

Índices Antecedentes e Coincidentes da Atividade Econômica Brasileira: uma Aplicação da Análise de Correlação Canônica.*

Andrei Dudus Spacov[†]

Orientador: João Victor Issler[‡]
Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE
Fundação Getulio Vargas

Janeiro de 2001

Resumo

This paper uses canonical correlation analysis to identify leading and coincident indicators of economic activity in Brazil. In contrast with the traditional literature on the subject, no restrictions are made regarding the number of common cycles that are necessary to explain the complete cyclical behavior of the coincident variables. For the Brazilian data, it is found that three common cycles exhaust all the cyclical pattern of economic activity. Based on the methodology developed here, it is also suggested an alternative chronology of the recent Brazilian recessions.

*Esta pesquisa obteve o financiamento do Ministério da Fazenda e do Banco BBM. Agradeço também à CAPES pelo fornecimento de bolsa de estudos, e ao professor Marcelo Cortes Neri por sugestões. O autor é responsável por quaisquer erros remanescentes.

[†]epsacov@fgv.br

[‡]jissler@fgv.br

Sumário

1	Introdução	3
2	Ciclos Comuns	5
2.1	Correlação Serial Comum e Modelos VAR	6
2.2	Aplicações ao Estudo do Nível de Atividade Econômica	7
3	Índices Antecedentes e Coincidentes: uma Abordagem Teórica	9
3.1	Os Modelos Tradicionais	9
3.2	Análise de Correlação Canônica: a metodologia alternativa proposta por Issler e Vahid (2000)	11
3.2.1	Motivação e Teoria	11
3.2.2	Estimação	17
3.2.3	Testes de significância	17
3.2.4	Aplicações	17
4	Resultados Empíricos	18
4.1	Análise Preliminar dos Dados	18
4.2	Indicadores Coincidentes	20
4.3	Indicadores Antecedentes	22
4.4	Construção dos Modelos	23
4.4.1	Modelo Sem Exógenas	23
4.4.2	Modelo com Variáveis Exógenas	25
4.5	Caracterização de Recessões	26
5	Conclusão	29

1 Introdução

Os ciclos econômicos de expansão e retração do nível de atividade são tradicionalmente caracterizados por movimentos para cima ou para baixo num conjunto de séries mensais como emprego, renda e produção industrial. Estes são os chamados indicadores coincidentes da atividade econômica, que tendem a informar se a economia hoje está ou não em recessão, por exemplo. Existe ainda um outro conjunto de variáveis mensais que tende a se mover com uma certa antecedência em relação ao ciclo, indicando por exemplo que a economia entrará numa recessão daqui a um certo período de tempo. Estes constituem os chamados indicadores antecedentes da atividade econômica, dos quais podem fazer parte as próprias defasagens dos indicadores coincidentes e também algumas outras variáveis, como juros e nível de estoques da indústria, por exemplo.

O estudo da relação entre esses indicadores antecedentes e coincidentes de atividade econômica é crucial para o entendimento e previsão dos ciclos de negócios. E uma compreensão adequada das flutuações causadas por esses ciclos, por sua vez, é importante tanto para a formulação de política econômica como também para um planejamento eficiente dos negócios no setor privado. Porém, o estudo das relações entre esses dois grandes conjuntos de indicadores pode ser bastante complexo sem um prévio tratamento adequado dos dados. Como esses dois conjuntos de indicadores podem conter várias séries que não necessariamente estarão se movendo na mesma direção, seria interessante se pudéssemos de alguma forma resumí-los em alguns poucos pares de índices antecedentes e coincidentes que captassem os possíveis ciclos comuns existentes entre essas séries. Assim, ao invés de estudarmos diretamente o (possivelmente) complexo relacionamento entre o grupo de indicadores antecedentes e o grupo de indicadores coincidentes, nos conteríamos em estudar apenas o relacionamento entre esses poucos pares de índices que estariam nos revelando todo componente cíclico relevante para a análise.

Este trabalho possui dois objetivos distintos: em primeiro lugar, fazer uma breve resenha sobre as principais técnicas que vêm sendo utilizadas pela literatura na construção desses tipos de índices, com ênfase especial sobre a economia norte-americana que é onde o uso destas técnicas se encontra hoje mais disseminado. E em segundo lugar, utilizaremos algumas dessas técnicas para construir uma metodologia para a elaboração de índices antecedentes e coincidentes de atividade econômica para o Brasil.

Quanto ao primeiro objetivo, entender o comportamento dos ciclos dos negócios tem sido vital em várias economias avançadas. Esse exercício inclui: prever os determinantes das recessões, prever a sua frequência, seu tempo médio de duração, investigar a existência de assimetrias entre os ciclos de crescimento econômico, entre outros. Nos EUA, o livro clássico de Burns e Mitchell (1946) foi um marco no processo de entendimento dos ciclos de negócios, pois resumia, à época, todo um esforço de pesquisa de quase meio século, além de consolidar as bases do *National Bureau of Economic Research - NBER*, entidade que viria a liderar esse tipo de pesquisa naquele país.

Atualmente, se acessarmos a página da internet do NBER (<http://www.nber.org/cycles.html>), lê-se a seguinte caracterização de uma recessão:

“The NBER does not define a recession in terms of two consecutive

quarters of decline in real GNP. Rather, a recession is a recurring period of decline in total output, income, employment, and trade, usually lasting from six months to a year, and marked by widespread contractions in many sectors of the economy.”

Desse ponto de vista, uma recessão se constitui em vários meses consecutivos de declínio na atividade econômica em vários setores concomitantemente, ou seja, há uma sincronia no comportamento da atividade econômica dos diferentes setores, que é medida pelo comportamento da produção, renda, emprego e vendas, caracterizando assim os vários estágios e relações existentes na 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*.) (ii) Production of producer and consumer durables exhibit much greater amplitude than does the production of nondurables. (iii) Production and prices of agricultural goods and natural resources have lower than average conformity. (iv) Business profits show high conformity and much higher amplitude than other series. (v) Prices generally are procyclical. (vi) Short-term interest rates are procyclical; long-term rates slightly so. (vii) Monetary aggregates and velocity measures are procyclical.”

Devido a esse tipo de sincronia, vários autores, usando diferentes técnicas, optaram por modelar um conjunto de séries medindo a atividade econômica como tendo seus movimentos regidos por um conjunto menor de “fatores” ou, às vezes, de um conjunto contendo um único fator; ver por exemplo Stock e Watson(1988) e Chauvet(1998), para modelos envolvendo um único fator, e Engle e Issler(1995) e Issler e Vahid(1998), para modelos envolvendo dois fatores cíclicos. Este(s) fator(es) seria(m) capaz(es) de captar esse comportamento sincronizado que observamos nas séries que medem a atividade econômica.

Com relação ao segundo objetivo (o de construir uma metodologia para a elaboração de índices antecedentes e coincidentes para o Brasil), apesar de haver uma pesquisa sistematizada e contínua em relação ao estado da economia em diversos países avançados há muitos anos - como exemplificado acima para os EUA - aqui no Brasil esse tipo de atividade é praticamente inexistente. Há sem dúvida esforços isolados de alguns indivíduos e/ou instituições a esse respeito, valendo citar o esforço de Contador e Ferraz(1999), e do Centro de Estatísticas e Análises Econômicas, do IBRE, da Fundação Getúlio Vargas - CEAE/IBRE/FGV, e.g., Sondagem Conjuntural(2000).

A carência de estudos brasileiros sistematizados nessa área é a motivação principal deste trabalho. Uma possível estratégia a seguir seria a de “adaptar” ao Brasil parte do esforço de pesquisa internacional. O NBER seria um forte candidato de modelo a seguir, dado que essa instituição estuda o ciclo de negócios americano há quase um século, tendo farta documentação tanto em formato de livros como em formato de artigos publicados em periódicos especializados. Essa é exatamente a estratégia inicial deste trabalho. Um dos problemas, entretanto,

é que o NBER até pouco tempo não possuía um modelo matemático-estatístico formal que resumisse o estado da economia americana. Ao contrário, muitas das técnicas usadas tinham um conteúdo subjetivo forte, o que poderia dificultar a reprodução destas para o Brasil.

Há mais de uma década porém, Stock e Watson(1988, 1989, 1991, 1993) iniciaram um projeto experimental do NBER que visava exatamente construir um modelo formal que racionalizasse algumas das estatísticas fornecidas por esse centro. Esses autores trabalharam na construção de um índice de indicadores coincidentes e antecedentes de atividade econômica, bem como num indicador de períodos recessivos. Ao longo do desenvolvimento desse projeto experimental, algumas escolhas metodológicas tiveram que ser feitas forçosamente. É importante deixar claro que não existe uma única forma de se racionalizar a construção desses índices.

Nesse sentido, o presente estudo portanto adapta parte da metodologia do NBER sistematizada em Stock e Watson(1988, 1989, 1991, 1993) para o Brasil, combinando-a com a técnica alternativa baseada na teoria de correlações canônicas proposta em Issler e Vahid(2000), de forma a construir índices antecedentes e coincidentes para a atividade econômica brasileira. O uso da última se justifica pelo fato de que a técnica de Issler e Vahid teve uma performance superior à da técnica de Stock e Watson para as séries americanas, conforme descrito no artigo dos primeiros. Pode-se argumentar também que essas técnicas são bastante semelhantes, logo não estaríamos fugindo muito da idéia inicial de adaptar a técnica do NBER ao Brasil.

Na próxima seção, estudaremos um pouco sobre a literatura de ciclos comuns (*common cycles*), tentando compreender como ela se aplica ao uso de indicadores antecedentes e coincidentes da atividade econômica. Na seção 3, analisaremos os fundamentos teóricos por trás da construção desses índices, tanto do ponto de vista da metodologia tradicional de Stock e Watson como também de técnicas alternativas como a proposta em Issler e Vahid(2000), que se utiliza da análise de correlação canônica. Na seção 4 partimos para os resultados empíricos encontrados no Brasil, tentando também construir uma metodologia de caracterização das recessões. A seção 5 conclui esse trabalho.

2 Ciclos Comuns

Como definido na Introdução, os movimentos observados na atividade econômica são sincronizados, o que justifica uma redução no número de fatores que os explicam. Como os ciclos de negócios têm alguma persistência no tempo, apesar de se dissiparem a longo prazo, é razoável supor que esses fatores tenham autocorrelação serial. Como o número de séries na análise é maior do que o número de fatores, isso faz com que a correlação serial das séries seja comum. Por isso, faz sentido modelar um conjunto de séries medindo a atividade econômica usando modelos econométricos que capturem esse fenômeno. Isso nos remete à literatura de ciclos comuns, cujos principais conceitos podem ser úteis em nossa análise e os quais abordaremos brevemente a seguir.

Um dos modelos multivariados mais utilizados na área de macroeconomia aplicada é o modelo de autoregressão vetorial (VAR). Abaixo, discute-se como se pode usar esse tipo de modelo restringindo-o quando suas séries exibem correlação serial comum. Posteriormente, na seção 3, mostra-se como esses

conceitos se integram à teoria de correlação canônica, que pode ser usada para testar hipóteses e para construir índices coincidentes e antecedentes de atividade econômica.

2.1 Correlação Serial Comum e Modelos VAR

Considere $x_t = (y_{1t}, y_{2t})'$, um vetor de séries de atividade econômica. Por exemplo, eles podem representar a taxa de crescimento na produção em dois diferentes setores de atividade, ou em dois diferentes estados da federação, por exemplo. Suponha que ambas as séries tenham auto-correlação serial, porém que a seguinte restrição esteja presente entre ambas:

$$\begin{aligned} y_{1t} - \delta y_{2t} &= \varepsilon_t, \\ E[\varepsilon_t | \Omega_{t-1}] &= 0. \end{aligned} \quad (1)$$

Nesse caso, ambas as séries possuem auto-correlação serial comum, ou mais precisamente um ciclo comum, pois existe uma combinação linear de ambas que não tem correlação serial, dada pela primeira linha de (1). Uma forma alternativa de representá-las é:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} \omega_t + \xi_t, \quad E[\xi_t | \Omega_{t-1}] = 0. \quad (2)$$

ω_t não-observável e com auto-correlação serial,

sendo fácil verificar que (1) é atendida quando se usa a representação em (2).

Discute-se agora que tipo de restrição essa característica das séries em x_t tem sobre um modelo VAR que as inclua. Considere que o fator ω_t possa ser modelado usando-se as defasagens de x_t . Essa é uma hipótese razoável, dado que as séries em x_t possuem auto-correlação serial:

$$\begin{aligned} \omega_t &= A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \eta_t, \\ E[\eta_t | \Omega_{t-1}] &= 0. \end{aligned} \quad (3)$$

Nesse caso, essas 2 séries em x_t podem ser modeladas usando-se um VAR. Combinando (2) e (3) temos:

$$\begin{aligned} x_t &= \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_1 x_{t-1} + \dots \\ &\quad + \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_p x_{t-p} + \mu_t, \\ \mu_t &= \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} \eta_t, \\ E[\mu_t | \Omega_{t-1}] &= 0. \end{aligned} \quad (4)$$

Entretanto, esse VAR terá matrizes de coeficientes que não terão posto pleno, i.e., serão singulares, pois,

$$(1 - \delta) \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_i = 0, \quad \forall i = 1, \dots, p. \quad (5)$$

Pode-se, de forma alternativa, expressar esse VAR como uma regressão de posto reduzido:

$$\begin{aligned} x_t &= \Pi' z_t + \mu_t, \\ z_t &= (x'_{t-1}, \dots, x'_{t-p})', \\ \Pi' &= \left(\begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_1 \quad \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_2 \quad \dots \quad \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_p \right), \end{aligned} \quad (6)$$

onde, obviamente,

$$(1 - \delta) \Pi' = 0,$$

reflete a restrição de que a matriz de coeficientes de (6) é de posto reduzido.

2.2 Aplicações ao Estudo do Nível de Atividade Econômica

Aqui descreve-se de maneira mais formal, e menos heurística, as implicações econométricas da presença de ciclos comuns em análise multivariada baseada em modelos VAR.

Existem basicamente dois tipos de movimentos em comum que duas (ou mais) séries macroeconômicas podem apresentar: os de longo prazo, conhecidos na literatura como tendências comuns (*common trends*); e os de curto prazo conhecidos como ciclos comuns (*common cycles*). O primeiro tipo é captado pelo conceito de cointegração e os modelos de correção de erros (*Vector Error Correction Models - VECM*), sobre os quais muito já foi estudado desde o trabalho clássico de Engle e Granger(1987). Duas (ou mais) séries $I(1)$ são cointegradas se existe uma combinação linear delas que é $I(0)$, ou seja, as séries não se dispersam totalmente ao longo do tempo.

O segundo tipo introduz restrições adicionais à modelagem eficiente que foram inicialmente estudadas em Vahid e Engle(1993), utilizando-se do conceito mais geral de características comuns introduzido por Engle e Kozicki(1993). Duas (ou mais) séries autoregressivas apresentam característica comum de correlação serial se existe uma combinação linear delas que é imprevisível em relação ao passado dessas séries.

Tanto os movimentos em comum de curto como os de longo prazo introduzem restrições à modelagem que, ao reduzir o número de parâmetros a serem estimados aumentando assim os graus de liberdade presentes, tendem também a aumentar a eficiência das estimativas e previsões feitas a partir delas.

Formalmente, seja y_t um vetor n -dimensional de variáveis $I(1)$ com representação de Wold dada por:

$$\Delta y_t = C(L) \epsilon_t, \quad (7)$$

onde $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$ é o polinômio matricial referente ao operador de fase L , $L^k z_t = z_{t-k}$, com $C_0 = I_n$. Usando a identidade $C(L) = C(1) + \Delta C^*(L)$, $C_i^* = \sum_{j>i} -C_j$ para todo i e $C_0^* = I_n - C(1)$, podemos escrever (7) como:

$$\Delta y_t = C(1) \epsilon_t + \Delta C^*(L) \epsilon_t. \quad (8)$$

Integrando os dois lados de (8) obtemos:

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \epsilon_{t-s} + C^*(L) \epsilon_t = T_t + C_t, \quad (9)$$

onde (9) representa a decomposição de y_t em um componente de passeio aleatório chamado de tendência (T_t) e uma parte estacionária chamada ciclo (C_t), e é conhecida como representação de Beveridge-Nelson [Vahid e Engle(1993)].

Se $C(1)$ tem posto $n - q$ ($q > 0$), as tendências estocásticas de y_t podem ser descritas por apenas $n - q$ passeios aleatórios, e nesse caso y_t apresenta cointegração de ordem q . Isso quer dizer que existe uma matriz α' com $q \times n$ vetores linearmente independentes ($q < n$) tal que:

$$\alpha' C(1) = 0.$$

Analogamente, se $C^*(L)$ tem posto r , os ciclos estocásticos de y_t podem ser caracterizados por combinações lineares de apenas r ciclos. Isso quer dizer que existe uma matriz β' com $(n-r) \times n$ vetores linearmente independentes tal que:

$$\beta' C^*(L) = 0.$$

Assim, podemos observar que a cointegração e os ciclos comuns impõem restrições nas matrizes $C(1)$ e $C^*(L)$ respectivamente.

Em termos de uma representação VAR(p), se tivermos $n - q$ tendências comuns no sistema, seguindo Engle e Granger(1987) podemos montar o seguinte VECM:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= A_1 \Delta y_{t-1} + \dots + A_p \Delta y_{t-p} + \gamma \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \begin{bmatrix} A_1 & \dots & A_p & \gamma \alpha' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Se tivermos r ciclos comuns, a matriz $\begin{bmatrix} A_1 & \dots & A_p & \gamma \alpha' \end{bmatrix}$ terá posto r , o que implica que existem $n - r$ combinações lineares de y_t que não apresentam ciclos comuns. Podemos então restringir ainda mais o VECM acima para a seguinte representação parcimoniosa:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} I_{n-r} & \beta^{*'} \\ \mathbf{0} & I_r \end{bmatrix} \Delta y_t &= \begin{bmatrix} \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ A_1^* & \dots & A_p^* & (\gamma \alpha')^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} I_{n-r} & \beta^{*'} \\ \mathbf{0} & I_r \end{bmatrix} \varepsilon_t, \end{aligned}$$

onde $\beta' = \begin{bmatrix} I_{n-r} & \beta^{*'} \end{bmatrix}$ é a matriz de cofatores, e A_i^* e $(\gamma \alpha')^*$ representam respectivamente as partições de A_i e $\gamma \alpha'$. A partir do sistema acima, podemos ainda escrever a seguinte forma reduzida:

$$\Delta y_t = \begin{bmatrix} -\beta^{*'} \\ I_r \end{bmatrix} [A_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + A_p^* \Delta y_{t-p} + (\gamma \alpha')^* y_{t-1}] + \varepsilon_t,$$

que nada mais é do que um VECM de posto reduzido.

Assim como as restrições de cointegração são testáveis, Vahid e Engle(1993) também desenvolveram um teste para as restrições de ciclos comuns baseado na significância das correlações canônicas entre as primeiras diferenças das variáveis e os elementos do conjunto de informação passado. Isso indicará as combinações lineares independentes entre os níveis das variáveis que serão ruídos brancos, e portanto sem ciclos.

Vahid e Engle(1997) estenderam ainda esse conceito de ciclos comuns “sincronizados” para o caso de ciclos “não sincronizados”, introduzindo o conceito de ciclos codependentes. Isso se faz necessário pois, devido a custos de ajustamento e outros tipos de fricções, algumas variáveis possuem ciclos defasados, fato que se relaciona diretamente com o conceito de indicadores antecedentes de atividade econômica no presente trabalho.

É importante ressaltar ainda a influência que os ciclos comuns têm sobre a modelagem no momento de se escolher o número de *lags* do VAR. Vahid e Issler(1999), através de um estudo de simulação de Monte Carlo, mostraram que se a possibilidade de posto reduzido não é levada em conta no cômputo dos critérios de informação, podem surgir problemas sérios de especificação quanto ao número de *lags* do VAR. Especificamente, o critério modificado de Hannan-Quinn é o mais indicado quando estão sendo escolhidos posto e número de *lags* ao mesmo tempo.

3 Índices Antecedentes e Coincidentes: uma Abordagem Teórica

Nesta seção estudaremos a teoria que se encontra por trás da construção dos índices antecedentes e coincidentes da atividade econômica. Em primeiro lugar, abordaremos algumas técnicas tradicionais que vêm sendo utilizadas pela literatura norte-americana na caracterização dos ciclos de negócios, em especial o modelo de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993) que resume os esforços do programa experimental de *leading indicators* do NBER. Uma das principais características desses modelos é que eles impõe a restrição de que existe apenas um ciclo comum entre as séries coincidentes. Em seguida, estudaremos o modelo alternativo de indicadores antecedentes e coincidentes baseado na análise de correlação canônica proposto por Issler e Vahid (2000), onde não se faz nenhuma restrição *a priori* quanto ao número de ciclos comuns existentes entre as variáveis coincidentes.

3.1 Os Modelos Tradicionais

Desde o trabalho pioneiro de Burns e Mitchell(1946), que descreve cuidadosamente os aspectos cíclicos de várias séries temporais classificando-as como *leading*, *coincident*, ou *lagging* com relação ao nível de atividade econômica, o estudo e medição dos ciclos de negócios e principalmente as tentativas de se prever os *turning points* do nível de atividade econômica têm se disseminado rapidamente

tanto pelo meio acadêmico como pelo mercado financeiro. Também a partir do lançamento do *Index of Coincident Economic Indicators* pelo *Department of Commerce* (DOC) norte-americano, as tentativas de sumarizar os movimentos dessas séries em índices compostos se disseminou consideravelmente.

