

# O comportamento estocástico do produto no Brasil\*

FRANCISCO CRIBARI NETO\*\*

*Este artigo discute as inovações temporárias e permanentes, começando com o teorema de Beveridge-Nelson. Mostra-se que a presença de uma raiz unitária é equivalente a uma trajetória aleatória na tendência do PNB. São também apresentadas abordagens paramétricas e não-paramétricas para medir a permanência de uma inovação. Nossos resultados para o Brasil e a Colômbia indicam que as inovações em ambos os países são mais persistentes do que em um passeio casual. Portanto, políticas de estabilização têm efeitos de longo prazo.*

## 1 - Introdução

Uma visão amplamente difundida entre os economistas é a de que as políticas econômicas de curto e longo prazos são independentes, quer na forma de atuação, quer nos resultados provocados. Tal entendimento, contudo, tem sido recentemente desafiado. Lopes e Bacha (1983), *e.g.*, analisando o caso brasileiro, mostram que, dada a política salarial até então vigente, uma política ortodoxa de estabilização – representada por uma contração monetária – conduz a um declínio tanto temporário quanto permanente nas taxas de crescimento do produto. Um questionamento mais geral, todavia, tem sido feito através da medição da permanência de um choque no produto.

Segundo o entendimento tradicional – em consonância com a total dicotomização das políticas de curto e longo prazos –, qualquer choque econômico tende a se dissipar com o transcorrer do tempo. Isto porque os movimentos do produto seriam provenientes de duas fontes distintas: tendência e ciclos. Por tendência entende-se o crescimento ao longo do tempo do produto potencial, ditado por fatores reais, tais como crescimento populacional, acumulação de capital e melhorias tecnológicas. Os ciclos, por sua vez, são oscilações estacionárias em torno da tendência, em grande parte devidas a variações na oferta monetária. No domínio da Macroeconomia, o estudo da tendência ficou a cargo da *Teoria do Crescimento*, enquanto o estudo dos ciclos tem sido agrupado sob o título de *Teoria dos Ciclos*.

\* O presente artigo é uma versão resumida dos Capítulos 1 e 3 de minha dissertação de mestrado. Agradeço os comentários e sugestões dos professores Maria da Conceição Sampaio de Sousa, Gauss M. Cordeiro e Gilberto A. Paula, da doutoranda Ana Dolores Novaes e de dois pareceristas anônimos. Os erros e omissões remanescentes são, contudo, de minha inteira responsabilidade.

\*\* Mestre em Economia pelo Pimes/UFPE.

Uma questão importante, deste modo, é a separação dos movimentos do produto nestas duas componentes não observáveis, *i.e.*, tendência e ciclos, a fim de se identificar a parcela de tal variação devida a cada componente.

A prática econométrica usualmente adotada para a estimação dessas componentes é a seguinte: supõe-se que a tendência seja uma função polinomial (determinística, *i.e.*, não sujeita a perturbações aleatórias) do tempo, e que o comportamento residual do nível de produto em torno desta tendência estimada represente o comportamento cíclico. Tal procedimento se assenta na suposição de que a componente de permanência (tendência) seja de caráter unicamente determinístico, não obedecendo assim a nenhum processo estocástico.

Ambas as visões, *i.e.*, a referente à perfeita separação das políticas de curto e longo prazos e a referente à deterministicidade da tendência, têm sido conjuntamente questionadas, uma vez que são mutuamente implicativas. Caso a tendência seja de caráter estocástico, as inovações no produto, *i.e.*, as suas variações não esperadas passam a ser, em maior ou menor extensão, permanentes. Deste modo, as políticas de estabilização passam a ter efeito sobre o nível de longo prazo do produto, afetando a trajetória do produto potencial. Da mesma forma, as políticas desenvolvimentistas passam a afetar o comportamento do produto no curto prazo.

Na Seção 2 expomos o questionamento inicial às hipóteses abordadas, devido a a Beveridge e Nelson e a Nelson e Plosser. Na Seção 3 apresentamos a análise não-paramétrica de Cochrane. A Seção 4 apresenta a abordagem de Campbell e Mankiw. A Seção 5 aborda as explicações econômicas para a permanência de inovações. A Seção 6 compreende uma investigação empírica para a permanência de inovações no produto para os casos brasileiro e colombiano. Na Seção 7, finalmente, são apresentadas as implicações dos resultados obtidos.

## 2 - O questionamento inicial

Toda esta discussão se iniciou com o advento do *teorema de Beveridge-Nelson*, quando os autores mostraram que qualquer série que possa ser modelada através de um ARIMA  $(p,d,q)$ , como é o caso da maioria das séries econômicas, possui uma tendência estocástica do tipo passeio casual com *drift*. Seja  $z_t$  uma série não estacionária homogênea, de tal modo que sua primeira diferença ( $w_t = \Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ ) seja estacionária de primeira e segunda ordens, *i.e.*, em média e em variância. De acordo com o teorema de Wold,  $w_t$  pode ser reescrita como:

$$w_t = \mu + \epsilon_t + \lambda_1 \epsilon_{t-1} + \lambda_2 \epsilon_{t-2} + \dots \quad (1)$$

onde  $\mu$  é a média de longo prazo e  $\epsilon_t$  são inovações gaussianamente distribuídas, *i.e.*, ruídos brancos. A partir de (1) derivam-se as componentes procuradas. A componente de permanência  $z_t^p$  é dada por:

$$z_t^p = z_t + \left(\sum_1^{\infty} \lambda_i\right) \epsilon_t + \left(\sum_2^{\infty} \lambda_i\right) \epsilon_{t-1} + \dots \quad (2)$$

que segue um processo de passeio casual com *drift*  $\mu$ , onde as variações em  $z_t^p$  ( $\Delta z_t^p$ ) se dão somente em resposta às inovações correntes. Para se demonstrar esta proposição, basta tomar a primeira diferença de (2):

$$\begin{aligned} (1-B) z_t^p &= (1-B) z_t + \left(\sum_1^{\infty} \lambda_i\right) \epsilon_t + \left(\sum_2^{\infty} \lambda_i\right) \epsilon_{t-1} + \dots - \lambda_1 \epsilon_{t-1} - \\ &\quad - \left(\sum_2^{\infty} \lambda_i\right) \epsilon_{t-1} - \lambda_2 \epsilon_{t-2} - \left(\sum_2^{\infty} \lambda_i\right) \epsilon_{t-2} - \dots \end{aligned}$$

onde  $B$  é o operador de retardo (*backward shift operator*), tal que  $B^i X_t = X_{t-i}$ . Desenvolvendo obtém-se que:

$$(1-B) z_t^p = \mu + \left(\sum_0^{\infty} \lambda_i\right) \epsilon_t \quad \lambda_0 = I \quad (2')$$

Em (2') fica claro que a tendência estocástica segue um passeio casual com *drift*  $\mu$ , uma vez que o último termo à direita representa um ruído branco.

