

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1198

INDICADORES COINCIDENTES PARA A ATIVIDADE INDUSTRIAL BRASILEIRA BASEADOS EM MODELOS VETORIAIS AUTO-REGRESSIVOS DE FREQUÊNCIAS MISTAS: COMPARAÇÃO DE METODOLOGIAS

**Gilberto Hollauer
João Victor Issler**

Brasília, julho de 2006

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1198

INDICADORES COINCIDENTES PARA A ATIVIDADE INDUSTRIAL BRASILEIRA BASEADOS EM MODELOS VETORIAIS AUTO-REGRESSIVOS DE FREQUÊNCIAS MISTAS: COMPARAÇÃO DE METODOLOGIAS

Gilberto Hollauer*
João Victor Issler**

Brasília, julho de 2006

* Especialista em Políticas Públicas do MPOG.

constantino.mendes@ipea.gov.br

** Do Departamento de Economia da UnB.

mcass@unb.br

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



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

Presidente

Luiz Henrique Proença Soares

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretor de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

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

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

ISSN 1415-4765

JEL C32, C53, E32, E23

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo Ipea e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

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

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

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 RESENHA HISTÓRICA	8
3 SÉRIES ESCOLHIDAS	11
4 PROCEDIMENTOS DE DATAÇÃO	14
5 METODOLOGIAS UTILIZADAS DE CONSTRUÇÃO DOS INDICADORES COINCIDENTES	16
6 MODELOS DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS COM FREQUÊNCIA MISTA	18
7 RESULTADOS DENTRO DA AMOSTRA	20
8 CONCLUSÃO	24
REFERÊNCIAS	25

SINOPSE

Uma informação freqüentemente desprezada na confecção de indicadores coincidentes é a informação trimestral disponível, o que pode ser extremamente ineficiente, já que os indicadores guardam apenas correlação econômica com a série-alvo.

Ocorre que a composição de indicadores a partir de séries de periodicidades diferentes é estaticamente complicada. Mariano e Murasawa ofereceram uma metodologia que agrega essa informação, tratando a variável trimestral como uma variável latente observada somente a cada três meses. Fazendo isso ele na verdade impõe que o fator comum é, na verdade, o PIB não-observado que refletiria o “estado” da economia. Uma outra possibilidade mais atraente é não impor tal fator comum. Mariano e Murosawa propuseram então obter o índice coincidente utilizando um modelo VAR com variável não-observada.

O objetivo central desse trabalho é o de aplicar e testar metodologias VAR de construção de indicadores coincidentes baseados em séries de dupla periodicidade para atividade industrial visando a detecção de ciclos de crescimento/recessão da atividade industrial e realizar comparações.

ABSTRACT

Very useful information, usually ignored, for construction of coincident index is the target quarterly series itself. This can be very inefficient because typically the monthly coincident series keep just high economical correlation, not always tested, with the quarterly target series.

Actually, the construction of a mixed-frequency coincident index is statistically complicated. On the ground that, Mariano e Murasawa presented a new methodology, in which this information is aggregated, and the quarterly variable is assumed as a latent variable observed just every three months. In this fashion, is implicitly assumed that the monthly GDP not observed represents the state of industrial economy. Usually a common factor is imposed, as in the Stock-Watson approach. Another possible approach more attractive is not to impose any common factor and instead, like Mariano e Murosawa, to build a mixed frequency VAR model without common factor.

In this work we compare the performance in-sample of the mixed frequency VAR model for building coincident indicator with others approaches, dating the business cycle for industrial activity with Bry-Boschan procedure.

1 INTRODUÇÃO

Uma informação frequentemente desprezada na confecção de indicadores coincidentes é a informação trimestral disponível, o que pode ser extremamente ineficiente, já que os indicadores guardam apenas correlação econômica com a série-alvo.

Ocorre que a composição de indicadores a partir de séries de periodicidades diferentes é estaticamente complicada. Mariano e Murasawa (2003) estabeleceram uma metodologia que agrega essa informação, tratando a variável trimestral como uma variável latente, observada somente a cada três meses. Com isso, eles impõem que o fator comum é na verdade o Produto Interno Bruto (PIB) não-observado, que refletiria o “estado” da economia. Por outro lado, isso permite realizar comparações com outros possíveis índices coincidentes para um setor industrial, construídos apenas pelo método da correlação, o que permite aferir se a datação de ciclo está particularmente correta. Outra possibilidade mais atraente é não impor tal fator comum (ver MARIANO; MURASAWA, 2005).

Para obtermos o índice coincidente utilizamos um modelo VAR com variável não-observada. A estimação utiliza o método de máxima verossimilhança e as séries coincidentes são utilizadas na composição de outros indicadores coincidentes para efeito de comparação.

O objetivo central deste trabalho é aplicar e testar metodologias de construção de indicadores coincidentes baseados em séries de dupla periodicidade para a atividade industrial, visando à detecção de ciclos de crescimento/recessão dessa atividade.

Indicadores de ciclos, basicamente, reduzem a dimensionalidade do problema à unidade, de tal modo que a análise seja tratável e compreensível. A pergunta imediata é se tal redução de dimensionalidade de fato é proveitosa. Em artigo recente, Boivin e Ng (2003) lançam mão de simulações e chegam à conclusão de que a escolha de algumas séries e/ou indicadores são suficientes para levantar a informação existente no sistema, sem graves perdas, evitando-se também o ruído introduzido pela utilização de um número excessivo de séries. A conclusões semelhantes também chegam Inklaar, Jacobs e Romp (2004).

Afora a construção de indicadores do The Conference Board (TCB) e os trabalhos do National Bureau of Economic Research (NBER), várias outras abordagens têm sido oferecidas. Por exemplo, na abordagem de fator dinâmico, a ser descrita mais adiante (ver STOCK; WATSON, 1993), pensa-se em um fator comum à economia que indica o estado desta.¹

Complementares a esses, existem os indicadores antecedentes² de atividade da economia (assim como de inflação, de investimentos etc.) que teriam um horizonte de previsão da atividade econômica superior. Nesse caso utilizam-se séries de alto poder preditivo, como as taxas de juros *spread* associado e outras. A eficácia dessas variáveis está bem documentada na literatura internacional (STOCK; WATSON, 1993;

1. Ver Sargent; Sims (1977); Camba-Mendez *et al.* (2001); Forni; Lippi (2001); e Forni *et al.* (2003).

2. Existem também indicadores atrasados que tentam confirmar, em retrospecto, o movimento observado. Tais indicadores não serão abordados neste trabalho.

ESTRELLA; MISHKIN, 1999, por exemplo) e na brasileira (DUARTE; ISSLER; SPACOV, 2004).

Ademais, o conhecimento de como construir, de modo apropriado, indicadores coincidentes e antecedentes, é também de auxílio, na medida em que existem técnicas que fazem uso disso para a posterior construção de indicadores antecedentes e previsões, respectivamente.

As escolhas das séries coincidentes se apóiam com frequência em critérios que variam desde a disponibilidade da série em tempo hábil para análise, até a significância econômica e a fácil acomodação ao ciclo de negócios, passando pelo perfil da economia existente – uma economia largamente baseada em serviços terá séries coincidentes distintas daquelas apresentadas por uma economia mais energo-intensiva. Extremamente importante, também, é a correlação correta com o ciclo de negócios. Outros atributos também são significativos, tais como a confiabilidade e a suavidade da série.

Com respeito à seleção das séries para o caso brasileiro, nos apoiaremos na literatura recente, já mencionada, e nos deteremos nas técnicas de composição dos indicadores e na mensuração de *performance* de previsão da atividade econômica coincidente voltadas para a atividade industrial.

