

# AJUSTAMENTO NÃO LINEAR DA TAXA DE CÂMBIO AO SEU VALOR DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO: TESTE DA HIPÓTESE DE PARIDADE DE PODER DE COMPRA PARA O CASO BRASILEIRO

Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos \*

## RESUMO

O objetivo deste estudo é verificar empiricamente a validade de PPC em suas versões absoluta e relativa para a economia brasileira considerando o período entre fevereiro de 1999 a dezembro 2011. Isto foi feito em um contexto de ajustamento não linear da taxa de câmbio ao seu valor de equilíbrio de longo prazo. Para tanto, os procedimentos econométricos adotados na análise da versão absoluta da PPC foram o modelo threshold de raiz unitária. Para a versão relativa da PPC foi empregado o modelo threshold de cointegração. Os resultados das análises da versão absoluta e relativa da PPC evidenciaram razoável suporte para a validade da PPC apenas quando se emprega o índice de preços por atacado. Com relação ao processo de ajustamento da taxa de câmbio no longo prazo, conclui-se que o processo de ajustamento é assimétrico.

## ABSTRACT

The objective of this study is to verify the validity of PPP in its absolute and relative versions for the Brazilian economy during the period of floating exchange rate regime, in February 1999 to December 2011. It was done in a context of non-linear adjustment of the exchange rate to its value balance long term. For this purpose, the procedures adopted in the econometric analysis of the absolute version of PPP were the threshold unit root model. For the relative version of PPP was used as a threshold cointegration model. The results of analysis of the absolute version of PPP showed reasonable support for the validity of the PPC in its absolute version only when the real exchange rate was calculated via the wholesale price index. And with the analysis relative version we observed the validity of the hypothesis only for the PPC approach using indices of wholesale prices. For the analysis of non-linear adjustment of the exchange rate to its value balance long term, the results showed asymmetric adjustment.

**Palavras Chave:** Paridade de Poder de Compra; Taxa de Câmbio, Ajustamento Threshold

**Key words:** Purchasing Power parity; Exchange rate; Threshold Adjustment

**JEL:** F31; F41; C22

**Área 6:** Economia Internacional

---

\* Prof. do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF.  
E-mail: claudio.foffano@ufjf.edu.br.

## 1. INTRODUÇÃO

A investigação empírica da hipótese da Paridade de Poder de Compra (PPC) tem sido extensivamente implementada ao longo do tempo, tanto para países desenvolvidos quanto para os em desenvolvimento (Taylor, 2009; Bahmani-Oskooee e Hegerty, 2009). Entretanto, não existe na literatura um consenso sobre a comprovação empírica da PPC. Um dos motivos para o interesse nesse tema é que alguns modelos macroeconômicos de determinação da taxa de câmbio, como o que segue a abordagem monetária, partem do pressuposto de validade da hipótese de PPC. Segundo Taylor e Taylor (2004, p. 136), verificar se a taxa de câmbio se ajusta em direção ao nível estabelecido pela hipótese da PPC ajudaria a determinar até que ponto o sistema macroeconômico internacional se equilibraria automaticamente.

A verificação da validade da PPC no longo prazo tem sido conduzida na literatura pelas abordagens univariada e multivariada. A primeira consiste da verificação da hipótese de presença de raiz unitária no processo estocástico de determinação da taxa de câmbio real (Taylor, 2002; Lopes *et al.*, 2005). A segunda abordagem, por sua vez, consiste da análise de cointegração entre câmbio nominal, preços domésticos e estrangeiros (Frankel e Rose, 1996; Froot e Rogoff, 1995; Krugler e Lenz, 1993; Rogoff, 1996; Lothian e Taylor, 2000; Taylor e Taylor, 2004).

A partir do final da década de 90, a análise da validade da PPC via testes lineares de estacionaridade e cointegração, que pressupunham a simetria de resposta a choques em variáveis-chaves como câmbio ou preços, passou a ser questionada. Assim, critica-se a concepção de um ajustamento dinâmico simétrico da taxa de câmbio real em direção à taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo, PPC, ao assumir previamente que o ajustamento da taxa de equilíbrio de longo prazo se verifica sempre em um contexto simétrico (Sercu *et al.*, 1995; Michael *et al.*, 1997; Taylor, 2001; Kim e Moh, 2010).

Como salientam Enders e Granger (1998) e Enders e Dibooglu (2001), em um contexto em que ocorra rigidez de preços para reduções e em que o mesmo não ocorra para aumentos de preços, por exemplo, a linearidade no relacionamento entre as variáveis estabelecida pelos testes padrões de raiz unitária e cointegração resultaria em baixo poder destes testes, visto que há uma má especificação da dinâmica das variáveis. Outras razões para a assimetria no processo de ajustamento da PPC seriam: a intervenção do Banco Central no mercado de câmbio, acarretando um ajustamento assimétrico da taxa de câmbio nominal (Taylor, 2002); e custos de transações que inibiriam o processo de arbitragem internacional dos bens (Sercu *et al.*, 1995; Michael *et al.*, 1997). Assim, não existiria razão para se

pressupor que o processo de ajustamento dinâmico da taxa de câmbio nominal em direção a taxa de equilíbrio de longo prazo, PPC, deva existir em um contexto simétrico.

Portanto, como afirmam Kim e Moh (2010), os resultados de fraca evidência empírica de validade da hipótese da PPC podem ser atribuídos à má especificação dos testes de raiz unitária e cointegração quando deixam de considerar a questão de não linearidade da taxa de câmbio.

Com relação à economia brasileira, a despeito da vasta literatura concernente ao teste da hipótese de PPC<sup>1</sup>, não há um consenso sobre a validade da PPC. Os resultados variam de acordo com o período de tempo analisado e utilização de índices de preços por atacado ou ao consumidor, sendo que para o emprego do índice de preço por atacado, há maior ocorrência da validade da hipótese da PPC. Entretanto, na literatura consultada, apenas os trabalhos de Freixo e Barbosa (2004) e Marques (2011) trataram da questão da não linearidade da taxa de câmbio real. Estes dois trabalhos consistiram da aplicação de testes não lineares para descrever a dinâmica não linear da taxa de câmbio real. Freixo e Barbosa (2004) utilizaram o modelo não linear auto regressivo com transição suavizada (STAR) na análise da taxa de câmbio real brasileira e concluíram que, para o período entre 1959 a 2004, a taxa de câmbio real, quando apurada via índices de preços por atacado, mostra-se linear e estacionária. De forma semelhante, Marques (2011) utilizando teste não lineares do tipo threshold, para o período entre 1980 a 2010, encontrou evidências para a validade da hipótese da PPC.

