

Raízes unitárias, flutuações econômicas e a “persistência” dos choques

Unit roots, economic fluctuations, and the “persistence” of shocks

JOÃO MARCUS MARINHO NUNES *,**

RESUMO: A importância relativa de diferentes choques no nível de atividade econômica tem sido objeto de pesquisas nos últimos 25 anos. A visão tradicional, mantida por keynesianos e monetaristas, é que os choques na demanda agregada são os impulsos às flutuações econômicas, um fenômeno independente do crescimento. Uma sucessão de choques reais e transformações tecnológicas deu origem ao que é conhecido como Teoria do Ciclo Real de Negócios. Os proponentes de ciclos de negócios reais não consideram o crescimento separadamente das flutuações e procuram explicar as flutuações econômicas abstraídas de considerações monetárias. Este artigo revisa as evidências empíricas sobre a permanência de choques. Embora se possa dizer muito sobre a interdependência entre crescimento e flutuações, também conclui, contrariamente à visão da CRN, que a política econômica é importante na geração de um ambiente propício ao crescimento.

PALAVRAS-CHAVE: Teoria dos ciclos reais de negócios; raízes unitárias; crescimento econômico.

ABSTRACT: The relative importance of different shocks on the level of economic activity has been a hot subject of research over the last 25 years. The traditional view, retained by Keynesians and Monetarists alike, is that shocks to aggregate demand are the impulses to economic fluctuations, a phenomenon independent of growth. A succession of real shocks and technological transformations gave rise to what is known as Real Business Cycle Theory. Proponents of real business cycles do not consider growth separately from fluctuations and seek to explain economic fluctuations abstracting from monetary considerations. This paper reviews the empirical evidence on the permanence of shocks. Although much can be said for the interdependence between growth and fluctuations it also concludes, contrary to the RBC view, that economic policy is important in generating an environment conducive to growth.

KEYWORDS: Real business-cycle theory; unit roots; economic growth.

JEL Classification: E13; C50.

* Da Iochpe-Maxion, São Paulo/SP, Brasil.

** Agradeço, sem comprometer, os comentários de Affonso Celso Pastore, e os de Regina Célia Cati, que colocou à disposição os procedimentos de Perron para o programa Rats. Agradeço também os comentários e sugestões de um parecerista anônimo desta Revista.

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos 25 anos, muito se pesquisou na área da macroeconomia sobre a importância relativa de diferentes choques sobre o nível de atividade econômica. A visão tradicional, retida tanto por keynesianos quanto por monetaristas, é a de que choques exógenos sobre a demanda agregada – como aqueles induzidos pela política monetária – são os impulsos geradores de flutuações econômicas. De fato, o elemento comum que liga os partidários da visão tradicional, independentemente de quaisquer outras divergências, é a tentativa de entender os mecanismos através dos quais a política monetária impacta o nível de atividade econômica.¹

No entanto, uma sucessão de choques reais – os do petróleo são os exemplos mais agudos – e uma aceleração nas transformações tecnológicas resultaram numa ruptura do consenso de que choques na demanda agregada são a principal fonte das flutuações econômicas. O declínio da visão tradicional coincidiu com o desenvolvimento de um conjunto de modelos conhecidos coletivamente por Modelos Reais do Ciclo [Kydland & Prescott (1982), Long & Plosser (1983), Plosser (1989)]. Contrastando com a visão tradicional, a Teoria Real do Ciclo (TRC) pretende explicar as flutuações econômicas abstraindo totalmente das considerações monetárias.

De acordo com a TRC, choques exógenos sobre a oferta agregada, tais como choques tecnológicos, são os impulsos críticos às flutuações econômicas.

A distinção entre a visão tradicional, de choques de demanda, e a da TRC, de choques de oferta, não parece muito importante. E talvez se conclua que não seja mesmo. Na verdade, a origem das pesquisas modernas sobre a importância relativa dos choques como originadores das flutuações econômicas pode ser identificada com o advento do conceito de expectativas racionais.² Conjuntamente com esse postulado que Lucas chama de axioma de consistência, foi inaugurada a escola novo-clássica, que se distingue das escolas keynesiana e monetarista pelo fato de supor que:

- os agentes econômicos são otimizadores consistentes;
- as flutuações econômicas são manifestações de equilíbrio às modificações no ambiente econômico; e
- as expectativas são racionais.

Ora, se os agentes econômicos são otimizadores consistentes, eles estão preocupados e interessados não só na sua situação presente mas também nas suas perspectivas futuras. Para fazer tal avaliação, vão dedicar tempo e recursos para levantar informações³ de modo a tomar decisões baseadas em toda a informação disponível, isto é, para não cometer erros sistemáticos. Por fim, vão mudar seu

¹ Para uma resenha v. Blanchard (1980).

² Lucas (1972).

³ E desenvolver modelos.

comportamento ou suas ações de modo a se adequar à nova realidade percebida. Essas ações ocasionam flutuações econômicas que são interpretadas como manifestações de equilíbrio.

Para Lucas (1977), o principal objetivo da teoria dos ciclos econômicos seria o de incorporar fenômenos cíclicos em uma teoria de “equilíbrio”, descrita por um sistema de equações walrasianas, que tem uma consequência de política econômica lógica a priori: “By seeking an equilibrium account of business cycles, one accepts in advance rather severe limitations on government countercyclical policy which might be rationalized by the theory”.

De fato, se as flutuações econômicas refletem as reações ótimas dos agentes a choques ou surpresas, então não restaria nada aos governos fazer exceto evitar agravar as flutuações pelas suas próprias ações. Deve-se ressaltar que as surpresas aludidas acima são provenientes de informações imperfeitas sobre o estado da economia ou sobre as ações do governo. Essa ressalva é importante porque mostra o “calcanhar de Aquiles” da abordagem de equilíbrio das flutuações econômicas de Lucas (1977) e de Barro (1978).

Como toda ciência, a teoria econômica avança através de um processo de ataque e contra-ataque. Okun (1980) e Tobin (1980), este um baluarte do keynesianismo, criticaram duramente a abordagem de Lucas e de Barro. Na essência, o argumento apresentado é o de que na hipótese de expectativas racionais os agentes econômicos não podem ser sistematicamente surpreendidos ou confundidos. Assim, para eles, os ciclos ou flutuações são fenômenos indesejáveis e para os quais caberia a ação corretiva de políticas econômicas.

O contra-ataque não tardou, na forma da TRC, cujo objetivo era resgatar – dentro do paradigma novo-clássico – a proposição da ineficácia das políticas de estabilização apresentada por Lucas (1972) e ao mesmo tempo permitir uma caracterização de equilíbrio das flutuações econômicas livre dos defeitos da abordagem anterior.⁴

Os proponentes da TRC partem do pressuposto de que, como os choques tecnológicos afetam as possibilidades de produção da economia, existe a presunção de que, ao contrário dos choques monetários, eles teriam um efeito permanente sobre agregados econômicos como o produto. Em artigo influente, Nelson & Plosser (1982) argumentam que séries econômicas agregadas, em particular a série do produto, apresentam uma tendência estocástica, ao contrário de uma tendência determinista como a componente de crescimento (ou permanente) era modelada até então. De fato, a única diferença entre o modelo original de flutuações econômicas de Lucas e o modelo de flutuações derivado da TRC é que no primeiro a componente cíclica do produto nada mais é do que a soma de uma série infinita de choques de demanda transitórios,⁵ enquanto no segundo a componente cíclica é uma soma infinita de choques “tecnológicos” exógenos, sendo que neste caso a

⁴ McCallum (1989) faz uma avaliação crítica da teoria e de suas implicações.

⁵ Desvios em relação à demanda “normal”.

componente cíclica existe somente em função da estrutura de defasagens presumida para os choques.

A inovação introduzida por Nelson e Plosser na análise das flutuações econômicas é a de que não é possível distinguir entre ciclos e tendência – ou entre o comportamento transitório e permanente das séries –, procedimento esse que era implicitamente adotado nos estudos das flutuações. Nesse contexto, a dicotomia entre as teorias do ciclo e do crescimento perde o sentido, já que as mesmas forças (choques) que geram flutuações também provocam impacto no crescimento, ou seja, os choques têm efeitos permanentes.

As conclusões de Nelson e Plosser de que inovações ou choques, entendidos como mudanças não antecipadas das variáveis, têm efeitos permanentes deram força aos proponentes da TRC, que dão uma importância relativa maior aos choques de oferta⁶ que aos choques monetários na geração de flutuações econômicas. O argumento pode ser sumariado como:

- os macroeconomistas estão basicamente de acordo com a proposição de que a moeda é neutra no longo prazo no sentido de que uma inovação na oferta monetária só tem efeitos temporários no produto e no emprego;
- choques reais tais como deslocamentos na função de produção devido a modificações na produtividade têm efeitos permanentes no produto;
- a caracterização da série de tempo do produto é tal que as inovações no processo são permanentes, ou seja, um choque no produto em um período induz a uma elevação permanente da expectativa futura do produto. Isso significa que o comportamento temporal do produto é consistente com a hipótese de que os choques de produtividade ou reais são a principal fonte das inovações.

A compreensão da argumentação de Nelson e Plosser requer o uso do conceito de estacionaridade. Uma série de tempo é dita estacionária se possui média, variância e covariâncias constantes.⁷ É óbvio que boa parte das séries econômicas não é estacionária, visto que o valor esperado, ou média das séries, usualmente apresenta uma tendência crescente no tempo. O procedimento de extrair a tendência através da regressão da variável em uma tendência linear pode ser interpretado como uma maneira de tomar a série estacionária. De fato, os resíduos da regressão – que incluem os efeitos cíclicos e aleatórios – formam uma série estacionária. Séries cuja tendência é extraída por esse procedimento são chamadas de *séries tendência estacionária* (TS).

