

Validade da paridade de poder de compra para países selecionados da América Latina: teste de raiz unitária linear e não linear

Cláudio R. Fóffano Vasconcelos<sup>\*</sup>  
Luiz Antônio Lima Júnior<sup>\*\*</sup>  
Tuanne Ferreira Dias<sup>\*\*\*</sup>

Resumo

O objetivo deste estudo foi examinar empiricamente a validade da PPC em um contexto de teste de raiz unitária linear e não linear para a taxa de câmbio real efetiva dos países Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela. Para tanto, o procedimento adotado foi o teste de linearidade das séries através da abordagem de Harvey et al (2008) e, após a identificação da linearidade das séries, para as não lineares procedeu-se o teste de raiz unitária não linear de Kruse (2011) e para as séries lineares adotou-se os testes padrão de raiz unitária, Ng-Perron (2001) e de quebra estrutural. Os resultados evidenciaram que as séries com características lineares são Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e Peru e não lineares México e Venezuela. Os testes de raiz unitária lineares indicaram a taxa de câmbio real efetiva é estacionária para Chile e Peru e o teste não linear para o México. Portanto, para o período de tempo analisado os resultados evidenciaram a validade da PPC apenas para três países dos sete analisados.

Abstract

The aim of this study is to examine empirically the validity of PPP in a context of unit root tests based on linear and nonlinear models for real effective exchange rate of Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, Peru and Venezuela. For this purpose, we apply the Harvey et al. (2008) linearity test and after for the nonlinear series proceeded to the nonlinear unit root Kruse (2011) test and for the linear series is adopted standard unit root tests, Ng-Perron (2001) and structural break. The results show that the series with linear characteristics are Argentina, Brazil, Chile, Colombia and Peru and nonlinear Mexico and Venezuela. The linear unit root tests indicated the real effective exchange rate is stationary for Chile and Peru, and the test for nonlinear unit root evidence the Mexico is stationary. Therefore, for the period of time analyzed the results showed support for the validity of PPP in only three of the seven countries analyzed.

**Palavras Chave:** Paridade de poder de compra, Taxa de câmbio real efetiva, Raiz unitária;

**Key words:** Purchasing power parity; Real effective exchange rate; Unit Root;

**JEL:** F31; F41; C22

**Anpec:** Área 7 – Economia Internacional

---

\* Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada (PPGEA), Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), E-mail: claudio.foffano@ufjf.edu.br

\*\* Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada (PPGEA), Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), E-mail: luiz.lima.j@bol.com.br;

\*\*\* Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada (PPGEA), Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), E-mail: tuannedias@hotmail.com

## 1. Introdução

A hipótese de paridade do poder de compra (PPC) é uma pedra angular de uma série de modelos de macroeconômicos e tem sido um tema controverso em termos empírico na economia internacional. Os trabalhos empíricos de validade da PPC se desenvolveram *pari passu* com o avanço das técnicas econométricas. Na década de 1980, o teste de raiz unitária utilizando a abordagem de Dickey Fuller para a taxa de câmbio real ou taxa de câmbio real efetiva foi a abordagem padrão. No entanto, esta abordagem apresentava o problema de baixo poder do teste de raiz unitária empregado (Lothian e Taylor, 1996, Enders e Granger, 1998). Para resolver o problema de baixo poder dos testes de raiz unitária tradicionais, uma estratégia considerada foi a utilização de dados para longo períodos (Taylor, 2002). Mas, o uso de dados de longo período, como um século, sofrem com a existência de mudanças de regimes cambiais, entre outros problemas como choques reais que podem causar quebras estruturais ou mudanças na taxa de câmbio de equilíbrio.

Recentes desenvolvimentos da econometria em dados em painel tem sido empregado nos testes empíricos da hipótese de PPC. Um potencial problema com os testes de raiz unitária em painel é que a hipótese nula destes testes são usualmente de que todas as séries são geradas por um processo de raiz unitária, tal que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula pode ser bem alta quando só um pequeno número ou uma única série sob consideração é originada de um processo estacionário (Taylor e Sarno, 2001).

Nos últimos anos tem se tornado popular, nos trabalhos sobre validade da PPC, o efeito de não linearidade<sup>1</sup> no processo de geração dos dados. Com relação ao teste de raiz unitária para a taxa de câmbio real e taxa de câmbio real efetiva em um contexto não linear pode-se citar Bahmani-Oskooee et al. (2007), Bahmani-Oskooee e Gelan (2006), Cuesta e Regis (2013), Divine et al. (2009), ; Kapetanios et al. (2003), Kruse (2011), Taylor (2009), entre outros. Outra abordagem consiste da análise de cointegração entre a taxa de câmbio nominal e os preços doméstico e estrangeiro (Bahmani-Oskooee e Hegerty, 2009; Chang et al. 2011; Liew et al. 2010; Taylor e Taylor, 2004, entre outros).

