

Paridade do Poder de Compra no Brasil: Uma Investigação Empírica

Daniel Melo Wanzeller[§]

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha^{§§}

Resumo

Este estudo tem por objetivo verificar se é válida a hipótese da paridade do poder de compra para a economia brasileira no período de agosto de 1994 a agosto de 2013, por meio da utilização de testes de raízes unitárias, sem quebra estrutural e com quebra estrutural modeladas de forma exógena e endógena. Os resultados aqui obtidos rejeitaram a hipótese da paridade do poder de compra em relação ao dólar americano.

Palavras-chave: Paridade de Poder de Compra. Taxa de Câmbio Real. Quebra Estrutural.

Abstract

This study aims to determine if the hypothesis of purchasing power parity is valid for the Brazilian economy in the period from August 1994 to August 2013, through the use of unit root tests without structural breaks and with structural breaks modeled exogenously and endogenously. The results obtained here have rejected the hypothesis of purchasing power parity against the U.S. dollar.

Keywords: Purchasing Power Parity, Real Exchange Rate, Structural Break

Classificação JEL: C32, F31

1. Introdução

A taxa de câmbio nominal é o preço relativo entre a moeda de dois países, podendo ser expressa na cotação do certo (ou método indireto) ou na cotação do incerto (ou método direto).

[§] Especialista em Economia e Finanças pelo Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental. E-mail para contato: dwanzeller@gmail.com.

^{§§} Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional. E-mail para contato: professor.sergio.gadelha@gmail.com.

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão da Secretaria do Tesouro Nacional.

Por exemplo, na cotação do certo, a taxa de câmbio é o preço da moeda nacional expresso em moeda estrangeira¹. Já na cotação do incerto, a taxa de câmbio nominal é o preço da moeda estrangeira expresso em moeda nacional². A maioria dos países, inclusive o Brasil, adota a cotação do incerto, ao passo que Inglaterra e Estados Unidos da América (EUA) adotam a cotação do certo.

Enquanto que a taxa de câmbio nominal é o preço relativo entre as moedas de dois países, a taxa de câmbio real é o preço relativo entre os bens e serviços desses países, ou seja, a taxa de câmbio nominal é uma paridade entre moedas, ao passo que a taxa de câmbio real é uma paridade entre produtos (bens e serviços).

No Brasil, a taxa de câmbio real, segundo a cotação do incerto, é definida por:

$$\xi = \varepsilon \times \frac{p^{ext}}{p^{int}} \quad (1)$$

em que ξ é a taxa de câmbio real entre dois países, ε é a taxa de câmbio nominal, p^{int} é o índice de preços interno (doméstico), e p^{ext} é o nível de preços externo.

A Lei do Preço Único (LPU) afirma que, em um mundo em que impera o livre-comércio e não existem custos de transporte, as taxas de câmbio se ajustarão até que o custo de aquisição de uma dada cesta de bens se iguale em todos os mercados. Suponha um mercado interno e um mercado estrangeiro que estejam integrados, de modo que uma série de mercadorias possa ser comercializada entre os dois mercados. Mas aí surge uma complicação: um mesmo produto terá um preço na moeda nacional no país produtor e um preço na moeda do país comprador. Pela Lei do Preço Único, os dois preços devem ser iguais quando expressos em uma moeda comum. Portanto, para aplicar essa lei, precisa-se de uma taxa de câmbio para converter a moeda estrangeira em nacional, e vice-versa. A Lei do Preço Único afirma que o nível de preços interno deve ser igual a:

$$p^{int} = \varepsilon \times p^{ext} \quad (2)$$

A Paridade do Poder de Compra (PPC), em sua versão absoluta, significa manter a taxa de câmbio real fixa, de modo que modificações nas taxas de câmbio nominais entre duas medas

¹ Por exemplo, se o Brasil adotasse a cotação do certo e a taxa de câmbio fosse de 0,5 US\$/R\$ então para comprar um real seria necessário ter 0,5 dólares.

