

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Programa de Mestrado Profissional em Economia**

Roberto Cortez Alves

**Testando a Paridade do Poder de Compra da Moeda
Brasileira: Evidências Empíricas através de Testes de Raiz
Unitária e Estacionariedade**

**São Paulo
2009**

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Roberto Cortez Alves

**Testando a Paridade do Poder de Compra da Moeda Brasileira:
Evidências Empíricas através de Testes de Raiz Unitária e
Estacionariedade**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Orientador: Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior – Insper

**São Paulo
2009**

Roberto Cortez Alves

Testando a Paridade do Poder de Compra da Moeda Brasileira: Evidências Empíricas através de Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade / Roberto Cortez Alves; orientador Eurilton Alves Araújo Júnior – São Paulo: Insper, 2009.

32 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Roberto Cortez Alves

Testando a Paridade do Poder de Compra da Moeda Brasileira: Evidências Empíricas através de Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: Junho/2009

Banca Examinadora

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior
Orientador

Instituição: Insper

Assinatura: _____

Prof. Dr. Fabio Augusto Reis Gomes

Instituição: Insper

Assinatura: _____

Prof.Dr. Antônio Carlos Fiorêncio Soares da Cunha

Instituição: Ibmecc-RJ

Assinatura: _____

DEDICATÓRIA

A todos que se interessem pelo estudo da ciência econômica.

AGRADECIMENTOS

A Deus.

A meus adoráveis, admiráveis pais, Moacir e Silvana.

A minha bela e amada esposa, Ana.

A minha linda irmã, Marina.

Ao grande amigo Lívius Franco.

À querida amiga Marianna Costa.

Aos amigos-irmãos Milena Faccio e Helder Vieira.

Aos queridos líderes Fred e Fátima Bauerfeldt.

Ao amigo Luiz Fernando Lopes.

Ao amigo Martin Marron.

Aos amigos, pacientes mentores, Celso Portásio e Cláudio Berquó.

Ao Banco J.P Morgan.

RESUMO

ALVES, Roberto Cortez. **Testando a Paridade do Poder de Compra da Moeda Brasileira: Evidências Empíricas através de Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade**. 2009. 32 f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2009.

Este artigo testa a Paridade do Poder de Compra para o Brasil no período 1950-2008 usando Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade. Além disso, revê diversos trabalhos realizados anteriormente a respeito da teoria e testes da Paridade do Poder de Compra como uma relação válida de longo prazo para moedas nacionais.

Palavras-chave: PPC; câmbio; estacionariedade.

ABSTRACT

ALVES, Roberto Cortez. **Testando a Paridade do Poder de Compra da Moeda Brasileira: Evidências Empíricas através de Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade.** 2009. 32 f. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2009.

This article tests Purchasing Power Parity for Brazil in the 1950-2008 period using Unit Root and Stationarity Tests. Furthermore, revisits several previous works regarding theory and tests for the Purchasing Power Parity as a valid long-term relation for national currencies.

Keywords : PPP; foreign Exchange rate; stationarity.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da série $\ln(q)$	21
Tabela 2 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade.	25

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Logaritmos das taxas reais de câmbio.	21
Figura 2 – Histograma da série $\ln(q)$	22

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. REVISÃO DE LITERATURA	12
A) Lei do Preço Único.....	12
B) Paridade do Poder de Compra	13
C) O Caso Brasileiro	18
3. BASE DE DADOS.....	19
4. METODOLOGIA EMPÍRICA.....	22
A) Resultados	25
5. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES GERAIS	27
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	29
ANEXO 1: TABELAS – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA / ESTACIONARIEDADE.....	31
A. TESTE ADF COM CONSTANTE:	31
B. TESTE ADF COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:.....	32
C. TESTE ADF-GLS COM CONSTANTE:	33
D. TESTE ADF-GLS COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:.....	34
E. TESTE PP COM CONSTANTE:	35
F. TESTE PP COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:	36
G. TESTE KPSS COM CONSTANTE:.....	37
H. TESTE KPSS COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:	38
I. TESTE ERS COM CONSTANTE:.....	39
J. TESTE ERS COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:	39
K. TESTE NP COM CONSTANTE:	40
L. TESTE NP COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:.....	40

1. INTRODUÇÃO

A *Paridade do Poder de Compra* (PPC) é um conceito bastante antigo e discutido na literatura econômica e financeira. Sua origem¹ como tema encontra-se na Espanha do século XVI, em trabalhos de titulares da Universidade de Salamanca. Entretanto, foi o economista sueco *Gustav Cassel* quem, em princípios do século XX, melhor formalizou o assunto a partir da observação de que a taxa de câmbio S é o preço relativo entre duas moedas. Assim, se o poder de compra da moeda nacional equivale a $1/P$ e o poder de compra da moeda estrangeira é $1/P^*$, em que P e P^* são os índices de preços nacionais e estrangeiros, respectivamente, então, em equilíbrio, o valor relativo entre as duas moedas deverá refletir seus poderes de compra relativos, $S = P/P^*$.

A teoria determina que o *log* da taxa de câmbio real, $q \equiv s + p^* - p$, seja estável ao longo do tempo. Todavia, as observações empíricas rejeitam esta previsão. Estudos como Flood & Taylor (1996) mostram, por exemplo, os valores do dólar norte-americano (USD) e PPCs relativas a outros países industrializados formadas com índices de preços ao consumidor (IPC), expressos em logaritmos, nos anos 70, 80 e 90. Enquanto há períodos em que a taxa nominal de câmbio desvia da PPC, as duas séries tendem a reverter em direção recíproca ao longo do tempo. Como resultado, a macroeconomia internacional entende a Paridade de *Cassel* como uma teoria de determinação da taxa de câmbio no longo prazo, em que a PPC ($p - p^*$) é um '*long-run attractor*' para a taxa de câmbio nominal.

A seção II deste trabalho apresenta uma breve porém cuidadosa revisão da literatura e alguns testes tradicionalmente realizados com o intuito de verificar a validade da PPC a longo prazo. Em III, procura-se estabelecer parâmetros e definições adequadas ao caso brasileiro, determinando a taxa real de câmbio no período analisado, denominada em Reais por unidade da moeda estrangeira. Esta seção inclui a discussão a respeito dos índices de preços, períodos e outros aspectos relevantes na construção da taxa real.

Testes de raiz unitária são realizados e brevemente explicados na seção IV.

Finalmente o item V apresenta conclusões e possíveis extensões de trabalho no campo da taxa de câmbio brasileira e PPC.

¹ Veja Rogoff, K. (1996), Copeland, L. (1989, cap. 2) e Sarno & Taylor (2002, cap. 3).

2. REVISÃO DE LITERATURA

A) Lei do Preço Único

Uma das bases da *Paridade do Poder de Compra* é a chamada *Lei do Preço Único* (*LOOP*²). Formalmente, podemos definir a *LOOP* em sua versão absoluta como:

$$P_{i,t} = S_t \cdot P_{i,t}^* \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.1)$$

em que $P_{i,t}$ denota o preço do bem i em moeda nacional no tempo t ; $P_{i,t}^*$ é o preço do bem i em moeda estrangeira no tempo t ; e S_t é a taxa de câmbio nominal expressa como o preço em moeda nacional de uma unidade de moeda estrangeira. Pela equação (2.1), a versão absoluta da *LOOP* implica que o mesmo bem deverá ter o mesmo preço em diferentes países quando preços estiverem expressos em uma mesma moeda. O principal argumento por que a *LOOP* deve valer baseia-se geralmente na idéia de arbitragem perfeita de bens.

Em sua versão relativa, a *LOOP* pode ser descrita da seguinte forma:

$$\frac{P_{i,t+1}^* \cdot S_{t+1}}{P_{i,t+1}} = \frac{P_{i,t}^* \cdot S_t}{P_{i,t}} \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad (2.2)$$

Testar a validade da *LOOP* requer que os bens produzidos internacionalmente sejam substitutos perfeitos. Se for este o caso, então a condição de arbitragem perfeita de bens deverá garantir igualdade de preços em mercados de bens integrados.