Filardo(1999) divide os modelos de previsão de recessões em cinco técnicas distintas: as ‘regras de bolso’ usando o *Composite Leading Indicator* (CLI) do *Conference Board* (conselho do NBER que data as recessões e expansões da economia norte-americana), o modelo probabilístico de Neftçi(1982), o modelo Probit de Estrella e Mishkin(1998) que estende o modelo de Neftçi para o uso simultâneo de vários indicadores, os modelos de previsão do PIB, e finalmente os modelos baseados em análise de fatores como Stock e Watson(1988, 1989, 1991, 1993) e Chauvet(1998). Depois de avaliar as performances de previsão de todos eles, tanto com dados revisados como com os dados efetivamente disponíveis em tempo real, concluiu-se que as três últimas técnicas são mais robustas às revisões de dados, e portanto são mais confiáveis para se prever recessões. Isso, apesar de o modelo experimental de Stock e Watson ter falhado em prever a última recessão dos Estados Unidos(1990/1991), tanto com seu índice antecedente como também com o coincidente.

Dentre essas técnicas, a mais recente e melhor elaborada estatisticamente está nos trabalhos de Stock e Watson. Há mais de uma década, Stock e Watson(1988, 1989, 1991, 1993) iniciaram um projeto experimental do NBER que visava exatamente construir um modelo formal que racionalizasse algumas das estatísticas fornecidas por esse centro. Esses autores trabalharam na construção de um índice de indicadores coincidentes e antecedentes de atividade econômica, bem como num indicador de períodos recessivos. A principal característica desse modelo é que ele assume a existência de **um único** ciclo ou fator comum C_t entre as variáveis macroeconômicas, que seria a variável latente “estado da economia”. Resumidamente, sendo X_t o vetor que compila as variáveis antecedentes e coincidentes, $\phi(L)$ um polinômio de defasagens escalar, $\gamma(L)$ e $D(L)$ polinômios de defasagens matriciais, o modelo se resume a:

$$\Delta X_t = \beta + \gamma(L)\Delta C_t + u_t$$

$$\phi(L)\Delta C_t = \delta + \eta_t$$

$$D(L)u_t = \epsilon_t$$

onde $E \begin{bmatrix} \eta_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t' & \epsilon_t' \end{bmatrix} = \text{diag}(\sigma_\eta^2, \sigma_{\epsilon_1}^2, \dots, \sigma_{\epsilon_n}^2)$, e onde $D(L) = \text{diag}[d_{ii}(L)]$.

Com essa especificação, a única fonte de movimentos em comum entre as séries é através de C_t .

Esse modelo pode ser escrito sob a forma de representação estado-espço e estimado usando-se o Filtro de Kalman. Das próprias estimativas de C_t sairá o índice coincidente, e as previsões de C_t por determinado período à frente formarão o índice antecedente correspondente.

Apesar de ter realizado bom trabalho em prever as recessões *in-sample*, os indicadores experimentais de Stock e Watson (assim como o índice tradicional do Departamento de Comércio) falharam consideravelmente em prever a recessão norte-americana de 90-91. Isso, apesar do fato desta recessão já ser largamente

considerada hoje como intrinsecamente *sui generis* devido a características peculiares como a Guerra do Golfo, trouxe bastante questionamento com relação à eficácia dos *leading* e *coincident indicators*. A justificativa de Stock e Watson(1993) foi de que o problema fundamental está no processo de escolha dos indicadores antecedentes relevantes para a análise, e não em qualquer problema de especificação do modelo. A idéia é que a importância ou não de determinado indicador é bastante variável dentro do histórico de recessões dos Estados Unidos, e isso nos serve para frisar o aspecto fundamental que é a escolha das séries componentes dos índices para a eficácia do modelo, qualquer que seja ele.

Para contornar o problema da recessão de 90, Chauvet(1998) sugere um modelo dinâmico de fatores que também restringe a apenas um ciclo comum entre as séries só que agora acrescentando uma modelagem de mudança de regime seguindo Hamilton(1989), a fim de captar assimetrias entre expansões e contrações dos ciclos de negócios. Para Chauvet, foi justamente o fato de a modelagem de Stock e Watson considerar simetria entre as expansões e contrações que o fez falhar na caracterização da recessão de 90. A idéia é que as expansões são graduais e duradouras, enquanto que as recessões são bem mais bruscas e de curta duração. O excelente *fit* obtido pelo modelo tanto para previsão *in-sample* como para *out-of-sample*, e também tanto para dados revisados como para os dados disponíveis em tempo real, sugere que esse tipo de modelagem explica bem não só a última recessão norte-americana mas também todas as anteriores desde a década de 50.

Também procurando saídas para o problema dos índices antecedentes e coincidentes com a recessão de 90, o trabalho de Estrella e Mishkin(1998) busca avaliar a eficácia em se usar indicadores financeiros como taxas e *spreads* de juros, índices do mercado acionário e agregados monetários como previsores de recessões. Usando um modelo Probit e testando tanto para previsões *in-sample* como também *out-of-sample*, eles chegam à conclusão de que o *spread* entre juros de curto e longo prazo e os índices do mercado acionário são indicadores bastante úteis para o nível de atividade econômica, sendo o primeiro mais eficaz a longo e o segundo a curto prazo. Mais do que isso, eles concluem que um modelo usando apenas esses dois indicadores financeiros teria previsto melhor a recessão de 90 do que os índices do *Department of Commerce* e de Stock e Watson, chamando a atenção para o possível problema de *overfitting* desses tipos de índices.

É importante destacar também que o uso de indicadores antecedentes e coincidentes pode ser aplicado não apenas para o nível de atividade econômica mas também para inflação, como em Chauvet (2000). Este trabalho constrói *leading indicators* de inflação para o Brasil usando a já citada técnica de análise de fatores, além de também usar uma outra técnica baseada em regressões lineares.

3.2 Análise de Correlação Canônica: a metodologia alternativa proposta por Issler e Vahid (2000)

3.2.1 Motivação e Teoria

Como vimos na seção anterior, a principal característica do modelo de Stock e Watson é que ele assume a existência de um único ciclo ou fator comum entre as variáveis macroeconômicas coincidentes. Esse fator é uma variável latente,

que tem autocorrelação serial positiva, e reflete “estado da economia”. As séries coincidentes - produção, renda, vendas, e emprego - contém adicionalmente componentes idiossincráticos auto-correlacionados. Vimos também que esse modelo pode ser escrito sob a forma de uma representação espaço-estado, e estimado usando-se o Filtro de Kalman. As estimativas mais importantes seriam a dessa variável latente que reflete o estado da economia, chamada de indicador coincidente, e de sua previsão ótima, chamada de indicador antecedente.

Alternativas recentes ao modelo usado por Stock e Watson são discutidas em, por exemplo, Chauvet(1998), Reichlin(2000) e Issler e Vahid(2000). Como já foi citado, Chauvet sugere um modelo dinâmico de fatores que também restringe as séries coincidentes a conterem apenas um fator cíclico comum. Como novidade, acrescenta-se um modelo de mudança de regime (Hamilton(1989)) para esse fator comum. Reichlin também trabalha com um modelo de fatores, embora sua preocupação seja a extração deste a partir de uma base de dados contendo inúmeras séries desagregadas de atividade econômica.

O enfoque teórico em Issler e Vahid (2000) se contrapõe ao usado nos modelos de fatores. Enquanto os últimos estão estreitamente relacionados à teoria de componentes principais, esses autores usam resultados advindos da teoria das correlações canônicas. A diferença, nesse caso, é pequena: enquanto a teoria de componentes principais busca encontrar combinações lineares dos dados com variância máxima, a teoria das correlações canônicas busca combinações lineares dos dados com correlação máxima *vis-a-vis* a um grupo de variáveis condicionantes. Para a construção de índices antecedentes e coincidentes, a principal diferença é que não se faz nenhuma restrição *a priori* sobre o número de ciclos comuns existentes entre as variáveis. Por exemplo, para o grupo de 4 séries coincidentes usados pelo NBER (horas trabalhadas, produção industrial, renda e vendas), pode-se ter 1, 2, 3 ou até 4 ciclos comuns entre elas¹.

Isso é importante na medida em que a imposição da restrição de existência de apenas um único ciclo comum pode ser bastante forte para as séries de atividade econômica. Nada impede, por exemplo, que horas trabalhadas e produção industrial possuam entre si um ciclo comum diferente do possuído entre renda e vendas, por exemplo. Ao se diminuir o número de restrições porém, diminui-se também os graus de liberdade, o que traz a necessidade de amostras maiores para se estimar o modelo.

A análise de correlação canônica é uma generalização da análise de regressão linear: enquanto esta última lida com o problema de encontrar a correlação máxima entre um escalar e um vetor de variáveis aleatórias (caso em que $n = 1$ nos desenvolvimentos abaixo), a correlação canônica visa encontrar o conjunto de correlações máximas entre dois vetores de variáveis aleatórias.

Sejam dois conjuntos de variáveis aleatórias estacionárias $\mathbf{x}'_t = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ e $\mathbf{y}'_t = (y_1, y_2, \dots, y_m)$, $m \geq n$, onde $\mathbf{x}_t(n \times 1)$ e $\mathbf{y}_t(m \times 1)$ são tipicamente medidos como desvios da média de suas respectivas populações, tal que:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x}_t \\ \mathbf{y}_t \end{pmatrix} \sim \left(\begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} & \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{X}} \\ \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} & \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \end{pmatrix} \right),$$

onde $E(\mathbf{y}_t \mathbf{y}'_t) = \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}}$ é a matriz de covariância de \mathbf{y}_t , $E(\mathbf{y}_t \mathbf{x}'_t) = \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{X}}$ e assim por diante.

¹No caso de 4 ciclos, as quatro séries representam ciclos totalmente independentes entre si.

Talvez seja bastante complicado analisarmos o relacionamento entre esses dois grandes conjuntos de variáveis sem algum processamento prévio do problema. Poderíamos então encontrar:

$$z_1 = \boldsymbol{\alpha}'_1 \mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} x_i$$

e,

$$w_1 = \boldsymbol{\beta}'_1 \mathbf{y}_t = \sum_{j=1}^m \beta_{1j} y_j$$

e determinar os coeficientes α_{1i} e β_{1j} tal que a correlação entre z_{1t} e w_{1t} é maximizada. z_{1t} e w_{1t} seria então nosso primeiro par de variáveis canônicas. Poderíamos, além disso, encontrar agora

$$z_2 = \boldsymbol{\alpha}'_2 \mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} x_i \quad e \quad w_2 = \boldsymbol{\beta}'_2 \mathbf{y}_t = \sum_{j=1}^m \beta_{2j} y_j$$

tal que α_{2i} e β_{2j} são os coeficientes que determinam a correlação máxima entre z_2 e w_2 , e além disso z_1 é não-correlacionada com z_2 , w_1 é não-correlacionada com w_2 e também z_1 e w_2 são não-correlacionadas entre si (assim como z_2 e w_1). Esse novo par z_2 e w_2 seria então o nosso segundo par de variáveis canônicas.

Poderíamos repetir esse procedimento até chegarmos ao n -ésimo par de variáveis canônicas. Assim, teríamos algumas (poucas) combinações lineares entre os elementos dos dois conjuntos que estariam exaurindo completamente os relacionamentos existentes entre os dois grupos. O estudo do possivelmente complexo relacionamento entre as variáveis de \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t se reduziria então ao entendimento de um pequeno conjunto de índices (designados pelos pares de variáveis canônicas) que estariam captando todos os ciclos comuns existentes entre os dois conjuntos de séries.

Formalmente, a análise de correlação canônica busca encontrar as matrizes

$$\mathbf{A}'_{(n \times n)} = \begin{pmatrix} \alpha'_1 \\ \alpha'_2 \\ \vdots \\ \alpha'_n \end{pmatrix} \quad e \quad \mathbf{B}'_{(n \times m)} = \begin{pmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \\ \vdots \\ \beta'_n \end{pmatrix}$$

que façam com que os vetores de variáveis canônicas

$$\begin{aligned}
\mathbf{z}_t &= \underset{(n \times n)}{\mathbf{A}'} \cdot \underset{(n \times 1)}{\mathbf{x}_t} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \cdots & \cdots & \alpha_{1n} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \cdots & \cdots & \alpha_{2n} \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ \alpha_{n1} & \cdots & \cdots & \cdots & \alpha_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} x_i \\ \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} x_i \\ \vdots \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n \alpha_{ni} x_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ z_n \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

e

$$\begin{aligned}
\mathbf{w}_t &= \underset{(n \times m)}{\mathbf{B}'} \cdot \underset{(m \times 1)}{\mathbf{y}_t} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \cdots & \beta_{1m} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \cdots & \beta_{2m} \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ \beta_{n1} & \cdots & \cdots & \cdots & \beta_{nm} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ y_m \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^m \beta_{1i} x_i \\ \sum_{i=1}^m \beta_{2i} x_i \\ \vdots \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^m \beta_{ni} x_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ w_n \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

sejam tais que:

1. Os elementos de \mathbf{z}_t possuem variância unitária e são não-correlacionados entre si:

$$E(\mathbf{z}_t \mathbf{z}_t') = \mathbf{A}' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \mathbf{A} = \mathbf{I}_n$$

2. Os elementos de \mathbf{w}_t possuem variância unitária e são não-correlacionados entre si:

$$E(\mathbf{w}_t \mathbf{w}_t') = \mathbf{B}' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \mathbf{B} = \mathbf{I}_n$$

3. O i -ésimo elemento de \mathbf{z}_t é não-correlacionado com o j -ésimo elemento de \mathbf{w}_t para $i \neq j$; e para $i = j$, a correlação é positiva e dada por r_i :

$$E(\mathbf{z}_t \mathbf{w}_t') = \mathbf{A}' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \mathbf{B} = \mathbf{R},$$

onde,

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} r_1 & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & r_2 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & r_n \end{pmatrix}$$

4. Os elementos de \mathbf{z}_t e \mathbf{w}_t são ordenados de forma que:

$$(1 \geq r_1 \geq r_2 \geq \dots \geq r_n \geq 0).$$

As correlações populacionais r_i são as chamadas correlações canônicas entre \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t , sendo que a cada uma delas corresponde um par de variáveis canônicas $z_i = \alpha'_i \mathbf{x}_t$ e $w_i = \beta'_i \mathbf{y}_t$.

Proposition 1 *A k -ésima correlação canônica entre \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t é dada pela k -ésima maior raiz de*
$$\begin{vmatrix} -\lambda \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} & \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \\ \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{X}} & -\lambda \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \end{vmatrix} = 0$$
, *denotada por λ_k . Os coeficientes de α_k e β_k podem ser encontrados fazendo $\lambda = \lambda_k$ em*
$$\begin{pmatrix} -\lambda \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} & \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \\ \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{X}} & -\lambda \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = 0$$
, *juntamente com as restrições contidas nos itens 1 e 2 acima.*

Proof. Para $k = 1$, temos o seguinte problema:

$$\begin{aligned} \max_{\alpha, \beta} \rho &= \frac{\text{Cov}[\alpha' \mathbf{x}_t, \beta' \mathbf{y}_t]}{[\text{Var}(\alpha' \mathbf{x}_t) \cdot \text{Var}(\beta' \mathbf{y}_t)]^{1/2}} = \frac{\alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta}{[(\alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha) \cdot (\beta' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta)]^{1/2}} \\ \text{s.a. } \alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha &= 1 \\ \beta' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta &= 1 \end{aligned}$$

$$\mathcal{L} = \alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta - \frac{1}{2} \lambda (\alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha - 1) - \frac{1}{2} \mu (\beta' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta - 1) \quad (10)$$

CPO's:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta - \lambda \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \Sigma'_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \alpha - \mu \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta = 0 \quad (12)$$

Pré-multiplicando (11) por α' e pré-multiplicando (12) por β' , temos:

$$\alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta = \beta' \Sigma'_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \alpha = \mu = \lambda \quad (13)$$

pela simetria de $\Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}}$.

A solução para o problema com $k = 1$ se resume então às equações:

$$\Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta = \lambda \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha \quad (14)$$

$$\Sigma'_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \alpha = \lambda \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta \quad (15)$$

Para $k > 1$, temos que resolver o seguinte problema:

$$\begin{aligned} \max_{\alpha, \beta} \rho &= \alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta \\ \text{s.a. } \alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha &= 1 \\ \beta' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta &= 1 \\ \alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha_i &= 0, \text{ para } i = 1, \dots, k-1 \\ \beta' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta_i &= 0, \text{ para } i = 1, \dots, k-1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathcal{L} &= \alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta - \frac{1}{2} \lambda (\alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha - 1) - \frac{1}{2} \mu (\beta' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta - 1) + \sum_{i=1}^{k-1} \nu_i \alpha' \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha_i \\ &\quad + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \beta' \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta_i \end{aligned} \quad (16)$$

CPO's:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta - \lambda \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha + \sum_{i=1}^{k-1} \nu_i \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha_i = 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \Sigma'_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \alpha - \mu \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta_i = 0. \quad (18)$$

Pré-multiplicando (17) por um α'_j genérico, $j = 1, \dots, k-1$, e pré-multiplicando (18) por um β'_j genérico, $j = 1, \dots, k-1$, temos:

$$\alpha'_j \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta - \nu_j \alpha'_j \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha_j = 0 \quad (19)$$

$$\beta'_j \Sigma'_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \alpha - \theta_j \beta'_j \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta_j = 0. \quad (20)$$

Usando (14) e (15) temos:

$$\alpha'_j \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \beta = \lambda \alpha'_j \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \alpha = 0$$

$$\beta'_j \Sigma'_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \alpha = \lambda \beta'_j \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \beta = 0,$$

o que nos dá por (19) e (20) que $\nu_j = \theta_j = 0$, $j = 1, \dots, k-1$.

A solução para o problema com $k > 1$ será a mesma do que com $k = 1$, dada pelas equações (14) e (15), que podem ser resumidas no seguinte sistema:

$$\begin{pmatrix} -\lambda \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} & \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \\ \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{X}} & -\lambda \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = 0, \quad (21)$$

que terá solução não-trivial se e somente se:

$$\begin{vmatrix} -\lambda \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} & \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{Y}} \\ \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{X}} & -\lambda \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} \end{vmatrix} = 0. \quad (22)$$

Note que (22) equivale a um polinômio que tem $m + n$ raízes. Porém, por (13), o valor da função objetivo é igual a uma das raízes desse polinômio. Em outras palavras, maximizar a correlação entre os conjuntos de variáveis contidos em \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t corresponde em maximizar o valor de λ . Assim, a primeira correlação canônica será a maior raiz de (22) e as suas respectivas variáveis canônicas podem ser obtidas por simples substituição em (21). A segunda correlação canônica será a segunda maior raiz de (22) e as suas variáveis canônicas correspondentes podem ser obtidas da mesma forma através de (21), e assim por diante. ■

É possível demonstrar que esse procedimento pode ser continuado até obtermos um número máximo de n correlações canônicas, que é a dimensão do menor vetor entre \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t .

3.2.2 Estimação

Em termos amostrais, a maneira mais simples de calcularmos a matriz \mathbf{R} e as variáveis canônicas correspondentes é através da seguinte proposição que aqui será apresentada sem prova:

Proposition 2 *Sejam $\mathbf{X} = (\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_T)'$ e $\mathbf{Y} = (\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2, \dots, \mathbf{y}_T)$ amostras de T observações de \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t . Os n primeiros autovalores da matriz*

$\mathbf{H} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}(\mathbf{Y}'\mathbf{Y})^{-1}\mathbf{Y}'\mathbf{X}$ serão estimadores consistentes dos quadrados das correlações canônicas populacionais $(r_1^2, r_2^2, \dots, r_n^2)$. Os autovetores correspondentes a eles serão estimadores consistentes de \mathbf{A} . Além disso, esses n primeiros autovalores de \mathbf{H} serão idênticos aos n primeiros autovalores da matriz $\mathbf{G} = (\mathbf{Y}'\mathbf{Y})^{-1}\mathbf{Y}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}$, cujos autovetores correspondentes serão estimadores consistentes de \mathbf{B} .

Proof. Veja Hamilton(1994), p.630-35. ■

3.2.3 Testes de significância

Com os estimadores das correlações canônicas em mãos, seria interessante testarmos quantas delas são significativamente diferentes de zero. Isso nos daria uma idéia do número de variáveis canônicas que é suficiente para explicarmos toda correlação existente entre \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t em forma canônica.

