

TESTE DE RAIZ UNITÁRIA NA PRESENÇA DE *ADITIVE OUTLIER* *

* Cleyzer Adrian da Cunha¹

RESUMO:

O objetivo deste trabalho foi avaliar empiricamente os efeitos da presença de *outliers*, em séries temporais brasileiras no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000. Nesta avaliação, foram utilizados testes de raiz unitárias com quebra estrutural, desenvolvido por VOGELSANG (1999) e PERRON & RODRIGUEZ (2001). Os resultados obtidos evidenciam que as quebras estruturais levam a mudanças na ordem de integração das series estudadas economia brasileira. Assim os testes de raiz unitária tradicionais levam a imprecisões quanto a ordem de integração no período estudado.

PALAVRAS-CHAVES: *outliers*, economia brasileira e series temporais

ABSTRACT:

The objective of this paper analysis the effects of the outliers presence, in Brazilian economical series in the period of January of 1990 to December of 2000. In this paper uses unit test root with structural break, developed VOGELSANG (1999) and PERRON & RODRIGUEZ (2001). The results evidence that the structural breaks take to changes in the integration order Brazilian series macroeconomics The traditional tests of unitary root take to imprecision as the integration order in the studied period.

¹ Economista, Msc e Doutorando em Economia Aplicada –Universidade Federal de Viçosa - Professor da Faculdade Estácio de Sá –BH / cleyzer@uai.com.br

1. INTRODUÇÃO

No início dos anos 90, no âmbito do Plano Collor I, destacam-se como principais medidas de política o confisco de depósitos à vista e aplicações financeiras combinado com prefixação da correção de preços e salários, a adoção da taxa de câmbio flutuante e a reforma administrativa, que levou ao fechamento de vários órgãos públicos. No Plano Collor II, entre outras medidas, destacam-se as contrações monetária e fiscal. No início do Plano Real (1994), a indexação dos contratos e salários, via a Unidade Real de Valor (URV), juntamente com a âncora cambial, proporcionaram a reforma monetária.

Sendo assim, as várias séries econômicas, verificou-se na década de 90 a presença de dois momentos distintos. O primeiro período, de 1990 a junho de 1994, foi marcado pela instabilidade de preços na economia (Planos Collor I e II). A partir de julho de 1994, com a implementação do programa de estabilização dos preços (Plano Real), observou-se redução acentuada da taxa de inflação, ou seja, ocorreu mudança brusca da trajetória em todos os níveis de preços, evidenciando, assim, uma quebra estrutural ou *outlier*.

Segundo MARGARIDO (2001), evidencia-se nas variáveis econômicas brasileiras, na década de 90, um comportamento típico dos modelos *aditive outlier* (AO), pois, com a implementação do Plano Real, houve mudança na inclinação de tendência das séries de preços agrícolas e industriais, agregado M2 e taxa de câmbio. Assim, este trabalho teve como objetivo investigar empiricamente os efeitos da presença de *Outliers* em séries temporais brasileiras no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.

O presente trabalho está dividido em três partes além desta introdução, na primeira parte é apresentado a metodologia, na segunda apresentam-se os resultados e discussões e no final apresentam-se as considerações finais.

2. METODOLOGIA

2.1 A PRESENÇA DE *OUTLIER* EM SÉRIES TEMPORAIS

As variáveis econômicas são afetadas por políticas econômicas e por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, guerras e desastres ecológicos. Esses eventos devem ser considerados na modelagem econômica, pois, caso contrário, implicam inferências sobre modelos estruturais viesados, com conseqüente perda de seu poder de previsão.

Segundo MADDALA e KIM (1998), os *outliers* são observações aberrantes que estão distantes do resto de uma série de dados, ou seja, são pontos discrepantes ao longo de uma série temporal. Os *outliers* também podem surgir por especificações errôneas das estimativas das relações entre as variáveis econômicas, a exemplo de omissão de variáveis e forma funcional do modelo estimado.

BOX e TIAO (1975) foram os primeiros a detectar e classificar os *outliers* em séries econômicas, identificando-os como *additive outlier* (AO) ou *innovation outlier* (IO).

Quando ocorre um AO, as observações subseqüentes não são afetadas por este, e a mudança ocorre na função tendência de forma instantânea. O IO ocorre quando uma grande inovação acontece na economia, afetando a dinâmica do modelo temporal, e a mudança acontece de forma gradual.