Ocorre que muitos estudos³ puderam firmemente rejeitar a *LOOP* (e também a PPC) no curto prazo. Entre as razões fundamentais destacam-se: a problemática hipótese de bens perfeitamente substituíveis produzidos em diferentes países, a presença de tarifas de importação/exportação, custos de transporte, impostos e as barreiras não-tarifárias. As violações da *LOOP* serão tão maiores quanto maiores forem as barreiras ao comércio internacional.

² Do inglês: *Law of One Price*.

³ Mark, Nelson C. (2001, cap. 7) descreve de forma sucinta e didática os trabalhos de Isard (1977) e Engel & Rogers (1944) sobre a *Lei do Preço Único* e, mais genericamente, as *fronteiras* de comércio internacional.

O conhecido índice *Big Mac*, por exemplo, revela outros aspectos da dificuldade em se manter a *LOOP*: mesmo que o produto final seja idêntico em dois países, provavelmente haverá *inputs* de natureza não-comercializável em sua confecção, potencialmente impactando de maneiras distintas os custos nos dois países. Os ambientes de concorrência das firmas nos diferentes países também podem ser uma fonte de descolamento de preços, na medida em que as margens de lucro (e, portanto, o preço final do bem) sejam função da intensidade desta concorrência.

B) Paridade do Poder de Compra

Somando todos os bens comercializáveis em cada país, a *versão absoluta* da PPC requer:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \alpha_i p_{i,t}^* \quad (2.3)$$

em que os pesos dos bens, α_i , satisfazem $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$; p e p^* são logaritmos⁴ dos índices de preços nacional e estrangeiro, respectivamente.

A partir de (2.3) podemos derivar a condição de PPC *absoluta*:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2.4)$$

E percebemos que a taxa de câmbio real, aqui definida em forma logarítmica, também pode ser vista como um desvio em relação à PPC:

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^* \quad (2.5)$$

Existem muitos trabalhos empíricos focados em revelar se a PPC representa ou não uma ferramenta válida para fins de previsão. A evidência sugere, como bem descrito em Taylor & Taylor (2004), que, apesar de haver desvios significativos em magnitude e persistência a curto e médio prazos, as taxas de câmbio apresentam uma tendência a gravitar em torno de seus valores de PPC no longo prazo.

⁴ A utilização dos *logaritmos* decorre do pressuposto de que se utilizou de um índice *geométrico* de preços. Se for utilizado um índice *aritmético*, a somatória deve dar-se sem tomar logaritmos das variáveis.

Os primeiros estudos, até a década de 70, baseiam-se em estimativas de equações da forma:

$$s_t = \alpha + \beta \cdot p_t + \beta^* \cdot p_t^* + \omega_t \quad (2.6)$$

em que ω_t é um termo de 'disturbance'. Um teste das restrições $\beta=1$ e $\beta^*=-1$ seria interpretado como um teste da versão absoluta da PPC, enquanto um teste com as mesmas restrições aplicado às variáveis em primeiras diferenças seria interpretado como um teste da versão relativa da PPC.

A maior parte da literatura baseada em estimações de equações da forma (2.6) geralmente sugere a rejeição da hipótese de PPC. Entretanto, um estudo de Frenkel em 1978 sobre as taxas de câmbio de países com altos índices de inflação apresentou coeficientes β e β^* estimados com valores muito próximos de 1 e -1, sugerindo que a PPC seria, sim, um importante *benchmark* na modelagem de longo prazo da taxa de câmbio. Ressalvas importantes sobre este trabalho estão relacionadas a questões econométricas: Frenkel não investiga as propriedades estocásticas dos resíduos e, particularmente, não testa sua *estacionariedade*. Resíduos não-estacionários levariam a crer que parte dos choques incidentes sobre a taxa real de câmbio seja permanente, violando a PPC.

Outra parcela importante dos testes de *Paridade do Poder de Compra*, como Roll (1979), Adler & Lehmann (1983), Frenkel (1986) e Meese & Rogoff (1988), baseou-se em testar a não-estacionariedade da taxa real de câmbio como definida em (2.5), através de uma regressão auxiliar do tipo:

$$\Delta q = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot t + \gamma_2 \cdot q_{t-1} + \Xi(L) \cdot \Delta q_{t-1} + e_t \quad (2.7)$$

em que $\Xi(L)$ representa um polinômio de ordem p do operador de defasagem L , e e_t é um ruído branco. Nesse sentido, testar para a hipótese nula de que $\gamma_2 = 0$ equivale a testar para a existência de uma raiz unitária no processo gerador de dados de q_t e implicaria que não existe equilíbrio de longo prazo para q_t . A hipótese alternativa, de validade da PPC, requer que $\gamma_1 < 0$.

Uma segunda abordagem para teste de não-estacionariedade da taxa real de câmbio envolve testes com índices de variância⁵. Neste caso a persistência da taxa é medida usando um teste não-paramétrico, conforme Cochrane (1988):

⁵ MacDonald, R. (1995) oferece descrições bastante didáticas a respeito dos testes de raiz unitária das formas descritas pela equação (2.7) e pelo índice de variância em (2.8).

$$z(k) = \frac{1}{k} \frac{\text{var}(q_t - q_{t-k})}{\text{var}(q_t - q_{t-1})} \quad (2.8)$$

em que k é um inteiro positivo e “var” representa variância. Se a taxa de câmbio segue um passeio aleatório, então o índice em (2.8) deve ser igual a 1, dado que a variância da mudança de k períodos deveria ser k vezes a variância da mudança de um período. Em contrapartida, se a taxa apresentar reversão à média, $z(k)$ deve assumir um valor entre 0 e 1.

Novamente, salvo algumas exceções (entre elas, Huizinga (1987) e Chowdhury & Sdogati (1993)), a maior parte dos testes realizados empregando as modalidades (2.7) e (2.8) não pôde rejeitar a hipótese de passeio aleatório para a taxa real de câmbio.

Em 1992, Joseph A. Witt Jr., economista do departamento de pesquisa do *Fed* de Atlanta realizou um interessante trabalho que chamou “*A Reconsideration*”. Utilizando-se dos argumentos de Sims (1988) de que os testes tradicionais de raiz unitária não poderiam discernir especificamente entre raiz unitária e um grande coeficiente de autocorrelação estacionário, Witt termina por rejeitar a hipótese de passeio aleatório da taxa real de câmbio. Ou ainda, entende que mesmo que os choques incidentes na taxa real persistam por anos, eles não são permanentes.

Finalmente os estudos de co-integração também compõem a lista dos principais e mais tradicionais meios de pesquisa da PPC. Originalmente desenvolvido por Engle & Granger (1987), este parece ser um instrumento bastante adequado para o teste de Paridade, segundo Sarno & Taylor (2002).

A análise de co-integração estabelece que duas séries quaisquer, não-estacionárias, que sejam integradas de mesma ordem, são co-integradas se uma combinação linear das duas existe e é estacionária. No contexto que nos interessa, se a taxa nominal de câmbio, s_t , e o preço relativo, $\pi_t \equiv p_t - p_t^*$, após serem diferenciados d vezes, possuírem representações do tipo *ARMA*, estacionárias, invertíveis, tal que ambas sejam integradas de ordem d , então a combinação linear:

$$s_t + k \cdot \pi_t = z_t \quad (2.9)$$

também será, em geral, integrada de ordem d , se a taxa *real* de câmbio tiver um componente aleatório. Para o teste de PPC, deseja-se que d seja igual a 1, ou seja, s_t e π_t devem ser variáveis $I(1)$, devendo z_t reverter para a média. Neste caso, pode-se admitir que uma relação de longo prazo existe entre as variáveis consideradas, dado que (a) elas compartilham da mesma tendência estocástica e que (b) a co-integração

de duas variáveis é, no mínimo, condição necessária para que elas possuam uma relação [linear] de longo prazo.

