

INDICADORES COINCIDENTES DE ATIVIDADE ECONÔMICA E UMA CRONOLOGIA DE RECESSÕES PARA O BRASIL *

Angelo J. Mont'alverne Duarte

Da EPGE/FGV e do Banco Central do Brasil. aduarte@fgvmail.br

João Victor Issler

Da EPGE/FGV. jissler@fgv.br

Andrei Spacov

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

Este trabalho discute três índices alternativos de atividade econômica para o Brasil e, a partir deles, 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 — do NBER e do TCB. Decidiu-se considerar aqui uma gama de possíveis indicadores coincidentes e antecedentes — uns fundamentados em métodos heurísticos e outros, 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 em um 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, isto é, 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

* Este projeto teve o financiamento do Ministério da Fazenda, do Pronex e do CNPq. Partes deste 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. Os autores agradecem a Eurilton Araújo por disponibilizar seus códigos de estimação de filtro de Kalman. Agradecem também as críticas e sugestões de Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Eurilton Araújo, Fernando de Holanda Barbosa, Marcelle Chauvet, Marcelo Fernandes, Ajax R. B. Moreira, Octávio Tourinho (editor), e a um parecerista anônimo, isentando-os da responsabilidade por quaisquer erros aqui remanescentes.

em um horizonte de interesse — são os chamados indicadores coincidentes da atividade econômica. Esses indicadores medem o estado atual da economia, mas podem ser previstos por um conjunto de variáveis chamadas “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 Estados Unidos, 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.¹ Naquele país coexistem hoje 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 (1988*a* e *b*, 1989 e 1993*a*). Não obstante um grande esforço de pesquisa recente no Brasil [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 sobre o norte-americano, principalmente no que diz respeito às séries que deveriam compor os indicadores brasileiros e uma cronologia de recessões universalmente aceita entre nós.

Este trabalho tem por objetivo construir índices coincidentes da atividade econômica para o Brasil e, a partir deles, 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 — do NBER e do TCB. Decidiu-se considerar aqui uma gama de possíveis indicadores coincidentes e antecedentes — uns com base em métodos heurísticos e outros 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. Ao que sabemos, este artigo é o primeiro a considerar, em conjunto, as seguintes questões: *a*) quais são as séries coincidentes e antecedentes para a atividade econômica brasileira?; *b*) qual é a nossa cronologia de recessões?; e *c*) devemos empregar métodos heurísticos ou estatístico-econômicos modernos na construção de indicadores coincidentes e antecedentes da atividade econômica?

1. Para o “estado das artes” em diferentes épocas, ver Burns e Mitchell (1946), Lucas Jr. (1977) e Stock e Watson (1993*b*).

O trabalho está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2, abordamos as experiências do NBER e do TCB, apresentando uma breve resenha da literatura de índices coincidentes e antecedentes. Na Seção 3 abordamos a teoria envolvida na construção desses índices. Os resultados são apresentados na Seção 4. Na Seção 5 encontra-se a conclusão do estudo.

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 Estados Unidos, 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 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 sales.”

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 fundamentam-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 de 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 do que o conjunto de informação disponível à época ou logo depois da ocorrência dele. Além disso, esse atraso torna a decisão inútil em termos de subsídio às tomadas de decisão por parte dos agentes econômicos. É importante enfatizar que não há nenhuma regra fixa ou modelo matemático-estatístico que guie 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 julho de 2003, o comitê determinou que houvera um vale na atividade econômica dos Estados Unidos em novembro de 2001 — portanto, com 20 meses de defasagem. O boletim de outubro de 2003 mostra que a economia daquele país continua apresentando crescimento de produto e renda, e que, apesar de se observar queda no nível de emprego, o ciclo atual ainda não atingiu seu pico.

2.2 A experiência do TCB

Fundado em 1916, o 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 Estados Unidos 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 delas 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 delas 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, e em 1996 se procedeu à última alteração nessas composições. Vale notar que, para os Estados Unidos, o TCB usa as mesmas séries coincidentes empregadas pelo NBER: produção, renda, vendas e emprego. Nos demais países empregam-se, na medida do possível, as mesmas séries.² A metodologia empregada pelo TCB na elaboração dos índices de atividade econômica foi revisada em 2001 e encontra-se detalhadamente exposta no endereço 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 esse peso homogêneo é aplicado às séries padronizadas, isto é, divididas pelos seus respectivos desvios-padrão. O procedimento do TCB pode ser considerado heurístico, por sua extrema

2. Atualmente, o TCB elabora índices para Alemanha, Austrália, Coréia do Sul, Espanha, França, Japão, México e Reino Unido, além dos Estados Unidos.

simplicidade. De forma explícita, esse procedimento consiste nos quatro passos a seguir:

1. Calculam-se as diferenças mensais das séries que compõem o índice. Se a série $\{X_t\}$ está em percentagem 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 se-

gundo 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 do 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 subseção anterior, constituem-se nos primeiros modelos de datação de recessões e construção de índices da atividade econômica, foram Stock e Watson (1988*a e b*, 1989 e 1993*a*) 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 as 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. Essa 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 (1993*a*) 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 muda ao longo do histórico de recessões dos Estados Unidos, 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 (1988*a e b*, 1989 e 1993*a*) 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 de as 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 como para fora da amostra sugere que Chauvet explica razoavelmente bem todas as recessões norte-americanas desde a década de 1950.

Estrella e Mishkin (1999) 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 Reichlin (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 deles a partir de uma base de dados contendo um grande número de séries desagregadas da 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.³ 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 as 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 (1988*b*) 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.⁴ 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 Estados Unidos. Picchetti e Toledo (2002) aplicam a metodologia de Stock e Watson para extrair o ciclo comum entre as 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 concluem que o ciclo comum e a série agregada são similares.

3. 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).

4. A pesquisa “Sondagem Conjuntural” do Centro de Estatística e Análise Econômica, do Instituto Brasileiro de Economia (Ibre), da Fundação Getúlio Vargas, pode ser considerada a primeira experiência, não-acadêmica, de estudo dos ciclos de negócios no Brasil.