Nesta direção, Enders e Granger (1998) e Enders e Dibooglu (2001) mostram que o processo de ajustamento da PPC 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

---

<sup>1</sup> Segundo Aksoy e Leon-Ledesma (2008), na literatura as formas funcionais de não linearidade que tem sido amplamente aplicadas são: modelos Autorregressivos Threshold (TAR - Threshold Autoregressive); modelos autorregressivos de transição suavizada (STAR - Smooth Transition Autoregressive) e modelos de mudança de Markov (MS - Markov Switching).

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 linear. 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.

Não obstante, segundo Aksoy and Leon-Ledesma (2008), considerando as mais variadas séries macroeconômicas, na qual se inclui as de taxa de câmbio nominal e real, uma questão em aberto é se a alta frequência de rejeição da hipótese nula de não estacionaridade resulta da forma funcional de não linearidade empregada. Pois, segundo os autores, estas formas funcionais (TAR, STAR, MS, entre outras) normalmente irão se ajustar melhor ao valor verdadeiro da (não-linear) média das séries do que as formas lineares. Então, os autores afirmam que a linearidade das series precisam ser testada de forma que se identifique a melhor especificação do modelo, ou seja, empregar testes de raiz unitária linear ou não linear.

Assim, o objetivo deste estudo é analisar empiricamente a validade da PPP em sua versão absoluta, considerando a taxa de câmbio real efetiva para países selecionados<sup>2</sup> da América Latina, a saber: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela, a partir de janeiro de 1994 a abril de 2014. Portanto, os procedimentos adotados na análise econométrica foram (1) testar a linearidade da série de acordo com a abordagem de Harvey et al. (2008) e (2) após a identificação da linearidade das séries aplicar o teste de raiz unitária linear como Ng-Perron (2001) ou o teste não linear de Kruse (2011).

O emprego neste trabalho da taxa de câmbio real efetiva se justifica em função da preocupação de evitar o potencial viés associado com a escolha do país base (ou referência) decorrente do emprego da taxa de câmbio bilateral e também por entender que a taxa de câmbio real efetiva é uma medida melhor para entender os fluxos de comércio.

---

<sup>2</sup> Os sete países selecionados da América Latina representam, em média, 91% do PIB da região no período entre 1994 a 2013.

Com relação a abordagem de Harvey et al. (2008) para o teste de linearidade, os autores afirmam que existem várias abordagens de teste de linearidade. Entretanto, estes testes especificam a hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de não linearidade considerando ou fazendo a pressuposição de que o processo gerador dos dados é estacionário. Assim, para resolver este problema Harvey et al. (2008), desenvolvem um teste de linearidade que independe da ordem de integração das séries.

Quanto ao emprego do teste de raiz unitária não linearidade de Kruse (2011), este se diferencia do teste de Kapetanios (2003) ao desenvolver sua análise considerando que a constante locacional da função de transição suavizada ser diferente de zero. Assim, apresentaria maior poder que o teste de Kapetanios e se adequa melhor ao objetivo do trabalho dado que ao considerar a constante locacional diferente de zero, como sugerem os trabalhos de Taylor et al. (2001) e Rapach e Wohar (2006).

Este trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 2 é feita a descrição teórica da PPC nas suas versões absoluta e relativa; na seção 3 são descritos os procedimentos econométricos para os testes de linearidade e de raiz unitária não linear, linear e de quebra estrutural; a seção 4 apresenta os resultados empíricos e, finalmente, na seção 5 as considerações finais.

## 2. Modelo teórico

A verificação empírica da validade da hipótese de PPC apresenta duas abordagens: a análise univariada com a investigação da estacionaridade da taxa de câmbio real ou real efetiva (Ender e Granger, 1998); e a análise multivariada com a abordagem de cointegração, entre a taxa de câmbio nominal e preços domésticos e estrangeiros (Enders e Siklos, 2001).

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,  $p_t^*$  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. Nesta abordagem univariada de teste de raiz unitária da série de taxa de

câmbio real ou real efetiva, o que se esta 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.

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

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t - \alpha_2 p_t^* + \mu_t \quad (2)$$

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 (2). 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).

### 3. Metodologia

#### 3.1. Teste de linearidade

Para testar a hipótese nula de linearidade contra a alternativa de não linearidade, empregamos o teste de Harvey et al. (2008). A vantagem do teste de Harvey (2008) consiste no desenvolvimento de um teste de linearidade onde a ordem de integração da série, não conhecida, é levada em consideração. Segundo Harvey et al. (2008), nos testes padrão a hipótese nula de linearidade contra a alternativa de não linearidade (proposta por Teräsvirta, 1994 e Luukkonen et al., 1988), pressupõe que a série seja estacionária em nível,  $I(0)$ . Entretanto, segundo os autores, se a série é de fato gerada por um processo linear integrado de ordem,  $I(1)$ , então rejeições espúrias da hipótese nula de linearidade poderão ocorrer.