Alguns estudos empíricos de co-integração revelam que a hipótese nula de não co-integração é mais facilmente rejeitada quando ocorrem regimes de câmbio fixo ao invés de flutuante. Também parece haver maior presença de reversão em direção à PPC em períodos como o *Entre-Guerras* e para países com altos índices de inflação, conforme citado anteriormente. Alguns destes trabalhos são: Taylor & McMahon (1988), McNown & Wallace (1989) e Coudry, McNown & Wallace (1991).

Ainda em defesa da metodologia de co-integração, MacDonald (1993) atesta que uma de suas principais vantagens em relação aos testes de raiz unitária é a não-obrigatoriedade de se restringir, em termos da equação (2.6), $\beta = 1$ e $\beta^* = -1$. Esta discussão se refere ao que chamamos de forma forte e forma fraca da PPC. No primeiro caso, os coeficientes deveriam ser iguais a 1 (em módulo) e possuir sinais opostos. A esta característica a literatura denomina proporcionalidade. A forma fraca não impõe restrições ao vetor de co-integração (coeficientes β e β^*) e requer apenas que as séries sejam co-integradas.

Dada a grande probabilidade de que as séries de índices de preços utilizadas nas análises empíricas não sejam as séries “verdadeiras” (perfeitamente representativas das cestas de consumo das populações, como idealizado pela teoria), dever-se-ia enfatizar a forma fraca da PPC.

MacDonald (1993) elabora ainda uma importante análise sobre as séries de dados utilizadas: suas ordens de integração ou estacionariedade. O autor emprega o teste *Augmented Dickey-Fuller* (com defasagem tal que assegure que os resíduos nas representações auto-regressivas de todas as séries sejam ruídos brancos) para as variáveis em nível, primeiras e segundas diferenças. Todas as séries de taxas de câmbio⁶ parecem possuir uma única raiz unitária quando avaliadas em nível; porém não foi este o caso para estas variáveis em primeiras diferenças. Para as séries de preços, entretanto, a conclusão é menos clara: três das séries em primeiras diferenças pareceram estacionárias ao nível de significância de 5%, e seis ao nível de 10%. As demais necessitaram ser diferenciadas pela segunda vez para que se pudesse rejeitar a hipótese nula de não-estacionariedade.

Portanto, algumas das séries pareceram ser integradas de segunda ordem, $I(2)$. Isto, segundo o autor, não impede que as variáveis interajam de maneira que produzam uma série $I(0)$. Para maiores esclarecimentos sobre como efetuar testes de co-

⁶ Ver MacDonald, R. (1993). Dados do IFS (*International Financial Statistics*): taxas de câmbio entre o Dólar Americano e Dólar Canadense, Franco Francês, Marco, Iene e Libra; de Janeiro de 1974 a Junho de 1990. Índices de preços de atacado e varejo, separadamente, foram utilizados.

integração multivariados quando o conjunto de variáveis sob análise consiste em tipos $I(1)$ e $I(2)$, o autor remete a Johansen (1992) e Granger (1986).

Os resultados de MacDonald (1993) fornecem claro suporte para a validade da PPC, pelo menos em sua forma fraca.

Na mesma linha, o *paper* de Su Zhou, de 1997, também encontra suporte para a forma fraca da PPC para quatro países com altos níveis de inflação: Brasil, Israel, México e Zaire. O interesse em países com tal característica inflacionária advém do entendimento de que neles a Paridade seria mais facilmente verificada: seus choques são de natureza predominantemente monetária, e os efeitos de preços relativos seriam acompanhados pelos movimentos de níveis gerais de preços.

Zhou (1997) aprofunda ainda mais os estudos de MacDonald (1993) a respeito das séries e recorre a Perron (1989), Christiano (1992) e Zivot & Andrews (1992) para lembrar que os testes *Augmented Dickey-Fuller* tradicionais são inadequados para variáveis com quebras estruturais. Estas quebras enviesam os testes ADF em direção à não-rejeição da hipótese de raiz unitária. E, como nos casos daqueles países e períodos parece realmente haver mudanças estruturais nas médias e/ou variâncias das séries, seria apropriado adotar o método de Zivot & Andrews (1992), também chamado ADF seqüencial, que não apenas permite identificar a ordem de integração das variáveis com quebras estruturais, mas também possibilita testar um possível ponto de quebra, ao invés de simplesmente assumir que ele existe.

Os resultados de Zhou (1997) mostraram que os testes ADF tradicionais conduzem à não-rejeição da hipótese nula de raiz unitária para as variáveis em primeiras diferenças, sugerindo que as variáveis possam ser $I(2)$. Todavia os testes ADF seqüenciais rejeitam a hipótese de não-estacionariedade a 5% de nível de significância. Ou seja, por esta metodologia, as séries taxa de câmbio, índice de preços nacional e índice de preços estrangeiro, para os quatro países em questão, em nível, são provavelmente integradas de ordem 1 (contrariando trabalhos anteriores, como Mahdavi & Zhou (1994), que usavam testes ADF padrão).

Tendo evidenciado que as variáveis em primeiras diferenças são estacionárias com quebras de tendência, Zhou aplica testes de co-integração diretamente às variáveis em nível, através de um vetor de correção de erros (VEC) com hipótese nula de não co-integração. Quando despreza os ajustes necessários referentes à existência das quebras, o resultado aponta para não rejeitar a hipótese nula de não co-integração entre as variáveis para a maior parte dos países. Porém, destaque-se, o resultado do estudo com os ajustes para quebras de tendência é rejeitar a hipótese nula para todos os casos, ao nível de significância de 5%.

Zhou (1997) fornece, portanto, mais argumentos em favor da validade da PPC (em sua forma fraca, para países com altos níveis de inflação).

C) O Caso Brasileiro

Um dos trabalhos realizados para o Brasil é Holland & Valls (1999), que termina por apoiar a validade da PPC. Oferece uma boa revisão de trabalhos anteriormente realizados no Brasil (Rossi (1991), Zini Jr (1993), Zini Jr & Cati (1993), Rossi (1996), etc.) e utiliza co-integração como ferramenta de estudo. Os autores apontam potenciais problemas econométricos nos trabalhos anteriores (como Zini Jr & Cati (1993), que apesar de acertar na utilização do VEC, deixaram de tratar uma quebra de tendência na série; e Zini Jr (1993), que não analisou as condições de estacionariedade das séries temporais e, portanto, gerou um conjunto de regressões espúrias).

Os autores preferem analisar a versão relativa da PPC, e utilizam IPA-EUA vs. IPC-BR, alegando que “uma medida de câmbio real amplamente divulgada na literatura de economia internacional estabelece uma estreita relação entre os preços dos bens internacionais – *tradables* – e preços dos bens domésticos – os *nontradables*.” Acrescentam ainda que “há uma forte correlação entre o comportamento do saldo comercial e o comportamento da taxa de câmbio quando se utiliza como medida empírica do *câmbio real* a razão IPA/IPC.”

Inicialmente, estimam um VAR para as variáveis taxa de câmbio e diferencial de inflação ($\Delta P^* - \Delta P$). Apesar de constatarem a presença de um vetor de co-integração, foi rejeitada a hipótese de normalidade para os erros das equações de câmbio e de diferencial de inflação (mesmo incorporando *dummies* no sistema), o que enfraquece o teste de Johansen. Para corrigir este problema, o sistema foi dividido em dois momentos (1974 – 1985, período de minidesvalorizações; e 1986 – 1997, período de combate à inflação). Esta partição da amostra (e a utilização de uma *dummy* em 1982) tornou válida a suposição de resíduos gaussianos.

