

Erik Alencar de Figueirêdo<sup>1</sup>

**RESUMO:** *Esse estudo busca caracterizar o componente permanente das séries do produto real internacional, considerando duas hipóteses: i) a existência de outliers provenientes de choques de oferta e; ii) a assimetria dos ciclos econômicos. Tais suposições induzem à não-normalidade nas séries temporais, impossibilitando a utilização de inferências baseadas em OLS. Devido a essa característica, adotou-se o instrumental não-linear fornecido por Xiao e Lima (2004), em virtude da sua boa performance frente a distribuições de caudas pesadas (variância infinita). Os principais resultados indicaram que: a) todas as séries apresentam distribuições não-gaussianas; b) não se rejeita a hipótese da raiz unitária (alta persistência), apenas para as séries do Brasil e Itália (componente permanente estocástico) e; c) observa-se que os componentes cíclicos desses dois países são identicamente iguais à zero, indicando que todas as flutuações do produto são de fato provenientes de fatores reais.*

**Palavras-chave:** *Assimetria dos ciclos econômicos; outliers; distribuições de caudas pesadas; raiz unitária.*

**Classificação no JEL:** E32; C22; C16.

## 1. INTRODUÇÃO

Qual a origem das flutuações do produto? A resposta para esse questionamento tem constituído uma árdua tarefa para os pesquisadores em macroeconomia, mais especificadamente no que se refere à separação entre os movimentos provenientes dos ciclos e da tendência<sup>2</sup>. Tradicionalmente, as flutuações do produto são tratadas como movimentos em torno de um componente de tendência determinista. Assim, os ciclos podem ser resultantes de: a) políticas de curto-prazo, notadamente de política monetária [ver Tobin (1980)] ou; b) manifestações de equilíbrio, provenientes dos “ajustamentos” de expectativas [ver Lucas (1977)].

A partir do estudo de Beveridge e Nelson (1981), uma nova decomposição passa a ser vislumbrada, diferenciando-se, primordialmente, pela consideração de um componente permanente estocástico. Em suma, assume-se que as séries temporais podem ser decompostas em duas partes: uma tendência estocástica e um fator cíclico estacionário com média zero. Tal comportamento, induz a seguinte conclusão: ao componente de tendência são imputadas todas as flutuações do produto, enquanto que a parte transitória gera movimentos rapidamente dissipados ao longo do tempo. Dessa forma, os fatores reais são tomados como os principais impulso-geradores das flutuações de curto-prazo, assim como o observado pela Teoria dos Ciclos Reais de Negócios (TCR) [ver Kydland e Prescott (1982), Prescott (1986) e Plosser (1989)].

Nesse contexto, a identificação da componente permanente do produto, ou de forma equivalente do grau de persistência a choques, assume lugar de destaque na determinação dos fatores propagadores dos ciclos econômicos. Tal identificação pode ser facilmente realizada a partir dos testes para raiz unitária<sup>3</sup>. Grosso modo, a caracterização I(1) do produto real (alta

---

<sup>1</sup> Aluno do Curso de Doutorado em Economia (PPGE/UFRGS) e Bolsista CNPq – Brasil (erik\_cme@yahoo.com.br). Gostaria de agradecer ao professor Luiz Renato Lima e a Jaime de Jesus Filho. No entanto, os erros e omissões são de minha inteira responsabilidade. Primeira versão 11/2004.

<sup>2</sup> Os movimentos dos ciclos são aqueles associados às políticas de curto-prazo (políticas fiscal e monetária); já os de tendência são originados por fatores reais, ou seja, acumulação de capital, crescimento populacional, desenvolvimento tecnológico, recursos naturais etc.

<sup>3</sup> Deve-se destacar que inúmeros estudos, baseados em diversas metodologias, buscaram essa caracterização, dentre eles: Nelson e Plosser (1982), Campbell e Mankiw (1987 e 1989), Cochrane (1988), Hamilton (1989), Blanchard e Quah (1989) e Cheung e Chinn (1997).

persistência a choques) é compatível com a TCR<sup>4</sup>; no caso de um produto real  $I(0)$ , baixa persistência a choques, as discussões retornam ao ponto inicial: ou se tem flutuações em função de ajustes das expectativas racionais, ou se aceita o papel das políticas de curto-prazo nesse fenômeno.

No entanto, uma observação deve ser feita: em sua maioria, os estudos realizados, até então, consideraram relações lineares entre as variáveis, assumindo, implícita ou explicitamente, a existência de gaussianidade nos dados<sup>5</sup>. Entretanto, como demonstrado em Scheinkman e LeBaron (1989) e Balke e Fomby (1994), as variáveis econômicas incorporam eventos como os choques do petróleo, guerras, desastres naturais e mudanças de regimes políticos, o que induziria a não-gaussianidade no processo gerador dos dados (PGD). Quando se considera a assimetria nos ciclos econômicos, detectada entre outros por Blanchard e Watson (1984), Falk (1986), Bidarkota (2000) e Galvão (2002), reforçam-se as evidências contra a normalidade das séries de produto.

Sob essa perspectiva, os métodos econométricos de mensuração de persistência, baseados em inferência OLS (*ordinary least squares*), apresentam importantes vieses [ver Lucas (1995a,b e 1996) e Van Dijk, Franses e Lucas (1996)]. Uma alternativa tem sido a consideração da classe de M-estimadores que, de acordo com Huber (1981), apresentam boas propriedades frente a distribuições de caudas pesadas. Em termos dos testes para raiz unitária, essa classe de estimadores foi explorada por Lucas (1995a,b), Rothenberg e Stock (1997) e Xiao (2001).

Este estudo, no entanto, opta pelo procedimento sugerido por Xiao e Lima (2004) – P-ADF. Também baseado em M-estimadores, este teste diferencia-se dos demais por considerar uma função critério do estimador desconhecida. Sendo assim, ela pode ser estimada para cada grupo de dados, considerando-se uma família de distribuições paramétricas *t-student* [ver Pötscher e Prucha (1986)]. Essa alternativa dá ao P-ADF excelentes propriedades em virtude de sua “adaptação” a cada grupo de dados.

Isso posto, busca-se, aqui, caracterizar o componente permanente das séries do produto real internacional, considerando duas hipóteses: a) a existência de *outliers* nas séries temporais provenientes de choques de oferta e; b) a assimetria dos ciclos econômicos. Como já destacado anteriormente, a consideração dessas hipóteses implica na aceitação da não-normalidade no processo gerador dos dados, impossibilitando a utilização de inferências baseadas em estimadores OLS. Por conta disso, utiliza-se o teste robusto desenvolvido por Xiao e Lima (2004).

