

Sazonalidade em séries temporais quadrissemanais – o caso do IMEC*

Eliezer Martins Diniz[§]

RESUMO

O objetivo deste artigo é utilizar o ferramental econométrico disponível para analisar a sazonalidade na série do Indicador de Movimentação Econômica (IMEC), calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). É mais plausível para essa série supor um modelo com transição suave na tendência e na constante do que uma raiz unitária. Com base nisso, procura-se encontrar algum tipo de comportamento sazonal típico intra-mês na série sem tendência. Há evidências de sazonalidade determinista significativa na série nas duas primeiras quadrissemanas, com um sinal positivo na primeira e negativo na segunda. Encontramos também indícios de comportamento periódico, mostrando uma resposta diferenciada da série dependendo da quadrissemana em que ocorre o dado.

Palavras-chave: transição suave, sazonalidade, periodicidade, indicador de movimentação econômica.

ABSTRACT

This paper uses the available econometric techniques to analyze the seasonality in the time series of the Indicator of Economic Movements (IMEC), measured by Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), from São Paulo (Brazil). It is more plausible for this series to consider a model with a smooth transition in trend and intercept rather than the alternative hypothesis of a unit root. Taking these findings into account, we then searched for any type of typical seasonal behavior inside the month in the detrended time series. There is evidence of deterministic seasonality in the beginning of the month, with a positive impact in the first week and a negative impact in the second week. There is also evidence of periodic behavior, indicating a different response of the series dependent on the week that the observation occurs.

Key words: smooth transition, seasonality, periodicity, indicator of economic movements.

* Agradeço a Zeina Abdel Latif pelas informações prestadas a respeito da série estudada aqui. Agradeço também a um parecerista anônimo desta revista. Os erros são de minha inteira responsabilidade.

§ Professor da FEA-USP/RP. Doutor em Economia pela FEA-USP e Pós-Doutorando pela University of Oxford. Pesquisador associado do McKeever Institute of Economic Policy Analysis (MIEPA) em Berkeley, CA, USA.

Endereço para correspondência: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade - Universidade de São Paulo - Av. dos Bandeirantes, 3900 - Monte Alegre - 14040-900 - Ribeirão Preto - SP - Brasil. e-mail: elmdiniz@usp.br

Recebido em janeiro de 1999. Aceito em março de 1999.

1 Introdução

A sazonalidade é uma característica pertencente a toda série temporal, em maior ou menor intensidade. Os economistas, tradicionalmente, não dispõem um tempo razoável para analisar este componente da série. Costuma-se supor que a sazonalidade não guarda relação com a tendência e o ciclo, isto é, a série é formada de componentes aditivos independentes entre si que podem ser analisados separadamente. O máximo de refinamento que se encontra nas análises é a hipótese de componentes multiplicativos, o que recai no caso aditivo ao se aplicar o logaritmo com o fito de estabilizar a variância. Muitas vezes também se supõe que a sazonalidade possui um padrão constante ao longo do tempo. Por meio dessa simplificação, chega-se a uma estratégia para se atacar o problema, que consiste em captar a sazonalidade por intermédio de variáveis *dummy*, eliminando-a em seguida para se proceder a uma análise de um dos dois componentes restantes: tendência ou ciclo. Isto é, segundo esse paradigma o componente sazonal não forneceria nenhuma informação relevante para o estudo da tendência ou do ciclo.¹

A insistência no estudo da tendência está enraizada na própria teoria econômica. Uma vez que a tendência capta o longo prazo das séries, e que os modelos econômicos trazem pontos de equilíbrio que são atingidos no longo prazo, procura-se, mediante o estudo da tendência das séries, descobrir a plausibilidade empírica de tais resultados. Obviamente, há diversas formas para se estudar o problema. A mais satisfatória e promissora é a descoberta da cointegração entre conjuntos de variáveis, pois esta revela a relação de longo prazo entre as variáveis envolvidas. O ajuste rumo ao equilíbrio é captado por um modelo de correção de erros, que nada mais é do que a tradução econométrica das equações dinâmicas de ajuste rumo ao equilíbrio que aparecem em qualquer modelo com um mínimo de complexidade. A análise deste tipo de fenômeno é bastante significativa na literatura econômica.

Os ciclos revelam um comportamento de curto prazo da série que pode ser explicado por outros fatores que não os de longo prazo. As pesquisas de curto prazo em geral tratam dos ciclos de negócios (*business cycles*), importantes para o dia-a-dia da economia. Há ainda o estudo incipiente dos ciclos sazonais.

A sazonalidade pode ser de três tipos: determinista, que é completamente previsível, captada perfeitamente por variáveis *dummy*; a estocástica não estacionária, que não é

¹ A eliminação da sazonalidade também é feita muitas vezes por filtros do tipo X-11. O problema de qualquer procedimento que elimine a sazonalidade é a perda da informação que ela contém.

perfeitamente previsível mas cujos efeitos se dissipam ao longo do tempo; e a estocástica integrada, que apresenta mudanças significativas de longo prazo. A compreensão do que é a sazonalidade estocástica integrada se dá ao fazermos uma analogia com o caso da integração no longo prazo, onde uma tendência determinista não consegue descrever a série, que se comporta como se a tendência estivesse mudando ao longo do tempo. A sazonalidade integrada opera como se o padrão sazonal estivesse se modificando ao longo do tempo. Um raciocínio *a priori* nos mostra que intuitivamente não há papel nas séries econômicas para a integração sazonal, pois isto equivaleria, por exemplo, ao impacto do mês de dezembro ocorrer em março a partir de uma data, sem razão aparente. Pode-se dizer que é mais provável encontrar sazonalidade determinista, ou estocástica estacionária, ou uma combinação de ambas. No entanto, é possível que haja mudanças no ambiente econômico e nas preferências dos agentes que alterem o padrão de comportamento dos agentes econômicos. No entanto elas precisam ser significativas.

A questão ainda pouco explorada é a seguinte: qual a importância da sazonalidade para o economista? É necessário verificar se o comportamento sazonal realmente não apresenta efeitos no longo prazo (questionando a existência de um padrão sazonal fixo ou estacionário ao longo do tempo) e se os ciclos de negócios não são influenciados por fatores sazonais (questionando a independência entre ciclo e sazonalidade). As hipóteses de efeitos cíclicos e sazonais a curto prazo, que se dissipam ao longo do tempo, e efeitos de tendência, que permanecem no longo prazo, juntamente com a independência de ciclo e sazonalidade, tornam o fenômeno econômico muito mais fácil de ser modelado, uma vez que ciclo, sazonalidade e tendência passam a ser características isoladas, que podem ser estudadas independentemente. Se os componentes ciclo, sazonalidade e tendência não puderem ser adequadamente separados, então há uma repercussão também em nível teórico, pois torna-se impossível fazer uma teoria em que o longo prazo seja completamente dissociado do curto prazo.

