de forma independente conduzem pesquisas, organizam seminários e publicam relatórios e periódicos de interesse. Em 1995, o Departamento de Comércio dos EUA escolheu o TCB para continuar a tarefa, até então realizada por aquele órgão governamental, de medição de um conjunto de séries relacionadas com a atividade econômica (*Business Cycle Indicators database*), e a partir das mesmas produzir índices antecedentes, coincidentes e retardados oficiais.

O primeiro passo na construção desses índices é a escolha das séries para compô-los de acordo com o comportamento temporal da mesma em relação ao ciclo da economia. No caso norte-americano os índices antecedente, coincidente e retardado são compostos, respectivamente, por 12, 4 e 7 séries, sendo que em 1996 se procedeu a última alteração nessas composições. Vale notar que para os EUA o TCB usa as mesmas séries coincidentes empregadas pela NBER: produção, renda, vendas e emprego. Nos demais países emprega-se, na medida do possível, as mesmas séries<sup>1</sup>. A metodologia empregada pelo TCB na elaboração dos índices de atividade econômica foi revisada em 2001 e encontra-se detalhadamente exposta no endereço da internet [www.globalindicators.org/methodology](http://www.globalindicators.org/methodology).

Do ponto de vista descritivo, o TCB pondera as quatro séries coincidentes de forma idêntica (peso de 1/4 para cada série), notando que este peso homogêneo é aplicado às séries padronizadas, i.e., divididas pelos seus respectivos desvios-padrão. O procedimento do TCB pode ser considerado heurístico, por sua extrema simplicidade. De forma explícita, esse procedimento consiste nos quatro passos a seguir:

---

<sup>1</sup>Atualmente o *The Conference Board* elabora índices para a Alemanha, Austrália, Coréia, Espanha, França, Japão, México e Reino Unido, além dos EUA.

1. **Calcula-se as diferenças mensais das séries que compõem o índice.** Se a série  $\{X_t\}$  está em porcentagem ou é uma taxa de juros, simplesmente faz-se  $x_t = X_t - X_{t-1}$ , caso contrário, utiliza-se a fórmula da diferença simétrica, ou seja  $x_t = 200 \cdot \frac{X_t - X_{t-1}}{X_t + X_{t-1}}$ ;
2. **As diferenças mensais são ajustadas pela volatilidade.** Os desvios-padrão  $v_x$  das diferenças mensais das séries são calculados. Seja  $k$  o somatório dos inversos dos desvios-padrão,  $k = \sum_x \frac{1}{v_x}$ , a série de diferenças  $x_t$  ajustada é dada por  $m_t = \frac{x_t}{k \cdot v_x}$ ;
3. **Computa-se a soma das diferenças mensais ajustadas:**  $i_t = \sum_x m_t$ ;
4. **O índice é calculado usando-se a fórmula das diferenças simétricas.** O valor do índice correspondente ao primeiro mês é  $I_1 = \frac{200+i_1}{200-i_1}$ , a partir do segundo mês o índice é dado por  $I_t = I_{t-1} \cdot \frac{200+i_t}{200-i_t}$ .

Anualmente, os desvios-padrão das séries são atualizados e as séries históricas inteiras dos índices são recomputadas.

## 2.3 Resenha da Literatura Recente

Do ponto de vista da NBER, uma recessão se constitui em vários meses consecutivos de declínio na atividade econômica em vários setores concomitantemente, ou seja, há uma sincronia no comportamento dos diferentes setores da atividade econômica, que é medida pelo comportamento da produção, renda, emprego e vendas, caracterizando assim as várias perspectivas da atividade econômica. Esse tipo de sincronia na atividade econômica não se verifica somente em períodos recessivos, mas também em épocas de expansão. De fato, Lucas (1977) caracteriza os ciclos de negócios da seguinte forma: “...*(i) Output movements across broadly defined sectors move together. (In Mitchell’s terminology, they exhibit high conformity; in modern time series language, they have high coherence.)...*”. Percebe-se que a caracterização de ciclos de negócios a partir da sincronia nos movimentos das variáveis macroeconômicas é um ponto em comum nas definições de Burns e Mitchell (1946) e Lucas (1977) e nos vários comentários do NBER acerca do estado da economia. Esse é também o ponto de partida para a construção de índices coincidentes e antecedentes utilizando-se técnicas mais sofisticadas do que a simples combinação linear usada pelo TCB.

Considerando que as “regras de decisão” do NBER e a metodologia do TCB, apresentadas na seção anterior, constituem-se nos primeiros modelos de datação de recessões e construção

de índices da atividade econômica, foram Stock e Watson (1988a, 1988b, 1989 e 1993a) que inauguraram uma segunda geração de modelos que buscaram explorar essa sincronia por meio do uso intensivo de técnicas econométricas. Esses autores desenvolveram modelos econométricos formais que tentavam captar as idéias básicas por trás dos procedimentos usuais do NBER. O projeto experimental, patrocinado pelo NBER, abrangeu a construções de índices coincidentes e antecedentes de atividade econômica e de um indicador de recessões.

A principal característica dos modelos de Stock e Watson é a hipótese de existência de um único ciclo ou fator comum entre as variáveis macroeconômicas coincidentes. Esta seria uma variável não-observável que reflete o “estado da economia”. Nesse caso, o índice coincidente é dado pela estimativa dessa variável latente. Apesar de ter apresentado um bom desempenho em prever as recessões dentro da amostra, os índices experimentais de Stock e Watson falharam em prever a recessão norte-americana de 1990-1991. O diagnóstico de Stock e Watson (1993a) foi que o problema principal se encontra no processo de escolha dos indicadores antecedentes, e não em qualquer erro de especificação do modelo. A idéia é que a importância desses indicadores mudam ao longo do histórico de recessões dos EUA, o que nos leva a intuir a importância da escolha desses indicadores para a eficácia do modelo brasileiro.

Chauvet (1998) tenta contornar a falha na datação da recessão de 1990/1991 ao utilizar o arcabouço de Stock e Watson (1988a, 1988b, 1989 e 1993a) acrescido de um modelo de mudança de regime conforme Hamilton (1989) a fim de capturar assimetrias entre expansões e contrações da atividade econômica. O fato das expansões serem mais suaves e duradouras e as contrações serem mais bruscas e curtas não foi o que motivou a falha da modelagem de Stock e Watson, segundo Chauvet. O ajuste obtido pelo modelo tanto para previsões dentro da amostra como para fora da amostra sugere que Chauvet explica razoavelmente bem todas as recessões norte-americanas desde a década de 50.

Estrella e Mishkin (1998) avaliam a eficácia de indicadores financeiros como taxas de juros, *spreads* entre taxas, índices do mercado bursátil, agregados monetários e volume de operações de crédito como previsores de recessões. Usando um modelo Probit e testando-o para os períodos dentro e fora da amostra, eles concluem que o *spread* entre a taxa de juros de longo prazo e a de curto prazo e os indicadores das bolsas de valores são bons previsores da atividade econômica. Um modelo com apenas esses dois previsores foi capaz de prever a recessão de 1990/1991, superando nesse aspecto os índices de Stock e Watson e do TCB.

Alternativas ao arcabouço de Stock e Watson foram apresentadas recentemente em Re-

ichlin (2000), Issler e Vahid (2003), e Mariano e Murasawa (2003). A primeira trabalha com um modelo de fatores, seguindo Stock e Watson, mas a novidade está na determinação dos mesmos a partir de uma base de dados contendo um grande número de séries desagregadas das atividade econômica. O enfoque em Issler e Vahid, por sua vez, se contrapõe ao modelo de fatores. Enquanto os primeiros estão relacionados à teoria de componentes principais, os segundos usam a teoria de correlações canônicas<sup>2</sup>. As componentes cíclicas das séries coincidentes correspondem às combinações lineares dadas pelos vetores canônicos. A consequência disso para a metodologia de construção de índices é que não se faz mais nenhuma restrição ao número de ciclos comuns existentes entre as variáveis coincidentes. O índice coincidente de Issler e Vahid é dado pela combinação linear das componentes cíclicas das séries coincidentes que possui um ciclo comum com o “estado da economia” – que é uma variável latente. Ao ser comparado com a metodologia de Stock e Watson, o método de Issler e Vahid apresentou um desempenho superior para séries norte-americanas. Por fim, Mariano e Murasawa derivam um índice coincidente como em Stock e Watson, porém acrescentando o produto trimestral às quatro séries mensais costumeiramente utilizadas como variáveis coincidentes. Esse índice apresentou desempenho superior ao de Stock e Watson (1988b) e inferior ao do TCB quando comparados com a datação do NBER.

No Brasil, o trabalho de Contador e Ferraz (1999) foi o primeiro a propor indicadores de atividade econômica<sup>3</sup>. Posteriormente, Spacov (2000) e Issler e Spacov (2000) propõem o uso de correlações canônicas na construção de indicadores coincidentes para o Brasil, seguindo a idéia básica da técnica de Issler e Vahid (2003) para os EUA. Picchetti e Toledo (2002) aplicam a metodologia de Stock e Watson para extrair o ciclo comum entre das quatro séries que compõem a série de produção industrial agregada do IBGE (bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e não-duráveis) e conclui que o ciclo comum e a série agregada são similares.

Chauvet (2002) modela o PIB como a soma de uma tendência, que segue uma cadeia de Markov não-observável de dois estados (expansão e recessão), com uma componente AR

---

<sup>2</sup>A diferença entre essas duas teorias é que enquanto a primeira busca encontrar a combinação linear das séries com menor variância, a última procura a combinação linear das séries que tenha mais correlação com um outro grupo de variáveis (séries).

<sup>3</sup>A pesquisa “Sondagem Conjuntural” do Centro de Estatísticas e Análises Econômicas, do IBRE, da Fundação Getúlio Vargas pode ser considerada a primeira experiência, não-acadêmica, de estudo dos ciclos de negócios no Brasil.

integrada de ordem 1 e média zero. Usando dados anuais foram detectados 11 períodos recessivos no Século XX, e com dados trimestrais 8 períodos recessivos nos anos 80 e 90. Chauvet (2001) apresenta uma variação do modelo anterior no qual um grupo selecionado de variáveis coincidentes com o produto, de frequência mensal, são modeladas, ao invés do próprio produto. O modelo gera, além de uma medida da probabilidade do estado recessivo, um indicador coincidente mensal. Foram detectados 11 recessões na economia brasileira entre 1975 e 2002, sendo que 8 deles foram posteriores a 1980. Nesse contexto (Chauvet (2001 e 2002)), os períodos recessivos são caracterizados como aqueles nos quais a probabilidade do estado recessivo excede a 50%, sem que exija a decorrência de um período mínimo de meses para que seja declarada uma recessão. Isso pode explicar o número aparentemente excessivo de recessões encontrados pós-1980: enquanto que, para o Brasil pós-1980, encontrou-se, em média, uma recessão a cada 2,9 anos, para os EUA do pós-guerra, tem-se, em média, uma recessão a cada 5,6 anos, o que implicaria que as nossas recessões seriam quase duas vezes mais freqüentes.