O trabalho está dividido em seis seções: a esta seção introdutória segue-se a seção 2, em que fazemos um breve resumo da literatura; na seção 3 descrevemos as séries escolhidas; a seção 4 expõe as técnicas de construção dos indicadores; na seção 5 faz-se uma análise dos resultados obtidos; a sexta e última seção apresenta algumas conclusões.

2 RESENHA HISTÓRICA

Naturalmente, as metodologias de construção de indicadores coincidentes e as de construção de indicadores antecedentes se confundem. Portanto, nesta breve resenha histórica, vamos enfatizar os procedimentos experimentados pelos diversos autores e aplicados, *mutatis mutandi*, a ambas as metodologias.

O primeiro desenvolvimento de indicadores líderes data de 1937, quando o então secretário do Tesouro dos Estados Unidos, Henry Morgenthau Jr., pediu ao economista Wesley Mitchell que listasse várias séries estatísticas, tentando procurar indícios capazes de apontar em que momento a recessão iniciada naquele ano iria chegar ao fim. Mitchell teve a colaboração de Arthur Burns. O trabalho de ambos se desenvolveu no sentido de condensar todo o conhecimento sobre os ciclos de negócios existentes à época, o que resultou no livro *Measuring Business Cycles*, publicado em 1946. Nele, os ciclos de negócios são assim descritos:

Business Cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises. A cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in

duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years.(BURNS; MITCHELL, 1946).

Em 1950, outro economista, Geoffrey Moore, revisando a tal lista, adicionou várias novas séries, e em 1961 seu colega Julius Shiskin (ver MOORE; SHISKIN, 1967) desenvolveu a idéia de compor aquelas séries para a formação de índices antecedentes, coincidentes e atrasados. Ambos estabeleceram a estrutura que vigora até hoje nessa área de pesquisa.

O sistema se baseia, em primeira instância, no trabalho de Mitchell, segundo o qual a expectativa de lucros futuros é o vetor-diretor da economia, o que gera a sua recuperação, expansão e declínio.

O procedimento foi muito criticado por se basear em um excesso de empirismo. As primeiras críticas começaram já em 1947, em artigo de Tjalling Koopmans. O Prêmio Nobel de economia de 1975 atacou o trabalho de Mitchell e Burns em geral e, em particular, o livro de 1946. Os autores discordaram da posição de Koopmans, defendendo que o procedimento que haviam adotado em *Measuring Business Cycles* era, sim, fundamentado na teoria econômica.

O NBER, fundado em 1920, passou a datar os ciclos de negócios a partir de 1929. Hoje sua metodologia sofisticou-se e alcançou a maturidade com a utilização de métodos de detecção de pontos de inflexão de séries econômicas em geral e outras ferramentas.

Grosso modo, desde de 1978 as decisões se pautam pela análise de várias séries econômicas realizadas por um comitê de economistas (Business-Cycle Dating Committee). Essa análise é feita muito posteriormente ao momento em estudo da economia. Por um lado, assim procedendo, exclui-se a avaliação equivocada de movimentos espúrios da economia, por outro, ela é de pouca utilidade para fins de tomada de decisão. Finalmente, nessa reunião, embora se utilizem técnicas no trato das séries, não há compromisso com a abordagem específica. A decisão final resulta de um acordo entre as diversas concepções pessoais dos especialistas presentes, o que não confere transparência ao processo.

Por seu turno, o TCB, uma entidade privada sem fins lucrativos cuja missão é a pesquisa e a disseminação de conhecimento na área de economia, estabeleceu desde 1995, por encomenda do Departamento de Comércio dos Estados Unidos, uma série de indicadores coincidentes, antecedentes e retardados oficiais. As séries antecedentes, coincidentes e retardadas são, nos Estados Unidos, as mesmas analisadas pelo NBER, em número de 12, 4 e 7, respectivamente. No caso da série coincidente, utilizam-se séries referentes para produção, renda, vendas e emprego. O mesmo padrão é aplicado aos trabalhos do TCB em outros países, cerca de oito deles, na elaboração de índices.

Para a construção de seus índices, o TCB utiliza uma média aritmética das séries padronizadas. Neste trabalho, seguimos a metodologia do TCB como uma das abordagens possíveis e a aplicamos à economia brasileira. Para a formação de índices coincidentes escolhemos séries semelhantes e, tanto quanto possível, disponíveis por um período longo. Ademais, utilizando as mesmas séries, aplicamos outras metodologias para efeito de comparação.

A abordagem do TCB é de fato heurística, embora tenha um grau de acerto apreciável. Posteriormente vários autores propuseram métodos de construção de índices apoiados em técnicas sofisticadas, e alguns deles, como Stock e Watson, trouxeram considerável contribuição à técnica do TCB para índices coincidentes e antecedentes (ver STOCK; WATSON, 1998a, 1998b, 1998c). Esses autores propuseram, por seu turno, uma modelagem baseada em séries de tempo, buscando a detecção dos pontos de mudança (*turning points*) e a construção de índices coincidentes e antecedentes. A modelagem envolvia variáveis não-observáveis e observáveis e séries como produção industrial, renda, vendas, emprego. Curiosamente, apesar de sofisticado, o modelo de Stock-Watson falhou em detectar a recessão americana de 1990 e 1991, não obstante adequar-se bem dentro da amostra. Posteriormente o indicador foi aprimorado (ver STOCK; WATSON, 1989; STOCK; WATSON, 1993).

Atualmente, essas técnicas já estão bem disseminadas. Podemos citar, na Europa, o EuroTCB, um índice baseado na técnica TCB para países europeus, além do EuroCOIN, de Altissimo *et al.* (2001), baseado em fator comum, bem como o EuroIJR que é igualmente um fator comum em que se utilizam as séries do TCB.

Avanços recentes incluem a utilização de métodos não-lineares. Chauvet (1998), tentando por um lado tornar o processo de datação sólido em termos estatísticos, e por outro, aprimorar a detecção de ciclos fora da amostra, vem experimentando a utilização de um modelo de fator comum semelhante com mudança de regime. Esse modelo se baseia em cadeias de Markov, e foi aplicado com sucesso ao prever a recessão de 1990-1991 da economia americana. O mesmo método de detecção de pontos de mudança de ciclos foi aplicado posteriormente – ancorado em modelos de Hamilton – por Chauvet e Piger (2002) na série do próprio PIB americano com resultados interessantes no tocante a previsões.

Um modelo de mudança de regime, baseado em Hamilton (1989) e Lam (1990), foi aplicado no Brasil por Chauvet, Lima e Vazquez (2005) para prever os pontos de mutação de ciclo do PIB industrial, havendo experiência anterior com tais modelos aplicados ao PIB da economia (ver LIMA; DOMINGUES, 2000). No primeiro artigo são comparadas as habilidades preditivas de modelos lineares e não-lineares, com quebras estruturais, para a taxa de crescimento do PIB industrial do Brasil. São estimados os modelos com mudança de regime markoviana propostos por Hamilton (1989) e Lam (1990), o que generaliza o modelo do Hamilton. Os resultados sugerem que os modelos não-lineares são os que apresentam o melhor desempenho preditivo e que a inclusão de quebras estruturais é importante para se obter a representação do ciclo de negócios no Brasil.

Uma metodologia interessante para a construção de indicadores antecedentes foi sugerida por Estrella e Mishkin (1999), que utilizam um modelo *probit* levando em conta variáveis como o *spread* da taxa de juros, um índice de retorno bursátil, retorno das firmas e o crescimento do indicador coincidente. Caso se deseje uma previsão de recessão ou crescimento, utilizam-se as variáveis defasadas. Naturalmente deve-se impor um limiar, digamos 50%, que aparece em vários outros modelos, para se decidir o estado binário da economia. Outro problema é que o modelo é construído contra a variável declarada pelo NBER, nem sempre presente em todas as economias.