Podemos então utilizar os quadrados das correlações canônicas amostrais \tilde{r}_i^2 's em um teste de Razão de Verossimilhança para testarmos:

$$H_k : r_{k+1} = r_{k+2} = \dots = r_n = 0,$$

usando a seguinte estatística de teste [Anderson(1984, pp. 497-98)]:

$$LR = -T \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - \tilde{r}_i^2) \xrightarrow{d} \chi_{(n-k)(m-k)}^2.$$

3.2.4 Aplicações

A aplicação da teoria de correlações canônicas ao problema de correlação serial comum das séries num VAR (ou Vetor de Correção de Erros (VECM), mais adiante) é imediata. Voltando ao exemplo dado na seção 2, que trata do caso onde o VAR tem duas séries,

$$\begin{aligned} x_t &= \Pi' z_t + \mu_t, \quad E[\mu_t | \Omega_{t-1}] = 0 \\ z_t &= (x'_{t-1}, \dots, x'_{t-p})', \\ \Pi' &= \left(\begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_1 \quad \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_2 \quad \dots \quad \begin{pmatrix} \delta \\ 1 \end{pmatrix} A_p \right), \end{aligned} \tag{23}$$

onde,

$$(1 - \delta) \Pi' = 0, \tag{24}$$

sabe-se que há uma combinação linear dos elementos em x_t que é não correlacionada com os elementos de y_t : $(1 - \delta) x_t$. Do ponto de vista matemático

isso fica claro a partir da restrição (24). Se pré-multiplicamos (23) por $(1 - \delta)$, chega-se à:

$$(1 - \delta) x_t = (1 - \delta) \mu_t,$$

onde,

$$E_{t-1} [(1 - \delta) x_t] = (1 - \delta) E_{t-1} (\mu_t) = 0.$$

Logo, $(1 - \delta) x_t$ não possui auto-correlação serial.

Uma outra forma de ver a questão acima é a seguinte: $(1 - \delta) x_t$ não pode ser correlacionado com os elementos de y_t , pois estes são exatamente o passado de x_t . Se $(1 - \delta) x_t$ tivesse auto-correlação serial, não poderia ser ortogonal aos elementos de y_t . Exatamente porque a análise de correlações canônicas computa, seqüencialmente, combinações lineares entre os elementos de x_t e os elementos de y_t , com correlação máxima, se alguma correlação canônica for zero, sabe-se que não há mais combinações lineares dos elementos de x_t correlacionadas com os elementos de y_t . Isso segue pois a combinação linear de correlação máxima é zero, o que faz com que não haja nenhuma outra combinação dos elementos de x_t que tenha correlação não-nula com qualquer combinação dos elementos em y_t . Caso houvesse, isso seria uma contradição ao fato que as combinações dos elementos de x_t e y_t são escolhidas para ter correlação máxima. É imediato verificar por (23) que isso só ocorre pois esse sistema é de fato uma regressão de posto reduzido, onde (24) se verifica.

As referências básicas para uma discussão formal da análise de correlação canônica num arcabouço de modelos VAR com posto reduzido são Ahn e Reinsel(1988), Engle e Kozicki(1993), e Vahid e Engle(1993), bem como as referências neles contidas.

4 Resultados Empíricos

Nesta seção, adaptaremos parte da metodologia do NBER sistematizada em Stock e Watson(1988, 1989, 1991, 1993) para o Brasil, combinando-a com a técnica proposta em Issler e Vahid(2000) de forma a construir indicadores antecedentes e coincidentes para a atividade econômica brasileira.

4.1 Análise Preliminar dos Dados

Seguindo então a metodologia do NBER, partiu-se em busca de séries brasileiras em frequência mensal que satisfizessem os seguintes critérios ‘desejáveis’:

1. Possuíssem uma amostra de tamanho relativamente extenso, i.e., o intervalo de tempo entre a primeira e a última observação da amostra (a extensão ou *span* da amostra) deveria ser grande o suficiente não só pela quantidade de dados disponíveis em si, mas também para que o período caracterizado pela amostra possuísse expansões e contrações suficientes da economia. A idéia é que quanto mais recessões e expansões presentes na amostra maior a “aprendizagem” contida nos índices estimados.
2. A divulgação dos dados deveria ser feita num intervalo de tempo não muito longo, a fim de não comprometer o caráter sinalizador dos índices em relação ao estado da economia. De nada adiantaria possuímos um indicador excelente de atividade econômica que fosse disponível somente com uma

defasagem de por exemplo seis meses, já que a recessão provavelmente já teria chegado ao tempo que ele pudesse efetivamente indicar algo.

3. Seria desejável, num primeiro momento, que cada série fosse nacionalmente representativa.
4. O conjunto das séries em si deveria estar caracterizando o maior número possível de diferentes setores e aspectos da atividade econômica, de forma a não viesar os índices para nenhum setor de atividade específico.

O primeiro subproduto importante desse trabalho então pode ser visto nas Tabelas 1 e 2 do Apêndice, que listam respectivamente as séries que acabaram sendo efetivamente utilizadas na construção dos índices e outras variáveis que foram testadas em formulações alternativas. São divulgados nessas tabelas a fonte primária dos dados e o início da amostra disponível. Observando essas 200 séries (que representam praticamente a quase totalidade de séries mensais brasileiras relevantes para esse tipo de estudo), vemos que há dois tipos de dificuldades típicas em replicar, para o Brasil, a metodologia do NBER.

Podemos observar, em primeiro lugar, que muitas séries interessantes para serem utilizadas na análise possuem amostra de tamanho excessivamente reduzido. É o caso, por exemplo, das séries de Conta Capital (ingresso de investimento estrangeiro) divulgadas pelo Banco Central, que datam do início da década de 90. Para os Estados Unidos, as mesmas séries em frequência mensal datam do início da década de 60, sendo que algumas, por exemplo, estão disponíveis desde 1947. No Brasil, portanto, o primeiro problema encontrado nos dados é que as séries, em geral, datam do início da década de 80. Isso diminui os graus de liberdade disponíveis na análise devido ao pequeno número de observações em si, e também diminui a quantidade de recessões e expansões da economia que puderam ser captadas com esse *span*.

O segundo problema diz respeito à representatividade regional das variáveis disponíveis. As séries de faturamento do comércio varejista, por exemplo, só estão disponíveis com um tamanho de amostra razoável para o estado de São Paulo, o que prejudicaria a representatividade nacional dos índices (a Pesquisa Mensal do Comércio realizada pelo IBGE somente teve início em 1995 para o Rio de Janeiro e em 1997 para Recife e Salvador). Algumas séries possuem ambos os problemas, como é o caso dos índices de confiança e expectativas do consumidor, que são largamente utilizados como um indicador importante da economia norte-americana. No Brasil, estes só estão disponíveis para São Paulo (calculado pela FCESP) e mesmo assim computados a partir de maio de 1999².

Apesar dos problemas notados acima, a disponibilidade de um número cada vez maior de séries interessantes para a análise dos ciclos econômicos nos traz prospectos animadores para o futuro, na medida em que estas novas séries com representatividade nacional estarão disponíveis com um *span* maior de observações. Levando em conta os pontos acima, descreve-se agora como foram escolhidas as séries coincidentes e antecedentes a fazerem parte dos índices.

² Isso nos leva a reforçar mais uma vez a necessidade urgente que o país tem de criar uma tradição em computar melhor suas séries históricas com representatividade nacional, o que sem dúvida melhoraria muito a qualidade dos trabalhos empíricos realizados com dados brasileiros.

4.2 Indicadores Coincidentes

Como ponto de partida para selecionar as séries coincidentes, partiu-se em busca de *proxies* brasileiras para o índice norte-americano de Stock e Watson, que é composto por 4 séries: Produção Industrial, Renda agregada menos Transferências, Horas Trabalhadas e Vendas do Comércio Varejista e da Indústria (*Manufacturing and Trade Sales*). A única diferença desse índice para o índice coincidente tradicional divulgado pelo *Department of Commerce* norte-americano é a substituição da série de Emprego pela de Horas Trabalhadas, já que a primeira possui algumas fricções que introduzem alguma defasagem em relação ao ciclo, sendo que a série de Horas Trabalhadas reflete um pouco melhor o nível de atividade [ver Stock e Watson (1988)].

A descrição das *proxies* brasileiras escolhidas para compor o índice coincidente pode ser vista na Tabela 1. A medida de produção industrial foi o caso onde a *proxy* brasileira mais se adequou à americana, já que a série divulgada pela Pesquisa Industrial Mensal do IBGE (código IP neste trabalho) é ao mesmo tempo nacionalmente representativa, disponível sem grandes defasagens de tempo e possui uma amostra de tamanho razoável (desde janeiro de 1975). Para a medida de Renda, a melhor *proxy* encontrada foi o Rendimento Individual dos Ocupados (cód. REND) da Pesquisa Mensal do Emprego, realizada pelo IBGE. O principal entrave a se utilizar essa série é que ela constitui uma medida de renda pessoal, e não agregada como é o caso da série norte-americana. Um outro problema é que esta série diz respeito somente à renda do trabalho, quando o ideal seria captarmos rendas provenientes de todas as fontes possíveis, inclusive do capital. Infelizmente, não existe uma medida mensal de renda agregada para o Brasil³.

A melhor *proxy* encontrada para se medir horas trabalhadas foi a série de Horas Trabalhadas na Produção divulgada pela FIESP (cód. H_TRAB). Essa série possui duas características básicas: primeiro, diz respeito somente a horas trabalhadas na indústria, já que não existe uma medida desse tipo em frequência mensal para outros setores. Segundo, está restrita ao estado de São Paulo somente, já que as possíveis alternativas nacionalmente representativas possuem uma amostra muito pequena (seriam elas a série de horas trabalhadas na produção divulgada pela CNI, que tem início em dezembro de 1991; e a série de horas pagas na produção divulgada pelo IBGE, que tem início em janeiro de 1985).

Quanto à série de Vendas do Comércio e da Indústria, duas possibilidades foram consideradas: a primeira agregando-se as vendas da indústria de São Paulo (FIESP) e as vendas do comércio varejista de São Paulo (FCESP) - as séries correspondentes para todo o território nacional não possuíam o *span* necessário. Essa agregação foi feita tomando-se a proporção relativa em 1994 entre o PIB da indústria e do comércio. Como alternativa foi utilizada a série de expedição de papelão ondulado, que é nacionalmente representativa, possui amostra longa e é tradicionalmente utilizada no Brasil como indicador do nível de atividade econômica. A análise de ciclos comuns que veremos mais adiante mostrou que série de papelão ondulado (cód. PAPEL) se adequou melhor às especificações do modelo, talvez pelo fato de a série de vendas construída representar somente o estado de São Paulo.

³Apesar disso, surpreendentemente, a renda foi uma das séries que mais apresentou ciclos comuns com as demais componentes do índice, como veremos mais adiante.

Com essas 4 séries escolhidas, restringiu-se a amostra para início em fevereiro de 1983, tendo entre 16 e 17 anos de *span* (cerca de 200 observações para cada variável). Essa amostra, apesar de ser menor do que a disponível nos EUA, é relativamente ampla para os propósitos deste trabalho. Um possível problema da lista das séries que comporão o índice coincidente é a concentração excessiva em indicadores da indústria, dado que as séries de H_TRAB e IP dizem respeito diretamente à indústria, e a série PAPEL capta mais movimentos das vendas industriais, pois é mais comum o produto ser embalado quando sai da indústria e não quando sai do comércio varejista. Somente a série REND é mais distante do setor industrial. Isso é uma limitação imposta pela qualidade dos dados brasileiros, da qual pelo menos até o momento não temos como fugir.

A primeira pergunta que se faz com relação a essas 4 séries escolhidas é: como elas deveriam ser especificadas: em log-nível, primeiras diferenças, dessazonalizadas ou não? E uma outra pergunta relevante seria: elas são de fato coincidentes? Quanto à primeira pergunta, a análise do correlograma das séries mostrou que todas possuíam componentes de sazonalidade relevantes. Por isso, seguindo a metodologia do NBER, todas foram dessazonalizadas, em log nível, usando o procedimento X11 com componente sazonal aditivo. Após esse procedimento, analisou-se cada série para verificar se ainda restava algum padrão sazonal, o que não foi o caso. Em seguida foram realizados testes de raiz unitária para se verificar a necessidade ou não de se tomar a primeira diferença das séries. Os resultados dos testes de Phillips-Perron e Augmented Dickey-Fuller podem ser vistos na Tabela 3. Pela estatística ADF, que utiliza vários *lags* para a realização do teste (o número de *lags* ótimo foi escolhido pela significância da estatística *t* correspondente), não se pode rejeitar que as 4 séries possuem raiz unitária. Já pelo teste de Phillips-Perron, que permite que o erro da regressão tenha heterocedasticidade e autocorrelação serial, coloca-se em dúvida a existência de raiz unitária para as séries PAPEL (a 1%) e IP (a 5% de significância).

Para dirimir a dúvida sobre a existência de raízes unitárias nas quatro séries coincidentes, foi realizado um teste de cointegração restrita entre as variáveis, onde testou-se se havia cointegração entre as quatro séries, verificando se os vetores de cointegração poderiam ser combinações lineares entre estas onde o coeficiente de uma delas seria 1 e o das demais 0, i.e., um vetor de base canônica. Trata-se de um teste multivariado de integração, que verifica se uma determinada série (cujo coeficiente é igual a 1) é estacionária. Os resultados rejeitam a estacionariedade de todas elas (veja os resultados também na Tabela 3), o que nos fez - a exemplo do ocorrido em Stock e Watson (1988) - tomar as diferenças das séries dessazonalizadas em log nível.

Para respondermos à segunda pergunta apresentamos, na Figura 1, as correlações cruzadas das quatro séries escolhidas (em diferença dos logs dessazonalizados). Para cada uma delas, fixou-se a variável em questão e foi analisada sua correlação com diferentes *leads* e *lags* da Produção Industrial (IP). A análise desses resultados nos indica qual é a defasagem entre ambas onde a correlação é máxima. Com apenas uma exceção (a série de Renda), a defasagem zero é aquela que maximiza a correlação entre as séries. Mesmo para REND, as diferenças entre as correlações na defasagem zero e aquela onde a correlação é máxima são desprezíveis. Portanto, os resultados de correlação cruzada tendem a indicar que as séries são de fato coincidentes.

Na Figura 2 podemos observar os gráficos das taxas de crescimento dessas 4 variáveis. O que chama a atenção em primeiro lugar são as fortes oscilações

observadas em todas elas em 1990, por ocasião do Plano Collor. Além disso, de maneira geral elas parecem ser bem sincronizadas, com algumas captando alguns episódios da política econômica brasileira mais do que as outras (observe que as escalas são ligeiramente diferentes). A crise do México no começo de 1995 por exemplo, não aparece bem caracterizada na série de renda, enquanto que nas outras ela aparece. Já a crise da Rússia em 1998, por exemplo, só aparece bem caracterizada na série de Horas Trabalhadas.

A seguir, descreveremos o processo de escolha dos indicadores antecedentes a fazerem parte (junto com as defasagens das variáveis coincidentes) do índice antecedente.

4.3 Indicadores Antecedentes

O processo de escolha das séries que comporão os índices antecedentes, passa necessariamente por encontrarmos séries que tenham poder preditivo com relação ao futuro das séries coincidentes, além do passado destas, i.e., séries que *Granger-causem* as séries coincidentes. Num primeiro momento, praticamente todas as séries mensais disponíveis, relativas à atividade econômica, foram consideradas como potenciais componentes dos indicadores antecedentes. Após uma seleção prévia levando-se em conta tamanho da amostra, representatividade nacional e setorial, além da própria importância relativa com relação ao nível de atividade agregado, chegou-se ao número de 48 possíveis séries antecedentes (ver Tabela 1 e as séries que possuem código na Tabela 2 para uma descrição mais completa das variáveis utilizadas).

Seguindo-se então a técnica do NBER proposta por Stock e Watson, foram realizados testes de causalidade de Granger entre as variáveis em questão e cada uma das séries coincidentes. Os resultados estão expostos na Tabela 4 do Apêndice. A letra C indica causalidade da variável antecedente para a coincidente, B indica causalidade bi-direcional, D indica causalidade da coincidente para a antecedente e N indica ausência de causalidade em ambos os sentidos. O interessante no caso é que tenhamos o maior número possível de C's ou pelo menos B's presentes na linha da variável em questão.

Usando como critério de corte a presença de pelo menos dois C's (a variável antecedente Granger causa pelo menos duas componentes do índice coincidente), ficamos com 13 possíveis indicadores antecedentes. Observando essas séries, notou-se que muitas delas são medidas bastante similares. Por exemplo, temos três tipos de taxas de juros, quatro diferentes agregados monetários, e dois índices de preços. Seria interessante que escolhêssemos apenas uma série de cada um desses itens. Para representar as taxas de juros, decidimos usar a taxa SELIC, já que é a mais diretamente controlada por políticas econômicas. Quanto aos agregados monetários, optou-se por usar M3: sabe-se que M1 passou a ser bastante instável com as inovações financeiras que vêm surgindo nos últimos anos [ver Friedman e Kuttner(1996)]. Já o M2 brasileiro não é comparável à definição internacionalmente aceita, pois não inclui os depósitos a prazo. Já entre os índices de preços, decidiu-se utilizar o IPA, pois a maior parte das séries coincidentes escolhidas são medidas correlacionadas com a atividade do setor industrial.

A Tabela 1 contém os 7 indicadores antecedentes “exógenos” que acabaram sendo utilizados na análise. Podemos observar que são séries bem variadas, que captam diferentes aspectos do nível de atividade econômica. Temos desde

variáveis de política monetária – como taxa de juros e quantidade de moeda – até variáveis *forward-looking* do setor privado, como o índice de ações e previsões empresariais quanto ao nível de emprego⁴. Antes de serem realizados os testes de causalidade de Granger, foram feitos também testes de raiz unitária e correções para sazonalidade em cada uma das variáveis antecedentes utilizadas na análise. A Tabela 5 contém os resultados dos testes de raiz unitária para as 7 séries escolhidas como antecedentes, e a transformação utilizada para cada uma delas juntamente com o ajuste sazonal podem também ser observados na Tabela 1.

4.4 Construção dos Modelos

Antes de definirmos o modelo exato pelo qual incorporaremos as séries coincidentes e antecedentes escolhidas, é necessário verificarmos se existe alguma combinação linear das variáveis endógenas (no caso, os indicadores coincidentes) que é “estacionária,” i.e., testar se existe cointegração entre as quatro séries coincidentes. Usando o teste de cointegração de Johansen, verificou-se a existência de um vetor de cointegração entre essas quatro variáveis. O número de 9 *lags do VAR* escolhido para o teste foi determinado pela minimização dos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, e os resultados do teste bem como o vetor de cointegração podem ser vistos na Tabela 6.

Condicionado nessa evidência da existência de um vetor de cointegração entre as variáveis endógenas, decidiu-se então modelar as séries usando um *Vector Error Correction Model* (VECM) em primeiras diferenças:

$$\Delta y_t = A_1 \Delta y_{t-1} + \dots + A_p \Delta y_{t-p} + B_1 \Delta x_{t-1} + \dots + B_p \Delta x_{t-p} + \beta \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

onde y_t é o vetor de variáveis coincidentes (endógenas), x_t é o vetor de variáveis antecedentes “exógenas”, A_1, \dots, A_p são as matrizes de coeficientes das defasagens dos indicadores coincidentes, B_1, \dots, B_p são as matrizes de coeficientes das variáveis antecedentes exógenas e $\alpha' y_{t-1}$ é o escalar que define o vetor de cointegração. Observe que nem todas as variáveis em $\Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-p}$ se encontram em primeiras diferenças, apesar da notação; ver Tabela 1 para verificar a transformação usada para cada série em y_t e x_t .

De forma a verificar a robustez dos resultados empíricos, decidiu-se usar aqui dois modelos alternativos: um sem os indicadores antecedentes “exógenos” (i.e., não se usa as séries $\Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-p}$, logo, B_1, \dots, B_p são todas matrizes nulas) e outro incluindo como indicadores antecedentes não só as defasagens dos coincidentes mas também as variáveis exógenas escolhidas pelos testes de causalidade de Granger, i.e., (25) acima.

4.4.1 Modelo Sem Exógenas

Nesse caso, tem-se o seguinte VECM:

⁴Esta última, a exemplo das outras séries da Sondagem Conjuntural do CEAE/IBRE/FGV encontra-se disponível originalmente apenas em frequência trimestral, tendo sido transformada para frequência mensal utilizando-se a interpolação quadrática.

$$\Delta y_t = A_1 \Delta y_{t-1} + \dots + A_p \Delta y_{t-p} + \beta \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

onde a notação usada é a mesma da equação anterior.

Em primeiro lugar, deve-se definir o número de *lags* do VECM (p). Como para a realização do teste de cointegração montou-se um VAR onde o número de *lags* escolhido para as séries em nível foi 9, é de se esperar que o número ótimo de *lags* para as séries em diferença tenha apenas um *lag* a menos, ou seja, 8. Para confirmar isso, seguindo Vahid e Issler (1999), procedeu-se a escolha do número ótimo de *lags* permitindo ao mesmo tempo que as matrizes de coeficientes A_1, \dots, A_p tenham possivelmente posto reduzido (que é o que ocorre se for confirmada a existência de ciclos comuns entre as séries). Nesse artigo, Vahid e Issler, através de um estudo de Monte-Carlo, concluem que há erro de especificação quando o número de *lags* é escolhido sem se levar em conta a possibilidade de posto reduzido. Utilizando então as fórmulas modificadas para os critérios de informação contidas nesse estudo, chegamos aos resultados das Tabelas 7, 8 e 9 do Apêndice. Por esse critério escolheremos apenas o número de *lags*, sendo que o posto será determinado pela análise de correlação canônica.