Outro estudo, Kannebley Jr. (2003), ressalta a boa adequação dos testes de raiz unitária e estudos de co-integração na verificação da validade da PPC. Mais especificamente sobre o Brasil, Kannebley afirma que a PPC em sua versão relativa é mais freqüentemente verificada / não rejeitada do que a versão absoluta, independentemente dos índices de preços e dos períodos analisados. Para a versão absoluta, entretanto, os resultados são mais divergentes, devido justamente aos diferentes períodos considerados e à utilização de diferentes deflatores para o cálculo da medida de taxa real de câmbio.

Citando Edwards (1998), Kannebley lembra, assim como Holland & Valls (1999), que a taxa de câmbio real é definida (teoricamente) como o preço relativo dos bens internacionais (*tradables*) com relação aos bens nacionais (*nontradables*). “Na maioria dos casos, em função da disponibilidade de informações, são preferidos os índices de preços ao atacado (IPA) ou os índices de preços ao consumidor (IPC). De acordo com os preceitos teóricos da PPC, a possibilidade de verificação de sua validade é menor em um indicador de taxa real de câmbio calculado como a razão dos IPCs. Isso ocorre em razão da [alta] probabilidade de disparidades entre os índices, provenientes das diferenças de hábitos e gostos de consumo, efeitos de diferenciais de produtividade entre o conjunto de bens *tradables* e *nontradables* da economia, além da maior dificuldade de arbitragem internacional.” Já quando se utilizam IPAs, e “sem maiores impedimentos ao comércio internacional, a arbitragem internacional tende a favorecer a verificação da PPC caso o grau de homogeneidade dos bens seja alto.”

De fato, o autor fora capaz de verificar a validade da PPC absoluta somente para a taxa calculada a partir de índices de preços no atacado – Kannebley utiliza o IPA-DI da FVG. Para os EUA, utiliza índices produzidos pelo *Bureau of Labor and Statistics*. Ressalta a existência de quebras estruturais para a taxa real de câmbio (Brasil x EUA), no período entre 1980 e 1985, quando o país passou por desvalorizações corretivas da taxa nominal (e conseqüente apreciação dos bens *tradables* em relação aos *nontradables*).

O autor aponta supostas imperfeições nos trabalhos de McNown & Wallace (1989) e Rossi (1991): além de escolherem períodos reduzidos para análise, os níveis de inflação e as taxas de desvalorização estavam transitando para patamares mais elevados, com maior variabilidade da inflação e diversas desvalorizações cambiais. Isto explicaria, por exemplo, os resultados contraditórios de McNown & Wallace (1989), que rejeitam a PPC absoluta por meio de testes de raiz unitária, mas obtêm evidências favoráveis quando estimam um modelo *VEC*.

3. BASE DE DADOS

Como citado anteriormente, este *paper* busca verificar a presença de raiz unitária na série taxa de câmbio real entre a moeda brasileira e o dólar norte-americano, no período de 1950 a 2008. Foram obtidos dados mensais das variáveis (a) índice de preços no atacado brasileiro (IPA-DI da FGV, disponível no site do IPEA), (b) índice de preços no atacado americano (PPI, disponível no site do *Bureau of Labor Statistics*),

e (c) câmbio nominal R\$/US\$ (média mensal das cotações de venda, disponível no site do *IPEA*).

Preferiu-se utilizar índices de preços no atacado devido à maior presença de itens transacionáveis nestes do que nos índices de preços ao consumidor, em linha com o entendimento de Kannebley Jr. (2003).

A taxa de câmbio real brasileira foi calculada por $q = (S \cdot P^*) / P$, em que S é o câmbio nominal em reais por dólar, P^* é o índice de preços estrangeiro, e P é o índice de preços nacional. A série efetivamente utilizada nos testes é $\ln(q)$ e não foram estudadas eventuais quebras estruturais nas séries de dados.

Considerou-se suficientemente longo o período 1950 – 2008, embora nenhuma avaliação quantitativa tenha sido realizada, por exemplo, comparando os resultados dos testes neste período a outros de períodos maiores ou menores. MacDonald (1995) explora muito bem esta questão e avalia que os erros-padrão na estimação de um coeficiente caem consideravelmente quando se alongam as séries a partir de 23 anos até 100 anos, o que, segundo o autor, provocaria mudança também no resultado do teste para hipótese de raiz unitária. Remete ainda a Grilli & Kaminsky (1991), que analisaram a libra esterlina ‘real’ no período entre 1885 e 1986 e puderam rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para a amostra total, mas o mesmo não ocorreu para subamostras mais curtas.

Diferenças de regimes cambiais praticados no país também deveriam ter seus efeitos minimizados devido ao longo período de tempo analisado. Novamente, nenhuma avaliação profunda foi realizada neste sentido.

A seguir estão as principais características da série de dados utilizada:

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas Básicas

Variável: $\ln(q)$	
706 observações	
q: taxa real de câmbio R\$/US\$	
Média	1,343081
Mediana	1,408896
Máximo	1,945495
Mínimo	0,561576
Desvio-padrão	0,272154
Assimetria (<i>skewness</i>)	-0,66661
Curtose	2,846771

Figura 1 – Logaritmo da Taxa Real de Câmbio R\$/US\$

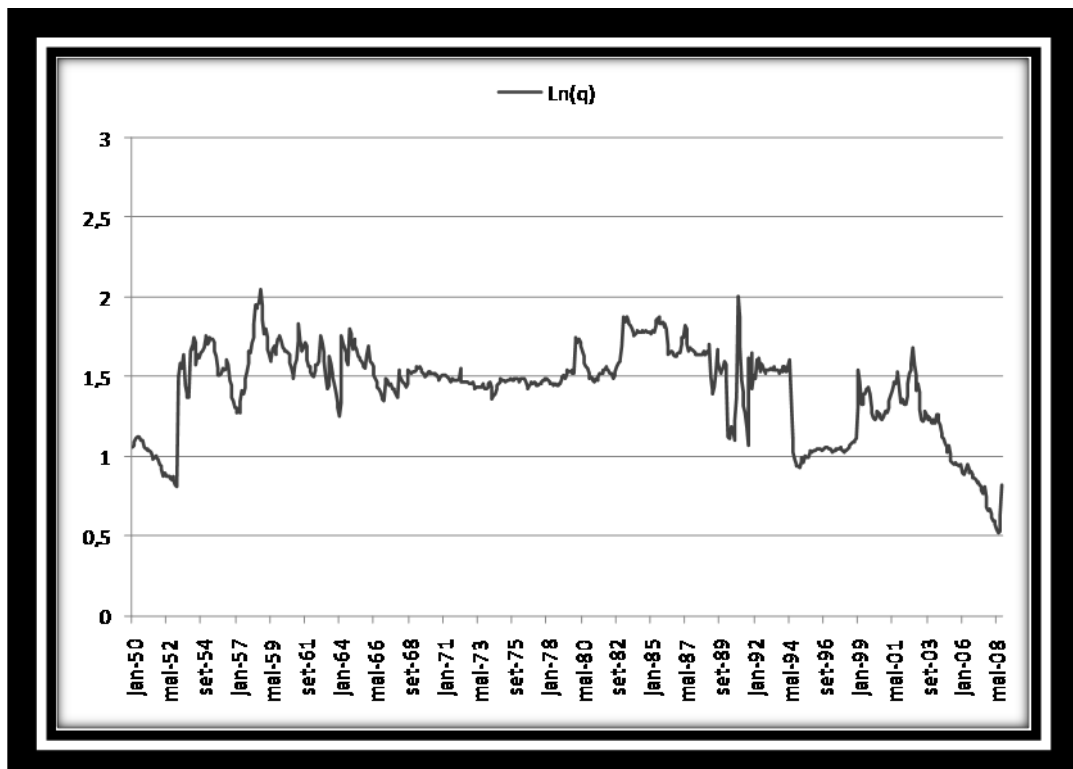
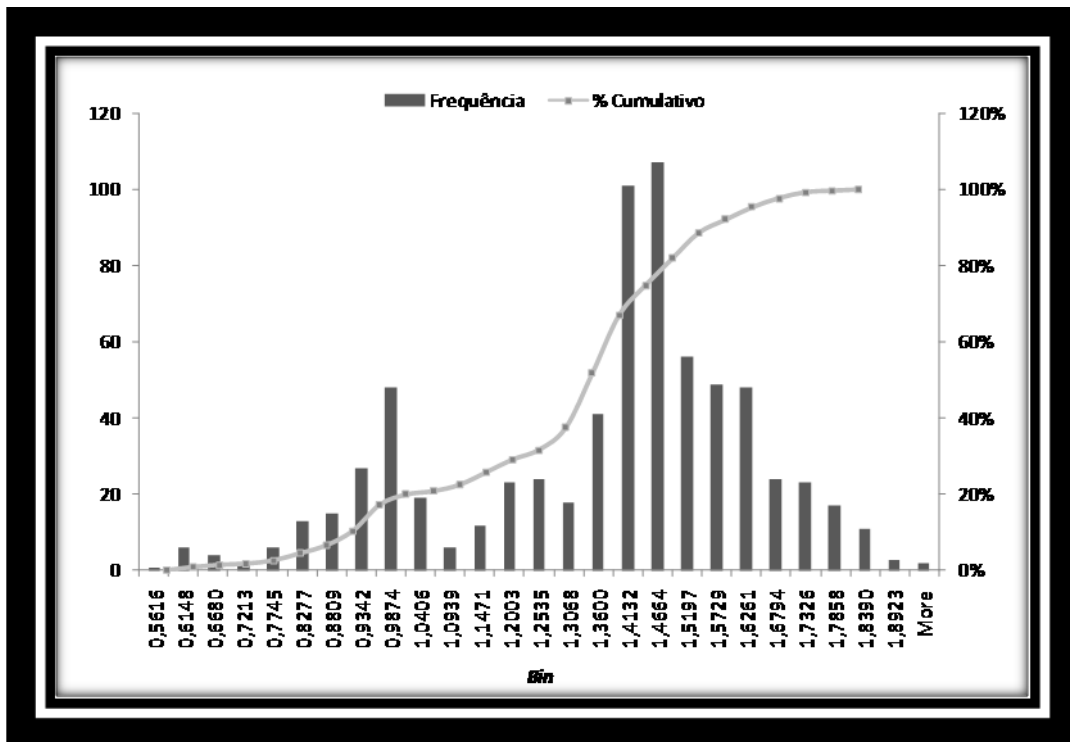