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 integrada de ordem 1 e média 0. Usando dados anuais, foram detectados 11 períodos recessivos no século XX, e com dados trimestrais oito períodos recessivos nos anos 1980 e 1990. Chauvet (2001) apresenta uma variação do modelo anterior, no qual um grupo selecionado de variáveis coincidentes com o produto, de frequência mensal, é modelado, em vez do próprio produto. O modelo gera, além de uma medida da probabilidade do estado recessivo, um indicador coincidente mensal. Foram detectadas 11 recessões na economia brasileira entre 1975 e 2002, oito das quais posteriores a 1980. Nesse contexto [Chauvet (2001 e 2002)], os períodos recessivos são caracterizados como aqueles nos quais a probabilidade do estado recessivo ultrapassa 50%, sem que se exija a decorrência de um período mínimo de meses para que seja declarada uma recessão. Isso pode explicar o número aparentemente excessivo de recessões encontrado pós-1980: enquanto para o Brasil pós-1980 encontrou-se, em média, uma recessão a cada 2,9 anos, para os Estados Unidos 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, uma vez 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 ao NBER e ao TCB. Temos três propostas de indicadores coincidentes de atividade econômica:

a) indicador coincidente, seguindo a tradição do TCB, que é uma combinação linear simples (pesos idênticos) das quatro séries coincidentes escolhidas, denotado por IC_{TCB} ;

b) 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} ; e

c) indicador coincidente, seguindo Issler e Vahid (2003), que é uma média ponderada das partes cíclicas das quatro séries coincidentes escolhidas. Como já discutido, 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 esses índices, a datação das recessões é feita pelo algoritmo de Bry e Boschan (1971), que se encontra descrito no Apêndice A.

Passamos, a seguir, a discutir os pontos fundamentais das técnicas aqui utilizadas.⁵

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 delas é, de fato, correlacionada com a informação passada [Akaike (1976)].

A análise de correlação canônica é uma generalização da análise de regressão linear, pois, enquanto nessa 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, a seguir, resumidamente, 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:

a) os elementos de $A(x_t)$ têm variância unitária e são não-correlacionados entre si;

b) os elementos de $\Gamma(z_t)$ têm variância unitária e são não-correlacionados entre si;

c) o i -ésimo elemento de $A(x_t)$, $\alpha'_i x_t$, é não-correlacionado com o j -ésimo elemento de $\Gamma(z_t)$, $\gamma'_j z_t$, $i \neq j$; e

d) a correlação entre $\alpha'_i x_t$ e $\gamma'_i z_t$, representada por λ_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 é medida pelos coeficientes de determinação (R^2) das regressões entre as variáveis canônicas, que são iguais ao quadrado das correlações canônicas $(\lambda_1^2, \lambda_2^2, \dots, \lambda_n^2)$.

5. Maiores detalhes estão descritos nos apêndices.

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 de eles 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 pode ser explicado por menos de quatro 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 de esse teste revelar que as $n - 1$ menores correlações são estatisticamente insignificantes, recaímos em um 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 co-integração entre as séries coincidentes, lança-se mão de um modelo em primeiras diferenças com vetor de correção de erros (*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 γ é o vetor de co-integração. 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 em conta a possibilidade de as 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 delas são significativas, o índice coincidente é dado pela expressão:

$$IC_{CCt} = \sum_{i=1}^m (-1)^{\{0,1\}} \hat{\lambda}_i^2 c_{it} = \sum_{i=1}^m (-1)^{\{0,1\}} \hat{\lambda}_i^2 \alpha'_i x_t \quad (3)$$

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, uma vez 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)

Nesse artigo, 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 às correlações canônicas significativas, como variáveis independentes. Seja y_t^* uma variável não-observável que indica a atividade econômica, temos:

$$E(y_t^* | I_{t-1}) = \beta_0 + \beta_1 c_{1t} + \dots + \beta_m c_{mt} + \eta_t \quad (4)$$

onde:

$$E(\eta_t | I_{t-1}) = 0$$

em que I_{t-1} é o conjunto de informação disponível em $t-1$ e m é o número de ciclos comuns significativos. A expressão (4) 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, impor-se a existência de ciclos comuns entre y_t^* e as variáveis coincidentes x_t .

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

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

O resíduo da expressão (4) é correlacionado com os ciclos c_{it} , pois:

$$E(y_t^* | I_{t+h}) = E(y_t^* | I_{t-1}) + w_t + w_{t+1} + \dots + w_{t+h} \quad (5)$$

onde w_{t+i} é a inovação associada à informação que surgiu em $t+i$. De (4) e (5), segue:

$$E(y_t^* | I_{t+b}) = \beta_0 + \beta_1 c_{1t} + \dots + \beta_m c_{mt} + u_t \quad (6)$$

$$u_t = w_t + w_{t+1} + \dots + w_{t+b} + \varepsilon_t$$

O índice coincidente é dado pela seguinte expressão:

$$IC_{IVt} = \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i c_{it} = \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i \alpha'_i x_t \quad (7)$$

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 do NBER, que indica se a economia está ou não em recessão. Alternativamente, utilizamos a metodologia de Harding e Pagan (2002a) nas séries coincidentes a fim de gerar uma série binária de expansão/recessão. Harding e Pagan (2002a) definem uma medida de sincronização⁶ (*concordance index*) para um par de séries e derivam um teste estatístico para a presença de sincronização com base 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. Esse 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 (Estados Unidos e Canadá, por exemplo).

4 RESULTADOS

Construímos índices coincidentes da atividade econômica brasileira usando as metodologias do TCB e as duas técnicas descritas na seção anterior. Em seguida,

6. "A sincronia pode ser pensada como um fenômeno no qual pontos de inflexão de diferentes séries se aglomeram em algumas datas específicas."