Assim, os autores propõe um teste no qual não é requerida a priori nenhuma pressuposição sobre a ordem de integração das variáveis. A ideia desta abordagem é realização de um teste que é a média ponderada de duas estatísticas Wald. Uma seria eficiente

quando a série é gerada por um processo I(0) e a segunda eficiente quando a série é I(1). A ponderação é determinada por uma estatística auxiliar que assegura que as duas estatísticas Wald sejam eficientes, dependendo se os dados são gerados por processos I(0) ou I(1). Esta nova abordagem é chamada de  $W_\lambda$  e tem distribuição quiquadrado com dois graus de liberdade,  $\chi^2(2)$ . Este teste apresenta melhor performance em termos de tamanho e poder do que o proposto em Harvey e Leybourne (2007). A estatística é calculada como segue:

$$W_\lambda = \{1 - \lambda\}W_0 + \lambda W_1 \quad (3)$$

Onde  $\lambda$  é uma função que converge em probabilidade para zero quando a série é I(0) e para um quando a série é I(1).  $W_0$  é um teste padrão para uma hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de não linearidade considerando a série como I(0) e  $W_1$  a mesma estrutura considerando a série como sendo I(1).

A função  $\lambda$  é computada como:

$$\lambda(U, S) = \exp\left(-g \left(\frac{U}{S}\right)^2\right) \quad (4)$$

Em que  $g$  é uma constante finita positiva;  $U$  é a estatística padrão do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller e  $S$  a estatística do teste de estacionaridade não-paramétrico de Harris et al. (2003).

Para o computo da estatística  $W_0$ , considere inicialmente uma série  $y_t$  estacionária, I(0), com  $t = 1, \dots, T$ , onde  $T$  é o tamanho da amostra, tal que o processo gerador dos dados é um modelo AR(1) não linear como segue:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + v_t, \\ v_t &= \rho v_{t-1} + \delta f(v_{t-1}, \theta) v_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Onde  $\mu$ ,  $\rho$  e  $\delta$  são parâmetros,  $v_t$  é assumido ser globalmente estacionário.  $\varepsilon_t$  é um processo white noise independente e identicamente distribuído.

Assumindo que a função  $f(\cdot, \theta)$  admite expansão em série de Taylor em torno de  $\theta = 0$ , a equação (5) pode ser aproximada em segunda ordem por:

$$v_t = \delta_1 v_{t-1} + \delta_2 v_{t-1}^2 + \delta_3 v_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (6)$$

Segundo Harvey et al. (2008), a expansão de segunda ordem na forma da equação x1 é usualmente considerada suficiente para capturar as características essenciais de não linearidade de modelos como ESTAR e LSTAR<sup>3</sup>.

Considerando então a equação (6), a hipótese nula de linearidade e a alternativa de não linearidade são expressas respectivamente como:

$$\begin{aligned} H_{0,0} : \delta_2 = \delta_3 = 0 \\ H_{1,0} : \delta_2 \neq 0 \text{ e/ou } \delta_3 \neq 0 \end{aligned}$$

onde  $H_{.,0}$  denota a hipótese sobre a pressuposição de que  $y_t$  é  $I(0)$ . Em termos de  $y_t$ , a equação (6) pode ser reescrita como:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em termos da equação (7), as hipóteses nula e alternativa podem ser testadas como:

$$\begin{aligned} H_{0,0} : \beta_2 = \beta_3 = 0 \\ H_{1,0} : \beta_2 \neq 0 \text{ e/ou } \beta_3 \neq 0 \end{aligned}$$

Assim, a estatística do teste Wald padrão é:

$$W_0 = T \left( \frac{RSS_0^r}{RSS_0^u} - 1 \right)$$

Em que  $RSS_0^u$  denota a soma dos quadrados dos resíduos por MQO da regressão irrestrita da equação (7) e impondo  $\beta_2 = \beta_3 = 0$  a equação (7) temos  $RSS_0^r$  que é a soma dos quadrados dos resíduos por MQO da regressão restrita, isto é equação (8):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Segundo os autores,  $W_0$  irá seguir uma distribuição assintótica  $\chi^2(2)$  sob a hipótese nula  $H_{0,0}$ .

Considerando o computo da estatística  $W_1$ , corresponde ao teste de linearidade quando a serie sob análise é considerada ser  $I(1)$  e se assume que a não linearidade se encontra na primeira diferença da série,  $y_t$ . Assim, admita o seguinte processo AR(1) não linear para uma série  $I(1)$ :

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + v_t, \\ \Delta v_t &= \phi \Delta v_{t-1} + \psi f(\Delta v_{t-1}, \theta) \Delta v_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

---

<sup>3</sup> Modelos Exponential Smooth Transition Autoregressive e Logistic Smooth Transition Autoregressive.