Aqui nos concentramos no estudo de um índice de movimentação quadrissemanal. É necessário imaginar quais os determinantes do comportamento sazonal dentro do mês. O principal fator a ser considerado é o conjunto de **práticas de pagamentos**, pois nas datas em que ocorrem os pagamentos de **salários** e em que se concentram os pagamentos de **contas** deve ocorrer um maior nível de atividade, caracterizado por deslocamentos dentro da cidade, por compras em supermercados e lojas, por passeios, por idas aos bancos, e muitas outras situações que são de difícil enumeração.

Neste artigo a análise é feita utilizando-se um índice particular: o Indicador de Movimentação Econômica (IMEC), calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas

Econômicas (FIPE) em São Paulo. Usamos a versão quadrissemanal do índice, o que apresenta algumas vantagens. Em primeiro lugar, há um grande número de dados em um período relativamente curto de tempo. Segundo, possui quatro dados em um mês, e por isso pode aplicar testes convencionais de raízes unitárias sazonais que verificam a plausibilidade de aplicação do filtro $\Delta_4 = (1 - L^4)$, onde L é o operador defasagem. Dessa forma seria examinada a sazonalidade **intra-mês**.² É possível também estudar a sazonalidade **intra-trimestre**, ao se verificar a adequação do filtro $\Delta_{12} = (1 - L^{12})$.³ Outra vantagem é a de que temos os dados originais e os dessazonalizados, dando maior flexibilidade à análise.⁴ Em nossa análise nos limitaremos ao estudo das séries originais. Temos também que não há na literatura estudos de séries quadrissemanais que chegaram a nosso conhecimento. Por último, os estudos de variáveis que envolvam alguma medida de atividade da economia utilizam dados anuais, trimestrais e, às vezes, mensais. Nosso estudo captará, portanto, movimentos **intra-mês** que não são captados em dados mensais, o que torna a nossa empreitada promissora. É, portanto, um estudo pioneiro.

A exposição segue a seguinte estrutura: a seção 2 faz uma exposição sucinta sobre o IMEC, a seguinte se destina a uma análise econométrica dos dados e a última terá as conclusões.

2 Características e metodologia do IMEC

O Indicador de Movimentação Econômica (IMEC) foi concebido pela FIPE como um sinalizador do nível de atividade da economia que se apóia em uma motivação diferente em relação aos índices comumente utilizados: ele procura captar o **deslocamento** dos agentes econômicos, sob a hipótese de que este sempre possui uma movimentação econômica. Por exemplo, a saída de uma pessoa de sua casa está ligada a uma motivação econômica quando ela vai trabalhar, ou fazer compras, ou usufruir do lazer (cinemas, restaurantes etc.). Raramente um deslocamento não envolve uma atividade econômica, logo, é possível encarar as exceções como um número insignificante. O IMEC envolve em sua

2 A única hipótese adicional necessária é a suposição irrealista de que cada quadrissemana contém o mesmo número de dias. Esse é um ponto considerado para a elaboração do índice. Supomos que essa aproximação seja válida para os propósitos do artigo.

3 Não perseguimos essa estratégia no artigo.

4 Os dados originais não são, na verdade, brutos. Segundo os responsáveis, foi eliminado todo vestígio de efeito calendário. Não foi possível obter os dados brutos.

maioria índices que revelam **movimentação** de agentes econômicos, mas possui alguns indicadores tradicionais. Para que o dado estivesse disponível rapidamente, optou-se por um grupo pequeno de variáveis em geral restrito à Região Metropolitana de São Paulo.

Os índices que compõem o IMEC são:

- 1) número de passageiros (entradas) no METRÔ de São Paulo;
- 2) número de passageiros de ônibus urbanos na cidade de São Paulo;
- 3) número de passageiros (saídas) de ônibus interurbanos no Terminal Rodoviário do Tietê;
- 4) fluxo de transporte rodoviário de passeio e de carga no primeiro pedágio do sistema Anhanguera-Bandeirantes;
- 5) números de passageiros (embarques e desembarques) no Aeroporto de Congonhas;
- 6) consumo de energia elétrica na Região Metropolitana de São Paulo e áreas adjacentes do interior;
- 7) consumo de gasolina, álcool e óleo *diesel* na Região Metropolitana abrangida pelas distribuidoras de Barueri, Guarulhos e Utinga;
- 8) vendas no comércio em cartão de crédito ou cheque.

Os fornecedores dos dados são, respectivamente: Companhia do Metropolitano de São Paulo; São Paulo Transportes S/A, SOCICAM Administração, Projetos e Representação Ltda; DERSA Desenvolvimento Rodoviário S/A, INFRAERO Empresa Brasileira de Infra-Estrutura Aeroportuária; ELETROPAULO Eletricidade de São Paulo S/A; PETROBRÁS Petróleo Brasileiro S/A; e Associação Comercial de São Paulo.

A movimentação de pessoas por meio de transporte coletivo na cidade de São Paulo está em boa parte captada pelos três primeiros indicadores. Só ficam de fora os passageiros que se utilizam de ônibus intermunicipais, controlados pela EMTU (Empresa Metropolitana de Transportes Urbanos), e aqueles que se utilizam de ônibus que partem dos Terminais Rodoviários Bresser e Jabaquara de menor porte, bem como de transporte coletivo fretado (para viagens e transporte de funcionários).

O fluxo de transporte rodoviário está representado pelo quarto índice, que revela a integração da cidade de São Paulo com o interior do Estado e até com Minas Gerais e Brasília por meio do sistema Anhanguera-Bandeirantes. A integração de São Paulo com o resto do País e o interior também é captada pelo quinto índice. Não são contados, no entanto, os vôos internacionais que saem do Aeroporto de Cumbica em Guarulhos.

Os últimos três índices são de caráter mais tradicional, revelando o nível de atividade econômica. Todos se restringem à Região Metropolitana de São Paulo.

Todos os índices obtidos passam por exclusão de sábados, domingos, feriados e dias atípicos (por exemplo, greves e feriados prolongados) para então serem utilizados para formar o IMEC. Os dados mais pobres são os relativos aos ônibus interurbanos e aos combustíveis, que só são disponíveis semanalmente.