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 fundamentou-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 atividades não-agrícolas, vendas da indústria e comércio e renda pessoal menos transferências. Os indicadores construídos em Stock e Watson (1988*a e b*, 1989 e 1993*a*) usam essas séries coincidentes. No caso do índice 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 (PIM-PF), obtida na Pesquisa Industrial Mensal do IBGE (PIM/IBGE), se encaixa perfeitamente dentro dos critérios, pois, além de representar a atividade industrial em todo o 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 considerados ocupados pelo IBGE todos os empregados, formais e informais, os trabalhadores por conta própria, os empregadores e as pessoas que exercem atividade 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. Essa série, que está disponível desde maio de 1982, apresenta uma quebra estrutural entre dezembro de 1990 e janeiro de 1991, resultante da revisão do tamanho da população economicamente ativa (PEA) feita pelo Censo Demográfico de 1991. A fim de obtermos uma série coerente e com a mesma extensão da original, reconstruímos as amostras do período compreendido entre maio de 1982 e dezembro de 2000. Tomou-se por base a observação de janeiro de 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 Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp), tem a vantagem de ser mais extensa, pois se inicia em 1975, mas, 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 Confederação Nacional da Indústria (CNI), tem abrangência nacional, mas, no entanto, sua extensão é de pouco mais de dez anos. A série de Horas Pagas na Produção, extraída da PIM/IBGE, mesmo tendo abrangência nacional e estando 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 PEA e não apresenta ciclos, mas que, porém, tem abrangência nacional e capta todos os setores da economia; por outro, 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:

$$\begin{aligned}\Delta \ln(PO_t) &= \mu_1 + \varepsilon_{1t} \\ \Delta \ln(HT_t) &= \mu_2 + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (8)$$

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

$$\ln(N_t) = \ln(N_0) + \hat{\mu}_1 t + \sum_{\tau=1}^t \widehat{\varepsilon}_{2\tau} \quad (9)$$

Não se dispõe no Brasil de uma 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 Federação do Comércio de São Paulo (Fecomercio). A dificuldade desse procedimento reside em estabelecermos a proporção de cada série, uma vez que a participação relativa da indústria e do 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 Associação Brasileira do Papelão Ondulado (ABPO) que tem abrangência nacional, como desejado, e está 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 de 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 essa 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. A 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 de 2001 utilizando a técnica de filtro de Kalman.⁷ Usamos a seguinte formulação estado-espço:

$$\begin{aligned} I_{t+1} &= \alpha_1 I_t + \alpha_2 PIB_t + \varepsilon_{t+1} \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \\ I_t^* &= h_t I_t \end{aligned} \quad (10)$$

onde I_t representa a variável não-observável, ou seja, a renda pessoal anterior a setembro de 2001, e I_t^* é a série de renda pessoal observável. O coeficiente $h_t = 1$, para $t \geq$ setembro de 2001 e $h_t = 0$, para $t <$ setembro de 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 de 1980. Obtivemos $\hat{\alpha}_1 = 0,29$; $\hat{\alpha}_2 = 5,20$ e $\hat{\alpha}_2 = 10,7$, todos significativos a 1%. Em seguida, computamos as previsões das séries $\{I_{t|t}\}_{t=j\text{an}/1980}^T$, $\{I_{t|t-1}\}_{t=j\text{an}/1980}^T$ e $\{I_{t|T}\}_{t=j\text{an}/1980}^T$, onde $T =$ dezembro de 2002. Tomamos a última série a partir de janeiro de 1981 como sendo a nossa *proxxy* para renda pessoal disponível.⁸

7. Agradecemos a Eurilton Araújo por ter disponibilizado códigos de estimação de filtro de Kalman.

8. As primeiras 12 observações da série foram descartadas por serem sensíveis ao valor inicial de I_{t-1} utilizado na previsão.

Escolhidas essas quatro séries para servirem de variáveis coincidentes, a partir desse ponto denominadas simplesmente 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 de 1982 e dezembro de 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 a fim de se reduzir o intervalo de variação delas, e, sendo monotônica, essa transformação 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 nelas, a qual foi corrigida com o procedimento de ajuste por média móvel com componente sazonal aditivo, descrito no Apêndice D. O Gráfico 1 apresenta o conjunto de gráficos das séries coincidentes em logaritmo e dessazonalizadas.

A ordem de integração das séries foi investigada em um contexto multivariado, usando o teste de Johansen para verificar a existência de co-integração entre elas. A hipótese de não-existência de vetor de co-integração foi rejeitada tanto pelo critério do traço quanto pelo critério do máximo autovalor ao nível de significância de 1% (Tabela 2). A hipótese de existência de no máximo um vetor de co-integração não pôde ser rejeitada, o que nos leva a concluir que as séries não são estacionárias, possuindo tendências comuns. Esses resultados, corroborados pelos testes de raiz unitária de Phillips-Perron e Kwiatkowski *et alii* (KPSS), apresentados na Tabela 3, 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, analisaram-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 (Gráfico 2). Trabalhou-se com as primeiras diferenças das séries em logaritmo dessazonalizado. A maior correlação entre a série de produção industrial e as demais séries ocorre quando são tomadas contemporaneamente.

TABELA 1
SÉRIES COINCIDENTES SELECIONADAS

Série (sigla)	Transformação	Ajuste sazonal	Fonte
Produção industrial	$\Delta \ln ()$	Sim	PIM/IBGE
Emprego	$\Delta \ln ()$	Sim	PIM/IBGE e Fiesp ^a
Expedição de papelão	$\Delta \ln ()$	Sim	ABPO
Renda pessoal	$\Delta \ln ()$	Sim	PIM/IBGE ^b

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

^b A série para o período compreendido entre janeiro de 1981 e agosto de 2001 foi construída pelos autores.