O *paper* comporta cinco seções, além dessa introdução. Na segunda seção, busca-se demonstrar que as hipóteses de existência de *outliers* e assimetria dos ciclos contaminam as distribuições das séries do produto. A terceira seção é reservada à apresentação do teste P-ADF. Na quarta e na quinta, têm-se, respectivamente, os resultados das estimações e a sua discussão. E, por fim, as considerações finais.

## 2. ASSIMETRIA DOS CICLOS ECONÔMICOS E *OUTLIERS*

### 2.1. Assimetria dos Ciclos Econômicos

Intuitivamente, a assimetria dos ciclos é resultante de pequenos e grandes choques (provenientes, respectivamente, de fatores de demanda e oferta agregada), gerando flutuações com médias e

---

<sup>4</sup> Vale salientar que, para a TCR, a alta persistência a choques está associada ao comportamento do componente tecnológico, fazendo com que a função de produção seja alterada ao longo do tempo. Nesse sentido, os choques de produtividade movem a economia para uma nova trajetória de crescimento determinada, em última instância, pelo comportamento otimizador dos agentes.

<sup>5</sup> Ou seja, os dados são uma seqüência de variáveis aleatórias independentes com distribuição  $N(0, \sigma^2)$ .

variâncias diferenciadas. Formalmente, esse comportamento pode ser representado a partir de um modelo auto-regressivo para o produto ( $y_t$ ):

$$y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \quad [2.1]$$

Onde,  $u_t \sim N(\phi_s, \sigma_s^2)$ . Define-se  $m_t$  como o resultado de dois regimes *markovianos* não-observados, quais sejam: recessão e expansão. Postula-se que cada regime possuirá média e variância diferenciadas, dessa forma,  $s = 1, 2, \dots, S$ . Seguindo Hamilton (1994), a densidade de  $u_t$  condicionada a variável aleatória  $m_t$ , dado o valor de  $s$ , será:

$$f(u_t / m_t = s; \beta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_s} \exp\left\{-\frac{(u_t - \phi_s)^2}{2\sigma_s^2}\right\} \quad [2.2]$$

Onde,  $\beta = \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_s, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_s^2$ . Cada regime possui uma probabilidade de ocorrência dada por  $P\{m_t = s; \beta\} = \mu_s$ . Essa probabilidade é incluída ao vetor de parâmetros  $\beta$ . Sabe-se que para dois eventos “A” e “B”, a probabilidade condicional de “A” dado “B” é definida por:  $P\{A/B\} = P\{A \cap B\} / P\{B\}$ . Sendo  $P\{B\} \neq 0$ , a probabilidade conjunta de “A” e “B” será:  $P\{A \cap B\} = P\{A/B\} \times P\{B\}$ . Então, se tem-se interesse na probabilidade conjunta de  $u_t$  e  $s$  deve-se considerar:

$$P(u_t, m_t = s; \beta) = f(u_t / m_t = s; \beta) \times P\{m_t = s; \beta\} \quad [2.3]$$

Portanto, de (2.3), obtém-se a seguinte função de densidade conjunta para  $u_t$  e  $s$ :

$$P\{u_t, m_t = s; \beta\} = \frac{\mu_s}{\sqrt{2\pi}\sigma_s} \exp\left\{-\frac{(u_t - \phi_s)^2}{2\sigma_s^2}\right\} \quad [2.4]$$

Por fim, a densidade para  $u_t$  será a soma de todos os possíveis valores de  $s$ :

$$f(u_t; \beta) = \frac{\mu_1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(u_t - \phi_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} + \dots + \frac{\mu_s}{\sqrt{2\pi}\sigma_s} \exp\left\{-\frac{(u_t - \phi_s)^2}{2\sigma_s^2}\right\} \quad [2.5]$$

Note que (2.5) representa uma mistura de distribuições normais (função densidade contaminada), o que por sua vez é compatível com uma distribuição de caudas pesadas.

## 2.2. Presença de Outliers

Balke e Fomby (1994) destacaram que eventos poucos frequentes, como os choques do petróleo, guerras, desastres naturais e mudanças de regimes políticos (não tão incomuns em países em desenvolvimento), causam importantes efeitos em agregados macroeconômicos. Tais eventos, considerados como *outliers* no processo gerador dos dados, assim como a assimetria dos ciclos, contaminam a distribuição das variáveis econômicas, induzindo-as a comportamentos não-lineares. Para tornar clara essa afirmação, a componente não-observável  $x_t$  é representada por processo auto-regressivo de ordem p:

$$x_t = \eta_0 + \eta_1 x_{t-1} + \dots + \eta_p x_{t-p} + a_t \quad [2.5]$$

Onde,  $a_t \sim iidN(0, \sigma_a^2)$  e o polinômio  $\eta(B) = 1 - \eta_1 B - \dots - \eta_p B^p$  possui todas as suas raízes dentro do círculo unitário. Suponha que a série temporal  $y_t$  possui, além de  $x_t$ , um *outlier* aditivo no tempo  $T$ , de tamanho  $\mathcal{G}$ , ou seja:

$$y_t = \mathcal{G}I_t^T + x_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.6]$$

Sendo  $I_t^{(T)}$  uma variável de indicador que assume valores  $I_t^{(T)} = 0$  para  $t \neq T$  e  $I_t^{(T)} = 1$  se  $t = T$ . Claramente, na ausência de *outlier* tem-se um processo gaussiano. Caso contrário, tem-se uma distribuição contaminada.

### 3. TESTE PARA RAIZ UNITÁRIA: MODELO P-ADF

Como observado anteriormente, a assimetria das flutuações e a presença de *outliers* induzem a não-normalidade no processo gerador de dados econômicos. Com isso, inferências lineares podem apresentar importantes vieses. Uma alternativa à mensuração de persistência a choques não-linear é fornecida por Xiao e Lima (2004), ao desenvolverem um teste robusto frente a distribuições não-gaussianas e à presença de *outliers*. Nessa seção, buscam-se apresentar, de uma forma resumida, os principais resultados desse teste (P-ADF).