² Por exemplo, na cotação do incerto, se a taxa de câmbio é de 2 R\$/US\$, então para comprar um dólar é necessário ter 2 reais.

quaisquer refletem o diferencial de inflação entre os países considerados. Em outras palavras, sob a hipótese da PPC, a taxa de câmbio real de equilíbrio de uma economia deve corresponder à razão entre os níveis de preços de bens e serviços produzidos interna e externamente. Uma das implicações da Paridade do Poder de Compra significa fazer desvalorizações nominais para compensar a valorização real causada pela inflação, de maneira a manter a taxa de câmbio real constante. A PPC, em sua versão absoluta, significa que a taxa de câmbio real é sempre igual a 1:

$$\xi = \varepsilon \times (P^{ext} / P^{int}) \Rightarrow 1 = \varepsilon \times (P^{ext} / P^{int}) \Rightarrow \varepsilon = (P^{int} / P^{ext}) \quad (3)$$

Conforme argumenta Krugman e Obstfeld (1997), “a Lei do Preço Único, apesar de ser semelhante à Paridade do Poder de Compra (PPC), é diferente dela. Enquanto a LPU se aplica a produtos específicos, a PPC se refere ao nível geral de preços, refletindo os preços de todos os produtos que compõem determinado cesta de bens e serviços de referências”. A doutrina da PPC amplia a Lei do Preço Único de mercadorias isoladas a uma cesta de bens e serviços que determina o nível médio de preços em uma economia.

Portanto, a teoria da paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, postula que a taxa de câmbio se ajuste para refletir os níveis de preços doméstico e internacional. Trata-se de uma condição de arbitragem fundamental no estudo da economia e das finanças internacionais, e tem sido usada como hipótese em modelos macroeconômicos de determinação de taxa de câmbio como um ponto de referência nas decisões de política econômica. Essa teoria postula que a taxa de câmbio nominal se ajusta para refletir as diferenças nos níveis de preços interno e externo através dos países. Os níveis de preços são considerados estáveis, relativamente. Todavia, as taxas de câmbio nominal flutuam amplamente uma vez que as séries dessas variáveis estão sujeitas à volatilidade do fluxo de capitais, assim como no fluxo de bens e serviços. Portanto, a PPC não ocorre no curto prazo. Por outro lado, verificar se a PPC ocorre em uma relação de equilíbrio de longo prazo se torna uma questão empírica importante que tem implicações para as fontes de distúrbio para as taxas de câmbio real em modelos de determinação da taxa de câmbio (SHIVELY, 2001).

Além disso, a existência de imperfeições de mercado, a presença de custos de transações (por exemplo, custos de transportes), entraves comerciais (por exemplo, tarifas de importação), assim como a impossibilidade prática de comparação de cestas homogêneas de bens entre diversos países fazem que com dificuldade a versão absoluta da PPC seja observada empiricamente. Nesse sentido, a versão relativa da PPC é sustentada por meio da hipótese da

neutralidade da moeda e da estabilidade das relações produtivas dos países em consideração, sendo expressa da seguinte forma:

$$\xi = \varepsilon \times (P^{ext} / P^{int}) = \theta \quad (4)$$

em que θ é uma constante diferente de 1. A versão relativa da PPC estabelece, assim, a estabilidade relativa entre os preços internacionais e os preços domésticos, quando cotados em uma mesma moeda.

Os primeiros estudos desta agenda de pesquisa testaram a validade da PPC regredindo a taxa de câmbio em relação aos preços relativos, e tentaram encontrar se o coeficiente estimado para os preços relativos era perto de 1 (um), implicando em uma relação um para um entre a taxa de câmbio e os preços relativos (FRENKEL, 1978; GENBERG, 1978; OFFICER, 1978 e EDISON, 1987).