Nelson e Plosser argumentam que boa parte das séries econômicas possui, ao contrário, uma raiz unitária, ou seja, são estacionárias após serem diferenciadas. Por essa razão são denominadas *séries diferença estacionárias* (DS). Para ilustrar,

⁶ Ou tecnológicos.

⁷ No sentido estrito, estacionaridade requer que todos os momentos da distribuição da variável sejam constantes.

suponhamos que o comportamento do produto possa ser descrito por uma equação do tipo:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{com } E(\varepsilon_t) = 0 \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = \sigma_\varepsilon^2, s = 0$$

$$= 0, s \neq 0 \quad (1)$$

Uma equação desse tipo tem uma longa tradição na literatura de séries temporais, sendo conhecida como um passeio aleatório (*random walk*) com *drift* μ . Uma terminologia alternativa é descrever (1) como um processo de tendência estocástica. A principal característica de um processo passeio aleatório é que o *nível* da série em qualquer instante do tempo é o resultado da soma infinita dos choques ocorridos. Alternativamente, todo choque ocorrido é incorporado no nível da série, fazendo com que seus deslocamentos sejam permanentes. Esse resultado pode ser observado aplicando-se o operador de primeira diferença ao nível da série, obtendo:

$$\Delta y_t \equiv (1 - L) y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\therefore y_t = \frac{\mu}{(1 - L)} + \frac{\varepsilon_t}{(1 - L)} = y_0 + \mu (t - t_0) + \sum_{j=0}^{t-t_0} \varepsilon_{t-j} \quad (2)$$

De outro lado, se a série seguir um processo TS, teremos:

$$y_t = \alpha + \beta t + \zeta_t \quad (3)$$

em que ζ_1 é ruído branco. Por definição, os choques num processo TS terão um efeito puramente temporário. Já que a variável tem que eventualmente convergir para sua tendência de crescimento determinista, os choques não podem ser permanentes.

A partir das conclusões de Nelson & Plosser (1982) e de Nelson & Kang (1981), a pesquisa das flutuações econômicas foi orientada no sentido de se examinar o grau de permanência dos choques na presença de uma raiz unitária na representação autorregressiva dos processos geradores das séries econômicas. Por grau de permanência de um choque entende-se a intensidade com que um choque influencia nossa previsão do *nível* da série para um dado horizonte de tempo. Para tal precisamos poder distinguir entre processos TS e processos DS, porque, como vimos acima, choques em processos TS são, por definição, temporários. Testes para discriminar entre processos TS e DS foram desenvolvidos e aplicados por Nelson & Plosser (1982) e Campbell & Mankiw (1987, 1989). Generalizando o processo DS definido em (1) obtemos:

$$\Delta y_t = \mu + B(L) \omega_t \quad (4)$$

em que $B(L)$ é conhecido como um polinômio no operador de defasagem L definido como:

$$B(L) \omega_t \equiv b_0 \omega_t + b_1 \omega_{t-1} + b_2 \omega_{t-2} + \dots \quad (5)$$

em que os b_i são parâmetros e o operador de defasagem L é definido por $L/X_t \equiv X_{t-j}$. Os ω_t , são definidos em unidades tal que $b_0 = 1$.

Um processo TS é representado de forma geral por:

$$y_t = y_0 + \gamma_t + \alpha(L) \varepsilon_t \quad (6)$$

em que, como em (4), $\alpha(L)$ é um polinômio no operador de defasagem.

Tomando a primeira diferença de (6) obtemos

$$\Delta y_t = \gamma + \alpha(L) \varepsilon_t - \alpha(L) \varepsilon_{t-1} \quad \text{ou} \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \gamma + (1-L) \alpha(L) \varepsilon_t = \gamma + A(L) \varepsilon_t$$

em que $A(L) \equiv (1-L) \alpha(L)$ e em que se define: $A(L) \varepsilon_t \equiv \varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$

Nota-se que o processo TS dado pela última igualdade da equação (7) é formalmente idêntico ao processo DS definido na equação (4), sendo diferenciados pelo processo de média móvel nos erros, $B(L) \omega_t$, no caso de um processo DS, e $A(L) \varepsilon_t$, no caso de um processo TS. Dado que $B(L) \omega_t$ é uma expressão de média móvel irrestrita, ou seja, os b_i 's podem assumir qualquer valor e pode haver qualquer número de defasagens em, deduz-se que deve haver alguma restrição no processo de média móvel $A(L) \varepsilon_t$ que distinga a característica de retomo à tendência da equação (7) da característica de não-reversão (ou permanência dos choques) da equação (4). Dada a semelhança entre os dois processos, estes podem ser genericamente representados por:

$$\Delta y_t = \eta + C(L) v_t = \eta + \sum_{j=0}^{\infty} c_j v_{t-j} \quad (8)$$

A equação (8) nos informa que o impacto de um choque no instante t sobre a taxa de crescimento de y em $t+j$, Δy_{t+j} é dado por c_j . O impacto de um choque em t sobre o nível de y em $t+j$ é dado por $1 + c_1 + c_2 + \dots + c_j$. Assim, o impacto total de um choque no nível de y é dado pela soma infinita dos coeficientes da média móvel, sendo definida como: $C(1) = 1 + c_1 + c_2 + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} c_j$.

O valor $C(1) = \sum c_j$ pode então ser visto como uma medida da permanência dos choques em y . Intuitivamente, podemos deduzir que a restrição sobre $C(1)$ no caso de um processo TS é que $C(1) = 0$.

Dado que nossa definição de permanência dos choques é que estes modificam a previsão do nível futuro da variável, e como um processo TS reverte para a sua tendência determinista, nesse caso os choques têm de se dissipar, ou seja, eles não afetam a previsão para um horizonte mais ou menos longo do nível da variável.

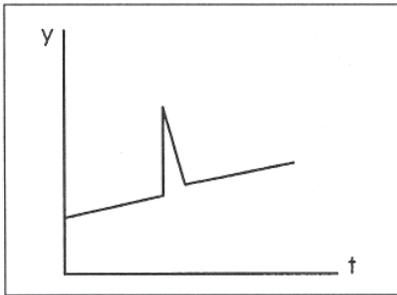
De outro lado, para um processo DS como visto em (4), ou seja, que contém uma raiz unitária, $C(1) \neq 0$. Nesse caso, um choque tem efeitos permanentes sobre o nível da variável. Processos DS também são denominados tendência estocástica, significando que as flutuações na série se confundem com as flutuações na tendência.

Os gráficos a seguir ilustram as ideias elaboradas até aqui. Antes, contudo, uma digressão semântica. A literatura fala em persistência de choques, quando o mais correto seria permanência de choques. Uma série TS pode apresentar persistência apesar de os choques serem temporários, enquanto uma série DS pode não apresentar persistência apesar de os choques terem um efeito permanente. A persistência dos choques depende das expressões $B(L)$ e $A(L)$ nas equações (4) e (7), enquan-

to a permanência depende de $C(l)$. Por exemplo, na equação (1), um choque tem um efeito permanente em y^8 sem, no entanto, apresentar qualquer persistência, tratando-se de um passeio aleatório.

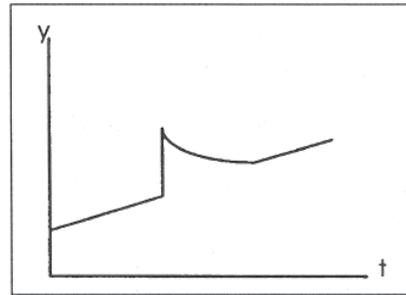
Os gráficos 1 e 2 representam um processo TS, enquanto os gráficos 3 e 4 retratam um processo DS. Para os gráficos 1 e 3, a hipótese sobre o processo dos erros $A(L)\varepsilon_t$ e $B(L)\omega_t$ das equações (8) e (4) respectivamente é: $\varepsilon_t = \zeta_t$ e $\omega_t = \vartheta_t$, enquanto para os gráficos 2 e 4, $\varepsilon_t = \kappa\varepsilon_{t-1} + \zeta_t$ e $\omega_t = \rho\omega_{t-1} + \vartheta_t$. No primeiro caso não existe persistência no processo, enquanto no segundo o grau de persistência depende do valor dos parâmetros κ e ρ . Quanto mais próximos da unidade, maior será o grau de persistência.

GRÁFICO 1



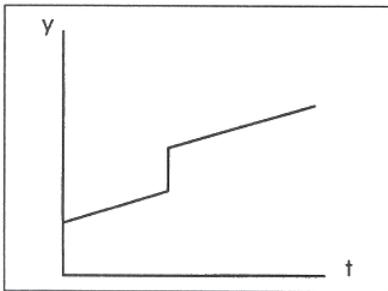
Processo TS ($\varepsilon_t = \zeta_t$)

GRÁFICO 2



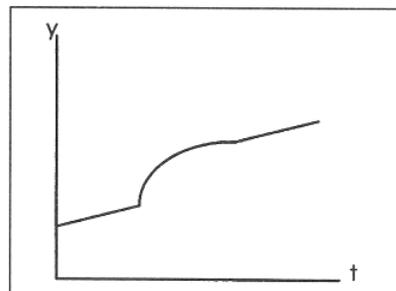
Processo TS ($\varepsilon_t = \kappa\varepsilon_{t-1} + \zeta_t$)

GRÁFICO 3



Processo DS ($\omega_t = \vartheta_t$)

GRÁFICO 4



Processo DS ($\omega_t = \rho\omega_{t-1} + \vartheta_t$)

Os gráficos 1 e 2 mostram claramente que um processo TS não se desvia por tempo indeterminado de sua tendência determinista, enquanto nos gráficos 3 e 4 um processo DS se caracteriza por uma mudança permanente no nível da variável após a ocorrência de um choque.