Figura 2 – Histograma da série $\ln(q)$



4. METODOLOGIA EMPÍRICA

O conceito de estacionariedade está relacionado ao “comportamento” ou “estrutura” de um processo ou série de dados ao longo do tempo. Estes serão considerados “estacionários em covariância” ou “fracamente estacionários” quando (a) seus primeiro e segundo momentos forem constantes e independentes da variável t , o tempo, e (b) suas autocovariâncias dependerem exclusivamente do “decaimento no tempo” ou “distância temporal”. Mais especificamente no contexto da verificação da *Paridade do Poder de Compra* de uma moeda, buscamos investigar se a série ‘câmbio real’ é estacionária, ou seja, se apresenta, essencialmente, média, variância e autocovariâncias finitas, independentes de t e constantes.

Podemos dizer que um processo estacionário apresenta a propriedade de reverter à média. Ou seja, ele orbitará em torno da média, como se esta o atraísse ao longo do tempo.

Por fim, processos estacionários podem ser estudados utilizando-se modelos autorregressivos (ARMA). Analisando um simples AR(1), do tipo $y_t = \alpha + \phi_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$, podemos extrair a importante condição de estacionariedade $\phi_1 \neq 1$. Basta calcular sua

média ($E(y_t)$), sabendo que ε_t é um ruído branco ($\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$): $\mu = \alpha / (1 - \phi_1)$. Mais do que isto: analisando as autocovariâncias chegaremos a uma condição de estacionariedade ainda mais forte: $-1 \leq \phi_1 \leq 1$, pois $Cov_k(y_t) = \phi_1^k \cdot Var(y_t)$, em que k é a ordem de defasagem ou distância temporal. Assim, se ϕ_1 estiver fora do “círculo unitário”, este será um processo cuja memória aumenta conforme aumenta a defasagem; ou, em outras palavras, seus choques nunca dissipam e, portanto, o processo não é estacionário.

Foram executados os seguintes testes convencionais de raiz unitária / estacionariedade⁷:

1. **Augmented Dickey-Fuller (ADF; Said e Dickey, 1984)**: teste de raiz unitária que utiliza a equação (2.7), $\Delta q = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot t + \gamma_2 \cdot q_{t-1} + \Xi(L) \cdot \Delta q_{t-1} + e_t$, e testa a hipótese nula de que q seja $I(1)$, o que implica que $\gamma_2 = 0$. A premissa deste método é que a série original, q , possui uma estrutura que pode ser descrita por um modelo tipo ARIMA.
2. **Dickey-Fuller – Generalized Least Squares (DF-GLS; ERS, 1996)**: versão aprimorada (maior poder assintótico) do teste ADF em que Elliot, Rothenberg e Stock promovem um *detrending* dos dados originais. Estimam a regressão do teste ADF por mínimos quadrados, agora omitindo os termos determinísticos, e computam as estatísticas t .
3. **Phillips-Perron (PP, 1988)**: difere do teste ADF principalmente em como lidar com correlação serial e heterocedasticidade nos resíduos. Em particular, onde o ADF emprega uma auto-regressão paramétrica para aproximar a estrutura ARMA dos resíduos, o teste PP ignora qualquer correlação serial na regressão de teste e efetua correções (para correlação serial e heterocedasticidade dos resíduos) diretamente nas estatísticas de teste. A vantagem do PP em relação ao ADF é que ele mostra-se robusto às formas gerais de heterocedasticidade nos resíduos.
4. **Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS, 1992)**: teste LM de estacionariedade (hipótese nula de estacionariedade da variável) a partir de uma série $y_t = \beta' \cdot D_t + \mu_t + u_t$, em que $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$ é um passeio aleatório puro com variância σ_ε^2 , igual à do ruído branco ε_t . A hipótese nula de que y_t é $I(0)$ é formulada como $H_0: \sigma_\varepsilon^2 = 0$, o que implica que μ_t seja uma constante. D_t é o vetor de componentes determinísticos (*constante* apenas ou *constante e tendência*); e u_t é $I(0)$ e pode ser heterocedástico.

⁷ O software utilizado foi o EViews, versão 6.

5. *Elliot-Rothenberg-Stock (ERS, 1996)*⁸: também conhecidos como *Point Optimal Test*. Baseia-se em uma regressão que trabalha com o que se chamam dados “*quasi-diferenciados*”.
6. *Ng-Perron (NP, 1995)*: versão aprimorada dos testes DF e PP. Também utiliza o *detrending* por GLS e promove modificação nos critérios para definição da quantidade de *lags* do modelo.

⁸ Maiores detalhes sobre “*quasi-diferenciação*” e sobre o teste ERS podem ser encontrados em Elliot, Rothenberg, Stock (1996) e Cooray & Wickremasinghe (2005).