### 3 Metodologia

O índice coincidente proposto aqui é uma combinação linear com fatores fixos das séries coincidentes à semelhança do índice do TCB, dado que essa característica o torna útil, do ponto de vista prático, para um amplo uso por parte de uma gama grande de agentes econômicos. As séries coincidentes foram selecionadas de forma similar à NBER e ao TCB. Temos 3 propostas de indicadores coincidentes de atividade econômica:

1. Indicador coincidente, seguindo a tradição do TCB, que é uma combinação linear simples (pesos idênticos) das quatro séries coincidentes escolhidas, denotado por  $IC_{TCB}$ .
2. Indicador coincidente, seguindo Spacov (2000), que é uma média ponderada (pelas correlações canônicas) das partes cíclicas das quatro séries coincidentes escolhidas, denotado por  $IC_{CC}$ .
3. Indicador coincidente, seguindo Issler e Vahid (2003), que é uma média ponderada das partes cíclicas das quatro séries coincidentes escolhidas. Como discutido acima, isso equivale a que o indicador coincidente tenha um ciclo comum com a variável latente que representa o “estado da economia”, denotado por  $IC_{IV}$ .

Computados os índices acima. A datação das recessões é feita pelo algoritmo Bry e Boschan (1971), que se encontra descrito no apêndice A.

Passamos, a seguir, a discutir os pontos fundamentais das técnicas aqui utilizadas. Maiores detalhes estão descritos no Apêndice.

### 3.1 Análise de Correlações Canônicas

Define-se como componente cíclica aquela que pode ser prevista a partir do conjunto de informação passada disponível, que no nosso caso é formado pelas séries das variáveis coincidentes e antecedentes defasadas. Logicamente há infinitas combinações lineares a partir das séries coincidentes que podem ser previstas da informação passada, conseqüentemente há inúmeras componentes cíclicas. A teoria de correlações canônicas nos permite obter uma base do espaço formado por essas combinações lineares, e também escolher qual destes é de fato correlacionada com a informação passada, Akaike (1976).

A análise de correlação canônica é uma generalização da análise de regressão linear, pois ao passo que nesta última resolve-se o problema de maximizar a correlação entre um escalar e um vetor de variáveis aleatórias, na primeira maximiza-se a correlação entre dois vetores de variáveis aleatórias. Apresentamos, resumidamente, a seguir a técnica de correlação canônica aplicada ao nosso contexto. No apêndice B essa técnica é explicada mais detalhadamente.

Seja  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$  o vetor contendo as  $n$  séries coincidentes e  $z_t$  o vetor contendo os elementos do conjunto de informação, ou seja, defasagens das séries coincidentes e antecedentes. A teoria de correlações canônicas transforma  $x_t$  e  $z_t$  em  $n$  combinações lineares  $A(x_t) = (\alpha'_1 x_t, \alpha'_2 x_t, \dots, \alpha'_n x_t)$  e  $\Gamma(z_t) = (\gamma'_1 z_t, \gamma'_2 z_t, \dots, \gamma'_n z_t)$  com as seguintes propriedades:

1. os elementos de  $A(x_t)$  têm variância unitária e são não-correlacionados entre si;
2. os elementos de  $\Gamma(z_t)$  têm variância unitária e são não-correlacionados entre si;
3. o  $i$ -ésimo elemento de  $A(x_t)$ ,  $\alpha'_i x_t$ , é não-correlacionado com o  $j$ -ésimo elemento de  $\Gamma(z_t)$ ,  $\gamma'_j z_t$ ,  $i \neq j$
4. a correlação entre  $\alpha'_i x_t$  e  $\gamma'_i z_t$ , representada por  $\lambda_i$ , é chamada de correlação canônica, e é tal que  $1 \geq |\lambda_1| \geq |\lambda_2| \geq \dots \geq |\lambda_n| \geq 0$ .

Intuitivamente, podemos afirmar que as variáveis canônicas são “canais” de transmissão da informação passada, contida em  $z_t$ , para o presente, representado pela série  $x_t$ . A

“profundidade” desses canais são medidas pelos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) das regressões entre as variáveis canônicas, que são iguais ao quadrado das correlações canônicas  $(\lambda_1^2, \lambda_2^2, \dots, \lambda_n^2)$ .

Pelas propriedades das correlações canônicas,  $\alpha'_1 x_t$  é a combinação linear de  $x_t$  mais previsível a partir de  $z_t$ ,  $\alpha'_2 x_t$  é a segunda mais previsível combinação linear de  $x_t$  a partir de  $z_t$  controlando por  $\alpha'_1 x_t$ , e assim por diante. Os elementos de  $(\alpha'_1 x_t, \alpha'_2 x_t, \dots, \alpha'_n x_t)$  são os componentes cíclicos básicos de  $x_t$ , denominação que se justifica pelo fato dos mesmos serem previsíveis a partir do conjunto de informação passada. Qualquer combinação linear dos ciclos básicos são combinações lineares das séries coincidentes, e conseqüentemente candidatas a índice coincidente. No entanto, a combinação cujos pesos são os quadrados das correlações canônicas  $(\lambda_1^2, \lambda_2^2, \dots, \lambda_n^2)$  é de interesse especial pois pondera cada ciclo pelo seu respectivo grau de correlação com o passado.

Na passagem de  $x_t$  para  $A(x_t)$  não há ganho nem perda de informação, uma vez que se trata somente de uma rotação de coordenadas. A importância dessa transformação é que ela permite averiguar se o comportamento cíclico das séries coincidentes podem ser explicados por menos de 4 ciclos básicos. Em termos matemáticos, podemos testar se a menor correlação canônica ou se as  $m$  menores,  $1 \leq m \leq n$ , são estatisticamente significativas. No caso desse teste revelar que as  $n-1$  menores correlações são estatisticamente insignificantes, recaímos num índice próximo ao proposto por Stock e Watson, pois nesse caso particular há um único componente cíclico nas  $n$  séries; ver Vahid e Engle (1993).

A determinação da extensão do conjunto de informação, ou seja, o número de *lags* das séries coincidentes e antecedentes, a ser considerado na análise de correlação canônica é feita estimando-se o seguinte modelo VAR:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^p B_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, y_{4t})'$  representa as séries coincidentes, em log dessazonalizado, e  $x_t$  representa as variáveis antecedentes, após as transformações necessárias,  $c$  é uma constante. No caso de haver cointegração entre as séries coincidentes lança-se mão de um modelo em primeiras diferenças com vetor de correção de erro (*vector error correction model*) como em Engle e Granger (1987):

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p B_j x_{t-j} + \beta \gamma' y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $\gamma$  é o vetor de cointegração. Ambos os modelos podem ser vistos como a regressão das variáveis coincidentes no conjunto de informação do agente. A escolha do número ótimo de *lags* se dá pela utilização de versões modificadas dos critérios de informação de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e Schwarz (BIC), derivadas em Vahid e Issler (2002), que levam conta a possibilidade das matrizes  $A_1, A_2, \dots, A_p$  terem posto reduzido.

Estabelecido o tamanho do conjunto de informação, calculadas as correlações canônicas e verificado quantas das mesmas são significativas, o índice coincidente é dado pela expressão:

$$IC_{CCt} = \sum_{i=1}^m (-1)^{\{0,1\}} \hat{\lambda}_i^2 c_{it} = \sum_{i=1}^m (-1)^{\{0,1\}} \hat{\lambda}_i^2 \alpha'_i x_t$$

onde  $m$  é o número de correlações canônicas significativas ou ciclos significativos. O expoente é determinado de tal forma que cada ciclo comum,  $c_{it}$ , tenha um comportamento de longo prazo crescente, dado que o procedimento de correlações canônicas apenas identifica as relações entre presente e passado afora uma mudança de sinal.

### 3.2 Issler e Vahid (2003)

Em Issler e Vahid (2003) os pesos associados a cada ciclo são determinados ao se estimar um modelo probit com o índice do NBER como variável binária dependente e os ciclos básicos, associados a correlações canônicas significativas, como variáveis independentes. Seja  $y_t^*$  uma variável não-observável que indica a atividade econômica, temos:

$$E(y_t^* | I_{t-1}) = \beta_0 + \beta_1 c_{1t} + \dots + \beta_m c_{mt} + \varepsilon_t, \text{ onde } E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0 \quad (3)$$

onde  $I_{t-1}$  é o conjunto de informação disponível em  $t - 1$  e  $m$  é o numero de ciclos comuns significativos. A equação acima equivale a impor-se a existência de um ciclo comum entre  $y_t^*$  e  $(\beta_0 + \beta_1 c_{1t} + \dots + \beta_m c_{mt})$ , ou como veremos abaixo, impor-se a existência de ciclos comuns entre  $y_t^*$  s variáveis coincidentes  $x_t$ .

O índice do NBER em relação ao período  $t$  é determinado em  $t + h$ , logo:

$$\text{NBER}_t = \begin{cases} 1 & \text{se } E(y_t^* | I_{t+h}) < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

O resíduo da equação (3) é correlacionado com os ciclos  $c_{it}$ , pois:

$$E(y_t^*|I_{t+h}) = E(y_t^*|I_{t-1}) + w_t + w_{t+1} + \dots + w_{t+h}, \quad (4)$$

onde  $w_{t+i}$  é a inovação associada à informação que surgiu em  $t+i$ . De (3) e (4) segue :

$$\begin{aligned} E(y_t^*|I_{t+h}) &= \beta_0 + \beta_1 c_{1t} + \dots + \beta_m c_{mt} + u_t, \\ u_t &= w_t + w_{t+1} + \dots + w_{t+h} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

O índice coincidente é dado pela expressão:

$$IC_{IVt} = \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i c_{it} = \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i \alpha'_i x_t,$$

isto é, o índice coincidente reflete o ajuste da regressão da variável latente nos componentes cíclicos de  $x_t$ .

Infelizmente, não dispomos para o Brasil de nenhuma série como a da NBER, que indica se a economia está ou não em recessão. Alternativamente, utilizamos a metodologia de Harding e Pagan (2002a) às séries coincidentes a fim de gerar uma série binária de expansão/recessão. Harding e Pagan (2002a) definem uma medida de sincronização<sup>4</sup> (*concordance index*) para um par de séries e derivam um teste estatístico para a presença de sincronização baseado nessa medida. Uma aplicação apresentada é o cálculo desse índice para as séries de produção industrial de 12 países desenvolvidos tomadas duas a duas. No mesmo trabalho os autores estabelecem formalmente uma ligação entre sincronização e ciclos comuns e por fim apresentam um método não-paramétrico de extração do ciclo comum (ou ciclo de referência) de um conjunto de séries supostamente sincronizadas. A primeira parte do algoritmo consiste na datação dos picos e vales das séries e assemelha-se ao algoritmo de Bry-Boschan. A parte final consiste na identificação de *clusters* de picos e vales das séries. Este algoritmo é uma sistematização do procedimento descrito em Boehm e Moore (1984), e que, segundo Harding e Pagan (2002a), é a melhor descrição dos critérios utilizados pelo NBER *Business Cycle Dating Committee*. O algoritmo está descrito minuciosamente no apêndice C. A metodologia é empregada para determinar o ciclo comum das séries de produção industrial de grupos de países que possuem elevada integração econômica (EUA e Canadá por exemplo).

---

<sup>4</sup>“Synchronization can then be viewed as the phenomenon whereby turning points cluster at particular dates.”