Assim, o objetivo deste estudo é examinar empiricamente a validade de PPC em suas versões absoluta e realtiva para a economia brasileira no regime de câmbio flutuante, fevereiro de 1999 a dezembro 2011, em um contexto de ajustamento não linear da taxa de câmbio ao seu valor de equilíbrio de longo prazo. Para tanto, os procedimentos econométricos adotados na análise da versão absoluta ou univariada da PPC foram o modelo threshold de raiz unitária como proposto por Enders e Granger (1998). Para a versão relativa ou multivariada da PPC foi empregado o modelo threshold de cointegração como proposto Enders e Siklos (2001).

O que se vislumbra como contribuições deste artigo são: i) adotar uma análise cujo período de tempo contemple exclusivamente um regime cambial, de câmbio flutuante; e ii) diferentemente dos trabalhos de Freixo e Barbos (2004) e Marques (2011), utilizar técnicas

---

<sup>1</sup>Salientando apenas os trabalhos mais recentes, tem-se Marçal et al. (2000); Kannebley (2003); Freixo e Barbosa (2004); Palaia e Holland (2010) e Marques (2011). Para uma revisão de literatura mais acurada para o caso brasileiro, ver Kannebley (2003) e Freixo e Barbosa (2004).

econométricas que incluam diretamente na formulação das hipóteses dos testes de raiz unitária e cointegração a questão da presumida não linearidade das séries.

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 está a descrição do modelo teórico e empírico utilizado; na seção 3 são apresentados os resultados empíricos e, por fim, na seção 4, estão as conclusões.

## 2. MODELO TEÓRICO E EMPÍRICO

Na verificação empírica da validade da hipótese de PPC, duas abordagens foram adotadas, como mencionado anteriormente: a análise univariada com a investigação da estacionaridade da taxa de câmbio real em um contexto de teste de raiz unitária com ajustamento assimétrico (Ender e Granger, 1998); e a análise multivariada com a abordagem de cointegração, entre a taxa de câmbio nominal e preços domésticos e estrangeiros, também permitindo a assimetria no processo de ajustamento em direção ao equilíbrio, através da abordagem de cointegração com ajustamento threshold (Enders e Siklos, 2001).

Como o foco do trabalho é na análise dos ajustamentos não lineares da taxa de câmbio real em direção a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo, nos tópicos 2.1 e 2.2 são apresentados os modelos de teste de raiz unitária para a série de câmbio real e o modelo threshold de cointegração entre o câmbio nominal e os preços relativos.

### 2.1. Abordagem univariada: teste de raiz unitária com ajustamento assimétrico

Para a análise da taxa de câmbio real, considere a seguinte definição de câmbio real:

$$e_t = c_t + p_t^* - p_t \quad (1)$$

onde  $c_t$  representa o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal expressa em unidades de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira, R\$/US\$,  $p_t^*$  o logaritmo natural do nível de preços estrangeiro e  $p_t$  o logaritmo do nível de preços interno .

A verificação da hipótese da PPC consiste em analisar a estacionaridade da série  $e_t$ . Portanto, se a hipótese de raiz unitária é rejeitada, a série  $e_t$  é estacionária de forma que existiria um relacionamento de longo prazo, a cointegração, entre a taxa de câmbio nominal e os preços relativos em um situação de ajustamento assimétrico.

Nesta abordagem univariada de teste de raiz unitária da série de taxa de câmbio real, o que se está verificando é a validade da PPC em sua versão absoluta ou forte. Ou seja, a análise

que considera a versão forte da PPC impõe as restrições de proporcionalidade e simetria aos coeficientes das variáveis preços interno e externo do vetor de cointegração e intercepto igual a zero no vetor.

Em um contexto de teste de raiz unitária em séries com presença de ajustamento assimétrico, Enders e Granger (1998), partindo da estrutura do teste padrão de Dickey-Fuller, propõem um modelo de teste que considera a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionaridade com ajustamento assimétrico do tipo modelo autorregressivo threshold, TAR, ou modelo de *momentum* autorregressivo Threshold, MTAR.

Segundo Enders e Granger (1998, p. 305), o teste pode ser especificado como:

$$\Delta y_t = \rho_1 I_t y_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{T-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Sendo  $\varepsilon_t$  os erros com média zero, variância constante e independente e identicamente distribuídos.  $I_t$  é a função de indicador Heaviside definida por:

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{se } y_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } y_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (3)$$

Na equação (3)  $\tau$  é definido como o valor Threshold que pode ser conhecido ou estimado. O modelo especificado pelas equações (2) e (3) é definido como TAR.

Uma alternativa a equação (3) é a definição da função de indicador Heaviside como:

$$M_t = \begin{cases} 1, & \text{se } \Delta y_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{se } \Delta y_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4)$$

onde  $\tau$  é o valor *Threshold*. Assim, a substituição da equação (3) pela (4) na equação (2), o modelo passa a ser denominado MTAR.

A hipótese nula do teste de raiz unitária TAR e MTAR consiste em:  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , isto é, se  $\rho_1$  e  $\rho_2$  são simultaneamente zero, a série é não estacionária. Como a estatística do teste não segue uma distribuição  $F$  padrão, Enders e Granger (1998, p. 306, Tabela 1) estimam os valores críticos que podem ser usados para testar a hipótese nula. O valor de  $\tau$  pode ser estimado consistentemente pelo método de Chan (1993).

## 2.2. Abordagem multivariada: cointegração com ajustamento assimétrico

Para a análise multivariada da validade da PPC, considere a seguinte relação de equilíbrio de longo prazo entre câmbio nominal e preços relativos:

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_t^* + \mu_t \quad (5)$$

Sendo,  $c_t$ ,  $p_t$  e  $p_t^*$ , as mesmas variáveis definidas na equação (1), isto é câmbio nominal, nível de preços interno e externo, respectivamente, todos em logaritmo natural e  $\mu_t$  termo de erro estocástico.