Como podemos notar, o critério de Akaike (AIC) escolhe o *lag* 8, enquanto os outros dois critérios escolhem apenas 1 *lag*. A partir de testes de correlação serial dos resíduos (Tabela 10), observa-se claramente que o modelo com apenas 1 *lag* não passava no teste de auto-correlação serial, e que portanto estava mal especificado. Baseado nessas evidências e também na inexistência de resíduos correlacionados no caso do modelo com 8 *lags*, decidiu-se pela escolha desse último.

Calculando então as correlações canônicas entre as variáveis do lado esquerdo de (26) e as do lado direito (i.e., entre o grupo de coincidentes e o grupo de antecedentes), chegamos aos resultados da Tabela 11. Ali apresenta-se os quadrados das correlações canônicas ordenados da maior para a menor. Como descrito na seção teórica acima, é possível testar quantas dessas correlações não são significativamente diferentes de zero. Com isso, poderá se saber também se as matrizes de coeficientes no lado direito de (26) possuem posto reduzido ou não, ou seja, se o comportamento cíclico das 4 séries coincidentes pode ser explicado por um número de ciclos menor do que 4, i.e., se existem ciclos comuns entre elas. Pelos resultados da Tabela 11, observa-se que uma das correlações canônicas não é significativa, e que portanto apenas as três primeiras variáveis canônicas explicam o comportamento cíclico dessas quatro séries. Logo, dispomos de 3 ciclos para explicar o comportamento cíclico dessas quatro séries.

A Tabela 12 fornece os coeficientes das variáveis que formam cada combinação linear das séries coincidentes (V11 é associada à maior correlação canônica, V12 à segunda maior, chegando até V14 que é a menor, e que também é não significativa). Usando esses coeficientes, pode-se realizar as combinações lineares entre as variáveis coincidentes e assim construir as variáveis canônicas (que formam os ciclos independentes entre si). A Figura 3 mostra os gráficos dessas variáveis canônicas. Podemos observar que quanto menor a correlação canônica, mais errático o seu comportamento, i.e., mais próximo de um ruído branco. A primeira variável canônica (V11), como era de se esperar, é a que apresenta o componente cíclico mais bem definido entre elas.

Na Tabela 13 tem-se os mesmos coeficientes da Tabela 12, só que agora ponderados pelos seus respectivos desvios-padrão. Assim podemos ter uma idéia

do peso relativo que o índice coincidente dá para cada uma das séries. Vemos que para o modelo sem exógenas os pesos maiores em V11 vão para PAPEL e H_TRAB, sendo que REND tem um peso relativo muito pequeno. A Tabela 14 fornece também os coeficientes das variáveis canônicas antecedentes correspondentes a cada uma dessas 4 coincidentes. Apresentamos, na Figura 4, o gráfico apenas da variável canônica antecedente mais significativa (W11).

4.4.2 Modelo com Variáveis Exógenas

Realizando os mesmos passos agora com o modelo descrito pela equação (25), procedeu-se em primeiro lugar a escolha do número de *lags* ótimo para o $VECM(p)$ com exógenas. Seguindo o mesmo procedimento definido em Vahid e Issler (1999), chegamos aos resultados das Tabelas 15, 16 e 17. Observa-se agora que, enquanto os critérios de Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ) continuam sub-parametrizando o modelo ao escolherem apenas 1 *lag* (já que os resíduos nesse caso continuam com auto-correlação serial), o critério de Akaike (AIC) na presença de exógenas oferece uma forte tendência à sobre-parametrização. O AIC escolhe 12 *lags* e, ao realizarmos o mesmo teste com a possibilidade de até 24 *lags*, a maior defasagem é também escolhida. O fenômeno da tendência de sobre-parametrização do critério de Akaike não é novo num contexto de posto pleno para as matrizes de coeficientes do VAR; ver Lütkepohl(1993). Quando há a chance de posto reduzido para essas matrizes, Vahid e Issler alertam também para essa possibilidade.

Como foi observado que haveria um problema de *overfitting* ao se supor um padrão de auto-regressividade até o 24^o *lag*, considerou-se mais prudente escolher o número de *lags* a partir dos testes de auto-correlação serial dos resíduos (Tabela 10). Esse procedimento resultou na escolha também de 8 *lags* para o sistema com exógenas, o que faz sentido dado que as séries em nível (sem exógenas) foram modeladas usando-se um VAR(9).

Usando-se um VECM(8) para calcular as correlações canônicas entre as variáveis do lado esquerdo (coincidentes) e as do lado direito (antecedentes) de (25), chega-se aos resultados reportados na parte inferior da Tabela 11. Aqui, como no caso de um VECM sem exógenas, chegou-se ao mesmo resultado de apenas 3 pares de variáveis canônicas significativos – i.e., três ciclos para quatro séries coincidentes. A Figura 5 mostra os gráficos das variáveis canônicas coincidentes (V21, V22, ..., V24), listadas a partir daquela associada à maior correlação canônica até àquela associada à menor correlação canônica. De forma idêntica ao exercício anterior, pudemos observar que mais errático se torna o comportamento da série à medida que se caminha de V21 para V24, sendo que esta última pode ser considerada um ruído branco.

É apresentada também na parte inferior da Figura 4 a variável canônica antecedente correspondente à maior correlação canônica (W21). Os coeficientes tanto das coincidentes (V21,...,V24) como das antecedentes correspondentes (W21, ..., W24) podem ser vistos nas Tabelas 12 e 18, respectivamente. Já a tabela 13 nos mostra que no modelo com exógenas, o peso maior de V21 vai para PAPEL e o menor para REND, o mesmo resultado encontrado para o modelo sem exógenas.

A decisão de se introduzir ou não as variáveis exógenas no modelo passa por vários aspectos, como por exemplo a diminuição dos graus de liberdade. Um teste importante nesse sentido é o de exclusão conjunta de todas as variáveis

exógenas, no qual a hipótese nula é a de que os coeficientes correspondentes a essas variáveis são conjuntamente nulos. Esse é um teste de causalidade (no sentido de Granger) para as séries em x_t . Testa-se se as defasagens de Δx auxiliam na redução da variância do erro de previsão de Δy . Ao contrário do teste de causalidade usando séries duas-a-duas reportado anteriormente, esse é um teste **conjunto** de causalidade no sentido de Granger. O resultado pouco surpreende: rejeita-se a hipótese nula com um *P-Value* de 0.000 (estatística qui-quadrado em 376.25, com 224 graus de liberdade). Logo, as séries em Δx Granger-causam as séries em Δy . Como as variáveis Δx auxiliam na previsão futura de Δy , estas portanto não devem ser excluídas da análise multivariada como faz o modelo “sem exógenas”.

4.5 Caracterização de Recessões

A cronologia oficial das recessões nos Estados Unidos é determinada de uma maneira um tanto subjetiva, a partir de um conselho de economistas do NBER: eles se reúnem com uma certa frequência, observam as quatro séries que compõem o índice coincidente norte-americano (Renda, Vendas da Indústria e Comércio, Horas Trabalhadas e Produção Industrial), e também alguns outros indicadores, e decidem, de maneira *ex-post*, se a economia esteve ou não em recessão nos últimos seis meses ou um ano, por exemplo.

No Brasil não existe tal cronologia oficial, e geralmente, as recessões são determinadas por “consensos” informais em torno de movimentos do PIB trimestral calculado pelo IBGE. Algumas regras simples como a de duas quedas consecutivas são aplicadas, porém sem nenhuma regularidade formal ou preocupação com comparações intertemporais.

Aqui, utilizaremos as combinações lineares coincidentes (combinação das quatro séries coincidentes) para obter uma cronologia alternativa das recessões brasileiras do passado recente, respeitando os seguintes critérios:

1. Em primeiro lugar, o objetivo aqui é ter uma medida de recessão suficientemente abrangente, e que não se limite apenas às flutuações do PIB trimestral como referência básica. Como observado na definição de recessão utilizada pelo NBER (citada na introdução), ela é caracterizada por contrações em vários setores e aspectos da economia, como emprego, vendas e produção. Muitas vezes as diferentes facetas das recessões não são captadas por uma medida agregada como o PIB, o que justifica o uso dos índices coincidentes construídos aqui como forma alternativa para tentar captar os aspectos realmente relevantes para a população ao se caracterizar ou não uma recessão.
2. A medida de recessão deve fornecer uma regra clara e precisa para distinguir movimentos transitórios e/ou de baixa intensidade das recessões realmente relevantes, de forma que a intensidade e duração dos ciclos econômicos brasileiros possam ser comparáveis intertemporalmente.
3. A ocorrência ou não de uma recessão deve observar dois aspectos distintos: a intensidade do movimento cíclico e a persistência da contração. Uma medida de recessão que considerasse apenas a intensidade da queda dos índices coincidentes poderia estar negligenciando, por exemplo, um longo período de vários meses consecutivos de pequenas contrações nas séries

coincidentes. A idéia, portanto, é não negligenciar nem movimentos curtos de alta intensidade e nem movimentos longos de pequena intensidade.

Construiu-se então uma média móvel dos índices coincidentes para obedecer a restrição imposta no item 3. Dessa forma estaremos levando em conta as duas dimensões relevantes: a duração da contração e a sua intensidade. Se usássemos apenas a distribuição empírica dos índices em si, sem nenhum tipo de suavização, estaríamos correndo o risco de negligenciar alguns movimentos importantes como pequenas contrações seguidas durante um longo período de tempo.

Foram testadas especificações com médias móveis de 6, 8 e 12 meses em cada um dos índices coincidentes significativos, para os modelos com e sem exógenas (são reportados aqui apenas os resultados para médias móveis de 6 meses, por economia de espaço). Para se estabelecer o corte na cauda inferior da distribuição a partir do qual será identificada uma recessão, consideramos inicialmente dois critérios. No primeiro deles utilizamos o corte de dois desvios padrão para baixo, numa aproximação à distribuição normal. Como as distribuições empíricas são muito concentradas em torno das médias porém, e também devido à presença de *outliers* importantes (especialmente em torno de 1990), muito poucas observações foram efetivamente caracterizadas como recessões segundo esse critério. Como critério alternativo, utilizou-se uma medida de posição que não é afetada pelos *outliers* da distribuição. A partir do expediente americano, observou-se que as recessões consideradas pelo NBER correspondem historicamente a 14.81% dos dados mensais. Foi utilizado então o corte de 14.81% na cauda inferior da distribuição empírica para o Brasil⁵.

Os períodos recessivos determinados segundo esse último critério, juntamente com cada índice coincidente significativo são mostrados nas Figuras 6, 7 e 8 para o modelo sem exógenas, e 10, 11 e 12 para o modelo com exógenas (as áreas hachuradas nos gráficos correspondem aos períodos recessivos). Em primeiro lugar, deve-se ressaltar que o período efetivamente considerado como amostra começa no final de 1983, pois perde-se 8 observações ao escolhermos trabalhar com um VECM(8). Assim, consideramos a existência ou não de recessões somente a partir de 1984. Analisando os gráficos referentes aos 3 ciclos comuns (V11, V12 e V13) do modelo sem exógenas (Figuras 6, 7, 8), podemos notar que a caracterização das recessões difere ligeiramente entre os índices, sendo que uns captam algumas recessões melhor do que os outros. As recessões de 90/91 são captadas por todos, porém com algumas diferenças quanto ao seu início e término, sendo que V11 considera esta apenas uma recessão contínua e V12 e V13 a dividem em duas contrações descontínuas. V12 capta um período de contração também no segundo semestre de 1992, que os demais ciclos não captam. A recessão do segundo semestre de 1995, bem como a deflagrada pela crise russa ao final de 1998 e início de 1999, são captadas pelos três índices, diferindo apenas ligeiramente entre eles quanto ao mês de início e término.

Se fosse decidido utilizar como índice antecedente qualquer uma dessas três variáveis canônicas – por exemplo a que maximiza a correlação canônica (V11) – estaríamos correndo o risco de descartar informações importantes contidas nos outros dois ciclos comuns. Como podemos ver nas Figuras 6, 7 e 8, a caracteriza-

⁵Observe que são os percentis inferiores dos dados mensais que correspondem a recessões, sendo que para a média móvel cada observação de recessão corresponde a 6, 8 ou 12 meses recessivos, de acordo com o tamanho do período considerado.

ção dos períodos recessivos pode ser diferente dependendo do índice escolhido. A princípio, as três variáveis canônicas são ortogonais entre si. Logo, não se deveria a priori descartar alguma delas. Isso é reforçado quando observamos o valor das correlações canônicas quadradas obtidas na Tabela 11: nenhuma das variáveis canônicas significativas pode ser desprezada por ter uma correlação muito baixa (V13, a mais baixa delas, possui correlação quadrada de 0.35; enquanto que a mais alta possui 0.55). Assim, acreditamos que o monitoramento da atividade econômica dentro dessa metodologia deva ser feito ou através do acompanhamento em separado de cada um dos 3 índices significativos, ou através de algum índice composto que combine esses 3 ciclos comuns em uma única variável.

Construiu-se então para isso um índice coincidente composto (CCI1) combinando V11, V12 e V13 ponderadas pelos quadrados de suas correlações canônicas (já que as 3 variáveis se mostraram pró-cíclicas). Esse índice composto, apesar de não apresentar nenhum critério de otimalidade formal na determinação dos pesos de cada ciclo, serve para termos uma idéia de como seria um índice coincidente único que combinasse os 3 ciclos comuns segundo algum critério razoável para se determinar as ponderações. A Figura 9 mostra esse índice juntamente com os períodos recessivos determinados pela distribuição da sua média móvel de 6 meses (mesma metodologia usada para V11, etc.).

Vemos que esse índice composto indica uma recessão em 1990 (começando no final de 1989), duas pequenas contrações ao final de 1991 e segundo semestre de 1992, e uma recessão em meados de 1995; sendo que a contração do segundo semestre de 1998 e início de 1999 não é considerada recessão segundo CCI1. Esse último ponto pode parecer estranho à primeira vista, já que os 3 ciclos isoladamente indicavam uma recessão ao final de 98, e o índice composto nada mais é do que uma combinação pró-cíclica deles. O fato é que o critério do corte de 14.81% na cauda inferior da distribuição das médias móveis dos índices, implica numa forte relatividade intertemporal dos ciclos econômicos. Isso quer dizer, por exemplo, que um período de declínio dos índices somente será considerado uma recessão se ele for intenso o suficiente em comparação com o histórico de recessões do país. Se tivermos uma recessão muito forte em 90, por exemplo, os dados da amostra relativos a esse período estarão dominando a cauda inferior da distribuição da média móvel, e talvez o corte de 14.81% não capte outras contrações menores como a do final de 98. Por isso, é sempre importante ter em mente esse caráter relativo das recessões segundo essa metodologia, que é uma característica até desejável para a comparação intertemporal dos nossos períodos recessivos (item 2 acima).

Realizou-se o mesmo procedimento para o modelo com exógenas, e os gráficos correspondentes podem ser vistos nas Figuras 10, 11 e 12. Da mesma forma, apesar de a caracterização dos períodos recessivos ser semelhante tanto entre os 3 índices coincidentes do modelo com exógenas (V21, V22 e V23), como também entre esses e os outros 3 índices do modelo sem exógenas; existem algumas importantes diferenças. Por exemplo, a recessão do segundo semestre de 1995 só aparece em V21 e V23; enquanto que a contração do final de 1998 só é considerada recessão em V22.

É importante lembrar aqui que os gráficos mostram cada índice em si juntamente com os períodos recessivos determinados pela distribuição empírica de suas respectivas médias móveis. Eles não mostram o gráfico da média móvel de cada índice em si. Esse é um fato importante, que explica por exemplo porque

na Figura 10 o período correspondente ao final de 1992 é considerado recessivo, apesar de não haver nenhuma queda significativa do índice V21 em nenhum mês em particular. Esse é o caso típico que havíamos comentado anteriormente de vários meses consecutivos de pequenas quedas, que é captado pela média móvel. Como o modelo é especificado em primeiras diferenças, e não em nível; em alguns casos a simples observação do gráfico do índice pode ser enganosa, por isso o uso das médias móveis na determinação das faixas correspondentes aos períodos recessivos.

Foi construído também o índice composto CCI2 ponderando cada variável pelo seu respectivo quadrado da correlação canônica. A Figura 13 mostra esse resultado. Também com esse experimento podemos observar o forte caráter relativo que a caracterização de recessões segundo a presente metodologia possui.

Os resultados dessa seção estão sumarizados na Tabela 19, onde é possível também fazer uma comparação da periodização das recessões fornecida pela nossa metodologia com a periodização fornecida por uma regra simples de duas quedas consecutivas do PIB trimestral (a última linha da tabela fornece a cronologia segundo essa regra do PIB). Afora algumas divergências quanto ao início e término de alguns períodos recessivos, os maiores descasamentos entre a regra do PIB e a metodologia desse estudo estão nas contrações de 1987 e 1988 (que são consideradas recessões apenas pela regra do PIB), e nas contrações do segundo semestre de 1991 e 1992 (que são consideradas recessões apenas pela metodologia deste trabalho).

Repare que tais descasamentos não necessariamente apontam falhas em nenhuma das duas metodologias, eles apenas reforçam a idéia de que as variações do PIB e os índices coincidentes construídos aqui não medem necessariamente o mesmo tipo de flutuação. Isso só vem a reforçar a noção de que uma medida de PIB agregado nem sempre reflete a real situação econômica em todos os seus aspectos, e que o acompanhamento econômico através de um ou alguns dos índices construídos neste trabalho pode ser uma ferramenta bastante útil, não para substituir o acompanhamento tradicional do PIB trimestral e outras medidas que vêm sendo usadas, mas também para fornecer uma análise paralela mais abrangente.

5 Conclusão

Chega-se ao fim desse trabalho com algumas possibilidades de índices antecedentes e coincidentes de atividade econômica para o Brasil. Temos dois modelos: um com a presença de variáveis exógenas e outro sem elas, sendo que em cada um deles a atividade econômica é caracterizada por 3 pares de variáveis canônicas (cada par possui um índice coincidente e o índice antecedente correspondente). O teste de exclusão das variáveis exógenas sugere que se utilize o modelo com exógenas. Em princípio, o acompanhamento da atividade econômica poderia ser feito então através da observação de cada um dos 3 pares de variáveis canônicas do modelo com exógenas; ou através de algum índice composto que combinasse esses 3 ciclos comuns.

Combinar as três variáveis canônicas tem, por um lado, o benefício da simplicidade. Entretanto, abre-se a discussão sobre a forma que se deve usar para combinar esses 3 ciclos ortogonais. Para dados norte-americanos, Issler e Vahid (2000) utilizaram uma regressão *Probit* estrutural para estimar os pesos dados

a cada ciclo, encontrando um índice composto coincidente único. Como variável dependente da regressão foi usada uma variável binária refletindo a cronologia oficial das recessões fornecida pelo conselho do NBER. Desse modo, os pesos relativos puderam ser estimados segundo algum critério de otimalidade.

No Brasil, até o momento, não temos um conselho que determina a cronologia oficial das recessões *ex-post*, o que requer uma escolha de pesos mais arbitrária. Poder-se-ia, por exemplo, pensar em aplicar um modelo *Probit* usando como variável binária dependente alguma regra de bolso com a série do PIB, do tipo duas quedas trimestrais consecutivas. Isso porém estaria distorcendo um pouco o objetivo inicial dessa pesquisa, que é o de fornecer uma metodologia de acompanhamento da atividade econômica mais abrangente do que as simples regras para o produto agregado. Uma outra opção seria datar recessões das quatro séries coincidentes. A partir desse resultado, poder-se-ia computar os meses em que se observa recessões nas quatro séries simultaneamente, que poderiam ser chamadas de “recessões brasileiras.” A partir daí a metodologia plena de Issler e Vahid poderia ser usada. Todos esses são pontos que podem ser abordados em estudos futuros sobre o tema.

O que fica claro nesse estudo é que não existe critério óbvio para se verificar qual das possibilidades funcionaria melhor como sinalizador dos ciclos econômicos brasileiros. Talvez apenas a observação empírica desses índices durante um certo período de tempo pudesse indicar a direção a seguir. Por isso é recomendável a implementação de um programa experimental de índices antecedentes e coincidentes para o Brasil, à semelhança do estabelecido há mais de dez anos atrás para a economia norte-americana. Somente o estudo e acompanhamento prolongado desses índices pode determinar a eficácia ou não desse instrumental em se prever e estudar as contrações e expansões no Brasil.

Referências

- [1] Ahn, S. K. e G. C. Reinsel(1988), “Nested reduced-rank autoregressive models for multiple time series”, *Journal of the American Statistical Association*, 83, 849-856.
- [2] Akaike, H.(1975), “Markovian Representation of Stochastic Processes by Canonical Variables”, *SIAM Journal of Control*, 13, 162-173.
- [3] Anderson, T. W.(1984), *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis* (2nd ed.), John Wiley.
- [4] Anderson, H.M. e F. Vahid(2000), “Predicting Probability of a Recession with Nonlinear Autoregressive Leading Indicator Models”, Working Paper 3-2000, Monash University, downloadable from <http://www.buseco.monash.edu.au/Depts/EBS/Pubs/WPapers/>.
- [5] Ang, A. e G. Bekaert(1998), “Regime Switches in Interest Rates”, NBER Working Paper 6508.
- [6] Beaudry, P. e G. Koop(1993), “Do Recessions Permanently Change Output?”, *Journal of Monetary Economics*, 31, 149-163.