## 4 Resultados

Construímos índices coincidentes da atividade econômica brasileira usando as metodologias do TCB e as duas técnicas descritas na seção anterior. Em seguida, aplicamos o algoritmo de Bry e Boschan (1971) aos índices coincidentes de forma a estabelecer cronologias das recessões brasileiras para o período compreendido entre 1985 e 2002.

O primeiro passo para a construção dos índices foi a determinação das séries econômicas brasileiras que poderiam ser usadas como variáveis antecedentes e coincidentes.

### 4.1 Séries Coincidentes

A escolha das variáveis coincidentes baseou-se na procura por séries de periodicidade mensal e que, na medida do possível, tivessem conteúdo similar às usadas pelo TCB, quais sejam: produção industrial, emprego em número de empregados em atividades não-agrícolas, vendas da indústria e comércio e renda pessoal menos transferências. Os indicadores construídos em Stock e Watson (1988a, 1988b, 1989 e 1993) usam essas séries coincidentes. No caso do índice norte-americano, o próprio TCB é responsável pela medição dessas grandezas econômicas. Desejou-se também que as séries fossem extensas o suficiente para cobrir alguns ciclos da atividade econômica, tivessem representatividade nacional e setorial, e que sua divulgação fosse breve em relação ao período de referência a fim de não comprometer a utilidade dos índices.

A série Produção Industrial Mensal - Produção Física obtida na Pesquisa Industrial Mensal do IBGE (PIM/IBGE) se encaixa perfeitamente dentro dos critérios, pois além de representar a atividade industrial em todo território nacional e em vários setores, vem sendo medida desde 1975.

A Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE (PME/IBGE) nos fornece a série de População Ocupada - Regiões Metropolitanas que representa o número de pessoas ocupadas nas seis maiores regiões metropolitanas – São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife e Porto Alegre. São consideradas ocupados pelo IBGE todas os empregados, formais e informais, os trabalhadores por conta própria, os empregadores e as pessoas que exercem atividades econômica não remunerada tais como atividade doméstica, religiosa, beneficente, de aprendiz ou estagiário. Somente não são incluídas as pessoas economicamente ativas que não exerceram alguma dessas atividades no mês de referência. Esta série, que está disponível

desde maio/1982, apresenta uma quebra estrutural entre dezembro/1990 e janeiro/1991 resultante da revisão do tamanho da população economicamente ativa feita pelo censo demográfico de 1991. Afim de obtermos uma série coerente e com a mesma extensão da original, reconstruímos as amostras do período compreendido entre maio/1982 e dezembro/2000. Tomou-se por base a observação de janeiro/2001 e aplicou-se retroativamente a mesma variação percentual da série original.

Uma alternativa a essa série seriam as medidas de horas trabalhadas ou horas pagas. A série de Horas Trabalhadas na Produção, divulgada pela FIESP, tem a vantagem de ser mais extensa pois inicia-se em 1975, no entanto representa somente um setor da economia, o industrial, e não tem abrangência espacial, uma vez que é medida somente no Estado de São Paulo. Por outro lado, a série de Horas Trabalhadas na Indústria, elaborada pela CNI, tem abrangência nacional, mas, no entanto, sua extensão é de pouco mais de 10 anos. A série de Horas Pagas na Produção, extraída da PIM/IBGE, mesmo tendo abrangência nacional e estar disponível desde 1985, representa somente o setor industrial, além disso a sua utilização seria inviável uma vez que foi descontinuada em 2001.

Pelo exposto não dispomos de uma série que meça o emprego da mesma forma que a série utilizada pelo TCB. Por um lado temos a série de População Ocupada (IBGE), que é bastante genérica e por isso praticamente acompanha a série da população economicamente ativa e não apresenta ciclos, mas que porém tem abrangência nacional e capta todos os setores da economia; por outro lado, a série de Horas Trabalhadas na Produção (FIESP), é uma boa medida de emprego na forma do TCB, mas tem os problemas citados anteriormente. Construímos uma série que tem a tendência da série de População Ocupada ( $PO_t$ ) e o ciclo da série de Horas Trabalhadas na Produção ( $HT_t$ ). Seja:

$$\begin{aligned}\Delta \ln(PO_t) &= \mu_1 + \varepsilon_{1t} \\ \Delta \ln(HT_t) &= \mu_2 + \varepsilon_{2t}.\end{aligned}$$

Estimamos as duas equações acima e computamos a série de emprego ( $N_t$ ) da seguinte forma:

$$\ln(N_t) = \ln(N_0) + \hat{\mu}_1 t + \sum_{\tau=1}^t \widehat{\varepsilon_{2\tau}}.$$

Não se dispõe no Brasil de nenhuma série que represente as vendas agregadas da indústria e do comércio. Uma alternativa seria combinarmos o índice de vendas nominais da indústria de São Paulo, elaborado pela FIESP, e a série Faturamento Real do Comércio Varejista de São Paulo, divulgada pela FECOMERCIO<sup>5</sup>. A dificuldade deste procedimento reside em estabelecermos a proporção de cada série, uma vez que a participação relativa da indústria e comércio no produto muda ao longo do tempo. Além disso, as séries abrangem somente o Estado de São Paulo. Optou-se por usar a série Papelão Ondulado - Expedição de Caixas, Acessórios e Chapas, divulgada pela ABPO<sup>6</sup>, que tem abrangência nacional, como desejado, e esteja disponível desde 1980.

A melhor medida de renda pessoal, com periodicidade mensal, disponível para o Brasil é a série Rendimento Médio Real Efetivamente Recebido pelas Pessoas - Regiões Metropolitanas, elaborada pelo IBGE, mas que não pode ser diretamente utilizada no nosso trabalho uma vez que foi iniciada somente em setembro/2001.

Uma alternativa seria desconsiderar a renda do capital e usar séries representativas somente da renda do trabalho, entre as quais destacamos a série Rendimento Médio do Trabalho Principal - Regiões Metropolitanas da PME/IBGE. Verificou-se no entanto que esta série depois de deflacionada por um índice de preços ao consumidor apresenta tendência de longo prazo decrescente a partir de 1995. Considerando-se que houve um crescimento do produto e conseqüentemente da renda nesse período, a substituição da medida de renda por uma de renda do trabalho não se mostrou uma alternativa viável. Outra alternativa seria combinar uma série representativa da renda do trabalho com uma representativa da renda do capital. No entanto não há no Brasil nenhuma medida com periodicidade mensal da renda do capital.

Optamos então por construir a série Rendimento Médio Real Efetivamente Recebido pelas Pessoas - Regiões Metropolitanas para o período anterior a setembro/2001 usando a técnica de filtro de Kalman<sup>7</sup>. Usamos a seguinte formulação estado-espço:

$$\begin{aligned} I_{t+1} &= \alpha_1 I_t + \alpha_2 PIB_t + \varepsilon_{t+1}, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \\ I_t^* &= h_t I_t \end{aligned}$$

---

<sup>5</sup>Federação do Comércio do Estado de São Paulo.

<sup>6</sup>Associação Brasileira do Papel Ondulado.

<sup>7</sup>Agradecemos a Eurilton Araújo por ter disponibilizado códigos de estimação de Filtro de Kalman.

onde  $I_t$  representa a variável não-observável, ou seja, a renda pessoal anterior a setembro/2001, e  $I_t^*$  é a série de renda pessoal observável. O coeficiente  $h_t = 1$ , para  $t \geq$  setembro/2001 e  $h_t = 0$ , para  $t <$  setembro/2001. Estimamos o modelo por máxima verossimilhança utilizando as observações de renda disponíveis e a série de PIB mensal a preços de mercado do IBGE, disponível a partir de janeiro/1980. Obtivemos  $\hat{\alpha}_1 = 0,29$ ;  $\hat{\alpha}_2 = 5,20$  e  $\hat{\sigma}_2 = 10,7$ , todos significativos a 1%. Em seguida computamos as previsões das séries  $\{I_{t|t}\}_{t=jan/80}^T$ ,  $\{I_{t|t-1}\}_{t=jan/1980}^T$  e  $\{I_{t|T}\}_{t=jan/1980}^T$ , onde  $T$ =dezembro/2002. Tomamos a última série a partir de janeiro/1981 como sendo a nossa proxy para renda pessoal disponível<sup>8</sup>.

Escolhidas essas quatro séries para servirem de variáveis coincidentes, a partir desse ponto denominadas simplesmente de produção industrial ( $Y_t$ ), população ocupada ( $N_t$ ), expedição de papelão ( $S_t$ ) e renda pessoal ( $I_t$ ), nossa amostra ficou restrita ao período compreendido entre maio/1982 e dezembro/2002, ou seja, cerca de 20 anos (tabela 1). Essa amostra, apesar de menor que as usadas pelo TCB, tem tamanho satisfatório para o nosso propósito. Optou-se por trabalhar com o logaritmo das séries originais, uma vez que dessa forma é mais fácil assegurar a estacionariedade, e que essa transformação, por ser monotônica, não modifica o comportamento de “turning points” da série original. A análise do correlograma das séries, já tomado o logaritmo, indicou a presença de sazonalidade nas mesmas, a qual foi corrigida com o procedimento de ajuste por média móvel com componente sazonal aditivo, descrito no apêndice D. A figura 1 apresenta os gráficos das séries coincidentes em logaritmo e dessazonalizadas.

A ordem de integração das séries foi investigada num contexto multivariado usando o teste de Johansen para verificar a existência de cointegração entre as mesmas. A hipótese de não existência de vetor de cointegração foi rejeitada tanto pelo critério do traço quanto pelo critério do máximo autovalor ao nível de significância de 1% (tabela 3). A hipótese de existência de no máximo um vetor de cointegração não pôde ser rejeitada, o que nos leva a concluir que as séries não são estacionárias possuindo tendências comuns. Esses resultados nos levaram a passar a trabalhar com a primeira diferença das séries dessazonalizadas em logaritmo.

A fim de se verificar se as séries são coincidentes, analisou-se as correlações cruzadas da série de produção industrial com as demais séries, contemporâneas, defasadas em até 12 períodos e adiantadas em até 12 períodos (figura 2). Trabalhou-se com as primeiras

---

<sup>8</sup> As primeiras doze observações da série foram descartadas por serem sensíveis ao valor inicial de  $I_{t|t-1}$  utilizado na previsão.

diferenças das séries em logaritmo dessazonalizados. A maior correlação entre a série de produção industrial e as demais séries ocorre quando são tomadas contemporaneamente.