A validade da PPC consiste na verificação da existência de relação de longo prazo, cointegração, entre as variáveis da equação (5). Nesta abordagem, a hipótese testada é para a versão relativa ou fraca da PPC. Na versão relativa da PPC, devido ao fato que os índices de preços refletirem diferentes estruturas de mercados não se impõem as restrições de proporcionalidade ( $\alpha_1 = -\alpha_2 = 1$ ) e simetria ( $\alpha_1 = -\alpha_2$ ) ao vetor de cointegração. Por fim, dada a existência de custos de transporte e outras possibilidade de impedimento ao comércio, de forma a tornar imperfeito o processo de arbitragem, não é imposto a restrição de homogeneidade,  $\alpha_0 = 0$ , ao vetor de cointegração (Enders e Dibooglu, 2001).

Assim, segundo Enders e Dibooglu (*op. cit.*), considerando o processo de ajustamento da taxa de câmbio como assimétrico (como salientado em Sercu et al., 1995 e Taylor, 2004) e que exista rigidez de preços, uma forma de permitir que o processo de ajustamento dos desvios da equação (5) de equilíbrio de longo prazo seja assimétrico é permitir que estes desvios sejam representados por um processo threshold autorregressivo, TAR.

Desta forma, na análise threshold de cointegração para validade da versão relativa da PPC, seguiu-se a abordagem de Enders e Siklos (2001). Assim, inicialmente através da estimação da relação de longo prazo entre câmbio nominal, preços domésticos e preço estrangeiro, equação (5), foram gerados por MQO os resíduos,  $\mu_t$ .

Na sequência, é adicionado um componente TAR ou MTAR para regredir os erros obtidos da equação (5), como segue:

$$\Delta\mu_t = \phi_1 I_t \mu_{t-1} + \phi_2 (1 - I_t) \mu_{t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} \lambda_k \Delta\mu_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

para o teste de cointegração TAR e:

$$\Delta\mu_t = \phi_1 M_t \mu_{t-1} + \phi_2 (1 - M_t) \mu_{t-1} + \sum_{k=1}^{T-1} \lambda_k \Delta\mu_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

para o teste de cointegração MTAR. Aqui  $\mu_t$  são os resíduos da estimação da relação de longo prazo, equação (5) e  $\varepsilon_t$  são os erros com média zero, variância constante e independente e identicamente distribuídos. Já  $I$  e  $M$  são respectivamente as funções de indicador Heaviside definidas como antes nas equações (3) e (4).

O valor do  $\tau$  das equações (3) e (4) é desconhecido e precisa ser estimado junto com os valores de  $\phi_1$  e  $\phi_2$  nas equações (6) e (7). No entanto, em uma série de aplicações econômicas, é comum definir  $\tau = 0$  para que o vetor de cointegração coincida com um vetor de equilíbrio.

A hipótese nula do teste de cointegração TAR e MTAR consiste em testar se  $\phi_1 = \phi_2 = 0$ . Se a hipótese nula for rejeitada, as condições suficientes para que  $\mu_t$  seja estacionária são de que  $\phi_1 < 0$ ,  $\phi_2 < 0$  e  $(1 + \phi_1)(1 + \phi_2) < 1$ , para qualquer valor de  $\tau$ . Além disso, as estimativas de  $\phi_1$  e  $\phi_2$ , em um contexto multivariado possuem normalidade assintótica.

Segundo Enders e Siklos (2001), não existiria a priori preferência por um modelo, TAR ou MTAR. Entretanto, em processo de ajuste que apresente persistência dinâmica dos choques no longo prazo, o modelo MTAR representaria melhor tal situação. O modelo TAR, no entanto, busca identificar o valor que desloca os choques para o vetor de equilíbrio.

Para a identificação do modelo, empregou-se os critérios AIC (Critério de informação Akaike) para identificação do número de defasagens no componente em primeira diferença das equações (6) e (7). Neste caso, sempre verificando se os resíduos,  $\varepsilon_t$ , (das equações 6 e 7) são não correlacionados.

Os valores críticos padrão para a estatística F para testar a hipótese nula não se aplicam adequadamente na abordagem de cointegração TAR e MTAR. Para aumentar o poder dos testes, Enders e Siklos (2001) e Wane *et al.* (2004) construíram valores críticos para a estatística F do teste, de forma a aumentar o poder do mesmo. Assim, nos testes de cointegração foram considerados os valores críticos desenvolvidos por Wane *et al.* (2004).

Rejeitando a hipótese de não cointegração, pode-se testar a hipótese de assimetria no vetor de erros da equação de equilíbrio de longo prazo através da verificação da hipótese nula  $\phi_1 = \phi_2$ . Neste caso, se aplica os valores críticos da estatística F tradicional. Ao rejeitar a hipótese nula, o modelo será assimétrico.

### 2.3 Dados

Para a análise de validade da PPC, em um contexto de ajustamento não linear, foram utilizadas as séries de taxa de câmbio nominal, índice de preços doméstico e estrangeiro, abrangendo o período entre fevereiro de 1999 a dezembro de 2011 com periodicidade mensal, sendo que todas as informações foram levantadas junto ao IPEADATA (2012). A escolha do período de análise decorre do fato de abranger somente um regime cambial na economia brasileira, o de câmbio flexível. A taxa de câmbio nominal refere-se a unidades de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira, R\$/US\$, em seu valor médio para o mês na modalidade comercial no valor de venda.