Os modelos auto-regressivos têm sido frequentemente utilizados para mensurar o grau de persistência a choques em séries econômicas. Primeiramente, assume-se que a série temporal, no caso desse estudo o produto real, pode ser modelada por:

$$y_t = d_t + \alpha y_{t-1} + u_t, \quad [3.1]$$

$$A(L)u_t = \varepsilon_t \text{ e } \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Onde,  $d_t = \gamma' z_t$ , sendo  $z_t$  o conjunto de variáveis deterministas,  $\gamma$  o vetor de parâmetros desconhecidos e  $u_t$  o termo de resíduos correlacionados. O grau de persistência é capturado pelo parâmetro auto-regressivo  $\alpha$ . Ou seja, se  $\alpha = 1$ , a série apresenta uma raiz unitária e conseqüentemente alta persistência; caso  $|\alpha| < 1$ ,  $y_t$  é estacionária, podendo apresentar persistência local [ver Phillips, Moon e Xiao (2001)]. Pode-se, assim, obter o conhecido teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF):

$$\Delta y_t = d_t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad [3.2]$$

Dessa forma, a presença de uma raiz unitária corresponderá a um  $\rho = 0$ . Sob a hipótese de gaussianidade dos resíduos ( $\varepsilon_t$ ), os parâmetros  $\rho$  e  $\{\psi_j\}_{j=1}^k$  serão obtidos a partir de estimadores de OLS. No entanto, esses estimadores mostram-se sensíveis a distribuições não-gaussianas [ver Lucas (1995a,b e 1996)]. Sob essa possibilidade, alguns trabalhos propuseram a utilização de inferências baseadas em uma classe de M-estimadores, por esses possuírem boas

propriedades diante de diversos tipos de distribuição<sup>6</sup>. No caso da equação (3.2), os M-estimadores para  $(\gamma, \rho, \{\psi_j\}_{j=1}^k)$  satisfazem a equação:

$$\begin{aligned} (\hat{\gamma}, \hat{\rho}, \{\hat{\psi}\}_{j=1}^k) &= \operatorname{argmax} \varphi(\gamma, \rho, \{\psi\}_{j=1}^k), \text{ com} \\ \varphi(\gamma, \rho, \{\psi\}_{j=1}^k) &= \sum_{t=k+1}^n \varphi(\Delta y_t - \gamma' z_t - \rho y_{t-1} - \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta y_{t-j}) \end{aligned} \quad [3.3]$$

Onde,  $\varphi$  corresponde à função critério, ou seja, o logaritmo da função de densidade para os resíduos  $\{\varepsilon_t\}$ . Os estudos, em sua grande parte, tomam essa função como conhecida e realizam a inferência para os parâmetros, a partir de estimadores de máxima verossimilhança<sup>7</sup>. No entanto, sabe-se que a função critério (ou função densidade) dos resíduos é comumente desconhecida.

Por conta disso, Xiao e Lima (2004) introduzem a seleção de  $\varphi$ , baseada nos resíduos da amostra, construindo, assim, um teste “adaptado” aos dados. Para tanto, considera-se uma família de distribuições paramétricas *t-student*, seguindo uma orientação de Pötscher e Prucha (1986). A consideração dessa classe de distribuições mostra-se pertinente em dados econômicos (normalmente caracterizados por distribuições com variância infinita). Vale ressaltar que a família *t-student* inclui, em caso especial, a distribuição de Cauchy e, no limite, a distribuição normal.

Espera-se que cada conjunto de dados possua uma distribuição diferente para os resíduos (e conseqüentemente, uma função critério particular). Essa particularidade será definida pelo parâmetro de adaptação (*thickness parameter*), que será apresentado a seguir. Isso posto, a função de verossimilhança para a equação (3.2) será dada por:

$$L = C + \frac{n}{2} \ln \Theta - \frac{\nu+1}{2} \sum_{t=j+1}^n \ln \left\{ 1 + \theta \left[ \Delta y_t - \gamma' z_t - \rho y_{t-1} - \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta y_{t-j} \right]^2 \right\} \quad [3.4]$$

Onde,  $C$  é uma constante;  $\theta = \frac{\Theta}{\nu}$  é o parâmetro de adaptação para distribuições *t-student*;  $\Theta$  mensura o *spread* da distribuição e;  $\nu$  o *thickness parameter*. Pequenos valores para  $\nu$  indicam distribuições com caudas grossas, quando  $\nu \rightarrow \infty$ , tem-se uma distribuição normal. Segundo Pötscher e Prucha (1986), sendo  $\tilde{\Pi}$  um estimador de OLS para  $\Pi = (\gamma, \rho, \psi_1, \dots, \psi_k)'$ , o M-estimador para (3.2) é dado por:

$$\begin{aligned} \hat{\Pi} &= \tilde{\Pi} + \left[ \frac{1}{n} \sum_i Z_i' (\omega_i - 2\theta \omega_i^2 \tilde{\varepsilon}_i^2) Z_i \right]^{-1} \frac{1}{n} \sum_i Z_i' \omega_i \tilde{\varepsilon}_i, \text{ com} \\ \omega_i &= \left( 1 + \theta \tilde{\varepsilon}_i^2 \right)^{-1} \text{ e } \tilde{\varepsilon}_i = \Delta y_i - Z_i' \tilde{\Pi} \end{aligned} \quad [3.5]$$

Deve-se destacar que  $Z_t = (z_t, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$  corresponde ao vetor de variáveis e  $\tilde{\varepsilon}_t$  ao resíduo da regressão obtido por OLS. Sendo assim, Xiao e Lima (2004) propõem um teste baseado em dois passos. Primeiro estima-se  $\nu$  e  $\Theta$  (e por conseqüência  $\theta$ ) e, a partir da sua

<sup>6</sup> Para uma discussão sobre essa classe de estimadores, ver Huber (1981).

<sup>7</sup> Dentre eles, podem-se destacar: Lucas (1995a,b), Rothenberg e Stock (1997) e Xiao (2001).

substituição em (3.5), obtêm-se os parâmetros  $(\gamma, \rho, \{\psi_j\}_{j=1}^k)$ . Os parâmetros de adaptação ( $\nu$  e  $\Theta$ ) são calculados por:

$$\frac{\sigma_2}{\sigma_1^2} = \frac{\pi}{\nu - 2} \frac{\Gamma(\nu/2)^2}{\Gamma[(\nu-1)/2]^2} \quad \text{e} \quad \hat{\theta} = \frac{1}{\pi} \frac{\Gamma[(\hat{\nu}-1)/2]^2}{\hat{\sigma}_1^2 \Gamma(\hat{\nu}/2)^2} \quad [3.6]$$

Onde,  $\sigma_1$  e  $\sigma_2$  são facilmente estimados por momentos amostrais  $\hat{\sigma}_k = (1/n) \sum_i |u_t|^k$  e;  $\Gamma$  é matriz de covariância de longo-prazo para  $\{u_t\}$  e  $\{\varepsilon_t\}$  [ver Hansen (1995, p. 1150)].

