

Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica*

VERA LUCIA FAVA**
REGINA CELIA CATI***

A natureza da tendência do produto — determinista ou estocástica — é investigada com interesse, pois dela depende, em grande parte, a eficácia das políticas macroeconômicas anticíclicas. Sua avaliação tem sido feita através da aplicação dos testes convencionais de raiz unitária, representados notadamente pelos testes de Dickey-Fuller. No caso do PIB brasileiro, tal avaliação leva à conclusão de que o componente de tendência predominante é estocástico. Assim sendo, políticas anticíclicas não têm efeito sobre o produto de longo prazo. Neste trabalho, aplicamos testes alternativos de raiz unitária que permitem mudanças estruturais na série macroeconômica. Os resultados obtidos não indicam presença de tendência estocástica no PIB brasileiro até 1980, o que só aparece a partir da crise econômica do início da década de 80, à qual se sucedeu um conjunto de planos de estabilização iniciado pelo Cruzado em fevereiro de 1986.

1 - Introdução

A macroeconomia tradicional considera que as flutuações no nível de produção agregada são temporárias em torno de uma tendência determinista. Esta visão tem sido contestada pelos integrantes da chamada econometria da raiz unitária. A partir de trabalhos como o de Nelson e Plosser (1982), alguns economistas têm defendido a idéia de que a maioria das séries econômicas — o que inclui o PIB real — é melhor caracterizada por um processo no qual as flutuações estacionárias se dão em torno de uma tendência estocástica, ao invés de uma tendência determinista. Dentro desta visão, considera-se que as inovações do PIB real são geradas pela combinação de dois tipos de choques: um com efeito permanente (choques na tendência estocástica) e outro com efeito temporário (choques no componente estacionário). A resposta de longo prazo do PIB real a um choque (ou inovação) é denominada persistência de choques sobre o produto e mede o grau de importância do choque permanente na série.

* Agradecemos ao professor Pierre Perron pelos comentários e pela cessão das rotinas elaboradas no RATS em co-autoria com Serena Ng, bem como a dois pareceristas anônimos por seus comentários e sugestões.

** Do Departamento de Economia da FEA/USP.

***Do Departamento de Economia da FEA/RP/USP.

Esta questão da persistência de choques sobre o produto agregado é muito relevante devido a suas implicações sobre a eficiência de políticas macroeconômicas anticíclicas. Se uma inovação for permanente, não poderá ser aceita a hipótese de independência entre tendência e ciclos, e as políticas econômicas de curto e longo prazos estarão interligadas.

Se a tendência for estocástica, a elaboração de políticas econômicas anticíclicas baseadas na hipótese de que ela é determinista poderá resultar em efeitos adversos não-previstos.

Se uma série econômica apresentar um componente de tendência estocástica, então ela terá pelo menos uma raiz unitária, ou seja, se tornará estacionária após a aplicação de uma ou mais diferenças. Assim, o debate sobre a estocasticidade ou não da tendência resultou, num primeiro momento, na pesquisa sobre a existência ou não de raiz unitária nas séries econômicas.

No caso específico do PIB brasileiro, estudos realizados por Cribari Neto (1993), baseados em dados para o período 1900/90, indicaram a presença de raiz unitária na série. Segundo o autor, sendo o peso do componente de tendência estocástica predominante no PIB brasileiro, as políticas anticíclicas não têm qualquer efeito sobre o produto de longo prazo.

Estes resultados de Cribari Neto decorreram da aplicação de testes convencionais de raízes unitárias. Há, contudo, uma abordagem alternativa incorporando a hipótese de mudanças estruturais nas séries macroeconômicas, conforme sugerido por Perron (1989, 1992 e 1993), que pode alterar a conclusão do teste.

Nosso objetivo neste trabalho é reavaliar a questão da presença de raiz unitária no PIB brasileiro utilizando esta abordagem e tomando por base a mesma série considerada por Cribari Neto.

2 - Testes de raízes unitárias

Uma série de tempo y_t pode ser expressa como sendo a soma de dois componentes, um determinista e outro estocástico:

$$y_t = TD_t + Z_t \quad (1)$$

onde TD_t é a tendência determinista da série e Z_t o componente estocástico da série.

Segundo Campbell e Perron (1991), a especificação da tendência determinista é extremamente importante para os testes de raízes unitárias, apesar destes estarem relacionados ao comportamento de Z_t . Os resultados dos testes são sensíveis à forma especificada para TD_t .

Inicialmente, podemos assumir que TD_t seja uma função linear em t (tempo):

$$TD_t = \mu + \beta t \quad (2)$$

onde μ é o termo constante.