Para os índices de preços do Brasil e dos Estados Unidos, foram empregados os índices de preços ao consumidor e também de preços por atacado, tendo como base a média de 2005. Na literatura não há um consenso acerca de qual índice de preço é preferível na análise da PPC. Entretanto, como o índice de preços por atacado considera em sua metodologia de cálculo um maior percentual de bens transacionados no comércio internacional, o seu emprego amenizaria a crítica de que os índices de preços usados na análise da hipótese PPC denotarem diferentes estruturas de mercados.<sup>2</sup>

### 3. RESULTADOS

O Gráficos 1 evidencia a trajetória da taxa de câmbio nominal e real para o período sob análise. Observa-se trajetórias semelhantes para as séries nominal e real, com um período de forte depreciação cambial entre o início do ano de 2001 até os últimos meses do ano de 2002<sup>3</sup>, e um período de apreciação do real frente ao dólar para o período entre o início do ano de 2003 até o final da série (dezembro de 2011). Este prolongado período de apreciação da moeda nacional só foi interrompido com uma depreciação cambial para os últimos seis meses de 2008, devido ao agravamento da crise financeira internacional, que teve início neste ano.

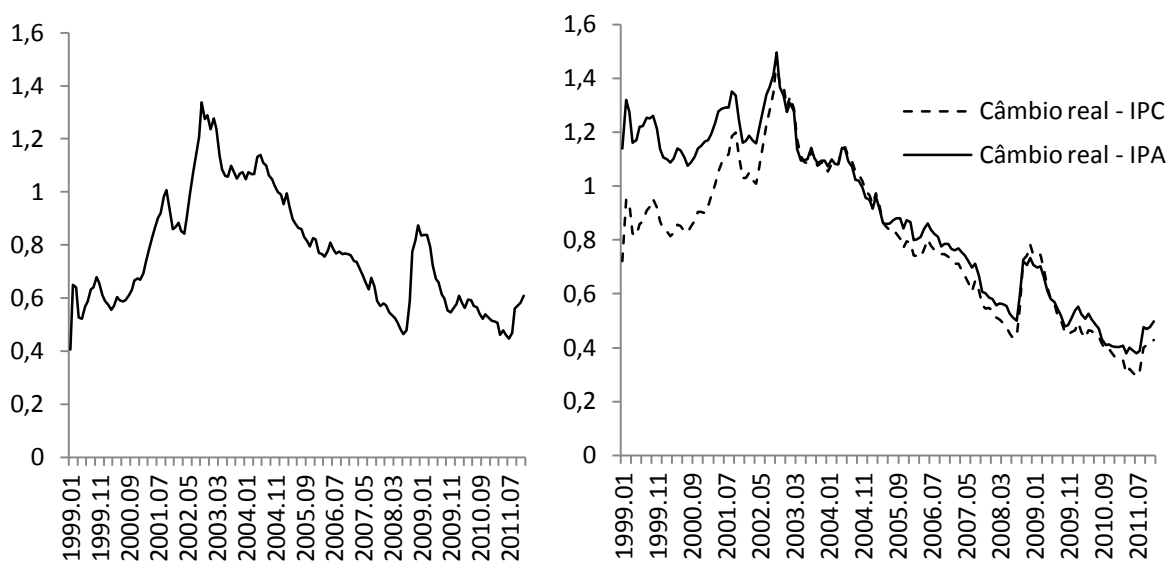
---

<sup>2</sup> Em uma comparação entre países, diferente estruturas de mercado implicaria em diferentes pesos para a construção dos índices de preços.

<sup>3</sup> Nos anos de 1999 e 2001, a desvalorização do real decorreu da crise cambial por que passou o país e no ano de 2002 a desvalorização se acentuou em função da eleição presidencial no Brasil.



Grafico 1. Taxa de câmbio nominal, R\$/US\$, e real no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2011.



Fonte: IPEADATA (2012)

Nota: As séries de câmbio nominal e real estão reportadas em logaritmo natural.

Nesta trajetória das taxas de câmbio nominal e real, cabe ressaltar a questão de existência de possíveis quebras estruturais das séries. Observando o Gráfico 1, constata-se que a trajetória de depreciação cambial é interrompida no final do ano de 2002 indicando uma mudança tanto da tendência quanto do nível da série nominal e real. Já para o ano de 2008 as séries também evidenciariam uma possível quebra estrutural, pois apesar de manter a tendência que se inicia em 2003, ocorre uma imediata mudança de nível das séries entre outubro e dezembro de 2008.

Desta forma, como tanto na análise univariada, onde se intenciona verificar se a série de taxa de câmbio real é estacionária em um contexto de ajustamento não linear, quanto na análise multivariada, em que se busca verificar a existência de uma relação de longo prazo entre câmbio nominal e níveis de preços via modelo threshold de cointegração, não será uma análise exaustiva dos testes de raiz unitária padrão e com quebra estrutural. Assim, com o intuito de comparar os resultados da abordagem que considera os ajustamentos assimétricos com a que considera ajustamentos simétricos da taxa de câmbio de longo prazo, neste trabalho, utilizou-se o teste padrão de raiz unitária sugerido por Ng e Perron (2001) e o teste de raiz unitária com quebra estrutural como proposto por Lee e Strazicich (2003 e 2004).

### 3.1. Teste de raiz unitária para a variável taxa de câmbio real

Como explicado anteriormente, para fins de comparação na abordagem univariada, de início empregou-se o teste de raiz unitária de Ng e Perron (2001) para a série da taxa de câmbio real. A escolha do teste raiz unitária de Ng-Perron se deu em função deste teste ter maior poder e não sofrer do problema de tamanho quando a raiz unitária do erro do processo estiver próxima de um.

Como pode ser observado na Tabela 1, o teste de estacionariedade da taxa de câmbio real bilateral entre o Real e o Dólar, evidencia que a série é não estacionária tanto para sua versão com preços ao consumidor, quanto com preços por atacado. Estes resultados obtidos, para uma análise com constante e tendência se mantêm em uma análise que considera somente a constante. Da mesma forma, estes resultados não são alterados quando se emprega o método de estimação espectral AR com Mínimos Quadrado Ordinário – MQO, considerando o expurgo da tendência. Portanto, em um contexto de teste de raiz unitária padrão, que não considera a questão de quebra estrutural da série e a possível assimetria no processo de formação da taxa de câmbio real, a conclusão é que não se confirmaria estatisticamente a validade da hipótese de PPC para a economia brasileira no período de tempo analisado.

Tabela 1. Teste Ng e Perron (2001) de raiz unitária para a taxa de câmbio real bilateral, R\$/US\$, utilizando o índice de preços ao consumidor e o índice de preços por atacado.