Tendo estabelecido um critério para determinar o grau de permanência dos

⁸ No sentido de que a previsão de y muda na mesma magnitude do choque.

choques, é preciso lembrar que existem dificuldades para estimar $C(1)$, já que se trata de uma soma infinita, requerendo a estimação de um número infinito de parâmetros. Para operacionalizar a medida de permanência, Campbell & Mankiw (1987) apresentam uma medida $C(1)$ baseada na aproximação de $C(L)$ pela razão de polinômios de ordem finita. Isso é possível porque supomos que Δy_t é um processo estacionário linear, podendo ser representado por um processo ARMA(p,q) como:

$$\phi(L) \Delta y_t = \phi_0 + \theta(L) \psi_t \quad (9)$$

em que $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$, a equação (9) é então interpretada como uma função de resposta a impulso para Δy_t com $C(L)$ dado por $\frac{\theta(L)}{\phi(L)}$, ou seja:

$$\Delta y_t = \phi(L)^{-1} \theta_0 + \phi(L)^{-1} \theta(L) \psi_t = \eta C(L) \psi_t \quad (9.1)$$

de onde se conclui que a medida do grau de permanência dada por $C(1)$ pode ser calculada diretamente como $C(1) = \frac{\theta(1)}{\phi(1)}$

Para exemplificar o método, Campbell & Mankiw (1987) concluíram que um modelo ARMA(2,2) se constitui em boa aproximação para o crescimento do PNB real americano Δy_t para o período 1947.1 1985.4. A estimação de tal modelo tem como resultado:

$$\Delta y_t = .008 + \frac{(1 - .30L + .61L^2)}{(1 - .63L + .47L^2)} \xi_t$$

Nesse caso, $C(1) = 1.56$, denotando um grau de permanência maior do que o de um passeio aleatório.

O restante deste trabalho visa exatamente medir, para um conjunto de países, a importância relativa das variações da componente permanente⁹ y_t^p para a variância do crescimento do produto, ou, nas palavras de Cochrane (1988), o tamanho da raiz unitária do produto. Na seção 2 é discutido o teste aplicado para verificar se a série possui uma raiz unitária. Na seção 3 o teste é aplicado à série do produto de 11 países para o período 1870 a 1989.¹⁰ Nessa seção também são discutidas as questões que foram levantadas com relação à medida de persistência dada por $C(1)$ e são apresentadas as maneiras alternativas propostas para a verificação do grau de permanência dos choques e feitas comparações com os resultados obtidos por outros pesquisadores. Na seção 4 apresentamos as críticas de Perron às metodologias apresentadas de cálculo da persistência que se baseiam na hipótese de choques infrequentes que modificam ou o nível ou a tendência (ou ambos) da série do produto de diversos países. Enquanto inicialmente Perron (1989) se utilizava da observação (e da história) para identificar o ponto de quebra nas séries, nos trabalhos mais recentes (1992, 1993) o método de identificação do ponto de quebra é

⁹ Ou tendência estocástica.

¹⁰ Para a série do produto japonês o período vai de 1885 a 1989, e para o produto brasileiro, de 1900 a 1989.

endógeno. Uma conclusão desses trabalhos é que o ciclo econômico continua vivo e é um fenômeno importante na dinâmica da evolução do produto em muitos dos países analisados. A seção 5 apresenta uma síntese das teorias, implicações para a política macroeconômica e conclusões.

2. TESTES DA HIPÓTESE DA NÃO-ESTACIONARIDADE

Como vimos na seção 1, é importante saber se a série em estudo é da classe TS (estacionária em tomo de uma tendência determinística) ou da classe DS (possui uma raiz unitária ou tendência estocástica). O teste básico para testar a hipótese da presença de uma raiz unitária na série foi desenvolvido por Dickey & Fuller (1979) e toma por base a seguinte regressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Os testes que foram desenvolvidos para discriminar séries estacionárias de séries não estacionárias têm, como hipótese nula, a presença de uma raiz unitária. Adicionalmente, é provável que para a maior parte das séries econômicas o coeficiente auto regressivo ρ na equação (10) seja igual ou menor que um, sendo convencional supor que processos explosivos ($\rho > 1$) não são plausíveis. Assim, ao testarmos a presença de uma raiz unitária, a hipótese nula é $H_0: \rho = 1$ versus $\rho < 1$.

No entanto, a não-rejeição da hipótese de uma raiz unitária não é suficiente para a determinação da estacionaridade da primeira diferença da série, Δy_t . Se o coeficiente da variável tempo β na equação (10) for diferente de zero, a primeira diferença da série será dependente do tempo (sua média variará com o tempo), não podendo, portanto, ser estacionária na primeira diferença. Devemos assim testar a hipótese conjunta $\beta = 0, \rho = 1$. Se a hipótese conjunta não for rejeitada, y conterá uma raiz unitária, mas a primeira diferença de y será estacionária.

De saída, defrontamos com um problema. Segundo a hipótese nula ($\rho = 1$), a variável y não é estacionária, implicando que as regras normais de inferência estatística não podem ser aplicadas para testar a hipótese. A estatística t , que poderia ser calculada para testar a hipótese $H_0: \rho = 1$, não segue uma distribuição t de Student. Os primeiros autores a defrontar com esse problema foram os estatísticos Dickey e Fuller (1979, 1981), que estudaram a distribuição assintótica do estimador ρ sob a hipótese nula, tabulando seus valores críticos para amostras de diferentes tamanhos através de simulações Monte Carlo. Na literatura macro econométrica, deparamos frequentemente com referências a “testes Dickey-Fuller (D-F)”. Trata-se essencialmente do teste da hipótese de que $\rho = 1$ na equação (10). O teste da hipótese conjunta ($\beta = 0$ e $\rho = 1$) pode ser realizado pelo uso da estatística Φ_3 , tabulada na Tabela VI de Dickey e Fuller (1981: 1063). Essa é uma estatística F computada de modo usual pela imposição das restrições contempladas na hipótese nula.

Para deduzir a distribuição de sua estatística, Dickey e Fuller recorrem à hipótese mantida de que o termo de erro t_1 em (10) não é autocorrelacionado. No entanto, em muitas situações, essa hipótese corre o risco de ser falsa. Nesses casos,

os valores tabulados por Dickey e Fuller não mais serão corretos. Outros autores, assim como Dickey e Fuller, tentaram adaptar o teste para o caso em que ε_t segue um processo estocástico estacionário relativamente geral. A esse teste dá-se o nome de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Essencialmente adicionam-se valores defasados da variável dependente y_t para levar em conta a possibilidade de um termo de erro correlacionado, sendo a forma usual da equação para testar a presença de uma raiz unitária dada por:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10.1)$$

Nesse caso, a hipótese nula é $H_0: \gamma = 0$ e/ou $H_0: \beta_1 = 0$ e $\gamma = 0$. Regressa-se a primeira diferença da variável dependente em uma constante, uma tendência determinista, a primeira defasagem do nível da variável dependente, e por fim nas defasagens da primeira diferença daquela variável. O valor de m em (10.1) pode ser escolhido pela aplicação sucessiva do teste LM para correlação serial, de modo a se encontrar o menor valor de m que satisfaça a condição de que os resíduos de (10.1) sejam ruído branco.

3. A ANÁLISE DOS CHOQUES EM 11 PAÍSES

Os países analisados são: Estados Unidos, Canadá, Grã-Bretanha, Suécia, Dinamarca, Noruega, França, Itália, Austrália, Japão e Brasil. Os dados foram extraídos de Madison (1991), com exceção dos dados para o Brasil, que são o encadeamento da série de Haddad (1975) até 1946 com a série do PIB elaborada pela FGV. Os gráficos a seguir mostram a evolução do produto de cada um dos países.

Como o grau de permanência dos choques está associado à presença de uma raiz unitária nas séries do produto, o primeiro passo da análise é testar a equação (10.1) para dois conjuntos de hipóteses nulas. A primeira é o teste ADF padrão, com $H_0: \gamma = 0$. A segunda é o teste F de restrição de coeficientes cujos valores críticos também foram calculados por D-F (denotado Φ_3), com $H_0: \beta_1 = 0$ e $\gamma = 0$.