TSAY (1988) classificou outros tipos de *outliers* na literatura econométrica de séries temporais; são os chamados *Outliers Structural Changes* ou *outlier* com mudanças estruturais.

Segundo MADDALA e KIM (1998), esses diferentes tipos de *outliers* AO, IO, *Level Changes* (LC) e *Variance Changes* (VC) podem ser descritos a partir da seguinte expressão:

$$Z_t = Y_t + F(t) \tag{1}$$

em que Y_t é a série temporal que sofreu os distúrbios, $F(t)$ são os distúrbios e Z_t é a série com distúrbios. Assim, pode-se considerar Y_t , com e sem intercepto e com tendência:

$$Y_t = X_t \quad (2)$$

$$Y_t = \alpha + X_t \quad (3)$$

$$Y_t = \alpha + \delta T + X_t \quad (4)$$

em que $X_t = \rho X_{t-1} + e_t$, $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Para denotar os diferentes modelos de *outliers*, pode-se representá-los a partir das seguintes expressões:

Modelo AO

$$F(t) = \omega_{AO} \zeta_t^m \quad (5)$$

Modelo IO

$$F(t) = \frac{1}{1-\rho L} \omega_{IO} \zeta_t^m \quad (6)$$

Modelo LC

$$F(t) = \frac{1}{1-L} \omega_{LC} \zeta_t^m \quad (7)$$

Modelo VC

$$F(t) = \frac{1}{1-\rho L} \omega_{VC} e_t^m \quad (8)$$

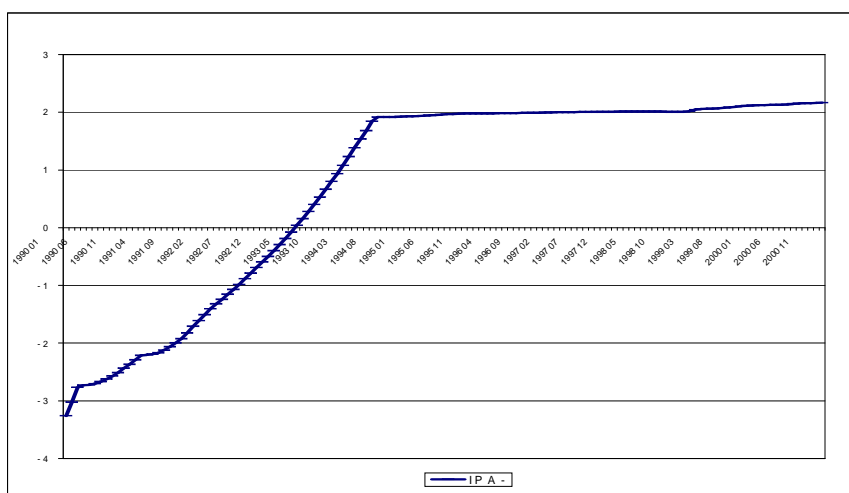
em que L é o operador de defasagem; $w_i, i = AO, IO, LC, VC$ denota a magnitude do respectivo distúrbio; m é a localização do *outlier* e $\zeta_t^m = 1$, se $t = m$, e zero, caso contrário; $e_t^m = 0$ para $t < m$; e e_t para $t > m$.

Na literatura de séries temporais existem dois tipos de *dummies* que são utilizadas para representar a quebra estrutural. A primeira *dummy* é do tipo *pulse*, em que se assumem o valor igual a 1 no momento da ocorrência de determinado evento

atípico e valor igual a zero fora do tempo de ocorrência. O segundo tipo é *dummy* do tipo *step*, em que assume valor igual a zero antes da ocorrência do evento e valor igual a 1 no período posterior à ocorrência do evento.