Variável	lag <sup>1</sup>	MZA	MZt	MSB	MPT
Câmbio real – IPC	1	-2,63195	-1,11146	0,42229	33,3838
Câmbio real – IPA	7	-5,41184	-1,64488	0,30394	16,8378

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: \*, \*\* e \*\*\*, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente; 1) Na determinação da extensão do lag empregou-se a abordagem de critério de informação Akaike modificado. O método de estimação do teste foi o espectral AR-GLS com o expurgo da tendência; 2) Valores críticos referente ao teste com constante e tendência, Ng e Perron (2001) tabela 1.

Como referido anteriormente, no período de tempo analisado, ocorreram duas possíveis quebras estruturais nas séries de taxa de câmbio real e nominal. Assim, para verificar a possível influência destas quebras na análise de raiz unitária empregou-se para estas duas séries o teste de raiz unitária com quebra estrutural determinada endogenamente de Lee e Strazicich (2003 e 2004). A relevância do emprego da abordagem de Lee e Strazicich está em permitir que tanto a hipótese nula quanto a alternativa contenham a quebra estrutural.

Assim, a rejeição da hipótese nula implicaria necessariamente na rejeição da raiz unitária, não deixando dúvida sobre a condição de estacionaridade da série.

Partindo dos modelos de quebra estrutural desenvolvidos por Perron (1989), Lee e Strazicikch (2003) desenvolvem seu teste de quebra estrutural com a inclusão de duas mudanças no nível da série, Modelo A denominado de “*crash*”, e duas quebras estruturais no nível e na tendência da série, Modelo C denominado de “*break*”. De acordo com Lee e Strazicikch (2003, pág. 1083), considere um processo de geração de dados, DGP, tal que:

$$y_t = \sigma' Z_t + e_t \quad (8)$$

onde,  $Z_t$  é um vetor de variáveis exógenas e  $e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$ , sendo que  $\varepsilon_t$  segue uma distribuição normal,  $N(0, \sigma^2)$ , identicamente distribuída.

O modelo A para duas mudanças no nível da série é descrito como:  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$  e que  $D_{ij} = 1$  para todo  $t \geq TB_j + 1$ ,  $j = 1, 2$ , e zero para caso contrário.  $TB_j$  denotaria o período de tempo quando ocorre a quebra.

Para o modelo C, os autores incluem duas mudanças no nível série e duas mudanças de tendência descritas por:  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ . Sendo que  $DT_{ji} = t - TB_j$  para todo  $t \geq TB_j + 1$ ,  $j = 1, 2$ , e zero para caso contrário.

O teste é estimado via multiplicador de Lagrange, LM, como segue:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

onde,  $\tilde{S}_y = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\sigma}$ ,  $t = 2, \dots, T$ . O  $\tilde{\sigma}$  são os coeficientes da regressão de  $\Delta y_t$  sobre  $\Delta Z_t$ .  $\tilde{\psi}_x$  é dado por  $y_1 - Z_1 \tilde{\sigma}$ ; e  $y_1$  e  $Z_1$  denotariam a primeira observação de  $y_t$  e  $Z_t$ , respectivamente. A hipótese nula do teste de raiz unitária é descrita por  $\phi = 0$ .

Por fim, o teste de raiz unitária com quebra estrutural proposto por Lee e Strazicich (2004) é o mesmo teste de raiz unitária via mínimo multiplicador de Lagrange, porém, para uma quebra estrutural determinada endogenamente.

Assim, procedeu-se ao teste de Lee e Strazicich (2004 e 2003) para uma e duas quebras estruturais na tendência e no nível da série de taxa de câmbio real mensurada pelo índice de preço por atacado, denominada Câmbio real-IPA, e índice de preço ao consumidor, denominada Câmbio real-IPC. Inicialmente, para a determinação do número ótimo de defasagens, *lags*, no modelo empregou-se o procedimento do geral para o específico, partindo

de um máximo de 12 lags e considerando um nível de significância de 10% para o valor da estatística  $t$  dos lags para sua inclusão no modelo.

Os resultados dos testes de raiz unitária com quebra estrutural evidenciam que se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária com quebra estrutural para as duas séries de taxa de câmbio real, câmbio real –IPA e câmbio real- IPC, tanto para a análise de uma quebra estrutural quanto para duas quebras estrutural (Tabela 2). Portanto, por esta abordagem, encontra-se suporte estatístico para a validade da hipótese PPC para o período analisado.

Tabela 2. Teste de raiz unitária com quebra estrutural para a taxa de câmbio real bilateral entre Real e Dólar americano.

	Uma quebra estrutural			Duas quebras estruturais		
	Lag	LS1	Quebra	Lag	LS2	Quebra
Câmbio-IPA	5	-5,376***	2002.12	5	-6,526***	2002.11 e 2007.02
Câmbio-IPC	4	-4,931**	2002.12	5	-6,471***	2002.11 e 2008.07

Fonte: Cálculos do trabalho

Nota: \*, \*\* e \*\*\*, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores críticos para uma quebra na tendência e no nível, modelo C, estão reportados em Lee e Strazicich (2004, tabela 1) e para duas quebras, também modelo C, em Lee e Strazicich (2003, tabela 2).

Com relação à análise da estacionaridade da série de taxa de câmbio real em um contexto de ajustamento assimétrico, para a aplicação do teste de Enders e Granger (1998) inicialmente foi estimado o valor de  $\tau$  da equação (2) através do método proposto por Chan (1993)<sup>4</sup>. Para a seleção dos modelos, foi empregado o critério de informação de Akaike conjuntamente com a análise de não ocorrência de correlação serial dos resíduos. Os resultados dos modelos selecionados estão reportados na Tabela 3.

Observa-se na Tabela 3 a rejeição da hipótese nula de raiz unitária apenas para a série de taxa de câmbio real baseada nos índices de preços por atacado no modelo MTAR. Como, a priori, não existe uma preferência pelo modelo TAR ou MTAR, a utilização do critério de AIC sugere que o modelo MTAR ajusta melhor aos dados que o TAR. Assim, estes resultados evidenciam a validade da hipótese de PPC para a série cambio real baseada no IPA no período de tempo sob análise.