Podemos reescrever a componente de permanência de forma a tornar explícito que esta se compõe de: *a*) o valor corrente observado; e *b*) todas as futuras variações passíveis de previsão em torno do *drift*. Assim, temos:

$$z_t^p = z_t + \lim_{k \rightarrow \infty} \{ \tilde{w}_t(1) + \tilde{w}_t(2) + \dots + \tilde{w}_t(k) - k\mu \} \quad (3)$$

onde  $\tilde{w}_t(k)$  representa a previsão  $k$  períodos à frente dada toda a informação disponível no instante  $t$ . O segundo termo do lado direito da igualdade nada mais é do que a componente cíclica, dado ser o desvio da série em relação à componente de tendência, ou seja:

$$z_t^c = \lim_{k \rightarrow \infty} \{ \tilde{w}_t(1) + \tilde{w}_t(2) + \dots + \tilde{w}_t(k) - k\mu \} \quad (4')$$

ou, de outra forma, usando (2):

$$z_t^c = \left( \sum_1^{\infty} \lambda_i \right) \epsilon_t + \left( \sum_2^{\infty} \lambda_i \right) \epsilon_{t-1} + \dots \quad (4'')$$

Em suma, Beveridge e Nelson mostraram que qualquer série que possa ser modelada segundo um ARIMA  $(p,d,q)$  pode ser decomposta na usual estrutura tendência-ciclo, seguindo a primeira componente um processo passeio casual com *drift* (portanto, estocástica) e a segunda um processo igualmente aleatório estacionário em torno da primeira.

Ficam portanto evidentes os dois casos extremos, a saber: *a)* caso a série *original* obedeça a um processo passeio casual com *drift*, não existe componente cíclica; e *b)* caso a série seja originalmente estacionária, não há componente de tendência, podendo todas as oscilações serem vistas como ciclos em torno da média da série.

Sendo a tendência determinística, a acurabilidade das previsões sobre os valores futuros da série somente é afetada pela variação da componente cíclica, ou seja, o valor esperado de longo prazo é conhecido e o erro de previsão se limita ao desvio-padrão da componente transitória. Por outro lado, no caso de a tendência poder ser modelada através de um passeio casual com *drift*, a incerteza cresce com o horizonte de previsão. Isto pode ser mostrado tomando-se um passeio casual com *drift*:

$$X_t = \alpha + X_{t-1} + e_t \quad (5)$$

onde  $e_t$  é gaussianamente distribuído, e calculando-se a variância do erro de previsão  $k$  períodos à frente. Para tanto, temos de (5) que:

$$X_{t+k} = k\alpha + X_t + \sum_{i=1}^k e_{t+i} \quad (5')$$

onde fica claro que um processo passeio casual é em verdade uma acumulação de perturbações. Assim, a previsão  $k$  períodos à frente é dada por:

$$E \{ X_{t+k} \} = X_t + k\alpha \quad (6)$$

e o correspondente erro de previsão [*e.f.* ( $k$ )] por:

$$e.f. (k) = e_{t+1} + e_{t+2} + \dots + e_{t+k} \quad (7)$$

A variância deste erro pode ser expressa como:

$$\text{var} (e.f. (k)) = E \{ [ e_{t+1} + e_{t+2} + \dots + e_{t+k} ]^2 \} \quad (8)$$

Uma vez que  $e_t$  se distribui idêntica e independentemente com média zero e variância finita, podemos reescrever (8) como:

$$\text{var}(e.f.(k)) = k \sigma_e^2 \quad (8')$$

onde se vê que o erro-padrão de previsão aumenta com a raiz quadrada de  $k$ . Deste modo, quanto maior o horizonte de previsão, maior a incerteza a ele associado.

Em suma: no caso de tendência determinística, qualquer inovação é temporária, ou seja, qualquer choque não esperado tende a se dissipar com o transcorrer do tempo, dado que haverá sempre um retorno à linha de tendência. Contrariamente, no caso de tendência estocástica do tipo passeio casual, as inovações são permanentes, *i.e.*, incorporam-se em definitivo ao comportamento futuro da variável. Se, *e.g.*, o produto cai um ponto percentual em relação a seu valor previsto, a sua esperança de longo prazo também se reduz em igual magnitude. Isto porque no passeio casual o valor da série em um instante é o que vem a determinar o seu valor no instante seguinte e assim por diante.

A análise de Beveridge-Nelson é construída na suposição de que as inovações em ambas as componentes, *i.e.*, tendência e ciclo, são perfeitamente correlacionadas. Porém, Nelson e Plosser (1982), em artigo posterior, generalizaram análise para o caso de inovações não perfeitamente correlacionadas. Os autores partem de dois modelos alternativos, um de tendência determinística (9) e outro de tendência estocástica do tipo passeio casual com *drift* (10).

No primeiro caso, supondo que as flutuações estacionárias se dêem em torno de uma tendência determinística, temos o seguinte modelo (TD):

$$z_t = \alpha + \beta_t + e_t \quad (9')$$

$$\phi(B)e_t = \theta(B)u_t \quad (9'')$$

onde  $u_t$  é ruído branco.

No segundo caso, admitindo, contrariamente, que as flutuações estacionárias se dêem ao longo de uma tendência estocástica, temos o seguinte modelo (TE):

$$(1 - B)z_t = \mu + d_t \quad (10')$$

$$\delta(B)d_t = \lambda(B)u_t \quad (10'')$$

onde  $u_t$  é ruído branco.