O componente estocástico Z_t é um processo ARMA(p,q):

$$A(L)Z_t = B(L)\epsilon_t \quad (3)$$

Sendo Z_t um processo estacionário, o polinômio auto-regressivo $A(L)$ apresentará todas as raízes fora do círculo unitário; se o polinômio apresentar uma raiz sobre o círculo unitário, somente ΔZ_t será estacionária, onde Δ é o operador de diferenças.

Os testes mais freqüentemente utilizados para verificação da presença de uma raiz unitária são os propostos por Dickey e Fuller (1979 e 1981), baseados nas estatísticas DF e ADF e que, em sua forma geral, utilizam a especificação da equação (2) para a tendência determinista.

A estatística DF é empregada para testar se um processo $AR(1)$ tem uma raiz unitária, ou seja, para testar $H_0: \alpha = 1$ na equação a seguir:

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

onde $\epsilon_t \sim iid(0; \sigma_\epsilon^2)$.

A estatística do teste é o t -calculado, referente a $\alpha = 1$ (t_α), estimado por MQO. A decisão do teste deve tomar por base a distribuição assintótica tabulada em Fuller (1976) tendo em vista que, sob H_0 , t_α não apresenta distribuição t de Student padrão.

A estatística ADF (Dickey-Fuller Aumentado) aplica-se ao caso em que y_t é gerado por um $AR(p)$, $p > 1$, ou por um $ARIMA(p,1,q)$ [Dickey e Fuller (1979 e 1981) e Said e Dickey (1984)].

É evidente que a especificação da tendência determinista como função linear do tempo não tem, necessariamente, que se aplicar a todas as séries econômicas. Quando isto ocorrer, os testes convencionais de raiz unitária ficam comprometidos, uma vez que trabalham com uma hipótese alternativa incorreta.

Em 1989 foram publicados dois trabalhos apresentando novas alternativas para a especificação da tendência e suas implicações sobre os testes de raiz unitária [ver Rappoport e Reichlin (1989) e Perron(1989)],¹ os quais introduziram a noção de diferentes tipos de choques sobre as séries de tempo macroeconômicas: os *big shocks* ou

¹ Também Hamilton (1989) considera a possibilidade de mudanças discretas na tendência geradas por um processo de Markov, mas não é sua preocupação o delineamento de um teste de raiz unitária compatível com sua proposta de comportamento da tendência.

choques infreqüentes, que afetam permanentemente a função tendência, e os *choques regulares*, que ocorrem com mais freqüência e podem ou não afetar o nível da série de forma permanente. No contexto de testes de raízes unitárias, o que se procura saber é se os *choques regulares* afetam ou não permanentemente o nível das séries. Portanto, os choques infreqüentes deverão ser isolados na análise e, caso isto não ocorra, os testes convencionais tenderão a concluir pela não rejeição da hipótese nula, de presença de uma raiz unitária, ainda que ela não seja verdadeira.

Experimentos de Monte Carlo realizados por Perron (1989), tendo por base séries $\{y_t\}$ geradas por um processo com tendência puramente determinista, mas com uma alteração na declividade ou no intercepto, levaram ao seguinte resultado: quanto maior a mudança na função de tendência, maior a probabilidade de não rejeitar a presença de raiz unitária pelo teste de Dickey-Fuller, mesmo sendo a tendência puramente determinista. Isto demonstra a necessidade de um teste alternativo para os casos em que mudanças significativas na tendência da série são observadas.

O teste proposto por Rappoport e Reichlin (1989), baseado em uma equação que permite mudança na declividade da tendência determinista, leva os autores a não aceitarem a hipótese de raiz unitária em sete das 13 séries macroeconômicas não-estacionárias analisadas por Nelson e Plosser (1982).

Perron (1989) chega a conclusão parecida levando em conta na especificação da tendência determinista a ocorrência de um destes dois eventos: a Grande Depressão de 1929 e o choque do preço do petróleo em 1973.

Os testes propostos por Perron — mais abrangentes do que o de Rappoport e Reichlin em termos de aplicação empírica — são, portanto, os adotados neste trabalho.

Os testes alternativos propostos por Perron (1989 e 1993) também têm como ponto de partida a representação explícita no modelo do evento especial que provocou significativa mudança na tendência. Há dois tipos de modelos onde os choques “infreqüentes” são incorporados: o *Additive Outlier Model* (AO), onde a transição para a nova tendência ocorre instantaneamente, enquanto no *Innovational Outlier Model* (IO) o caminho é gradual. De acordo com o comportamento da série macroeconômica a ser analisada, um dos dois modelos é utilizado. Neste trabalho apresentaremos apenas os modelos AO com mudança na declividade e IO com mudança no intercepto e na declividade, por serem os mais adequados à série do PIB brasileiro:

Modelo com *outlier* aditivo

A equação do modelo que permite mudança na declividade da tendência é:

$$y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t^* + Z_t \quad (5)$$

onde:

$DT_t^* = t - T_h$ se $t > T_h$ e 0 caso contrário;

T_h = instante de tempo em que ocorre a mudança na tendência; e

Z_t = componente estocástico descrito na equação (3).