Uma interessante variante, no tocante ao problema da previsão da mudança de ciclo, é o modelo de Neftçi (1982), advindo da teoria do tempo de parada ótimo, área de controle, e assumindo, entre outras de suas teses, que o *turning point* ocorre com a alteração da distribuição de probabilidade associada, recessão ou crescimento. Assumindo, ainda, que não há lapso entre o *turning point* da série coincidente e o da economia real, Neftçi constrói probabilidades de mudança de ciclo, necessitando portanto de um *threshold* determinado.

Finalmente, modelos que geram séries de indicadores coincidentes necessitam de que se analise a série em busca dos pontos de mutação – dada uma série qualquer, tais algoritmos determinam o ponto de mutação (o algoritmo de Bry-Boschan destina-se a esse fim, por exemplo). Formalmente, não são modelos de previsão, mas algoritmos de detecção de pontos de mutação, de modo que o procedimento usual é preparar um indicador composto por várias séries e aplicar o algoritmo. Neste trabalho utilizaremos algoritmos de datação de ciclos de Bry-Boschan e avançaremos algo em relação à utilização de modelos de Markov-Switching, para detecção de ciclos, trabalhando diretamente sobre as séries mensais, comparando com os resultados indicados.

3 SÉRIES ESCOLHIDAS

A escolha das séries, difícil, depende de algum bom senso e de extensiva análise estatística de correlações e causalidade. Utilizando o trabalho realizado e a literatura recente vamos nos apropriar em boa medida do trabalho acumulado no Brasil e no exterior. Em geral, necessitamos de séries longas ao trabalhar com modelos de fator comum ou modelos de correlações canônicas, mas não com modelos do tipo TCB.

3.1 SÉRIES COINCIDENTES

À luz das séries coincidentes utilizadas pelo TCB, Duarte, Issler e Spacov (2004) realizaram extensiva pesquisa de séries e concluíram por uma estrutura semelhante à utilizada pelo NBER e pelo TCB, mantendo as equivalências devidas. As séries coincidentes para o PIB escolhidas por Duarte, Issler e Spacov (2004) são exibidas na tabela 1 e tentam capturar a produção, o emprego, as vendas e a renda pessoal:

TABELA 1
Séries coincidentes para o PIB escolhidas por Duarte, Issler e Spacov^a para a economia brasileira

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

^a No trabalho original, cabe comentar, utilizou-se a diferença simétrica para alguns cálculos.

Na construção de séries coincidentes, utilizamos a mesma idéia inicial, nos permitindo apenas a transposição para o problema do PIB setorial. Ou seja, sempre que defensável, as séries utilizadas são setorizadas.

Antes vamos tecer algumas considerações. A série de rendimento efetivo, uma vez que é representativa do poder de compra da população, não comporta a setorização. Nesse caso utilizamos a mesma série. Por conseguinte, dada a inexistência de uma série longa, tal como a referência original, reconstruímos a série utilizando a técnica do filtro de Kalman, à semelhança do feito em Duarte, Issler e Spacov (2004). Mais precisamente, consideramos um sistema no qual a renda efetiva é função da renda nacional e do PIB a preços de mercado, não sendo observada diretamente. O sistema assim se apresentaria:

$$I_{t+1} = \alpha_1 I_t + \alpha_2 PIB_t + \varepsilon_{t+1}, \quad \varepsilon_{t+1} \approx N(0, \sigma^2)$$
$$I_{t+1}^* = h_1 I_t$$

No caso I_t^* e I_t seriam respectivamente a renda média real efetivamente recebida pelas pessoas nas regiões metropolitanas para o período posterior a setembro de 2001 e a renda ao longo de todo o período, portanto, renda não-observável (o coeficiente h_t é naturalmente 0 ou 1). Como auxílio para o cálculo utilizamos o PIB mensal, série do Banco Central do Brasil (Bacen), em valores a preços de mercado, conhecida desde janeiro de 1990. Essa técnica se aplica muito bem quando conhecemos parte da série e desconhecemos a série restante.

Com respeito à série representativa do emprego temos como alternativa lançar mão da série horas trabalhadas na produção (série HTP), mantida pela Fiesp desde 1975, que é extensa mas abrange apenas São Paulo, apesar de ser referente à indústria. Ou por outra, lançar mão da série horas trabalhadas na indústria (série HTI) da CNI, que é setorial e nacional, contudo possui apenas dez anos de extensão.

Decidimos por utilizar a série HTI alongada econometricamente, porque, na prática, ambas as séries são extremamente correlacionadas no período comum.

Finalmente, enquanto a série de expedição de papelão, para a construção de índices coincidentes para o PIB é uma *proxy* para as vendas, de fato existe uma série de vendas industriais, que, no entanto, é muito curta mas apresenta alta correlação com a produção de papel-papelão. Dá-se que a série de expedição foi descontinuada e a série de produção de papel e celulose guarda uma alta correlação com aquela, além de ser mais longa, de modo que a utilizaremos.

Além disso utilizamos a série de produção física de papel e papelão, descontinuada em 1991, para alongar a série de produção física de papel, papelão e celulose, dada também a alta correlação entre ambas.

As séries coincidentes escolhidas para o setor industrial são exibidas a seguir. A transformação utilizada foi de diferenças simétricas, como na metodologia TCB, exceto na metodologia Stock-Watson, na qual foi tomado o logaritmo das séries e imposta uma dessazonalização X-12 aditiva às séries.

TABELA 2

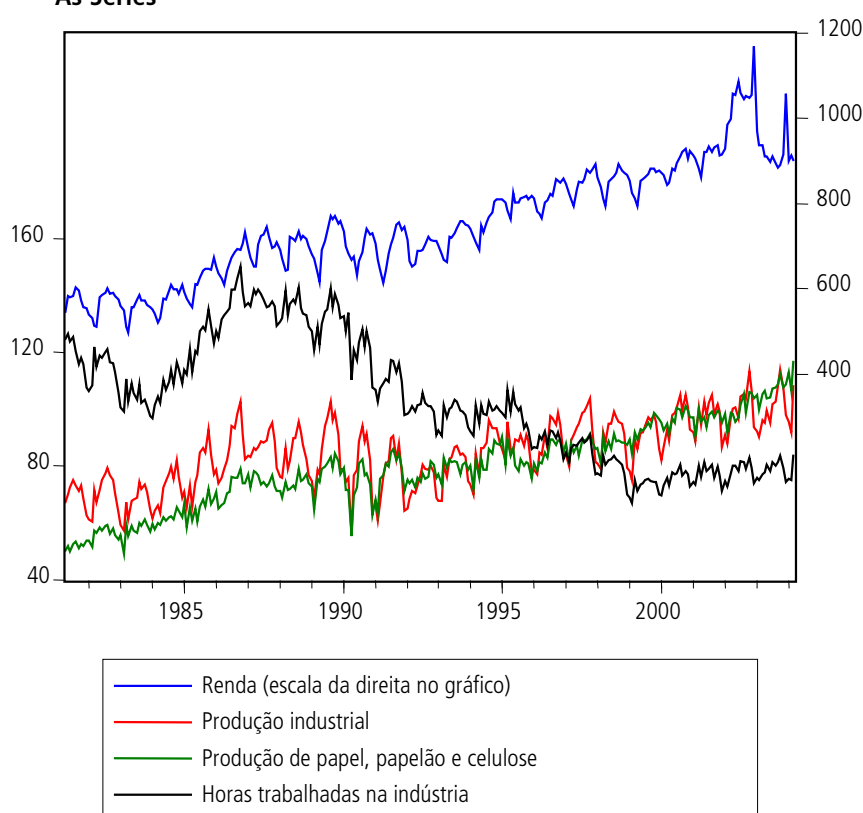
Séries utilizadas neste trabalho para confecção de um índice coincidente

Série	Transformação	Ajuste sazonal	Fonte
Produção industrial	$\Delta \ln() / \Sigma \ln()^b$	Sim	PIM/IBGE
Horas trabalhadas na indústria ^a	$\Delta \ln() / \Sigma \ln()^b$	Sim	CNI
Produção física de papel, papelão e celulose ^a	$\Delta \ln() / \Sigma \ln()^b$	Sim	IBGE
Rendimento efetivo real ^a	$\Delta \ln() / \Sigma \ln()^b$	Sim	PME/IBGE

^a Séries que foram remontadas.