Na construção do índice quadrissemanal utilizado aqui são seguidos os seguintes passos:

- 1) coleta dos dados;
- 2) construção de cada um dos índices com base nos dados;
- 3) divisão de cada série pelo fator de sazonalidade obtido aplicando-se o procedimento X-11 aos dados **mensais**;
- 4) subtração, dos dados obtidos no passo anterior, do efeito das *dummies*, eliminando qualquer efeito calendário;
- 5) construção dos números índices das séries dessazonalizadas;
- 6) montagem das séries original e dessazonalizada do IMEC, tendo como pesos aqueles obtidos pelo método de componentes principais para a série mensal.

A série do IMEC dessazonalizada é obtida aplicando-se os procedimentos de dessazonalização a seus componentes individualmente, e não ao número-índice final. A justificativa dada para se seguir o terceiro passo na dessazonalização é a necessidade de que os índices mensal e quadrissemanal caminhem juntos (aderência). Aplica-se, dessa forma, um fator de sazonalidade, que é a média da sazonalidade do mês. Portanto, concebe-

se a sazonalidade **intra-mês** como associada somente ao efeito calendário, uma vez que as *dummies* estão associadas a datas comemorativas, feriados, férias, catástrofes naturais e dias de pagamento. Nossa hipótese de trabalho é justamente a de que há outros tipos de motivação para decisões que não o efeito calendário, e que ao contrário deste não são perfeitamente previsíveis, refletindo as regras de decisão dos agentes que podem variar conforme suas expectativas se modifiquem. Logo, deve haver sazonalidade que não foi retirada nem tratada. Essa é a razão pela qual nosso estudo é promissor. Nosso trabalho não é uma crítica à metodologia utilizada para calcular o IMEC. Muito pelo contrário, a solução encontrada é operacional. Mas é uma tentativa de obtenção de um conjunto maior de informações a partir dos dados disponíveis.

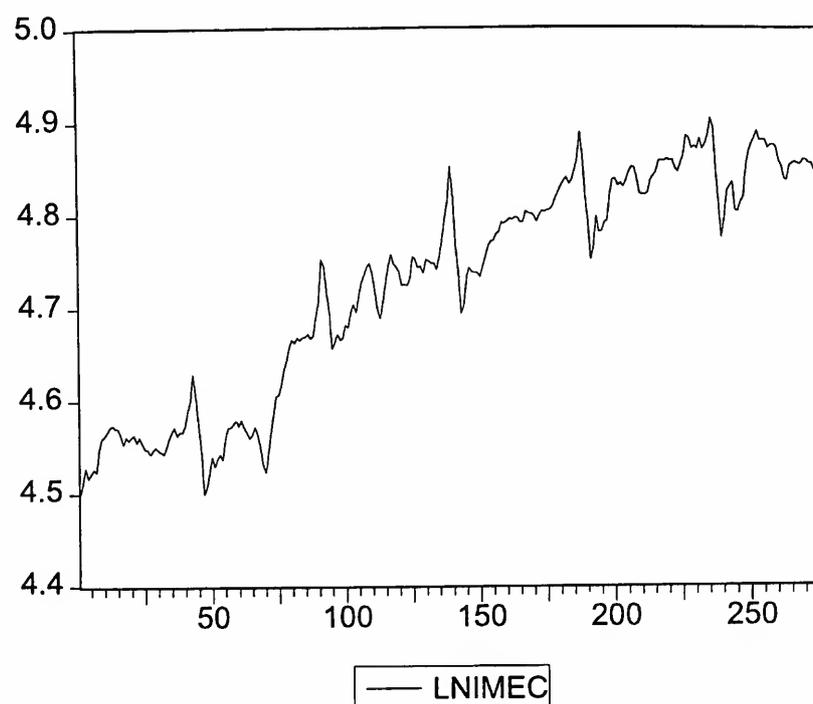
As referências bibliográficas originais principais estão citadas no texto. No Brasil há poucas resenhas e aplicações do ferramental econométrico utilizado aqui. Os de nosso conhecimento são Aguirre (1998), Diniz (1996) e Oliveira & Pichetti (1997).

3 Análise econométrica da série⁵

Utilizamos uma série do IMEC e seus componentes com 276 dados quadrissemanais (totalizando 69 meses) de fevereiro de 1993 a outubro de 1998 (inclusive). Os dados, como já colocamos acima, **não** estão dessazonalizados.

A série do logaritmo do IMEC está mostrada na Figura 1. A variável apresenta um comportamento que difere da distribuição normal (Jarque-Bera de 26,3).

5 Todos os resultados econométricos se verificam ao nível de significância de 1%, a não ser que expressamente indicado. Os valores críticos utilizados podem ser encontrados em diversos artigos e livros: Fuller (1976), Davidson & MacKinnon (1993), Dickey & Fuller (1981), Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990), Ghysels, Lee & Noh (1994), Smith & Taylor (1998) e Leybourne, Newbold & Vougas (1998). Os resultados pressupõem que a amostra seja suficientemente grande de modo que os resíduos i.i.d. obtidos possam ser confrontados com as tabelas de valores críticos usuais (veja, por exemplo, Hamilton (1994) Tabela 17.1, p. 502). No entanto, para tornar os resultados mais robustos, foram utilizados também os valores assintóticos de acordo com a estratégia descrita em Davidson & MacKinnon (1993). O método de estimação foi o de mínimos quadrados ordinários, com as exceções apontadas no texto.

Figura 1 – Logaritmo do IMEC

Examinando as autocorrelações e as correlações parciais estimadas vemos que a série apresenta um comportamento auto-regressivo, onde há coeficientes nas defasagens 1, 2 e 5. De fato, o modelo estimado é dado por

$$\text{lnimec} = 0,044619 + 1,425158 \text{ lnimec}(-1) - 0,581284 \text{ lnimec}(-2) + 0,146946 \text{ lnimec}(-4),$$

(1,44) (26,82) (-9,56) (5,97)

com AIC=-5,918498. Os valores entre parêntesis são as estatísticas t, que apontam para a significância de todos os coeficientes (exceto a constante a 15%). Os resíduos apresentam autocorrelações e correlações parciais estimadas com um padrão sazonal bem delineado (os valores significativos ocorrem sempre nos múltiplos de 4). Logo, os resultados apontam para uma provável raiz unitária e também para a existência de sazonalidade.

Pode-se questionar sobre os tipos de raiz unitária que a série apresenta. O teste HEGY aplicado a séries quadrissemanais consegue obter essa informação. Um sumário das estatísticas é encontrado na Tabela 1. O aumento da equação ocorre em todos os casos analisados nas defasagens 1, 2, 5, 6, 8, 44, 45, 46 e 48. Os resíduos de todas as equações estimadas se mostraram independentes e identicamente distribuídos (fato examinado pelos testes de Breusch-Godfrey de 1 a 4 defasagens e pelo teste ARCH com uma defasagem), o que torna a inferência a partir dos testes válida.