Onde  $\phi$ ,  $\psi$  são parâmetros e  $\Delta v_t$  é assumido ser globalmente estacionário. Assumindo que a função  $f(\cdot, \theta)$  admita uma expansão de série de Taylor em torno de  $\theta = 0$ , então a equação (9) pode ter a seguinte aproximação de segunda ordem:

$$\Delta v_t = \gamma_1 \Delta v_{t-1} + \gamma_2 (\Delta v_{t-1})^2 + \gamma_3 (\Delta v_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (10)$$

A hipótese nula de linearidade e a alternativa de não linearidade são expressas respectivamente como:

$$\begin{aligned} H_{0,1} : \gamma_2 = \gamma_3 = 0 \\ H_{1,1} : \gamma_2 \neq 0 \text{ e/ou } \gamma_3 \neq 0 \end{aligned}$$

onde  $H_{\cdot,1}$  denota a hipótese sobre a pressuposição de que  $y_t$  é I(1). Como no caso anterior da análise de I(0), a equação (10) pode ser reescrita como:

$$\Delta y_t = \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \gamma_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (11)$$

Neste caso, dado que  $\Delta y_t = \Delta v_t$  as hipóteses nula e alternativa,  $H_{0,1}$  e  $H_{1,1}$ , são as mesmas descritas acima. A correspondente estatística Wald baseada na equação (11) é:

$$W_1 = T \left( \frac{RSS_1^r}{RSS_1^u} - 1 \right)$$

Em que  $RSS_1^u$  denota a soma dos quadrados dos resíduos por MQO da regressão irrestrita da equação (x5) e  $RSS_1^r$  é a soma dos quadrados dos resíduos por MQO da regressão restrita quando se impõe  $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$  na equação (11), ou seja, equação (12):

$$\Delta y_t = \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

A teoria padrão de grandes amostras mostra, também, que  $W_1$  segue uma distribuição assintótica  $\chi^2(2)$  sob a hipótese nula  $H_{0,1}$ .

Harvey et al. (2008) assume que as equações (7), (8), (11) e (12) podem admitir uma estrutura autorregressiva mais geral de forma a permitir correção da correlação serial em  $y_t$ , isto é, as regressões podem ser expandidas com valores defasados de  $\Delta y_t$ .



### 3.2 Teste de raiz unitária não linear, abordagem de Kruse (2011)

Kruse (2011), assim como Kapetanios et al. (2003), parte de uma estrutura de modelo exponencial autorregressivo de transição suavizada (ESTAR) e desenvolve um novo teste de hipótese de raiz unitária contra um modelo ESTAR globalmente estacionário.

Em kapetanios et al. (2003) o parâmetro locacional da função de transição<sup>4</sup>, a qual é assumida ser exponencial, assume o valor zero. Entretanto, segundo Cuestas e Regis (2013) a imposição de um parâmetro locacional igual a zero na função de transição suavizada pode ser bem restritivo para variáveis em que o valor linear pode ser diferente de zero, o que é o caso para as séries de taxa de câmbio real como é observado em Taylor et al. (2001) e Rapach e Wohar (2006).

Neste contexto, o teste de Kruse (2011) que expande o teste de raiz unitária Kapetaneos et al. (2003) ao flexibilizar a pressuposição do parâmetro localização para um parâmetro diferente de zero. Assim, o teste de Kruse (2011) teria ganhos em termos de poder em relação ao teste de Kapetaneos et al. (2003).

De forma a permitir que o parâmetro de localização,  $c$ , tenha valor diferente de zero na função de transição exponencial, Kruse (2011) considera o seguinte modelo de série de tempo não linear:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} (1 - \exp\{-\gamma(y_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

Em que  $\varepsilon_t$  é iid(0,  $\sigma^2$ ),  $\gamma$  é o parâmetro de suavização e  $c$  o parâmetro de localização.

Seguindo Kapetaneos et al. (2003), Kruse (2011) aplica a expansão de Taylo de primeira ordem na função de transição  $G(y_{t-1}; \gamma, c) = (1 - \exp\{-\gamma(y_{t-1} - c)^2\})$  em torno de  $\gamma = 0$  e prossegue coma a regressão teste:

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

Para aumentar o poder do teste o autor impõe  $\beta_3 = 0$  a equação (14), assim:

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + u_t \quad (15)$$

Neste caso, a hipótese nula de raiz unitária fica  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$  e a hipótese alternativa de um processo ESTAR globalmente estacionário fica  $H_1 : \beta_1 < 0, \beta_2 \neq 0$ .