GRÁFICO 1
SÉRIES COINCIDENTES

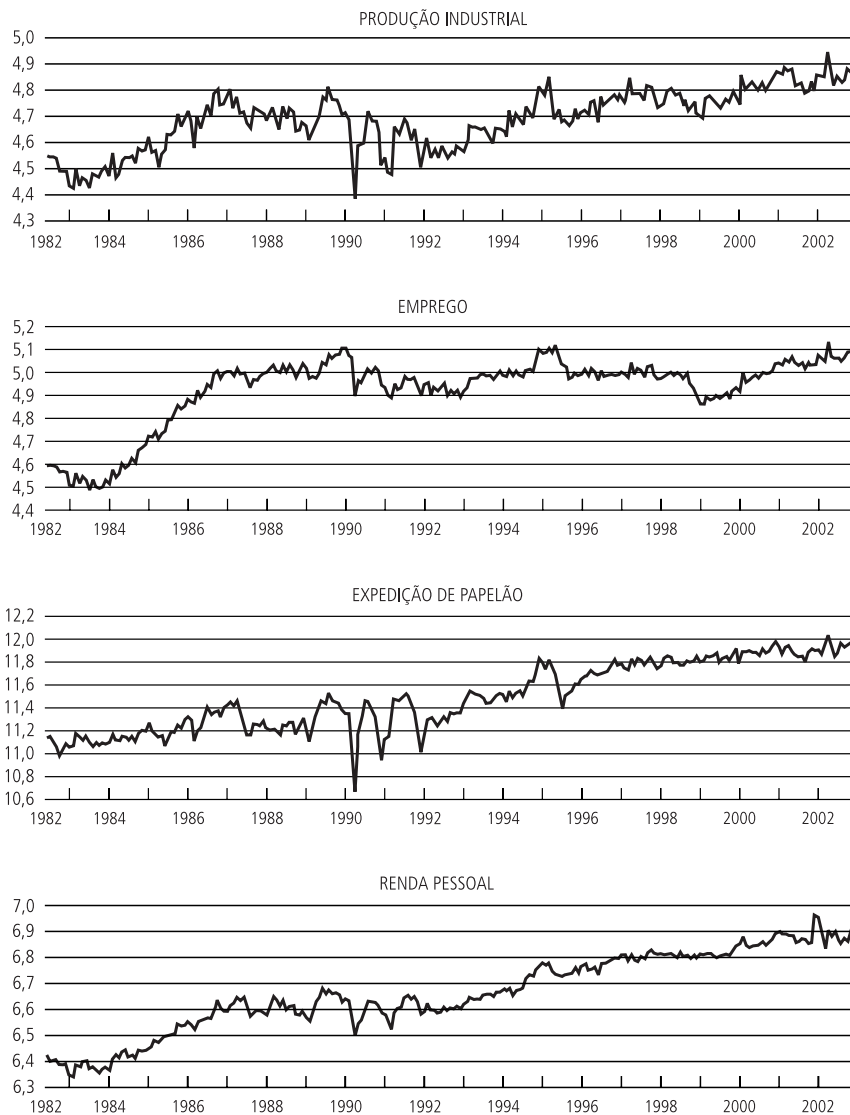


GRÁFICO 2
CORRELAÇÕES CRUZADAS

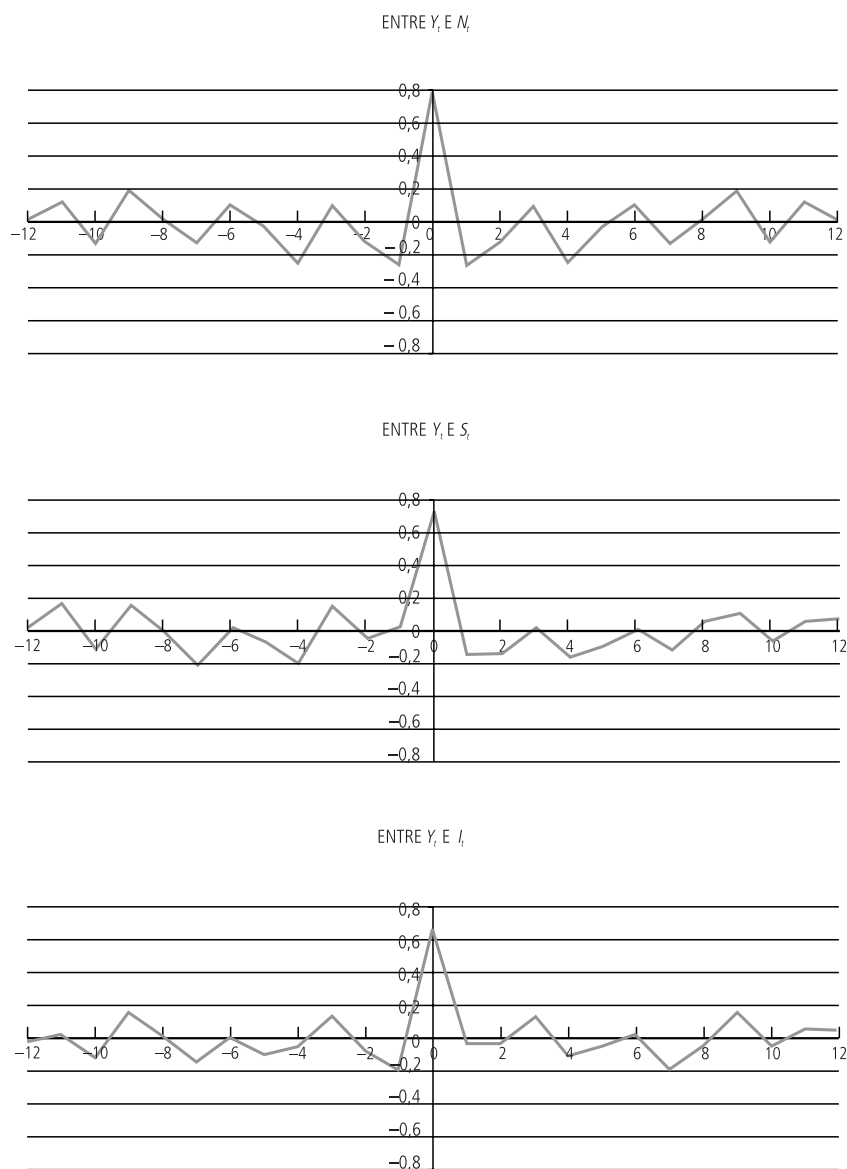


TABELA 2
TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN — SÉRIES COINCIDENTES

Ho: vetores de co-integração = p	Estatística do traço	Estatística do máximo 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

Nota: Teste inclui três *lags* das variáveis e intercepto no vetor de co-integração.