## 4.2 Determinação das Séries Antecedentes

Seguiu-se o procedimento adotado em Stock e Watson (1989, 1993) para escolher as variáveis antecedentes, o qual se resume à seleção das séries econômicas que têm poder preditivo em relação às variáveis coincidentes selecionadas. Inicialmente buscou-se em diversos depositários de dados da economia brasileira<sup>9</sup> séries com extensão compatível à das séries coincidentes, periodicidade mensal, representatividade espacial e setorial e importância em relação à atividade econômica. Selecionou-se 44 candidatas a variáveis antecedentes (tabela 4). As séries expressas em Reais foram deflacionadas pelo IGP-DI. Em seguida, tomamos o logaritmo das mesmas, com exceção daquelas que representassem variação percentual, tais como índices de inflação e taxas de juros. As séries que apresentaram comportamento sazonal foram submetidas ao algoritmo de dessazonalização descrito no apêndice C. Tomou-se a primeira diferença das séries nas quais não pôde-se rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária. Por fim submeteu-se as séries selecionadas, feitas as devidas transformações, a testes de causalidade de Granger com as séries coincidentes, incluindo-se 3, 6 e 12 lags. As séries em que não pudemos rejeitar a hipótese nula de não Granger-causar com pelo menos 3 das 4 séries coincidentes nos 3 testes foram eliminadas, restando ainda uma lista contendo 14 séries. Em seguida, excluiu-se também as séries com alta correlação contemporânea com as séries coincidentes. Entre as que restaram foram escolhidas as mais representativas tomando-se o cuidado para não selecionar variáveis similares. Chegou-se finalmente a uma lista de 7 variáveis antecedentes (tabela 5): taxa de câmbio, M1, Ibovespa, taxa Selic, IPA-DI, produção de bens de capital e previsão de aumento menos previsão de diminuição de produção. Os resultados dos testes de raiz unitária e causalidade de Granger das séries selecionadas encontram-se nas tabelas 6 e 7.

## 4.3 Estimação

A aplicação da metodologia do TCB é imediata. Obtivemos a seguinte equação para o índice:

---

<sup>9</sup>Os principais são IPEADATA ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)), FGV Dados ([www.fgvdados.br](http://www.fgvdados.br)), IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)) e Economatica.

$$IC_{TCBt} = 0,131 \times Y_t + 0,237 \times N_t + 0,194 \times S_t + 0,439 \times I_t$$

Estimamos o modelo da equação (2) com o número de *lags* variando de 1 a 12. Em seguida, computou-se os critérios de informação para todos os casos, considerando o posto das matrizes  $A_i$  variando de 1 a 4 (posto pleno). Os critérios de HQ e BIC apontaram a necessidade de somente 1 *lag* e o critério de AIC apontou a necessidade de 2 *lags*, independentemente do posto, à exceção do critério de AIC para posto 1 que apontou a necessidade de 4 defasagens. Verificou-se que no modelo com apenas 1 ou 2 *lags* os resíduos da regressão apresentavam autocorrelação serial. O modelo com 3 *lags* não foi rejeitado nos testes de diagnóstico, sendo então adotado.

Calculou-se as correlações canônicas entre as variáveis do lado esquerdo e as variáveis do lado direito da equações (2), isto é entre as variáveis coincidentes, em primeira diferença, e o conjunto de informação do agente. Verificou-se que três entre as quatro correlações canônicas são significativas a 10%, e que, portanto, há somente um ciclo comum entre as variáveis coincidentes e as matrizes  $A_1, A_2, \dots, A_p$  têm posto igual a 3. Dessa forma o comportamento cíclico das variáveis coincidentes pode ser decomposto em 3 componentes ortogonais entre si  $(c_{1t}, c_{2t}, c_{3t})$ , onde cada componente é uma combinação linear das próprias variáveis coincidentes (tabela 8).

Combinamos os três ciclos tomando o quadrado das correlações canônicas como peso,  $(\lambda_1^2; \lambda_2^2; \lambda_3^2) = (0,537; 0,398; 0,249)$  e obtivemos a seguinte expressão para o indicador coincidente:

$$IC_{CCt} = 0,357 \times Y_t - 0,088 \times N_t - 0,017 \times S_t + 0,748 \times I_t$$

Por fim, obtivemos um índice coincidente a partir da técnica de Issler e Vahid. Estimou-se então o modelo probit da equação (5) com a série  $NBER_t$  sendo substituída por uma série gerada pelo algoritmo de Harding e Pagan aplicado às quatro séries coincidentes (tabela 9). Usamos o estimador de máxima verossimilhança condicional em 2 estágios proposto por Rivers e Vuong (1988) com correção para heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos. Chegamos ao seguinte índice:

$$IC_{IVt} = 0,256 \times Y_t + 0,3304 \times N_t - 0,1363 \times S_t + 0,550 \times I_t$$

Em seguida aplicamos o algoritmo de Bry-Boschan (1971) aos três índices a fim de obtermos as cronologias de picos e vales dos mesmos, e consequentemente os períodos recessivos para o Brasil por eles apontados (tabela 10 e figuras 3, 4 e 5). O índice construído pela metodologia do TCB ( $IC_{TCB}$ ) indicou a ocorrência de 6 períodos recessivos, totalizando 88 meses entre 06/1982 e 12/2002 (247 meses), ao passo que o índice ponderado pelas correlações canônicas ( $IC_{CC}$ ) só detectou 5 deles, o que representa 67 meses em recessão. A recessão ocorrida em 1995 que fora indicada por  $IC_{TCB}$  também fora de certa forma detectada por  $IC_{CC}$ , no entanto foi descartada por se tratar de um período de somente 4 meses.

Verificou-se divergências quanto aos limites de alguns períodos recessivos. O final do primeiro período, que se iniciou antes de 06/1982, foi apontado como sendo 10/1983 pelo  $IC_{TCB}$  e 02/1983 pelo  $IC_{CC}$ . O  $IC_{TCB}$  aponta um período recessivo longo (16 meses) se estendendo do final de 1997 ao início de 1999, ao passo que o  $IC_{CC}$  detectou um período curto (6 meses) em 1998. Ambos os índices indicam o início de um período recessivo no primeiro semestre de 2002 com extensão ainda indefinida, no entanto,  $IC_{TCB}$  e  $IC_{CC}$  divergem quanto ao mês de início.

O terceiro índice ( $IC_{IV}$ ), por sua vez, detectou sete períodos recessivos compreendendo 86 meses. O período adicional, em relação ao  $IC_{TCB}$ , se estende de 10/1991 a 12/1992. Os limites dos demais períodos se aproximam bastante dos limites detectados pelos outros dois índices, com exceção do início do 2º período recessivo, que foi em 04/1987 para  $IC_{TCB}$  e  $IC_{CC}$  e 03/1988 para  $IC_{IV}$ .

Verificou-se que todas as recessões detectadas por  $IC_{TCB}$ ,  $IC_{CC}$  e  $IC_{IV}$  estão, aproximadamente, entre as apontadas em Chauvet (2002), com exceção da última, que está fora do período de datação daquele trabalho. Spacov (2000) determinou quatro recessões entre 1983 e 1999: uma em 1990, que foi detectada pelos três índices aqui desenvolvidos, foram apontados pelos três índices apresentados, duas de pequena extensão em 1991 e 1992, que foram detectadas como sendo uma só por  $IC_{IV}$ , e uma terceira em 1995, que foi revelada por  $IC_{TCB}$  e  $IC_{IV}$ .

Comparando os índices, verifica-se que as divergências entre os mesmos em termos dos limites dos períodos recessivos não são significativas, e ainda os períodos não detectados por  $IC_{TCB}$  e  $IC_{CC}$  e apontados por  $IC_{IV}$  foram revelados nos primeiros estágios do algoritmo de Bry-Boschan, porém suprimidos no último estágio por terem curta duração. Isso nos leva a crer que a datação de recessões é mais sensível à qualidade das séries coincidentes utilizadas do que ao método econométrico empregado.

A fim de escolhermos um dentre os três índices aqui estudados, verificamos qual dos três índices apresenta uma maior coincidência com relação à datação do PIB real, que é computado em bases mensais pelo IPEA; ver a datação de recessões, usando o algoritmo de Bry-Boschan na série de PIB, na figura 6<sup>10</sup>. O  $IC_{TCB}$  apresentou o maior grau de coincidência com a datação do PIB – cerca de 90% do período analisado, sendo que os demais coincidiram em cerca de 70% do período. Por essa razão, e por ser o  $IC_{TCB}$  um índice bem mais simples de ser computado que os demais, julgamos ser o  $IC_{TCB}$  o melhor índice coincidente para a atividade econômica brasileira, o que conclui nosso estudo.

## 5 Conclusão

Determinamos as séries brasileiras que mais se aproximam das variáveis coincidentes protagonizadas pelo NBER (produção, emprego, vendas e renda). As séries de produção industrial e expedição de papelão ondulado representaram as variáveis produção e venda, respectivamente. A série de emprego foi computada a elaborada tomando-se a tendência da série de população ocupada e a componente cíclica da série de horas trabalhadas na indústria de São Paulo. A série de renda, originalmente disponível a partir de meados de 2001, foi construída para o período a partir de 1981, utilizando a técnica de filtro de Kalman. A partir de uma extensa lista de séries econômicas dos mais diversos setores da economia estabelecemos um conjunto de sete variáveis antecedentes, ou seja que mantêm relação de causalidade no sentido de Granger com as séries coincidentes.

Construímos três índices coincidentes da atividade econômica brasileira para o período compreendido entre 1982 e 2002. Um deles é uma aplicação da metodologia empregada pelo TCB na elaboração de índices coincidentes para a economia norte-americana e de outros 8 países. O segundo índice é derivado da teoria de correlações canônicas. Os ciclos são determinados pelos vetores canônicos e o índice resulta da ponderação dos ciclos pelos quadrados das correlações canônicas. O terceiro, inspirado em Issler e Vahid (2003), os ponderadores dos ciclos presentes nas variáveis coincidentes são derivados de um modelo probit cuja variável binária é uma datação de recessões tomada a priori. Essa datação foi elaborada aplicando-se um algoritmo de *clustering* de pontos de inflexão à séries coincidentes, uma vez que não dispomos de uma série de recessão/expansão para o Brasil que goze de reputação

---

<sup>10</sup>Esta série foi interrompida em 12/2001.

comparável a da série da NBER para os EUA. Um vantagem presente nos três índices é o fato de eles serem combinações lineares de séries econômicas divulgadas em pouco tempo após o período de referência, o que os credenciam para se tornarem referência no monitoramento da atividade econômica.

Aplicamos o algoritmo de Bry-Boschan a fim de determinamos os períodos recessivos para cada um dos índices. O índice construído pela metodologia do TCB apontou a ocorrência de 6 períodos recessivos, ao passo que o índice construído por correlações canônicas detectou somente 5 deles. Os limites dos períodos indicados por ambos são próximos, com exceção dos limites do penúltimo período recessivo. O terceiro índice indicou um período recessivo a mais, estando as recessões em concordância com os outros dois índices. O  $IC_{TCB}$  apresentou desempenho superior aos demais quando comparamos os índices com a datação produzida a partir da série de PIB mensal. Isto posto, e levando-se em conta que o  $IC_{TCB}$  é bem mais simples de ser computado que os outros índices, julgamos ser aquele o melhor índice coincidente para a atividade econômica brasileira.

A economia brasileira esteve em recessão durante 27% a 35% do período analisado segundo os índices desenvolvidos neste trabalho, o que pode ser considerado alto vis-à-vis os EUA, que ficou, em média, 16% em recessão no pós-guerra. Há que se levar em conta, entretanto, o excepcional período em que foram aplicadas essas técnicas, que inclui a chamada “década perdida”.