Estes resultados corroboram em parte os encontrados pela abordagem de raiz unitária com quebra estrutural, visto que este também não encontrou evidencia da validade da PPC em um contexto de preços ao consumidor.

<sup>4</sup> Da série de taxa de câmbio real, foram excluídos os 15% menores e maiores valores de forma que os 70% restantes são considerados potenciais valores para  $\tau$  da equação (3) ou (4). Utilizando estes valores de  $\tau$  para estimar a equação (2), o valor threshold selecionado foi aquele que gerou o menor valor para a soma dos quadrados dos resíduos na equação (2).

Tabela 3. Teste de raiz unitária com ajustamento assimétrico para a taxa de câmbio real bilateral entre Real e Dólar americano

Painel A: taxa de câmbio real baseada no IPC						
Modelo	Lag	Valor do $\tau$	$\rho_1$	$\rho_2$	AIC	Estatística do teste
TAR	2	1,083	-0,0909	0,0015	-3,717	1,873
MTAR	2	0,007	0,0053	-0,0092	-3,709	1,263
Painel B: taxa de câmbio real baseada no IPA						
TAR	3	1,220	-0,1845	0,0028	-3,848	3,488
MTAR	0	0,005	0,0052	-0,0198	-3,832	10,758***

Fonte: Cálculos do Trabalho.

Nota: \*, \*\* e \*\*\*, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores críticos estão reportados em Enders e Granger (1998, pág 306, Tabela 1 painel C)

Considerando então que a taxa de câmbio real baseada nos índices de preços por atacado é estacionária pela abordagem MTAR, como visto na Tabela 3, pode-se investigar se o processo de ajustamento da taxa de câmbio real segue de fato um processo de ajustamento simétrico ou assimétrico. Neste caso, como a série é estacionária pela abordagem MTAR, a estatística F padrão é válida e pode ser empregada no teste Wald para restrições de coeficientes gerados pelo MTAR. Assim, a hipótese nula de simetria dos coeficientes gerados no modelo MTAR,  $H_0: \rho_1 = \rho_2$ , produz um valor da estatística F de 17,223 tal que se pode rejeitar a hipótese nula com nível de significância de 1%. Portanto, este resultado evidencia que o processo de ajustamento da taxa de câmbio real baseada no índice de preço por atacado é assimétrico.

### 3.2 . Modelo threshold de cointegração

Inicialmente, verificou-se a ordem de integração das variáveis níveis de preços por atacado e ao consumidor para Brasil e Estados Unidos, e taxa de câmbio nominal através do teste de raiz unitária de Ng e Perron (2001). Na tabela 4, constata-se que pelo teste proposto por Ng e Perron (2001), apenas as variáveis nível de preços por atacado e ao consumidor dos Estados Unidos seriam I(1), para as demais séries a ordem de integração seria I(2) ou superior.

Pela análise do Gráfico 1 e Gráfico 2 há indícios de quebras estruturais nas séries de taxa de câmbio nominal e de nível de preços para o Brasil, respectivamente. Para a série de taxa de câmbio nominal, observa-se a mudança de tendência nos últimos meses do ano de 2002 e mudança de nível para o ano de 2008. Para as séries de níveis de preços há mudança de nível no ano de 2003. Desta forma, foi realizado o teste raiz unitária com quebra estrutural

endógena de Lee e Strazicich (2003 e 2004). Por esta análise, há indicação de que as séries câmbio nominal e índice de preço ao consumidor (IPC-Br), seriam I(1) com quebra estrutural. Já a série de índice de preços por atacado para o Brasil, IPA-Br, apresenta um comportamento não estacionário tanto em nível quanto na primeira diferença (Tabela 5).

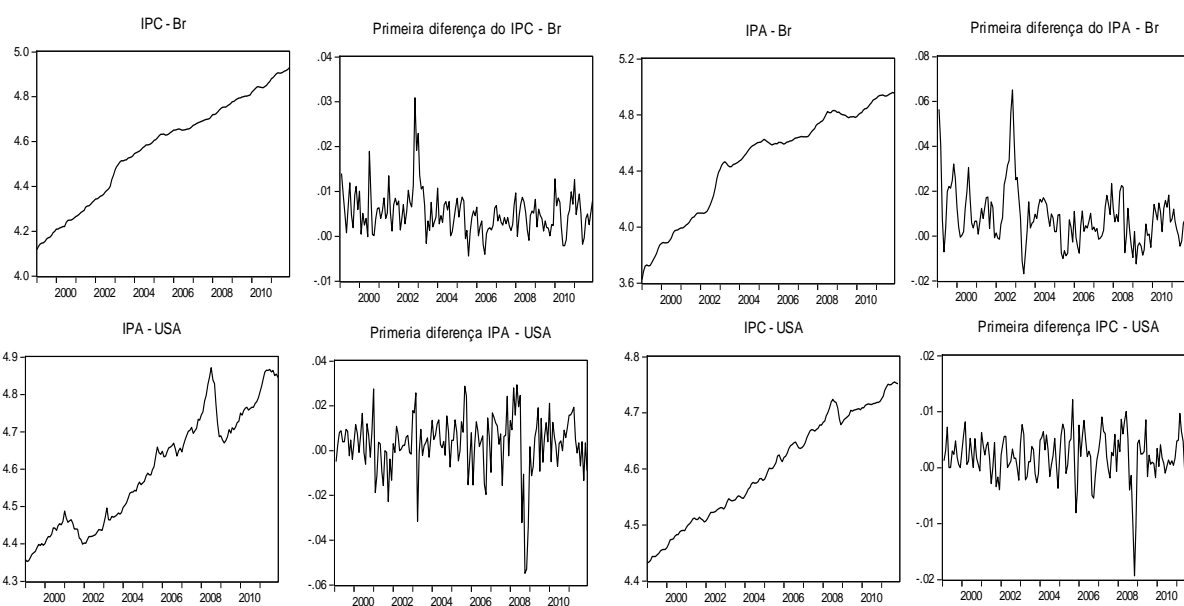
Tabela 4. Teste Ng e Perron (2001) de raiz unitária para a taxa de câmbio nominal bilateral, R\$/US\$, e índices de preços por atacado e ao consumidor para o Brasil e Estados Unidos.