* Indica rejeição de Ho ao nível de significância de 1%.

TABELA 3
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA — SÉRIES COINCIDENTES

Série (log dessazonalizado)	Estatística de Phillips-Perron ^a	Estatística de KPSS ^b
Produção industrial	-2,63	1,37**
Emprego	-1,89	0,96**
Expedição de papelão	-1,37	2,04**
Renda pessoal	-0,87	1,85**

Nota: Regressões dos testes com constante e sem tendência.
Matrizes de co-variância computadas por Newey-West (1987).

^a Ho: a série tem raiz unitária.

^b Ho: a série é estacionária.

** Indica rejeição de Ho ao nível de significância de 1%.

4.2 Determinação das séries antecedentes

Seguiu-se o procedimento adotado em Stock e Watson (1989 e 1993a) 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 buscaram-se em diversos depositários de dados da economia brasileira⁹ séries com extensão compatível com as séries coincidentes, periodicidade mensal, representatividade espacial e setorial e importância em relação à atividade econômica. Selecionaram-se 44 candidatas a variáveis antecedentes (Tabela 4). As séries expressas em reais foram deflacionadas pelo IGP-DI. Em seguida, tomamos o logaritmo delas, 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 D. Tomou-se a primeira diferença das séries nas quais não se pôde rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária. Por fim, submeteram-se as séries selecionadas, feitas as devidas transformações, a testes de causalidade de Granger

9. Os principais são IPEADATA (www.ipeadata.gov.br), FGV Dados (www.fgvdados.br), IBGE (www.ibge.gov.br) e Economática.

TABELA 4
SÉRIES ANTECEDENTES — PRIMEIRA SELEÇÃO

Série	Fonte
Setor externo	
Balança comercial (FOB) – saldo mensal (US\$ milhões)	Funcex
Exportações – <i>quantum</i> – índice (média de 1996 = 100)	Funcex
Importações – <i>quantum</i> – índice (média de 1996 = 100)	Funcex
Taxa de câmbio (R\$/US\$) – comercial – venda – média mensal – (R\$)	BCB
Sistema financeiro e moeda	
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
Inflação	
Inflação – INPC (% a.m.)	IBGE
Inflação – IPA-DI (% a.m.)	FGV
Insumos básicos	
Derivados de petróleo – consumo aparente – média diária no mês (mil barris)	Petrobras
Óleo diesel – consumo aparente – média diária no mês (mil barris)	Petrobras
Produção de cimento (mil toneladas)	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

(continua)

(continuação)

Série	Fonte
Produção industrial	
Produção industrial – bens de capital – <i>quantum</i> – índice (média de 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial – bens de consumo – <i>quantum</i> – índice (média de 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial – bens de consumo duráveis – <i>quantum</i> – índice (média de 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial – bens de consumo não-duráveis – <i>quantum</i> – índice (média de 1991 = 100)	IBGE/PIM
Produção industrial – bens intermediários – <i>quantum</i> – índice (média de 1991 = 100)	IBGE/PIM
Horas trabalhadas na produção industrial – índice (junho de 1994 = 100) – SP	Fiesp
Utilização da capacidade instalada – indústria de transformação em SP (%)	Fiesp
Bens de produção mecânicos – pedidos em carteira – semanas	Abimaq
Emprego e renda	
Taxa de desemprego – referência: 30 dias – RMs (%)	IBGE/PME
População ocupada – indústria de 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
Sondagem	
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
Outros indicadores	
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

com as séries coincidentes, incluindo-se 3, 6 e 12 *lags*. As séries em que não pudemos rejeitar a hipótese nula de não-causalidade no sentido de Granger com pelo menos três das quatro séries coincidentes nos três testes foram eliminadas, restando ainda uma lista contendo 14 séries. Em seguida, excluíram-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 sete variáveis antecedentes (Tabela 5): taxa de câmbio, M1, taxa Selic, IPA-DI, produção de bens de capital, previsão de aumento menos previsão de diminuição da produção e Ibovespa. Os resultados dos testes de raiz unitária e causalidade de Granger das séries selecionadas encontram-se nas Tabelas 6 e 7.

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 (% a.m.) (SELIC)	- -	Sim	Não	BCB
IPA-DI (variação mensal) (IPADI)	Δ	Não	Não	FGV
Produção de bens de capital (BEMK)	$\Delta \ln ()$	Não	Sim	IBGE/PIM
Previsão de aumento menos previsão de diminuição da produção (SOND)	Δ	Não	Sim	FGV
Índice Bovespa (IBOV)	$\Delta \ln ()$	Sim	Não	Bovespa

TABELA 6
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA — SÉRIES ANTECEDENTES

Série	Estatística de Phillips-Perron ^a	Estatística de KPSS ^b
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**

Nota: Regressões dos testes com constante e sem tendência.

Matrizes de co-variância computadas por Newey-West (1987).

^a Ho: a série tem raiz unitária.

^b Ho: a série é estacionária.

* e ** Indicam rejeição de Ho ao nível de significância de 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 7
TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Antecedentes	Variáveis coincidentes			
	Y_t	N_t	S_t	I_t
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

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

Nível de significância: 10%.

Número de defasagens utilizadas: 3.

4.3 Estimação

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

$$IC_{TCB_t} = 0,131 \times Y_t + 0,237 \times N_t + 0,194 \times S_t + 0,439 \times I_t \quad (11)$$

Estimamos o modelo da equação (2) com o número de *lags* variando de 1 a 12. Em seguida, computaram-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 o posto 1, que apontou a necessidade de quatro 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.

Calcularam-se as correlações canônicas entre as variáveis do lado esquerdo e as variáveis do lado direito da equação (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 três 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:

$$IC_{CCt} = 0,357 \times Y_t - 0,088 \times N_t - 0,017 \times S_t + 0,748 \times I_t \quad (12)$$

Por fim, obtivemos um índice coincidente a partir da técnica de Issler e Vahid. Estimou-se, então, o modelo Probit da equação (6) com a série $NBER_t$ sendo substituída por uma série gerada pelo algoritmo de Harding-Pagan aplicado às quatro séries coincidentes (Tabela 9). Usamos o estimador de máxima verossimilhança condicional em dois estágios proposto por Rivers e Vuong (1988)

TABELA 8
CORRELAÇÕES CANÔNICAS E COEFICIENTES CANÔNICOS

Correlações canônicas	p-valor ^a	Ciclos			
		Y_t	N_t	S_t	I_t
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				

^a Ho: as correlações canônicas da linha em diante são nulas.