Mas com o advento dos testes de raízes unitárias, a ênfase se voltou para testar a estacionariedade das taxas de câmbio real, isto é, suas propriedades de reversão à média como um significado de validade da PPC. A estacionariedade, em nível, da taxa de câmbio real tem sido uma das principais preocupações nos estudos sobre taxa de câmbio, com importantes implicações nas finanças internacionais. Uma taxa de câmbio real não estacionária em nível indica que não existe relação de longo prazo entre taxa de câmbio nominal, nível de preços doméstico e nível de preços internacional, não validando, portanto, a hipótese da paridade do poder de compra – PPC (LIEW, BAHARUMSHAH e CHONG, 2004). Dessa forma, a PPC não pode ser usada para determinar, por exemplo, a taxa de câmbio de equilíbrio, que é uma variável econômica bastante importante para os *policymakers*. Além disso, a invalidade da PPC também desqualifica a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio.

Contudo, na literatura existem três correntes teóricas que defendem a inexistência da paridade do poder de compra, em sua versão absoluta. Em primeiro lugar, o efeito Balassa-Samuelson (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964) se baseia no argumento de que, quando os preços de dois países são convertidos em dólares à taxa de câmbio vigente, existe uma tendência a uma elevação no nível de preços dos países ricos (ou nações industrializadas), quando comparados com países pobres. A produtividade relativa nos setores de bens comercializáveis, em relação aos setores de bens não comercializáveis, ser mais alta em países ricos quando comparada aos países com menor nível de renda *per capita*. Assim, a taxa de câmbio não depende única e exclusivamente do nível de preços entre dois países, mas sim reflete a diferença de nível de produtividade entre dois países que indicam inclusive que os

setores que comercializam bens no mercado interno possuem menor ganho com produtividade do que setores que negociam no mercado internacional. Quanto maior for a diferença de ganho de produtividade nos dois setores, maior será o efeito Balassa-Samuelson.

A segunda corrente teórica se baseia no fato de que os mercados financeiros seriam incompletos, de modo que a trajetória da taxa real de câmbio seria governada por um passeio aleatório (*random walk*). Por exemplo, no estudo seminal de Meese e Rogoff (1983), introduziu-se a ideia de que um passeio aleatório é melhor previsor da taxa de câmbio do que modelos baseados em fundamentos macroeconômicos, enfatizando o uso de modelos univariados de séries temporais. De maneira específica, Meese e Rogoff (1983) compararam a precisão de previsões fora da amostra para a taxa de câmbio por meio de vários modelos estruturais de séries temporais, com o desempenho de um modelo simples em que a taxa de câmbio é descrita por um passeio aleatório. Os modelos estruturais utilizados por Meese e Rogoff (1983) foram: (i) modelo monetário de preços flexíveis (Frenkel-Bilson), que pressupõe a validade da paridade do poder de compra; (ii) modelo monetário de preços rígidos (Dornbush-Frankel), que permite ajuste lento dos preços e consequentes desvios da paridade do poder de compra; (iii) modelo de preços rígidos de ativos (Hooper-Morton). Todos esses três modelos assumem homogeneidade de primeiro grau na oferta relativa de trabalho. No que diz respeito aos modelos de séries temporais, utilizou-se modelos univariados em primeiras diferenças, corrigidos sazonalmente e tendência determinística removida, além do uso de diversos critérios de seleção de defasagens na escolha ótima do modelo univariados. Os resultados obtidos mostraram que um modelo de passeio aleatório projeta a taxa de câmbio, pelo menos, tão bem quanto qualquer outro modelo. Concluiu-se também que nenhum dos modelos estruturais possui um erro quadrático médio menor que o modelo de passeio aleatório para qualquer horizonte de tempo e, além disso, os modelos estruturais tiveram um desempenho pior que o modelo de passeio aleatório, mesmo tendo projeções baseados em valores realizados para as variáveis explicativas. Em resumo, Meese e Rogoff (1983) mostraram que um modelo de passeio aleatório tem poder preditivo superior a uma variedade de modelos baseados em fundamentos macroeconômicos, e a contribuição que eles trouxeram à literatura foi tão importante que Obstfeld e Rogoff (2000) incluíram o “enigma Meese-Rogoff” entre os seis principais enigmas do campo da macroeconomia, sendo que ainda se constitui em um dos maiores desafios empíricos da moderna macroeconomia.