Sob a hipótese nula de presença de uma raiz unitária, $A(L) = (1-L)A^*(L)$ e o polinômio $A^*(L)$ apresenta todas as raízes fora do círculo unitário.

Modelo com *outlier* inovador

Este modelo parte do pressuposto de que a transição para a nova função tendência depende da especificação do processo descrito para o erro.

Sob a hipótese nula de que as flutuações não são estacionárias, o modelo que permite mudança no intercepto e na declividade da tendência é dado por:²

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \psi(L) (\epsilon_t + \delta D(TB)_t + \eta DU_t) \quad (6)$$

onde:

$$\psi(L) = A_1(L)^{-1} B_1(L);$$

$\delta \psi(1)$ = impacto de longo prazo da variação no intercepto;

$\eta \psi(1)$ = impacto de longo prazo da variação na inclinação;

$D(TB)_t = 1$ se $t = T_b + 1$ e 0 caso contrário; e

$DU_t = 1$ se $t > T_b$ e 0 caso contrário.

Sob a hipótese alternativa de flutuações estacionárias, o modelo é expresso por:

$$y_t = \mu + \beta t \Phi(L) (\epsilon_t + \theta DU_t + \gamma DT_t^*) \quad (7)$$

onde:

$$\Phi(L) = (1 - \alpha L)^{-1} A_1(L)^{-1} B_1(L);$$

$\theta \phi(1)$ = impacto de longo prazo da variação do intercepto; e

$\gamma \phi(1)$ = impacto de longo prazo da variação da inclinação.

As equações utilizadas para a estimação desses modelos [Perron (1993)] são:

² O modelo com *outlier* inovador para mudanças na declividade não é apresentado por Perron, pois segundo o autor, apresenta dificuldades de aplicação empírica.

a) AO com mudança na declividade:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \bar{y}_t \quad (8)$$

$$\bar{y}_t = \alpha \bar{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \bar{y}_{t-i} + \epsilon_t \quad (8.1)$$

b) IO com mudança no intercepto e na declividade:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t^* + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (9)$$

onde $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$.

Todas as equações anteriores são estimadas por MQO e, de forma análoga aos testes de Dickey-Fuller, a estatística de interesse é o t -calculado associado a $\hat{\alpha}$.

Observe-se que a estimação da equação (5) — através das equações (8) e (8.1) — envolve a aplicação de MQO em duas etapas, enquanto a da equação (6) — através da equação (9) — é feita em apenas uma etapa. O desdobramento da estimação é necessário para garantir que o teste seja assintoticamente invariante em relação à magnitude da mudança na declividade (γ), sob a hipótese nula [Perron (1993)].

Como a estimação das equações (8) e (9) envolve dois parâmetros, em geral desconhecidos, T_b e k , há vários procedimentos para determinação endógena dos mesmos. Os valores críticos a serem usados no teste de raízes unitárias dependem do método adotado para a escolha de T_b .

Uma possível forma de determinação endógena de T_b é escolher como instante de mudança na função de tendência aquele que minimiza o t -estatístico associado a $H_0: \alpha = 1$ (critério α). Em princípio, todos os instantes de tempo que compõem a série analisada são candidatos a T_b .

Outra maneira de determinar T_b , sugerida por Christiano (1992), é selecionar como instante de mudança aquele que maximiza o t -estatístico associado a γ (critério γ).

As tabelas contendo os valores críticos adequados a cada modelo e a cada processo de seleção de T_b são encontradas em Perron (1993) e têm como fontes Perron (1990) e Zivot e Andrews (1992).

O valor de k pode ser escolhido com base na significância estatística do coeficiente associado ao último *lag* da auto-regressão. Partindo de um k máximo, determinado previamente, são estimadas auto-regressões de ordens decrescentes. A ordem da primeira

que apresentar coeficiente estatisticamente significativo para o último $\Delta y_{t,i}$ corresponderá ao valor de k a ser selecionado.

3 - Aplicação do teste alternativo ao PIB brasileiro

Consideramos neste estudo a série do PIB brasileiro referente ao período 1900/93. Os dados relativos ao subperíodo 1900/46 foram extraídos de Haddad (1977).