## References

- [1] Akaike, H. (1976). “Canonical Correlation Analysis of Time Series and the Use of an Information Criterion”, in *System Identification: Advances and Case Studies*, R. K. Mehra e D. G. Lainiotis, Eds., New York: Academic Press.
- [2] Anderson, T. W. (1984). *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. John Wiley, 2<sup>o</sup> edição.
- [3] Boehm, E. e Moore, G. H. (1984). “New Economic Indicators for Australia”, *The Australian Economic Review*, 4<sup>th</sup> quarter, 34-59.
- [4] Bry, G. e Boschan, C. (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. New York: National Bureau of Economic Research.
- [5] Burns, A. F. e Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.
- [6] Chauvet, M. (1998). “An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching”, *International Economic Review*, 39, 969-996.
- [7] Chauvet, M. (2001). “A Monthly Indicator of Brazilian GDP”, *Brazilian Review of Econometrics*, 21, 1-48.
- [8] Chauvet, M. (2002). “The Brazilian Business Cycle and Growth Cycles”, *Revista Brasileira de Economia*, 56, 75-106.
- [9] Contador, C. e Ferraz, C. (1999). *Previsão com Indicadores Antecedentes*. Rio de Janeiro: Silcon.
- [10] Engle, R. F. e Granger, C. (1987). “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.
- [11] Estrella, A. e Mishkin, F. (1999). “Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators”, *Review of Economics and Statistics*, 80, 45-61.
- [12] Hamilton, J. D. (1989). “A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle”, *Econometrica*, 57, 357-384.

- [13] Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [14] Harding, D. e Pagan, A. (2002a). “Synchronisation of Cycles”, paper apresentado no *Common Features in Rio*, Rio de Janeiro, 2002.
- [15] Harding, D. e Pagan, A. (2002b). “Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-81.
- [16] Issler, J.V. e Spacov, A. D. (2000). “Usando Correlações Canônicas para Identificar Indicadores Antecedentes e Coincidentes da Atividade Econômica no Brasil”, mimeo, Relatório de Pesquisa para o Ministério da Fazenda.
- [17] Issler, J. V. e Vahid, F. (2003). “The Missing Link: Using the NBER Recession Indicator to Construct Coincident and Leading Indices of Economic Activity”, *Journal of Econometrics*, a sair.
- [18] Lucas, R. E. Jr. (1977). “Understanding Business Cycles”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, 7-29.
- [19] Mariano, R. e Murasawa, Y. (2003). “A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series”, *Journal of Applied Econometrics*, 18, 427-43.
- [20] Newey, W. e West, Kenneth (1987) “A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, 703-708.
- [21] Picchetti, P e Toledo, C. (2002). “Estimating and Interpreting a Common Stochastic Component for the Brazilian Industrial Production Index”, *Revista Brasileira de Economia*, 56, 107-20.
- [22] Reichlin, L. (2000). “Extracting Business Cycle Indexes from Large Data Sets: Aggregation, Estimation, Identification”, in Dewatripont, M., Lars, P. e Turnowski (Ed.), *Advances in Economics and Econometrics*, Cambridge University Press.
- [23] Rivers, D. e Vuong, Q. (1988). “Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models”, *Journal of Econometrics*, 39, 347-366.
- [24] Spacov, A. D. (2000). “Índices Antecedentes e Coincidentes da Atividade Econômica Brasileira: uma Aplicação da Análise de Correlação Canônica”, mimeo, Dissertação de Mestrado defendida na EPGE-FGV.

- [25] Stock, J. e Watson, M. (1988a). “A New Approach to Leading Economic Indicators”, mimeo, Harvard University, Kennedy School of Government.
- [26] Stock, J. e Watson, M. (1988b). “A Probability Model of The Coincident Economic Indicators”, NBER Working Paper n° 2772.
- [27] Stock, J. e Watson, M. (1989). “New Indexes of Coincident and Leading Economics Indicators”, *NBER Macroeconomics Annual*, 351-95.
- [28] Stock, J. e Watson, M. (1993a). “A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience”, in *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, J. Stock e M. Watson, Eds., Chicago: University of Chicago Press.
- [29] Stock, J. e Watson, M. (1993b). *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, J. Stock e M. Watson, Eds., Chicago: University of Chicago Press.
- [30] Vahid, Farshid e Engle, R. F. (1993). “Common Trends and Common Cycles”, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.
- [31] Vahid, Farshid e Issler, J. V. (2002). “The Importance of Common-Cyclical Features in VAR Analysis: A Monte-Carlo Study”, *Journal of Econometrics*, 109, 341-363.

## 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  $\text{MCD}(j)$  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

## B Correlação Canônica

Considere dois conjuntos de variáveis aleatórias estacionárias  $x'_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$  e  $z'_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{mt})$ ,  $m \geq n$  de tal forma que<sup>11</sup>:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ z_t \end{pmatrix} \sim \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{XX} & \Sigma_{XZ} \\ \Sigma_{ZX} & \Sigma_{ZZ} \end{pmatrix} \right).$$

A análise de correlações canônicas é uma forma de se analisar o possível complexo relacionamento entre esses dois grandes conjuntos de variáveis. Podemos encontrar:

$$v_1 = \alpha'_1 x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} x_{it} \text{ e } w_1 = \gamma'_1 z_t = \sum_{j=1}^m \gamma_{1j} z_{jt}$$

---

<sup>11</sup>A hipótese de média zero apenas facilita a notação e é usada sem perda de generalidade.

de tal forma que a correlação entre  $v_1$  e  $w_1$  seja máxima.  $v_1$  e  $w_1$  formam então o primeiro par de variáveis canônicas. Em seguida podemos determinar

$$v_2 = \alpha'_2 x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} x_t \text{ e } w_2 = \gamma'_2 y_t = \sum_{j=1}^m \gamma_{2j} z_t$$

tal que  $\alpha_2$  e  $\gamma_2$  fixem a correlação máxima entre  $v_2$  e  $w_2$  e ao mesmo tempo  $v_1$  seja não-correlacionado com  $v_2$  e  $w_1$  seja não-correlacionado com  $w_2$ .  $v_2$  e  $w_2$  formam então o segundo par de variáveis canônicas.

Pode-se repetir esse processo até determinarmos  $n$  pares de variáveis canônicas. Esses  $n$  pares de combinações lineares dos elementos de  $x_t$  e  $z_t$  exaurem completamente o relacionamento existente entre os dois conjuntos. A análise do complexo relacionamento entre as variáveis  $x_t$  e  $z_t$  se reduz ao entendimento do pequeno conjunto de índices, representados pelos pares de variáveis canônicas, que captam todos os ciclos comuns existentes entre os dois conjuntos de variáveis.

Formalmente, a análise de correlações canônicas busca-se determinar as matrizes

$$A'_{(n \times n)} = \begin{pmatrix} \alpha'_1 \\ \alpha'_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \alpha'_n \end{pmatrix} \text{ e } \Gamma'_{(n \times m)} = \begin{pmatrix} \gamma'_1 \\ \gamma'_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \gamma'_n \end{pmatrix}$$

de tal forma que:

1. Os elementos de  $v_t$  tenham variância unitária e sejam não-correlacionados entre si:

$$E(v_t v'_t) = E(A' x_t x'_t A) = A' \Sigma_{XX} A = \mathbf{I}_n$$

2. Os elementos de  $w_t$  tenham variância unitária e sejam não-correlacionados entre si:

$$E(w_t w'_t) = E(\Gamma' z_t z'_t \Gamma) = \Gamma' \Sigma_{ZZ} \Gamma = \mathbf{I}_n, \text{ e,}$$

3. O  $i$ -ésimo elemento de  $z_t$  seja não-correlacionado com o  $j$ -ésimo elemento de  $w_t$ , para  $i \neq j$ , e para  $i = j$ , essa correlação é chamada de correlação canônica, denotada por  $\lambda_i$ , tal que:

$$E(v_t w'_t) = E(A' x_t z'_t \Gamma) = A' \Sigma_{XZ} \Gamma = \Lambda,$$

onde,

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & \lambda_n \end{pmatrix}, \text{ e,}$$

$$1 \geq |\lambda_1| \geq |\lambda_2| \geq \dots \geq |\lambda_n| \geq 0.$$

**Proposition 1** A  $k$ -ésima correlação canônica entre  $\mathbf{x}_t$  e  $\mathbf{z}_t$  é dada pela  $k$ -ésima maior raiz de  $\begin{vmatrix} -\lambda\Sigma_{XX} & \Sigma_{XZ} \\ \Sigma_{ZX} & -\lambda\Sigma_{ZZ} \end{vmatrix} = 0$ , denotada por  $\lambda_k$ . Os coeficientes das combinações lineares  $\alpha_k$  e  $\gamma_k$ , associadas a  $\lambda_k$ , podem ser determinados fazendo-se  $\lambda = \lambda_k$  em  $\begin{pmatrix} -\lambda\Sigma_{XX} & \Sigma_{XZ} \\ \Sigma_{ZX} & -\lambda\Sigma_{ZZ} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_k \\ \gamma_k \end{pmatrix} = 0$ , considerando também as restrições de variância unitária em 1 e 2 acima.

**Proof.** Ver Anderson (1984). ■

**Proposition 2** Seja  $X = (x_1, x_2, \dots, x_T)'$  e  $Z = (z_1, z_2, \dots, z_T)$  amostras de  $T$  observações de  $x_t$  e  $z_t$ . Os  $n$  primeiros autovalores da matriz  $H = (X'X)^{-1}X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X$  são estimadores consistentes do quadrado das correlações canônicas populacionais  $(\lambda_1^2, \lambda_2^2, \dots, \lambda_n^2)$ . Os autovetores correspondentes são estimadores consistentes dos parâmetros em  $A$ . Ademais, os primeiros  $n$  autovalores de  $H$  são idênticos aos  $n$  primeiro autovalores de  $G = (Z'Z)^{-1}Z'X(X'X)^{-1}X'Z$ , cujos autovetores correspondentes são estimadores consistentes dos elementos de  $\Gamma$ .

**Proof.** Ver Hamilton (1994). ■

**Proposition 3** A estatística de razão de verossimilhança (logarítmica) para o teste de hipótese de que as  $n - k$  menores correlações canônicas são conjuntamente zero,  $H_k : \lambda_{k+1} = \lambda_{k+2} = \dots = \lambda_n = 0$ , podem ser computadas usando o quadrado das correlações canônicas amostrais  $\hat{\lambda}_i^2$ ,  $i = k + 1, \dots, n$ , da seguinte forma:

$$LR = -T \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i^2).$$

Ademais, a distribuição assintótica dessa estatística é chi-quadrada, como segue:

$$LR \xrightarrow{d} \chi_{(n-k)(m-k)}^2.$$

**Proof.** Ver Anderson (1984). ■

A análise de correlação canônica pode ser aplicada no presente contexto resumindo as correlações entre um grupo de séries estacionárias  $x_t$  e um grupo de séries estacionárias  $z_t$ . Por exemplo, suponha que as séries em  $x_t$  possam se modeladas usando-se uma Autoregressão Vetorial (VAR), de suas próprias defasagens  $x_{t-1}, \dots, x_{t-p}$ , e também das defasagens de outras séries antecedentes  $y_{t-1}, \dots, y_{t-p}$ , como segue:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

onde  $\varepsilon_t$  é ruído branco.