Tabela 1
Testes HEGY para a Série ln(IMEC)

MODELO	\hat{t}_1	\hat{t}_2	\hat{t}_4	\hat{F}_{34}	\hat{F}_{234}	\hat{F}_{1234}
1111	-1,61	-12,92*	-12,92*	175,76*	152,42*	121,19*
1110	-1,61	-13,00*	-13,01*	178,27*	154,48**	122,83**
1010	-1,62	-13,10*	-13,11*	180,83*	156,71**	124,60**
1000	-2,14	-13,17*	-13,32*	188,96*	162,41**	125,58**

Legenda: * 1%; ** 5%; embora os testes F estejam todos rejeitando claramente a hipótese nula a 1%, colocamos para alguns deles o nível de 5% porque é a tabulação disponível mais próxima. Modelo *abcd*: *a* para constante, *b* para *dummies* sazonais, *c* para tendência e *d* para *dummies* na tendência; cada um deles assume valor 1 se a variável a que se refere está presente na equação estimada, e 0 se está ausente.

Os resultados da Tabela 1 mostram, para todos os modelos estimados, que não há nenhuma raiz unitária sazonal e só há uma raiz unitária na frequência zero. A coluna com a estatística \hat{t}_1 avalia a hipótese nula de presença de uma raiz unitária na frequência zero (movimentos de longo prazo). Vemos que em nenhuma das equações houve rejeição da hipótese nula. A estatística \hat{t}_2 avalia a hipótese nula de presença de uma raiz unitária na frequência π , o que é rejeitado em todas as equações. As estatísticas \hat{t}_4 e \hat{F}_{34} avaliam a hipótese nula de presença de uma raiz unitária na frequência $\pi/2$, o que é rejeitado para todas as equações. O teste \hat{F}_{234} avalia a existência de raízes unitárias sazonais (frequências π e $\pi/2$), rejeitando a hipótese nula. O único resultado contraditório é dado pela estatística \hat{F}_{1234} , que avalia a existência de qualquer raiz unitária. Há rejeição da hipótese nula por causa da intensidade com que as raízes unitárias sazonais são rejeitadas comparativamente à não rejeição da raiz unitária na frequência zero. A tendência, as *dummies* sazonais de tendência e as *dummies* sazonais de intercepto também se mostram irrelevantes, embora testes mais rigorosos necessitem ser tabulados.⁶ A constante no modelo mais parcimonioso aparenta ser relevante. Um resultado que vá além da conjectura não é possível porque não há um teste que avalie conjuntamente a significância do intercepto e a presença da raiz unitária para o caso sazonal. No entanto, o resultado particular para nossa série mostra que só há uma raiz unitária na frequência zero, e por isso o teste ADF é o mais adequado. Logo, a presença de uma raiz unitária na frequência zero e a significância da constante devem ser reavaliados pelo teste ADF.

O teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado (ADF) revela a existência de uma raiz unitária. O modelo mais parcimonioso estimado com constante e tendência que produz resíduos independentes e distribuídos identicamente é dado por⁷

6 Semelhantes aos de Dickey & Fuller (1981), mas específicos para o caso sazonal.

7 De acordo com Davidson & MacKinnon (1993) o uso de valores assintóticos para os testes é o mais indicado quando os resíduos não são normais ou deixam de ser homocedásticos. Um conjunto de valores críticos fornecidos pelos

$$\ln imec = 0,088789 + 0,00000755 t + 0,981460 \ln imec(-1) + (\text{defasagens de } \Delta \ln imec),$$

$$(1,02) \quad (0,25) \quad (51,07)$$

onde o aumento do teste ocorre nas defasagens 1, 4, 5, 8, 9, 12, 13, 16, 17, 44 e 47. Este aumento produz os resultados desejados nos resíduos (homocedásticos e sem correlação serial) avaliados conforme os testes descritos na estimação do teste HEGY.

Utilizamos inicialmente uma estatística para avaliar se na presença da constante temos simultaneamente a tendência insignificante e uma raiz unitária. O resultado ($\hat{\Phi}_3 = 2,16$) mostra que a hipótese nula não pode ser rejeitada. Fizemos então um teste tipo t para verificar a presença de raiz unitária, obtendo que $\hat{\tau}_\tau = -0,96$, o que confirma a presença de uma raiz unitária. Fazemos agora um teste conjunto de significância do intercepto, da tendência e da raiz unitária. Obtemos $\hat{\Phi}_2 = 3,39$, o que, juntamente com os resultados anteriores, mostra que o intercepto não é significativo. Os resultados $\hat{\tau}_{\alpha\tau} = 1,02$ e $\hat{\tau}_{\beta\tau} = 0,25$ confirmam, respectivamente, que a constante e a tendência não são significativas. Logo, a série deve ser um passeio aleatório sem intercepto. Para confirmar os resultados, estimamos o mesmo modelo acima sem a tendência. Os resíduos se mostram satisfatórios como no caso anterior, e o teste de significância do intercepto, juntamente com a presença da raiz unitária, produz $\hat{\Phi}_1 = 5,08$ o que aponta para a insignificância do intercepto.⁸ Os testes t da raiz unitária e do intercepto produzem, respectivamente, $\hat{\tau}_\mu = -2,06$ e $\hat{\tau}_{\alpha\mu} = 2,12$, não rejeitando a presença de uma raiz unitária e a não significância do intercepto. Logo, toda a bateria de testes aponta para um passeio aleatório sem intercepto. Estimando o mesmo ADF sem constante e sem intercepto (com resíduos i.i.d.) obtivemos a confirmação da raiz unitária com $\hat{\tau} = 2,36$.⁹ Como alternativa ao teste ADF, fizemos o teste de Phillips-Perron

autores (Tabela 20.1, p. 708) foi confrontado com os resultados obtidos pela tabulação padrão, sendo que todas as conclusões foram mantidas.

8 A não significância do intercepto só pôde ser avaliada rigorosamente no contexto do ADF, juntamente com os testes de Dickey & Fuller (1981).

9 Davidson & MacKinnon (1993, p. 705) sugerem a utilização de *dummies* sazonais juntamente com o teste ADF e os mesmos valores críticos. Em nossa série, como era de se esperar, as *dummies* não se mostraram significativas (corroborando o resultado de não significância da constante). A utilização de uma variável de tendência ao quadrado nos testes ADF, apesar de ter diminuído as estatísticas t estimadas, não levou à rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Pode-se verificar os dois resultados separadamente com os mesmos aumentos do teste acima.