Substituindo (9') em (9'') e tomando a primeira diferença, tem-se a seguinte representação para o modelo de tendência determinística (TD):

$$\phi(B) [(1-B) z_t] = \beta \phi(B=1) + (1-B) \theta(B) u_t \quad (11)$$

Para o modelo de tendência estocástica (TE), analogamente, temos:

$$\delta(B) (1-B) z_t = \mu \delta(B=1) - \lambda(B) u_t \quad (12)$$

Nesta forma podemos visualizar a diferença em termos de raízes das partes MA (médias móveis) e AR (auto-regressiva), dado que (11) deve apresentar uma raiz unitária na parte de médias móveis para a primeira diferença da série, ao passo que (12) deve apresentar uma raiz unitária na parte auto-regressiva para a série em nível, *i.e.*, não diferenciada.

O modelo de tendência estocástica pode, deste modo, ser testado simplesmente testando-se a existência de uma raiz unitária auto-regressiva para a série original, admitida não-estacionária homogênea.

Existe, todavia, a dificuldade de que a teoria assintótica desenvolvida para os modelos ARMA não pode ser utilizada em tal teste. Isto porque ela requer o atendimento de duas condições básicas, a saber, estacionaridade e invertibilidade, abaixo apresentadas. Sendo:

$$y_t = [\theta(B) / \phi(B)] e_t \quad (13)$$

a condição de *estacionaridade* requer que todas as raízes da equação característica:

$$\phi(B) = 0 \quad (14')$$

se encontrem fora do círculo unitário, *i.e.*, sejam superiores à unidade em valor absoluto. A condição de *invertibilidade*, por sua vez, requer que todas as raízes da equação característica:

$$\theta(B) = 0 \quad (14'')$$

se encontrem, igualmente, fora do círculo unitário. Atendida esta condição, assegura-se que a cada modelo AR( $p$ ) existe um equivalente MA de ordem infinita, assim como a cada MA( $q$ ) existe um modelo AR de ordem infinita equivalente.

Nota-se, deste modo, que a teoria assintótica desenvolvida para os modelos ARMA não pode ser utilizada para teste de raiz unitária – quer na parte AR, quer na parte MA –, dada a violação de condição(ões) requerida(s).

Um conhecido teste de raiz unitária é o de Dickey e Fuller (1979 e 1981) [ver, em especial, Fuller (1976)]. Os autores mostram que em uma regressão do tipo:

$$z_t = \mu + \rho z_{t-1} + \gamma_t + u_t \quad (15)$$

sob a hipótese nula de que  $\rho = 1$ , *i.e.*, de que há uma raiz unitária, a estatística  $t$  não é  $t$ -distribuída, e que há um forte viés nos procedimentos usuais no sentido de se encontrar estacionaridade em torno de uma tendência (determinística).

O teste de Dickey e Fuller consiste, assim, em proceder à regressão:

$$z_t = \mu + \gamma_t + \rho z_{t-1} + \sum_{j=2}^k \beta_j (z_{t-j+1} - z_{t-j}) + v_t \quad (16)$$

por Mínimos Quadrados Ordinários e calcular a estatística:

$$\hat{\tau} = (\hat{\rho} - 1)/e.p.(\hat{\rho}) \quad (17)$$

onde o denominador representa o erro-padrão do coeficiente estimado. Fuller (1976, p. 373) apresenta tabela com a distribuição empírica cumulativa de  $\hat{\tau}$  para o caso de  $\rho = 1$ , para fins de teste, reproduzida abaixo.

TABELA 1  
Distribuição empírica cumulativa de  $\hat{\tau}$  para  $\rho = 1$

Tamanho da amostra	Probabilidade de um valor menor			
	0,01	0,025	0,05	0,10
25	-4,38	-3,95	-3,60	-3,24
50	-4,15	-3,80	-3,50	-3,18
100	-4,04	-3,73	-3,45	-3,15
250	-3,99	-3,69	-3,43	-3,13
500	-3,98	-3,68	-3,42	-3,13
$\infty$	-3,96	-3,66	-3,41	-3,12

Caso, deste modo,  $\hat{\tau}(\rho)$  seja menor do que o valor tabelado, não se pode rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária.

O problema passa a ser, então, a determinação de  $k$  ( $k \geq 2$ ). A escolha de  $k$  deve ser feita por tentativa, iniciando-se com  $k = 2$ , até que se obtenham resíduos idêntica e independentemente distribuídos. Enquanto um  $k$  menor possa

parecer quase sempre preferível, é bom lembrar que a inclusão de termos irrelevantes apenas reduz a eficiência dos parâmetros estimados, ao passo que a exclusão de termos relevantes pode introduzir viés nos resultados. Uma regra pode ser a de aproximar a ordem da parte AR usando os instrumentos convencionais para a determinação da ordem da parte MA da primeira diferença da série, em particular as autocorrelações amostrais [Nelson e Plosser (1982, p. 150)].

Nelson e Plosser, em seu seminal artigo, utilizando o teste acima citado, concluíram, após analisar várias séries econômicas dos Estados Unidos, que apenas para a taxa de desemprego se pode rejeitar a existência de uma tendência estocástica, o que pode ser explicado pelo fato de esta ser originalmente estacionária, *i.e.*, não-integrada. Ou seja, para todas as demais séries, incluindo o PNB, não se pode rejeitar a hipótese nula da presença de uma tendência estocástica da forma passeio casual com *drift*.

O procedimento adotado por Nelson e Plosser foi o de investigar a existência de uma raiz unitária, o que equivale a investigar se a variável é integrada, o que, por sua vez, implica a permanência das inovações. O ponto falho desta análise é que ela não *mensura* a permanência dos choques. A existência de uma raiz unitária pode ser compatível tanto com uma alta quanto com uma baixa permanência, o que sugere a seguinte pergunta: quão permanentes são as inovações no processo do produto? Buscando uma resposta a esta questão surgiram recentemente duas diferentes abordagens.