GRÁFICO 5

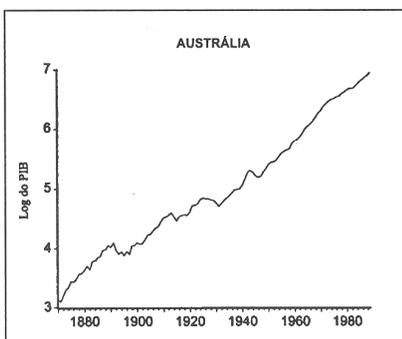


GRÁFICO 6

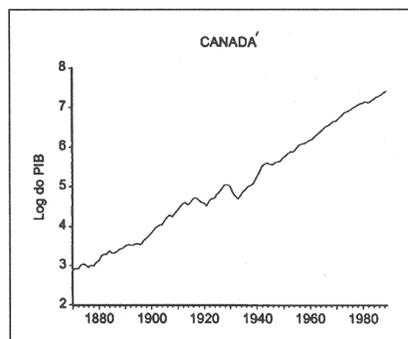


GRÁFICO 7

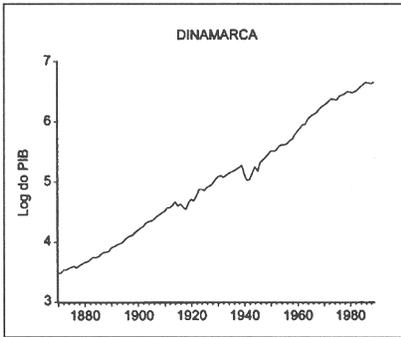


GRÁFICO 8

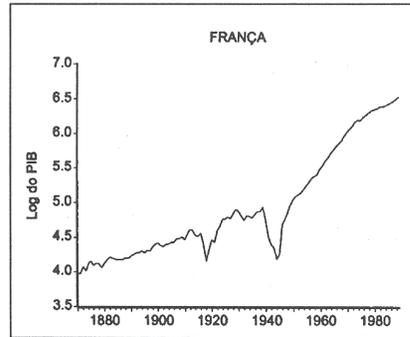


GRÁFICO 9

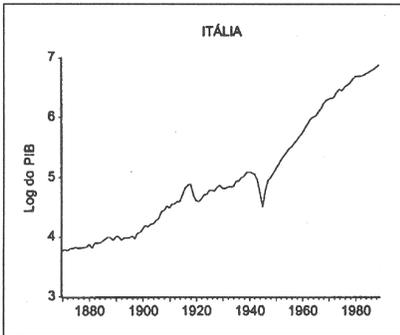


GRÁFICO 10

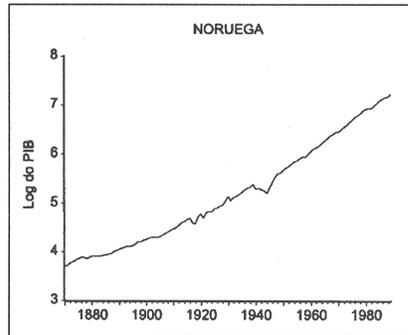


GRÁFICO 11

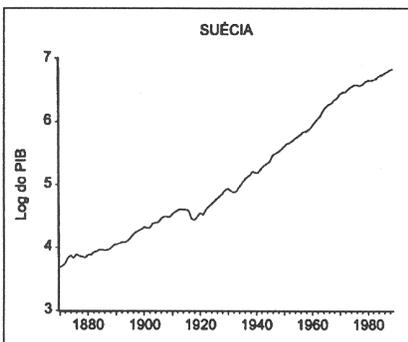


GRÁFICO 12

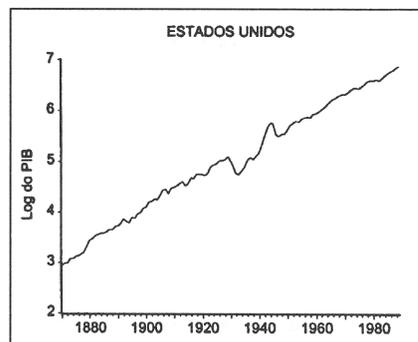


GRÁFICO 13

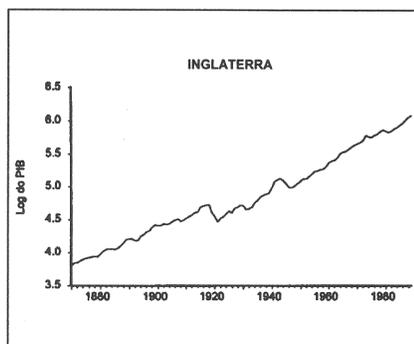


GRÁFICO 14

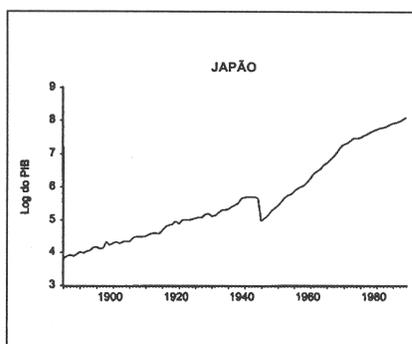
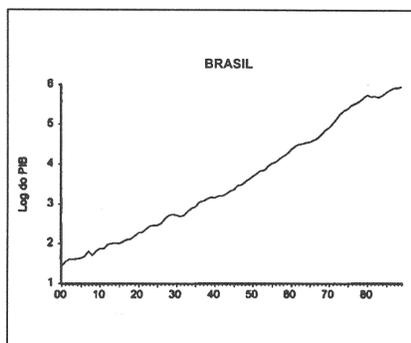


GRÁFICO 15



Como o grau de permanência dos choques está associado à pessoa de uma raiz unitária nas séries do produto, o primeiro passo da análise é testar a equação (10.1) para dois conjuntos de hipóteses nulas. A primeira é teste ADF padrão, com $H_0: \gamma = 0$. A segunda é o teste F de restrição de coeficientes cujos valores críticos também foram calculados por D-F (denotado Φ_3), com $H_0: \beta_1 = 0$ e $\gamma = 0$. A Tabela 1 apresenta o resultado do teste. O país analisado está na primeira coluna, o teste ADF está na segunda coluna, a terceira coluna indica o valor de m na equação (10.1) e a coluna 4 apresenta o valor do teste DF.

Tabela 1: Testes de raiz unitária

| País | $H_0: \gamma = 0$ | m | Φ_3 |
|----------------|-------------------|---|----------|
| Estados Unidos | -3,93 | 1 | 7,80 |
| Canadá | -3,15 | 2 | 5,10 |
| Grã-Bretanha | -1,75 | 3 | 1,88 |
| Noruega | -1,35 | 2 | 5,23 |
| Suécia | -1,77 | 5 | 2,81 |
| Dinamarca | -2,42 | 2 | 3,09 |
| França | -1,86 | 4 | 2,66 |
| Itália | -1,85 | 1 | 2,64 |
| Austrália | -1,73 | 2 | 1,61 |
| Japão | -1,34 | 0 | 1,73 |
| Brasil | -1,97 | 0 | 7,01 |

Os valores críticos a 5% (10%) são, respectivamente: -3,45 (-3,15) para o teste ADF e 6,49 (5,47) para o teste F.

Dois resultados são interessantes. No primeiro, os testes aplicados à série do logaritmo do produto dos Estados Unidos rejeitam a hipótese de uma raiz unitária, ou seja, o PIB americano é estacionário em tomo de uma tendência, com os choques tendo um efeito temporário. Como o resultado pode ter-se devido à construção da série utilizada, o teste foi aplicado à série de Friedman & Schwartz (1982), que compreende o período 1869 a 1975. Nesse caso, a hipótese de uma raiz unitária no PIB é rejeitada com o teste ADF = -3,89 e o teste F = 7,73. Esse resultado é interessante na medida em que boa parte do debate iniciado por Nelson & Plosser (1982) girou em tomo da reconsideração da visão tradicional de que os choques têm efeito temporário, ou seja, na terminologia de Cochrane, que o crescimento de longo prazo é estável com relação ao crescimento de curto prazo.

O segundo resultado interessante refere-se ao produto brasileiro. Cribari Neto recentemente (1990, 1993) analisou o comportamento estocástico do PIB brasileiro, concluindo que os ciclos não são importantes para a explicação das flutuações, sendo que as inovações ou choques têm um grau de permanência maior do que um passeio aleatório. De fato, pelo resultado do teste ADF com $H_0: \gamma = 0$ na forma da equação (10.1), não se rejeita a hipótese de uma raiz unitária no produto brasileiro. No entanto, quando a hipótese nula é dada por $H_0: \beta_1 = 0$ e $\gamma = 0$, esta é rejeitada. Não é plausível supor que, se a série possui uma raiz unitária, o coeficiente de uma tendência determinista seja $\neq 0$, já que isso implicaria por (10.1) que $\Delta y > 0$ se $\beta_1 > 0$ e vice-versa. Uma razão para esse resultado está na construção da série histórica. Se a reconstrução do PIB para o período anterior a 1947 se baseia exclusivamente numa tendência, não é surpreendente que o teste rejeite $\beta_1 = 0$ na hipótese nula conjunta. Dividindo o período em dois (1900 a 1944 e 1945 a 1989), os resultados se modificam. Para o primeiro período os dois testes rejeitam a hipótese de uma raiz unitária (ADF = -3,54 e Φ_3 6,3), enquanto para o segundo período a hipótese não é rejeitada.

O passo seguinte da análise é examinar o grau de permanência dos choques – C(1) – no conjunto de países analisados. Para calcular C(1), temos antes que identificar e estimar modelos ARIMA para o PIB de cada país. A Tabela 2 fornece o resultado da estimação para cada um dos países.