(PP), o qual é menos sensível a resíduos com correlação serial.¹⁰ O teste aponta para a existência de raiz unitária em todas as alternativas ($z_{ct} = -3,28$, $z_c = -1,67$ e $z_{nc} = 1,31$).¹¹ Os resultados só vêm confirmar aqueles obtidos com o teste ADF.

Um ponto que merece destaque é a presença **ou** de observações aberrantes **ou** de um padrão comportamental diferenciado no início da série. Um exame da Figura 1 mostra que do início até ao redor da observação 90 o comportamento da série difere do restante. O gráfico aponta duas alternativas: **ou** a série é estacionária até ao redor da observação 80 e depois passa a ter um comportamento com tendência crescente **ou** há um padrão único para toda a série, que sofre algum tipo de modificação entre as observações 40 e 80. O período a partir da observação 90 aparenta ter o mesmo tipo de comportamento, isto é, ser gerado por um só modelo.

Vimos que os testes ADF, PP e HEGY produziram resultados semelhantes. No entanto, a não rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária pode ocorrer em modelos com tendência não estocástica com uma quebra estrutural. As observações do parágrafo anterior mostram que a ocorrência de quebra estrutural na presente série é possível. Portanto, é necessário complementar o ADF com algum outro tipo de teste que permita escolher entre as alternativas de raiz unitária e de tendência determinista com quebra estrutural. Um modelo em que esse tipo de teste surge naturalmente é aquele que incorpora transições suaves na tendência e/ou intercepto. Essa classe de modelos é descrita em Granger & Teräsvirta (1993). Um teste com dois passos para se decidir pela existência de uma raiz unitária ou pela hipótese alternativa de um modelo com transição suave é sugerido por Leybourne, Newbold & Vougas (1998). O teste proposto é uma generalização daqueles sugeridos por Perron para distinguir uma quebra de tendência de uma raiz unitária na série.

Para se obter a resposta desejada para o nosso problema com base no novo teste estimamos a equação

$$\ln_{imec} = 4,546796 + 0,000216t + (0,078314 + 0,000731t) S(0,270387, 0,279994) ,$$

(672,1) (1,17) (8,04) (3,95) (3,68) (63,0)

com AIC=-4,323, e onde $S(\hat{\gamma}, \hat{t})$ é a função de transição suave dada pela função logística

$$S(\hat{\gamma}, \hat{t}) = [1 + \exp(-\hat{\gamma}(t - \hat{t}T))]^{-1} ,$$

¹⁰ Cf., por exemplo, Holden & Perman (1994, p. 66).

¹¹ Onde ct = constante e tendência, c = constante e nc = não há constante.

com as propriedades usuais. A estimação, feita por mínimos quadrados não lineares, utiliza o algoritmo de Marquardt. Os valores iniciais dos dois primeiros parâmetros são dados por uma regressão preliminar em mínimos quadrados ordinários envolvendo constante e tendência. Os dois valores iniciais seguintes são zero e os dois últimos são 1 e 0,5. A regressão confirma nossas suspeitas anteriores: até um determinado ponto a tendência determinista não é significativa, passando a ser a partir daí. Há uma transição suave para um novo intercepto e para uma tendência. A taxa à qual ocorre a transição é de 27%. A observação crítica da série é a de número 77 ($=0,279994 \times 276$), situada em 15 de setembro de 1994, certamente associada aos primórdios do Plano Real.¹² Logo, há uma mudança nos rumos da economia que se deve ao novo plano econômico, que conduz o País a uma trajetória de crescimento continuado. A taxa de crescimento dada pela tendência passa de 1,04% a.a., no momento inicial, para 4,64% a.a., que seria atingido no *steady state* na ausência de qualquer outro tipo de mudança. Como segundo passo do teste tomam-se os resíduos da regressão acima e executa-se um teste ADF sem intercepto nem tendência. O ADF com aumento na terceira defasagem apresenta resíduos i.i.d. (homocedásticos e sem correlação serial). A análise do ADF produz a estatística $\hat{s}_{\alpha\beta} = -5,94$, que rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária em favor de um modelo com transição suave na tendência. Logo, a nossa suspeita quanto ao comportamento da série era válida.

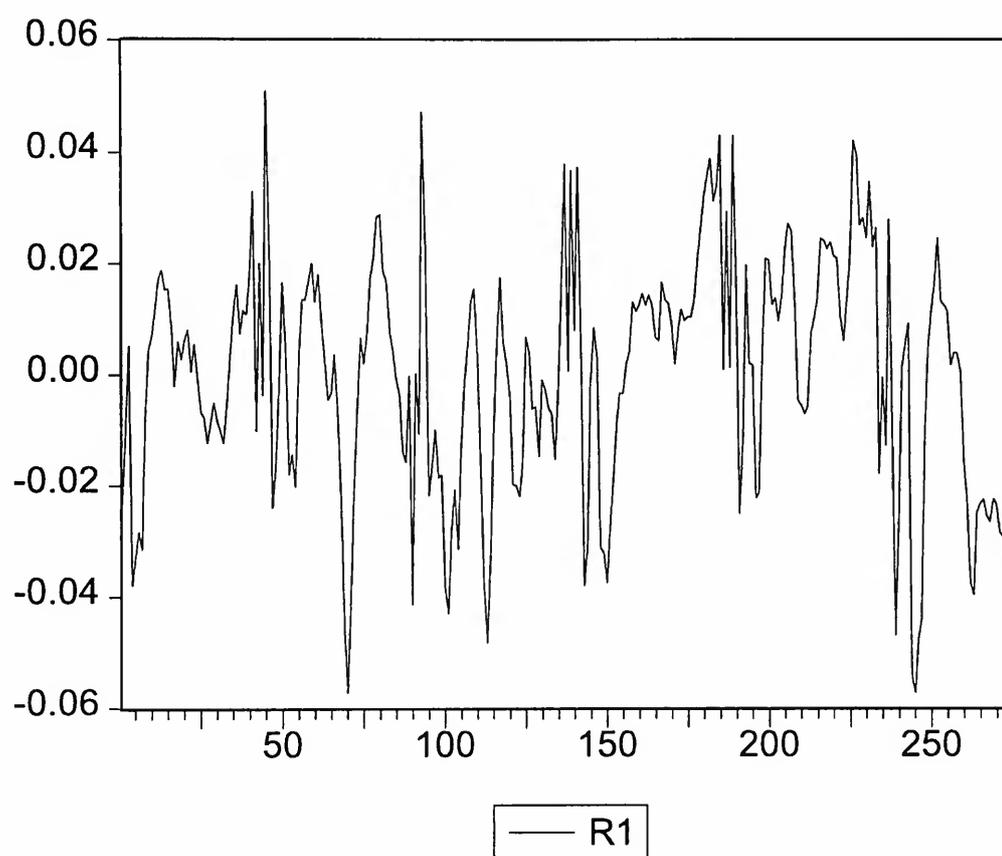
A opção entre um modelo com raiz unitária e um com tendência é importante porque enquanto no primeiro temos um passeio aleatório ao redor de uma constante ou uma tendência determinista (dependendo da significância do intercepto), no segundo, temos flutuações estacionárias ao redor de uma tendência determinista. Logo, a segunda alternativa é muito mais interessante para o governo, uma vez que o nível de atividade medido pelo IMEC apresenta flutuações em torno de uma tendência determinista, as quais não apresentam persistência. Se a alternativa de raiz unitária fosse a relevante para o nosso problema, teríamos que a trajetória do nível de atividade não seria previsível.