### 3 - A medida não-paramétrica de Cochrane

A primeira foi proposta por Cochrane (1988), que, ao invés de testar a existência ou não de um processo passeio casual na tendência do produto, preocupou-se em testar a importância ou o peso deste no crescimento do Produto Nacional Bruto (PNB). Isto porque se realmente existir um passeio casual no produto, mas se este for muito pequeno, *i.e.*, responder por uma pequena fração da variabilidade total, provavelmente uma tendência determinística fornecerá uma aproximação melhor em termos assintóticos. O procedimento não-paramétrico por ele adotado para testar a permanência ou não de inovações consiste no exame da variância das diferenças do logaritmo do PNB. Tomemos os processos:

$$z_t = b_t + \sum_0^{\infty} \lambda_j e_{t-j} \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \lambda_j = 0 \quad (18)$$

$$z_t = \mu + z_{t-1} + e_t \quad (19)$$

onde em ambos os casos  $e_t$  é ruído branco. O primeiro processo representa o clássico modelo de tendência-ciclo – equação (18) –, o primeiro termo à direita da igualdade captando a tendência – deterministicamente – e o segundo captando as oscilações cíclicas estacionárias. O outro processo – equação (19) –, por sua vez, consiste em um puro passeio casual com *drift*, que incorpora de forma permanente as inovações que venham a ocorrer.

Tomando a variância da  $k$ -ésima diferença de (18) temos:

$$\text{var}(z_t - z_{t-k}) = 2 \text{var}(z_t) \quad (20)$$

Analogamente para (19):

$$\text{var}(z_t - z_{t-k}) = k \text{var}(e_t) \quad (21)$$

Dividindo por  $k$ :

$$\frac{\text{var}(z_t - z_{t-k})}{k} = \frac{\sigma_k^2}{k} = \frac{2}{k} \text{var}(z_t) \quad (20')$$

$$\frac{\text{var}(z_t - z_{t-k})}{k} = \frac{\sigma_k^2}{k} = \text{var}(e_t) \quad (21')$$

Portanto, quando  $k$  cresce, a variância da  $k$ -ésima diferença dividida por  $k$  deve tender para zero, no primeiro caso, e para a variância do ruído branco, no segundo caso.

Uma terceira e mais clara forma de visualização é obtida tomando-se as razões de variância ( $v$ ), obtidas dividindo-se (20') e (21') pela variância da primeira diferença, ou seja:

$$[v]_d = \frac{1}{k} \frac{\text{var}(z_t - z_{t-k})}{\text{var}(z_t - z_{t-1})} = \frac{2}{k} \frac{\sigma_k^2}{\sigma_1^2} \quad (20'')$$

e:

$$[v]_e = \frac{1}{k} \frac{\text{var}(z_t - z_{t-k})}{\text{var}(z_t - z_{t-1})} = \frac{\text{var}(e_t)}{\text{var}(z_t - z_{t-1})} \quad (21'')$$

Em suma, no caso de tendência determinística:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} v = 0 \quad (22')$$

ou seja, a razão das variâncias deve tender a zero. No caso de tendência estocástica:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} v = 1 \quad (22'')$$

ou seja, a razão das variâncias deve ser igual à unidade.

A dificuldade prática reside na determinação de  $k$ , *i.e.*, na determinação do tamanho da janela de filtro. Não existe uma fórmula e nem sequer uma regra de escolha na literatura. Enquanto uma janela maior possa parecer sempre preferível, há que se ressaltar que existe um considerável viés negativo para grandes valores de  $k$ , resultando em uma subestimação de  $v$ , o que pode ser visto através de um experimento de Monte Carlo [ver Campbell e Makiw (1987b)]. No caso do processo passeio casual, pode-se aplicar o fator de correção  $n/(n - k + 1)$ , onde  $n$  é o tamanho da amostra. Para fins de estimação, demonstra-se que:

$$\hat{v} = 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \frac{k-j}{k} \hat{\rho}_j \quad (23)$$

onde  $\hat{\rho}_j$  é a  $j$ -ésima autocorrelação amostral de  $\Delta z_t$ .

Note-se que há todo um *range* de valores intermediários possível. Por exemplo, se, com  $k$  grande,  $v = 0,50$ , a variância do passeio casual responde por cerca de 50% da variância de  $(1-B)z_t$ .

A conclusão a que chega Cochrane é que existe uma componente passeio casual no produto, mas esta é pequena. Mais especificamente, o autor encontra que um AR(2) em torno de uma tendência determinística e um modelo com passeio casual cuja variância represente aproximadamente 18% da variância total da diferença de primeira ordem representam igualmente bem o comportamento do produto. Desta forma, suas conclusões significam, em certa medida, uma defesa do entendimento de que o produto se decompõe em uma tendência determinística, dependente funcionalmente do tempo, e ciclos, que são movimentos oscilatórios estacionários.

#### 4 - As medidas de Campbell e Mankiw

A segunda abordagem na questão da mensurabilidade das inovações no processo da renda é devida a Campbell e Mankiw (1987a). Em sua análise supõem que as variações no logaritmo do PNB são estacionárias e, portanto, podem ser modeladas segundo um ARMA ( $p, q$ ), *i.e.*:

$$\phi(B)(1-B)z_t = \theta(B)\epsilon_t \quad (24)$$

onde:

$$\phi(B) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i B^i \quad (25')$$

e:

$$\theta(B) = 1 - \sum_{i=1}^q \theta_i B^i \quad (25'')$$

sendo  $\epsilon_t$  idêntica e independentemente (*i.i.d.*) distribuído com média zero e variância constante. Ou:

$$(1-B)z_t = A(B)\epsilon_t \quad (26)$$

onde:

$$A(B) = \theta(B) / \phi(B) \quad (27)$$

A estacionaridade de  $\Delta z_t$  requer que a soma dos coeficientes de médias móveis dados em (26) seja finita, *i.e.*, requer que:

$$\sum_{i=0}^{\infty} A_i \equiv A(1) < \infty \quad (28)$$

Caso contrário, o processo deixa de ter sua estacionaridade de segunda ordem assegurada, o que pode ser visto tomando-se a variância de:

$$\Delta z_t = \mu + \epsilon_t - A_1 \epsilon_{t-1} - A_2 \epsilon_{t-2} - \dots$$