TABELA 9
DATAÇÃO PELO ALGORITMO DE HARDING-PAGAN

Picos		Vales	
Data	Distância ^a	Data	Distância ^a
Junho de 1982	1,0	Junho de 1983	3,5
Abril de 1987	1,0	Fevereiro de 1989	1,0
Setembro de 1989	0,5	Setembro de 1990	5,0
Fevereiro de 1995	0,0	Agosto de 1995	1,0
Agosto de 1997	3,0	Dezembro de 1998	1,5

^a Mediana das distâncias entre os picos (vales) das séries coincidentes e o pico (vale) determinado.

com correção para heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos. Chegamos ao seguinte índice:

$$IC_{IVt} = 0,256 \times Y_t + 0,3304 \times N_t - 0,1363 \times S_t + 0,550 \times I_t \quad (13)$$

Em seguida, aplicamos o algoritmo de Bry e Boschan (1971) aos três índices a fim de obtermos as cronologias de picos e vales dos mesmos, e conseqüentemente os períodos recessivos para o Brasil por eles apontados (Tabela 10 e Gráficos 3, 4 e 5). O índice construído pela metodologia do TCB (IC_{TCB}) indicou a ocorrência de seis períodos recessivos, totalizando 88 meses entre junho de 1982 e dezembro de 2002 (247 meses), ao passo que o índice ponderado pelas correlações

TABELA 10
CRONOLOGIA DE RECESSÕES

IC_{ICB}		IC_{CC}		IC_N	
Picos	Vales	Picos	Vales	Picos	Vales
	Outubro de 1983		Fevereiro de 1983		Fevereiro de 1983
Abril de 1987	Fevereiro de 1989	Abril de 1987	Fevereiro de 1989	Março de 1988	Fevereiro de 1989
Agosto de 1989	Março de 1991	Agosto de 1989	Março de 1991	Agosto de 1989	Março de 1991
					Outubro de 1991
					Dezembro de 1992
Março de 1995	Setembro de 1995			Março de 1995	Setembro de 1995
Outubro de 1997	Fevereiro de 1999	Abril de 1998	Outubro de 1998	Outubro de 1997	Fevereiro de 1999
Abril de 2002		Janeiro de 2002		Janeiro de 2002	

GRÁFICO 3
ÍNDICE COINCIDENTE: METODOLOGIA DO TCB

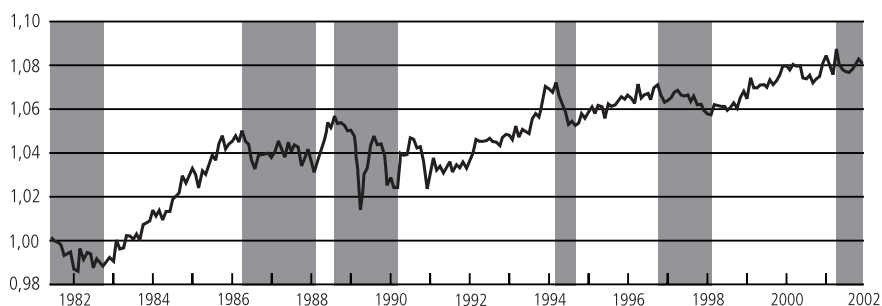


GRÁFICO 4
ÍNDICE COINCIDENTE: CORRELAÇÕES CANÔNICAS

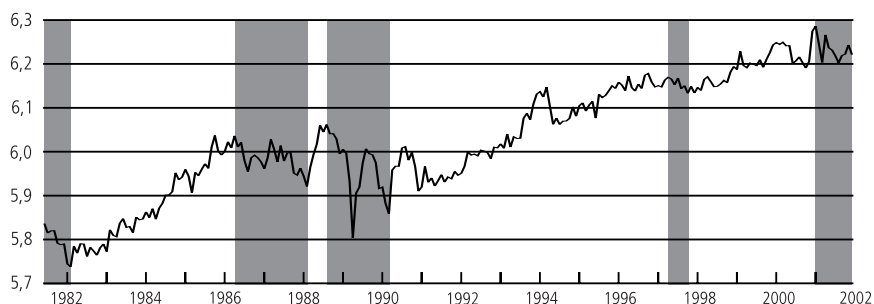
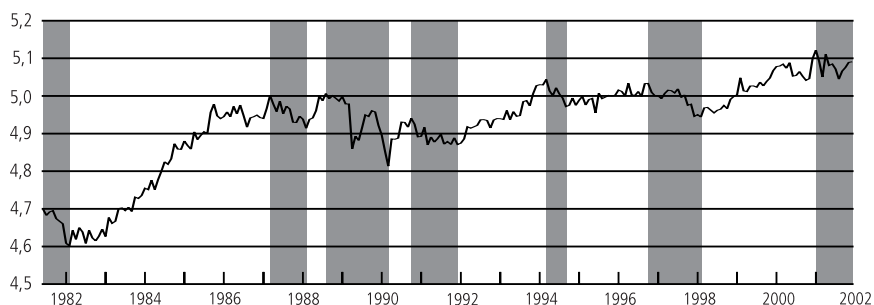


GRÁFICO 5
ÍNDICE COINCIDENTE: TÉCNICA DE ISSLER E VAHID



canônicas (IC_{CC}) só detectou cinco 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 quatro meses.

Verificaram-se divergências quanto aos limites de alguns períodos recessivos. O final do primeiro período, que se iniciou antes de junho de 1982, foi apontado como sendo outubro de 1983 pelo IC_{TCB} e fevereiro de 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 (seis 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.