Resumindo nossa discussão até aqui, toda a evidência apresentada parece apontar para a existência de uma quebra na tendência e na constante para a série do IMEC. O resultado é útil porque uma série que aparentemente era integrada de ordem 1 passa a se mostrar estacionária com uma tendência determinista. A mudança no rumo da série, determinada endogenamente, ocorre no Plano Real, que colocou fim à estagnação e passou a introduzir uma tendência de crescimento na economia.

12 A moeda chamada Real foi introduzida a partir de 1º de julho de 1994, após um período de transição desde que o Plano Real foi proposto em dezembro de 1993. Uma exposição sobre o início do Plano Real pode ser encontrada em Baer (1996).

Para completar nossa análise, vamos examinar o que a nossa série tem a dizer sobre a sazonalidade intra-mês. Como vimos, análises utilizando o ferramental econométrico mais comum apontam para a conclusão de que não há nenhuma raiz unitária sazonal e que não há nenhum padrão sazonal determinista típico da série. Mas, uma vez que o modelo mais adequado para analisar a série é aquele com transição suave, necessitamos analisar o resíduo daquela equação (que está completamente despojado de componentes de longo prazo). Os resíduos dessa regressão estão na Figura 2.

Figura 2 – Resíduos da Regressão com Transição Suave



Em primeiro lugar, tomamos os resíduos da equação com transição suave e fazemos o teste HEGY para verificar se há sazonalidade na série. Os resultados estão sumariados na Tabela 2, com o modelo aumentado nas defasagens 1, 2, 3 e 4. Os resíduos são independentes e identicamente distribuídos.

Tabela 2
Testes HEGY para os Resíduos do Modelo com Transição Suave

MODELO	\hat{t}_1	\hat{t}_2	\hat{t}_4	\hat{F}_{34}	\hat{F}_{234}	\hat{F}_{1234}
1111	-4,27*	-5,33*	-10,01*	76,24*	83,14*	68,45*
1110	-4,29*	-5,36*	-10,07*	77,12*	84,14**	69,29**
1100	-4,33*	-5,38*	-10,08*	77,38*	84,52**	69,69**

Legenda: * 1%; ** 5%; embora os testes F estejam todos rejeitando claramente a hipótese nula a 1%, colocamos para alguns deles o nível de 5% porque é a tabulação disponível mais próxima. Modelo *abcd*: *a* para constante, *b* para *dummies* sazonais, *c* para tendência e *d* para *dummies* na tendência; cada um deles assume valor 1 se a variável a que se refere está presente na equação estimada, e 0 se está ausente.

Os resultados apontam para a inexistência de qualquer raiz unitária na série (inclusive sazonal). No entanto, a regressão estimada no modelo com constante e *dummies* sazonais aponta para uma constante significativa e a significância da *dummy* na primeira quadrissemana, com um valor positivo, e uma *dummy* negativa na segunda quadrissemana beirando a significância. A terceira *dummy* não foi significativa. Os resultados querem dizer que a resposta nas duas últimas quadrissemanas do mês é igual em termos estatísticos. Já a primeira quadrissemana apresenta um nível de atividade bem mais alto, e o da segunda é um pouco mais baixo (ou igual, se o critério de significância considerado for mais rigoroso).

A estimação de modelos para os resíduos serve para corroborar os fatos observados. Estimamos dois modelos alternativos. O primeiro deles é um ARMA(4,2), em que o termo MA da primeira defasagem é igual a zero. Temos

$$\begin{aligned} \text{RES} = & 0,001992\text{D1} - 0,001827\text{D2} + 0,719474\text{RES}(-1) - 0,646659\text{RES}(-2) + \\ & (6,78) \quad (-5,80) \quad (12,09) \quad (-8,98) \\ & 0,241363\text{RES}(-3) + 0,221192\text{RES}(-4) + 0,981675\text{MA}(2) \\ & (3,35) \quad (3,74) \quad (113,62) \end{aligned}$$

onde AIC=-5,813444 e SIC=-5,720647 Os resíduos do modelo são i.i.d. Os resultados mostram que as *dummies* são significativas e apresentam os sinais mostrados pelo teste HEGY. É importante também observar que o coeficiente estimado do termo MA(2) é bastante próximo da unidade.

É necessário verificar se a série pode ser descrita por um modelo que leva em conta o momento em que são feitas as decisões, uma especialização do AR tradicional. Nele a

resposta de uma variável pode ser diferenciada dependendo do período (quadrissemana em nosso caso) em que se encontra. Para isso precisamos testar se há indícios de autocorrelação periódica e de heterocedasticidade sazonal. A estratégia é a seguinte: escolhe-se o melhor modelo AR de acordo com um critério (por exemplo, o AIC). Toma-se o resíduo e faz-se uma regressão avaliando o papel do componente periódico da forma descrita em Franses (1996, p. 102). Em nosso caso, o melhor modelo foi o AR(10) com constante e *dummies* sazonais, que apresenta AIC=-5,675703 e SIC=-5,487098.¹³ Os resíduos não apresentam correlação serial de 1 a 4 defasagens, não há heterocedasticidade e os resíduos são normais. Obtivemos as estatísticas: $F_{PcAR,1-1} = 4,57$, $F_{PcAR,1-2} = 4,03$, $F_{PcAR,1-3} = 6,77$ e $F_{PcAR,1-4} = 5,56$. Todas elas são superiores aos valores críticos, rejeitando a hipótese nula de ausência de autocorrelação periódica. O teste de heterocedasticidade sazonal envolvendo os resíduos ao quadrado do modelo AR(10), a constante e as variáveis *dummy* produz $F_{SH} = 1,83$, o que não rejeita a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade sazonal. Logo, os resultados apontam que deve haver espaço para se explorar os modelos periódicos neste caso por causa da presença de autocorrelação periódica.