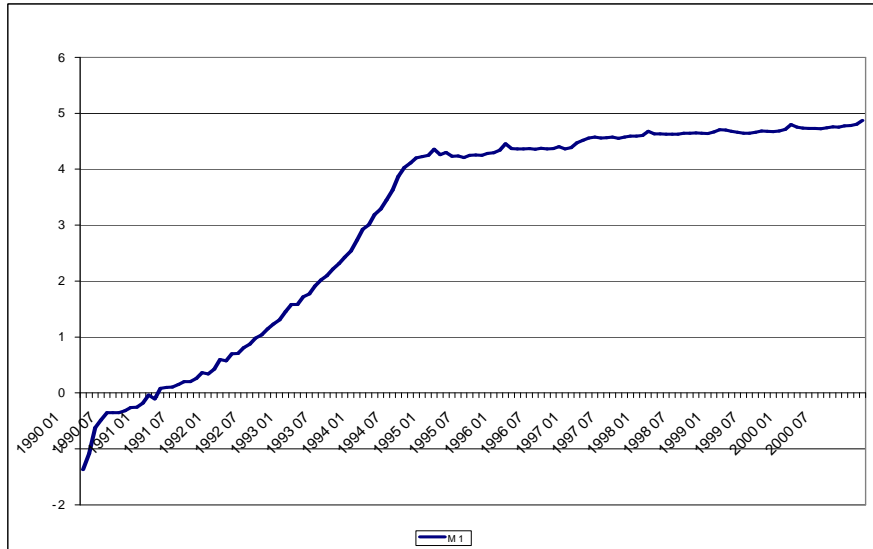
Segundo MARGARIDO (2001), evidencia-se nas variáveis econômicas brasileiras, na década de 90, um comportamento típico dos modelos AO, pois, com a implementação do Plano Real, houve mudança na inclinação de tendência das séries de preços agrícolas e industriais, agregado M2 e taxa de câmbio.

Cabe ressaltar que nesse estudo, assim como em MARGARIDO (2001), optou-se pela utilização dos modelos do tipo AO, porque a visualização gráfica das séries indica adotar tal procedimento. Pela análise das Figuras 1, 2, 3 definiu-se o *outlier* como julho de 1994. Já a taxa de câmbio (Figura 4) indica mais de uma quebra estrutural, mas também descreve um comportamento AO; então, foram introduzidas *dummies* do tipo *pulse*, nas datas de março de 1990, julho de 1992 e fevereiro de 1995.



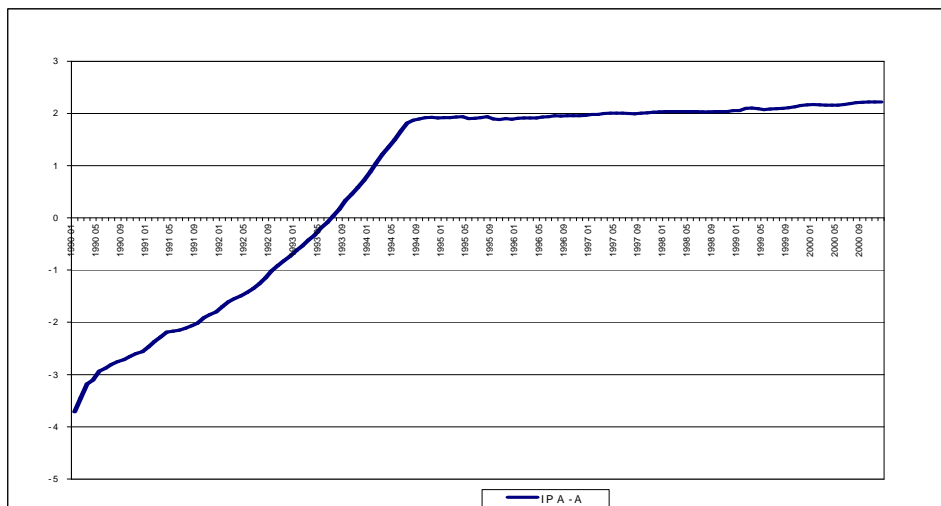
Fonte: Dados básicos do IPEA (2005).

Figura 1 - Logaritmo do índice de preços agrícolas no atacado, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.



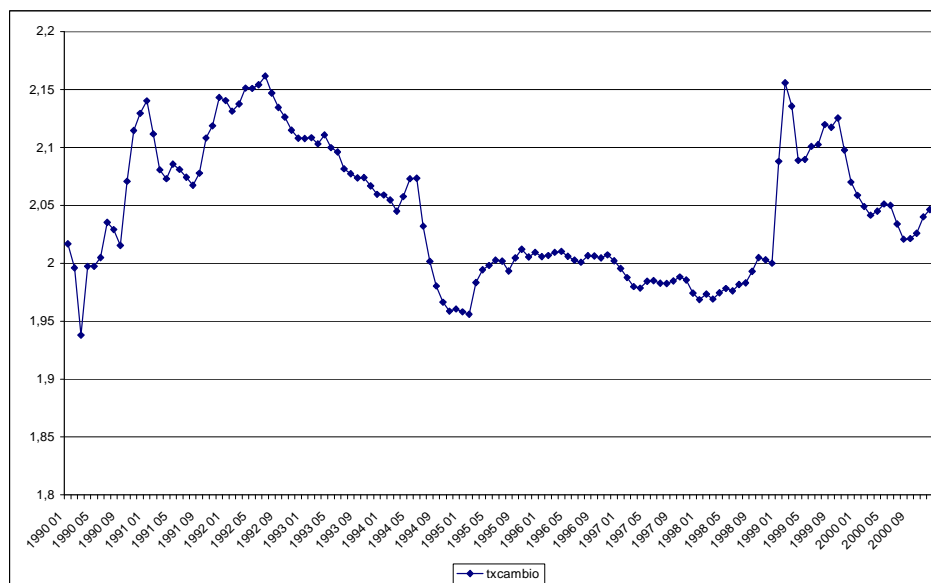
Fonte: Dados básicos do IPEA (2005).