- [7] Beveridge, S. e Nelson, C.R.(1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into a Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the "Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 151-174.
- [8] Burns, A. F. e Mitchell, W. C.(1946), "*Measuring Business Cycles*," New York: National Bureau of Economic Research.
- [9] Carlino, G. e K. Sill(1998), "Common trends and common cycles in regional per-capita incomes", Working Paper: Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- [10] Chauvet, M.(1998), "An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching", *International Economic Review*, 39, 969-996.
- [11] Chauvet, M.(2000), "Leading Inflation Indicators for Brazil", Mimeo, Banco Central do Brasil.
- [12] Chauvet, M., Gouvea, S., Moreira, M. e Silva, J.(2000), "Two Methodologies to Build Inflation Leading Indicators for Brazil", Mimeo, Banco Central do Brasil.
- [13] Clements, M. P. e D. F. Hendry(1994), "Towards a theory of economic forecasting", Chapter 2 in C. P. Hargreaves (Ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press.
- [14] Clements, M. P. e D. F. Hendry(1995), "Forecasting in cointegrated systems", *Journal of Applied Econometrics*, 10, 127-146.
- [15] Contador, Claudio R. e Clarisse Bohrer Ferraz, (1999), "Previsão com Indicadores Antecedentes," 3a. Edição, Rio de Janeiro.
- [16] Dhrymes, P.J.(1970), *Econometrics: Statistical Foundations and Applications*, New York: Harper & Row.
- [17] Engle, R. F. e S. J. Brown(1986), "Model selection for forecasting", *Applied Mathematics and Computation*, 20, 313-327.
- [18] Engle, R. F. e C. W. J. Granger(1987), "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- [19] Engle, R. F. e J. V. Issler(1995), "Estimating common sectoral cycles", *Journal of Monetary Economics*, 35, 83-113.
- [20] Engle, R.F. and Kozicki, S.(1993), "Testing for Common Features," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 11, pp. 369-395, with discussions.
- [21] Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin (1997) "The Predictive Power Of The Term Structure Of Interest Rates In Europe And The United States: Implications For The European Central Bank," *European Economic Review*, v41(7), 1375-1401.
- [22] Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin (1998) "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables As Leading Indicators," *Review of Economics and Statistics*, v80, 45-61.

- [23] Fama, E.(1992), “Transitory Variation in Investment and Output”, *Journal of Monetary Economics*, 30, 467-480.
- [24] Filardo, A.(1999), “How Reliable are Recession Prediction Models”, *FED Kansas City Economic Review*, 2nd. Quarter, 35-55.
- [25] Friedman, Benjamin M. and Kenneth N. Kuttner (1996), “A Price Target for U.S. Monetary Policy ? Lessons from the Experience with Money Growth Targets ”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 77-146.
- [26] Granger, C. W. J.(1983), “Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models” , UCSD Discussion Paper 83-13.
- [27] Granger, C. W. J., M. L. King e H. White(1995), “Comments on testing economic theories and the use of model selection criteria”, *Journal of Econometrics*, 67, 173-187.
- [28] Hamilton, James D. (1989) “A New Approach To The Economic Analysis Of Nonstationary Time Series And The Business Cycle,” *Econometrica*, v57(2), 357-384.
- [29] Hamilton, J. D.(1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [30] Hotelling, H.(1935), “The Most Predictable Criterion”, *Journal of Educational Psychology*, 26, 139-142.
- [31] Hotelling, H.(1936), “Relations Between Two Sets of Variates”, *Biometrika*, 28, 321-377.
- [32] Issler, J.V. e Vahid, F.(1998), “Common Cycles and the Importance of Transitory Shocks to Macroeconomic Aggregates,” *Ensaio Econômicos* no. 334, Fundação Getulio Vargas, a sair no *Journal of Monetary Economics*.
- [33] Issler, J.V. e Vahid, F.(2000), “The Missing Link: Using Common Cycles to Construct an Index of Coincident and Leading Indicators of Economic Activity,” Mimeo, Fundação Getulio Vargas.
- [34] Johansen, S.(1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- [35] Lahiri, K. e Geoffrey H. Moore(1991), Eds., “*Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*,” Cambridge: Cambridge University Press.
- [36] Lucas, R. E. Jr.(1977), “Understanding Business Cycles”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, 7-29.
- [37] Lütkepohl, H.(1985), “Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process”, *Journal of Time Series Analysis*, 6, 35-52.
- [38] Lütkepohl, H.(1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Second Edition, Springer-Verlag.
- [39] Magnus, J. R. e H. Neudecker(1988), *Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Econometrics*, John Wiley.

- [40] Neftçi, S.N.(1982), “Optimal Predictions of Cyclical Downturns”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 4(3), pp. 225-42.
- [41] Neftçi, S.N.(1984), “Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?”, *Journal of Political Economy*, 92, 307-328.
- [42] Pagan, Adrian e Don Harding (1999) “Knowing the Cycle,” Mimeo, Research School of Social Sciences, The Australian National University.
- [43] Reichlin, Lucrezia (2000) “Extracting Business Cycle Indexes from Large Data Sets: Aggregation, Estimation, Identification,” paper apresentado no congresso mundial da Econometric Society.
- [44] Reinsel, G. C.(1993), *Elements of Multivariate Time Series Analysis*, Berlin: Springer-Verlag.
- [45] Rivers, D. e Q.H. Vuong(1988), “Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models”, *Journal of Econometrics*, 39, 347-366.
- [46] Sondagem Conjuntural (da indústria de transformação), ano 34, vol. 136, IBRE/FGV, 2000.
- [47] Stock, J. e Watson, M.(1988), “A New Approach to Leading Economic Indicators”, Working Paper: Harvard University, Kennedy School of Government.
- [48] Stock, J. e Watson, M.(1989) “New Indexes of Leading and Coincident Economic Indicators”, *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 351-95.
- [49] Stock, J. e Watson, M.(1991), “A Probability Model of the Coincident Economic Indicators”, in “*Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*,” K. Lahiri and G. Moore, Eds. New York: Cambridge University Press.
- [50] Stock, J. e Watson, M.(1993), “A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experiences,” in “*New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*,” J.H. Stock and M.W. Watson, Eds., Chicago: University of Chicago Press, for NBER.
- [51] Stock, J. e Watson, M.(1993), Eds., “*New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*” Chicago: University of Chicago Press, for NBER.
- [52] Tiao, G. C. e R. S. Tsay(1989), “Model specification in multivariate time series (with discussion)”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 51, 157-213.
- [53] Toda, Hiro Y. e Peter C. B. Phillips(1993), “Vector Autoregressions and Causality,” *Econometrica*, vol. 61(6), pp. 1367-1393.
- [54] Tso, M.K.-S.(1981), “Reduced rank regression and Canonical analysis” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 43, 183-189.
- [55] Vahid, F. e Engle, R. F.(1993), “Common Trends and Common Cycles”, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.

- [56] Vahid, F. and Engle, R.F.(1997), "Codependent Cycles," *Journal Econometrics*, vol. 80, pp. 199-121.
- [57] Vahid, F. e Issler, J.V.(1999), "The Importance of Common-Cyclical Features in VAR Analysis: A Monte-Carlo Study," *Ensaios Econômicos da EPGE*, N° 352.
- [58] Velu, R. P., G. C. Reinsel and D. W. Wickern(1986), "Reduced rank models for multiple time series", *Biometrika*, 73, 105-118.
- [59] Zellner, A. e C. Hong(1989), "Forecasting International Growth Rates Using Bayesian Shrinkage and other Procedures", *Journal of Econometrics*, 40, 183 - 202.
- [60] Zellner, A., C. Hong e C. Min(1991), "Forecasting Turning Points in International Growth Rates Using Bayesian Exponentially Weighted Autoregression, Time-Varying Parameter and Pooling Techniques", *Journal of Econometrics*, 49, 275-304.
- [61] Zellner, A. e C. Min(1999), "Forecasting Turning Points in Countries' Output Growth Rates", *Journal of Econometrics*, 88, 203 - 306.

TABELA 1**LISTA DE VARIÁVEIS MENSAIS INCLUÍDAS NA ANÁLISE**

VARIÁVEL	CÓDIGO	TRANSF.	AJUSTE SAZONAL	INÍCIO AMOSTRA	FONTE
INDICADORES COINCIDENTES					
Horas Trabalhadas na Produção - (Jun 1994=100)	H_TRAB	0	S	jan/75	FIESP
Papelão ondulado - expedição (caixas, acessórios e chapas) - ton.	PAPEL	0	S	jan/80	ABPO
Produção industrial - indústria geral - (média 1991 = 100)	IP	0	S	jan/75	IBGE/PIM
Rendimento Individual de Ocupados - (março 1992=100)	REND	0	S	jan/83	IBGE/PME
INDICADORES ANTECEDENTES					
Empréstimos - sist. financ.ao setor privado - pessoas físicas - (agosto 1994 = 100)	EMPPF	0	N	dez/80	BANCO CENTRAL DO BRASIL
IBOVESPA - Fechamento Mensal - (agosto 1994 =100)	IBOV	0	N	jan/71	BOVESPA
Índice de Preços do Atacado /DI - geral - variação (%) mensal	IPA	1	N	mar/44	FGV
Meios de pagamento - M3 (agosto 1994 = 100)	M3	0	N	jan/70	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Óleo Diesel - consumo aparente mensal metro cúbico (mil)	DIESEL	0	S	jan/80	PETROBRÁS
Previsões de AUMENTO menos previsões de DIMINUIÇÃO do emprego (em p.p.)*	SOND	1	N	abr/80	CEAE/IBRE/FGV
Taxas de juros SELIC - Overnight (%) mensal	SELIC	2	N	jan/74	ANDIMA

*variável originalmente em frequência trimestral transformada por interpolação quadrática.

0 - taxa de crescimento (dlog)

1 - primeira diferença

2 - em nível

TABELA 2**OUTRAS VARIÁVEIS**

VARIÁVEL	CÓDIGO	INÍCIO AMOSTRA	FONTE
Automóveis - produção mensal - unidades	-	jan/80	ANFAVEA
Automóveis - vendas mensal - unidades	-	jan/80	ANFAVEA
Autoveículos - produção mensal - unidades	-	jan/80	ANFAVEA
Autoveículos - vendas mensal - unidades	-	jan/80	ANFAVEA
Balança Comercial - quantum - índice (média 1996 = 100) mensal	BAL_COMERCIAL	jan/78	FUNCEX
Base monetária - fim período mensal R\$ (milhões)	-	jan/46	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Bens de Produção Mecânicos - Pedidos em Carteira - semana	PED_MAQ	jan/80	ABIMAQ/SINDIMAQ
Caminhões - produção mensal - unidades	-	jan/80	ANFAVEA
Caminhões - vendas mensal - unidades	-	jan/80	ANFAVEA
Concordatas Deferidas - São Paulo Capital	CONCORDATAS_SP	jan/68	IEGV
Consultas ao SPC (RJ)	-	jan/83	SPC - RJ
Consultas ao SPC (SP)	SPC	jan/76	SPC - SP
Consultas ao Tele Cheque (SP)	-	jan/87	Tele Cheque (SP)
Consultas ao Video Cheque (RJ)	-	jan/90	Video Cheque (RJ)

Consumo Aparente - G.L.P. - metros cúbicos (mil)	-	jan/80	PETROBRÁS
Consumo Aparente de Combustíveis - metro cúbico (mil)	-	jan/80	PETROBRÁS
Conta de Capital - investimentos estrang. - direto - moeda - ingresso mensal US\$ (milhões)	-	jan/92	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Conta de Capital - investimentos estrang. - líq.- moeda - fundos de renda fixa mensal US\$ (milhões)	-	dez/93	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Conta de Capital - investimentos estrang. - portfólio - líq.- moeda - US\$ (milhões)	-	jan/92	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Depósitos - poupança mensal R\$ (milhões)	-	jan/70	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Despacho de cimento (ton)	CIMENT	jan/54	SNIC
Despesa - Tesouro Nacional - custeio e investimento mensal - R\$ (milhões)	-	jan/86	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Emprego Assalariado do Comércio Varejista (Recife)	-	jan/97	IBGE/PMC
Emprego Assalariado do Comércio Varejista (Rio de Janeiro)	-	jan/95	IBGE/PMC
Emprego Assalariado do Comércio Varejista (Salvador)	-	set/97	IBGE/PMC
Empresas com BOA menos empresas com FRACA sit. atual dos negócios (em p.p.)*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Empresas com demanda FORTE menos empresas com demanda FRACA (em p.p.)*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Empresas com estoques INSUFICIENTES menos empresas com estoques EXCESSIVOS*	ESTOQ_INSUF_EXCE	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Empresas que AUMENTARAM menos empresas que DIMINUIRAM o emprego (em p.p.)*	-	jan/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Empréstimos - sist. financ.ao setor privado - habitação - saldo mensal R\$ (milhões)	EMPREST_HABIT	jan/70	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Empréstimos - sist. financ.ao setor privado - saldo mensal R\$ (milhões)	EMPRESTSETPRIV	jan/70	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Energia elétrica -consumo na prod. - indústria - índice (1978 = 100) - SP mensal	-	jan/75	FIESP
Energia Elétrica, Consumo Comercial Brasil (GWH)	ENERG_COM	jan/76	ELETROBRÁS
Energia Elétrica, Consumo Industrial Brasil (GWH)	ENERG_IND	jan/76	ELETROBRÁS
Energia Elétrica, Consumo Residencial Brasil (GWH)	-	jan/76	ELETROBRÁS
Energia Elétrica, Consumo Total Brasil (GWH)	-	jan/76	ELETROBRÁS
Exportações - preços - índice (média 1996 = 100) mensal	-	jan/77	FUNCEX
Exportações - quantum - índice (média 1996 = 100) mensal	-	jan/77	FUNCEX
Falências Decretadas - São Paulo Capital	FALENC	jan/68	IEGV
Fat. Real Comercio - Com.Geral s/Concess. (1994=100)	FATCOM_SCO	jan/80	FCESP
Fat. Real Comercio - Varejo Bens de Consumo (1994=100)	FATCOM_BC	jan/80	FCESP
Fat. Real Comercio Bens Duraveis - SP (1994=100)	FATCOM_DUR	jan/79	FCESP
Fat. Real Comercio Bens Nao Duraveis - SP (1994=100)	FATCOM_NDUR	jan/79	FCESP
Fat. Real Comercio Bens Semiduraveis - SP (1994=100)	FATCOM_SDUR	jan/79	FCESP
Faturamento Real Comercio - SP (AGO 1994=100)	FATCOM	jan/79	FCESP
Faturamento Real do Comércio Varejista (Recife)	-	jan/97	IBGE/PMC
Faturamento Real do Comércio Varejista (Rio de Janeiro)	-	jan/95	IBGE/PMC
Faturamento Real do Comércio Varejista (Salvador)	-	set/97	IBGE/PMC
Faturamento real dos super e hipermercados - Rio de Janeiro - índice	-	jan/95	IBGE
Horas pagas - na produção - indústria - índice (média 1985 = 100)	-	jan/85	IBGE/PIM
Horas trabalhadas - indústria - índice (média 1992 = 100)	-	dez/91	CNI
IBOVESPA - Fechamento Mensal	IBOV	jan/71	BOVESPA
IBOVESPA - Media Mensal	-	jan/73	BOVESPA
IBV - Fechamento Mensal	-	jan/71	BOLSA - RJ
ICMS - imposto sobre circulação - mercadorias e serviços - saldo mensal R\$ (milhões)	ICMS	jan/80	BANCO CENTRAL DO BRASIL
ICV - índice do custo de vida - (junho 94 = 100) - SP mensal	-	jan/89	DIEESE/SEADE

IGP/DI - geral - índice (agosto 1994 = 100) mensal	IGP	jan/44	FGV
IMEC - Ind. de Movimentação Econômica (1994=100)	-	jan/92	FIPE
IMEC - Ind. de Movimentação Econômica (Dessazon.) (1994=100)	-	jan/92	FIPE
Import. de Bens de Capital (US\$ M)	-	jan/96	SECEX
Importações - preços - índice (média 1996 = 100) mensal	-	jan/78	FUNCEX
Importações - quantum - índice (média 1996 = 100) mensal	-	jan/78	FUNCEX
Imposto de Renda (IR) - arrecadação mensal R\$ (mil)	-	jan/90	MINISTÉRIO DA FAZENDA
Imposto sobre prod. Ind. (IPI) - arrecadação mensal R\$ (mil)	-	jan/90	MINISTÉRIO DA FAZENDA
INA - Indicador do Nível de Atividade - indústria - índice (jun 1994 = 100) - SP mensal	INA	jan/75	FIESP
INCC - geral - índice (agosto 1994 = 100) mensal	-	jan/44	FGV
Ind. Vendas Físicas - Com.Geral s/Concess. (1994=100) -SP	-	jan/90	FCESP
Ind. Vendas Físicas - Comércio Geral (1994 = 100) - SP	-	jan/90	FCESP
Ind. Vendas Físicas - Duráveis (1994=100) -SP	-	jan/90	FCESP
Ind. Vendas Físicas - Nao Duráveis (1994=100) - SP	-	jan/90	FCESP
Ind. Vendas Físicas - Semiduráveis (1994=100) - SP	-	jan/90	FCESP
Ind. Vendas Físicas - Varejo Bens de consumo (1994=100) - SP	-	jan/90	FCESP
Índice das Condições Econômicas Atuais	-	mai/99	FCESP
Índice das Expectativas do Consumidor	-	mai/99	FCESP
Índice de Confiança do Consumidor	-	mai/99	FCESP
Índice de Custo das Exportações (Dez90=100)	-	jan/82	MACROMÉTRICA
Índice de Pessoal Ocupado - SP (6/94=100)	-	jan/75	FIESP
Índice do Total de Salários Nominais - SP (6/94=100)	-	jan/75	FIESP
Índice FGV/100	-	jan/86	FGV
Indústria Geral - Folha de Pagamento Médio Nominal (AGOSTO 1994=100)	-	jan/85	IBGE/PIM
Indústria Geral - Salário Contratual Médio Nominal (AGOSTO 1994 = 100)	-	jan/85	IBGE/PIM
Indústria Geral - Valor Nom. da Folha de Pagamento (AGOSTO 1994=100)	-	jan/85	IBGE/PIM
Indústria Geral - Valor Nominal da Produção (AGOSTO 1994=100)	-	jan/85	IBGE/PIM
Indústria Geral - Valor Nominal Das Horas Extras (AGOSTO 1994=100)	-	jan/85	IBGE/PIM
INPC - variação (%) mensal	INPC	abr/79	IBGE
IPC - geral - índice (agosto 1994 = 100) mensal	-	jan/90	FGV
IPC - geral - índice (jun 1994 = 100) - RMSP mensal	-	jan/73	FIPE
IPCA - índice (jun 1994 = 100) mensal	-	jan/89	IBGE
IPCA - tendência prospectiva para os próximos 6 meses (%) mensal	-	jul/95	IPEA
IPC-BR - Núcleo (Core Inflation) - % a.m.	-	jan/96	FGV
Letras Imobiliárias ou hipotecárias Mensal R\$ (milhões)	-	jan/70	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Meios de pagamento - fim período Mensal R\$ (milhões)	M1	jan/46	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Meios de pagamento - M2 - Mensal R\$ (milhões)	M2	jan/70	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Meios de pagamento - M4 - Mensal R\$ (milhões)	M4	jan/70	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Porcentagem de empresas que prevêem IGUALDADE na situação dos negócios para 6 m*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Porcentagem de Empresas com demanda considerada FORTE*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Porcentagem de empresas com demanda considerada FRACA*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Porcentagem de empresas com demanda considerada NORMAL*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV

Percentagem de empresas com estoques EXCESSIVOS*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas com estoques INSUFICIENTES*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas com estoques NORMAIS*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que AUMENTARAM o nível de emprego*	-	jan/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que consideram BOA a situação atual dos negócios*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que consideram FRACA a situação atual dos negócios*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que consideram NORMAL a situação atual dos negócios*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que DIMINUIRAM o nível de emprego*	-	jan/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que mantiveram o nível de emprego CONSTANTE*	-	jan/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de Empresas que prevêem AUMENTO do Nível de Emprego*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que prevêem AUMENTO da produção*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que prevêem DIMINUIÇÃO da produção*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de Empresas que prevêem DIMINUIÇÃO do nível de emprego*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que prevêem manter a produção CONSTANTE*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de Empresas que prevêem manter o nível de emprego CONSTANTE*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que prevêem MELHORA na sit dos negócios para 6 meses*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas que prevêem PIORA na sit dos negócios para 6 meses*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Percentagem de empresas sem estoques*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Pessoal empregado - indústria - índice (média 1992 = 100)	-	dez/91	CNI
Pessoal ocupado - na produção - índice (média 1985 = 100)	-	jan/85	IBGE/PIM
PIB - índice real - base móvel - dessaz.(média 1990 = 100) mensal	-	jan/80	IPEA
PIB - índice real - base móvel (média 1990 = 100) mensal	PIB	jan/80	IPEA
PIB - indústria - construção - índice real - base móvel (média 1990 = 100) mensal	-	jan/90	IBGE/NSCN
PIB - serviços - comércio - índice real - base móvel (média 1990 = 100) mensal	-	jan/90	IBGE/NSCN
Popul. Ocupada - Empregador (%)	-	mai/82	IBGE/PME
Popul. Ocupada - Empregados com Carteira Assinada (%)	-	mai/82	IBGE/PME
Popul. Ocupada - Empregados sem Carteira Assinada (%)	-	mai/82	IBGE/PME
Popul. Ocupada - Trabalho por Conta Propria (%)	-	mai/82	IBGE/PME
Populacao Ocupada - Comercio (%)	POPCOM	mai/82	IBGE/PME
Populacao Ocupada - Construcao Civil (%)	POPOCUP_CC	mai/82	IBGE/PME
População ocupada - índice (média 1993 = 100)	POPOCUP	mai/82	IBGE/PME
Populacao Ocupada - Industria Transformacao (%)	-	mai/82	IBGE/PME
Populacao Ocupada - Outros Servicos (%)	-	mai/82	IBGE/PME
Populacao Ocupada - Servicos (%)	POP_SERV	mai/82	IBGE/PME
Populacao Ocupada - Total (Habitante)	-	mai/82	IBGE/PME
Previsões de AUMENTO menos previsões de DIMINUIÇÃO da produção (em p.p.)*	AUM_DIM_PROD_FUT	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Previsões de AUMENTO menos previsões de DIMINUIÇÃO do emprego (em p.p.)*	-	abr/78	SONDAGEM IBRE/FGV
Previsões de MELHORA menos previsões de PIORA nos negócios em 6 m (em p.p.)*	-	abr/95	SONDAGEM IBRE/FGV
Produção de cimento (ton)	-	jan/54	SNIC
Produção Física - Embalagem total - índice	PRODEMB	jan/85	IBGE
Produção industrial - bens de capital - índice (média 1991 = 100)	PRODIND_BK	jan/75	IBGE/PIM
Produção industrial - bens de cons. - índice (média 1991 = 100)	PRODIND_BC	jan/75	IBGE/PIM