^b O TCB e o TCB modificado utilizaram a diferença simétrica, enquanto o Stock-Watson e o MS não.

GRÁFICO 1

As Séries**3.2 TESTES DE ESTACIONARIEDADE**

Feita a dessazonalização das séries, passamos a analisar a estacionariedade do conjunto. A estacionariedade das séries de coincidentes foram testadas utilizando-se o teste ADF ajustado pelo critério de informação de Akaike e os resultados podem ser vistos na tabela 3. Observe-se que, por serem diferentes os tamanhos da amostra, limitamo-nos ao intervalo comum, a saber, a partir de 1984.2. até 2004.1

TABELA 3
Teste de raiz unitária

	Em nível					Em diferenças			
	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I(.)		τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I(.)
<i>Log(P. Ind.)</i>	0,78 ^c	-1,34 ^c	-3,25 ^b	I(1)	$\Delta \text{Log}(P. \text{Ind.})$	-9,57	-9,61	-9,61	I(0)
<i>Log(Horas)</i>	-1,14 ^c	-1,10 ^c	-1,63 ^c	I(1)	$\Delta \text{Log}(Horas)$	-6,92	-7,05	-7,01	I(0)
<i>Log(Papel)</i>	2,14 ^c	-0,71 ^c	-3,21 ^b	I(1)	$\Delta \text{Log}(Papel)$	-8,43	-8,79	-8,77	I(0)
<i>Log(Rend)</i>	1,30 ^c	-1,64 ^c	-3,50 ^b	I(1)	$\Delta \text{Log}(Rend)$	-7,99	-8,12	-8,12	I(0)

Nota: τ significa não-constante, τ_{μ} means with constant and τ_{τ} means test with constant and trend. I(.) is the order of integration. Rejects at 1%, b 5% and c above 10%.

Tendo em vista a existência de choques externos é prudente perfazer os testes de Perron (1997).

TABELA 4
Teste de Perron

	Em nível					Em diferenças			
	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I(.)		τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I(.)
<i>Log(P. Ind.)</i>	0,87 ^c	-1,77 ^c	-4,63	I(1)	$\Delta \text{Log}(P. \text{Ind.})$	-25,13	-25,11	-25,08	I(0)
<i>Log(Horas)</i>	-1,30 ^c	-1,05 ^c	-1,50 ^c	I(1)	$\Delta \text{Log}(Horas)$	-21,96	-22,10	-22,07	I(0)
<i>Log(Papel)</i>	1,84 ^c	-0,98 ^c	-4,89	I(1)	$\Delta \text{Log}(Papel)$	-22,35	-22,81	-22,76	I(0)
<i>Log(Rend)</i>	1,30 ^c	-1,64 ^c	-3,92 ^a	I(1)	$\Delta \text{Log}(Rend)$	-16,42	-16,53	-16,51	I(0)

Nota: τ means no constant, τ_{μ} means with constant and τ_{τ} means test with constant and trend. I(.) is the order of integration. Rejects at 1%, b 5% and c above 10%.

Finalmente, um último teste, que considera o conjunto das séries, é o teste de *ratio* da máxima verossimilhança sob a restrição da existência de um vetor de co-integração canônico. A imposição de vetores canônicos como vetores de co-integração é efetivamente um teste de raiz unitária. A realização desse teste classificou todas as séries como I (1) ao nível de 1%.

4 PROCEDIMENTOS DE DATAÇÃO

Parte do trabalho de construção de indicadores coincidentes consiste em definir o que se entende por recessão ou ciclo de crescimento e se o processo pode prever, fora da amostra, com relativo sucesso. Tais são os dois problemas da datação.

Por recessão, segundo o olhar do NBER, entende-se um declínio coordenado de várias grandezas, e não somente do PNB, por um período geralmente de seis meses.³ Essa coordenação é observável tanto em recessão quanto em crescimento, segundo as caracterizações dos ciclos de negócios conhecidas (ver LUCAS, 1977). A questão daí derivada implicaria identificar os fatores-líderes do processo, evitando-se fatores secundários, monitorar um conjunto pequeno de fatores e, principalmente, compô-

3. Ver <<http://www.nber.org/cycles.html>>.

los corretamente. Nesse sentido, o trabalho seminal de Mitchell e Burns (1938)⁴ permanece atual.

A interpretação dos estados da economia é naturalmente matéria controversa. Dada a inexistência de um órgão no Brasil que tome a si a tarefa de classificação da economia em estados de recessão, a leitura do indicador coincidente é dificultada na medida em que se torna subjetiva.

Uma das maneiras de dirimir essa subjetividade é lançar mão de algoritmos de datação, notando que tais algoritmos devem ter duas funções. A primeira consiste simplesmente em classificar corretamente os estados econômicos ao longo da série. A segunda, se possível, oferecer a possibilidade de detecção dos futuros estados da economia. Neste trabalho utilizaremos o algoritmo de Bry-Boschan para a datação dos ciclos de crescimento e recessão, e aplicaremos a abordagem de Markov-Switching para as séries coincidentes, de modo a determinar os ciclos.

4.1 ALGORITMO DE BRY-BOSCHAN

Esse algoritmo foi concebido para detectar os pontos de inflexão das séries de tempo (ver BRY; BOSCHAN, 1971). Sumariamente, os passos são os seguintes:

a) Determinam-se os *outliers* (tendo como base 3,5 desvios-padrão da média) substituindo-os por valores calculados pelos derivados de uma curva de Spencer, basicamente uma média móvel das sete observações passadas e futuras. Explícitamente, a expressão completa é:

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

b) Determinam-se os máximos e mínimos locais na série de média-móvel de 12 meses:

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

ii) caso haja dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor).

c) Os pontos de inflexão determinados no passo anterior são refinados com a curva de Spencer:

i) 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);

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

4. Obra reimpressa como Capítulo 6 de Moore (1961).

iii) eliminam-se máximos e mínimos de forma que a distância entre dois máximos (mínimos) seja maior ou igual a 15 meses.

d) Computam-se os *months of cyclical dominance* (MCDs) da série:

i) considera-se a curva de Spencer da série como sendo sua parte regular (tendência + ciclo);

ii) determina-se a parte irregular, I_t , tomando a diferença entre a série original e a curva de Spencer: $I_t = x_t - S_t x$;

iii) calculam-se os MCDs (j) =, para $j=1, 2, \dots, 6$; e

iv) MCDs serão o menor j para o qual MCDs (j) são menores do que a unidade.

e) Os pontos de inflexão determinados no passo anterior são refinados usando-se a série de média móvel de MCDs meses:

i) para cada máximo (mínimos) determinado no passo III, seleciona-se a maior (menor) observação na série de média móvel que dele diste até cinco observações; e

ii) caso haja dois máximos (mínimo) consecutivos, seleciona-se o maior (menor).

f) Identifica-se para cada máximo (mínimos) determinado no passo anterior a maior (menor) observação na série que dele diste até $\text{Max}(4, \text{MCDs})$ observações:

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

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

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

iv) 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.