A) Resultados

Tabela 2 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade
(Série: Ln(q); q : taxa real de câmbio R\$/US\$. Período: 1950-2008)

Teste	Exógeno(s)	Estatística de Teste	Valor Crítico (nível significância)	P-valor	Conclusão	Observação
ADF	Constante	-3,02634	-2,865441 (5%)	0,0330	Estacionário	Schwarz I.C.: -2,53831
ADF	Constante, Tendência Linear	-3,55696	-3,416231 (5%)	0,0343	Estacionário	Schwarz I.C.: -2,53506
ADF-GLS	Constante	-1,85315	-1,61640 (10%)	-	Estacionário	Schwarz I.C.: -2,53948
ADF-GLS	Constante, Tendência Linear	-2,12868	-2,57000 (10%)	-	Não Estacionário	Schwarz I.C.: -2,54093
PP	Constante	-3,02692	-2,865423 (5%)	0,0329	Estacionário	Schwarz I.C.: -2,536991
PP	Constante, Tendência Linear	-3,54099	-3,41620 (5%)	0,0359	Estacionário	Schwarz I.C.: -2,533726
KPSS	Constante	0,80004	0,73900 (1%)	-	Estacionário	Schwarz I.C.: 0,242976
KPSS	Constante, Tendência Linear	0,39464	0,21600 (1%)	-	Estacionário	Schwarz I.C.: 0,131047
ERS	Constante	3,43159	4,48000 (10%)	-	Estacionário	HAC Corrected Variance: 0,004350
ERS	Constante, Tendência Linear	9,31219	6,89000 (10%)	-	Não Estacionário	HAC Corrected Variance: 0,004352
NP	Constante	MZa: -7,05186	-5,70000 (10%)	-	Estacionário	HAC Corrected Variance: 0,00412
NP	Constante	MZt: -1,87176	-1,62000 (10%)	-	Estacionário	
NP	Constante	MSB: 0,26543	0,27500 (10%)	-	Estacionário	
NP	Constante	MPT: 3,49663	4,45000 (10%)	-	Estacionário	
NP	Constante, Tendência Linear	MZa: -10,21200	-14,20000 (10%)	-	Não Estacionário	HAC Corrected Variance: 0,00420
NP	Constante, Tendência Linear	MZt: -2,17026	-2,62000 (10%)	-	Não Estacionário	
NP	Constante, Tendência Linear	MSB: 0,21252	0,18500 (10%)	-	Não Estacionário	
NP	Constante, Tendência Linear	MPT: 9,35421	6,67000 (10%)	-	Não Estacionário	

Como mostra a *Tabela 2*, todos os seis tipos de testes realizados proveram algum tipo de suporte à PPC, ou seja, rejeitaram a hipótese de raiz unitária ou não rejeitaram a hipótese de estacionariedade, para no mínimo 10% de nível de significância e dependendo da inclusão ou não de tendência linear no teste.

Quando favoráveis à PPC, os resultados apresentados são aqueles com os melhores/menores níveis de significância (entre 1%, 5% e 10%). Assim, por exclusão, para níveis de significância menores do que os apresentados em cada linha, a estacionariedade teria sido rejeitada (exceto para 1%, que foi o menor nível considerado, como ocorreu com o teste KPSS).

ADF, PP e KPSS evidenciam suporte à PPC para 5% de nível de significância ou menos, independentemente da forma como se trabalham os fatores exógenos, o que é bastante confortável aos defensores da teoria da Paridade.

Contraditoriamente, os testes NP, ERS e ADF-GLS passaram a rejeitar a hipótese de estacionariedade após a inclusão de tendência linear.

Foi observado o critério de informação de Schwarz para rápida comparação da qualidade dos resultados com e sem tendência linear dos testes ADF, ADF-GLS, PP e KPSS. No primeiro caso, a inserção da tendência não altera a conclusão/resultado do teste e promove ligeira perda de qualidade (veja alteração do critério de informação de Schwarz). No segundo, exatamente o oposto: pequeno ganho de qualidade e a rejeição da hipótese de estacionariedade, anteriormente não rejeitada. Os dois últimos não tiveram alterações de resultados, apesar de alguma variação no critério de Schwarz.

Não são obtidos ou fornecidos índices de critério de informação para os testes ERS e NP.

A simples observação da série de dados (*Figura 1*) não fornece grande luz a respeito da presença ou não de uma tendência linear. Entretanto, não se pode negar que os dados parecem gravitar em torno de um patamar relativamente estável ao longo do tempo, exceto no passado recente (últimas 150 observações, aproximadamente), quando houve apreciação considerável da moeda brasileira.

Talvez justamente por influência desta apreciação recente o fator 'tendência' tenha se revelado estatisticamente significativo nas regressões dos testes ADF, ADF-GLS, PP e KPSS (veja *Anexo I* adiante); lembrando que ERS e NP também não fornecem em suas saídas esta averiguação. De qualquer forma, para o período analisado, a inclusão da tendência como fator exógeno não parece ser inadequada; e o fato é que, para alguns

dos testes (ADF-GLS, ERS e NP), incluir a tendência leva a rejeitar a estacionariedade.

Somente o tempo dirá se se tratou apenas de uma fase [passageira] de câmbio sobrevalorizado ou se de fato o que ocorre é uma macro-tendência ou mudança de patamar estrutural nas taxas. Tipicamente, a velocidade de convergência da taxa para o nível de PPC, quando ocorrem desvios, é muito lenta, ou, como batizada por Rogoff, K. (1996), “glacial”.

5. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES GERAIS

Todos os seis testes realizados atestam ‘estacionariedade’ quando se omite uma tendência linear como fator exógeno nas regressões. Após sua inclusão, três testes (ADF, PP e KPSS) conservam os mesmos resultados, enquanto os outros três (ADF-GLS, ERS e NP) passam a rejeitar a hipótese de estacionariedade.

Apesar desta não-unanimidade nos resultados encontrados, pode-se dizer que os testes aqui realizados fornecem razoável evidência de validade da Paridade do Poder de Compra para a moeda brasileira em relação ao dólar norte-americano no período 1950 – 2008.

Uma análise mais cuidadosa e prolongada poderia explorar as questões da existência e/ou significância de tendência linear e de possíveis quebras estruturais na série *logaritmo do câmbio real*. Alguns dos trabalhos anteriormente realizados sobre a PPC indicam que, em geral, a presença de quebras estruturais nas séries leva os testes ADF, por exemplo, a não rejeitar a hipótese de raiz unitária quando, em realidade, deveria rejeitar. Isto sugere que o estudo para a série de dados aqui utilizada poderia vir a fornecer mais suporte à estacionariedade (e à PPC) caso, havendo quebras estruturais, elas sejam devidamente consideradas.

Além disso, outra extensão imediata a este trabalho, e em linha com a tendência acadêmica recente nos estudos da PPC, é a análise de co-integração. Uma cuidadosa pré-análise da estacionariedade (ou ordem de integração) das séries de preços nacionais e estrangeiros e de câmbio nominal, individualmente, é elemento imprescindível para um bom estudo de co-integração.

Por fim, dado que a taxa de câmbio brasileira (real e nominal) apresenta volatilidade elevada, poder-se-ia desenvolver um interessante estudo focado nos desvios em relação à Paridade: tanto em relação às magnitudes dos mesmos, quanto a respeito das velocidades de convergência e os fatores macroeconômicos que podem tê-los