Finalmente, Krugman (1986) postula um ambiente de competição imperfeita em que as empresas do setor exportador não desejam repassar para os clientes os custos das variações das taxas de câmbio nominais, de modo que prevaleça os diferenciais de preços entre países.

Neste estudo, propõe-se o seguinte problema de pesquisa: a paridade do poder de compra, em sua versão relativa, é válida para o caso brasileiro no período pós-Plano Real, implicando na existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo? O estudo sobre paridade do poder de compra ainda é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica, uma vez que a paridade do poder de compra está relacionada com o canal da taxa de câmbio que, por sua vez, é um dos mecanismos de transmissão da política monetária, o que obviamente afeta a interação entre as autoridades fiscal e monetária³. Além disso, a constatação da validade da teoria da paridade de poder de compra implica na existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo.

É importante lembrar que todas as operações com o Banco Central do Brasil e o Tesouro Nacional são regidas por disposições constitucionais e legais. A paridade do poder de compra impacta as reservas internacionais (reservas cambiais), as quais são administradas pelo Banco Central do Brasil, sendo o lucro ou prejuízo repassado ao Tesouro Nacional, que só pode utilizar esses recursos, em caso de resultado positivo, exclusivamente ao pagamento da Dívida Pública Mobiliária Federal, conforme definido em lei. Além disso, em função da Lei de Responsabilidade Fiscal - LRF (Lei Complementar n. 101, de 04/05/2000), o Banco Central do Brasil não pode mais emitir títulos da dívida pública a partir de dois anos após a publicação da LRF (art. 34 da LRF). Note, portanto, que a administração das reservas internacionais, que podem ser afetadas pela paridade do poder de compra, tem grande impacto tanto na liquidez do sistema financeiro como nas contas públicas, em função do diferencial das taxas de juros.

Em termos de implicações de políticas, uma taxa de câmbio real não estacionária em nível indica que ganhos advindos da arbitragem de bens comercializáveis é possível (KAPETANIOS, SHIN e SNELL, 2003). Por sua vez, Parikh e Williams (1998) argumentam que a taxa de câmbio real não estacionária em nível pode causar um desequilíbrio macroeconômico severo que levaria a uma desvalorização/depreciação a fim de corrigir os desequilíbrios externos.

Logo, o presente estudo tem por objetivo geral verificar se é válida a hipótese da paridade do poder de compra, em sua versão relativa, para a economia brasileira no período de agosto de 1994 a agosto de 2013, ou seja, no período Pós-Plano Real, caracterizado por um período estabilidade macroeconômica sob regime de câmbio fixo até final de 1998 e, a partir de 1999, adotou-se um regime de taxas de câmbio flexíveis, regime de metas de inflação e regime de metas de superávit primário.

³ Além disso, indiretamente, uma política fiscal restritiva pode atuar na direção de reduzir a taxa real de juros e, conseqüentemente, desvalorizar a taxa de câmbio real.

Para atingir tal finalidade, propõem-se como objetivos específicos utilizar testes de raízes unitárias, sem quebra estrutural e com quebra estrutural modelada de forma exógena e endógena, os quais se mostram apropriados para verificar o caráter de reversibilidade à média e, portanto, a estacionariedade da taxa de câmbio real em nível. Caso se constate que a série da taxa de câmbio real seja $I(0)$, então a hipótese da paridade do poder de compra é válida para o caso brasileiro.