Neste caso, observe que em  $H_1$  o  $\beta_2$  tem duas unilateralidade devido ao fato do parâmetro de localização,  $c$ , poder assumir valores reais. Este problema no teste de um

<sup>4</sup> A função de transição empregada é:  $F(\theta; y_{t-1}) = 1 - \exp\{-\theta(y_{t-1} - c)^2\}$

parâmetro ser unilateral,  $\beta_1 < 0$ , e o outro ter duas unilateralidades,  $\beta_2 \neq 0$ , torna o emprego do teste Wald padrão inapropriado. Para resolver o problema, Kruse (2011) propõe um teste  $\tau$ , o qual é uma versão de teste Wald de Abadir e Distaso (2007).

### 3.3. Teste de raiz unitária linear e quebra estrutural

Como explicado anteriormente, para fins da análise das séries lineares de início empregou-se os testes de raiz unitária de Ng e Perron (2001) e Dickey-Fuller por mínimos quadrados generalizados, DF-GLS (Elliot et al., 1996) para a série da taxa de câmbio real efetiva. 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.

Entretanto, a existência de possível quebra estrutural nas séries, uma característica comum entre os países selecionados durante o período de análise, pode comprometer o poder destes testes ou acarretar em uma estacionaridade espúria. Assim, para evitar estes possíveis problemas empregou-se o teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena como proposto por 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 Strazicich (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 Strazicich (2003, pág. 1083), considere um processo de geração de dados, DGP, tal que:

$$y_t = \sigma' Z_t + e_t \quad (16)$$

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:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \mu_t \quad (17)$$

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.

### 3.4 Dados

Como foi explicitado anteriormente, o objetivo deste trabalho é verificar a validade da PPC. Para tanto foram executados testes de raiz unitária na taxa de câmbio real efetiva elaborada pelo BIS<sup>5</sup> (Bank for International Settlements). O período testado começa em janeiro de 1994 até o abril de 2014, totalizando 244 observações. O cálculo da taxa de câmbio pelo BIS é feita pela média geométrica entre as taxa de câmbio bilateral entre o país e seus parceiros comerciais, tendo referência o ano de 2008 como ponderação para a participação de cada parceiro, ajustada pelo índice de preços do consumidor. Sobre todas as séries foi aplicado o logaritmo natural.

### 4. Resultados

Inicialmente, procedeu-se o teste de linearidade de Harvey et al. (2008), cujo poder do teste não é afetado pela ordem de integração das séries, como descrito na metodologia. O objetivo, então, desta etapa é identificar quais séries de taxa de câmbio real efetiva tem características lineares ou não lineares. Em uma segunda etapa utiliza-se esta informação para realizar o teste de raiz unitário linear ou não linear de acordo com a característica em termos de linearidade da série.

<sup>5</sup> <http://www.bis.org/statistics/eer/index.htm>

Como pode ser visto na Tabela 1, rejeita-se a hipótese nula de linearidade a um nível de 5% de significância apenas para a taxa de câmbio real efetiva do México e Venezuela, ou seja, a taxa de câmbio destes dois países é não linear.

Tabela 1. Teste de linearidade de Harvey et al. (2008).

Séries	Lags <sup>1</sup>	$W_\lambda$
Argentina	4	1,944
Brasil	4	2,146
Chile	3	0,061
Colômbia	4	-1,940
México	2	18,451***
Peru	1	3,347
Venezuela	2	6,275**

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: \*\*\*,\*\* e \* denotam rejeição da hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 1%, 5% e 10% , respectivamente; 1: a ordem dos lags para o computo do teste foi escolhida de acordo com o Critério de informação de Akaike, AIC.

Uma vez identificado a linearidade das séries através da abordagem de Harvey et al. (2008), passa-se a análise da validade da hipótese da paridade de poder de compra através do teste de estacionaridade da taxa de câmbio real efetiva. Nesta parte, para as séries que se mostraram lineares optou-se inicialmente em se usar os testes de raiz unitária lineares DF-GLS e Ng-Perron. A escolha destes testes ocorreu pelas suas características de forma a mitigar os problema poder e tamanho dos testes tradicionais. A Tabela 2 traz os resultados destes testes de raiz unitária.

Tabela 1. Testes DF-GLS e Ng-Perron, com as variáveis em nível.

Séries	DF-GLS	MZA	MZT	MSB	MPT
Argentina	0,060	0,092	0,048	0,522**	20,671
Brasil	-1,613	-5,537	-1,646*	0,297	4,480
Chile	-2,373**	-11,281**	-2,375**	0,210**	2,172**
Colômbia	-1,038	-2,402	-0,950	0,395	9,394
México	-1,519	-5,695	-1,646*	0,289	4,431*
Peru	-2,375**	-11,550**	-2,375**	0,206**	2,235**
Venezuela	-0,338	-0,852	-0,331	0,388	12,562

Fonte: Cálculos do trabalho.