causado, combinados, eventualmente, com aspectos comportamentais dos agentes e particularidades do mercado brasileiro de moedas (liquidez, advento de derivativos, regulamentações, etc.).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abuaf, N. e Jorion, P., "Purchasing Power Parity in the Long Run". *The Journal of Finance*, vol. 45, n. 1, 157-174
- Boyd, D. e Smith, R. (1998), "Testing for Purchasing Power Parity: Econometric Issues and an Application to Developing Countries". *University of Manchester Journal*, vol. 67, n. 3, 287-303
- Cooray, A. e Wickramasinghe, G. (2005), "The Efficiency of Stock Markets: Empirical Evidence from the South Asian Region". *The Journal of Developing Areas*, vol. 41, n. 1, 171-183
- Copeland, Laurence. (1989), "Exchange rates and international finance". Massachusetts: Addison-Wesley
- Corbae, D. e Ouliaris, S. (1988), "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, n. 3, 508-511
- Holland, M. e Valls, P. (1999), "Taxa Real de Câmbio e Paridade de Poder de Compra no Brasil". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 53, n. 3, 259-285
- Johnson, D. (1990), "Co-Integration, Error and PPP between Canada and US". *The Canadian Journal of Economics*, vol. 23, n. 4, 839-855
- Kannebley Jr, S. (2003), "Paridade do Poder de Compra no Brasil – 1968 a 1994". *Est.Econ.*, vol. 33, n. 4, 735-769
- MacDonald, R. (1993), "Long-Run Purchasing Power Parity: Is it for Real?". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 75, n. 4, 690-695
- MacDonald, R. (1995), "Long-Run Exchange Modeling: A Survey of the Recent Evidence". *Staff Papers – International Monetary Fund*, vol. 42, n. 3, 437-489
- Mark, Nelson C. (2001), "International macroeconomics and finance: theory and econometric methods". Malden: Blackwell Publishers
- Officer, Laurence H. (1986), "Effective Exchange Rates and Price Ratios over the Long-Run: A Test of the Purchasing Power Parity Theory". *The Canadian Journal of Economics*, vol. 13, n. 2, 206-230
- Patel, J. (1990), "Purchasing Power Parity as a Long-Run Relation". *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, n. 4, 367-379

- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Economic Literature*, vol. 34, n. 2, 647-668
- Rosenberg, Michael R. (2003), "Exchange-rate determination: models and strategies for exchange-rate forecasting". New York: Mc Graw Hill
- Sarno, L. e Taylor, M. (2002), "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate". *Staff Papers – International Monetary Fund*, vol. 49, n. 1, 65-105
- Taylor, A. (2002), "A Century of Purchasing-Power Parity". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84, n. 1, 139-150
- Witt Jr, Joseph A. (1992), "The Long-Run Behavior of the Real Exchange Rate: A Reconsideration". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 24, n. 1, 72-82
- Zhou, S. (1997), "Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: A Cointegration Analysis of Integrated Variables with Trend Breaks". *Southern Economic Journal*, vol. 64, n. 2, 450-467

EViews Users Guide (EViews 6)

ANEXO 1: Tabelas – Testes de Raiz Unitária / Estacionariedade

A. TESTE ADF COM CONSTANTE:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante Defasagens: 3 (Automática, baseada em SIC, Máximo = 19)				
			Estatística t	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller</i> – Estatística de Teste:			-3.026344	0.0330
Valores Críticos:		Nível 1%	-3.439437	
		Nível 5%	-2.865441	
		Nível 10%	-2.568904	
*P-Valores de MacKinnon (1996) (<i>one-sided</i>)				
Equação de Teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> Variável Dependente: D(SERIES01) Método: Mínimos Quadrados				
Amostra (ajustada): 5 706 Observações incluídas: 702 após ajustes				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
SERIES01(-1)	-0.029068	0.009605	-3.026344	0.0026
D(SERIES01(-1))	0.097652	0.037561	2.599865	0.0095
D(SERIES01(-2))	0.044343	0.037787	1.173497	0.2410
D(SERIES01(-3))	-0.149322	0.037769	-3.953559	0.0001
C	0.038848	0.013173	2.948972	0.0033
R-quadrado	0.046917	Média Variáv. Dep.		-0.000244
R-quadrado ajustado	0.041447	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.068106
E.P. da Regressão	0.066679	Critério Akaike		-2.570745
Soma Resíd. ao Quadr.	3.098958	Critério Schwarz		-2.538310
Log-verossim.	907.3316	Critério Hannan-Quinn		-2.558209
Estatística F	8.577644	Estat. Durbin-Watson		1.983244
Prob(Estat. F)	0.000001			

B. TESTE ADF COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante e Tendência Linear Defasagens: 3 (Automática, baseada em SIC, Máximo = 19)				
			Estadística t	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller</i> – Estatística de Teste:			-3.556958	0.0343
Valores Críticos:	Nível 1%		-3.971179	
	Nível 5%		-3.416231	
	Nível 10%		-3.130414	
*P-Valores de MacKinnon (1996) (<i>one-sided</i>)				
Equação de Teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> Variável Dependente: D(SERIES01) Método: Mínimos Quadrados				
Amostra (ajustada): 5 706 Observações incluídas: 702 após ajustes				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estadística t	Prob.
SERIES01(-1)	-0.036297	0.010204	-3.556958	0.0004
D(SERIES01(-1))	0.098504	0.037476	2.628471	0.0088
D(SERIES01(-2))	0.045462	0.037703	1.205767	0.2283
D(SERIES01(-3))	-0.148076	0.037686	-3.929181	0.0001
C	0.058235	0.016162	3.603169	0.0003
@TREND(1)	-2.73E-05	1.32E-05	-2.061028	0.0397
R-quadrado	0.052698	Média Variáv. Dep.		-0.000244
R-quadrado ajustado	0.045893	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.068106
E.P. da Regressão	0.066525	Critério Akaike		-2.573981
Soma Resíd. ao Quadr.	3.080159	Critério Schwarz		-2.535058
Log-verossim.	909.4673	Critério Hannan-Quinn		-2.558937
Estatística F	7.743657	Estat. Durbin-Watson		1.982742
Prob(Estat. F)	0.000000			

C. TESTE ADF-GLS COM CONSTANTE:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante Defasagens: 3 (Automática, baseada em SIC, Máximo = 19)				
				Estatística t
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS – Estat. de Teste:				-1.853154
Valores Críticos:	Nível 1%			-2.568260
	Nível 5%			-1.941275
	Nível 10%			-1.616396
Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Tabela 1)				
Equação de Teste DF-GLS em Resíduos <i>Detrended</i> por GLS				
Variável Dependente: D(GLSRESID)				
Método: Mínimos Quadrados				
Amostra (ajustada): 5 706				
Observações incluídas: 702 após ajustes				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.010431	0.005629	-1.853154	0.0643
D(GLSRESID(-1))	0.088113	0.037474	2.351319	0.0190
D(GLSRESID(-2))	0.033559	0.037643	0.891494	0.3730
D(GLSRESID(-3))	-0.161213	0.037566	-4.291442	0.0000
R-quadrado	0.039103	Média Variáv. Dep.		-0.000244
R-quadrado ajustado	0.034973	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.068106
E.P. da Regressão	0.066904	Critério Akaike		-2.565429
Soma Resíd. ao Quadr.	3.124364	Critério Schwarz		-2.539481
Log-verossim.	904.4658	Critério Hannan-Quinn		-2.555400
Estat. Durbin-Watson	1.984416			

D. TESTE ADF-GLS COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante e Tendência Linear Defasagens: 3 (Automática, baseada em SIC, Máximo = 19)				
				Estatística t
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS – Estat. de Teste:				-2.128682
Valores Críticos:	Nível 1%			-3.480000
	Nível 5%			-2.890000
	Nível 10%			-2.570000
Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Tabela 1)				
Equação de Teste DF-GLS em Resíduos <i>Detrended</i> por GLS				
Variável Dependente: D(GLSRESID)				
Método: Mínimos Quadrados				
Amostra (ajustada): 5 706				
Observações incluídas: 702 após ajustes				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.014958	0.007027	-2.128682	0.0336
D(GLSRESID(-1))	0.090999	0.037524	2.425087	0.0156
D(GLSRESID(-2))	0.036818	0.037716	0.976197	0.3293
D(GLSRESID(-3))	-0.157617	0.037660	-4.185209	0.0000
R-quadrado	0.040492	Média Variáv. Dep.		-0.000709
R-quadrado ajustado	0.036368	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.068106
E.P. da Regressão	0.066856	Critério Akaike		-2.566876
Soma Resíd. ao Quadr.	3.119848	Critério Schwarz		-2.540928
Log-verosim.	904.9735	Critério Hannan-Quinn		-2.556847
Estat. Durbin-Watson	1.984211			