Variáveis em nível	lag <sup>1</sup>	MZA	MZt	MSB	MPT
Câmbio nominal	1	-2,826	-1,151	0,407	31,113
IPA-Br	10	-1,688	-0,755	0,447	41,170
IPC-Br	13	-5,001	-1,506	0,301	17,868
IPA-USA	1	-14,855*	-2,725*	0,183	6,134
IPC-USA	8	-5,226	-1,149	0,287	17,007
Primeira diferença					
Câmbio nominal	13	0,229	0,471	2,051	226,68
IPA-Br	8	0,076	0,061	0,801	39,094
IPC-Br	12	-1,245	0,755	0,606	18,601
IPA-USA	3	-39,743***	-4,434***	0,115***	2,421***
IPC-USA	0	-57,784***	-5,356***	0,093***	0,471***

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: \*, \*\* e \*\*\*, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. 1) Na determinação da extensão do lag empregou-se a abordagem de critério de informação Akaike modificado. O método de estimação do teste foi o espectral AR-GLS com o expurgo da tendência; 2) Valores críticos referente ao teste com constante e tendência para as variáveis em nível e somente constante para primeira diferença, Ng e Perron (2001) tabela 1.

Gráfico 2. Índice de Preços por Atacado e ao Consumidor, IPA e IPC, para o Brasil e os Estados Unidos, em logaritmo natural.



Fonte: IPEADATA (2012) e cálculos do trabalho.

Tabela 5. Teste de raiz unitária com quebra estrutural para as séries de taxa de câmbio nominal e níveis de preços para o Brasil e Estados Unidos

Variáveis em nível	Uma quebra estrutural			Duas quebras estruturais		
	Lag	LS1	Quebra	Lag	LS2	Quebra
Câmbio nominal	4	-4,43*	2003-01	5	-6,02***	2003-01; 2008-09
IPA-Br	1	-1,33	2008-07	1	-1,48	2005-09; 2008-07
IPC-Br	15	-1,74	2005-08	12	1,95	2001-06; 2006-05
Primeira diferença						
Câmbio nominal	0	-6,47***	2001-05	0	-6,79***	2000-12; 2009-04
IPA-Br	8	-1,59	2008-04	8	-1,81	2005-12; 2008-04
IPC-Br	12	-3,88**	2008-09	12	-3,75*	2002-12; 2008-09

Fonte: Cálculos do trabalho

Nota: \*, \*\* e \*\*\*, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. 1) Para a série taxa de câmbio utilizou-se o modelo C e para as demais séries o modelos A. 2) Os valores críticos para uma quebra em Lee e Strazicich (2004, tabela 1) e para duas quebras em Lee e Strazicich (2003, tabela 2).

Dados os resultados de ordem de integração das séries câmbio nominal e nível de preços domésticos e estrangeiros, a análise threshold de cointegração, como desenvolvida na seção 2.2, consiste inicialmente em estimar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre câmbio nominal e os preços relativos (equação (5)), e estabelecer a análise a estacionaridade dos resíduos gerados após a inclusão dos componentes de não linearidade TAR e MTAR. Para a especificação das equações (3) e (4), o valor da variável threshold foi especificado como igual a zero.

Para selecionar o modelo que melhor se ajusta nas abordagens TAR e MTAR (equações (6) e (7)), empregou-se o critério de informação de Akaike para selecionar as equações com defasagens estatisticamente significativas até 10% e que não apresentassem correlação serial dos resíduos.

Desta forma, os resultados evidenciam que há cointegração apenas na versão da PPC baseada nos preços por atacado. Observa-se na Tabela 6, que se pode rejeitar a hipótese nula de não cointegração, tanto para o modelo TAR quanto para o MTAR. Portanto, há forte evidência de validade da hipótese de paridade de poder de compra pela sua versão relativa quando se considera na análise o índice de preços por atacado.

Considerando a última coluna da Tabela 6, não seria possível rejeitar a hipótese de que o ajuste é simétrico para o modelo TAR. Assim, este resultado evidenciaria que o processo de ajustamento da PPC no longo prazo é simétrico. Um resultado oposto ocorre para o modelo MTAR, visto que pode-se rejeitar a hipótese nula de simetria a um nível de significância admissível. Assumindo o critério de informação AIC como mecanismo de escolha entre os modelos TAR e MTAR, o modelo MTAR representaria melhor o processo de ajuste de longo

prazo da taxa de câmbio nominal e, neste caso, o processo de ajuste seria assimétrico (Tabela 6).

Por fim, para a versão da PPC baseada nos preços ao consumidor, não é possível rejeitar a hipótese de não cointegração. Este resultado é condizente com os encontrados na análise da versão absoluta da PPC

Tabela 6. Teste de validade da hipótese da PPC pela abordagem Threshold de cointegração.

Painel A: PPC considerando o índice preço por atacado, IPA

Modelo	Lag	$\phi_1$	$\phi_2$	Critério AIC	Cointegração <sup>1</sup> H <sub>0</sub> : $\phi_1 = \phi_2 = 0$	Simetria <sup>2</sup> H <sub>0</sub> : $\phi_1 = \phi_2$
TAR	1	-0,1959	-0,1277	-3,3889	8,0652*	0,677
MTAR	1	-0,2185	-0,0799	-3,3786	9,0621**	2,774*

Painel B: PPC considerando o índice preço ao consumidor, IPC

TAR	2	-0,0815	-0,0652	-3,3370	3,7423	NA
MTAR	2	-0,0561	-0,0980	-3,3402	3,9939	NA

Fonte: Cálculos do Trabalho

Nota: \*, \*\* e \*\*\*, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente 1) Valores críticos Wane *et al.* (2004); 2) Valores críticos para estatística F padrão.

#### 4. CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi verificar a validade de PPC em suas versões absoluta e realtiva para a economia brasileira no período de regime de câmbio flutuante, fevereiro de 1999 a dezembro 2011. A análise foi desenvolvida em um contexto de ajustamento não linear da taxa de câmbio ao seu valor de equilíbrio de longo prazo.