Aqui, estamos interessados em resumir as correlações entre  $x_t$  e as variáveis em  $z_t = (x'_{t-1}, \dots, x'_{t-p}, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})'$ . Nesse contexto, a característica cíclica de  $x_t$  tem que ser herdada dos elementos de  $z_t$ , pois  $\varepsilon_t$  é ruído branco, e portanto não possui nenhuma característica cíclica.

## C 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  $\tau_i^V = \min |\tau_i^V - t|$ .
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,

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

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

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. Procede-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.

No passo 1 utilizamos o algoritmo de Bry e Boschan (1971), descrito no apêndice B. Harding e Pagan (2002b) apresentam uma adaptação desse algoritmo. Adotamos a mediana como medida de tendência central no passo 3, e tomamos  $\delta = 12$  nos passos 4, 5 e 6.

## D 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

## E Algoritmo de Dessazonalização

Suponha que vamos dessazonalizar a série  $y_t$  de periodicidade mensal; segue-se então os seguintes passos:

1. Computa-se a média móvel de  $y_t$  pela expressão:

$$x_t = (0,5y_{t-6} + y_{t-5} + \dots + y_{t+5} + 0,5y_{t+6}) / 12;$$

2. Calcula-se  $d_t = y_t - x_t$ ;
3. O índice sazonal  $i_m$  para o mês  $m$  é a média aritmética dos  $d_t$  usando observações somente do mês  $m$ ;
4. Os índices sazonais são normalizados para somarem zero. Os índices normalizados escolhidos são dados pela expressão  $s_m = i_m - \bar{i}$ ;
5. A série dessazonalizada  $y_t^d = y_t - s_m$ .

## F Tabelas e Figuras

Tabela 1: Séries coincidentes selecionadas

Série (sigla)	Transformação	Ajuste Sazonal	Fonte
Produção industrial	$\Delta \ln( )$	Sim	PIM/IBGE
Emprego	$\Delta \ln( )$	Sim	PME/IBGE e FIESP <sup>(1)</sup>
Expedição de papelão	$\Delta \ln( )$	Sim	ABPO
Renda pessoal	$\Delta \ln( )$	Sim	PME/IBGE <sup>(2)</sup>

(1) Série construída a partir das séries de população ocupada (PME/IBGE) e horas trabalhadas (FIESP).

(2) A série para o período compreendido ente jan/81 e ago/01 foi construída pelos autores.

Tabela 2: Teste de raiz unitária - séries coincidentes

Série (log dessaz.)	Estat. de Phillips-Perron <sup>(1)</sup>	Estat. de KPSS <sup>(2)</sup>
Produção industrial	-2,63	1,37**
Emprego	-1,89	0,96**
Expedição de papelão	-1,37	2,04**
Renda pessoal	-0,87	1,85**

(1) Ho: a série tem raiz unitária. (2) Ho: a série é estacionária.

\*\* indica rejeição de Ho ao nível de significância de 1%.

Regressões dos testes com constante e sem tendência.

Matrizes de covariância computadas por Newey-West (1987).

Figura 3: Teste de Cointegração de Johansen - séries coincidentes

Ho: vetores de coint.=p	Estat. do traço	Estat. do max. autovalor
p = 0	66,4*	46,5*
p<=1	19,9	14,1
p<=2	5,8	4,1
p<=3	1,7	1,7

(\*) indica rejeição de Ho ao nível de significância de 1%.

Teste inclui 3 lags das variáveis e intercepto no vetor de cointegração.

Tabela 4: Séries antecedentes (1º seleção)

SÉRIE	FONTE
<b>SETOR EXTERNO</b>	
Balança comercial - (FOB) - saldo mensal - US\$(milhões)	FUNCEX
Exportações - quantum - índice (média 1996 = 100)	FUNCEX
Importações - quantum - índice (média 1996 = 100)	FUNCEX
Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda - média mensal - R\$	BCB
<b>SISTEMA FINANCEIRO E MOEDA</b>	
M1 - saldo no final do mês - R\$(milhões)	BCB
M2 - saldo no final do mês - R\$(milhões)	BCB
M3 - saldo no final do mês - R\$(milhões)	BCB
Empréstimos - sistema financeiro ao setor privado - saldo no final do mês - R\$(milhões)	BCB
Empréstimos - sistema financeiro ao setor privado - habitação - saldo no final do mês - R\$(milhões)	BCB
Empréstimos - sistema financeiro às pessoas físicas - saldo no final do mês - R\$(milhões)	BCB
Índice de ações - Ibovespa - fechamento do mês - (% a.m.)	BOVESPA
Taxa de juros - Selic (% a.m.)	BCB
<b>INFLAÇÃO</b>	
Inflação - INPC - (% a.m.)	IBGE
Inflação - IPA-DI - (% a.m.)	FGV
<b>INSUMOS BÁSICOS</b>	
Derivados de petróleo - consumo aparente - média diária no mês - Barris(mil)	Petrobrás
Óleo diesel - consumo aparente - média diária no mês - Barris(mil)	Petrobrás
Produção de cimento - Tonelada(mil)	SNIC
Energia elétrica - consumo do comércio - GWh	Eletrobrás
Energia elétrica - consumo da indústria - GWh	Eletrobrás
Energia elétrica - consumo total - GWh	Eletrobrás
Embalagem - Produção Física - índice	IBGE
<b>PRODUÇÃO INDUSTRIAL</b>	
Produção industrial - bens de capital - quantum - índice (média 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial - bens de consumo - quantum - índice (média 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial - bens de consumo duráveis - quantum - índice (média 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial - bens de consumo não duráveis - quantum - índice (média 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial - bens intermediários - quantum - índice (média 1991 = 100)	IBGE/PIM
Horas trabalhadas na produção industrial - índice (jun. 1994 = 100) - SP	FIESP
Utilização da Capacidade Instalada - Indústria de Transformação em SP - (%)	FIESP
Bens de Produção Mecânicos - Pedidos em Carteira - Semanas	ABIMAQ
<b>EMPREGO E RENDA</b>	
Taxa de desemprego - referência: 30 dias - RMs - (%)	IBGE/PME
População ocupada - indústria transformação - RMs - Pessoas	IBGE/PME
População ocupada - serviços - RMs - Pessoas	IBGE/PME
População ocupada - comércio - RMs - Pessoas	IBGE/PME
Rendimento médio do trabalho principal - RMs - Mensal - R\$	IBGE/PME
<b>SONDAGEM</b>	
Sondagem Industrial - Previsões de aumento menos previsões de diminuição da produção (em p.p.)	FGV
Sondagem Industrial - Previsões de aumento menos previsões de diminuição do emprego (em p.p.)	FGV
Sondagem Industrial - Empresas com estoques insuficientes menos empresas com estoques excessivos (em p.p.)	FGV
<b>OUTROS INDICADORES</b>	
ICMS - arrecadação mensal - R\$(mil)	Confaz
SPC - número de consultas - SP	ACSP
Falências Decretadas - RMSP	IEGV
Concordatas Deferidas - RMSP	IEGV
Autoveículos - unidades vendidas	Anfavea
Caminhões - unidades vendidas	Anfavea
Veículos comerciais leves - unidades vendidas	Anfavea

Tabela 5: Séries antecedentes (seleção final)

Série (sigla)	Transformação	Deflacionamento	Ajuste Sazonal	Fonte
Taxa de Câmbio (R\$/US\$) (CÂMBIO)	$\Delta \ln( )$	Sim	Não	BCB
M1 (fechamento mensal) (M1)	$\Delta \ln( )$	Sim	Não	BCB
Taxa SELIC (% am) (SELIC)	--	Sim	Não	BCB
IPA-DI (variação mensal) (IPADI)	$\Delta$	Não	Não	FGV
Produção de bens de capital (BEMK)	$\Delta \ln( )$	Não	Sim	IBGE/PIM
Prev. de aumento menos prev. de diminuição da produção (SOND)	$\Delta$	Não	Sim	FGV
Índice BOVESPA (IBOV)	$\Delta \ln( )$	Sim	Não	BOVESPA

Tabela 6: Teste de raiz unitária - séries antecedentes

Série	Estat. de Phillips-Perron <sup>(1)</sup>	Estat. de KPSS <sup>(2)</sup>
CÂMBIO	-1,15	1,47**
M1	-1,98	0,40
SELIC	-13,00**	0,19
IPADI	-3,60**	0,60*
BEMK	-3,78**	0,35
SOND	-4,02**	0,11
IBOV	-2,12	1,31**

(1) Ho: a série tem raiz unitária. (2) Ho: a série é estacionária.

\* (\*\*) indica rejeição de Ho ao nível de significância de 5% (1%).

Regressões dos testes com constante e sem tendência.

Matrizes de covariância computadas por Newey-West (1987).

Tabela 7: Teste de causalidade de Granger

Antecedentes	Variáveis Coincidentes			
	Yt	Nt	St	It
CÂMBIO	C	B	B	C
M1	C	C	C	C
SELIC	C	C	C	C
IPADI	B	B	B	B
BEMK	N	N	B	C
SOND	B	B	B	C
IBOV	C	C	C	C

C significa que podemos rejeitar a hipótese da antecedente não Granger-causar a coincidente, B rejeição da hipótese de não causalidade em ambos os sentidos e N indica não causalidade.

Nível de significância: 10%.

Número de defasagens utilizadas: 3.

Tabela 8: Correlação canônicas e coeficientes canônicas

Correlação canônica	p-valor(*)	Ciclos			
		Yt	Nt	St	It
0,733	0,00	19,7	-17,4	7,1	-4,2
0,631	0,00	4,0	32,7	-11,4	16,2
0,499	0,01	-9,4	-24,5	1,0	65,7
0,374	0,44				

(\*) Ho: as correlações canônicas da linha em diante são nulas.