Importantes estudos já foram feitos para o caso brasileiro, abrangendo um período recente da economia brasileira, destacando-se, por exemplo: Freixo e Barbosa (2004); Divino, Teles e Andrade (2009); Palaia e Holland (2010); Simões e Marçal (2012). Mas o presente estudo deve contribuir à literatura nos seguintes aspectos. Primeiro, o presente estudo estende as análises iniciadas por Divino, Teles e Andrade, assim como Palaia e Holland (2010), para um período mais recente da economia brasileira, pós-Plano Real, caracterizado por um período de estabilidade macroeconômica. Todavia, tanto o estudo de Divino, Teles e Andrade (2009), quanto o estudo de Palaia e Holland (2010), contemplam também a década de 1980, caracterizada por instabilidade econômica e política, elevada taxa de inflação e crise da dívida externa, eventos que podem afetar os resultados obtidos. Em segundo lugar, Freixo e Barbosa (2004), bem como Simões e Marçal (2012), trazem uma importante contribuição à literatura ao investigar a hipótese da paridade do poder de compra utilizando testes de raízes unitárias que levam em consideração características de não-linearidade das séries analisadas em um período bem longo da história econômica brasileira, a saber, 1959 a 2004, e 1953 a 2010, respectivamente, caracterizado por diversas mudanças estruturais político-econômicas que podem afetar os resultados obtidos pelos testes de raízes unitárias, se essas mudanças não forem devidamente modeladas. Por essa razão, neste estudo, preferiu-se verificar a hipótese de paridade do poder de compra, primeiramente por meio de testes de raiz unitária lineares, sem quebra estrutural (NG e PERRON, 2001) e com quebra estrutural exógena (PERRON, 1989), e, em seguida, utilizando o teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002), onde duas formas da modelagem endógena de quebra estrutural utilizadas são baseadas em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível e uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*), o que, em tese, levaria em consideração as propriedades de não-linearidade das séries temporais em análise.

Os resultados aqui obtidos rejeitaram a validade da hipótese da paridade do poder de compra, em sua versão relativa, em relação ao dólar americano. Consequentemente, não se

constatou evidências empíricas para a existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo na economia brasileira no período analisado

Além desta introdução, o presente estudo está dividido da seguinte maneira. Na próxima seção, há uma breve revisão da literatura empírica, nacional e internacional, realizada sobre o tema em análise. Na terceira seção, descreve-se a estratégia empírica a ser utilizada. A quarta seção é dedicada à descrição das variáveis a serem utilizadas neste estudo e ao tratamento dos dados. A quinta seção reporta os resultados obtidos. Finalmente, a sexta seção conclui o estudo.

2. Revisão de Literatura

2.1 Literatura Internacional sobre PPC

Usando técnicas econométricas relacionadas à investigação da estacionariedade de séries temporais, Adler e Lehman (1983), Hakkio (1986), Mark (1990), Grilli e Kaminsky (1991), Corbae e Ouliaris (1991), Flynn e Boucher (1993), Serletis e Zimonopoulos (1997), Narayan (2005) tem demonstrado que as taxas de câmbio real possuem raízes unitárias e, portanto, uma mudança corrente na série dessas variáveis é permanente.

Ao utilizarem séries mais longas de taxa de câmbio real, considerando dólar-libra e franco francês-libra, em um período abrangendo em torno de 200 anos, Lothian e Taylor (1996) não conseguiram rejeitar a validade da PPC a longo prazo.

Relativamente, no que diz respeito à presença de quebras estruturais nas séries de taxa de câmbio real, pode-se destacar o trabalho realizado por Kalyoncu e Kalyoncu (2008), no qual eles analisaram a paridade do poder de compra (PPC) de 25 países da OECD, relativamente aos Estados Unidos, utilizando o teste de raiz unitária Dickey-Fuller (ADF), o qual não validou a PPC, e um teste LM com duas quebras estruturais, que mostrou a validade da PPC. Por sua vez, outros estudos recentes tem fornecido evidencias que, quando as quebras estruturais são levadas em consideração, as séries das taxas de câmbio real são estacionárias, fornecendo apoio à teoria da paridade do poder de compra, por exemplo: Sabaté, Gadea e Serrano (2003) para Espanha no período de 1870 a 1935; Narayan (2005) para os países da OCDE; Narayan e Prasad (2005) para 11 países e Narayan (2006a,b) para países da OCDE.