Tabela 2¹¹

| | | |
|-------------|--|-------------|
| Austrália: | $\Delta y_t = 0,032 + (1 + .18 L^2) \varepsilon_t$ | C(1) = 1,18 |
| Canadá | $\Delta y_t = 0,038 + \left(\frac{1 - 0,18 L^4 - 0,24 L^8}{1 - 0,23 L} \right) \varepsilon_t$ | C(1) = 0,75 |
| Dinamarca: | $\Delta y_t = 0,027 + (1 - 0,19 L^2 - 0,14 L^6) \varepsilon_t$ | C(1) = 0,67 |
| França: | $\Delta y_t = 0,021 + (0,15 L + 0,37 L^3 - 0,50 L^5 + 0,33 L^{17}) \varepsilon_t$ | C(1) = 1,35 |
| Itália: | $\Delta y_t = 0,026 + (1 + 0,26 L + 0,17 L^{11}) \varepsilon_t$ | C(1) = 1,43 |
| Noruega: | $\Delta y_t = 0,030 + (1 + 0,17 L^3) \varepsilon_t$ | C(1) = 1,17 |
| Suécia: | $\Delta y_t = 0,29 + (1 + 0,16 L + 0,24 L^4 + 0,30 L^{16}) \varepsilon_t$ | C(1) = 1,70 |
| Inglaterra: | $\Delta y_t = 0,019 + (1 + 0,32 L - 0,29 L^4 - 0,16 L^6) \varepsilon_t$ | C(1) = 0,87 |
| Japão: | $\Delta y_t = 0,041 + \varepsilon_t$ | C(1) = 1,00 |
| EUA: | $\Delta y_t = 0,033 + (1 + 0,32 L^4 - 0,37 L^5) \varepsilon_t$ | C(1) = 0,31 |

Pelos resultados individuais pode-se concluir, pela utilização da medida de permanência dos choques de Campbell e Mankiw – C(1) –, que estes tendem a ser permanentes, com o PIB dos países da Tabela 2 se aproximando de um passeio aleatório. Para os proponentes da Teoria Real do Ciclo, isso seria uma evidência de que as flutuações do produto são causadas por fatores de longo prazo, ou reais.

Cochrane (1988) desenvolveu uma medida alternativa para determinação da permanência dos choques. Ele sugere que se calcule a razão $\frac{1/k \text{ var}(y_{t+k} - y_t)}{\text{var}(y_t - y_{t-1})}$ que ele chama de razão da variância. Para um passeio aleatório, com k crescente, o numerador tende para a variância do componente permanente, que, dividido por k, tende para a variância do denominador. Dessa forma, para um passeio aleatório essa razão tende para 1, enquanto para uma série estacionária na tendência a razão tende para zero. Essa pode ser vista como uma maneira natural de medir a importância da componente permanente da série.¹² Para os Estados Unidos no período 1869-1984, Cochrane estima uma razão da variância em torno de 0,40. Para intervalos de confiança calculados através de simulações Monte Carlo, Cochrane não rejeita uma especificação TS para o PIB americano para o período como um todo.

O argumento de Cochrane contra a medida de permanência dada pela estimação de modelos ARIMA, ou seja, C(1), é o de que esses modelos dão um peso excessivo à dinâmica de curto prazo e pouco peso à dinâmica de longo prazo, resultando em uma medida incorreta do efeito de longo prazo dos choques econômicos,

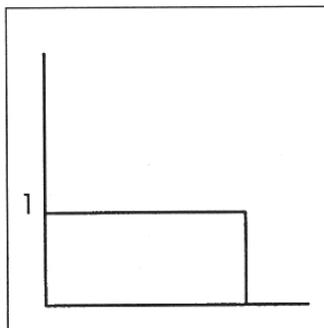
¹¹ Todos os coeficientes são significativos: nem o teste de Ljung-Box para os resíduos nem o teste de Fischer baseado no peridiograma dos resíduos rejeitam a hipótese de resíduos ruído branco.

¹² Lembre-se de que a dicotomia clássica entre crescimento e ciclos partia do pressuposto de que o crescimento de longo prazo era estável em relação ao crescimento de curto prazo, ou seja, que os choques eram temporários.

superestimando a variabilidade do crescimento de longo prazo. No entanto, uma confusão que permeia a literatura é aquela feita entre modelos ARIMA parcimoniosos (número de parâmetros a estimar) e modelos de baixa ordem (ordem de parâmetros autorregressivos e de média móvel), sendo essas características interpretadas como sinônimas. Como poderá ser visto abaixo, a estimação de modelos ARIMA apropriados apresenta resultados de persistência idênticos ou muito semelhantes àqueles obtidos pela aplicação da medida razão da variância ou pela estimação não paramétrica da densidade espectral das séries na frequência zero.

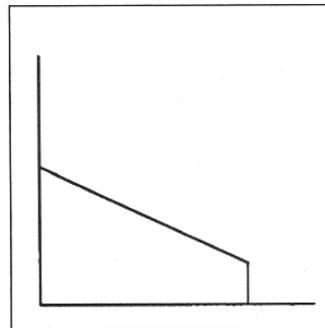
O significado da medida espectral provém do fato de que qualquer série estacionária tem uma representação espectral que na essência fornece a variância da série nas frequências distintas.¹³ Como estamos interessados nas propriedades de longo prazo dos processos estocásticos de crescimento, o domínio da frequência tem um apelo natural. O espectro de um processo estocástico estacionário para dados anuais fornece a variância por frequência, ω , em que frequências vão de 0 a 1/2 ciclo por ano. O período T de um ciclo é dado por $1/\omega$, de modo que uma frequência de 1/10 ciclos por ano, por exemplo, corresponde a um ciclo de 10 anos. Cochrane (1988) prova que para $k \rightarrow \infty$ sua estatística (razão da variância) converge para a densidade espectral de Δy_t medida na frequência zero, isto é, para ciclos muito longos. A comparação da densidade espectral na frequência zero com seus valores para frequências mais elevadas permite a avaliação da importância das componentes permanentes da série. Para maiores detalhes sobre o método espectral v. Harvey (1993). Os gráficos 16 e 17 abaixo são uma representação estilizada do espectro de dois tipos de processos estocásticos distintos. No gráfico 16 temos a representação do espectro do erro de um passeio aleatório.¹⁴ Como por definição esse processo não possui componentes de curto prazo, seu espectro é uma reta (com razão da variância 1 na frequência zero). O gráfico 17 representa um processo em que o efeito de longo prazo de um choque é maior do que o efeito de curto prazo.

GRÁFICO 16



0 frequência 1/2

GRÁFICO 17



0 frequência 1/2

¹³ Ciclos de baixa frequência correspondem a movimentos tipo tendência ou de longo período, enquanto ciclos de alta frequência são ciclos curtos ou que se repetem com maior velocidade ou frequência.

¹⁴ Que, por definição, é um ruído branco.

A operacionalização da medida de permanência dos choques de Cochrane é dada pela seguinte função das auto correlações amostrais:

$$\hat{V}^k = \frac{1/k \text{ var } (y_{t+k} - y_t)}{\text{var } (\Delta y_t)} = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k}\right) \hat{\rho}_j \quad (11)$$

em que $\hat{\rho}_j$ é a j-ésima autocorrelação de Δy_t .

A interpretação da medida é a seguinte: suponha que a longo prazo a economia tenda a dissipar os choques, de modo que o crescimento de longo prazo seja estável em relação ao crescimento de curto prazo. Nesse caso, um choque positivo deverá ser seguido por um período de crescimento mais baixo do que a média de modo a parcialmente compensar o choque inicial. Isso implica que o segundo termo do lado direito da equação (11) é negativo e a razão da variância é menor que 1.

A Tabela 3 fornece, para valores de k selecionados, o grau de permanência dos Λ choques sobre o produto dado pela razão da variância (\hat{V}^k). Na parte inferior da tabela repetimos os valores de C(1) da Tabela 2 e a estimativa da densidade espectral na frequência zero (SPEC).

Tabela 3: Medidas de Persistência dos Choques¹⁵

| V ^k | AUS. | CAN. | DIN. | FR. | IT. | NOR. | SUÉCIA | INGL. | JAPÃO | EUA |
|----------------|-------|------|------|-------|------|-------|--------|-------|-------|------|
| 5 | 1, 19 | 1,23 | 0,80 | 1,42 | 1,20 | 0,99 | 1,45 | 1,03 | 1,37 | 0,62 |
| 10 | 0,92 | 0,56 | 0,74 | 1,21 | 1,23 | 1, 16 | 1,70 | 0,65 | 1, 18 | 0,47 |
| 15 | 0,97 | 0,88 | 0,66 | 1,22 | 1,45 | 1, 19 | 1,69 | 0,84 | 1,27 | 0,33 |
| 20 | 0,97 | 0,86 | 0,64 | 1, 19 | 1,38 | 1,28 | 1,72 | 0,85 | 1,24 | 0,40 |
| C(1) | 1, 18 | 0,75 | 0,67 | 1,35 | 1,43 | 1, 17 | 1,70 | 0,87 | 1,00 | 0,31 |
| SPEC | 0,96 | 0,82 | 0,62 | 1, 15 | 1,37 | 1,31 | 1,72 | 0,82 | 1,24 | 0,39 |

Nos testes de raiz unitária rejeitamos a hipótese de uma raiz unitária para os Estados Unidos. De fato, as medidas de permanência dadas por C(1), V^k, ou SPEC, mostram uma importância relativamente pequena da raiz unitária no produto daquele país, o que confirma as conclusões de Cochrane. Os resultados também confirmam a conclusão de Cogley (1990) para um grupo de países semelhantes ao nosso, de que um baixo grau de permanência é uma característica específica do produto americano. Para um grupo de nove países no período 1870-1986, Cogley calcula uma média de permanência dada pela estimação da densidade espectral na frequência zero, de 1, 16. Para os países da Tabela 3, excluindo-se os Estados Unidos, essa média é de 1,13.