Deste modo obtém-se:

$$\text{var}(\Delta z_t) = \sigma_{\epsilon}^2 (1 + A_1^2 + A_2^2 + \dots) \quad (29)$$

Em (29) fica claro que caso a soma infinita dos  $A_i$  seja divergente, a condição de estacionaridade se vê violada. Pode-se ainda reescrever (26) como:

$$z_t = R(B) \epsilon_t \quad (30)$$

onde:

$$R(B) = A(B)/(1-B) \quad (31')$$

e:

$$R_i = \sum_{j=0}^i A_j \quad (31'')$$

Tem-se, assim, que o valor de  $R_i$  correspondente a um  $i$  grande é uma medida de permanência, uma vez que mede a resposta de  $z_{t+i}$  a uma inovação ocorrida em  $t$ . Isto porque tem-se em (30) uma representação de médias móveis (infinita) para o PNB.

Caso a verdadeira estrutura seja a de tendência-ciclo (tendência determinística), (24) apresentará uma raiz unitária na parte de médias móveis, o que é compatível com (11).

No mesmo artigo os autores sugerem uma outra medida de persistência, desta vez não-paramétrica. Sendo  $v$  a medida de Cochrane,  $A(1)$  a soma infinita dos coeficientes de médias móveis,  $\sigma^2 \epsilon$  a variância da inovação e  $\sigma^2$  a variância do processo diferenciado, tem-se, como medida alternativa:

$$A(1) = [v(\sigma^2 / \sigma^2 \epsilon)]^{1/2}$$

ou:

$$A(1) = [v(1 - R^2)]^{1/2} \quad (32)$$

onde  $R^2$  representa a fração da variância que é previsível a partir do passado do processo, sendo dado por:

$$R^2 = 1 - \sigma^2 \epsilon / \sigma^2 \quad (33)$$

Quanto maior a previsibilidade da variância, maior o afastamento entre as duas medidas. Para fins de estimação,  $R^2$  pode ser aproximado pelo quadrado do coeficiente de autocorrelação amostral de primeira ordem.

Os autores encontram uma persistência maior do que a unitária, *i.e.*, maior do que a de um puro processo passeio casual com *drift*.

Recapitulando, na polêmica de inovações transitórias *versus* inovações permanentes, três clássicos e distintos resultados se firmaram na literatura para

o caso norte-americano, em meio a várias análises.<sup>1</sup> Para Cochrane (1988), um choque no produto de 1 por cento tende a se dissipar ao longo do tempo, sendo incorporada apenas uma pequena fração. Para Nelson e Plosser (1982), a permanência se dá em caráter integral. Sendo assim, um choque de 1 por cento é incorporado na mesma magnitude ao nível de longo prazo do produto. Para Campbell e Mankiw (1987a), uma inovação da ordem de 1 por cento permanece em um montante ainda superior.

Entre as metodologias apresentadas na literatura, as medidas paramétricas (finitas) de persistência possuem claras limitações. Em primeiro lugar, aquelas construídas a partir de modelos ARIMA enfrentam a dificuldade da escolha entre modelos alternativos, dado não existir um critério de identificação consensualmente estabelecido. Em segundo lugar, dois modelos paramétricos que descrevam igualmente bem os dados, com mesmo valor de log-verossimilhança, podem conduzir a resultados marcadamente diferentes no que tange à permanência de inovações, como Watson (1986) mostrou para o caso de modelos ARIMA e de componentes não observáveis.<sup>2</sup> As medidas não-paramétricas de Cochrane e de Campbell e Mankiw são, deste modo, preferíveis, uma vez que não enfrentam tais limitações.

## 5 - Explicações econômicas para a permanência de inovações

Apesar da diversidade dos resultados acima expostos, está-se estabelecendo o entendimento de que realmente há um certo grau de permanência de inovações. Deste modo, alguns autores têm procurado explicar o porquê de tal permanência, ou seja, a razão econômica para a absorção em definitivo dos choques. Mesmo sem uma posição estabelecida, o entendimento que se tem firmado é o de que existe passeio casual no produto porque existe passeio casual na tecnologia. Visto de modo diferente, há permanência de inovações porque os choques de tecnologia são absorvidos integralmente, sem nenhuma tendência para que se dissipem.<sup>3</sup>

Esta explicação está de acordo com os resultados de Campbell e Mankiw (1989), que analisaram o Japão, o Canadá, os Estados Unidos, o Reino Unido,

---

<sup>1</sup> Para análises à base de modelos estruturais, ver Harvey (1984), Watson (1986) e Clark (1987). Para uma análise via processo de Markov, ver Hamilton (1989).

<sup>2</sup> Watson, contudo, não investigou  $E(\hat{y})$  e  $\text{var}(\hat{y})$  de ambos os modelos, a fim de verificar se algum possui viés e qual apresenta menor intervalo de confiança para as previsões.

<sup>3</sup> Para uma visão geral desta discussão, ver Durlauf (1989).

a França, a Alemanha e a Itália. Os autores encontraram que o Reino Unido apresenta a menor permanência dos sete e que o Japão, em outro extremo, apresenta o maior grau de permanência de inovações. Estes resultados podem ser explicados à luz do argumento acima exposto. Isto porque o Japão atravessou um processo de modernização tecnológica mais intenso que os demais, tendo apresentado assim um número mais elevado de choques de tecnologia. Quanto ao Reino Unido, sua economia tem apresentado uma defasagem tecnológica crescente em relação aos demais países analisados, implicando, assim, uma menor permanência de inovações.

Adicionalmente, deve-se notar que o efeito de um choque dependerá também da extensão em que a confiabilidade na economia é afetada. Neste caso a inovação terá efeito sobre o investimento, elevando sua disseminação intertemporal.