5 METODOLOGIAS UTILIZADAS DE CONSTRUÇÃO DOS INDICADORES COINCIDENTES

5.1 METODOLOGIA TCB

Como já pontuado, as séries antecedentes, coincidentes e de retardados são, nos Estados Unidos, as mesmas das analisadas pelo NBER e em número de 12, 4 e 7, respectivamente. No caso da série coincidente, utilizam-se séries referentes para produção, renda, vendas e emprego. O mesmo padrão é aplicado aos trabalhos do TCB em outros países, cerca de oito deles, na elaboração de índices. Para a construção de seus índices, o TCB utiliza uma média aritmética das séries padronizadas. A padronização segue quatro passos.

a) Calculam-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 a diferença.

Caso contrário, utiliza-se a fórmula de diferença simétrica $x_t = 200 \cdot \frac{X_t - X_{t-1}}{X_t + X_{t-1}}$

b) 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, $k = \sum_x 1/v_x$, a série de diferenças ajustada é dada por $m_t = \frac{x_t}{kv_x}$.

c) Computa-se a soma das diferenças mensais ajustadas: $i_t = \sum_x m_t$.

d) 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,

temos $I_t = \frac{200 + i_t}{200 - i_t} I_{t-1}$.

A cada novo dado, os desvios-padrão são atualizados e a série inteira é recalculada.

5.2 CONSTRUÇÃO DE INDICADORES TCB COM MODELAGEM DAS HETEROCEDASTICIDADES

Uma pergunta natural seria a seguinte: e se, diferentemente de utilizarmos uma volatilidade padronizadora constante para toda a amostra, utilizássemos uma variável com o tempo? Lumsdaine e Prasad (2003) sugeriram modelar o peso em uma abordagem do tipo TCB, mas pertinente a outro problema, utilizando um GARCH(1,1). Neste trabalho tentaremos algo semelhante, porém, de modo a levar em conta o comportamento cíclico das variáveis, utilizaremos um modelo de ordem superior ajustando-o na amostra por meio de critérios de informação. O ponto fundamental é modelar a influência dos pesos de modo contemporâneo. O modelo é apresentado a seguir:

$$\begin{aligned} \varphi(L)y_t &= \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \approx N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \end{aligned}$$

5.3 METODOLOGIA STOCK-WATSON

A metodologia Stock-Watson fundamentalmente é um modelo paramétrico que tenta capturar o movimento simultâneo das variáveis selecionadas e obter um indicador coincidente. Essas variáveis são então pensadas como decomponíveis em um fator comum não-observável e um fator idiossincrático. O modelo pode então ser colocado em um espaço de estado e como usual o estado não-observável pode ser filtrado e suavizado com rotinas de Kalman que é o indicador coincidente.

A construção original de Stock-Watson não leva em conta resultados do PIB trimestrais.

Mariano e Murasawa (2004) sugeriram utilizar a informação do PIB trimestral. A idéia é simples: dado que o que se deseja é um indicador do PIB mensal, trata-se de impor que tal variável latente seja de fato o próprio PIB mensal, utilizando-se como informação o PIB gerado trimestralmente, bem como séries coincidentes. Nesse

sentido, a imposição do modelo de um fator é irrelevante. Resta o problema de se computar corretamente tal estimativa. Um modelo VAR é utilizado para prever o PIB mensalmente e outros indicadores são utilizados, entre eles o PIB trimestral.

Em seguida, apresentamos o modelo de Stock-Watson padrão:

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= \beta + \gamma(L)\Delta C_t + u_t \\ D(L)u_t &= \varepsilon_t \\ \Delta C_t &= \mu_c + \lambda_{cc}\Delta C_{t-1} + \lambda_{cy}Y_{t-1} + v_{ct} \\ Y_t &= \mu_y + \lambda_{yc}\Delta C_{t-1} + \lambda_{yy}Y_{t-1} + v_{yt}\end{aligned}$$

As séries coincidentes são coletadas em X_t , sendo o índice coincidente C_t e Y_t o indicador antecedente. As duas últimas equações estabelecem a ligação entre o índice coincidente C_t e o antecedente Y_t . No trabalho original não havia essa preocupação e no nosso caso pode ser ignorado o componente antecedente. Os erros são supostos não-correlacionados e a estimação dos parâmetros realizada por critérios estatísticos.

O ponto fundamental é que nessa formulação há uma variável não-observada que passa a ser conhecida utilizando-se o aparato de Kalman. Posteriormente pode-se realizar uma previsão para tais índices coincidentes utilizando-se as duas últimas equações. Neste trabalho realizamos a construção de um indicador Stock-Watson para o PIB industrial.

6 MODELOS DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS COM FREQUÊNCIA MISTA

Recentemente, Mariano e Murasawa (2003) observaram que apesar de ser o PIB trimestral o indicador agregado mais importante em qualquer diagnóstico da economia, ele não contribuía, direta ou indiretamente, para a confecção de indicadores coincidentes.

A bem da verdade, essa omissão pode advir do fato de que mesmo trimestralmente conhecido, o PIB trimestral nem sempre é de pronto conhecimento. Ocorre que na classificação dos estados passados da economia e na aferição de outros índices coincidentes, poderia ser de extrema utilidade, mais ainda, quando se trata de realizar índices coincidentes setoriais da economia. Fazendo isso, assume-se também que a variável latente mensal é o crescimento do PIB, não mais.

O problema posto, porém, é que as séries coincidentes são mensais e as séries existentes, no caso do PIB industrial, são trimestrais e alguma composição é necessária.

Mariano e Murasawa (2004) propuseram uma análise de fator por máxima verossimilhança para circunscrever o problema, que possui convergência difícil. Em uma abordagem seguinte, foi proposta uma estrutura VAR sem qualquer imposição de fator único.

6.1 MODELO VAR

Seja $\{Y_{1,t}\}_{t=-\infty, \infty}$ uma série $N \times 1$ aleatória trimestral qualquer e $\{Y_{2,t}\}_{t=-\infty, \infty}$ uma série $M \times 1$, mensal, aleatória. Seja $NM=N+M$. Ademais, seja $\{Y_{1,t}^*\}_{t=-\infty, \infty}$ a série aleatória latente correspondente. Tal que:

$$\ln Y_{1,t} = \frac{1}{3}(\ln Y_{1,t}^* + \ln Y_{1,t-1}^* + \ln Y_{1,t-2}^*)$$

Nesse caso, a variável observável a cada terceiro mês é a média geométrica das variáveis latentes.

Tomando a diferença em três períodos, chegamos a:

$$\ln y_{1,t} = \frac{1}{3} \ln y_{1,t}^* + \frac{2}{3} \ln y_{1,t-1}^* + \ln y_{1,t-2}^* + \frac{2}{3} \ln y_{1,t-3}^* + \frac{1}{3} \ln y_{1,t-4}^*$$

$$\text{onde } y_{1,t} \equiv \Delta_3 \ln Y_{1,t} \quad e \quad y_{1,t}^* \equiv \Delta \ln Y_{1,t}^*$$

Note-se que observamos $y_{1,t}$ todo o terceiro mês e nunca observamos $y_{1,t}^*$.