Figura 2 - Logaritmo do índice de preços industriais no atacado, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.



Fonte: Dados básicos do IPEA (2005).

Figura 3 - Logaritmo do agregado monetário M1, em milhões de reais, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.



Fonte: Dados básicos do IPEA (2005).

Figura 4 - Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.

Segundo ENDERS (1995) e MADALLA & KIM (1998), na presença de quebra estrutural os testes de raiz unitária convencionais do tipo Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) não são indicados, pois conduzem a resultados viesados em relação à estacionariedade ou não das séries. Nesses casos, são os testes de raiz unitária com quebras estruturais os mais indicados².

Segundo MADDALA & KIM (1998), *a priori*, se determinada quebra estrutural é causada por variações bruscas de políticas econômicas e choques de preços que ocorreram no tempo (t_0), ela é conhecida como quebra do tipo *single known break* e classificada como de caráter exógeno. Em contrapartida, as quebras estruturais aliadas a nenhum evento externo ao modelo são conhecidas como *single unknown break* e são de caráter endógeno.

Segundo VOGELSANG (1999), a presença do *outlier* na série temporal com quebra estrutural pode ser testada pela seguinte expressão:

² Ver, por exemplo, PERRON (1989), FRANCES & HALDRUP (1994), SHIN et al. (1996) e PERRON & NG (1996).

$$Y_t = \mu + \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (9)$$

em que $D(T_{AO}) = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário.

A partir da estatística de t , de *Student*, do parâmetro ω , pode-se testar a hipótese da presença de quebra estrutural. Se o valor calculado exceder o valor crítico, aceita-se a hipótese da presença de *outlier* no período considerado.

De acordo com VOGELSANG (1999), pode-se verificar a presença de raiz unitária a partir da seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^K C_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k+1} \omega D(T_{AO})_{t-i} + e_t \quad (10)$$

em que, para testar a presença de raiz unitária, tem-se a seguinte hipótese nula: $\alpha = 1$; e definiu-se $D(T_{AO})_t = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário.

As defasagens de $D(T_{AO})_t$ são necessárias para remover a influência do *outlier* sobre o termo ΔY_{t-i} e este teste baseia-se nos valores críticos de um teste ADF. VOGELSANG (1999) chamou a atenção para o fato de que, quanto mais defasagens são incluídas no modelo, mais variáveis *dummies* terão de ser adicionadas. Com isso, se existir mais de um *outlier* e muitas defasagens, ocorrerá a perda de graus de liberdade no modelo, não sendo trivial a remoção da influência da quebra estrutural na série.

Quando a série temporal apresenta mais de uma quebra estrutural, o método desenvolvido por VOGELSANG (1999) não pode ser utilizado. Essas quebras estruturais também podem ser classificadas como do tipo *AO*, pois a mudança na função tendência ocorre de forma instantânea e, ainda, a quebra descreve um processo gerador de dados.

PERRON & RODRIGUEZ (2001) modificaram o teste VOGELSANG (1999) para detectar a presença da quebra estrutural para um processo que utiliza primeiras diferenças, tornando o teste mais confiável para detectar *outlier*.