E. TESTE PP COM CONSTANTE:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante Largura de Banda: 11 (Newey-West usando kernel de Bartlett)				
			Estat. t ajust.	Prob.*
Estat. de Teste Phillips-Perron			-3.026921	0.0329
Valores Críticos:	Nível 1%		-3.439398	
	Nível 5%		-2.865423	
	Nível 10%		-2.568894	
* P-valores monocaudais de MacKinnon (1996).				
Variância Residual (sem correção)				0.004546
Variância Corrigida por Heteroc. (kernel de Bartlett)				0.003988
Equação de Teste Phillips-Perron Variável Dependente: D(SERIES01) Método: Mínimos Quadrados Amostra (ajustada): 2 706 Observações incluídas: 705 após ajustes				
Variável	Coefficiente	E.P.	Estatística t	Prob.
SERIES01(-1)	-0.030344	0.009366	-3.239785	0.0013
C	0.040617	0.012840	3.163246	0.0016
R-quadrado	0.014711	Média Variáv. Dep.		-0.000159
R-quadrado ajustado	0.013309	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.067975
E.P. da Regressão	0.067521	Critério Akaike		-2.549922
Soma Resíd. ao Quadr.	3.205040	Critério Schwarz		-2.536991
Log-verossim.	900.8477	Critério Hannan-Quinn		-2.544925
Estatística F	10.49621	Estat. Durbin-Watson		1.800135
Prob(Estat. F)	0.001253			

F. TESTE PP COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante e Tendência Linear Largura de Banda: 11 (Newey-West usando kernel de Bartlett)				
			Estat. t ajust.	Prob.*
Estat. de Teste Phillips-Perron			-3.540990	0.0359
Valores Críticos:	Nível 1%		-3.971123	
	Nível 5%		-3.416204	
	Nível 10%		-3.130397	
*P-valores monocaudais de MacKinnon (1996).				
Variância Residual (sem correção)				0.004519
Variância Corrigida por Heteroc. (kernel de Bartlett)				0.003949
<p>Equação de Teste Phillips-Perron Variável Dependente: D(SERIES01) Método: Mínimos Quadrados</p> <p>Amostra (ajustada): 2 706 Observações incluídas: 705 após ajustes</p>				
Variável	Coefficiente	E.P.	Estatística t	Prob.
SERIES01(-1)	-0.037192	0.009917	-3.750235	0.0002
C	0.059448	0.015733	3.778510	0.0002
@TREND(1)	-2.73E-05	1.32E-05	-2.061773	0.0396
R-quadrado	0.020641	Média Variáv. Dep.		-0.000159
R-quadrado ajustado	0.017851	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.067975
E.P. da Regressão	0.067365	Critério Akaike		-2.553123
Soma Resíd. ao Quadr.	3.185749	Critério Schwarz		-2.533726
Log-verossim.	902.9758	Critério Hannan-Quinn		-2.545627
Estatística F	7.397827	Estat. Durbin-Watson		1.798788
Prob(Estat. F)	0.000662			

G. TESTE KPSS COM CONSTANTE:

Hipótese Nula: SERIES01 é estacionária Exógeno: Constante Largura de Banda: 21 (Newey-West usando kernel de Bartlett)				
				Estat. LM
Estat. de Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin				0.800045
Valores Críticos Assintóticos*:				
			Nível 1%	0.739000
			Nível 5%	0.463000
			Nível 10%	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1)				
Variância Residual (sem correção)				0.073963
Variância Corrigida por Heteroc. (kernel de Bartlett)				1.272815
<p>Equação de Teste KPSS Variável Dependente: SERIES01 Método: Mínimos Quadrados</p> <p>Amostra: 1 706 Observações incluídas: 706</p>				
Variável	Coefficiente	E.P.	Estatística t	Prob.
C	1.343081	0.010243	131.1263	0.0000
R-quadrado	0.000000	Média Variáv. Dep.		1.343081
R-quadrado ajustado	0.000000	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.272154
E.P. da Regressão	0.272154	Critério Akaike		0.236518
Soma Resíd. ao Quadr.	52.21777	Critério Schwarz		0.242976
Log-verossim.	-82.49071	Critério Hannan-Quinn		0.239013
Estat. Durbin-Watson	0.062295			

H. TESTE KPSS COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:

Hipótese Nula: SERIES01 é estacionária Exógeno: Constante e Tendência Linear Largura de Banda: 21 (Newey-West usando kernel de Bartlett)				
				Estat. LM
Estat. de Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin				0.394641
Valores Críticos Assintóticos*:				
			Nível 1%	0.216000
			Nível 5%	0.146000
			Nível 10%	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1)				
Variância Residual (sem correção)				0.065519
Variância Corrigida por Heteroc. (kernel de Bartlett)				1.094023
<p style="text-align: center;">Equação de Teste KPSS Variável Dependente: SERIES01 Método: Mínimos Quadrados</p> <p style="text-align: center;">Amostra: 1 706 Observações incluídas: 706</p>				
Variável	Coefficiente	E.P.	Estatística t	Prob.
C	1.502013	0.019274	77.93041	0.0000
@TREND(1)	-0.000451	4.73E-05	-9.525063	0.0000
R-quadrado	0.114161	Média Variáv. Dep.		1.343081
R-quadrado ajustado	0.112903	Desv. Padr. Variáv. Dep.		0.272154
E.P. da Regressão	0.256330	Critério Akaike		0.118130
Soma Resíd. ao Quadr.	46.25654	Critério Schwarz		0.131047
Log-verossim.	-39.70002	Critério Hannan-Quinn		0.123121
Estat. F	90.72683	Estat. Durbin-Watson		0.070324
Prob. (Estat. F)	0.000000			

I. TESTE ERS COM CONSTANTE:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante Defasagens: 3 (Spectral OLS AR baseado no SIC, Máx.=19) Amostra: 1 706 Observações incluídas: 706	
	Estat. P
Estat. de Teste Elliott-Rothenberg-Stock	3.431585
Valores Críticos:	
Nível 1%	1.990000
Nível 5%	3.260000
Nível 10%	4.480000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Tabela 1)	
Variância Corrigida por Heteroc. (Spectral OLS AR)	0.004350

J. TESTE ERS COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante e Tendência Linear Defasagens: 3 (Spectral OLS AR baseado no SIC, Máx.=19) Amostra: 1 706 Observações incluídas: 706	
	Estat. P
Estat. de Teste Elliott-Rothenberg-Stock	9.312189
Valores Críticos:	
Nível 1%	3.960000
Nível 5%	5.620000
Nível 10%	6.890000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Tabela 1)	
Variância Corrigida por Heteroc. (Spectral OLS AR)	0.004352

K. TESTE NP COM CONSTANTE:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante Defasagens: 3 (Spectral GLS-detrended AR baseado no SIC, Máx.=19) Amostra: 1 706 Observações incluídas: 706					
	MZa	MZt	MSB	MPT	
Estat. de Teste Ng-Perron	-7.05186	-1.87176	0.26543	3.49663	
Valores Críticos Assint.*:	1%	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000
	10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tabela 1)					
Variância Corrigida por Heteroc. (Spectral GLS-detrended AR)				0.004119	

L. TESTE NP COM CONSTANTE E TENDÊNCIA LINEAR:

Hipótese Nula: SERIES01 possui uma raiz unitária Exógeno: Constante e Tendência Linear Defasagens: 3 (Spectral GLS-detrended AR baseado no SIC, Máx.=19) Amostra: 1 706 Observações incluídas: 706					
	MZa	MZt	MSB	MPT	
Estat. de Teste Ng-Perron	-10.2120	-2.17026	0.21252	9.35421	
Valores Críticos Assint.*:	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000
*Ng-Perron (2001, Tabela 1)					
Variância Corrigida por Heteroc. (Spectral GLS-detrended AR)				0.004191	

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)