Produção industrial - bens de cons. duráv. - índice (média 1991 = 100)	PROD_DUR	jan/75	IBGE/PIM
Produção industrial - bens de cons. não duráv. - índice (média 1991 = 100)	PRODI_BCND	jan/75	IBGE/PIM
Produção industrial - bens intermed. - índice (média 1991 = 100)	PRODI_BINT	jan/75	IBGE/PIM
Produção industrial - indústria geral - quantum índice dessaz. (média 1991 = 100)	-	jan/85	IBGE/PIM
Receita do Tesouro Nacional - imposto de renda (IR) mensal R\$ (milhões)	-	jan/75	BANCO CENTRAL DO BRASIL
Rend. Medio Nominal - Comercio (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Construcao Civil (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Empregador (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Empregados Com Carteira Assinada (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Empregados Sem Carteira Assinada (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Industria Transformacao (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Outras Atividades (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Servicos (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rend. Medio Nominal - Trabalho Por Conta Propria (R\$)	-	jan/96	IBGE/PME
Rendimento médio - real - assalariados - trab. princ. - índice (média 1995 = 100) mensal	-	mar/85	DIEESE/SEADE
Salário - indústria - índice (média 1992 = 100)	-	dez/91	CNI
Salário mínimo real mensal R\$	-	jan/44	IPEA
Salários e outras remunerações reais do comércio varejista (Recife)	-	jan/97	IBGE/PMC
Salários e outras remunerações reais do comércio varejista (Rio de Janeiro)	-	jan/95	IBGE/PMC
Salários e outras remunerações reais do comércio varejista (Salvador)	-	set/97	IBGE/PMC
Seguro Desemprego - Total de Requerentes	-	jun/98	MINISTÉRIO DO TRABALHO
Seguro Desemprego - Total de segurados (requerimentos deferidos)	-	jun/98	MINISTÉRIO DO TRABALHO
Taxa de câmbio - efetiva - real - exportações - índice (jun 1994 = 100) mensal	TX_CAMBIO	jan/79	IPEA
Taxa de câmbio - efetiva - real - exportações - prod. manuf. - índice (jun 1994 = 100) mensal	TX_CAMB_MAN	jan/79	IPEA
Taxa de Desemp. Aberto - Comercio (%)	-	jan/96	IBGE/PME
Taxa de Desemp. Aberto - Construcao Civil (%)	-	jan/96	IBGE/PME
Taxa de Desemp. Aberto - Industria Transformacao (%)	-	jan/96	IBGE/PME
Taxa de Desemp. Aberto - Outras Atividades (%)	-	jan/96	IBGE/PME
Taxa de Desemp. Aberto - Servicos (%)	-	jan/96	IBGE/PME
Taxa de desemprego aberto (%) - referência: 30 dias - 6 RMs mensal	TXDESEMP	jan/80	IBGE/PME
Taxa de desemprego aberto (%) - referência: semana - 6 RMs mensal	-	jan/81	IBGE/PME
Taxa de juros - CDB pré-fixado (%) mensal	TX_JUROS_CDB	fev/84	ANDIMA
Taxa de Paridade R\$/US\$ - exportações - índice (jun 1994 = 100) mensal R\$/US\$	-	jan/79	IPEA
Taxa de Paridade R\$/US\$ - exportações - prod. manuf. - índice (jun 1994 = 100) mensal R\$/US\$	-	jan/79	IPEA
Taxa Overnight - Depósitos Interfinanceiros- (DI - Over), média mensal em % a.m.	TX_JUROS_DI_OVER	mar/86	ANDIMA
Tempo médio de procura de trabalho (Semana)	-	jan/91	IBGE/PME
Tendência comum de inflação (%) mensal	-	jul/95	IPEA
Termômetro de Vendas do setor supermercadista - índice	-	fev/96	ABRAS
Total de Horas Pagas - SP (6/94=100)	-	jan/75	FIESP
Transporte rodoviário - consumo aparente - óleo diesel mensal metro cúbico (mil)	-	jan/80	IBGE
Utilização capacidade instalada - indústria (%) - SP mensal	UTILCAP	jan/75	FIESP
Utilização da capacidade instalada - indústria (%) mensal	-	dez/91	CNI

Vendas do Comércio e Indústria - SP - índice (agosto 1994 = 100)**
Vendas nominais - indústria - índice (jun 1994 = 100) - SP mensal
Vendas Reais - indústria - índice (média 1992 = 100)
Volume Negociado - Bolsa RJ (R\$ m)
Volume Negociado - Bolsa SP (R\$ m)

M_T_SALES
VENDIND
-
-
-

jan/79
jan/75
dez/91
jan/71
jan/74

FCESP/FIESP
FIESP
CNI
BOLSA - RJ
BOVESPA

*séries disponíveis apenas em frequência trimestral.

**série construída utilizando-se como ponderação a proporção relativa entre comércio e indústria no PIB.

Tabela 3 - Testes de Raíz Unitária (Indicadores Coincidentes)

Variável (log dessaz.)	Estat. Phillips-Perron (cte.+ tendência)	Truncation Lag	Estat. ADF (cte.+ tendência)	No. Lags ADF	Teste de Coint. Restrita (Chi ²)
HORAS_TRAB	-1.275	4	-1.656	9	29.095**
PAPEL	-4.744**	4	-3.118	8	17.678**
IP	-3.768*	4	-1.902	12	14.7**
REND	-2.244	4	-2.452	11	27.4**

* rejeita Ho a 5%

**rejeita Ho a 1%

Tabela 5 - Testes de Raíz Unitária (Indicadores Antecedentes)

Variável	Estat. Phillips-Perron (cte.+ tendência)	Truncation Lag	Estat. ADF (cte.+ tendência)	No. Lags ADF
EMPPF (log)	-1.209	4	-1.244	4
IBOV (log)	-2.913	4	-3.360	9
IPA	-3.643*	4	-2.315	10
M3 (log)	-1.153	4	-1.948	8
DIESEL (log dessaz.)	-10.345**	4	-2.054	10
SOND	-4.578**	4	-2.336	12
SELIC	-12.168**	4	-4.326**	11

* rejeita Ho a 5%

**rejeita Ho a 1%

Tabela 4 - TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER (10% de signif. e 12 lags)

	D_HTRAB_SA	D_PRODIND_SA	D_REND_SA	D_PAPEL_SA
TX_SELIC_OVER	C	C	C	C
TX_JUROS_DI_OVER	C	C	C	C
TX_JUROS_CDB	N	C	C	C
D_M2	C	C	B	C
D_M3	C	C	B	C
D_M1_SA	C	B	C	C
D_IBOVESPA	C	C	B	C
D_M4	C	C	B	B
D_SOND_EMP	C	C	B	D
D_IPA	C	C	B	B
D_INPC	C	C	D	B
D_OL_DIESEL_SA	C	C	D	N
D_EMPRESTPF	N	C	N	C
D_FATCOM_NDUR_SA	C	B	B	B
D_SOND_EMPASS	C	B	B	B
D_PRODI_BCND_SA	C	N	N	B
D_FATCOM_SDUR_SA	B	B	C	N
D_IGP	C	B	B	B
D_FATCOM_BC_SA	C	B	D	B
D_FATCOM_DUR_SA	C	B	D	B
D_ICMS_SA	B	B	B	B
D_TXDESEMP_SA	B	B	D	B
AUM_DIM_PROD_FUT	D	D	D	D
D_POP_SERV_SA	D	D	D	D
D_POPOCUP_SA	D	D	D	B
D_TX_CAMBIO	D	N	D	C
D_UTILCAP_SA	N	N	B	D
D_FALENC_SA	N	N	N	N
D_SPC_SA	N	B	N	B
D_PROD_DUR_SA	N	B	D	D
ESTOQ_INSUF_EXCE	N	B	B	B
CONCORDATAS_SP	N	N	N	N
D_BAL_COMERCIAL	C	N	N	D
EMPREST_HABIT	N	N	D	N
D_EMPRESTSETPRIV	N	N	N	N
D_ENERG_COM	N	N	N	N
D_ENERG_IND	B	D	D	D
D_FATCOM_SCO_SA	D	D	D	D
D_INA_SA	N	N	N	N
D_PED_MAQ	D	D	C	B
D_POPCOM_SA	N	N	N	C
D_POPOCUP_CC	N	N	N	N
D_PRODI_BINT_SA	N	N	D	B
D_PRODIND_BC_SA	N	N	N	D
D_PRODIND_BK_SA	N	N	D	B
D_TX_CAMB_MAN_SA	D	D	C	B
LN_PRODEMB_SA	N	N	D	B
D_CIMENT_SA	N	C	N	N

Obs: as variáveis que estão com a letra D antes do seu código foram transformadas para primeira diferença e as que possuem SA após o seu código foram ajustadas sazonalmente.

B - Causalidade bi-direcional

C- Variável da linha Granger causa variável da coluna

D- Variável da coluna Granger causa variável da linha

N- Sem causalidade em nenhuma das direções

Tabela 6:
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN (INDICADORES COINCIDENTES)

no. Lags: 9

Ho: posto=p	- Tlog(1- \mu)	- T\Sum log(1- \mu)	Vetores coint.
p = 0	30.54*	55.94**	0
p < ou = 1	18.01	25.4	1
p < ou = 2	6.825	7.389	2
p < ou = 3	0.563	0.56	3

* rejeita Ho a 5%

**rejeita Ho a 1%

1 Vetor de cointegração padronizado:

H_TRAB	IP	REND	PAPEL
1	-2.956	0.529	1.495

Tabela 7:

**Critérios de Informação de Akaike p/ diferentes no. de Lags e posto do VAR
(SISTEMA SEM VARIÁVEIS EXÓGENAS)**

Lag / posto	posto = 1	posto = 2	posto = 3	posto = 4
Lag = 1	-48,531	-83,829	-89,941	-95,320
Lag = 2	-45,021	-76,966	-83,005	-88,898
Lag = 3	-54,514	-97,133	-108,491	-113,024
Lag = 4	-55,663	-97,942	-108,328	-107,093
Lag = 5	-53,813	-93,913	-119,012	-117,840
Lag = 6	-46,682	-89,679	-107,720	-99,486
Lag = 7	-46,529	-84,100	-102,194	-89,983
Lag = 8	-73,680	-105,605	-119,783	-104,386
Lag = 9	-67,934	-104,556	-119,266	-100,741
Lag = 10	-66,050	-102,979	-110,267	-87,424
Lag = 11	-66,769	-99,996	-100,277	-77,073
Lag = 12	-62,939	-98,079	-98,836	-75,518

Tabela 8:

**Critérios de Informação de Hannan-Quinn p/ diferentes no. de Lags e posto do VAR
(SISTEMA SEM VARIÁVEIS EXÓGENAS)**

Lag / posto	posto = 1	posto = 2	posto = 3	posto = 4
Lag = 1	-38,279	-65,888	-66,874	-69,690
Lag = 2	-29,643	-48,772	-44,560	-42,764
Lag = 3	-34,010	-58,688	-54,667	-46,386
Lag = 4	-30,032	-49,245	-39,126	-19,951
Lag = 5	-23,057	-34,963	-34,433	-10,194
Lag = 6	-10,799	-20,478	-7,763	28,665
Lag = 7	-5,521	-4,647	13,142	58,672
Lag = 8	-27,546	-15,900	10,930	64,773
Lag = 9	-16,674	-4,599	26,826	88,922
Lag = 10	-9,663	7,231	51,203	122,744
Lag = 11	-5,257	20,466	76,571	153,599
Lag = 12	3,699	32,635	93,391	175,657

Tabela 9:

**Critérios de Informação de Schwarz p/ diferentes no. de Lags e posto do VAR
(SISTEMA SEM VARIÁVEIS EXÓGENAS)**

Lag / posto	posto = 1	posto = 2	posto = 3	posto = 4
Lag = 1	-23,259	-39,602	-33,078	-32,139
Lag = 2	-7,112	-7,466	11,767	24,828
Lag = 3	-3,970	-2,361	24,190	51,247
Lag = 4	7,519	22,102	62,261	107,722
Lag = 5	22,005	51,404	89,485	147,520
Lag = 6	41,772	80,910	138,686	216,419
Lag = 7	54,561	111,761	182,121	276,467
Lag = 8	40,046	115,529	202,440	312,609
Lag = 9	58,428	141,850	240,866	366,799
Lag = 10	72,949	168,700	287,774	430,661
Lag = 11	84,865	196,955	335,673	491,557
Lag = 12	101,331	224,145	375,023	543,657

Tabela 10 - Teste de Auto-correlação serial dos Resíduos

MODELO SEM EXÓGENAS		
Nº Lags no VAR	Estatística F	P-value
1	1.9189**	0.0000
2	1.8577**	0.0000
3	1.456**	0.0034
4	1.4148**	0.0064
5	1.3143*	0.258
6	1.2332	0.0687
7	1.228	0.0734
8	0.91545	0.7124
9	0.96184	0.5909
10	0.97991	0.5420
11	1.0483	0.3645
12	0.96909	0.5710
MODELO COM EXÓGENAS		
Nº Lags no VAR	Estatística F	P-value
1	1.9037**	0.0000
2	1.6027**	0.0003
3	1.3196*	0.0247
4	1.3376*	0.0206
5	12.355	0.0715
6	1.1126	0.2312
7	1.3138*	0.0338
8	1.1707	0.1512
9	1.2734	0.0634
10	1.57**	0.0032
11	1.1831	0.1719
12	1.0881	0.3380

Obs: o nº de lags usado no teste foi 7

*rejeita a 5%

** rejeita a 1%

Tabela 11 - Teste de significância das Correlações Canônicas

Ho: as correlações canônicas na presente linha e todas as que se seguem são nulas.

MODELO SEM EXÓGENAS

	Quadrado das Correlações Canônicas	Graus de Liberdade	P-Values
1a.	0.557433	132	0.0001
2a.	0.424974	96	0.0001
3a.	0.357898	62	0.0001
4a.	0.204403	30	0.1209

MODELO COM EXÓGENAS

	Quadrado das Correlações Canônicas	Graus de Liberdade	P-Values
1a.	0.765780	356	0.0001
2a.	0.760162	264	0.0001
3a.	0.619285	174	0.0011
4a.	0.522495	86	0.1030

Tabela 12 - Coeficientes das Variáveis Canônicas Coincidentes**MODELO SEM EXÓGENAS (8 LAGS)**

	V11	V12	V13	V14
H_TRAB	-4,077181527	-1,171218676	0,982026225	-1,264636485
PRODI	-2,655563951	2,48651073	-0,69884978	0,722310248
REND	0,209539184	-0,071350257	0,33344995	2,598726499
PAPEL	7,523206294	-0,243941796	0,383373606	-1,056400262

MODELO COM EXÓGENAS (8 LAGS)

	V21	V22	V23	V24
H_TRAB	-0,534117914	0,541383834	1,340746935	44,03230257
PRODI	0,532519295	2,121634015	-1,48583902	-27,65985065
REND	0,184900315	0,290284857	0,862904718	-35,40828453
PAPEL	0,816698303	-1,953302707	0,282187362	20,0358326

Tabela 13 - Coeficientes das Variáveis Canônicas Coincidentes Ponderados por seus Desvios-Padrão

MODELO SEM EXÓGENAS (8 LAGS)

	V11	V12	V13	V14
H_TRAB	-4,077181527	-1,171218676	0,982026225	-1,264636485
PRODI	-2,655563951	2,48651073	-0,69884978	0,722310248
REND	0,209539184	-0,071350257	0,33344995	2,598726499
PAPEL	7,523206294	-0,243941796	0,383373606	-1,056400262

MODELO COM EXÓGENAS (8 LAGS)

	V21	V22	V23	V24
H_TRAB	-0,534117914	0,541383834	1,340746935	44,03230257
PRODI	0,532519295	2,121634015	-1,485839015	-27,65985065
REND	0,184900315	0,290284857	0,862904718	-35,40828453
PAPEL	0,816698303	-1,953302707	0,282187362	20,0358326

Tabela 14 - Coeficientes das Variáveis Canônicas Antecedentes
MODELO SEM EXÓGENAS (8 LAGS)

Variável	W11	W12	W13	W14
HTRAB1	1,0000000000	1,0000000000	1,0000000000	1,0000000000
HTRAB2	0,9199569667	1,6127850405	0,2469697412	0,155809217
HTRAB3	0,0282315389	-1,4727454540	0,0229930847	0,109753777
HTRAB4	0,5674118000	-0,3138337675	-0,4626353733	0,748937339
HTRAB5	0,0851234856	0,1282864542	-0,5257562897	1,780051365
HTRAB6	1,2088484398	-1,4670594204	-0,1608177099	-0,525958201
HTRAB7	1,7685957795	-0,0225113662	-0,1912999162	-0,595633189
HTRAB8	0,8945196993	-0,6703318858	-0,1650307511	0,354839665
PRODI1	-0,3317133866	-4,0571396677	0,2975010856	0,110074439
PRODI2	0,6087779400	-2,6582728665	-0,0801956108	-0,156603863
PRODI3	0,8985881046	-2,1037382981	-0,0465740431	-1,361411693
PRODI4	0,8416435977	-0,9982377540	-0,1426436167	-1,050047884
PRODI5	0,5159243537	-1,5114858821	-0,3684446263	-0,927153211
PRODI6	-0,1230581638	0,2816114231	-0,1518897855	-0,219003811
PRODI7	-0,1652769071	0,3756718106	0,0335117272	-0,136927439
PRODI8	-0,0161640140	-0,0333771399	0,2656039995	-0,232530168
REND1	0,7524630776	-0,0706526366	-0,1291645910	-0,264876141
REND2	-0,8767193611	0,1514830728	-0,0892662936	0,003258078
REND3	-0,7063710575	0,0633996293	-0,0343219092	0,084393378
REND4	0,5884421931	0,2186703203	0,0550287537	-0,101505475
REND5	-0,3279482159	-0,4399138747	0,3565944104	0,092009156
REND6	-0,7006478836	0,7429693450	0,0293004901	0,178603690
REND7	-0,2024214311	0,0615609304	-0,2198096220	0,210098651
REND8	-1,0869891925	0,0900868214	-0,1218127012	-0,400986859
PAPEL1	-0,1708048413	1,5165590850	-0,5245194467	0,213527325
PAPEL2	-0,1421653250	-0,1456848795	-0,2165290201	-0,049706981
PAPEL3	0,4037513087	0,9311625806	-0,2889197845	0,535689047
PAPEL4	-0,4898528320	0,2725096851	-0,1295974707	0,483636372
PAPEL5	-0,1369600538	0,0144378109	0,0622947461	0,108846689
PAPEL6	-0,0171093239	0,1553331550	-0,0184853695	0,093015297
PAPEL7	0,0436535700	-0,4284385206	0,1174103357	0,111089213
PAPEL8	-0,5338527047	0,0580941800	-0,1144797291	-0,033707370
ZP1	0,6238967532	0,0802743009	0,2583643392	-0,037966975

Tabela 15:

**Critérios de Informação de Akaike p/ diferentes no. de Lags e posto do VAR
(MODELO COM VARIÁVEIS EXÓGENAS)**

Lag / posto	posto = 1	posto = 2	posto = 3	posto = 4
Lag = 1	-108,62267	-152,34144	-178,61108	-180,02023
Lag = 2	-107,02545	-153,84	-170,11118	-169,17685
Lag = 3	-128,81934	-182,77	-199,10075	-191,03059
Lag = 4	-118,48839	-169,95169	-184,62217	-167,54561
Lag = 5	-112,70264	-157,08489	-176,08871	-157,89167
Lag = 6	-102,92475	-147,87949	-172,69276	-160,98188
Lag = 7	-98,808527	-153,00971	-170,64567	-147,36654
Lag = 8	-93,392159	-180,05095	-187,74896	-156,65961
Lag = 9	-98,360215	-190,60401	-201,73508	-185,72193
Lag = 10	-123,47066	-222,39932	-254,2541	-235,51921
Lag = 11	-159,69834	-281,96494	-364,67455	-350,31072
Lag = 12	-190,59506	-312,71678	-419,55472	-435,41542