Observando o logaritmo da série no Gráfico A.1 do Anexo, não identificamos qualquer mudança brusca no seu nível. Note-se, porém, que até meados da década de 40 (Segunda Grande Guerra) o PIB apresentava certa tendência de crescimento, que foi acentuada a partir de então, até o início da década de 80 (pós-segundo choque do petróleo). Após isto o país entrou em recessão, vindo a se recuperar a partir de 1985.

Esta constatação sugeriu a aplicação do teste alternativo de raiz unitária, incluindo na parte determinista do modelo para o PIB a mudança na declividade da tendência (modelo aditivo) ou na declividade e no intercepto (modelo inovador). Em vários casos os resultados deste último modelo serão omitidos porque a *dummy* de intercepto não se mostrou significativa, o que implicaria a escolha do modelo inovador com mudanças apenas na declividade, o qual não é passível de estimação.

A seleção de T_b foi realizada de acordo com os dois métodos mencionados na seção anterior. O k máximo utilizado foi 10.

A fim de compararmos os resultados obtidos com os decorrentes da aplicação do teste convencional de raiz unitária, calculamos também as estatísticas *ADF*.

Iniciamos a análise tomando por base os anos de 1900 a 1993, período similar ao utilizado por Cribari Neto (1993), para confrontarmos nossos resultados com aqueles por ele obtidos. Tanto o teste de Dickey-Fuller quanto os testes alternativos sugeridos por Perron levaram à não-rejeição da hipótese de existência de uma raiz unitária, conforme indicado na tabela a seguir.³ Pelo critério γ , o *break* ocorreu em 1941. Pelo critério α , 1933 foi indicado como ano de mudança na declividade da tendência. Os Gráficos A.2 e A.3 permitem visualizar as alterações na declividade estimadas em cada caso.

Os resultados apresentados para este período levaram-nos a pensar na possibilidade da presença de raiz unitária ter sido provocada pelos choques ocorridos a partir do Plano Cruzado e/ou pela recessão do início da década de 80. Assim, realizamos os testes alternativos para os subperíodos 1900/85 e 1900/80.

Embora os *breaks* inicialmente identificados não se localizem na vizinhança do ano em que é feita a junção das duas subséries do PIB, geradas por metodologias distintas, também realizamos os testes considerando apenas o segundo subperíodo iniciado em 1947.

3 Resultados detalhados dos testes encontram-se nas Tabelas A.1 e A.2 do Anexo.

Para o subperíodo 1900/85, aceita-se a hipótese de raiz unitária pelo teste de Dickey-Fuller e rejeita-se pelo teste alternativo. Os *breaks* encontrados foram 1944 pelo critério γ e 1946 pelo critério α (ver Gráficos A.4 e A.5). Conclusão análoga foi obtida para o subperíodo 1900/80, com *breaks* em 1946 e 1947, respectivamente (ver Gráficos A.6 e A.7).

Para o subperíodo de 1947/93, todos os testes realizados levaram à não-rejeição da hipótese de existência de raiz unitária no PIB brasileiro (ver Gráficos A.8 e A.9).

A realização dos testes para os subperíodos 1947/80 e 1947/85 permitem, em tese, avaliar com maior segurança se a presença de raiz unitária no PIB está associada aos programas recentes de estabilização, pois neste caso não estamos juntando subséries com origens diferentes, o que pode comprometer os resultados observados para 1900/80 e 1900/85.⁴ Este problema poderia ser contornado se os testes alternativos permitissem a existência de dois *breaks*, sendo assim possível trabalhar com os dados desde 1900.

Apesar do número de observações relativamente menor, os testes foram realizados e levaram à seguinte conclusão: para o subperíodo de 1947/85, a existência de raiz unitária não é rejeitada por nenhum dos testes. O *break* encontrado foi 1982 (ver Gráfico A.10). Já para o subperíodo 1947/80, a hipótese de raiz unitária é aceita pelo teste de Dickey-Fuller e rejeitada pelos testes alternativos. O T_b identificado foi 1971 (ver Gráfico A.11).

4 - Conclusão

As conclusões obtidas a partir da aplicação do teste alternativo de raiz unitária coincidem com aquelas decorrentes dos testes convencionais de Dickey-Fuller quando se trabalha com o período 1900/93 e com os subperíodos 1947/93 e 1947/85.

Para isolar os períodos que contêm os planos de estabilização e a recessão do início da década de 80, truncamos a série em 1985 e em 1980. A análise pelo teste alternativo revela que o PIB brasileiro não apresenta tendência estocástica, a qual pode ser adequadamente representada por uma função determinista do tempo que permite mudança na declividade.

Desconsiderando adicionalmente as observações até 1946, a presença de raiz unitária é aceita para o subperíodo 1947/85 e rejeitada para 1947/80.