Todavia, outras explicações podem ser levantadas. Uma explicação alternativa pode ser apresentada através do comportamento do consumo, que é o principal componente do produto. Como mostrado por Hall (1978), é uma decorrência da Teoria da Renda Permanente que o consumo siga um passeio casual (com *drift*). Sendo assim, as inovações neste são permanentes, sendo absorvidas no mesmo sentido e na mesma magnitude. Deste modo, espera-se igualmente que as inovações no produto sejam – em maior ou menor extensão – permanentes [ver Cribari Neto (1990a, p. 84-85)].

## 6 - Evidências empíricas para o Brasil e para a Colômbia

Investigaremos agora em que medida um choque é permanente ou não no que tange aos níveis de longo prazo do Produto Interno Bruto do Brasil e da Colômbia.<sup>4</sup>

O Gráfico 1 a seguir mostra a evolução do índice do PIB real para os casos brasileiro e colombiano no período de 1950 a 1985.

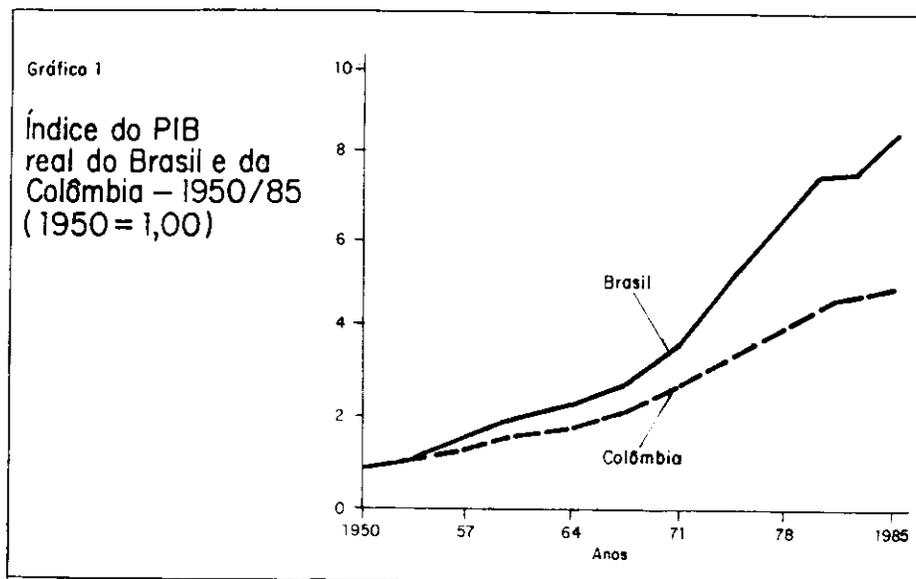
O primeiro passo é testar se o logaritmo do PIB, em ambos os países, possui uma tendência estocástica, testando-se a existência de uma raiz unitária. Obtém-se, assim, para o caso brasileiro:

$$\hat{y}_t = 0,0316 + 0,8364 y_{t-1} + 0,5057 \Delta y_{t-1} + 0,0105 t \quad (34)$$

(0,1799)      (0,0835)      (0,1739)      (0,0056)

onde  $y_t$  representa o logaritmo do índice do PIB real e os erros-padrão encon-

<sup>4</sup> Os dados para o Brasil foram obtidos em Cardoso e Fishlow (1989), enquanto os dados para a Colômbia foram obtidos em Cuddington e Urzúa (1989).



tram-se entre parênteses. Deste modo, temos que  $\hat{\tau} = -1,96$  e não se pode rejeitar a existência de uma raiz unitária, de acordo com o teste de Dickey-Fuller.<sup>5</sup>

Para o caso colombiano obtém-se, analogamente, que:

$$\hat{y}_t = 0,0351 + 0,9308 y_{t-1} + 0,3924 \Delta y_{t-1} + 0,2973 \epsilon_t \quad (35)$$

(0,0124)      (0,1009)      (0,1914)      (0,0050)

obtendo-se, deste modo  $\hat{\tau} = -0,69$  igualmente não se pode rejeitar a hipótese de existência de uma raiz unitária.

Uma vez identificada a natureza estocástica da tendência do produto em ambos os países, o próximo passo é investigar o grau de permanência das inovações, *i.e.*, examinar o efeito de um choque sobre os níveis de longo prazo do produto.

A Tabela 2 apresenta as medidas não-paramétricas de Cochrane e de Campbell e Mankiw para o Brasil. A Tabela 3 reúne as mesmas medidas para o caso colombiano. O sobrescrito *c* indica que a correção de viés foi adotada e os erros-padrão assintóticos estão entre parênteses. Em ambos os casos o período tomado foi o de 1950 a 1985.

<sup>5</sup> O pequeno tamanho da amostra pode estar introduzindo distorções, uma vez que os testes de raízes unitárias são de baixa potência. Contudo, aumentando-se o período amostral para 1930/85, obtêm-se os mesmos resultados.

TABELA 2  
*Medidas não-paramétricas de persistência para o Brasil*

$k$	$\hat{v}_k$	$\hat{v}_k^c$	$\hat{A}_k(1)$	$\hat{A}_k^c(1)$
1	1,00 (0,19)	1,00 (0,19)	1,09	1,09
2	1,39 (0,38)	1,43 (0,39)	1,28	1,32
3	1,68 (0,56)	1,78 (0,59)	1,41	1,45
4	1,88 (0,72)	2,05 (0,79)	1,49	1,58
5	1,98 (0,85)	2,23 (0,96)	1,53	1,72
10	1,74 (1,06)	2,32 (1,41)	1,43	1,91
15	1,01 (0,75)	1,65 (1,23)	1,09	1,78
20	0,74 (0,64)	1,57 (1,35)	0,94	1,99
25	0,65 (0,63)	1,95 (1,88)	0,88	2,64

O Gráfico 2 a seguir mostra a evolução da medida de Cochran (com correção de viés) para ambos os países.

As Tabelas 2 e 3 suportam duas interessantes conclusões. A primeira é que ambos os países apresentam elevados graus de persistência de inovações, persistências estas superiores, inclusive, à de um puro passeio casual. Tem-se, deste modo, que um choque de um por cento se incorpora no mesmo sentido e em uma magnitude superior aos níveis de longo prazo do produto.