Para todo t , seja:

$$y_t \equiv \begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix}, \quad y_t^* \equiv \begin{pmatrix} y_{1,t}^* \\ y_{2,t}^* \end{pmatrix}$$

e considere o seguinte operador de atraso:

$$H(L) = \begin{bmatrix} (1/3)I_N & 0 \\ 0 & I_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} (2/3)I_N & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} L + \begin{bmatrix} I_N & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} L^2 + \begin{bmatrix} (2/3)I_N & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} L^3 + \begin{bmatrix} (1/3)I_N & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} L^4$$

e escreva a equação:

$$(y - \mu) = H(L)(y_t^* - \mu^*);$$

$$\text{onde } \mu = E(y) \quad e \quad \mu^* = E(y_t^*)$$

Assuma a dinâmica com atraso de ordem p :

$$\Theta(L)(y_t^* - \mu^*) = w_t \approx NID(0, \Sigma)$$

6.2 REPRESENTAÇÃO EM ESPAÇO DE ESTADO

Vamos assumir a representação de estado de maneira a calcular os estados não-observáveis, via estimação de Kalman para $p < 5$.

$$\begin{aligned}
S_t &= \begin{pmatrix} y_t^* - \mu^* \\ y_t - \mu \end{pmatrix} \\
S_{t+1} &= AS_t + Bz_t \\
y_t &= \mu + CS_t \\
z_t &\approx NID \\
A &= \begin{bmatrix} \Phi_1 & \dots & \Phi_p & O_{N \times (5-p)N} \\ & & & O_{4N \times N} \\ I_{4N \times N} & & & O_{4N \times N} \end{bmatrix} \\
B &= \begin{bmatrix} \Sigma^{1/2} \\ O_{4N \times N} \end{bmatrix} \\
C &= [H_0, \dots, H_4] \\
\begin{pmatrix} y_t^* \\ y_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \mu_{1,t}^* \\ \mu_{2,t} \end{pmatrix} + \beta f_t + u_t \\
\varphi(L)f_t &= \varepsilon_t \\
\Theta(L)u_t &= v_t \\
\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \end{pmatrix} &\approx N(0, \begin{bmatrix} \sigma^2 & \\ & \Sigma_{22} \end{bmatrix})
\end{aligned}$$

A estimação é realizada via método de Quase-Newton e o algoritmo de maximização de esperança é descrito em Mariano e Murasawa (2004).

7 RESULTADOS DENTRO DA AMOSTRA

Para efeitos de comparação vamos nos limitar ao intervalo comum da amostra, 1981.6-2004.3, contrapondo as diversas metodologias.

7.1 INDICADORES TCB E TCB MODIFICADO

O indicador TCB modificado foi construído modelando-se um GARCH para as variâncias com um GARCH (2,2). Os indicadores, bem como a sua datação, são exibidos nos gráficos 2 e 3.

GRÁFICO 2

Indicadores TCB Modificado e TCB Industrial

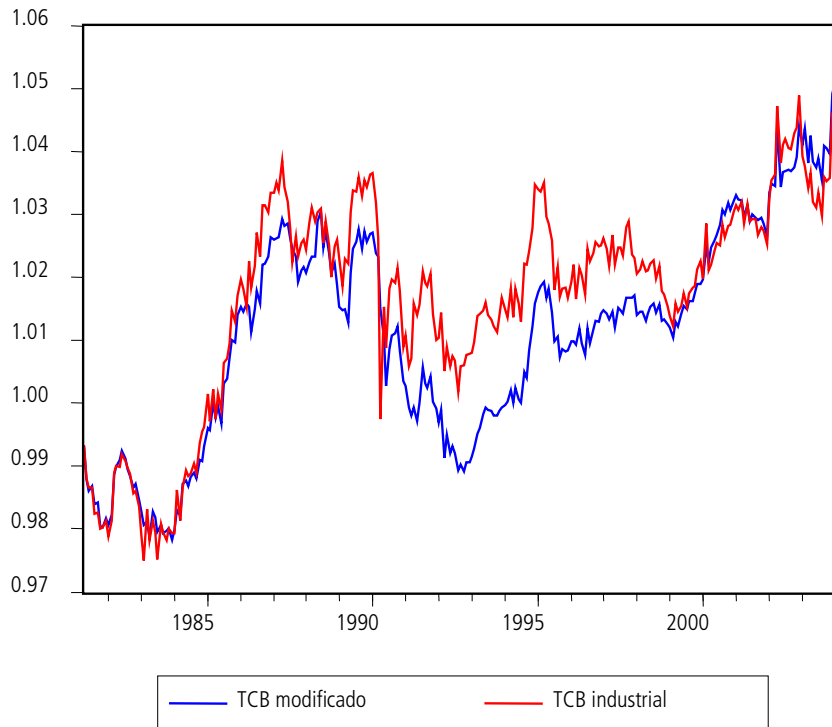


GRÁFICO 3A

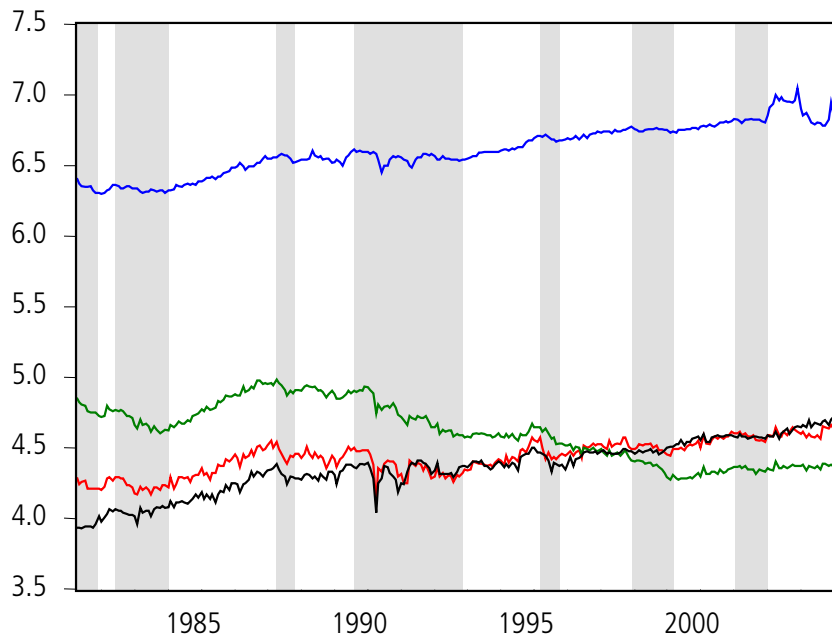
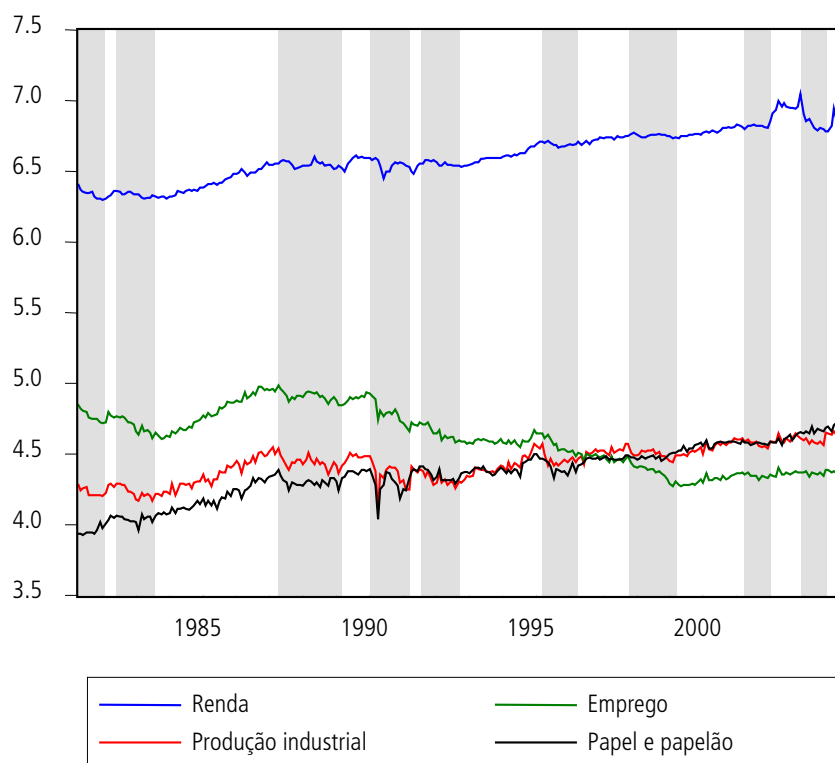


GRÁFICO 3B



Nota: No gráfico 3A, datação utilizando o método do TCB modificado. No 3B, utilizamos o TCB padrão.