O fato de os resultados comparativos indicarem uma média de permanência

¹⁵ O argumento de Cochrane é que modelos ARMA de baixa ordem com coeficientes autorregressivos positivos induzem um grau de persistência que pode ser diferente daquele obtido pelo espectro não paramétrico da série. Como pode ser observado pelos resultados da Tabela 3, existe forte semelhança entre os espectros paramétricos e não paramétricos, dada pela semelhança da densidade espectral na frequência zero (SPEC) e o valor de C(1). Esse resultado é uma indicação de que os modelos ARMA foram satisfatoriamente identificados.

dos choques muito acima daquela calculada para a economia americana suscita dúvidas quanto ao baixo grau de permanência obtido para esta última. Deve-se observar também que Campbell & Mankiw (1989) encontraram um grau de permanência muito maior (em tomo de 1,5) para o período do pós-guerra. Isso é verdade também para uma série de outros países considerados naquele estudo quando comparados com o grau de permanência da Tabela 3.

Recentemente, Cristina Romer (1986) colocou em disputa, no contexto da economia americana, a maior estabilidade da economia no pós-guerra relativamente àquela observada antes de 1930. Sem entrar na polêmica levantada pelos argumentos dos participantes no debate,¹⁶ se os dados mostram de fato uma maior volatilidade para a primeira metade da série do PIB americano, isso poderia estar visando à razão da variância para baixo. De outro lado, países como Inglaterra e Suécia já possuíam em 1870 centros de levantamento estatístico, permitindo pre-sumir uma melhor qualidade desses dados.

Um outro fator na explicação da discrepância das persistências relativas está associado exatamente a uma diferença na qualidade dos dados. Estimativas do PIB americano anteriores a 1914 estão baseadas em dados rudimentares, com informações mais fidedignas somente para anos de censo, com os valores para os anos intermediários sendo construídos através de interpolação linear (Kuznets, 1961). De acordo com Stock & Watson (1986) e Jaeger (1990), a interpolação de tendência pode resultar em significativo viés para baixo na estimativa de permanência. Essas considerações podem também ser válidas para o resultado encontrado para o comportamento estocástico do PIB brasileiro, que, como vimos, apresenta uma tendência determinista para o período anterior a 1947, quando começou o levantamento sistemático das contas nacionais.

Para explicar o aumento verificado na permanência dos choques de um amplo conjunto de países para o período do pós-guerra, um dos argumentos de Cochrane é que não adianta aumentar a frequência das observações.¹⁷ O importante é ter uma amostra para um período longo de modo a gerar o máximo de informação independente sobre a dinâmica de longo prazo.

A característica, de certa forma surpreendente, dos resultados da Tabela 3, é a identidade entre as diversas medidas de permanência. Pelos resultados não se pode rejeitar – com exceção dos Estados Unidos e possivelmente do Canadá – a visão de permanência dos choques sobre o produto. No contexto da discussão da seção 2, poder-se-ia concluir que as políticas de crescimento são mais relevantes que as políticas de estabilização, já que a concentração de esforços nestas poderia ocasionar efeitos não desejados na medida em que as flutuações observadas se confundem com as flutuações em uma tendência estocástica. O conceito de flutuação cíclica (temporária) não se aplica e políticas anticíclicas não são apropriadas.

A conclusão é radical pelo fato de ser o exato oposto da visão tradicional da

¹⁶ Para uma resenha e análise comparativa internacional v. Scheffrin, 1988.

¹⁷ De anual para trimestral, por exemplo.

existência de uma trajetória suave do produto sobre a qual se sobrepunham ciclos de maior ou menor intensidade ou duração. A partir do desenvolvimento da Teoria Real do Ciclo, o próprio Lucas (1987) conclui que a noção tradicional de ciclo é de pequena importância relativamente a variações na tendência. Para ele, muita atenção foi dada aos ciclos e a políticas para reduzir sua amplitude.

De outro prisma, o radicalismo da conclusão a que se chega a partir dos resultados é duvidoso, devido a questões técnicas que dizem respeito à baixa potência (capacidade do teste de rejeitar a hipótese quando esta é de fato falsa) dos testes de raiz unitária. O fato é que persistem dúvidas sobre a capacidade tanto dos métodos econométricos disponíveis quanto das bases de dados limitadas para permitir conclusões inequívocas sobre o comportamento de longo prazo de variáveis econômicas. West (1988), por exemplo, sugere que é difícil confirmar se séries são geradas de modelos estacionários ou não estacionários, dado que modelos estacionários plausíveis podem gerar comportamentos quase não estacionários.

Recentemente, Perron (1989, 1992, 1993) argumentou que a evidência em favor de uma tendência estocástica¹⁸ é exagerada. Em especial, ele argumenta que séries como a do produto podem ser mais bem descritas por tendências determinísticas que ocasionalmente se deslocam e/ou mudam de inclinação.

Os gráficos abaixo apresentam exemplos de tendências lineares que ocasionalmente se modificam.

GRÁFICO 18

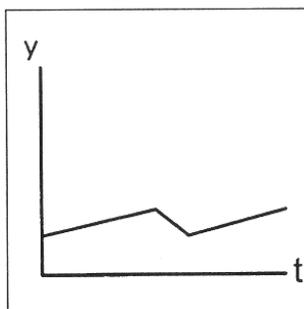


GRÁFICO 19

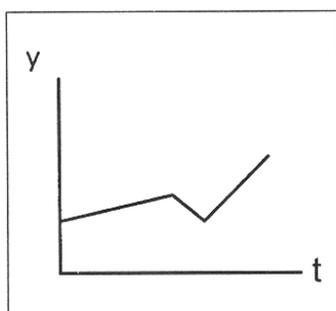
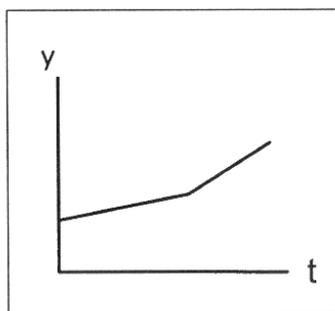


GRÁFICO 20



¹⁸ Presença de uma raiz unitária.

O princípio é que, ao se incorporar a quebra na série, fruto de algum choque permanente, poderemos não mais encontrar uma raiz unitária. A próxima seção detalha o método sugerido por Perron para determinar a natureza e ocasião da quebra e testa a presença de uma raiz unitária nas séries analisadas anteriormente.

4. RAÍZES UNITÁRIAS E MUDANÇAS ESTRUTURAIS

Os resultados da Tabela 2, juntamente com os resultados obtidos por Cogley (1990) e Kormendi & Meguire (1990), mostram que o resultado de Cochrane para o tamanho da raiz unitária do produto americano não se verifica para a maior parte dos outros países analisados. As evidências para a presença de uma raiz unitária examinadas nas seções anteriores implicitamente supõem que as séries longas do produto não contêm uma quebra estrutural na componente de tendência. Uma inspeção visual dos gráficos 21 a 31 mostra evidências de quebras significativas por ocasião da Grande Depressão de 1929 para o Canadá e para os Estados Unidos. Por ocasião da Segunda Guerra Mundial, para França, Itália, Noruega e Japão. Por ocasião da Primeira Guerra Mundial, para Inglaterra e Suécia. Nesse sentido, Perron (1993) mostra, através de simulação, que os testes de raiz unitária têm baixíssima potência na presença de quebras estruturais na componente de tendência. Na prática, a frequência não-rejeição da hipótese de raiz unitária é condizente com a possibilidade de que os processos em análise são caracterizados por flutuações estacionárias em tomo de uma tendência que apresenta uma quebra no intercepto e/ou inclinação.

Usualmente, a hipótese nula considerada é que uma dada série $\{y_t\}_0^T$ é uma realização de um processo caracterizado pela presença de uma raiz unitária com possível *drift*. Nesta seção a abordagem é generalizada, de modo a permitir uma única mudança na estrutura ocorrendo no instante T_b ($1 < T_b < T$). Os modelos considerados estão representados de forma estilizada nos gráficos 18 a 20. O gráfico 18 representa o modelo que permite uma mudança exógena no nível da série.¹⁹ A Figura 8 representa o modelo que permite uma mudança exógena tanto na taxa de crescimento quanto no intercepto e o gráfico 20 representa o modelo que retrata uma mudança na taxa de crescimento.

Como discutido acima, a mudança estrutural que impacta a componente permanente (de tendência) pode ser interpretada como um evento infrequente e significativo²⁰ que tem um efeito permanente no nível da série. É importante levar em consideração a forma pela qual se dá a transição para uma nova trajetória de equilíbrio na sequência de um desses choques. Perron (1989) introduz dois modelos que têm implicações distintas com relação a esse efeito de transição. O primeiro, chamado de “modelo *outlier* aditivo” (A.O.), especifica que a mudança para a

¹⁹ Um *crash*, como a Grande Depressão.

²⁰ Alguns chamam de aberrante.

nova tendência se dá instantaneamente. O segundo, denominado “modelo *outlier* inovacional” (I.O.), indica que a transição para a nova trajetória se dá de forma gradual. Além das implicações para a trajetória de transição, a distinção entre esses dois tipos de modelo é importante porque o procedimento estatístico para o teste de raiz unitária é diferente. Perron (1992, 1993) contém os detalhes técnicos e fornece as tabelas de valores críticos para as estatísticas. É importante lembrar que, nos modelos a serem estimados para a realização do teste de raiz unitária, tanto o ponto de quebra estrutural T_b quanto o valor de m (como indicado na equação 10.1) são definidos endogenamente.²¹

Enquanto o ponto de quebra é determinado endogenamente, a escolha do modelo é um tanto arbitrária. Para cada série temos três modelos alternativos (retratados nos gráficos 18 a 20) e dois tipos de trajetórias de ajustamento (A.O. ou I.O.). O exame visual das séries do produto parece sugerir que a trajetória de transição para uma nova tendência se dá de forma gradual, especialmente quando há uma queda no nível do produto. Isso indica que a versão 1.0. seria mais apropriada no uso dos modelos 1 e 2. Para o modelo 3 (modificação exclusivamente na taxa de crescimento), a versão A.O. é apropriada, já que existe uma quebra da tendência na forma de cotovelo.