A segunda conclusão a ser extraída das tabelas citadas é que a Colômbia possui um grau de persistência para os choques mais elevado que o Brasil. Em outras palavras, o produto potencial de longo prazo colombiano é mais sensível a flutuações não esperadas que o brasileiro. Entretanto, esperar-se-ia que o grau de permanência de inovações no Brasil fosse mais elevado, uma vez que este país atravessou um processo de modernização tecnológica mais intenso. Cabe, então, explicar por que os índices de persistência colombianos são superiores aos brasileiros.

Em primeiro lugar, deve-se reconhecer que os choques de tecnologia, embora de extrema importância, não são os únicos capazes de afetar a economia

TABELA 3  
*Medidas não-paramétricas de persistência para a Colômbia*

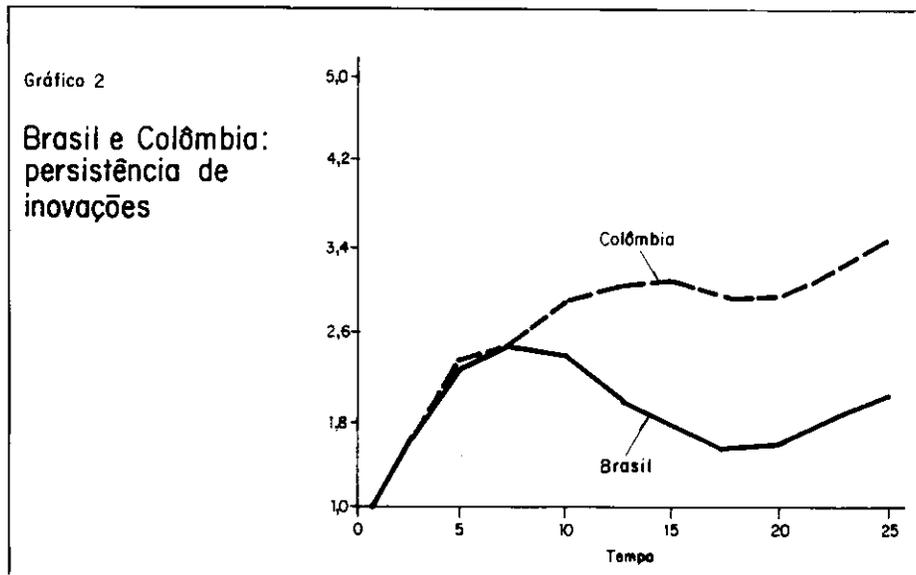
$k$	$\hat{v}_k$	$\hat{v}_k^c$	$\hat{A}_k(1)$	$\hat{A}_k^c(1)$
1	1,00 (0,19)	1,00 (0,19)	1,07	1,07
2	1,37 (0,37)	1,41 (0,38)	1,26	1,30
3	1,71 (0,57)	1,81 (0,60)	1,40	1,48
4	1,85 (0,62)	2,02 (0,67)	1,46	1,59
5	1,89 (0,81)	2,13 (0,92)	1,48	1,67
10	2,07 (1,26)	2,75 (1,67)	1,55	2,07
15	1,78 (1,30)	2,91 (2,17)	1,43	2,34
20	1,37 (1,18)	2,89 (2,49)	1,26	2,67
25	1,13 (1,09)	3,39 (3,26)	1,14	3,42

no longo prazo. Neste sentido, parte considerável da amostra engloba o período após os dois choques internacionais nos preços do petróleo e o choque nas taxas de juros. Como se sabe, a estratégia brasileira foi a de um franco financiamento frente a estes acontecimentos, postergando ou mesmo não realizando o necessário ajuste.

A este respeito, Marques (1989) sustenta que uma política monetária passiva, no período entre-choques, foi responsável em grande parte pela transferência dos efeitos do primeiro choque para os preços, via aceleração inflacionária, resguardando, ao menos temporariamente, o produto.

Cardoso e Dornbusch (1988), por sua vez, afirmam que no período após 1982 – portanto, após o segundo choque do petróleo e o choque internacional nas taxas de juros – a política econômica brasileira foi uma política de *muddling through*, ou seja, de contemporização com a nova realidade internacional, sem o necessário ajuste.

Esta estratégia escolhida pelo governo brasileiro pode ser responsável – ao menos em parte – pelo menor grau de persistência de inovações encontrado pa-



ra o PIB do Brasil que para o da Colômbia. Uma indicação de que este efeito deve estar ocorrendo encontra-se no fato de que a medida de Cochrane (sem correção de viés) é quase invariante para os períodos 1930/85 e 1950/85 para o Brasil, contrariamente ao caso colombiano, que se mostra bem mais sensível à mudança do período amostral.

Uma segunda explicação para a maior permanência de inovações na Colômbia deve-se ao fato de que este país possui uma economia menos dinâmica e diversificada que o Brasil. Assim, em um contexto estático, espera-se que a economia brasileira seja menos afetada por um determinado choque que a colombiana, dado apresentar um grau de diversificação mais elevado.<sup>6</sup> Em um contexto dinâmico, espera-se igualmente que a incorporação do choque se dê em menor escala para o Brasil, dado que este, por possuir uma economia mais dinâmica, tem maior facilidade de encontrar caminhos alternativos que ao menos minorem os efeitos do choque.<sup>7</sup>

Estes efeitos minoradores, devidos à maior diversificação e ao maior dinamismo da economia brasileira, podem ser identificados através do Gráfico 2, que mostra a evolução das medidas de Cochrane (com correção de viés) para ambos os países. Nota-se que as persistências caminham bem próximas até o oi-

<sup>6</sup> Tecnicamente, uma economia mais diversificada apresenta maior probabilidade de existir co-integração entre os setores, possibilitando o escoamento do choque.

<sup>7</sup> Como, por exemplo, a criação do Proálcool em resposta aos choques nos preços do petróleo.

tavo ano. A partir daí, a Colômbia apresenta uma persistência sempre acentuadamente maior que o Brasil. Isto ocorre quando começam a operar os efeitos da maior diversificação e maior dinamismo da economia brasileira, acima expostos.