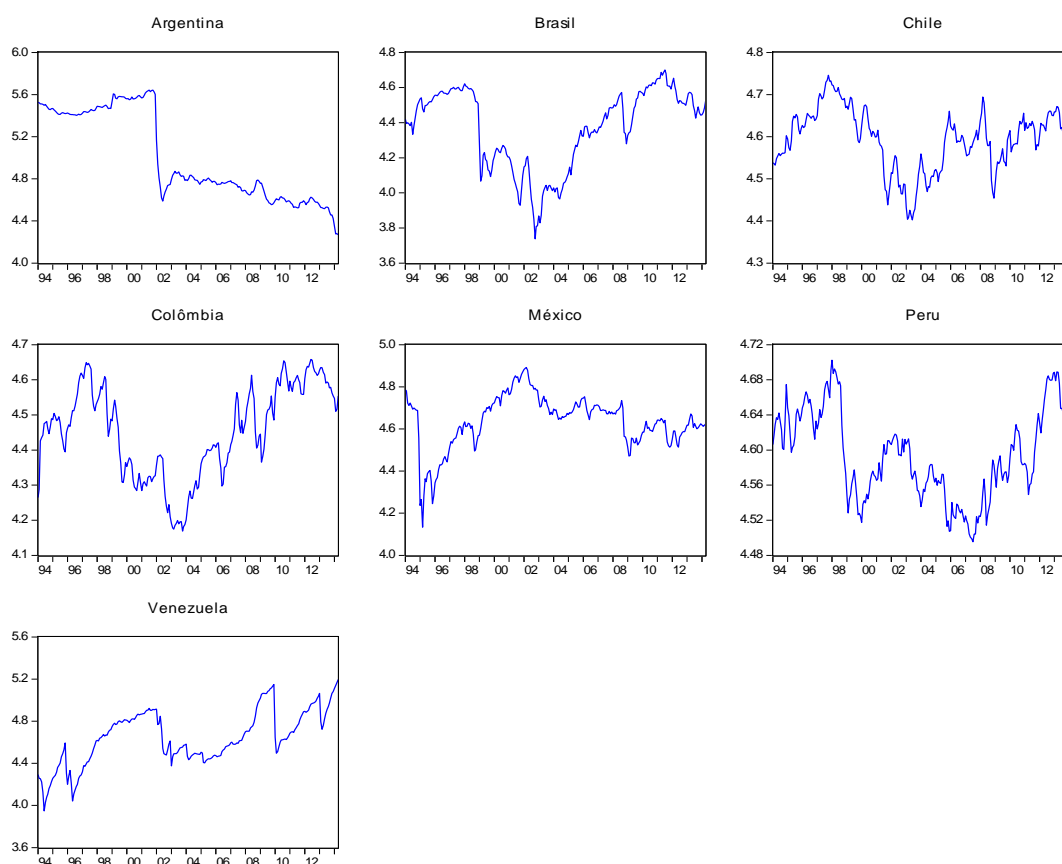
Nota: \*\*\*,\*\* e \* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10% , respectivamente; 1: a ordem dos lags para o computo dos testes foi escolhida de acordo com o Critério de Informação de Akaike modificado, AICM.

Observa-se na Tabela 2 que a rejeição da hipótese nula de raiz unitária a um nível de 5% de significância acontece apenas para a taxa de câmbio real efetiva do Chile e do Peru.

Em outras palavras, a TCRE destes países no período de tempo analisado são estacionárias e hipótese de PPC é válida para estes dois países. Percebe-se, também, que os testes de raiz unitária lineares indicam que as séries de TCRE para o México e Venezuela seriam não estacionária. Resultados estes esperados dado que as séries são consideradas não lineares pelo teste de Harvey et al. (2008).

As evoluções da taxa de câmbio dos sete países (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela) estão presentes na Figura 1. De acordo com Figura 1, para os cinco países (Argentina, Brasil, Colômbia, México e Venezuela) que apresentaram não estacionaridade na TCRE pelas abordagens linear, existe a possibilidade de presença de quebra estrutural na TCRE destes países estar interferindo nos resultados dos testes de raiz unitária. Assim, para verificar esta possibilidade foram executados os testes de Raiz Unitária com quebra estrutural endógena de Lee e Strazicich (2004 e 2003). Os resultados estão representados na Tabela 3.

Figura 1. Evolução da taxa de câmbio real efetiva para o período entre 01/1994 a 04/2014



Fonte: BIS (2014)

Tabela 3. Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Variável	Tipo	Uma Quebra			Duas Quebras Estruturais		
		Lags	Estatística $t$	Data da Quebra	Lags	Estatística $t$	Data da Quebra
Argentina	Crash	2	-3,47*	-	2	3,53*	-
Brazil	Break	2	-2,75	2002.11	1	-4,81	1998.10 2004.12
Colômbia	Break	10	-2,22	1999.08	1	-5,08*	1998.08 2004.05
Mexico	Break	8	-3,23	2009.03	11	-4,26	1998.09 2003.04
Venezuela	Crash	11	-3,33*	-	12	-3,65*	1998.08 2008.09

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).