O segundo modelo estimado é, de acordo com a discussão acima, do tipo auto-regressivo periódico (PAR), como descrito, por exemplo, em Franses (1996). A ordem de seleção é escolhida por meio de um teste tipo F de significância conjunta das quatro defasagens de uma variável. Partimos de 12 defasagens e fomos diminuindo o número de defasagens. A ordem do PAR deveria ser 9 ou 10.¹⁴ Escolhemos o PAR(10) porque seus resíduos se comportam de acordo com uma distribuição normal, o que faz com que seus estimadores sejam os de máxima verossimilhança. O que parece produzir os melhores resultados é um PAR(10) com buracos dado por

$$\begin{aligned}
 R = & 0,003350D1 - 0,002797D2 + 0,001128D3 - 0,000674D4 + 0,372570D1R(-1) \\
 & (2,39) \quad (-1,80) \quad (0,80) \quad (-0,45) \quad (2,74) \\
 & + 0,694915D2R(-1) + 0,722554D3R(-1) + 1,159165D4R(-1) \\
 & (7,97) \quad (7,70) \quad (10,56)
 \end{aligned}$$

13 O resultado do ARMA estimado acima é superior em termos do critério de informação. No entanto, tivemos que fazer o teste da forma proposta pelo autor, ou seja, com o melhor AR. Os coeficientes do modelo são mostrados em uma tabela a seguir, comparando os resultados com um modelo PAR a ser estudado. Também no AR temos as duas primeiras *dummies* sazonais significativas, com os sinais vistos acima.

14 O resultado poderia ser 9 ou 10 porque o teste F do PAR(10) beira os 10% de significância.

$$\begin{aligned}
&+0,315312(D1R(-2)+D2R(-2)+D3R(-2))+0,748191D4R(-2)-0,221433D1R1(-3) \\
&\quad (4,56) \qquad \qquad \qquad (3,54) \qquad \qquad \qquad (-2,30) \\
&-1,062095D2R1(-3)-0,220608D3R1(-3)+0,482960D1R1(-4)-0,324463D2R1(-4) \\
&\quad (-8,72) \qquad \qquad (-1,87) \qquad \qquad (4,79) \qquad \qquad (-1,68) \\
&-0,900908D3R1(-4)-0,458185D4R1(-4)+0,184025D1R1(-5)+1,246002D2R1(-5) \\
&\quad (-7,01) \qquad \qquad (-2,77) \qquad \qquad (1,51) \qquad \qquad (9,42) \\
&+0,738036D3R1(-5)-0,468184D1R1(-6)+0,234936D3R1(-6)-0,466051D1R1(-7) \\
&\quad (6,22) \qquad \qquad (-4,72) \qquad \qquad (2,39) \qquad \qquad (-6,89) \\
&+0,393934D1R1(-8)-0,296007D2R1(-8)-0,459279D3R1(-8)+0,430525D1R1(-9) \\
&\quad (4,66) \qquad \qquad (-2,24) \qquad \qquad (-3,60) \qquad \qquad (3,26) \\
&+0,737828D2R1(-9)+0,181276D3R1(-9)-0,285982D1R1(-10) \\
&\quad (4,76) \qquad \qquad (2,27) \qquad \qquad (-3,46)
\end{aligned}$$

com $AIC=-6,133512$ e $SIC=-5,729358$ e resíduos normais sem correlação serial e sem heterocedasticidade. Pelos dois critérios este modelo é superior ao anterior. Os quatro primeiros coeficientes estimados mostram que a *dummy* na primeira quadrissemana é significativa e a da segunda só se torna significativa a 10%. As demais são irrelevantes. Os sinais são iguais aos mostrados anteriormente (positivo para D1 e negativo para D2). Logo, o padrão sazonal determinista é o mesmo em todas as equações estimadas. Quanto aos demais parâmetros, vemos que a resposta em uma dada defasagem depende da quadrissemana em que ocorre. Por exemplo, nas duas primeiras defasagens vemos que a resposta da quarta quadrissemana é maior que a das demais. Logo, há campo para se explicar a sazonalidade não só em sua parte determinista quanto também em sua resposta periódica.

Um melhor entendimento do modelo PAR(10) comparado com o AR(10) anterior é feito na Tabela 3, onde são mostrados os coeficientes estimados. Nessa tabela, o PAR é desmembrado em quatro modelos, um para cada quadrissemana, o que torna o entendimento do modelo mais fácil.

Tabela 3
Comparação dos Resultados do AR(10) e do PAR(10) com Buracos

Coeficiente	R	D1R	D2R	D3R	D4R
C	0,000350 (0,19)	0,003350 (2,39)	-0,002797 (-1,80)	0,001128 (0,80)	-0,000674 (-0,45)
D1	0,006487 (2,44)	-----	-----	-----	-----
D2	-0,005946 (-2,26)	-----	-----	-----	-----
D3	-0,001799 (-0,68)	-----	-----	-----	-----
R(-1)	0,734200 (11,72)	1,159165 (10,56)	0,372570 (2,74)	0,694915 (7,97)	0,722554 (7,70)
R(-2)	0,183486 (2,37)	0,315312 (4,56)	0,748191 (3,54)	0,315312 (4,56)	0,315312 (4,56)
R(-3)	-0,323955 (-4,16)	-1,062095 (-8,72)	-0,220608 (-1,87)	-----	-0,221433 (-2,30)
R(-4)	-0,016146 (-0,20)	0,482960 (4,79)	-0,324463 (-1,68)	-0,900908 (-7,01)	-0,458185 (-2,77)
R(-5)	0,412790 (5,29)	-----	0,184025 (1,51)	1,246002 (9,42)	0,738036 (6,22)
R(-6)	-0,139343 (-1,78)	0,234936 (2,39)	-----	-0,468184 (-4,72)	-----
R(-7)	-0,277504 (-3,57)	-0,466051 (-6,89)	-----	-----	-0,466051 (-6,89)
R(-8)	0,129914 (1,70)	0,393934 (4,66)	-0,296007 (-2,24)	-0,459279 (-3,60)	-----
R(-9)	0,141748 (1,86)	-----	0,430525 (3,26)	0,737828 (4,76)	0,181276 (2,27)
R(-10)	-0,115209 (-1,87)	-----	-0,285982 (-3,46)	-0,285982 (-3,46)	-----

Nesta tabela estão os coeficientes do AR(10) e do PAR(10) com buracos. Foram eliminados os coeficientes não significativos que produziam ganhos no AIC. Os coeficientes dentro de um mês que não se mostraram significativamente diferentes por um teste F tiveram sua igualdade imposta na estimação. Os resíduos são n.i.d.