## 7 - Implicações

Algumas implicações dos elevados graus de permanência das inovações para os casos brasileiro e colombiano merecem destaque. Em primeiro lugar, tem-se que as políticas de estabilização têm efeitos de longo prazo. Isto significa, *e.g.*, que os agentes econômicos são obrigados a conviver indefinidamente com os efeitos de políticas de estabilização mal-sucedidas. Além do mais, previsões sobre o comportamento futuro do produto somente são exequíveis para pequenos horizontes, onde o erro de previsão é pequeno. Deste modo, a política econômica torna-se mais delicada e de implementação mais difícil.

Em segundo lugar, qualquer choque passa a ser permanente. Uma flutuação não esperada de um por cento faz variar a expectativa de longo prazo do produto no mesmo sentido e em magnitude ainda superior.

Em terceiro lugar, passa-se a ter duas fontes de oscilações aleatórias: tendência e ciclos. Por se admitir, até então, que os ciclos eram a única fonte de perturbações não esperadas, provavelmente se tenha superdimensionado o papel da componente cíclica nos movimentos do produto. Isto foi mostrado para o caso colombiano por Cuddington e Urzúa (1989). O problema desta análise, contudo, é que os autores utilizaram uma decomposição de Beveridge-Nelson, onde a tendência é modelada como um passeio casual com *drift*. Contudo, como mostrado na seção anterior através da utilização de medidas não-paramétricas, as inovações no produto colombiano são mais permanentes do que no caso do passeio casual, onde a permanência se dá em magnitude igual à do choque.

Finalmente, a tradicional técnica de decomposição dos movimentos do produto em suas duas componentes, admitindo que a tendência seja uma função polinomial determinística do tempo e que os ciclos sejam oscilações estacionárias em torno desta, deixa de ter sentido e os resultados obtidos a partir dela ficam seriamente comprometidos.<sup>8</sup> A forma mais apropriada de estacionarização passa a ser a utilização de diferenças.<sup>9</sup>

<sup>8</sup> Ver Chan, Hayya e Ord (1977) e Nelson e Kang (1981 e 1984). Para uma visão geral, ver Cribari Neto (1990a).

<sup>9</sup> Na grande maioria das vezes sendo apropriada a primeira diferença do logaritmo do produto.

## Abstract

*In this paper we present the discussion about temporary and permanent innovations in GNP, beginning with the Beveridge-Nelson theorem. It is shown that the presence of an unit root is equivalent to a random walk in GNP trend. Parametric and nonparametric approaches to measure the permanence of an innovation are also presented. Our results to Brazil and Colombia indicate that innovations in both countries are more persistent than in a random walk. Hence, stabilization policies have long run effects.*

## Bibliografia

- BEVERIDGE, S., NELSON, C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the "business cycle". *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 151-174, 1981.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. Holden-Day, 1970.
- CAMPBELL, J. Y., MANKIW, N. G. Are output fluctuations transitory? The *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 857-880, 1987a.
- \_\_\_\_\_. Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations. *The American Economic Review*, v. 77, p. 111-117, 1987b.
- \_\_\_\_\_. International evidence on the persistence of economic fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, v. 23, p. 319-333, 1989.
- CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Dívida brasileira: réquiem para a política de muddling through. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 2, p. 211-238, ago. 1988.
- CARDOSO, E., FISHLOW, A. *Macroeconomia da dívida externa*. São Paulo: Brasiliense, 1989.
- CHAN, K., HAYYA, J. C., ORD, K. A note on trend removal methods: the case of polynomial regression versus variate differencing. *Econometrica*, v. 45, p. 737-744, 1977.
- CLARK, P. K. The cyclical component of U.S. economic activity. The *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 797-814, 1987.
- COCHRANE, J. H. How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, v. 96, p. 893-920, 1988.

CRIBARI NETO, F. *Consumo e renda: implicações estocásticas*. Recife: Pimes/UFPE, 1990a (Dissertação de Mestrado).

\_\_\_\_\_. *A teoria da renda permanente e os movimentos estocásticos do consumo*. Recife: Pimes/UFPE, 1990b (Texto para discussão, 216).

CUDDINGTON, J. T., URZÚA, C. M. Trends and cycles in Colombia's real GDP and fiscal deficit. *Journal of Development Economics*, v. 30, p. 325-343, 1989.

CUDDINGTON, J. T., WINTERS, L. A. The Beveridge-Nelson decomposition of economic time series: a quick computational method. *Journal of Monetary Economics*, v. 19, p. 125-127, 1987.

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, 1970.

\_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1.057-1.072, 1981.

DURLAUF, S. N. Output persistence, economic structure, and the choice of stabilization policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, p. 69-136, 1989.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.

FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. Wiley, 1976.

GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, p. 111-120, 1974.

HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, v. 86, p. 971-987, 1978.

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.

HARVEY, A. C. *Trends and cycles in macroeconomic time series*. London: London School of Economics, Statistics Department, 1984 (Discussion paper, A45).

- LOPES, F. L., BACHA, E. L. Inflation, growth and wage policy: a Brazilian perspective. *Journal of Development Economics*, v. 13, p. 1-20, 1983.
- MARQUES, M. S. B. A política econômica após o primeiro choque do petróleo e seu impacto sobre as trajetórias da inflação e do hiato do produto. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 43, p. 239-272, 1989.
- NELSON, C. R. *Applied time series analysis for managerial forecasting*. Holden-Day, 1973.
- \_\_\_\_\_. A reappraisal of recent tests of the permanent income hypothesis. *Journal of Political Economy*, v. 95, p. 641-646, 1987.
- NELSON, C. R., KANG, H. Spurious periodicity in inappropriately detrended time series. *Econometrica*, v. 49, p. 741-751, 1981.
- \_\_\_\_\_. Pitfalls in the use of time as an explanatory variable in regression. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 2, p. 73-82, 1984.
- NELSON, C. R., PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- PEREIRA, P. V. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. *Revista de Econometria*, v. 8, p. 7-29, 1988.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. Variable trends in economic time series. *Journal of Economic Perspectives*, v. 2, p. 147-174, 1988.
- WATSON, M. W. Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, v. 18, p. 49-75, 1986.

(Originais recebidos em fevereiro de 1990. Revistos em outubro de 1990).