Podemos, então, inferir que a presença de raiz unitária no PIB brasileiro deve estar associada à crise econômica do início dos anos 80 e aos subseqüentes choques verificados na economia a partir do Governo Sarney, os quais provavelmente acentuaram o caráter estocástico da trajetória do PIB brasileiro.

Tendo em vista os resultados obtidos com a aplicação do teste alternativo de raiz unitária, estamos reestudando a questão da persistência dos choques sobre o PIB brasileiro.

⁴ Este ponto foi ressaltado por um dos pareceristas, tendo em vista que os *breaks* identificados estão próximos de 1947.

Resultados dos testes convencional e alternativo de raiz unitária

Período	Dickey-Fuller	Perron AO-crit α	Perron AO-crit γ	Perron IO-crit γ
1900/93	ac. H_0 (**)	ac. H_0 (**)	ac. H_0 (**)	
1900/85	ac. H_0 (**)	rej. H_0 (*)	rej. H_0 (**)	
1900/80	ac. H_0 (**)	rej. H_0 (*)	rej. H_0 (*)	
1947/93	ac. H_0 (**)	ac. H_0 (**)		ac. H_0 (**)
1947/85	ac. H_0 (**)	ac. H_0 (**)		
1947/80	ac. H_0 (**)	rej. H_0 (**)		

Obs.: Um asterisco (*) indica nível de significância de 5%; dois asteriscos (**) indicam nível de significância de 2,5%.

Anexo

TABELA A.1

Teste de Dickey-Fuller

Período	τ_τ	k^a
1900/93	-1,7583	4
1900/85	-1,7366	5
1900/80	-0,7572	3
1947/93	-0,4749	3
1947/85	-3,3182	3
1947/80	-2,7901	3
Valores críticos ^b	2,5%	5%
τ_τ	-3,73	-3,45

^aEscolhido pelo teste de Ljung-Box.

^bOs valores críticos são encontrados em Fuller (1976, p. 737).

TABELA A.2

Resultados do teste alternativo de raiz unitária: modelo com outlier aditivo

Período	T_b	k	β	γ	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}^{(*)}$
1900/93						
Critério γ	1941	10	0,0474 (40,66)	0,0195 (11,78)	0,8125	-2,56
Critério α	1933	10	0,0391 (27,76)	0,0212 (11,21)	0,8269	-2,74
1900/85						
Critério γ	1944	3	0,0423 (68,04)	0,0254 (21,89)	0,6055	-4,30
Critério α	1946	3	0,0431 (72,21)	0,0255 (21,55)	0,5905	-4,41
1900/80						
Critério γ	1946	3	0,0425 (85,41)	0,0286 (26,37)	0,5715	-4,33
Critério α	1947	3	0,0429 (88,13)	0,0289 (26,28)	0,5661	-4,46
1947/93						
Critério α	1981	2	0,0703 (75,76)	-0,0531 (-14,02)	0,6548	-4,18
1947/85						
Critério α	1982	1	0,0700 (66,21)	-0,0905 (-4,62)	0,7196	-3,37
1947/80						
Critério α	1971	3	0,0674 (53,41)	0,0209 (4,34)	0,4738	-4,71
Valores críticos [Perron(1993)]						
	2,5%	5%				
Critério γ	-4,36	-4,08				
Critério α	-4,60	-4,36				

(continua)

Período	T_b	k	β	γ	θ	δ	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}^{(*)}$
1947/93								
Critério γ	1982	7	0,051	-0,04	3,23	-0,14	0,26	-4,54
			(4,5)	(-4,7)	(4,6)	(-3,0)		
Valores críticos [Perron (1993)]			2,5%	5%				
Critério γ			-4,94	-4,62				