Como nos procedimentos convencionais, a hipótese da raiz unitária ( $H_0: \rho = 0$ ) será testada a partir da estatística  $t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho}}{se(\hat{\rho})}$ . Hansen (1995, p. 1154) – Teorema 3 – demonstra que:

$$t_{\hat{\rho}} \rightarrow \underbrace{\sqrt{1-\lambda^2} N(0,1)}_{(i)} + \underbrace{\lambda \left( \int \underline{W}_1(r)^2 dr \right)^{-1/2} \int \underline{W}_1 dW_1}_{(ii)} \quad [3.7]$$

Note que a distribuição limite da estatística  $t$  corresponde: **(i)** a soma de uma distribuição normal padrão e; **(ii)** a conhecida distribuição de Dickey e Fuller (1979), ponderada por  $\lambda$  – com  $\underline{W}_1$ , correspondendo a processos de Wiener<sup>8</sup>. O parâmetro  $\lambda$  é definido por:

$$\lambda^2 = \frac{\sigma_{u\varphi}^2}{w_\varphi^2 w_u^2} \quad [3.8]$$

Onde,  $w_u^2 = \sigma^2 / [1 - \sum \hat{\psi}_j]^2$  corresponde à variância de longo prazo (na frequência zero) para o resíduo  $\{u_t\}$ ;  $w_\varphi^2 = var[\varphi'(\varepsilon_t)] = \ln \left\{ 1 + \hat{\theta}(\varepsilon_t)^2 \right\}$  é a variância de longo prazo da função critério e;  $\sigma_{u\varphi}^2 = cov[\varepsilon_t, \varphi'(\varepsilon_t)] / [1 - \sum \hat{\psi}_j]$  a covariância de longo prazo entre  $\{u_t\}$  e  $\{\varphi'(\varepsilon_t)\}$ . Logo,  $\lambda$  representará o coeficiente de correlação de longo prazo entre  $\{u_t\}$  e  $\{\varphi'(\varepsilon_t)\}$ .

É importante observar que caso  $\lambda^2 = 1$ , a distribuição limite de  $t_{\hat{\rho}}$  converge para uma Dickey-Fuller [dado que **(i)** converge pra zero]. No entanto, de acordo com Hansen (1995), na ausência de gaussianidade ( $0 \leq \lambda \leq 1$ ), o teste tradicional perde poder. Dada à convergência da estatística teste, os valores críticos podem ser calculados por interpolação, tomando como base a tabela de valores contida em Hansen (1995, p. 1155).

Em resumo, o teste P-ADF consiste em:

- estimar os resíduos para (3.2) utilizando o método OLS;
- calcular os parâmetros de adaptação a partir dos resíduos, obtidos em **(a)**, considerando uma classe de distribuições *t-student*;

<sup>8</sup> Para uma apresentação dos processos de Wiener, ver Hamilton (1994, cap. 17) e Maddala e Kim (1998, cap. 3).

c) selecionar a função critério para os resíduos, tendo como base a expressão:  $\varphi(\varepsilon_i) = \ln \left\{ 1 + \hat{\theta}[\varepsilon_i]^2 \right\}$ , e, a partir de então, inferir os M-estimadores para  $(\gamma, \rho, \{\psi_j\}_{j=1}^k)$ , de modo a satisfazer (3.3), obtendo, com isso, o valor para a estatística  $t_{\rho}$  e;

d) por fim, estimam-se  $\lambda^2$  e, por interpolação, os valores críticos a 1%, 5% e 10% de significância.

De fato, o teste P-ADF constitui uma ferramenta complexa e comparativamente robusta aos testes convencionais. Xiao e Lima (2004) demonstraram, a partir de simulações de Monte Carlo, seu maior poder, não só frente a distribuições de caudas pesadas como também diante de distribuições normais. Outro ponto de destaque é a sua baixa sensibilidade à presença de *outliers* no processo gerador dos dados. Nesse contexto, esse instrumental mostra-se perfeitamente adaptável à investigação de dados econômicos.

#### 4. RESULTADOS

A partir de agora, dar-se-á atenção ao grau de persistência dos produtos reais internacionais. Para tanto, selecionou-se dados anuais e trimestrais para os seguintes países: Alemanha, Canadá, Coréia do Sul, EUA, França, Itália, Japão e Reino Unido. O Brasil também se encontra inserido na análise, no entanto, apenas com periodicidade anual<sup>9</sup>. Os dados internacionais foram obtidos junto ao Fundo Monetário Internacional e a Macrodata e o PIB brasileiro junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).<sup>10</sup>

O primeiro passo é observar o grau de normalidade dos dados considerando os testes tradicionais de Curtose e Jarque-Bera. Valores para a curtose superiores a 3 indicam distribuições que possuem excesso de curtose (*leptokurtic*), caracterizando uma grande concentração de probabilidade em suas caudas. Já o teste Jarque-Bera observa a probabilidade de se rejeitar a hipótese de distribuição normal das séries. Uma terceira medida é o parâmetro de adaptação, pequenos valores para  $\nu$  representam distribuições com caudas grossas.

Os resultados da Tabela 1 indicam que todas as séries trimestrais apresentam distribuições não-normais. Os valores da curtose são sempre superiores a 3. Mesmo não se podendo rejeitar a hipótese da normalidade para o Canadá e Coréia do Sul (ver a estatística de Jarque-Bera), observa-se um pequeno valor para o parâmetro de adaptação para todos os países, indicando que seus PGD's caracterizam-se por distribuições de caudas pesadas.

**Tabela 1:** Estatísticas Descritivas para as Séries Trimestrais

Séries	Período	Amostra	Thickness ( $\nu$ )	Curtose	Jarque-Bera
Alemanha	1967:01-2003:03	143	2.5100	27.4380	3734.185*
Canadá	1967:01-2003:03	143	13.9100	3.3178	2.5099
Coréia do Sul	1967:01-2003:03	143	5.0000	3.5348	2.5708
EUA	1967:01-2004:02	146	4.1100	5.4931	38.3483*
França	1967:01-1999:01	128	2.5100	23.0852	2157.328*
Itália	1967:01-2003:03	143	2.5100	42.9627	10150.82*
Japão	1970:01-2003:03	132	3.7100	16.3420	1081.542*
Reino Unido	1967:01-2003:03	143	5.7100	11.1455	466.7634*

**Fonte:** Dados da pesquisa. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) rejeita-se a hipótese de normalidade respectivamente a 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>9</sup> Consideram-se dois períodos de análise para o Brasil devido à origem diferenciada para os dados. Até 1947, eles foram tabulados por: 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. A partir de então pela Fundação Getúlio Vargas.