Assim, para os Estados Unidos e Inglaterra foi aplicado o modelo 1 I.O. Para o Canadá, Dinamarca, Suécia, França, Itália e Japão, o modelo 2 I.O. Para a Austrália, Noruega e Brasil foi utilizado o modelo 3 A.O. As equações de regressão são:

(i) respectivamente para os modelos 1 e 2 (1.0.):

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

e

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t^* + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

(ii) para o modelo 3 (A.O.):

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t$$

com $DU_t = 1$ e $DT_t^* = (t - T_b)$ se $t > T_b$ (0 de outro modo), e $D(T_b)_t = 1$ se $t = T_b + 1$ (0 de outro modo). Por sua vez, \tilde{y}_t no modelo 3 A.O., é o resíduo da série.

Para os modelos 1 e 2 I.O., a estatística de interesse é a estatística t para testar se $\alpha = 1$. Para o modelo 3 A.O., o teste de raiz unitária examina a equação para os resíduos \tilde{y}_t na forma:

$$\tilde{y}_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Esse procedimento em dois estágios para o modelo 3 A.O. permite que o teste de raiz unitária seja assintoticamente invariante à magnitude da mudança na inclinação da tendência γ na hipótese nula.

²¹ Para tal foram utilizados *procedures* desenvolvidos por Perron & Serena (1993) para o programa Rats.

Os resultados do teste de raiz unitária para os países analisados, baseados nos modelos descritos acima, estão na Tabela 4. A primeira coluna é o país, a segunda o valor encontrado para a estatística t_α , a terceira o valor crítico da estatística ao nível de 5% para o modelo correspondente (Perron 1993), a quarta o valor de m e a quinta a data endogenamente determinada para z_b (a data da quebra).

Tabela 4: Testes de Raiz Unitária pela Utilização da Metodologia de Perron

| País | t_α | t_α crítico(5%) | m | T_b |
|-------------|------------|------------------------|-----|-------|
| Austrália** | -4,22 | -4,36 | 2 | 1948 |
| Canadá | -5,08 | -5,08 | 7 | 1926 |
| Dinamarca | -4,51 | -5,08 | 7 | 1938 |
| França | -7,17 | -5,08 | 9 | 1938 |
| Itália | -4,27 | -5,08 | 1 | 1938 |
| Japão | -6,24 | -5,08 | 8 | 1943 |
| Noruega | -3,38 | -4,36 | 3 | 1942 |
| Suécia | -4,69 | -5,08 | 4 | 1914 |
| Inglaterra | -5,49 | -4,80 | 5 | 1917 |
| EUA | -6,13 | -4,80 | 8 | 1928 |
| Brasil** | -4,21 | -4,36 | 7 | 1943 |

Nota: ** indica rejeição de uma raiz unitária a 10%.

A Tabela 4 mostra que a presença de uma raiz unitária não é rejeitada, mesmo ao nível de significância de 10%, somente para Dinamarca, Itália, Noruega e Suécia. O contraste com a Tabela 1, em que a hipótese de raiz unitária só era rejeitada para os Estados Unidos e o Canadá (este a 10%), é claro.

Os gráficos 21 a 31 a seguir mostram as séries e suas tendências levando em consideração a presença de uma quebra estrutural.

As estimativas dos pontos de quebra estão associadas a eventos marcantes. Em alguns casos se antecipam a esses eventos, como no caso do produto canadense, cujo ponto de quebra se dá em 1926 (três anos antes do *crash* de 1929). O caso do produto brasileiro, como vimos anteriormente, deve ser analisado com cuidado. O resultado da Tabela 1 indicava que poderíamos estar diante de um problema de consistência dos dados. O fato de o ponto de quebra se dar em 1943 pode estar associado à introdução da metodologia de contas nacionais a partir de 1947. Poderia também estar associado a uma genuína mudança estrutural da economia, que se processa a partir de meados dos anos 40 e que se intensifica com a aceleração da industrialização. De todo modo, diante das dúvidas, a conclusão da ausência de ciclos obtida por Cribari Neto (1992) é temerária.

GRÁFICO 21

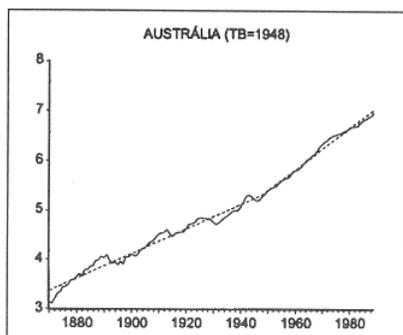


GRÁFICO 22

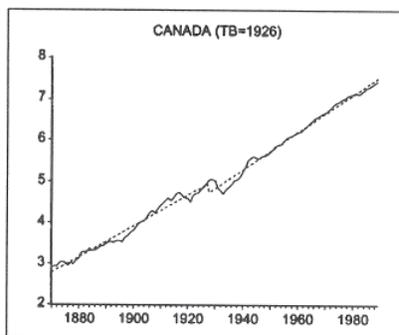


GRÁFICO 23

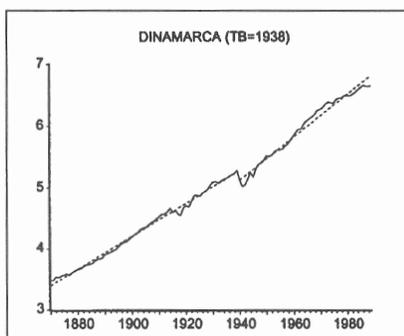


GRÁFICO 24

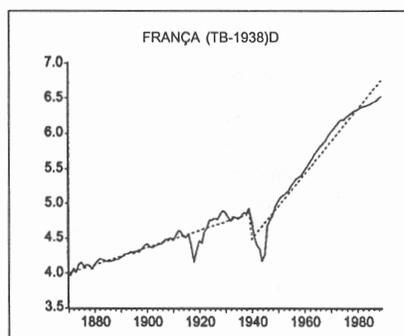


GRÁFICO 25

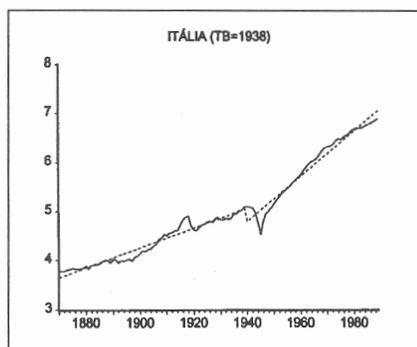


GRÁFICO 26

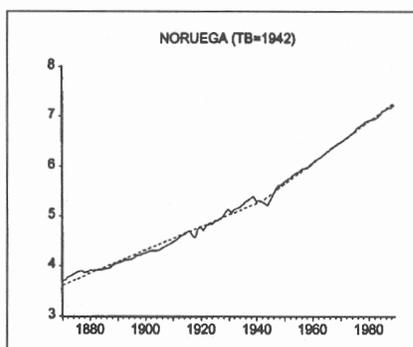


GRÁFICO 27

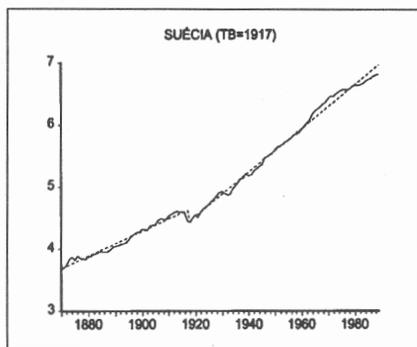


GRÁFICO 28

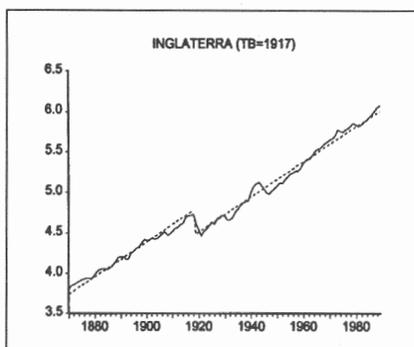


GRÁFICO 29

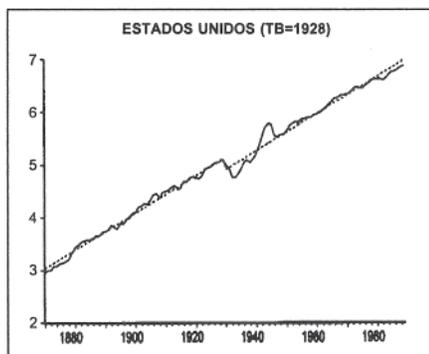


GRÁFICO 30

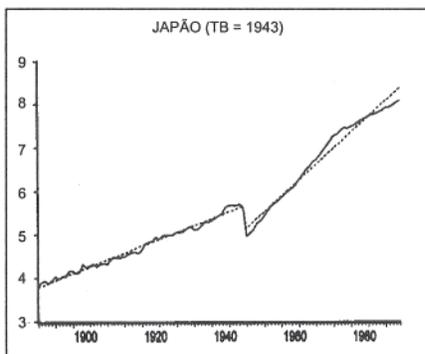
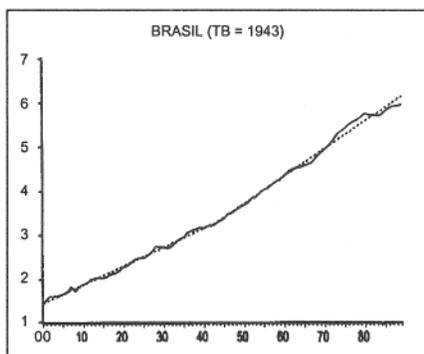


GRÁFICO 31



Os resultados obtidos colocam em questão as conclusões de Nelson & Plosser (1982), indicando a possível importância de flutuações temporárias, e, portanto, da política econômica, na trajetória do produto.