Tabela 16:

**Critérios de Informação de Hannan-Quinn p/ diferentes no. de Lags e posto do VAR
(MODELO COM VARIÁVEIS EXÓGENAS)**

Lag / posto	posto = 1	posto = 2	posto = 3	posto = 4
Lag = 1	-89,014744	-115,73996	-127,63046	-117,27486
Lag = 2	-73,038373	-88,480232	-75,993116	-48,914879
Lag = 3	-80,453109	-88,65193	-61,845232	-13,252017
Lag = 4	-55,743011	-47,075321	-4,2292076	67,749554
Lag = 5	-35,57811	-5,4502289	47,441702	134,9201
Lag = 6	-11,421071	32,513468	93,975098	189,34649
Lag = 7	7,0742988	56,14155	139,15964	260,47842
Lag = 8	26,869816	57,858612	165,19379	308,70195
Lag = 9	36,28091	76,063851	194,34512	337,15623
Lag = 10	25,549619	73,026839	184,96355	344,87554
Lag = 11	3,7010852	42,219518	117,68055	287,60063
Lag = 12	-12,81649	40,225977	105,93783	260,01253

Tabela 17:

**Critérios de Informação de Schwarz p/ diferentes no. de Lags e posto do VAR
(MODELO COM VARIÁVEIS EXÓGENAS)**

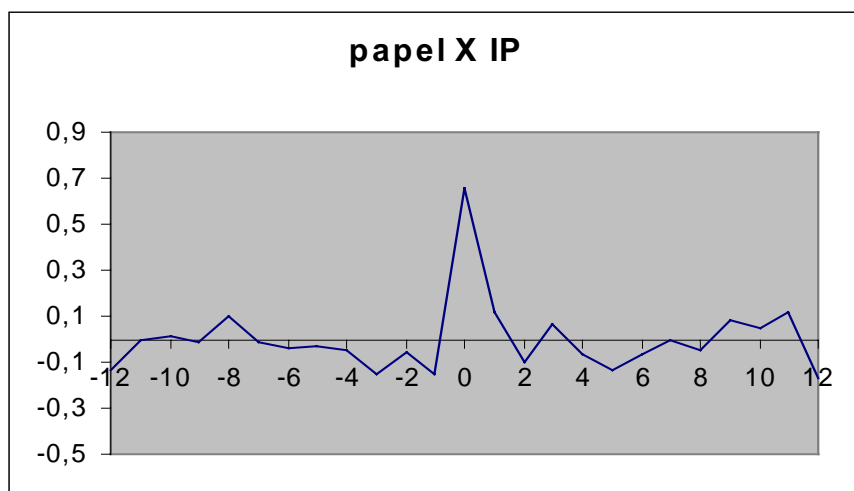
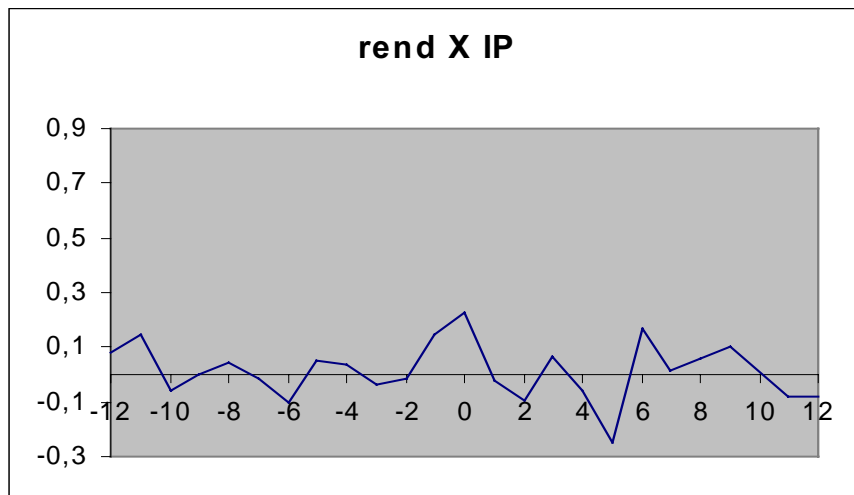
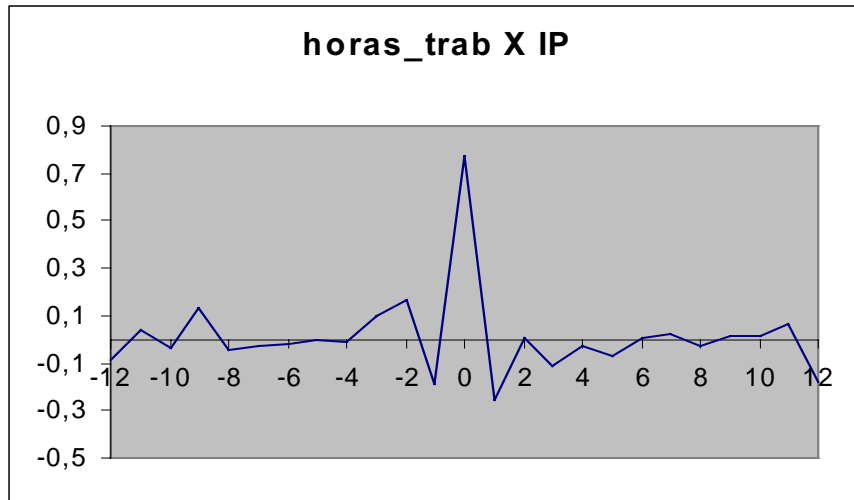
Lag / posto	posto = 1	posto = 2	posto = 3	posto = 4
Lag = 1	-60,236475	-62,020528	-52,806957	-25,184394
Lag = 2	-23,15604	7,4473324	62,142577	127,59184
Lag = 3	-9,4667113	49,483763	139,60265	247,67096
Lag = 4	36,347451	133,2685	260,53087	413,08879
Lag = 5	77,616416	217,10172	375,51397	564,67559
Lag = 6	122,87752	297,27355	485,35956	703,51823
Lag = 7	162,47695	363,10976	593,85629	859,06642
Lag = 8	203,37653	407,03495	683,20264	991,7062
Lag = 9	233,89169	467,44831	775,66616	1104,5767
Lag = 10	244,26447	506,61943	829,59679	1196,7123
Lag = 11	243,52	518,02024	825,62598	1223,8537
Lag = 12	248,10649	558,23483	877,19545	1280,6818

Tabela 18 - Coeficientes das Variáveis Canônicas Antecedentes
MODELO COM EXÓGENAS (8 LAGS)

Variável	W21	W22	W23	W24
HTRAB1	1,000000000	1,000000000	1,000000000	1,000000000
HTRAB2	0,257011991	1,04058979	0,617547599	0,571540918
HTRAB3	0,960788866	-1,56760579	-0,392481401	-0,11444817
HTRAB4	0,248764783	-0,359826868	-0,716040495	-0,375797794
HTRAB5	-0,591255861	0,118736744	-0,41424742	1,278529198
HTRAB6	0,713707444	0,848751332	-0,880636559	-1,290940594
HTRAB7	0,382758013	1,27260084	-0,061484319	-0,561075685
HTRAB8	-0,096381477	0,043313683	-0,691410785	0,730475249
PRODI1	0,433189016	-1,562516436	-0,395936778	0,239859704
PRODI2	0,563100543	-0,573026072	-0,607603004	-0,377982439
PRODI3	0,525389448	1,227242898	-0,49531133	-1,37849783
PRODI4	0,382469368	0,57817132	-0,75112779	-0,327254587
PRODI5	0,201781202	0,335600508	-1,493931114	-0,594510023
PRODI6	-0,351513369	1,056320165	-0,441816171	0,462189903
PRODI7	-0,193432781	1,316943246	-0,156870903	-0,323015654
PRODI8	0,045856381	1,056713425	0,050674882	-0,340044146
REND1	0,449846793	0,154266118	-0,118912905	-0,292135612
REND2	-0,687357954	-1,4756811	-0,07740394	0,175692902
REND3	-0,531694751	0,089781695	-0,250359326	-0,031241009
REND4	0,349717524	0,569221894	0,007456477	0,461459913
REND5	0,144251536	0,312232077	0,097364525	0,288463486
REND6	0,101060022	0,207932178	0,102847777	0,494114465
REND7	-0,258525234	-0,066715654	-0,33180996	-0,18857227
REND8	-0,378812838	-0,443439433	0,04853446	-0,377696034
PAPEL1	-0,626176438	0,30163726	-0,307557775	-0,053153285
PAPEL2	0,155092611	-0,061971108	-0,303057785	-0,281460649
PAPEL3	-0,163898127	0,310013105	-0,267721794	0,120571809
PAPEL4	-0,297682382	-0,130063921	-0,119991212	0,417602316
PAPEL5	0,202352237	-0,310703853	-0,036186914	-0,288554093
PAPEL6	0,044713247	-0,277192177	0,31693961	-0,137963251
PAPEL7	0,157537162	-0,352401996	0,166910407	0,237513921
PAPEL8	-0,128483799	-0,998958271	-0,07374525	-0,154665589
SELIC1	0,006119067	0,010863453	-0,003889215	0,011245327
SELIC2	-0,002876353	-0,005363652	-0,00534449	0,000194442
SELIC3	-0,000188153	0,006225299	0,00272453	-0,00639783
SELIC4	-0,003592207	-0,008620187	-0,001942878	-0,000789473
SELIC5	0,001954077	-0,004760288	0,003409033	-0,000438554
SELIC6	9,48455E-05	-0,000394594	-0,002311691	0,000243512
SELIC7	-0,009907056	-0,003188347	0,004260174	-0,000390079
SELIC8	0,003332185	-0,003420178	-0,002851288	-0,000539854
IBOV1	-0,031649557	0,044960009	-0,157332313	-0,012641163
IBOV2	-0,05000096	0,051043849	-0,017177257	0,022409811
IBOV3	-0,024200653	0,149506326	0,071948491	-0,043111288
IBOV4	-0,073242623	-0,026732751	-0,00155505	0,027161376
IBOV5	0,039000343	-0,025637498	0,045638505	-0,000139912
IBOV6	0,035239156	0,004177147	0,037446887	-0,047489934
IBOV7	-0,010486544	-0,082520842	0,028820725	0,024381629
IBOV8	0,052836922	-0,042296238	-0,021475977	-0,049093698
IPA1	0,007273905	0,00118539	-0,001135143	-0,002319093
IPA2	0,002960698	0,002003939	0,001266493	0,004633617
IPA3	0,003283405	-0,007340048	-0,000401034	-0,0024755

IPA4	-0,00099777	0,005262113	0,000227705	0,000478927
IPA5	-0,000818013	-0,001213488	0,001202761	0,002026779
IPA6	0,004099175	0,000926547	-0,003503511	-0,002962505
IPA7	0,001692425	-0,006880529	-0,000129818	0,000549013
IPA8	0,000754207	0,004110369	-0,000244629	-0,001177882
M31	-0,497222926	0,142449046	0,213914825	-0,470650157
M32	0,175104971	0,148455184	0,296295347	0,380723142
M33	-0,038659022	-0,57877333	-0,221066641	0,017444056
M34	0,302065165	0,726052048	0,206749378	0,335176977
M35	-0,208306934	-0,352076443	-0,138209287	-0,126056343
M36	0,1130535	0,367493228	-0,047897483	-0,251225401
M37	-0,084030467	-0,265769183	-0,235081774	0,136020635
M38	-0,430466277	0,820739915	0,177482659	0,073041627
SOND1	-0,001410364	-0,002810603	-0,001637717	0,001716839
SOND2	-0,001086121	0,00839803	-0,000517629	-0,002087879
SOND3	0,001445695	-0,000636679	0,003291941	0,001967229
SOND4	-0,00385322	-0,006164552	-0,001715174	0,001304415
SOND5	-0,000234321	0,010180593	0,000498264	-0,000647999
SOND6	-0,00021092	-0,003038717	0,003488696	-0,003278772
SOND7	-0,000862881	-0,003541784	-0,000957418	0,003777088
SOND8	-0,000630124	0,002960081	0,002175762	-0,000917921
DIESEL1	-0,282213067	-0,005745582	0,135024117	-0,242865494
DIESEL2	-0,339434372	-0,254976123	0,155267009	-0,127012384
DIESEL3	-0,304156282	-0,665526981	0,163400945	-0,393096545
DIESEL4	-0,138655362	-0,601822581	0,432523327	-0,574440691
DIESEL5	-0,034883733	-0,787093292	0,227290264	-0,520349544
DIESEL6	-0,060139692	-1,162498409	0,297658541	-0,337357236
DIESEL7	-0,046379812	-0,841844337	0,14947462	0,111121205
DIESEL8	0,08662857	-0,704364895	-0,042602454	0,310333606
EMPRES1	0,240192346	-0,277547476	0,051331244	-0,050111306
EMPRES2	0,020444135	-0,076305246	0,088752706	-0,20497339
EMPRES3	-0,121364263	-0,056595038	-0,059791276	0,317920048
EMPRES4	0,031420007	-0,02925352	-0,041217004	-0,282186118
EMPRES5	0,097571051	0,277666616	0,010393136	0,035938142
EMPRES6	-0,151269459	-0,262937454	-0,091704471	0,232882432
EMPRES7	0,199324365	0,191990456	-0,102691665	-0,021000029
EMPRES8	-0,020388519	0,152152472	0,179035918	0,102372886
ZP1	0,153738896	0,309339703	0,360728763	0,098864141

Figura 1 - Correlações cruzadas de diversas variáveis com Produção Industrial em diferentes defasagens



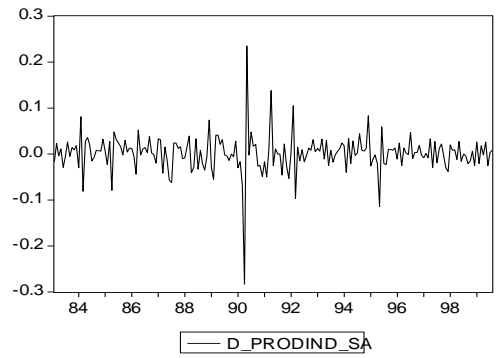
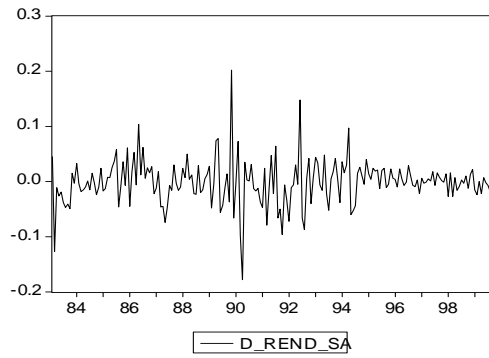
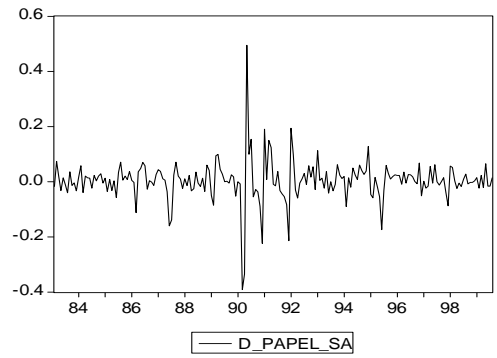
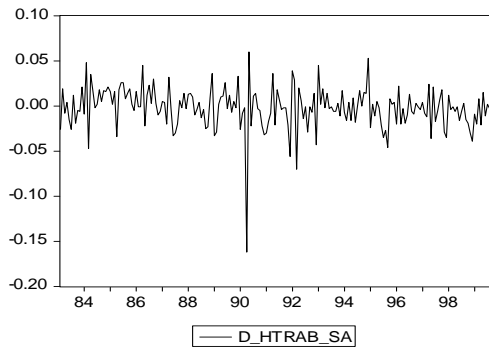


Figura 2 – Indicadores Coincidentes (taxa de cresc.)

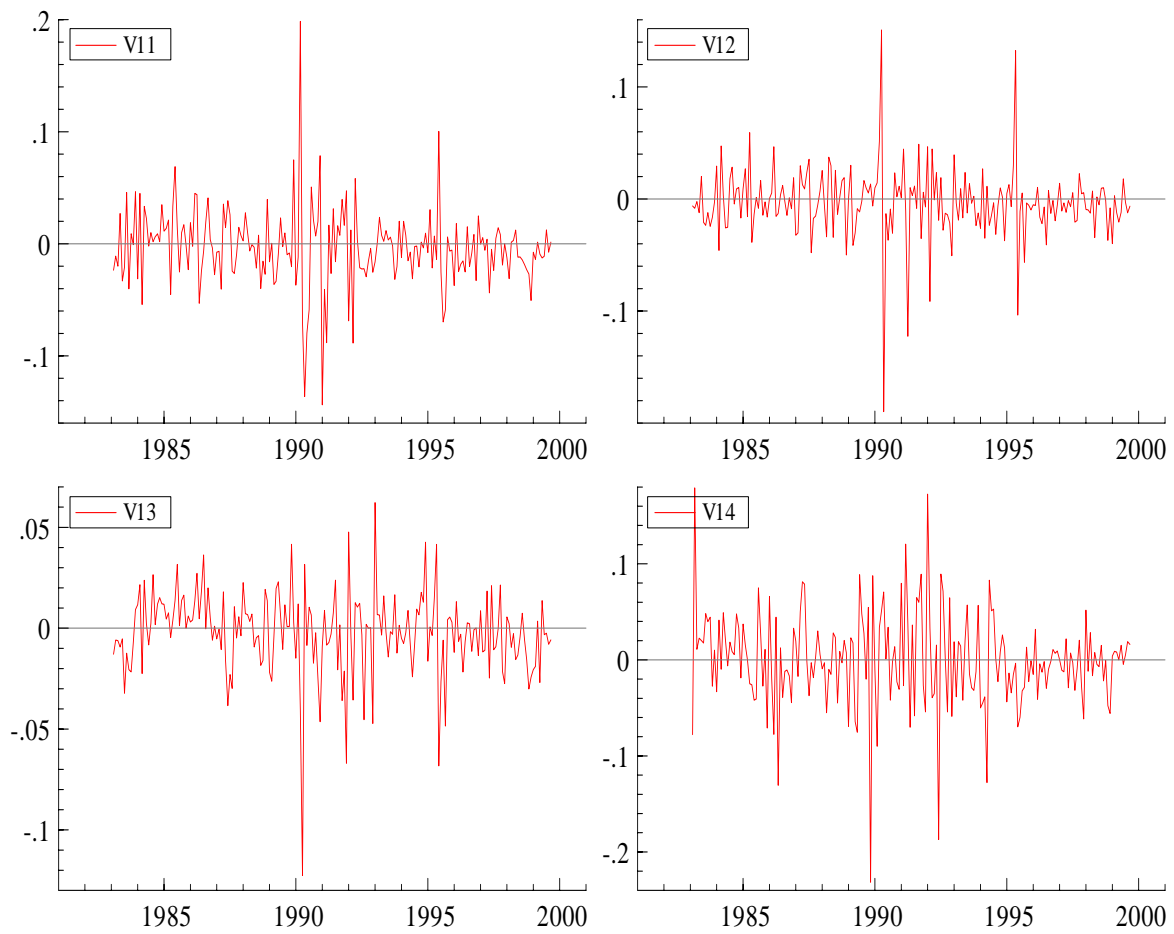


Figura 3 – Variáveis Canônicas Coincidentes (sem exógenas)