<sup>10</sup> <www.fgn.unisg.ch/eumacro/macrodta/dmtrxneu.htm>; <www.imf.org>; <www.ipeadata.gov.br>.

Na Tabela 2, os resultados para as séries anuais mostram-se similares aos trimestrais. À exceção do Brasil (período de 1900 a 2003), os valores de curtose e Jarque-Bera indicam a não-normalidade dos dados. Essa evidência é reforçada a partir da observação do parâmetro de adaptação. Logo, pode-se concluir que os dados anuais, assim como os trimestrais, são caracterizados por distribuições não-normais.

**Tabela 2:** Estatísticas Descritivas para as Séries Anuais

Séries	Período	Amostra	Thickness ( $\nu$ )	Curtose	Jarque-Bera
Alemanha	1910-2000	90	2.5100	22.6196	1656.237*
Brasil	1900-2003	103	5.0000	2.1961	3.1810
Brasil	1948-2003	55	8.9100	4.4379	9.8449*
EUA	1910-2000	90	2.9100	5.0859	27.1323*
França	1910-2000	90	2.7100	7.3209	68.4586*
Itália	1910-2000	90	2.7100	10.6400	214.1503*
Japão	1910-2000	90	2.3100	49.1761	8418.044*
Reino Unido	1910-2000	90	8.1100	4.5453	8.7647**

**Fonte:** Dados da pesquisa. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) rejeita-se a hipótese de normalidade respectivamente a 10%, 5% e 1% de significância.

Uma das causas para esse tipo de comportamento dos dados pode ser observada no Anexo B. Os testes de detecção de *outliers* (resíduos recursivos), indicam que: a) o primeiro choque do petróleo constitui um ponto de instabilidade para as séries trimestrais da Alemanha, Canadá, Coréia do Sul (onde se observa também uma instabilidade no segundo choque do petróleo), EUA, Japão e Reino Unido; b) França e Itália apresentam um *outlier* no início da década de 1970, provenientes do fim da conversibilidade do Dólar e de políticas monetárias restritivas; c) como esperado, nos dados anuais, a Segunda Grande Guerra representa um forte choque nas economias da Alemanha, França, Itália, Japão e Reino Unido; d) os EUA apresentam um *outlier* no período da Grande Depressão de 1930 e; e) os dados brasileiros mostram dois momentos de instabilidade, o primeiro proveniente do segundo choque do petróleo e o segundo da implementação do Plano Collor. Essas evidências são compatíveis com a hipótese de Balke e Fomby (1994), discutida na seção 2.2.

**Tabela 3:** Testes de Raiz Unitária para as Séries Trimestrais

Séries	Especificação	Lags	$\lambda^2$	ADF	P-ADF
Alemanha	Tendência	1	0.2422	-2.1254	-2.5818***
Canadá	Tendência	2	0.9757	-2.8076	-3.4400**
Coréia do Sul	Tendência	1	0.9195	-7.8843*	-6.4375*
EUA	Tendência	2	0.7437	-3.2532	-4.1358*
França	Tendência	1	0.2363	-2.6475	-2.4895***
Itália	Tendência	1	0.2726	-2.8008	-1.5358
Japão	Tendência	3	0.7021	-1.7072	-3.4229**
Reino Unido	Tendência	17	0.7352	-3.8029**	-3.2356**

**Fonte:** Dados da pesquisa. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) rejeita-se a hipótese da existência de raiz unitária respectivamente a 10%, 5% e 1% de significância.

A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação dos testes de raiz unitária para séries trimestrais dos diversos países. Os *lags* foram selecionados pelo critério de Schwarz (*Bayesian Information Criterion*). Optou-se por apresentar a estatística teste do ADF como forma de



confrontar os resultados. Nota-se que o coeficiente de correlação  $\lambda^2$  situa-se nos *quantis* positivos inferiores a 1. Isso, como pôde ser visto na equação (3.7), indica uma perda de poder dos testes tradicionais. De fato, caso fosse utilizado o teste baseado em estimadores OLS (teste ADF), só se poderia rejeitar a hipótese da raiz unitária para os dados da Coréia do Sul e Reino Unido. No entanto, quando se considera o teste robusto P-ADF, a hipótese da raiz unitária é rejeitada para todos os países, a exceção da Itália.

Os testes para raiz unitária em dados anuais são apresentados na Tabela 4<sup>11</sup>. Nesse caso, por meio da inferência ADF, só se poderia rejeitar a hipótese da raiz unitária para o Reino Unido. No entanto, os resultados do P-ADF indicam que apenas o Brasil (nos dois períodos considerados) apresenta uma raiz unitária em seu PGD.

**Tabela 4:** Testes de Raiz Unitária para as Séries Anuais

Séries	Especificação	Lags	$\lambda^2$	ADF	P-ADF
Alemanha	Tendência	1	0.2197	-2.8488	-5.4688*
Brasil	Tendência	3	0.9532	-1.1909	-0.9145
Brasil	Tendência	2	0.9089	-0.2170	0.3653
EUA	Tendência	1	0.5027	-2.5073	-3.2076**
França	Tendência	2	0.3774	-2.7084	-3.9140*
Itália	Tendência	1	0.3599	-1.7655	-3.8293*
Japão	Tendência	1	0.1776	-1.5559	-5.5641*
Reino Unido	Tendência	8	0.8865	-5.0302*	-4.5862*

**Fonte:** Dados da pesquisa. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) rejeita-se a hipótese da existência de raiz unitária respectivamente a 10%, 5% e 1% de significância.

Em suma, os resultados indicaram que os dados são caracterizados por uma distribuição de caudas grossas. Esse comportamento induz um importante viés nos métodos baseados em OLS, como pôde ser observado a partir da apresentação dos valores estatísticos do teste ADF. Caso essa inferência fosse considerada, só se poderia rejeitar a hipótese da raiz unitária para os dados trimestrais do produto da Coréia do Sul e do Reino Unido e para os dados anuais do Reino Unido. No entanto, os resultados robustos do P-ADF mostram-se substancialmente diferentes. Por meio dessa inferência só não se rejeita a raiz unitária para o produto trimestral da Itália e para os dados anuais brasileiros.