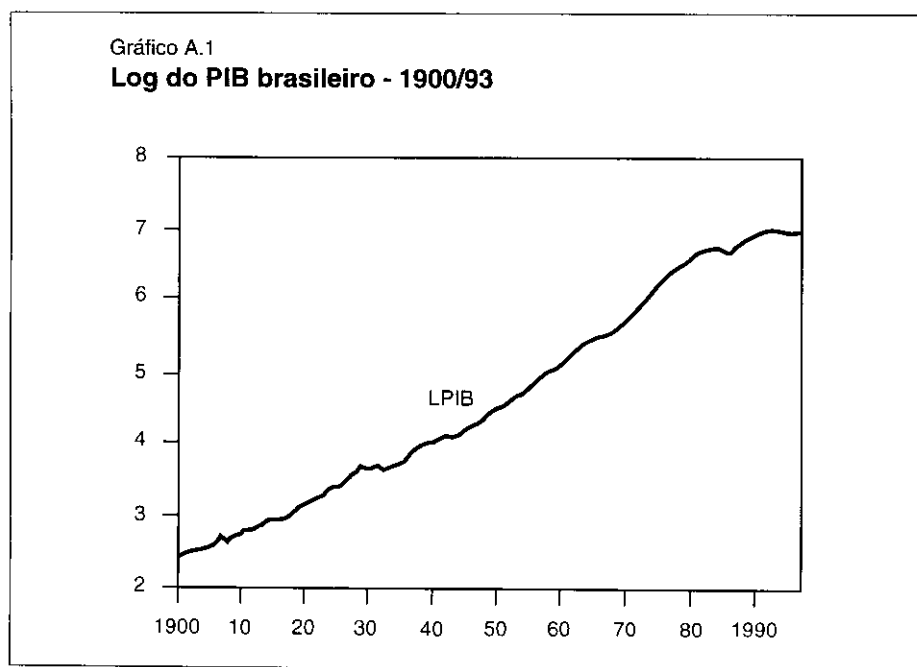


Gráfico A.2
Critério gama - 1900/93

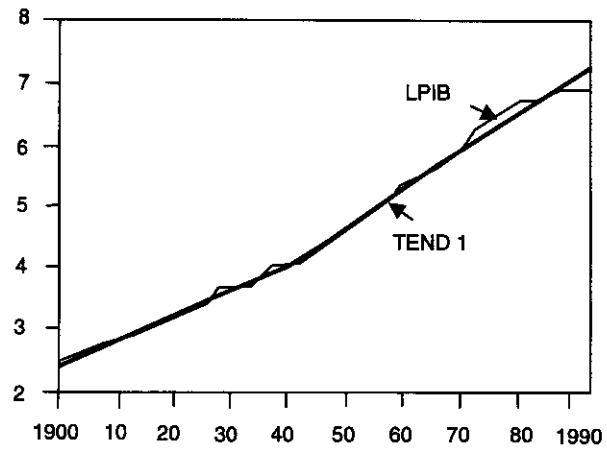


Gráfico A.3
Critério alfa - 1900/93

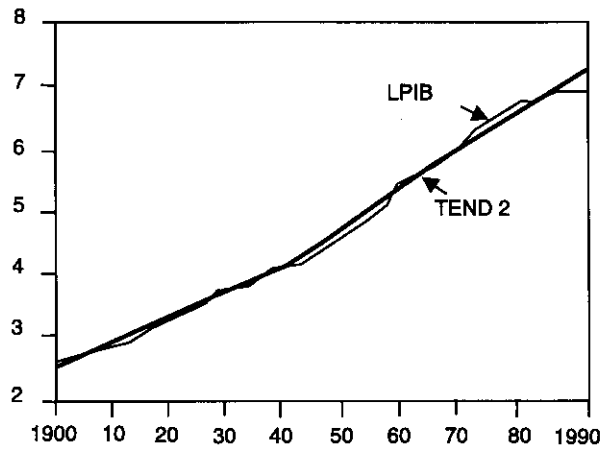


Gráfico A.4
Critério gama - 1900/85

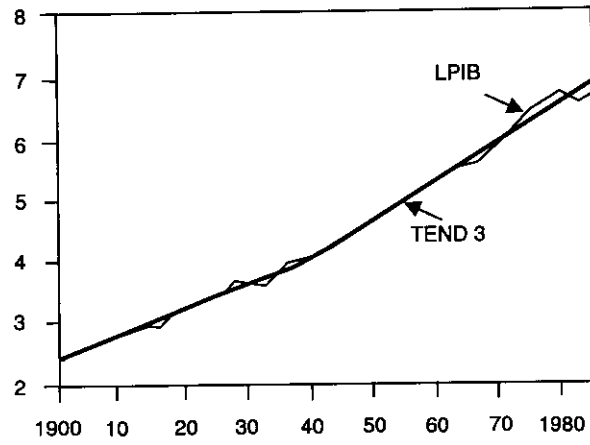


Gráfico A.5
Critério alfa - 1900/85

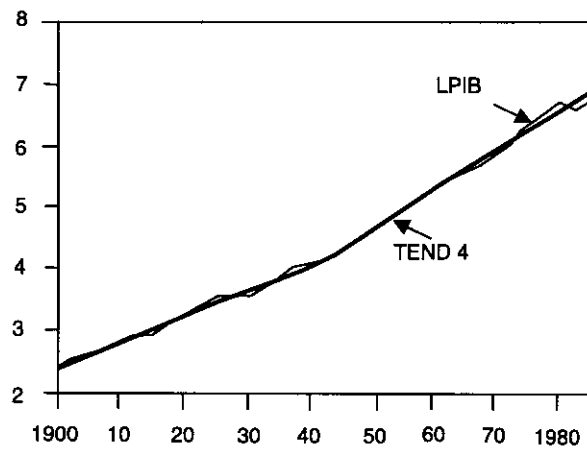


Gráfico A.6
Critério gama - 1900/80

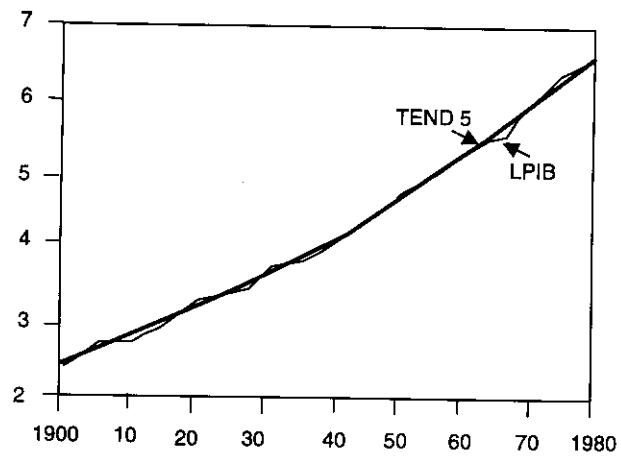


Gráfico A.7
Critério alfa - 1900/80

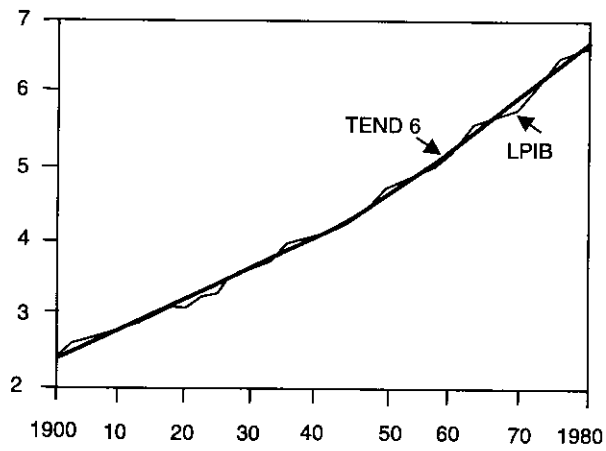


Gráfico A.8
Critério alfa - 1947/93

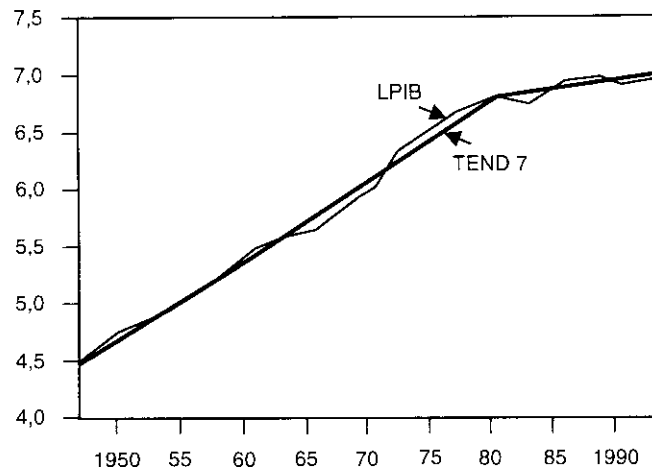


Gráfico A.9
Critério gama - 1947/93

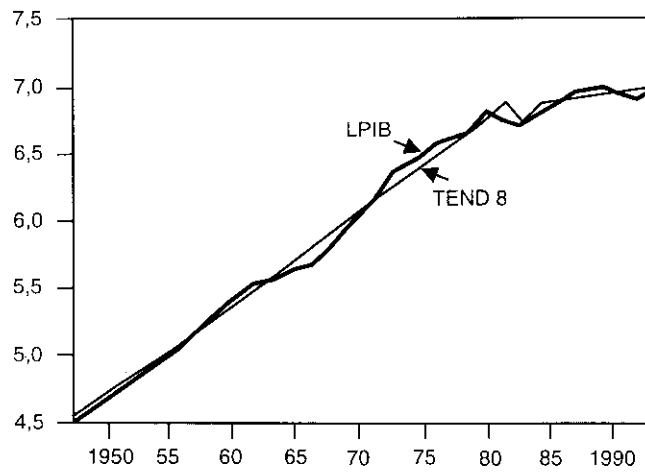


Gráfico A.10
Critério alfa - 1947/85

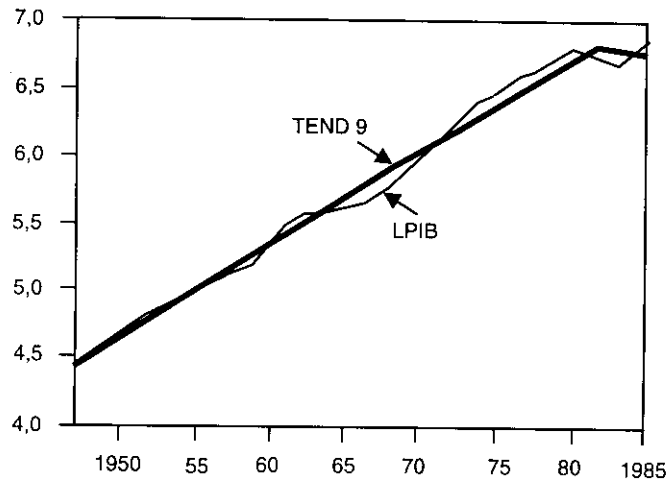
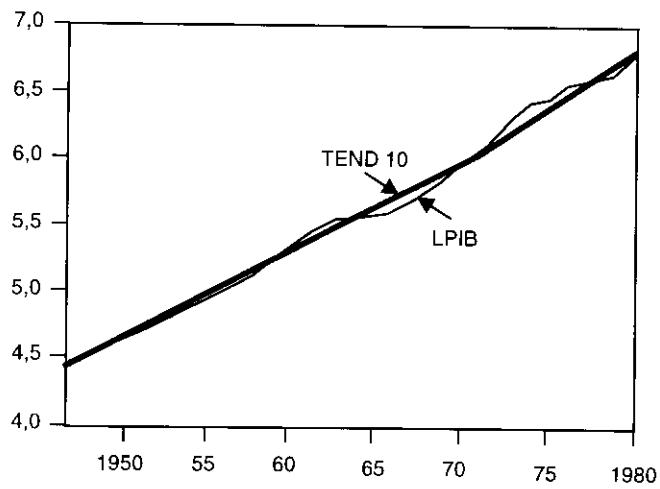


Gráfico A.11
Critério alfa - 1947/80



Abstract

The nature of the trend in product series — deterministic or stochastic — is investigated with interest because the efficiency of the anticyclical macroeconomic policies depends mostly on it. Its evaluation has been done by the application of conventional unit roots tests, notably represented by Dickey-Fuller tests. In the case of the Brazilian GNP, such an evaluation leads to the conclusion that the predominant trend component is stochastic. So being, anticyclical policies have no effect on long term product. In