Um inovador estudo foi realizado por Bahmani-Oskooee, Kutan e Zhou (2007), no qual eles analisam a paridade do poder de compra entre 23 países industrializados da comunidade europeia, usando o teste de Dickey-Fuller e o teste de Kapetanios, Shin e Snell (2003) (ou Teste KSS), que incorpora a não linearidade das séries temporais.

2.2 Literatura Nacional sobre PPC

No caso brasileiro, esse tema não é consensual, e estudos empíricos realizados para testar a PPC apresentaram resultados divergentes em função do período amostral, da metodologia utilizada e dos índices de preços empregados. Por exemplo, Zini e Cati (1993) testaram a hipótese da paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, utilizando séries de dados de médias anuais de 1855 e 1990 entre Brasil, Reino Unido e Estados Unidos, e os resultados obtidos rejeitaram a validade da PPC para o período analisado.

Pastore, Blum e Pinotti (1998), ao investigarem as evidências empíricas sobre as alterações do câmbio real no Brasil e que efeitos estas mudanças têm nos saldos comerciais, no período compreendido entre 1959 a 1996, mostram que, ao se utilizar índices domésticos de preços com uma maior proporção de bens domésticos, não é possível rejeitar a hipótese de que o câmbio real tenha uma raiz unitária, ou que ocorram mudanças permanentes no nível do câmbio real, mas se a predominância for de bens internacionais, o câmbio real tem uma tendência de reverter à média, porém com uma “meia vida” menor do que a relatada na literatura, em testes para outros países.

Vasconcelos, Vasconcelos e Lima (1999) testaram empiricamente a validade da hipótese da Paridade de Poder de Compra (PPC) para a economia brasileira para o período de janeiro de 1980 a junho de 1994, dada a evidência de altos índices inflacionários naquele período. Examinou-se a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal e o movimento relativo dos preços através da análise de cointegração, utilizando-se a metodologia de Engle e Granger. Os resultados indicaram a validade da hipótese da PPC para a economia brasileira, coerentemente com os estudos já realizados para outras economias também caracterizadas por altos processos inflacionários.

Marçal, Pereira e Santos Filho (2003) desenvolveram um estudo cujo objetivo consistia em realizar um teste empírico da condição da Paridade do Poder de Compra (PPC) em sua versão absoluta e, em segundo plano, da Paridade da Taxa de Juros Descoberta (PTJD) a dados brasileiros utilizando o teste de cointegração de Johansen. Os dados utilizados são trimestrais e a amostra abrange o primeiro trimestre de 1980 até o segundo trimestre de 1994. Constatou-se que algumas séries analisadas eram integradas de segunda ordem, isto é, $I(2)$, e os resultados obtidos apontaram para a insuficiência da doutrina da PPC em sua versão absoluta tomada isoladamente, mas os

resultados são mais favoráveis quando se conjuga PPC e PTJD. Notem, portanto, divergências nos resultados obtidos por Marçal, Pereira e Santos Filho (2003) e Vasconcelos, Vasconcelos e Lima (1999) no período anterior ao advento do Plano Real.

Freixo e Barbosa (2004) aplicaram o modelo não linear autorregressivo com transição suavizada (STAR) proposto por Granger e Terasvirta (1993) à taxa de câmbio real brasileira, com o objetivo de testar a validade da paridade do poder de compra (PPC) para o Brasil, utilizando dados mensais do Brasil e dos EUA abrangendo o período entre janeiro de 1959 e fevereiro de 2004. Os resultados obtidos indicaram que a taxa de câmbio real brasileira formada com base no Índice de Preços ao Consumidor (IPC) apresentou comportamento não linear, revelando-se estacionária quando distante do equilíbrio e com tendência explosiva quando próxima à paridade. Por outro lado, a taxa de câmbio real apurada com base no Índice de Preços no Atacado (IPA) mostrou-se linearmente estacionária, rejeitando-se a hipótese nula de raiz unitária. Portanto, os resultados obtidos indicaram a validade da paridade do poder de compra para a economia brasileira no período analisado.