## 5. DISCUSSÃO

Desde Nelson e Plosser (1982), inúmeros estudos têm-se dedicado à caracterização do componente permanente das séries econômicas (notadamente do produto real). No que se referem à economia norte-americana, os resultados são diversos: a) Cochrane (1988) argumenta em favor de um pequeno componente estocástico do produto; b) Perron (1989) e Cheung e Chinn (1997) apontam evidências de um processo de tendência estacionária (decomposição tradicional); c) Campbell e Mankiw (1987) advogam em prol da alta persistência a choques e; d) Christiano e Eichenbaum (1990), compondo a literatura “*we don’t know*”, consideram que os métodos, até então utilizados, não são capazes de distinguir entre processos com tendência determinista ou estocástica. No caso do Brasil, os estudos de Cribari-Neto (1990 e 1993) constituem um importante referencial. Utilizando, essencialmente, os testes padrões para raiz unitária e persistência, o autor conclui que a decomposição tendência estocástica e ciclos estacionários (Beveridge-Nelson) é perfeitamente adaptável aos dados brasileiros.

<sup>11</sup> Vale salientar que também foram considerados os dados anuais da Argentina, Canadá, Chile, México e Grécia. Não se pôde rejeitar a hipótese da raiz unitária para nenhum desses países (a exceção do Canadá). No entanto, os resultados foram omitidos por conta de um possível viés proveniente do pequeno número de observações (40).

Sob uma perspectiva internacional, Campbell e Mankiw (1989) foram pioneiros. Seus resultados registraram a longa persistência nos produtos reais da Alemanha, Canadá, França, Itália e Japão. Sendo o produto norte-americano caracterizado por um processo de reversão gradual, ou seja, uma inovação (choque) seria assimilada em um período de aproximadamente dez anos. Os resultados aqui apresentados, no entanto, vão de encontro a essas evidências. Considera-se que apenas o Brasil e a Itália possuem uma raiz unitária em seus PGD's (embora se rejeite essa hipótese para dados anuais italianos). Com isso, têm-se indícios que a TCR não explica os movimentos do produto real dos países desenvolvidos. Ao contrário, ter-se-iam flutuações não-gaussianas em torno de uma tendência determinista de longo-prazo.

A TCR seria compatível com os dados brasileiros e italianos. Para esses países, os fatores reais são os principais impulsos-geradores das flutuações de curto-prazo. No entanto, qual seria o movimento gerado por políticas “anti-cíclicas”? Pela decomposição de Beveridge-Nelson, espera-se que esse movimento seja estacionário com média zero. Essa suposição pode ser confirmada a partir da estimação das densidades para os resíduos da regressão<sup>12</sup>. De fato, a estimação do *kernel gaussiano* corrobora essa hipótese para os dois países (ver Anexo A). Conseqüentemente, o componente cíclico é identicamente igual a zero e todas as flutuações do produto são de fato provenientes da tendência.

Por fim, têm-se dois grupos de resultados. Nos países desenvolvidos, a rejeição da TCR reacende o debate entre o grupo formado por *keynesianos* e monetaristas e os preponentes das expectativas racionais. Os ciclos seriam propagados por instrumentos de política econômica ou por modificações nas expectativas dos agentes? Essa questão permanece em aberto. Para Brasil e Itália, os movimentos do produto real são, de fato, frutos de flutuações na tendência. Esse resultado traz importantes implicações:

- a) contesta-se a hipótese da dicotomia entre as políticas de curto e longo prazos, dada a interferência das políticas de crescimento sobre os movimentos cíclicos;
- b) os agentes econômicos serão obrigados a conviver indefinitivamente com políticas de estabilização ineficientes, pois, como demonstrado no Anexo A, elas possuem média zero [ver Blanchard e Fisher (1989, cap. 1)] e;
- c) as previsões sobre o comportamento futuro do produto somente serão exequíveis para pequenos horizontes de tempo, tornando delicada a implantação da política econômica [ver Cribari-Neto (1990)].

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse estudo buscou caracterizar o componente permanente das séries de produto real internacional considerando duas hipóteses: a) a existência de *outliers* provenientes de choques do petróleo, guerras, desastres naturais e mudanças de regimes políticos e; b) a assimetria dos ciclos econômicos. Tais suposições, como demonstrado na seção 2, induzem a não-normalidade no processo gerador das séries temporais, impossibilitando a utilização de inferências baseadas em OLS. Devido a essa característica, adotou-se o instrumental não-linear fornecido por Xiao e Lima (2004), em virtude da sua boa performance frente a distribuições de caudas pesadas.

Os resultados apontaram a presença de não-gaussianidade nas séries. Os testes de resíduos recursivos detectaram, como importante causa para esse comportamento, a presença de *outliers* provenientes de choques de oferta (Anexo B). Não se pôde rejeitar a hipótese da raiz unitária apenas para as séries do Brasil e Itália (componente permanente estocástico). Tal comportamento, aliado ao fato de que os componentes cíclicos desses dois países são identicamente iguais à zero, sugere que todas as flutuações do produto são, de fato, provenientes de fatores reais.

<sup>12</sup> Considerando-se um PGD constituído por uma raiz unitária, tendência e os respectivos *lags* contidos nas Tabelas 3 e 4.

**Nota Adicional:** Todas as estimações foram realizadas no *software GAUSS Mathematical and Statistical System 6.0*.

## 7. REFERÊNCIAS

BALKE, Nathan S.; FOMBY, Thomas B. Large shocks, small shocks, and economic fluctuations: outliers in macroeconomic time series. **Journal of Applied Econometrics**, v. 9, 1994.

BEVERIDGE, Stephen; NELSON, Charles R. 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, 1981.

BIDARKOTA, P. Asymmetries in the conditional mean dynamics of real GNP: robust evidence. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, 2000.

BLANCHARD, Olivier J.; WATSON, Mark W. Are business cycles all alike? **NBER Working Papers**, n. 1392, 1984.

\_\_\_\_\_; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **The American Economic Review**, v. 79, 1989.

\_\_\_\_\_; FISHER, S. **Lectures on macroeconomics**. Cambridge: MIT Press, 1989.

CAMPBELL, John Y.; MANKIWI, N. Gregory. Are output fluctuations transitory? **Quarterly Journal of Economics**, v. 102, 1987.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. International evidence on the persistence of economic fluctuations. **Journal of Monetary Economics**, v. 23, 1989.

CHEUNG, Yin-Wong; CHINN, Menzie D. Further investigation on the uncertainty unit root in GDP. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 15, 1997.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, M. **Current real business cycle theories and aggregate labor market fluctuations**. Working Paper Series - Macroeconomic Issues 90, Federal Reserve Bank of Chicago, 1990.