Na tabela 3 não é possível rejeitar a hipótese nula dos testes de Strazicich (2004 e 2003) e um nível de 5% de significância, ou seja, a taxa de câmbio real efetiva para estes três países não é estacionária também para os testes com a presença de quebras estruturais. Outro resultado evidenciado na Tabela 3 é que para a análise com duas quebras estruturais a taxa de câmbio do Brasil, Colômbia, México e Venezuela tiveram uma quebra estrutural entre agosto e outubro de 1998. Esta quebra estrutural está associada à saída de capitais vivenciadas nas economias emergentes diante da crise Asiática em 1997, da crise Russa em agosto de 1998 e da quebra do fundo LTCM em setembro de 1998, que como consequência provocaram o *overshooting* da taxa de câmbio do Brasil em janeiro de 1999.

Como discutido na seção 3.2, uma característica das séries que podem reduzir o poder dos testes lineares de raiz unitária está na não linearidade das séries. Com relação a taxa de câmbio, segundo Cuestas e Regis (2013) a não linearidade das séries pode ocorrer por mudanças de regimes cambiais, períodos de hiperinflação e deflação. A estas possibilidades Kapetanios (2003) acrescenta a mudança de tecnologia que implica uma mudança permanente nos termos de troca, e nos termos relativos entre bens *tradables e nontradables*.

Neste sentido, dado os resultados de linearidade das séries, Tabela 1, onde as séries de taxa de câmbio real efetivo do México e Venezuela se mostraram como não lineares, foi executado os testes de raiz unitária não lineares de Kapetanios (2003) e Kruse (2011), reportados na Tabela 4.

Observa-se na Tabela 4 que dos países, México e Venezuela, apenas para o México é que a hipótese de PCC é válida. Este resultado se confirma tanto pela abordagem de Kapetanios quanto de Kruse, sendo que a de Kruse é a mais indicada dada que apresenta maior poder de teste que a de Kapetanios.

Em síntese, dos sete países da América Latina em que os testes de raiz unitária foram aplicados, apenas em três (Chile, México e Peru) é possível a validação da PPC para o período de tempo analisado.

Tabela 4. Teste de raiz unitária não linear

Série	KSS	KSS(m)	Kruse	Kruse(m)
Argentina	-1,06	-1,75	0,82	4,36
Brasil	-0,05	-2,24	2,41	1,39
Chile	-0,09	-2,33	7,94*	4,69
Colômbia	0,24	-1,95	6,17	3,66
México	-0,43	-4,71***	12,75***	40,29***
Peru	-0,001	-2,90*	6,36	6,82
Venezuela	0,72	-2,61	2,99	6,86

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: \*\*\*,\*\* e \* denotam nível de significância de 1%, 5% e 10% , respectivamente. A ordem dos lags para o computo dos testes foi escolhida de acordo com o Critério de informação de Akaike, AIC. KSS e KSS(m) denotam o teste de Kapetaneos et al. (2003) para a série original e a série filtrada pela média, respectivamente. Kruse e Kruse(m) denotam o teste de Kruse (2011) para a série original e a série filtrada pela média, respectivamente.

#### 4. Considerações finais

Inicialmente na análise da linearidade das séries de taxa de câmbio real efetiva, identifica-se que as séries para os países México e Venezuela teriam características não lineares. Assim, a estas séries os melhores modelos para a verificação da estacionaridade seria a categoria de modelos de teste de raiz unitária não linear, pois esta categoria de testes teriam maior poder que os testes tradicionais lineares. Para as demais séries que apresentaram característica linear a melhor representação para os testes de raiz unitária seria então os modelos lineares.

Os resultados da análise da validade da hipótese da PPC em sua versão absoluta mostrou que para a amostra de cinco países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru) que apresentaram linearidade em suas séries, apenas para os países Chile, Peru se encontrou evidência estatística de estacionaridade das séries de taxa de câmbio real efetiva, confirmando a validade da hipótese de PPC para estes países. Para as séries não lineares (México e Venezuela) a validade da hipótes da PPC se confirma apenas para o México. Neste caso, como pode ser visto na Tabela 1 os testes lineares de raiz unitária não rejeitam a hipótese nula de não estacionaridade para o México, como prevista pela discussão

de baixo poder dos testes tradicionais lineares em rejeitar a hipótese nula quando a série é gerada por um processo não linear.