Tabela 9: Datação pelo método de Harding e Pagan

Picos		Vales	
data	distância(*)	data	distância(*)
06/1982	1,0	06/1983	3,5
04/1987	1,0	02/1989	1,0
09/1989	0,5	09/1990	5,0
02/1995	0,0	08/1995	1,0
08/1997	3,0	12/1998	1,5

(\*) Mediana das distâncias entre os picos(vales) das séries coincidentes e o pico(vale) determinado

Tabela 10: Cronologia de recessões

IC <sub>TCB</sub>		IC <sub>CC</sub>		IC <sub>IV</sub>	
Picos	Vales	Picos	Vales	Picos	Vales
	10/1983		02/1983		02/1983
04/1987	02/1989	04/1987	02/1989	03/1988	02/1989
08/1989	03/1991	08/1989	03/1991	08/1989	03/1991
				10/1991	12/1992
03/1995	09/1995			03/1995	09/1995
10/1997	02/1999	04/1998	10/1998	10/1997	02/1999
04/2002		01/2002		01/2002	

Figura 1: Séries coincidentes

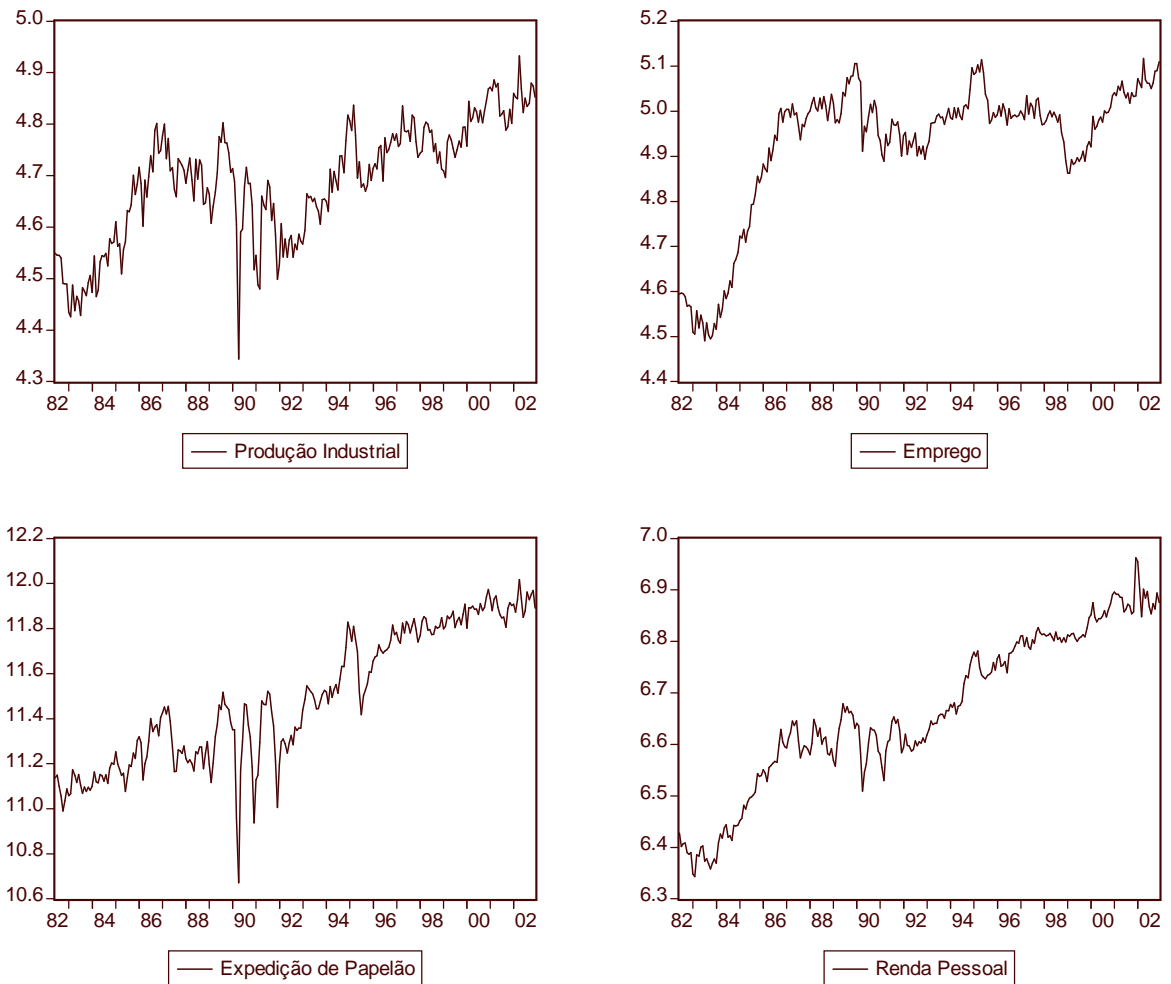


Figura 2(a): Correlação cruzada entre  $Y_t$  e  $N_t$

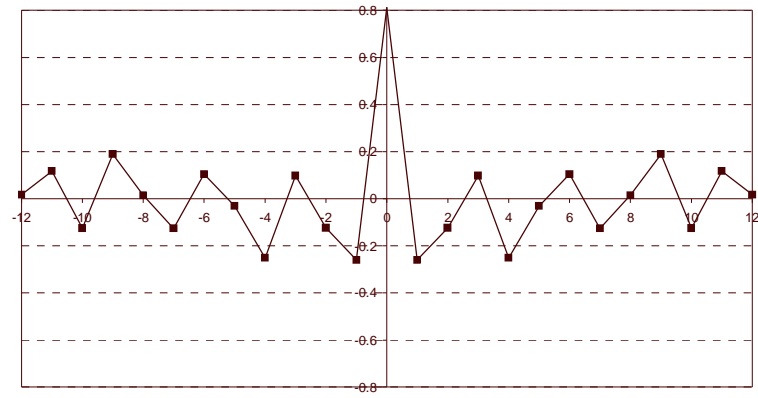


Figura 2(b): Correlação cruzada entre  $Y_t$  e  $S_t$

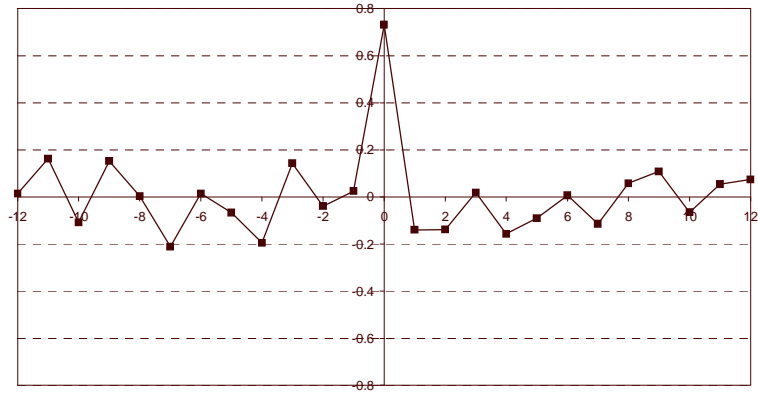


Figura 2(c): Correlação cruzada entre  $Y_t$  e  $I_t$

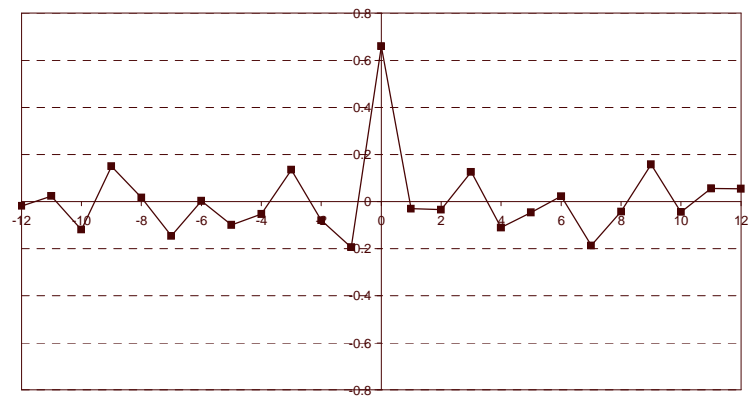


Figura 3: Índice coincidente - metodologia do TCB

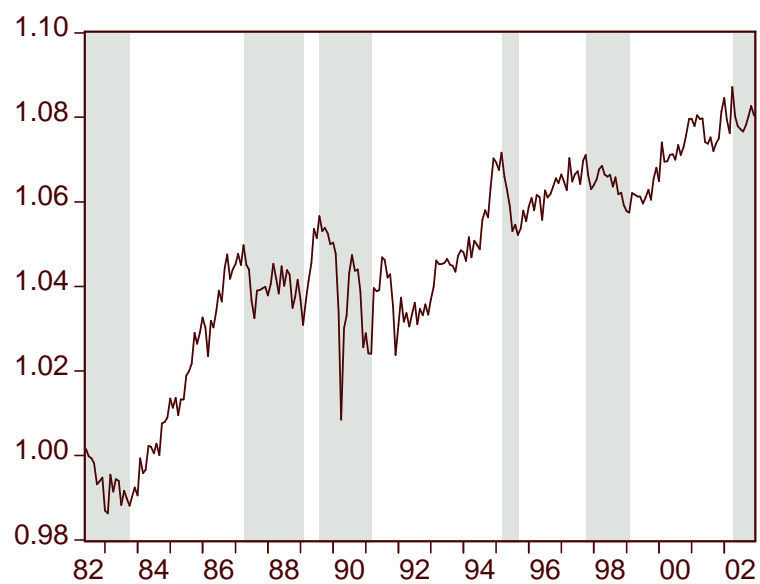


Figura 4: Índice coincidente - correlações canônicas

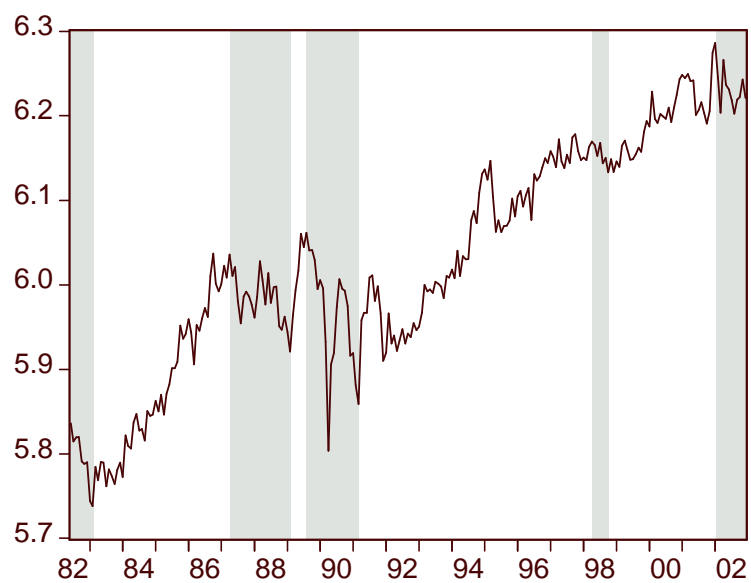


Figura 5: Índice coincidente - técnica de Issler e Vahid

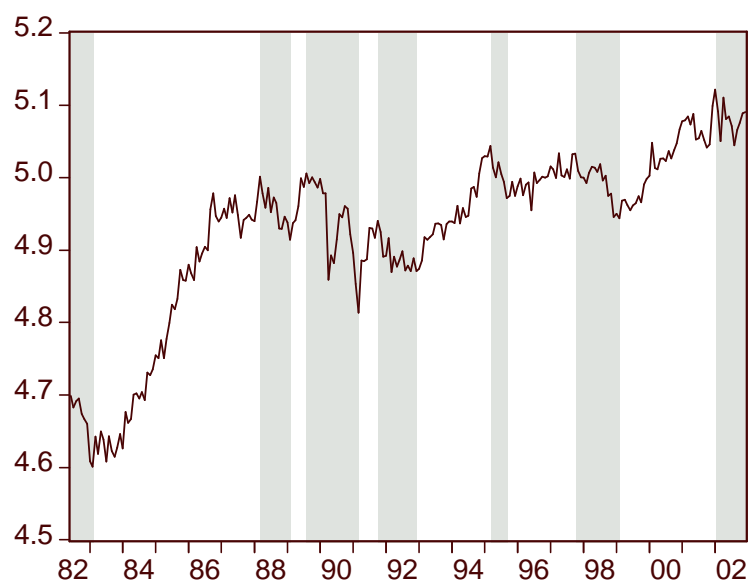
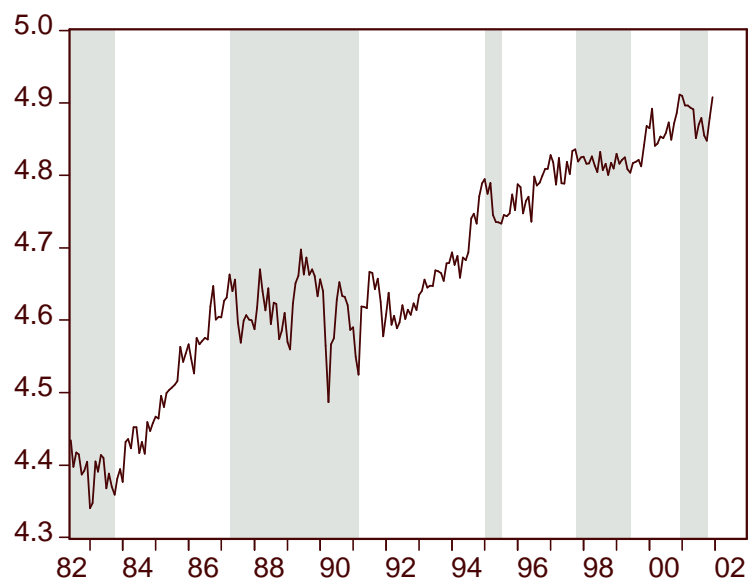