Alguns pontos podem ser destacados na Tabela 3. Vemos que os coeficientes dos modelos realmente variam bastante. Por exemplo, enquanto no AR(10) o coeficiente do termo R(-1) é 0,73, o valor correspondente aos dados da primeira quadrissemana é superior à unidade, enquanto os das demais é bem inferior. Logo, o modelo AR mascara o resultado individual para cada quadrissemana. Ademais, dependendo da defasagem, até os sinais variam, sendo o sinal da primeira quadrissemana diferente dos demais (veja as defasagens 4, 6 e 8). Por esses resultados vemos que o IMEC em uma data comparado com o da mesma quadrissemana do mês anterior leva a resultados diversos por parte dos agentes. Enquanto um resultado bom na primeira quadrissemana leva a uma perspectiva favorável na primeira quadrissemana dos dois próximos meses, temos que um resultado desfavorável em outra leva a uma perspectiva de melhora no dois meses seguintes (veja os coeficientes estimados

das defasagens 4 e 8). Os resultados das *dummies* sazonais são semelhantes nos dois modelos, apontando para um aquecimento da economia na primeira quadrissemana e uma diminuição na segunda relativamente às demais.¹⁵

4 Conclusões

Nosso estudo é pioneiro ao analisar dados intra-mês e procurar diversos padrões sazonais e periódicos em uma série econômica. Por meio de nossa análise conseguimos chegar a algumas conclusões. A série do logaritmo do IMEC não apresenta tendência estocástica, e sim uma tendência determinista apontando para uma quebra estrutural com transição suave. Somente por meio da descoberta deste fato é que tivemos condições de encontrar um padrão sazonal típico determinista intra-mês, em que a primeira quadrissemana apresenta claramente um aumento do nível de atividade relativamente às demais. A segunda quadrissemana pode apresentar uma diminuição do nível de atividade relativamente às demais, mas o resultado não é robusto, como pudemos perceber pelos dois modelos acima. A resposta da série dependendo da quadrissemana em que ocorre a defasagem é diferenciada. Não há nenhum indício de raízes unitárias sazonais, o que significa que não há padrões sazonais mutantes ao longo do tempo. Há, no entanto, uma resposta periódica diferenciada, que adequadamente tratada conduz a modelos superiores aos modelos tradicionais.

As causas verdadeiras do aumento do nível de atividade na primeira quadrissemana não podem ser verificadas, mas apenas conjecturadas. Pode ser, por exemplo, a conseqüência de pagamentos de salários. Há um aumento da oferta de moeda para acomodar os pagamentos, o que provoca a reação de curto prazo aumentando o nível de atividade. Se o Banco Central se preocupar no restante do mês em contrair a oferta de moeda, então o

15 Poder-se-ia postular uma análise utilizando modelos como os descritos em Harvey (1989), por exemplo. Há algumas observações a serem feitas nesse sentido. Em primeiro lugar, a detecção de raízes unitárias sazonais em um Modelo Básico Estrutural, descrito em Harvey, só será adequadamente feita se utilizarmos os aperfeiçoamentos contidos em Kawasaki & Franses (1996). Julgamos que, em face dos resultados sem ambigüidade obtidos anteriormente e do trabalho envolvido na análise e descrição dos novos resultados, o acréscimo de conhecimento seria mínimo e por isso não perseguimos tal alternativa. O segundo ponto, mais conceitual, é o de que os modelos do tipo descrito em Harvey pressupõem que seja possível separar os diversos componentes da série (tendência, sazonalidade, ciclos) e que eles não possuam interação entre si. Isto vai contra a evidência empírica descrita em Franses (1996, cap. 6), que aponta a possibilidade de interação entre os componentes. Por isso, a utilização de modelos PAR é mais geral, uma vez que eles permitem que aconteça essa interação sob determinadas condições. Para detalhes, veja Franses (1996).

comportamento do nível de atividade pode ser explicado pela oferta de moeda e sua relação de curto prazo com o nível de atividade.

O comportamento periódico dos agentes pode ser o resultado das preferências dos agentes, ou do modo particular como ele enxerga os fatos e processa as informações. Daí a razão de um resultado favorável em uma data provocar reações diversas nos dois próximos meses dependendo da quadrissemana em que ocorre.

Referências bibliográficas

- Aguirre, Antônio. The applied perspective for seasonal cointegration testing: a supplementary note. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 4, p. 743-55, out.-dez. 1998.
- Baer, Werner. *A economia brasileira*. São Paulo: Nobel, 1996.
- Boswijk, H. Peter & Franses, Philip Hans. Testing for periodic integration. *Economics Letters* 48, p. 241-8, 1995.
- Davidson, Russel & MacKinnon, James G. *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford University Press, 1993.
- Dickey, David A. & Fuller, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-72, 1981.
- Diniz, Eliezer Martins. *Oferta de moeda e preços no Brasil 1953-1985*. São Paulo: FEA-USP, 1996. (Tese de Doutorado)
- Franses, Philip Hans. *Periodicity and stochastic trends in economic time series*. Oxford: Oxford University Press, 1996.
- Fuller, Wayne A. *Introduction to statistical time series*. New York: Wiley, 1976.
- Ghysels, Eric, LEE, Hahn S. & Noh, Jaesum. Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of Econometrics*, 62, p. 415-42, 1994.
- Granger, C. W. J. & Teräsvirta, T. *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- Hamilton, James D. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.

- Harvey, Andrew C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- Holden, Darryl & Perman, Roger. Unit roots and cointegration for the economist. *In*: Rao, B. Bhaskara (ed.), *Cointegration for the applied economist*. New York: St. Martin's, 1994, p. 47-112.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. & Yoo, B. S. Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, p. 215-38, 1990.
- Kawasaki, Y. & Franses, P. H. *A model selection approach to detect seasonal unit roots*. Econometric Institute Report EI-9670/A. Rotterdam: Erasmus University, 1996.
- Leibourne, Stephen, Newbold, Paul & Vougas, Dimitrios. Unit roots and smooth transitions. *Journal of Time Series Analysis*, v. 19, n. 1, p. 83-97. 1998.
- Oliveira, André Luís Rossi de & Pichetti, Paulo. The applied perspective for seasonal cointegration testing. *Economia Aplicada*, v. 1, n. 2, p. 263-79, abr.-jun. 1997
- Smith, Richard J. & Taylor, A. M. Robert. Additional critical values and asymptotic representations for seasonal unit root tests. *Journal of Econometrics*, 85, p. 269-88, 1998.