Os resultados da análise da versão forte ou absoluta da hipótese de PPC evidenciaram que a taxa de câmbio real apurada via índice de preços por atacado é estacionária para o período em questão tanto pela abordagem de teste de raiz unitária com quebra estrutural quanto pela abordagem de teste de raiz unitária com ajustamento threshold. Assim, encontrou-se razoável suporte para a validade da PPC em sua versão absoluta. Entretanto, na análise da taxa de câmbio real apurada via preços ao consumidor, os resultados evidenciaram a não estacionaridade da série pelas abordagens de ajustamento threshold.

Com relação à análise empírica da validade da PPC em sua versão relativa, o mesmo padrão da análise da versão absoluta se repete. Isto é, observou validade da hipótese da PPC apenas para a abordagem que utiliza os índices de preços por atacado. Para as duas versões da



Hipótese de PPC, absoluta e relativa, há evidência estatística que o processo de ajustamento da taxa de câmbio real e da taxa de câmbio nominal são assimétricos.

Estes resultados para a economia brasileira são coerentes com estudos empíricos relatados na literatura, visto que se verifica com maior frequência a validade da hipótese em contextos de regimes de câmbio flutuante e emprego do índice de preços por atacado. Por fim, este estudo contribui para a literatura nacional ao relacionar a análise da validade da PPC em um contexto de teste de raiz unitária e cointegração com ajustamento assimétrico.

## 5. REFERÊNCIAS

BAHMANI-OSKOOEE, M.; HEGERTY, S. W. Purchasing Power Parity in Less-Developed and Transition Economies: a Review Paper. **Journal of Economic Surveys**, V. 23, 2009, p. 617-658.

CHAN, K. S. Consistency and Limiting distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autorregressive Model. **The Annals of Statistics**, v. 21, 1993, p. 520-533.

ENDERS, W.; DIBOGLU, S. Long-Run Purchasing Power Parity with asymmetric adjustment. **Southern Economic Journal**, vol.68, n.2, 2001, p. 433-445.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. Unit-Root and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 16, n.3, 1998, p. 304-311.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. S. Cointegration and Threshold Adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 19, n.2, 2001, p. 166-177.

FRANKEL, J. A., ROSE, A. K. A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries. **Journal of International Economics**, v. 40, p. 209-224, 1996.

FREIXO, C. S.; BARBOSA, F. H. Paridade do Poder de Compra: o Modelo de Reversão Não Linear para o Brasil. **Economia**, V. 5, n.3, 2004, p. 75-116.

FROOT, K. A., ROGOFF, K.. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In: ROGOFF, K., GROSSMAM, G. **Handbook of International Economics**.1995. p. 1647-1687.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEADATA, 2012. Disponível em <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 15/02/2012.

KANNEMBLEY, S. J. Paridade do Poder de Compra no Brasil 1968 a 1994. **Estudos Econômicos**, v.33, n.4, 2003, p. 735-769.

KIM, H.; MOH, Y.; A Century of Purchasing Power Parity Confirmed: the Role of Nonlinearity. **Journal of International Money and Finance**. V. 29, 2010, p. 1398-1405.

KUGLER, P.; LENZ, C. Multivariate cointegration analysis and the long-run validity of PPP. **The Review of Economics and Statistics**, v. 75, p. 180-184, 1993

LEE, J.; STRAZICICH, M.C. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. **Review of Economics and Statistics**, vol. 85, n. 4, 2003, p.1082- 1089.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM Unit Root Test With one Structural Break. Appalachian State University, Department of Economics, **Working Paper** n. 17, 2004.

LOPES, C.; MURRAY, C.; PAPELL, D.H. State of the Art Unit Root Test and Purchasing power Parity. **Journal of Money, credit and Banking**, V. 37, 2005, p. 361-369.

LOTHIAN, J.R.; TAYLOR, M. P. Purchasing Power Parity over Two Centuries: strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability Reply to Cuddington and Liang. **Journal of International Money and Finance**, vol. 19, n.5, 759-764.

MARÇAL, F. E.; PEREIRA, V. L. P.; CANUTO, O. Paridade de Poder de Compra: Testando Dados Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, V.57, 2000, p. 159-190.

MARQUES, A. M. Investigando a Hipótese da Paridade de Poder de Compra: Um Enfoque Não Linear. **Revista de Economia Contemporânea**. V. 15, n.2, 2011, p. 296-321.

MICHAEL, P.; NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Transaction Cost and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rate: an Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**. V. 105, 1997, p. 862-879

NG, S.; PERRON, P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, **Econometrica**, vol. 69, 2001, p. 1519-1554.

PALAIÁ, D.; HOLLAND, M. Taxa de Câmbio e Paridade de Poder de Compra no Brasil: Análise Econométrica com Quebra Estrutural. **Economia Aplicada**. vol. 14, n.1, 2010, p. 5-24.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, v. 57, 1989, p. 1361-1401.

ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. **Journal of Economic Literature**, vol. 34, 1996, p. 647-668.

SERCU, P.; UPPAL, R.; HULLE, C. V. The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications For Tests o Purchasing Power Parity. **Journal of Finance**, v. 50, 1995, p. 1309-1319.

TAYLOR, A. M. Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-reversion Test of the Law of One Price. **Econometrica**, V. 69, 2001, p. 473-498.

TAYLOR, A. M. A Century of Purchasing Power Parity. **Review of Economics and Statistics**, V. 84, 2002, p. 139-150.

TAYLOR, A.M.; TAYLOR, M. P. The Purchasing Power Parity Debate. **Journal of Economic Perspectives** ,vol. 18, n. 4, 2004, p.135-158.

TAYLOR, M. P. Long-run Purchasing Power Parity and Real Exchange Rates: Introduction and Overview. **Applied Economic Letters**, V. 16, 2009, p. 1-4.

WANE, A.; GILBERT, S.; DIBOGLU, S. Critical values of the empirical F-distribution for threshold autoregressive and momentum threshold models. **OpenSIUC**, Department of Economics Southern Illinois University, Illinois, n. 13 (discussion papers), 2004. 18 p.