5. CONCLUSÃO

Nossa história tem início com o advento do paradigma novo-clássico, que, no âmbito da teoria das flutuações (ou ciclos), postula modelos de equilíbrio. Inicialmente, uma teoria de flutuações de equilíbrio foi desenvolvida a partir do pressuposto de informações imperfeitas. Nesse contexto, a estrutura e o processamento de informações na economia são os fatores críticos na tradução de choques monetários em flutuações nos agregados econômicos e, particularmente, no produto. Em outras palavras, o modelo original de Lucas (1975, 1977) tinha, na questão da “extração do sinal”, o mecanismo básico de propagação de choques monetários.

A observação de que num mundo povoado por agentes otimizadores era difícil racionalizar a ausência continuada de um mercado para a informação requerida, e mais, o fato de que informações monetárias estão amplamente disponíveis, deram lugar à Teoria Real do Ciclo (TRC) de Kydland & Prescott (1982) e Long & Plosser (1983). Para estes, os impulsos geradores das flutuações econômicas podem ser encontrados nos choques reais – genericamente denominados choques de produtividade. No entanto, enquanto a teoria das flutuações de equilíbrio baseadas em choques monetários possuía um mecanismo de propagação de choques bem definido, na TRC esse é um ponto obscuro (Cogley & Nason, 1993).

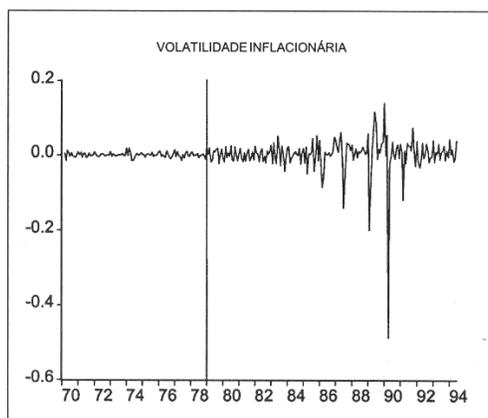
Dado o caráter fortemente estatístico da TRC, não é surpreendente que evidências apresentadas a seu favor tenham natureza semelhante. Esse é de fato o caso da análise das propriedades dinâmicas das séries econômicas iniciada com o trabalho de Nelson & Plosser (1982). Estes estavam interessados em testar se agregados macroeconômicos possuíam uma raiz unitária ou tendência estocástica. Se tais agregados, em particular as séries do produto, pudessem ser modelados como tendência estocástica em vez da decomposição clássica de ciclo/tendência determinista, poderia ser interpretado como evidência a favor da abordagem da TRC.

O resultado do exame dessa evidência realizado neste trabalho mostra que a TRC não é tão persuasiva assim. Para muitos países, uma vez considerada a possibilidade de que “eventos aberrantes” ou quebras estruturais tenham modificado o nível e/ou taxa de crescimento do produto, a hipótese de uma raiz unitária na representação autorregressiva da série é rejeitada. De outro lado, um dos benefícios que emergiram de toda essa pesquisa foi que se colocou em dúvida a prática tradicional de uma nítida separação entre a análise do crescimento e a das flutuações, com a primeira sendo determinada por fatores de longo prazo e estável em relação à segunda. A conclusão que se tira é que os dois fenômenos estão intimamente ligados.

Essa conclusão é condizente com a importância da política econômica na geração de um ambiente saudável, em que o crescimento econômico possa florescer. Nesse contexto é importante o conceito de *regime* de política, em contraposição a

ações de política econômica (Sargent, 1986). A sequência de não-regimes no Brasil nos últimos 15 anos, por exemplo, teve como consequência a geração de uma tal quantidade de ruído (*noise*) que se tomou quase impossível a extração de algum sinal. O resultado foi um forte aumento nas volatilidades (Gráfico 32), com custos sociais significativos. *A economia não pode funcionar de forma inaceitável nem mesmo para um cassino clandestino!*

GRÁFICO 32



REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARRO, R. "Unanticipated money, output and the price level in the United States". *Journal of Political Economy*, 86, 1978.
- BLANCHARD, O.J. "Why does money affect output". In B.J. Friedman & F.H. Hahn, (org.) *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, 1990, vol. 2.
- CAMPBELL, J.Y. & MANKIW, N.G. (1987) "Are output fluctuations transitory?". *Quarterly Journal of Economics*, 102, 1987.
- CAMPBELL, J.Y. & MANKIW, N.G. "International evidence on the persistence of economic fluctuations". *Journal of Monetary Economics*, 23, 1989.
- CHRISTIANO, L. & EICHENBAUM, M. "Unit roots in real GNP: do we know and do we care?" Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, Spring, 32, 1990.
- COCHRANE, J. "How big is the random walk in GNP?". *Journal of Political Economy*, 96, 1988.
- COGLEY, T. "International evidence on the size of the random walk in GNP". *Journal of Political Economy*, 98, 1990.
- COGLEY, T. & NASON, J.E. "Impulse dynamics and propagation mechanisms in an RBC model", *Economics Letters*, 43, 1993.
- CRIBARI NETO, F. "O comportamento estocástico do produto no Brasil". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 20, 1990.
- CRIBARI NETO, F. "A natureza estocástica do crescimento econômico canadense". *Revista Brasileira de Economia*, 46, 1992.
- CRIBARI NETO, F. "The cyclical component of Brazilian GDP". *Revista de Econometria*, 13, 1993.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979.

- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, 49, 1981.
- FRIEDMAN, M. & SCHWARTZ, A.J. "Monetary trends in the United States and the United Kingdom: their relation to income, prices and interest rates, 1867-1975". Chicago, University of Chicago Press, 1982.
- HADDAD, C. "Crescimento econômico brasileiro 1900-1947". *Revista Brasileira de Economia*, jan/mar. 1975.
- HARVEY, A.C. "Time series models". Cambridge, The MIT Press, 1993.
- JAEGER, A. (1990) "Shock persistence and the measurement of pre-war output series" *Economics Letters*, 34.
- KORMENDI, R.C. & MEGUIRE, P. "A multi-country characterization of the non-stationarity of aggregate output" *Journal of Money Credit and Banking*, 22, 77-93, 1990.
- KUZNETS, S.S. "Capital in the American economy: its formation and financing". Princeton, Princeton University Press, 1961.
- KYDLAND, F.E. & PRESCOTT, E.C. "Time to build and aggregate fluctuations". *Econometrica*, 50, 1982.
- LONG, J.B. & PLOSSER, C.I. "Real business cycles". *Journal of Political Economy*, 91, 1983.
- LUCAS, R.E. "Expectations and the neutrality of money". *Journal of Economic Theory*, 4, 1.972.
- LUCAS, R.E. "Understanding business cycles", In: *Studies in Business Cycle Theory*, Cambridge, The MIT Press, 1981.
- LUCAS, R.E. "Models of business cycles". Oxford, Basil Blackwell, 1987.
- MADISON, A. "Dynamic forces in capitalist development". Oxford University Press, 1991.
- McCALLUM, B.T. "Real business cycle models". In: Barro, Robert (org.) *Modern Business Cycle Theory*, Oxford, Basil Blackwell, 1989.
- NELSON, C.R. & PLOSSER, C.I. "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications". *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982.
- KANG, H. "Spurious periodicity in inappropriately detrended time series". *Econometrica*, 49, 1981.
- OKUN, A.M. "Rational expectations with misperceptions as a theory of the business cycle". *Journal of Money Credit and Banking*, 12 (2), 1980.
- PERRON, P. "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis". *Econometrica*, 57, 1989.
- PERRON, P. "The hump-shaped behaviour of macroeconomic fluctuations". Mimeo, 1992.
- PERRON, P. "Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series". A ser publicado em B.B. Rao (org.), em *Cointegration: Expository Essays for the Applied Macroeconomist*. Macmillan Press, 1993.
- PERRON, P. & SERENA, N. "Rats procedures for testing for a unit root allowing for a structural break when the time of break is unknown". Mimeo, departamento de economic da University of Montreal, 1993.
- PLOSSER, C.I. "Understanding real business cycles". *Journal of Economic Perspectives*, 3, 1989.
- RAJ., B. "International evidence of persistence in output in the presence of an episodic change". *Journal of Applied Econometrics*, 7, 1992.
- ROMER, C. "Is the stabilization of the postwar economy a figment of the data?". *American Economic Review*, 76, 1986.
- SARGENT, T.J. "Rational expectations and inflation". Harper-Collins, 1986.
- SHEFFRIN, S.M. "Have economic fluctuations been dampened? A look at evidence outside the United States". *Journal of Monetary Economics*, 21, 1988.
- TOBIN, J. "Are new classical models plausible enough to guide policy?". *Journal of Money Credit and Banking*, 12 (2): 788-99, 1980.
- WEST, K.D. "On the interpretation of near random walk behaviour in GNP". *American Economic Review*, 78, 1988.