Feijó e Morales (2008) analisaram a validade da Paridade do Poder de Compra (PPC) no Brasil em um período caracterizado por baixas taxas de inflação e abertura comercial. Com dados mensais de 1994 a 2006, utilizaram-se as metodologias de verificação de raiz unitária e cointegração para testar a PPC nas séries dos índices de preços e taxa de câmbio entre Brasil e EUA. Para o período total não se verificou PPC devido à quebra estrutural ocasionada pela troca de regime cambial, ocorrida no Brasil, em janeiro de 1999. No período anterior à troca de regime, obteve-se cointegração. Entretanto, para o período posterior não foi encontrada nenhuma relação de equilíbrio de longo prazo. Isso pode ser reflexo do curto período considerado, uma vez que a PPC é um conceito de longo prazo e, também, do regime cambial adotado.

Barbosa (2009) contribui com duas proposições relacionadas à investigação da paridade do poder de compra. A primeira proposição indica que o *puzzle*⁴ da paridade do poder de compra resulta da hipótese mantida de supor que a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo é constante. Quando esta taxa varia com o tempo, como indica a teoria econômica, as estimativas do coeficiente de autorregressão da taxa de câmbio real são viciadas para cima. A segunda proposição é de que a rejeição da hipótese de que a taxa de câmbio real é estacionária

⁴ O *puzzle* ou “quebra-cabeça” da paridade do poder de compra é baseado no fato de que as estimativas do coeficiente de inércia (parâmetro ρ) ou não rejeitam a hipótese de raiz unitária, ou quando rejeitam, as estimativas deste parâmetro estão no intervalo compreendido entre 0,8 e 0,9, que implicam em uma meia vida do processo entre três e quatro anos. Como explicar, então, que o processo de ajuste da taxa de câmbio é tão lento? (BARBOSA, 2009).

não é equivalente à rejeição da hipótese da paridade do poder de compra, porque se a taxa de câmbio real não for estacionária, ela pode ser cointegrada com a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo.

Divino, Teles e Andrade (2009) testam a hipótese da paridade do poder de compra no longo prazo para todos os países da América Latina, os quais compartilham histórica econômica similar e efeitos contágios de crises cambiais, que podem levar a co-movimentos de suas taxas de câmbio real. Utilizando uma estrutura de dados em painel com dados mensais abrangendo o período de janeiro de 1981 a dezembro de 2003 para 26 países da América Latina⁵, os resultados de testes de raízes unitárias sem quebra estrutural, teste de estacionariedade e testes de raiz unitária sob múltiplas quebras estruturais indicaram evidências de estacionariedade das taxas de câmbio real, de modo que a paridade do poder de compra ocorre nos países latino-americanos no período pós-1980.

Palaiá e Holland (2010) realizam testes de raiz unitária com quebras estruturais para dados trimestrais de 1980 a 2006, utilizando tanto índices de preços ao atacado quanto ao consumidor. Os resultados obtidos indicam que a hipótese de paridade de poder de compra, em sua versão absoluta, não é válida para o caso brasileiro.

Simões e Marçal (2012) analisam as séries de taxa de câmbio real brasileira, calculadas a partir de índices de preços ao consumidor para o Brasil e 21 países comerciais no período de 1957 a 2010. Um dos objetivos do estudo foi avaliar a validade da paridade do poder de compra através não apenas de testes tradicionais de raiz unitária (ADF e Phillips-Perron), como também utilizou-se o teste de Kapetanios *et al.* (2003), doravante KSS, e o teste de Bierens (1997). Os resultados obtidos pelos testes ADF e Phillips-Perron foram desfavoráveis à PPC, ao passo que o teste de Kapetanios *et al.* (2003) e de Bierens (1997) aplicados a base sem agregação temporal sugerem um cenário bem mais favorável à PPC.