7.2 INDICADOR DE STOCK-WATSON

A metodologia de Stock-Watson foi aplicada e a comparação e a datação obtidas são mostradas nos gráficos 4 e 5.

GRÁFICO 4

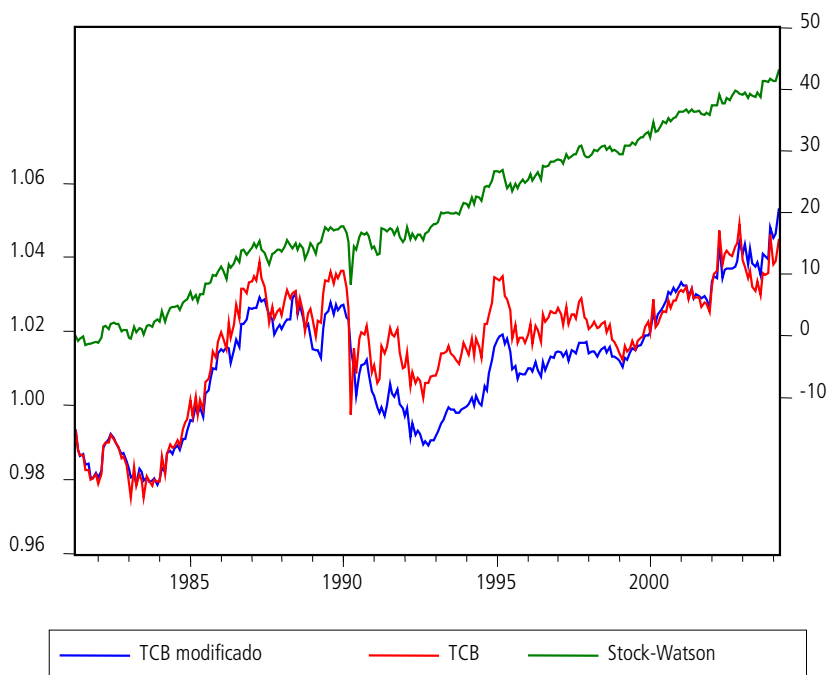


GRÁFICO 5

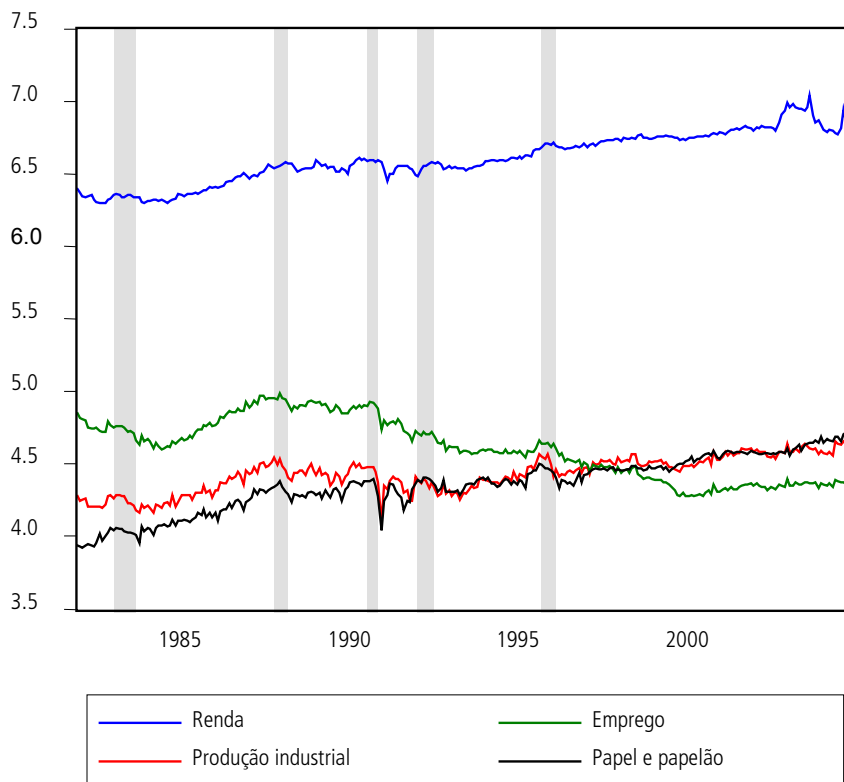


GRÁFICO 6

Indicador de Mariano-Murasawa

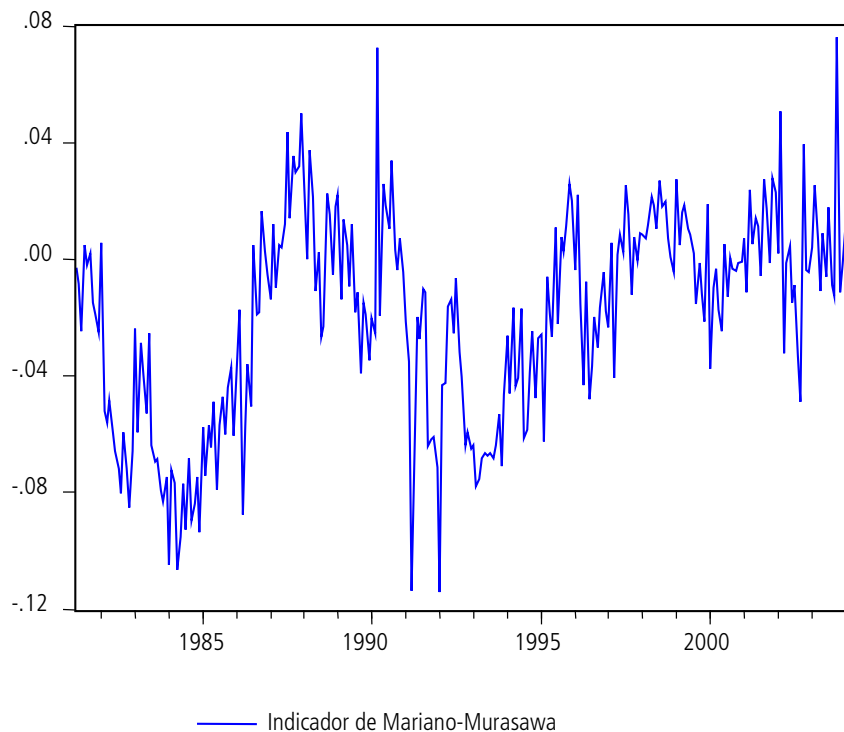


GRÁFICO 7

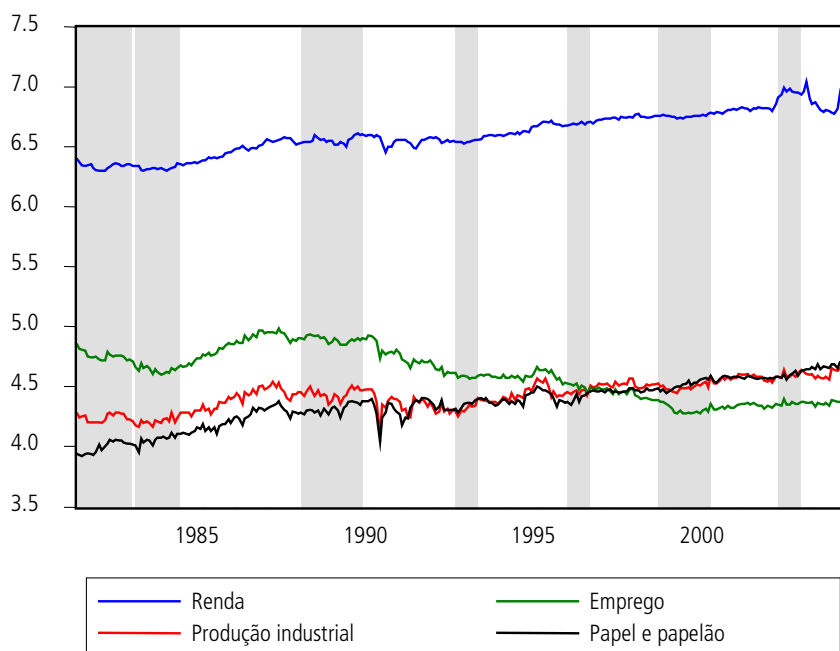


TABELA 4

Correlação cruzada

	Mariano-Murasawa	Stock-Watson	TCB padrão	TCB modificado
Mariano-Murasawa	1,000000	0,489194	0,553992	0,613305
Stock-Watson	0,489194	1,000000	0,782102	0,776957
TCB padrão	0,553992	0,782102	1,000000	0,924795
TCB modificado	0,613305	0,776957	0,924795	1,000000

8 CONCLUSÃO

Conforme pode ser observado na tabela 4 e nos gráficos, a disposição do índice de Mariano e Murasawa dá alento à idéia de se agregar informação trimestral à pesquisa de Indicadores Coincidentes, visto ser competitivo com o TCB padrão, sendo, contudo, muito mais sofisticado. O TCB, no entanto, é mais ágil na identificação de períodos recessivos enquanto o índice de Mariano-Murasawa tende a agregá-los e a ser mais lento em sua identificação dentro da amostra, deixando alguns pequenos períodos recessivos de lado.

A utilização de métodos de frequência mista dá, porém, um refúgio ao método TCB na medida em que confirma a construção de índices setoriais. Isto é, dado que o índice TCB é essencialmente heurístico, sua aproximada confirmação por um método que utilize informação setorial trimestral é uma contribuição importante e também uma autorização para o método heurístico.

O método de Stock e Watson não é adequado, pois não indica quase nenhum período. Finalmente, uma extensão natural do trabalho é criar um método de indicadores antecedentes que agregue informações trimestrais.

REFERÊNCIAS

- ALTISSIMO, F. *et al.* *Eurocoin: a real time coincident indicator of the euro area business cycle*. CEPR, 2001 (Discussion Paper, 3.108).
- BOIVIN, J.; NG, S. *Are more data always better for factor analysis?* 2003 (NBER Working Paper, 9.829).
- BRY, G.; BOSCHAN, C. *Cyclical analysis of time series: selected procedure and computer programs*. New York: National Bureau of Economics Research, 1971.
- BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. *Measuring business Cycles*, 1946.
- CAMBA-MENDEZ, G. *et al.* An automatic leading indicator of economic activity: forecasting GDP growth for European countries. *Econometrics Journal*, v. 4, S56-S90, 2001.
- CHAUVET, M. An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching. *International Economic Review*, v. 39, p. 969-996, 1998.
- CHAUVET, M.; PIGER, J. M. *Identifying business cycle turning points in real time*. Federal Reserve Bank of St. Louis, issue 0, p. 47-61, 2002 (Working Paper).
- CAHUVET, M.; LIMA, E. C. R.; VAZQUEZ, B. *Forecasting Brazilian output in real time in the presence of breaks: a comparison of linear and nonlinear models*. Estudos Econômicos da USP, 2005 (forthcoming).
- DUARTE, A. J.; ISSLER, J. V.; SPACOV, A. D. Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro: Ipea, v. 34, n. 1, abr. 2004.
- ESTRELLA, A.; MISHKIN, F. Predicting U.S. recessions: financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, v. 80, p. 45-61, 1999.
- FORNI, M.; LIPPI, M. The generalized factor model: representation theory. *Econometric Theory*, v. 17, p. 1.113-1.141, 2001.
- FORNI, M. *et al.* *The generalized dynamic factor model, one-sided estimation and forecasting*. 2003. Disponível em: <<http://homepages.ulb.ac.be/~lreichli/one-sided.pdf>>. Acesso em: 4 jul. 2006.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-384, Mar. 1989.