Segundo PERRON & RODRIGUEZ (2001), podem-se detectar as quebras estruturais para um processo gerador de dados a partir da seguinte expressão:

$$Y_t = d_t + \sum_{j=1}^m \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (11)$$

em que $D(T_{AO})_t = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário; m permite a ocorrência de mais de um *outliers* em diversas datas, ou seja, $T_{AOj} = (j = 1, \dots, m)$; se $d_t = \mu$, com intercepto e sem tendência; e $d_t = \mu + \beta t$, com intercepto e tendência. O teste baseia-se nas primeiras diferenças a partir da equação (6), que pode ser estimada por MQO.

$$\Delta Y_t = \omega [D(T_{AO})_t - D(T_{AO})_{t-1}] + e_t \quad (12)$$

em que ω é a magnitude do *outlier*. O teste estatístico (τ_d) para este parâmetro denota se a presença ou não da quebra estrutural é significativa, baseando-se na hipótese nula de que $\omega = 0$; se o valor calculado em termos absolutos excede o valor crítico, aceita-se a hipótese da existência da quebra estrutural.

Segundo PERRON & RODRIGUEZ (2001), a hipótese nula de raiz unitária deve ser testada para os períodos nos quais a quebra estrutural foi identificada na série temporal, ou seja, testa-se o parâmetro $\alpha = 1$ na seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \sum_{j=1}^m \omega_{ij} D(T_{AO,j})_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (13)$$

em que $D(T_{AO,j}) = 1$, para $t = T_{AO,j}$, e zero, caso contrário, com $T_{AO,j} (j = 1, \dots, m)$ para os *outliers* identificados. A escolha das defasagens k do modelo são de acordo com o método recursivo de VOGELSANG (1999), que começa com o valor máximo de 5 no nível de significância de 10%. O teste baseia-se nos valores críticos (τ_c) calculados por simulação de Monte Carlo, de acordo com PERRON & RODRIGUEZ (2001).

Neste trabalho, como as quebras estruturais descrevem um comportamento do tipo AO, adotou-se o procedimento de remover a influência das mesmas utilizando os processos de VOGELSANG (1999) e de PERRON & RODRIGUEZ (2001).

Na análise empírica, consideraram-se as seguintes variáveis: TC = logaritmo neperiano da taxa de câmbio real efetiva; M1 = logaritmo neperiano do agregado meios de pagamento (M1); PI = índice de preços industriais no atacado; e PA = índice de preços agrícolas no atacado.

A taxa de câmbio real efetiva (TC) foi coletada no Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA) e corresponde à taxa de câmbio real efetiva OG-exportações. O estoque de moeda (M_1) foi obtido do Banco Central, sendo os meios de pagamentos em milhões de reais. Os índices de preços industriais e agrícolas no atacado foram coletados no IPEA.

As séries que estão na forma de números-índice têm como base março de 1997=100. Cada série econômica apresenta 132 observações, entre janeiro de 1990 e dezembro de 2000, sendo todos esses dados mensais. Tomou-se o logaritmo neperiano das quatro séries e utilizou-se o seguinte ordenamento das variáveis com base no modelo teórico proposto por CUNHA (2002): meios de pagamento (M1), taxa de câmbio real efetiva (TC), índice de preços industriais no atacado (PI) e índice de preços agrícolas no atacado (PA).

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

Para verificar o comportamento das séries com quebra estrutural em julho de 1994, índice de preços agrícolas no atacado, índice de preços industriais no atacado e meios de pagamento (M1) ao longo do tempo, utilizou-se o teste de VOGELSANG (1999). Já para a série taxa de câmbio real efetiva foi empregado o procedimento de PERRON & RODRIGUEZ (2001), em virtude de esta série apresentar mais de uma quebra estrutural. Na Tabela 1, mostram-se os resultados encontrados para o teste de VOGELSANG (1999), para as três primeiras séries com uma única quebra estrutural, conforme a equação (10). Cabe ressaltar que os testes foram feitos em nível e em primeira diferença.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 1 pode-se concluir que as três séries não são estacionárias, em nível, pois os valores calculados em termos absolutos são menores que os valores críticos do teste de ADF. Em contrapartida, pode-se afirmar que tais séries são integradas de ordem I(1), pois os valores calculados são maiores que os críticos. Não se utilizou nenhuma defasagem na variável *dummy* julho de 1994, conforme a equação (10).

Tabela 1- Resultados do teste de VOGELSANG (1999) para estacionariedade das séries preços agrícolas (PA), preços industriais (PI) e meios de pagamentos (M1)

Série	Valor calculado para I(0)	Valor calculado (τ) para I(1)	Valor crítico ADF (5%)*	Valor crítico ADF (5%)	Valor crítico ADF (10%)
PA	1,14	2,68***	-3,43	-2,86	-2,57
PI	1,69	2,88**	-3,43	-2,86	-2,57
M1	1,37	3,95*	-3,43	-2,86	2,57

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: *, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10% de probabilidade, respectivamente. Valores críticos tabelados ADF (Dickey Fuller Aumentado) (ENDERS, 1995).