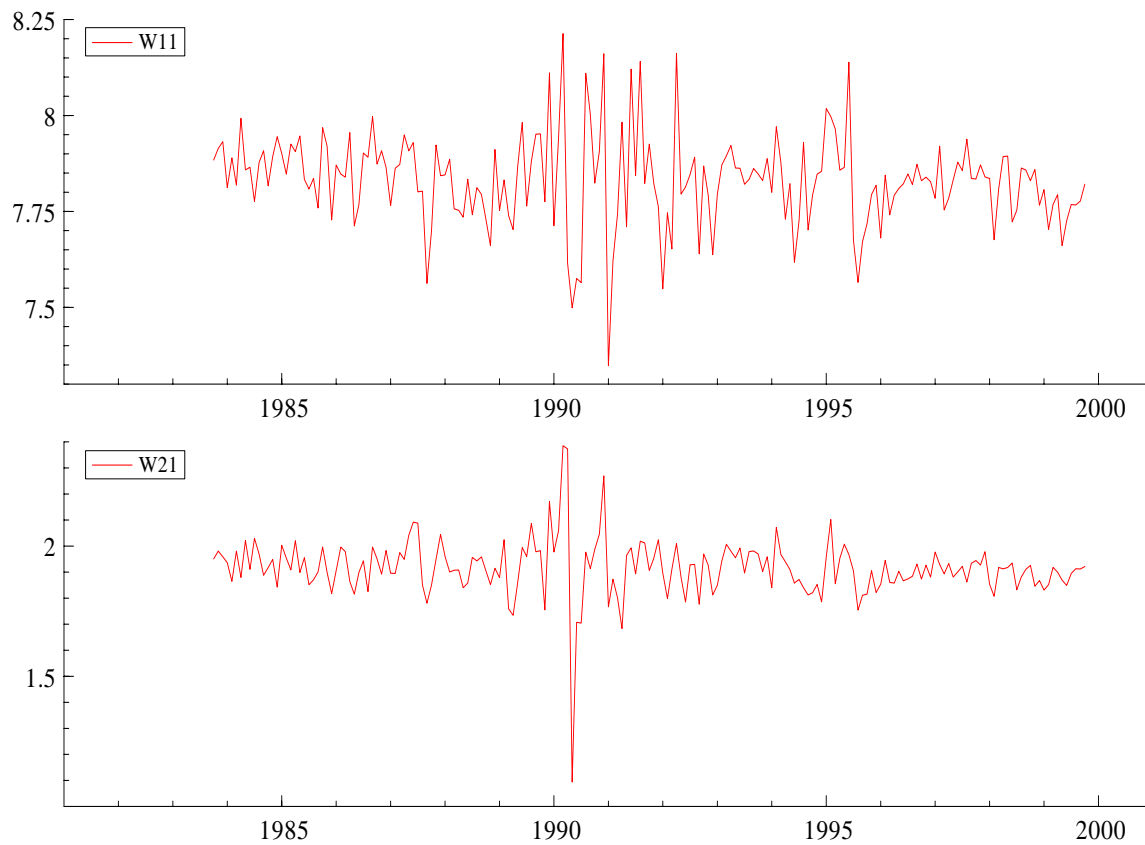


Figura 4 – Variáveis Canônicas Antecedentes

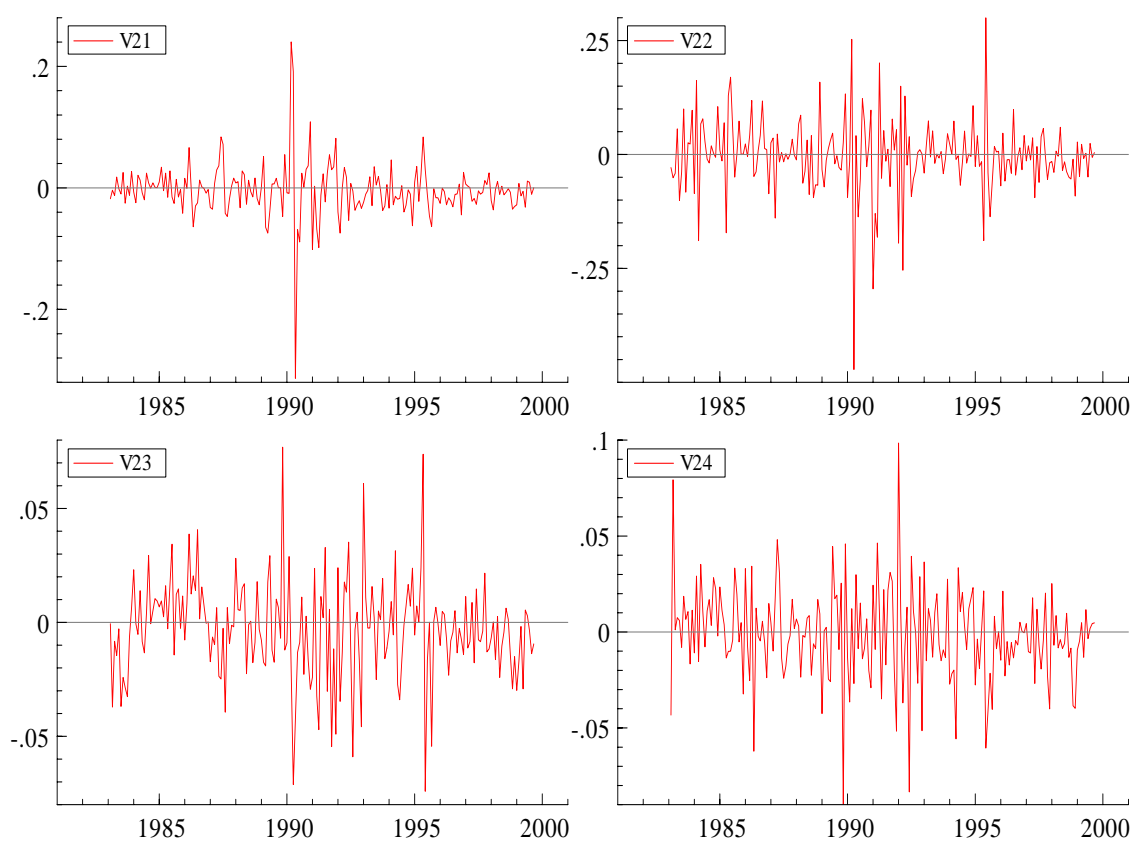


Figura 5 – Variáveis Canônicas Coincidentes (com exógenas)

Figura 6 - V11 com recessões (Média Móvel 6 meses - s/ exo)

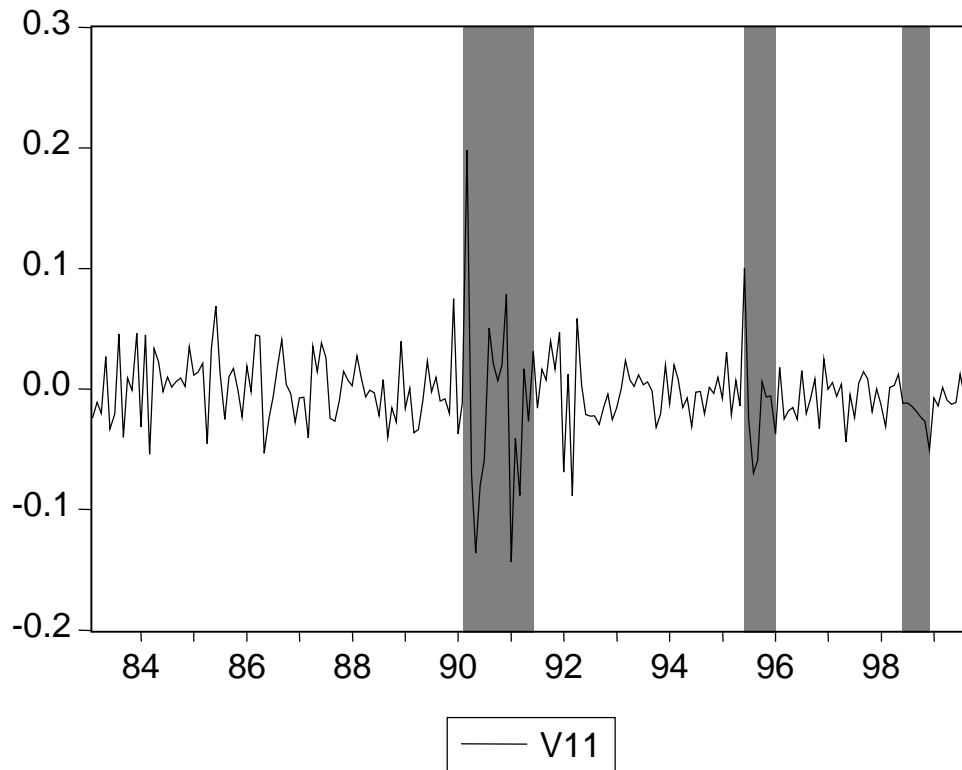


Figura 7 - V12 com recessões (Média Móvel 6 meses - s/ exo)

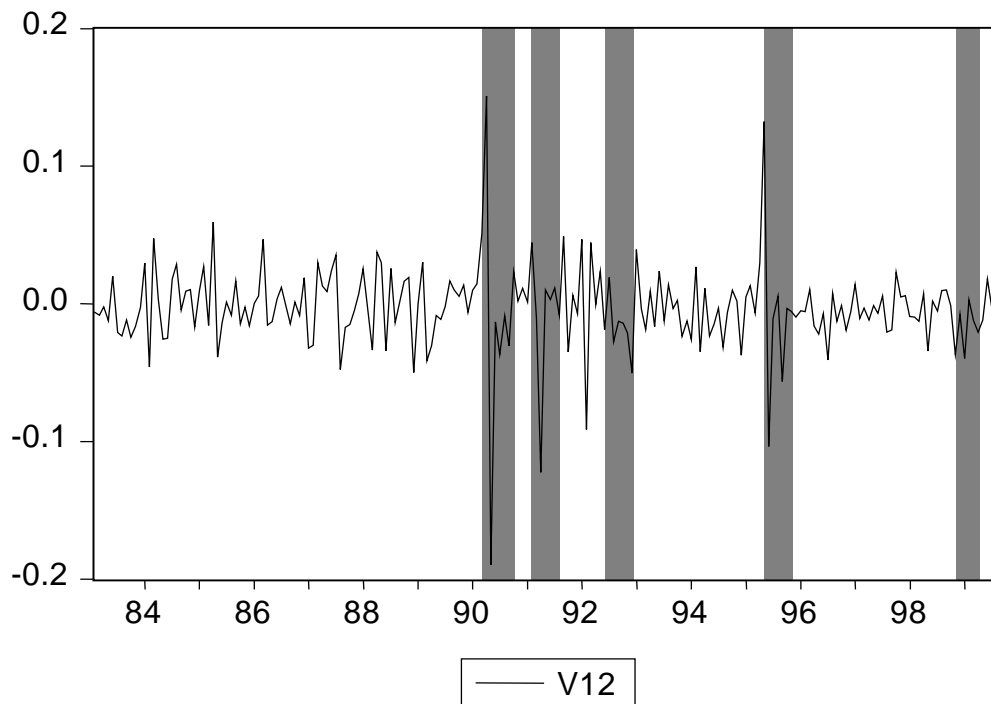


Figura 8 - V13 com recessões (Média Móvel 6 meses - s/ exo)

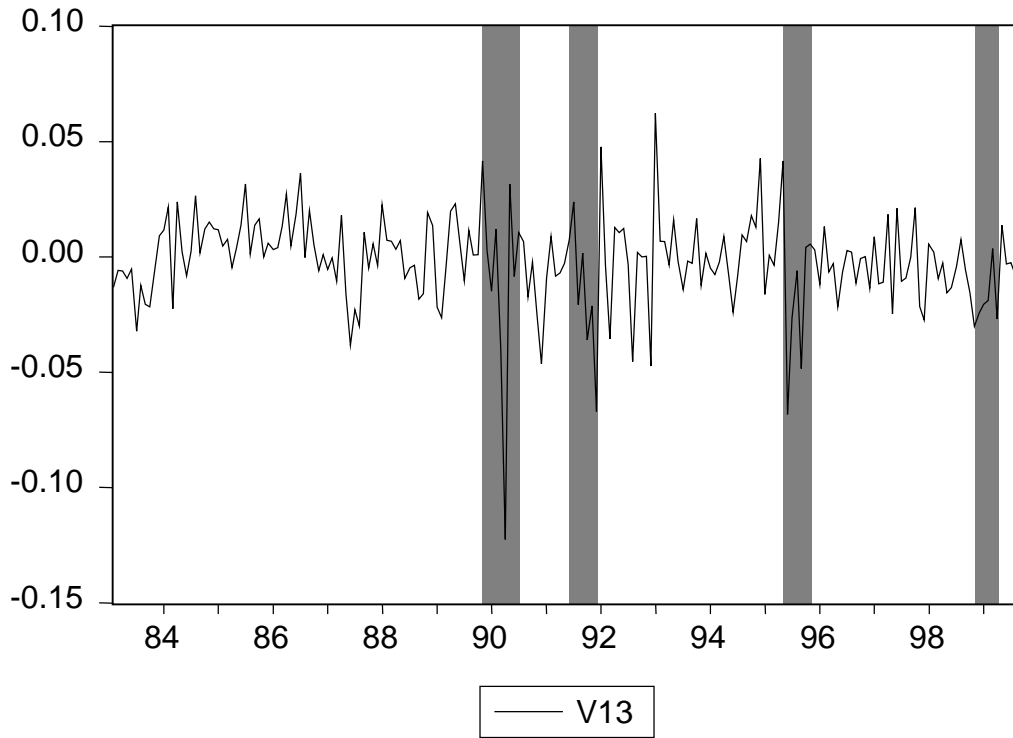


Figura 9 - CCI1 com recessões (Média Móvel 6 meses - s/ exo)

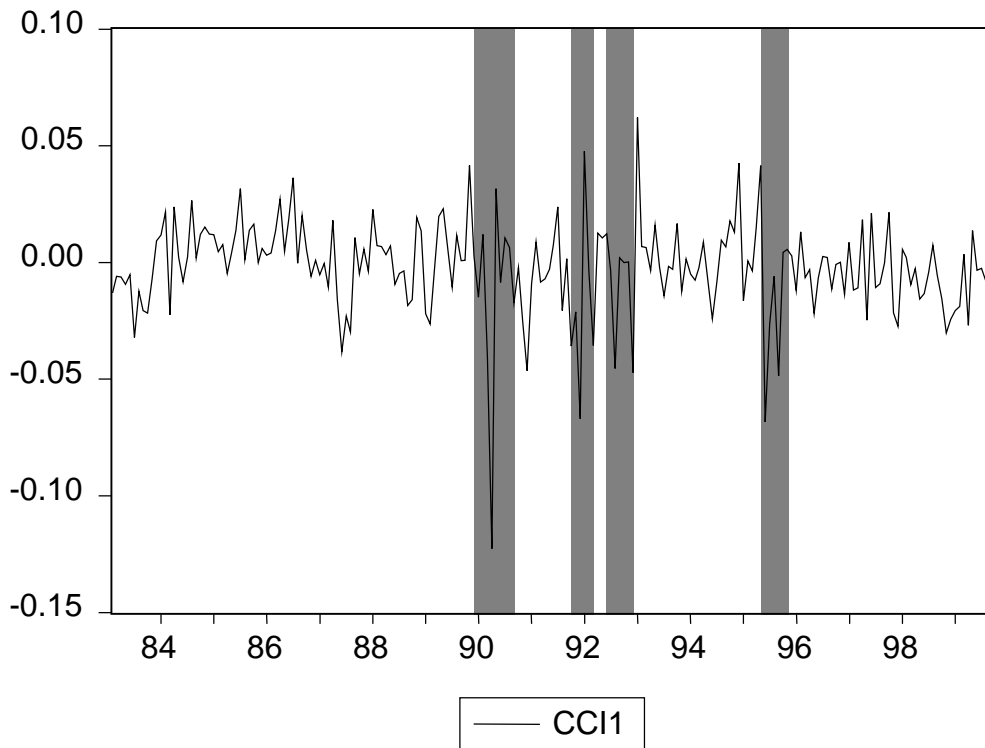


Figura 10 - V21 com recessões (Média Móvel 6 meses - c/ exo)

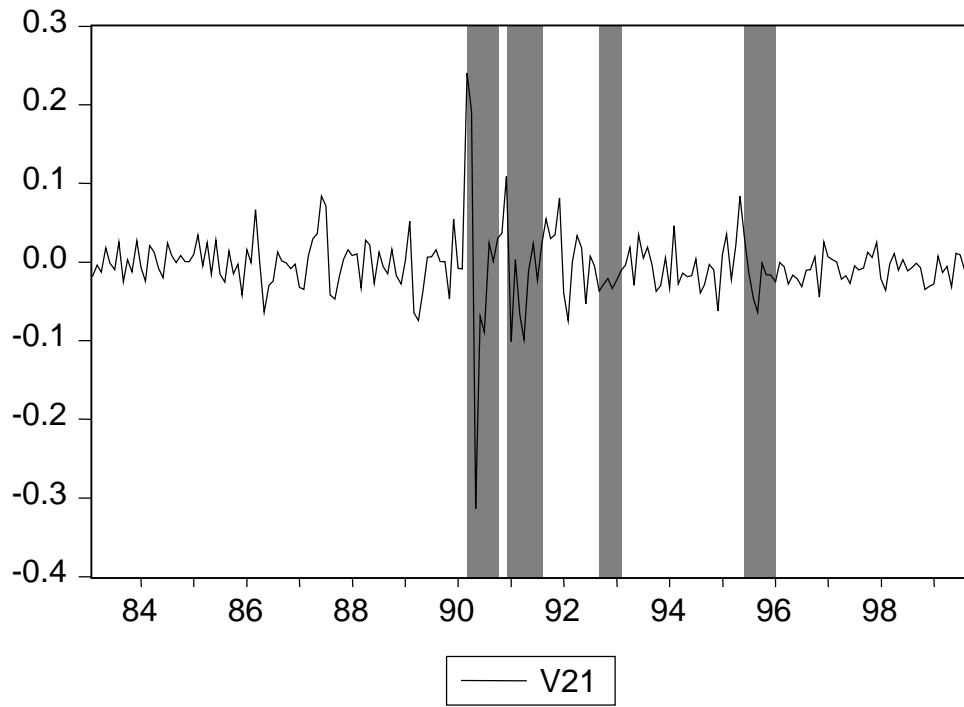


Figura 11 - V22 com recessões (Média Móvel 6 meses - c/ exo)

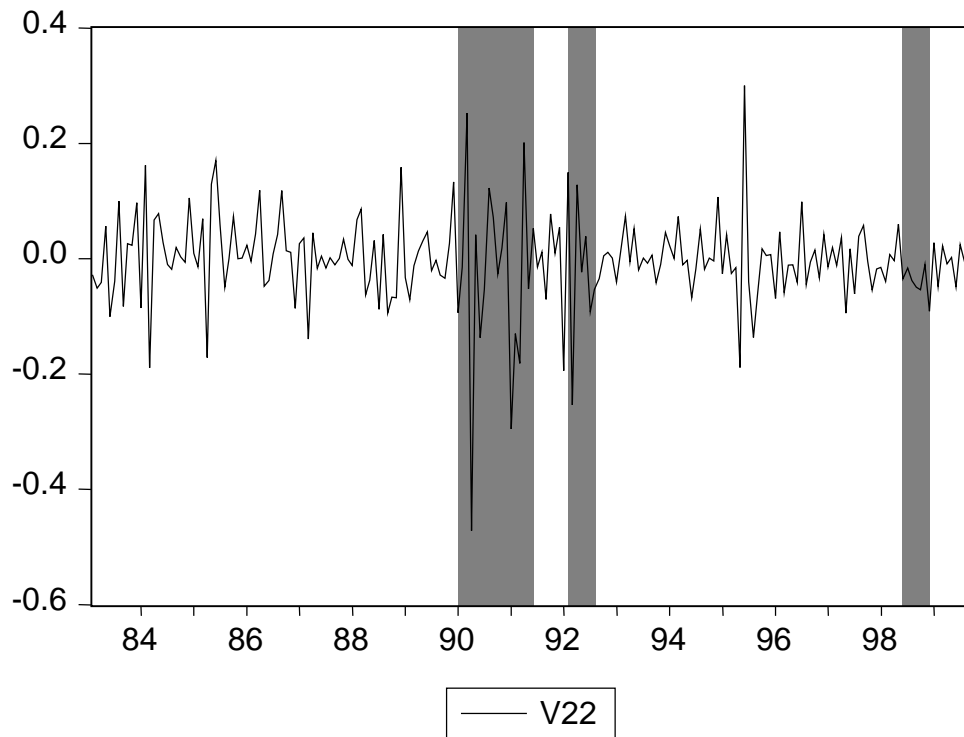


Figura 12 - V23 com recessões (Média Móvel 6 meses - c/ exo)

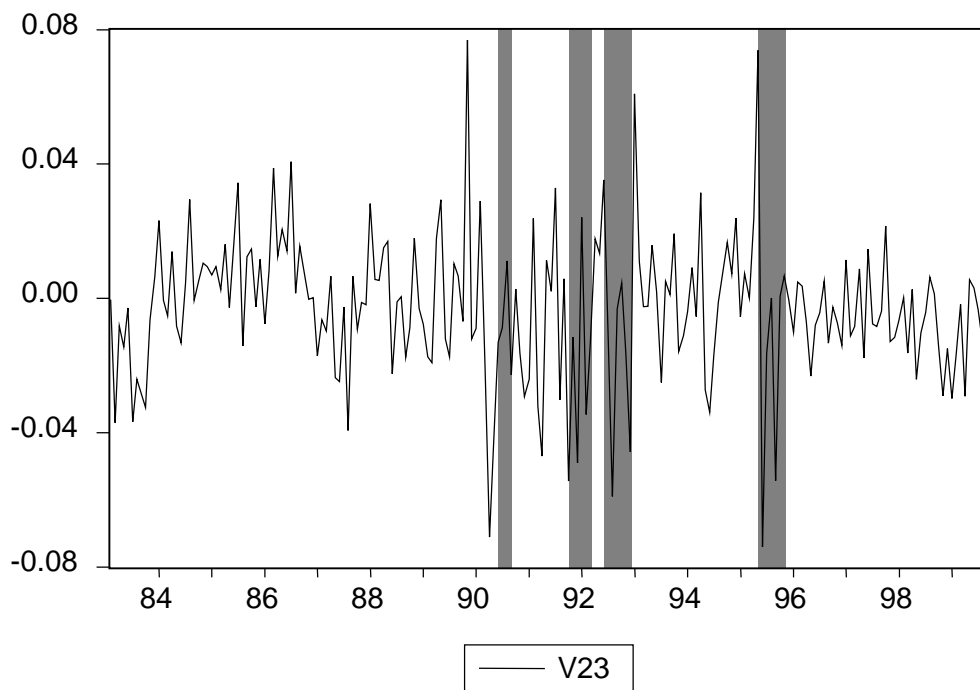


Figura 13 - CCI2 com recessões (Média Móvel 6 meses - c/ exo)