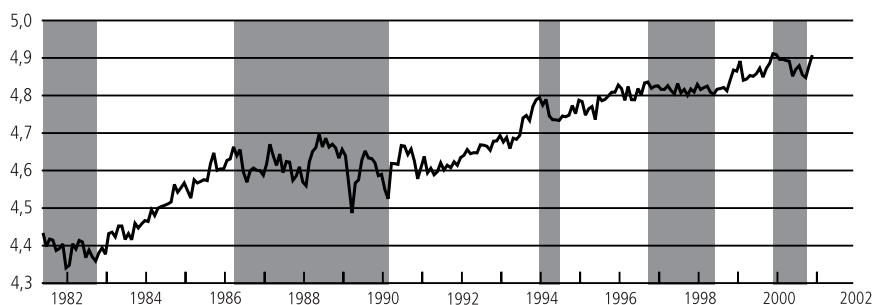
O terceiro índice (IC_{IV}), por sua vez, detectou sete períodos recessivos compreendendo 86 meses. O período adicional, em relação ao IC_{TCB} , se estende de outubro de 1991 a dezembro de 1992. Os limites dos demais períodos se aproximam bastante dos limites detectados pelos outros dois índices, com exceção do início do segundo período recessivo, que foi em abril de 1987 para IC_{TCB} e IC_{CC} e em março de 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, duas de pequena extensão em 1991 e 1992, que foram detectadas como sendo uma só por IC_{IV} ; e uma quarta 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 maior coincidência com relação à datação do PIB real, que é computado em bases mensais pelo IPEA. No Gráfico 6 pode-se ver a datação de recessões, usando o algoritmo de Bry-Boschan na série de PIB.¹⁰ O IC_{TCB}

GRÁFICO 6
DATAÇÃO COM A SÉRIE DO PIB



10. Essa série foi interrompida em dezembro de 2001.

apresentou o maior grau de coincidência com a datação do PIB — cerca de 90% do período analisado, e 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.

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 vendas, respectivamente. A série de emprego foi 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 do 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 americana e de outros oito 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. No 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 às séries coincidentes, uma vez que não dispomos de uma série de recessão/expansão para o Brasil que goze de reputação comparável à da série do NBER para os Estados Unidos. Uma vantagem presente nos três índices é o fato de eles serem combinações lineares de séries econômicas divulgadas logo após o período de referência, o que os credencia a se tornarem referência no monitoramento da atividade econômica.

Aplicamos o algoritmo de Bry-Boschan a fim de determinar os períodos recessivos para cada um dos índices. O índice construído pela metodologia do TCB apontou a ocorrência de seis períodos recessivos, ao passo que o índice construído por correlações canônicas detectou somente cinco. 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. Isso 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 Estados Unidos, que ficaram, 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”.

APÊNDICE A

Algoritmo de Bry-Boschan

1. Determinam-se os *outliers* (além de 3,5 desvios-padrão da média), substituindo-os por valores calculados por intermédio dos valores derivados pela Curva de Spencer, S_t , que consiste na média móvel das sete 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. Determinam-se os máximos e mínimos locais na série de média móvel de 12 meses:

a) considera-se máximo (mínimo) local a observação que é maior (menor) do que as cinco anteriores e posteriores; e

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 cinco observações (ou seja, meses);

b) caso haja dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor); e

c) eliminam-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_p , 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 3, seleciona-se a maior (menor) observação na série de média móvel que dele diste até cinco observações; e

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 $\max(4, MCD)$ observações:

a) caso haja dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor);

b) eliminam-se os pontos de inflexão que estejam até seis meses do início ou fim da série;

c) eliminam-se máximos e mínimos de forma que a distância mínima entre dois máximos (mínimos) consecutivos seja maior ou igual a 15 meses; e

d) eliminam-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 seis meses.

APÊNDICE 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:¹¹

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

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

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

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

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

tal que α_2 e γ_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 . Então, v_2 e w_2 formam 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 esgotam 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 determinar as matrizes

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

11. A hipótese de média 0 apenas facilita a notação e é usada sem perda de generalidade.

de tal forma que:

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

$$E(v_t v_t') = E(A' x_t x_t' A) = A' \sum_{xx} A = I_n$$

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

$$E(w_t w_t') = E(\Gamma' z_t z_t' \Gamma) = \Gamma' \sum_{zz} \Gamma = I_n$$

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 λ_p , tal que:

$$E(v_t w_t') = E(A' x_t z_t' \Gamma) = A' \sum_{xz} \Gamma = \Lambda$$

onde:

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & \lambda_n \end{pmatrix} \text{ para } 1 \geq |\lambda_1| \geq |\lambda_2| \geq \dots \geq |\lambda_n| \geq 0$$

Proposição 1:

A k -ésima correlação canônica entre x_t e z_t é dada pela k -ésima maior raiz de

$$\begin{vmatrix} -\lambda \sum_{xx} & \sum_{xz} \\ \sum_{zx} & -\lambda \sum_{zz} \end{vmatrix} = 0, \text{ denotada por } \lambda_k. \text{ Os coeficientes das combinações}$$

lineares α_k e γ_k , associadas a λ_k , podem ser determinados fazendo-se $\lambda = \lambda_k$ em

$$\begin{pmatrix} -\lambda \sum_{xx} & \sum_{xz} \\ \sum_{zx} & -\lambda \sum_{zz} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_k \\ \gamma_k \end{pmatrix} = 0, \text{ considerando também as restrições de variância}$$

unitária já vistas em 1 e 2.

Prova. Ver Anderson (1984).

Proposição 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 primeiros autovalores de $G = (Z'Z)^{-1} Z'X(X'X)^{-1} X'Z$, cujos autovetores correspondentes são estimadores consistentes dos elementos de Γ .

Prova. Ver Hamilton (1994).

Proposição 3:

A estatística de razão de verossimilhança (logarítmica) para o teste de hipótese de que as $n - k$ menores correlações canônicas são, em conjunto, iguais a 0, $H_k: \lambda_{k+1} = \lambda_{k+2} = \dots = \lambda_n = 0$, 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 qui-quadrada, como segue:

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

Prova. Ver Anderson (1984).