COCHRANE, John H. How big is the random walk in GNP? **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 5, 1988.

CRIBARI-NETO, F. O comportamento estocástico do produto no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n. 2, 1990.

\_\_\_\_\_. The cyclical component in Brazilian GDP. **Revista de Econometria**, v. 13, n. 1, 1993.

DICKEY, David. A.; FULLER, Wayne. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, 1979.

FALK, B. Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle. **Journal of Political Economy**, v. 94, 1986.

\_\_\_\_\_; WANG, C-H. Testing long run PPP with infinite-variance returns. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, 2003.

FELLER, W. **An introduction to probability theory and its applications**. Princeton: John Wiley & Sons, vol. II, 2<sup>a</sup> ed., 1971.

GALVÃO, Ana B. Can non-linear time series models generate US business cycle asymmetric shape? **Economic Letters**, v. 77, 2002.

HAMILTON, James D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, 1989.

\_\_\_\_\_. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HANSEN, Bruce E. Rethinking the univariate approach to unit root testing: using covariates to increase power. **Econometric Theory**, v. 11, 1995.

HUBER, Peter J. **Robust statistics**. New York: John Wiley Professio, 1981.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, Edward C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v. 50, 1982.

LUCAS, A. Unit root tests based on M estimators. **Econometric Theory**, v. 11, 1995a.

\_\_\_\_\_. An outlier robust unit root test with an application to the Nelson-Plosser data. **Journal of Econometrics**, v. 66, 1995b.

\_\_\_\_\_. **Outlier robust unit root analysis**. Tese de Doutorado, Rotterdam: Erasmus University, 1996.

LUCAS , Robert E., Jr. Understanding business cycles. **Carnegie-Rochester Conference on Public Policy**, v. 05, 1977.

MADDALA, G.; KIM, In-Moo. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, 1982.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, 1989.

PHILLIPS, Peter C. B.; MOON, H.; XIAO, Z. How to estimate autoregressive roots near unity. **Econometric Theory**, v. 17, 2001.

PLOSSER, Charles I. Understanding real business cycles. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, 1989.

PÖTSCHER, Benedikt M.; PRUCHA, Ingmar R. A class of partially adaptive one-step M-estimators for the non-linear regression model with dependent observations. **Journal of Econometrics**, v. 32, 1986.

PRESCOTT, Edward C. Theory ahead of business cycle measurement. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 10, 1986.

ROTHENBERG, Thomas J.; STOCK, James H. Inference in a nearly integrated autoregressive model with nonnormal innovations. **Journal of Econometrics**, v. 80, 1997.

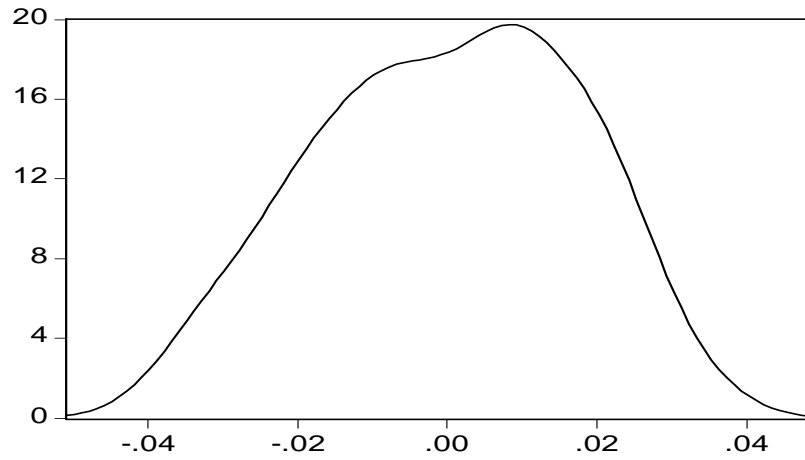
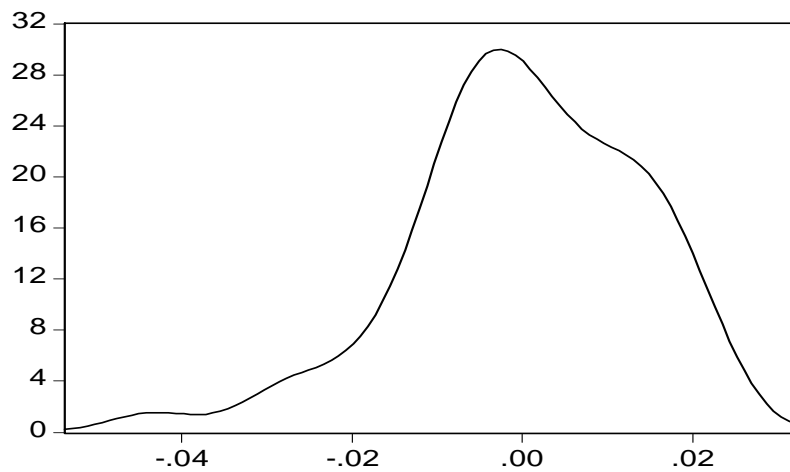
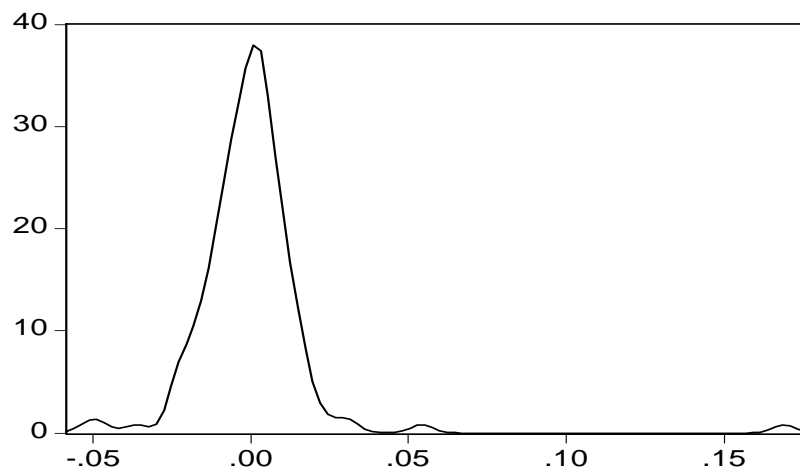
SCHEINKMAN, José A.; LeBARON, B. Non-linear dynamics and GNP data. In: BARNETT, W.; GEWEKE, J.; SHELL, K (eds). **Economic Complexity: Chaos, Sunspots, Bubbles, and Nonlinearity**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

TOBIN, J. Are new classical models plausible enough to guide policy? **Journal of Money Credit and Banking**, v. 12, 1980.