Figura 6: Datação com a Série do PIB



## ENSAIOS ECONÔMICOS DA EPGE

478. TEMPORAL AGGREGATION AND BANDWIDTH SELECTION IN ESTIMATING LONG MEMORY - Leonardo R. Souza - Março de 2003 – 19 págs.
479. A NOTE ON COLE AND STOCKMAN - Paulo Barelli; Samuel de Abreu Pessoa – Abril de 2003 – 8 págs.
480. A HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS NA ESTRUTURA A TERMO DE JUROS NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DE MODELOS DE VALOR PRESENTE - Alexandre Maia Correia Lima; João Victor Issler – Maio de 2003 – 30 págs.
481. ON THE WELFARE COSTS OF BUSINESS CYCLES IN THE 20TH CENTURY - João Victor Issler; Afonso Arinos de Mello Franco; Osmani Teixeira de Carvalho Guillén – Maio de 2003 – 29 págs.
482. RETORNOS ANORMAIS E ESTRATÉGIAS CONTRÁRIAS - Marco Antonio Bonomo; Ivana Dall'Agnol – Junho de 2003 – 27 págs.
483. EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE COMPARATIVA - Victor Gomes; Samuel de Abreu Pessoa; Fernando A. Veloso – Junho de 2003 – 45 págs.
484. MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENÇAS REGIONAIS DE RENDA NO BRASIL - Enestor da Rosa dos Santos Junior; Naércio Menezes Filho; Pedro Cavalcanti Ferreira – Junho de 2003 – 23 págs.
485. THE RISK PREMIUM ON BRAZILIAN GOVERNMENT DEBT, 1996-2002 - André Soares Loureiro; Fernando de Holanda Barbosa - Junho de 2003 – 16 págs.
486. FORECASTING ELECTRICITY DEMAND USING GENERALIZED LONG MEMORY - Lacir Jorge Soares; Leonardo Rocha Souza – Junho de 2003 – 22 págs.
487. USING IRREGULARLY SPACED RETURNS TO ESTIMATE MULTI-FACTOR MODELS: APPLICATION TO BRAZILIAN EQUITY DATA - Álvaro Veiga; Leonardo Rocha Souza – Junho de 2003 – 26 págs.
488. BOUNDS FOR THE PROBABILITY DISTRIBUTION FUNCTION OF THE LINEAR ACD PROCESS – Marcelo Fernandes – Julho de 2003 – 10 págs.
489. CONVEX COMBINATIONS OF LONG MEMORY ESTIMATES FROM DIFFERENT SAMPLING RATES - Leonardo R. Souza; Jeremy Smith; Reinaldo C. Souza – Julho de 2003 – 20 págs.
490. IDADE, INCAPACIDADE E A INFLAÇÃO DO NÚMERO DE PESSOAS COM DEFICIÊNCIA - Marcelo Neri ; Wagner Soares – Julho de 2003 – 54 págs.
491. FORECASTING ELECTRICITY LOAD DEMAND: ANALYSIS OF THE 2001 RATIONING PERIOD IN BRAZIL - Leonardo Rocha Souza; Lacir Jorge Soares – Julho de 2003 – 27 págs.
492. THE MISSING LINK: USING THE NBER RECESSION INDICATOR TO CONSTRUCT COINCIDENT AND LEADING INDICES OF ECONOMIC ACTIVITY - João Victor Issler; Farshid Vahid – Agosto de 2003 – 26 págs.

493. REAL EXCHANGE RATE MISALIGNMENTS - Maria Cristina T. Terra; Frederico Estrella Carneiro Valladares – Agosto de 2003 – 26 págs.
494. ELASTICITY OF SUBSTITUTION BETWEEN CAPITAL AND LABOR: A PANEL DATA APPROACH - Samuel de Abreu Pessoa ; Silvia Matos Pessoa; Rafael Rob – Agosto de 2003 – 30 págs.
495. A EXPERIÊNCIA DE CRESCIMENTO DAS ECONOMIAS DE MERCADO NOS ÚLTIMOS 40 ANOS – Samuel de Abreu Pessoa – Agosto de 2003 – 22 págs.
496. NORMALITY UNDER UNCERTAINTY – Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 08 págs.
497. RISK SHARING AND THE HOUSEHOLD COLLECTIVE MODEL - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 15 págs.
498. REDISTRIBUTION WITH UNOBSERVED 'EX-ANTE' CHOICES - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 30 págs.
499. OPTIMAL TAXATION WITH GRADUAL LEARNING OF TYPES - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 26 págs.
500. AVALIANDO PESQUISADORES E DEPARTAMENTOS DE ECONOMIA NO BRASIL A PARTIR DE CITAÇÕES INTERNACIONAIS - João Victor Issler; Rachel Couto Ferreira – Setembro de 2003 – 29 págs.
501. A FAMILY OF AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 37 págs.
502. NONPARAMETRIC SPECIFICATION TESTS FOR CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 42 págs.
503. A NOTE ON CHAMBERS'S "LONG MEMORY AND AGGREGATION IN MACROECONOMIC TIME SERIES" – Leonardo Rocha Souza – Setembro de 2003 – 11págs.
504. ON CHOICE OF TECHNIQUE IN THE ROBINSON-SOLOW-SRINIVASAN MODEL - M. Ali Khan – Setembro de 2003 – 34 págs.
505. ENDOGENOUS TIME-DEPENDENT RULES AND THE COSTS OF DISINFLATION WITH IMPERFECT CREDIBILITY - Marco Bonomo; Carlos Viana de Carvalho – Outubro de 2003 – 27 págs.
506. CAPITAIS INTERNACIONAIS: COMPLEMENTARES OU SUBSTITUTOS? - Carlos Hamilton V. Araújo; Renato G. Flôres Jr. – Outubro de 2003 – 24 págs.
507. TESTING PRODUCTION FUNCTIONS USED IN EMPIRICAL GROWTH STUDIES - Pedro Cavalcanti Ferreira; João Victor Issler; Samuel de Abreu Pessoa – Outubro de 2003 – 8 págs.
508. SHOULD EDUCATIONAL POLICIES BE REGRESSIVE ? Daniel Gottlieb; Humberto Moreira – Outubro de 2003 – 25 págs.
509. TRADE AND CO-OPERATION IN THE EU-MERCOSUL FREE TRADE AGREEMENT - Renato G. Flôres Jr. – Outubro de 2003 – 33 págs.

510. OUTPUT CONVERGENCE IN MERCOSUR: MULTIVARIATE TIME SERIES EVIDENCE - Mariam Camarero; Renato G. Flôres Jr; Cecílio Tamarit – Outubro de 2003 – 36 págs.
511. ENDOGENOUS COLLATERAL - Aloísio Araújo; José Fajardo Barbachan; Mario R. Páscoa – Novembro de 2003 – 37 págs.
512. NON-MONOTONE INSURANCE CONTRACTS AND THEIR EMPIRICAL CONSEQUENCES - Aloísio Araujo; Humberto Moreira – Novembro de 2003 – 31 págs.
513. EQUILIBRIA IN SECURITY MARKETS WITH A CONTINUUM OF AGENTS - A. Araujo; V. F. Martins da Rocha; P. K. Monteiro – Novembro de 2003 – 17 págs.
514. SPECULATIVE ATTACKS ON DEBTS AND OPTIMUM CURRENCY AREA: A WELFARE ANALYSIS - Aloisio Araujo; Márcia Leon – Novembro de 2003 – 50 págs.
515. O MÉTODO GENERALIZADO DOS MOMENTOS(MGM): CONCEITOS BÁSICOS - Renato G. Flôres Jr – Novembro de 2003 – 27 págs.
516. VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS E O MGM: USO DE MOMENTOS CONDICIONAIS - Renato G. Flôres Jr – Novembro de 2003 – 27 págs.
517. O VALOR DA MOEDA E A TEORIA DOS PREÇOS DOS ATIVOS - Fernando de Holanda Barbosa – Dezembro de 2003 – 17 págs.
518. EMPRESÁRIOS NÁVICOS, GARANTIAS E ACESSO À CRÉDITO - Marcelo Côrtes Néri; Fabiano da Silva Giovanini - Dezembro de 2003 – 23 págs.
519. DESENHO DE UM SISTEMA DE METAS SOCIAIS - Marcelo Côrtes Néri; Marcelo Xerez - Dezembro de 2003 – 24 págs.
520. A NEW INCIDENCE ANALYSIS OF BRAZILIAN SOCIAL POLICIES USING MULTIPLE DATA SOURCES - Marcelo Côrtes Néri - Dezembro de 2003 – 55 págs.
521. AN INTRA-HOUSEHOLD APPROACH TO THE WELFARE COSTS OF INFLATION - Rubens Penha Cysne – Janeiro de 2004 – 16 págs.
522. CENTRAL LIMIT THEOREM FOR ASYMMETRIC KERNEL FUNCTIONALS - Marcelo Fernandes; Paulo Klinger Monteiro – Fevereiro de 2004 – 23 págs.
523. THE TRADE-OFF BETWEEN INCENTIVES AND ENDOGENOUS RISK - Aloísio Araujo; Humberto Moreira; Marcos H. Tsuchida – Fevereiro de 2004 – 21 págs.
524. DO DIVIDENDS SIGNAL MORE EARNINGS ? - Aloísio Araujo; Humberto Moreira; Marcos H. Tsuchida – Fevereiro de 2004 – 26 págs.
525. Biased managers, organizational design, and incentive provision - Cristiano M. Costa; Daniel Ferreira; Humberto Moreira – Fevereiro de 2004 – 11 págs.
526. Land taxes in a Latin American context - Juliano J. Assunção; Humberto Moreira – Fevereiro de 2004 - 19 págs.
527. Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil - Angelo J. Mont'alverne Duarte; João Victor Issler; Andrei Spacov - Fevereiro de 2004 – 41 págs.