A análise de correlação canônica pode ser aplicada nesse 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 ser modeladas usando-se uma auto-regressão 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:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

onde ε_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 de ser herdada dos elementos de z_t , pois ε_t é ruído branco e, portanto, não possui nenhuma característica cíclica.

APÊNDICE C

Algoritmo de Harding-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. Determinam-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. Calculam-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. Determinam-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. Identificam-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, $M^p = \{t \in 1, \dots, T \mid \tau^p(t + \Delta t) \geq \tau^p(t) \text{ para todo } |\Delta t| \leq \delta\}$ 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. Eliminam-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 \hat{t} e \hat{t}^* dois mínimos locais, elimina-se \hat{t} de M^p se $\tau^p(\hat{t} + 1) > \tau^p(\hat{t}^* + 1)$, ou elimina-se \hat{t}^* de M^p se $\tau^p(\hat{t} + 1) < \tau^p(\hat{t}^* + 1)$, ou ainda, se $\tau^p(\hat{t} + 1) = \tau^p(\hat{t}^* + 1)$, faz-se a comparação usando $\hat{t} + 2$ e $\hat{t}^* + 2$, 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.

No passo 1 utilizamos o algoritmo de Bry e Boschan (1971), descrito no Apêndice A. 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.

APÊNDICE D

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 0. Os índices normalizados escolhidos são dados pela expressão $s_m = i_m - \bar{i}$.

5. A série dessazonalizada é $y_t^d = y_t - s_m$.

ABSTRACT

This paper studies the statistical and macroeconomic properties of three different coincident indicators for the Brazilian economy and their respective dating for Brazilian recessions. All three incorporate almost one century of business-cycle research done in the U.S.—NBER and TCB's framework, as well as recent econometric techniques. Some of the proposed indicators are based on heuristic methods others are based on sophisticated statistical and econometric techniques. As a result of the comparison of their properties, we were able to propose both a coincident indicator of economic activity and a recession chronology for Brazil. Our final choice of indicator uses the TCB's method, where standardized coincident series are equally weighted in the coincident indicator. Our choice dates recessions closer to recession dates of Brazilian GDP.

BIBLIOGRAFIA

- AKAIKE, H. Canonical correlation analysis of time series and the use of an information criterion. In: MEHRA, R. K., LAINIOTIS, D. G. (eds.). *System identification: advances and case studies*. New York: Academic Press, 1976.
- ANDERSON, T. W. *An introduction to multivariate statistical analysis*. 2nd ed. John Wiley, 1984.
- BOEHM, E., MOORE, G. H. New economic indicators for Australia. *The Australian Economic Review*, 4th quarter, p. 34-59, 1984.
- BRY, G., BOSCHAN, C. *Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs*. New York: National Bureau of Economic Research, 1971.
- BURNS, A. F., MITCHELL, W. C. *Measuring business cycles*. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.

- CHAUVET, M. An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching. *International Economic Review*, v. 39, p. 969-996, 1998.
- . A monthly indicator of Brazilian GDP. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 21, p. 1-48, 2001.
- . The Brazilian business cycle and growth cycles. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, p. 75-106, 2002.
- CONTADOR, C., FERRAZ, C. *Previsão com indicadores antecedentes*. Rio de Janeiro: Silcon, 1999.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- ESTRELLA, A., MISHKIN, F. Predicting U.S. recessions: financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, v. 80, p. 45-61, 1999.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.
- . *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- HARDING, D., PAGAN, A. *Synchronisation of cycles*. Rio de Janeiro, 2002a (Paper apresentado no Common Features in Rio).
- . Dissecting the cycle: a methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, v. 49, p. 365-381, 2002b.
- ISSLER, J. V., SPACOV, A. D. *Usando correlações canônicas para identificar indicadores antecedentes e coincidentes da atividade econômica no Brasil*. Ministério da Fazenda, 2000, mimeo (Relatório de Pesquisa).
- ISSLER, J. V., VAHID, F. The missing link: using the NBER recession indicator to construct coincident and leading Indices of economic activity. *Journal of Econometrics*, 2003 (a sair).
- LUCAS Jr., R. E. Understanding business cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 5, p. 7-29, 1977.
- MARIANO, R., MURASAWA, Y. A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, p. 427-443, 2003.
- NEWBY, W., WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, p. 703-708, 1987.
- PICCHETTI, P., TOLEDO, C. Estimating and interpreting a common stochastic component for the Brazilian industrial production index. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, p. 107-120, 2002.
- REICHLIN, L. Extracting business cycle indexes from large data sets: aggregation, estimation, identification. In: DEWATRIPONT, M., LARS, P., TURNOWSKI, S. J. (eds.). *Advances in economics and econometrics*. Cambridge University Press, 2000.
- RIVERS, D., VUONG, Q. Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous Probit models. *Journal of Econometrics*, v. 39, p. 347-366, 1988.

- SPACOV, A. D. *Índices antecedentes e coincidentes da atividade econômica brasileira: uma aplicação da análise de correlação canônica*. EPGE-FGV, 2000, mimeo (Dissertação de Mestrado).
- STOCK, J., WATSON, M. *A new approach to leading economic indicators*. Harvard University, Kennedy School of Government, 1988a, mimeo.
- . A probability model of the coincident economic indicators. *NBER*, 1988b (Working Paper, n. 2.772).
- . New indexes of coincident and leading economics indicators. *NBER Macroeconomics Annual*, p. 351-395, 1989.
- . A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience. In: STOCK, J., WATSON, M. (eds.). *New research on business cycles, indicators and forecasting*. Chicago: University of Chicago Press, 1993a.
- (eds.). *New research on business cycles, indicators and forecasting*. Chicago: University of Chicago Press, 1993b.
- VAHID, F., ENGLE, R. F. Common trends and common cycles. *Journal of Applied Econometrics*, v. 8, p. 341-360, 1993.
- VAHID, F., ISSLER, J. V. The importance of common-cyclical features in VAR analysis: a Monte-Carlo study. *Journal of Econometrics*, v. 109, p. 341-363, 2002.

(Originais recebidos em dezembro de 2003. Revistos em janeiro de 2004.)