Van DIJK, D.; FRANSES, P.; LUCAS, A. Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of outliers. **Econometric Institute Report** (9622/A), Erasmus University, 1996.

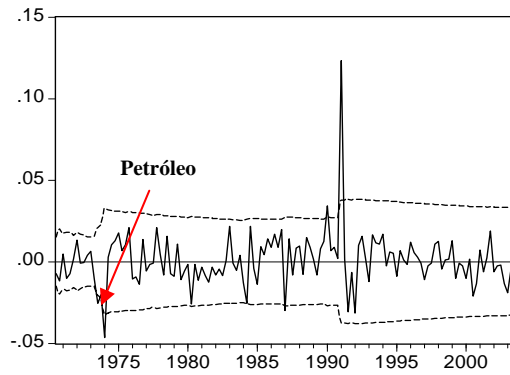
XIAO, Z. Likelihood-based inference in trending time series with a root near unity. **Econometric Theory**, v. 17, 2001.

\_\_\_\_\_; LIMA, Luiz R. Testing unit root based on partially adaptive estimation. **Journal of Business and Economic Statistics**, (*no prelo*) e **Ensaio Econômicos da EPGE**, n. 528, 2004.

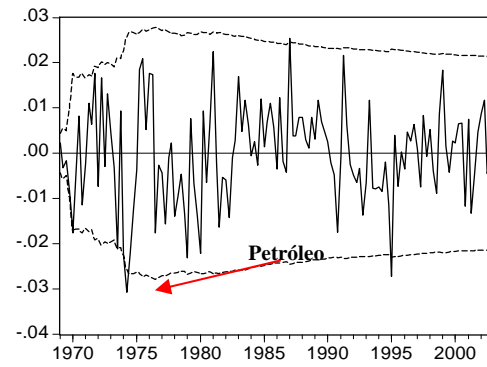
**ANEXO A: DENSIDADES PARA OS COMPONENTES CÍCLICOS (JANELA DE SILVERMAN)****Tabela A1:** Densidade para o Componente Cíclico Brasileiro – 1900-2003**Tabela A2:** Densidade para o Componente Cíclico Brasileiro – 1948-2003**Tabela A3:** Densidade para o Componente Cíclico Italiano – 1967:01-2003:03

**ANEXO B: TESTE DE DETECÇÃO DE *OUTLIERS*: RESÍDUOS RECURSIVOS (SÉRIES TRIMESTRAIS)**

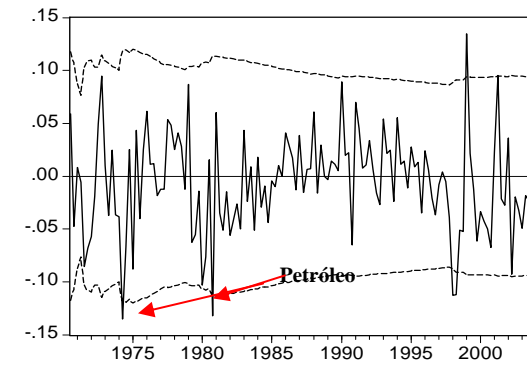
**Alemanha**



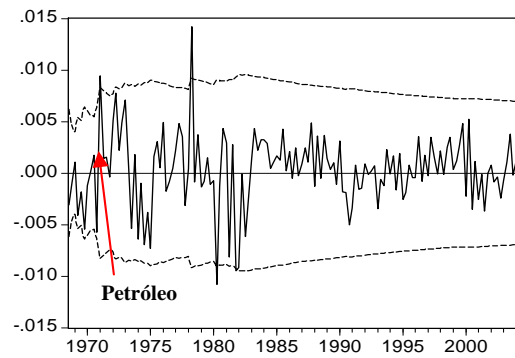
**Canadá**



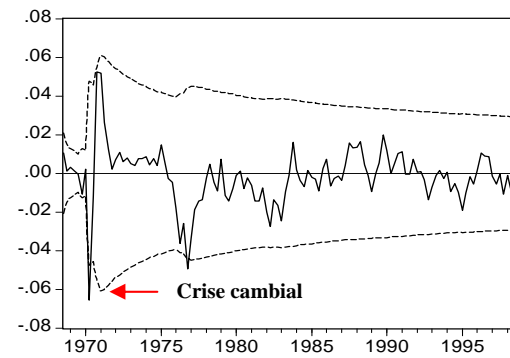
**Coréia do Sul**



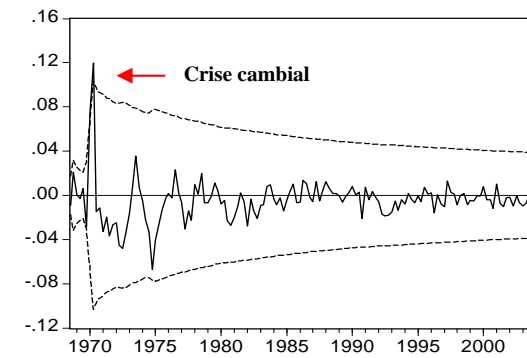
**EUA**



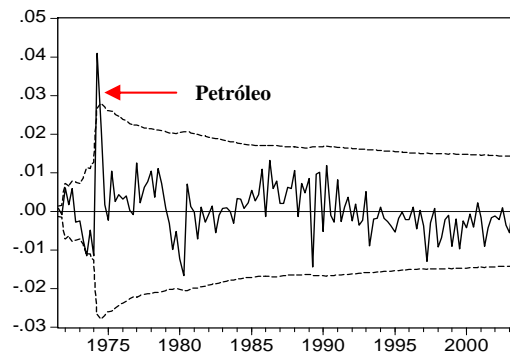
**França**



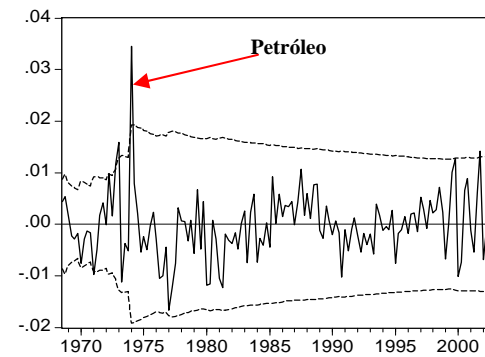
**Itália**



**Japão**



**Reino Unido**



**ANEXO B: TESTE DE DETECÇÃO DE *OUTLIERS*: RESÍDUOS RECURSIVOS (SÉRIES ANUAIS)**