Para a variável taxa de câmbio real efetiva, utilizou-se o teste de PERRON & RODRIGUEZ (2001). Como essa variável apresentou mais de uma quebra estrutural, foram incluídas *dummies* do tipo *pulse* nas seguintes datas: março de 1990, junho de 1992, fevereiro de 1995 e dezembro de 1998. Primeiramente, foi testada a presença desses *outliers* pela equação (12) e, em seguida, foram removidas as suas influências sobre a série pela estimativa da equação (13), para a série em nível e primeira diferença; os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Teste de PERRON & RODRIGUEZ (2001) para identificar e remover a presença do *outlier*

Série	Presença do <i>outlier</i> (calculado)	τ_d Removendo a influência dos <i>outliers</i> τ_c (calculado)
Dm (03/90)	-4,9572*	/
Dm (06/92)	0,8779	/
Dm (02/95)	-1,1573	/
Dm (12/98)	-3,6964**	
$\alpha = 1$ para I(0)	/	2,00
$\alpha = 1$ para I(1)	/	3,61*

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: * e ** significativos a 1% e 5% de probabilidade, respectivamente. Estatísticas τ_d e τ_c , valores PERRON & RODRIGUEZ (2001).

Esta série não é considerada integrada de ordem zero, ou seja, I(0), porque o valor calculado em termos absolutos é menor que o valor crítico de τ_c . Porém, pode-se afirmar que esta é integrada de ordem 1, I(1), pois o valor calculado em termos absolutos é maior que o valor crítico no nível de 5% de significância.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Para a conjuntura brasileira dos anos 90, a partir do exposto neste trabalho, evidencia-se que concluir que as três séries (preços agrícolas, preços industriais e meios de pagamento) não são estacionárias, em nível, pois os valores calculados em termos absolutos são menores que os valores críticos do teste de ADF. Pode-se afirmar que tais séries são integradas de ordem $I(1)$, pois os valores calculados são maiores que os críticos.

A taxa de cambio apresentou mais de uma quebra estrutural, foram incluídas *dummies* do tipo *pulse* nas seguintes datas: março de 1990, junho de 1992, fevereiro de 1995 e dezembro de 1998. Assim, esta série não é considerada integrada de ordem zero, mas sim integrada de ordem um ou $I(1)$, pois o valor calculado em termos absolutos é maior que o valor crítico no nível de 5% de significância.

Os resultados estimados corroboram a hipótese de que a presença dos *outliers* levam imprecisões quanto a ordem correta de integração. Assim, dependendo do período de análise deve-se utilizar testes de raiz unitária com a presença de quebra estrutural. A importância desses testes surgem de inferências de estimativas viesadas baseadas em series não estacionarias, ou seja média e variância constante.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BOX, G.E.P., TIAO, G.C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. **Journal of the Americal Statistical Association**, v. 70, n. 3, p. 70-79, 1975. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Jonh Wiley & Sons, 1995. 433 p.

FRANSES, P.H., HALDRUP, N. The effects of addtive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal Business and Economic Statistics**, v. 12, p. 471-478, 1994.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA - IPEA. **Informações econômicas**. [10janeiro 2005 www.ipeadata.gov.br.]

MADDALA, G.S., KIM, I.M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. New York: Cambridge University, 1998. 505 p.

MADDALA, G.S., KIM, I.M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. New York: Cambridge University, 1998. 505 p.

MARGARIDO, M.A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em series econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, n. 4, v. 31, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P., NG, S. Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asynptotic properties. **Review of Economic Studies**, n. 63, p. 435-463, 1996.

PERRON, P., RODRIGUEZ, G. **Searching for addtive outliers in nostationary time series**. Montreal: University of Montreal, 2001. 24 p. (Working Paper).

SHIN, D.W., SAKAR, S., LEE, J.H. Unit root tests for time series with outliers. **Statistics and Probability Letters**, v. 30, p. 189-197, 1996.

TSAY, R.S. Outliers, level shifts, and variance changes in time series. **Journal of Forecasting**, n. 7, p. 1-20, 1988.

VOGELSANG, T.J. Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers. **Journal of the Series Analysis**, v. 20, n. 2, 1999.