## 5. Referencia

- Abadir, K. M.; Distaso, W. Testing joint hypotheses when one of the alternatives is one-sided. *Journal of Econometrics* **140**, 2007. 695-718
- Aksoy, Y.; Leon-Ledesma, M. A. Non-linearities and unit roots in G7 macroeconomic variables. *The B. E. Journal of Macroeconomics* **8**, 2008. 1-44
- Bahmani-Oskooee, M; Gelan, A. Testing PPP in the non-linear STAR framework: evidence for Afirca. *Economics Bulletin*, **6** (17), 2006. 1-15.
- Bahamani-Oskooee, M.; Hegerty, S. W. Purchasing Power Parity in Less-Developed and Transition Economies: a Review Paper. *Journal of Economic Surveys* **23**, 2009. 617-658.
- BIS - Bank for International Settlements. 2014. Disponível em: <http://www.bis.org/statistics/eer/index.htm>
- Chan, K. S. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autorregressive Model. *The Annals of Statistics* **21**, 1993. 520-533.
- Chang, T.; Lee C.; Chou, P. Purchasing Power Parity in G-7 Countries: Further Evidence Based on ADL Test For Threshold Cointegration. *Economics Bulletin* **31(2)**, 2011. 1172-1182
- Cuestas, J. C.; Regis, P. J. Purchasing Power Parity in OECD Countries: Nonlinear Unit Root Tests Revisited. *Economic Modelling* **32**, 2013. 343-346.
- Divino, J. A.; Teles, V. K.; Andrade J. P. On The Purchasing Power Parity For Latin-American Countries. *Journal of Applied Economics* **12(1)**, 2009. 33-54.
- Elliot, G.; Rothenberg, T. J.; Stock, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica* **64**, 1996. 813-36.
- Enders, W. ; Dibooglu, S. Long-Run Purchasing Power Parity With Asymmetric Adjustment. *Southern Economic Journal* **68(2)**, 2001. 433-445.
- Enders, W.; Granger, C. W. F. Unit-Root and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business and Economic Statistics* **16(3)**, 1998. 304-311.
- Enders, W. ; Siklos, P. S. Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics* **19(2)**, 2001. 166-177.
- Harris, D.; MaCabe, B. P.; Leybourne, S. J. Same limit theory for autocovariances whose order depends on sample size. *Econometric Theory* **10**, 2003. 829-864.



- Harvey, D. I. Leybourne, S. J. Testing for time series linearity. *Econometric Journal* **10**, 2007. 149-165.
- Harvey, D. I. Leybourne, S. J.; Xiao, B. A powerful test for linearity when the order of integration is unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* **12**, Article 2, 2008.
- Kim, H.; Moh, Y. A Century of Purchasing Power Parity Confirmed: the Role of Nonlinearity. *Journal of International Money and Finance* **29**, 2010. 1398-1405.
- Kapetaneos, G.; Shin, Y.; Snell, A. Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework, *Journal of Econometrics* **112**, 2003. 359-379.
- Kruse, R. A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics. *Statistical Papers* **52**(1), 2011. 71-85.
- Lee, J.; Strazicich M. C. Minimum LM Unit Root Test With Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics* **85**(4), 2003. 1082- 1089.
- Lee, J.; Strazicich M. C. Minimum LM Unit Root Test With One Structural Break. Appalachian State University, Department of Economics, *Working Paper* **17**. 2004
- Liew, V. K.; Pua, C.; Choong, C.; Lau, E. (2010) Revisiting Purchasing Power Parity for Central Asian Countries Using Threshold Cointegration Tests. *Economics Bulletin* **30**(2), 2010. 1283-1292.
- 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* **19**(5), 1996. 759-764.
- Luukkonen, R.; Saikkonen, P.; Teräsvirta, T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika* **75**, 1988. 491-499.
- Michael, P.; Nobay, A. R.; Peel D. A. Transaction Cost and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rate: an Empirical Investigation. *Journal of Political Economy* **105**, 1997. 862-879.
- Ng, S. Perron, P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica* **69**, 2001. 1519-1554.
- Perron, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica* **57**, 1989. 1361-1401.
- Rapach, D. E.; Wohar, M. E. The out-of-sample forecasting performance of nonlinear models of real exchange rate behavior. *International Journal of Forecasting* **22**, 2006. 341-361.

- Sercu, P.; Uppal, R.; Hulle, C. V. The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications For Tests of Purchasing Power Parity. *Journal of Finance* **50**, 1995. 1309-1319.
- Teräsvirta, T. Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of American Statistical Association* **89**, 1994. 208-218.
- Taylor, A. M.; Peel, D. A.; Sarno, L. Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzle. *International Economic Review* **42**, 2001. 1015-1042.
- Taylor, A. M. A Century of Purchasing Power Parity. *Review of Economics and Statistics* **84**, 2002. 139-150.
- Taylor, A.M.; Taylor, M. P. The Purchasing Power Parity Debate. *Journal of Economic Perspectives* **18(4)**, 2004. 135-158.
- Taylor, M. P. Long-run Purchasing Power Parity and Real Exchange Rates: Introduction and Overview. *Applied Economic Letters* **16**, 2009. 1-4.