this paper we apply alternative unit roots tests which permit structural changes in macroeconomic series. The results obtained do not indicate the presence of stochastic trend in Brazilian GNP until 1980. This trend only appears with the economic recession in the first years of the last decade and with the sequence of stabilization plans begun with Cruzado in February 1986.

Bibliografia

- BANERJEE, A., LUMSDAINE, R. L., STOCK, J. H. Recursive and sequential testes of the unit root and trend break hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 271-287, 1992.
- BOX, G. E. P., TIAO, G. C. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, v. 70, p. 70-79, 1975.
- CAMPBELL, J. Y., PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*, The MIT Press, 1991.
- CHRISTIANO, L. J. Searching for breaks in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 237-250, 1992.
- CRIBARI NETO, F. The cyclical component in Brazilian GDP. *Revista de Econometria*, v. 1, p. 1-22, 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*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1.057-1.072, 1981.
- DOAN, T. A. *RATS user's manual - version 4*. Illinois, 1992.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: J. Wiley & Sons, 1976.
- HADDAD, C. Crescimento do produto real brasileiro: 1900-1947. In: VERSIANI, F. R., BARROS, J. R. M. (orgs.). *Formação econômica do Brasil*. São Paulo: Saraiva, 1977.

- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.
- NELSON, C. R., PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- PERRON, P. The great crash, the oil price, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 6, p. 1.361-1.401, 1989.
- . *Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables*. Princeton University, 1990 (Econometric Research Program Memorandum, 350).
- . *Trend, unit root and structural change: a multi-country study with historical data*. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 1992.
- . Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. (ed.). *Cointegration: expository essays for the applied economist*. Basingstoke: Macmillan Press, 1993.
- QUAH, D. *What do we learn from unit roots in macroeconomic time series?* Cambridge, 1987 (NBER Working Paper, 2.450).
- RAPPOPORT, P., REICHLIN, L. Segmented trend and non-stationary time series. *The Economic Journal*, v. 99, p. 168-177, 1989.
- SAID, S. E., DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, p. 599-607, 1984.
- SHAPIRO, M. D., WATSON, M.W. *Sources of business cycle fluctuations*. Cambridge, 1988 (NBER Working Paper, 2.589).
- ZIVOT, E., ANDREWS, D.W.K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 251-270, 1992.

(Originais recebidos em agosto de 1994. Revistos em novembro de 1994.)