- INKLAAR, R.; JACOBS, J.; ROMP, W. *Business cycle indexes: does a heap of data help?* University of Groningen, Sep. 2004.
- LAM, P. S. The Hamilton Model with a general autoregressive component. *Journal of Monetary Economics*, v. 26, p. 409-432, 1990.
- LIMA, E. C. R.; DOMINGUES, G. B. Crescimento, recessão e probabilidade de reversão do ritmo de crescimento econômico do Brasil. *Boletim de Conjuntura*, Rio de Janeiro: Ipea, v. 51, p. 49-52, 2000.
- LUCAS, Jr. R. E. Understanding business cycle. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 5, p. 7-29, 1977.

- LUMSDAINE, R. L.; PRASAD, E. S. Identifying the common component of international economic fluctuations: a new approach. *The Economic Journal*, v. 113, p. 101-127, 2003.
- MARIANO, R. S.; MURASAWA, Y. A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series. *Journal of Applied Econometrics*, 2003.
- _____. *Constructing a coincident index of business cycles without assuming a one-factor model*. College of Economics, Osaka Prefecture University, Oct. 2004 (Discussion Paper).
- _____. *Constructing a coincident index of business cycles without assuming a one-factor model*. Econometric Society, 2005 (Working Paper, 710). Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/econ/feam04/710.html>>. Acesso em: 4 jul. 2006.
- MITCHELL, W. C.; BURNS, A. F. Statistical indicators of cyclical revivals. *NBER Bulletin*, v. 69, New York, 1938. Reprinted as Chapter 6 of MOORE, G. H. (ed.). *Business cycle indicators*, Princeton: Princeton University Press, 1961.
- MOORE, G. H.; SHISKIN, J. *Indicators of business expansions and contractions*. National Bureau of Economic Research, Incorporated, Jan. 1967.
- NEFÇI, S. Optimal prediction of cyclical downturn. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Aug. 1982.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.
- SARGENT, T. J.; SIMS, C. A. Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory. In: SIMS, C. A. (Ed.). *New methods in business research*. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. New indexes coincident and leading economic indicators. *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press, 1989.
- _____. A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience. In: STOCK, J. H.; WATSON, M. (Eds.). *Business cycles, indicators, and forecasting*. Chicago: University of Chicago Press, 1993.
- _____. A new indexes of coincident and leading economics indicators. *NBER Macroeconomics Annual*, p. 351-395, 1998a.
- _____. *A new approach to leading economic indicators*. Harvard University, Kennedy School of Government, 1998b, mimeo.
- _____. *A probability model of the coincident economic indicators*. 1998c (NBER Working Paper, 2.772).
- WATSON, M. (Ed.). *New research on business cycles, indicators and forecasting*. Chicago: University of Chicago Press, 1993.

EDITORIAL

Coordenação

Ronald do Amaral Menezes

Supervisão

Marcos Hecksher

Revisão

Lucia Duarte Moreira
Alejandro Sainz de Vicuña
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Marcio Alves de Albuquerque
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos
Carlos Henrique Santos Vianna
Joanna Silvestre Friques de Sousa
Bruna Werneck Canabrava
Emilia Teles da Silva (estagiária)

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9^a andar – sala 908
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5406
Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9^a andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5090
Fax: (61) 3315-5314
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6^a andar — Grupo 609
20044-900 – Rio de Janeiro – RJ
Fone: (21) 2215-1044 R. 234
Fax (21) 2215-1043 R. 235
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 136 exemplares