3. Estratégia Empírica

Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$), propostos por Elliot, Rotemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001), são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo

⁵ Os países analisados no estudo de Divino, Teles e Andrade foram: Argentina, Bahamas, Barbados, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Dominica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Guatemala, Haiti, Honduras, Jamaica, México, Antilhas Holandesas, Nicarágua, Paraguai, Peru, St. Lúcia, Suriname, Trindade e Tobago, Uruguai e Venezuela.

poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988).

As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente; e, (b) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, (a), Elliot, Rotemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, indicando a presença de raiz unitária, da seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (5)$$

contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. Em (5), \tilde{y}_t é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ é o operador de primeiras diferenças e e_{tk} é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, (b), Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a sérias distorções. Isso motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (5). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste ADF^{GLS} usa a estatística t OLS correspondente a β_0 na equação (5).

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder,

mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados nas tabelas de resultados.

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ possuem baixo poder na presença de quebras estruturais⁶, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Perron mostrou que um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural. Perron (1989) inicialmente considerou três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. O Modelo C, que é conhecido como o modelo *growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

A quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja τ o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série y_t segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período $t = \tau + 1$, contra a hipótese alternativa de que y_t é estacionária. Em sua forma geral, denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que a variável *dummy* de pulso $D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência $D_T = t - \tau$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; a_0 é o intercepto; a_2 é o coeficiente da tendência determinística t ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico,

⁶ Stock e Watson (2004, p. 318) e Gujarati (2006, p. 221) classificam, basicamente, as quebras estruturais em dois grupos: (i) Quebras discretas, que surgem de uma mudança discreta dos coeficientes da regressão da população em uma data precisa devido a uma mudança importante na política macroeconômica. Por exemplo, a mudança de regime cambial, como o colapso do sistema de taxas de câmbio fixas em 1972; a grande depressão econômica de 1930; um ataque especulativo à moeda doméstica devido a incerteza política de uma eleição presidencial ou de um plano econômico; um invento que afeta uma indústria específica; forças externas, como o ataque terrorista de 11 de setembro de 2001, os embargos do petróleo impostos pela Opep em 1973 e 1979 ou a Guerra do Golfo de 1990-1991; (ii) Evolução gradual dos coeficientes ao longo de um período temporal mais longo, a qual pode surgir em virtude da lenta evolução da política econômica e das mudanças em curso na estrutura da economia, por exemplo, mudanças de política tributária e alterações no salário mínimo.

$\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$; k é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens. μ_1, μ_2, μ_3 e β são parâmetros a serem estimados⁷.

Os resíduos obtidos na equação (7) são usados para estimar a seguinte equação via OLS:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Se os resíduos são independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por $\lambda = \tau/T$, em que T é o número total de observações. Ou seja, o termo “ λ ” é a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutura, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados⁸, deve-se então estimar a equação (4) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem “geral para o específico” sugerida por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ($p_{máximo}$), as quais vão sendo eliminadas uma a uma caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo. A defasagem ótima (p) será determinada quando o teste t do coeficiente estimado exceder o valor de 1,68, em termos absolutos, correspondente ao nível de significância de 10%, caso em que $p = p_{ótimo}$. A estatística t calculada para a hipótese nula de que $a_1 = 1$ pode ser comparada com os valores críticos tabulados por Perron (1989).

Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Nesse contexto, Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral

⁷ A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (7): $a_1 = 1, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$ e $a_2 = \mu_3 = 0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $|a_1| < 1, a_2 \neq 0, \mu_2 \neq 0, \mu_3 \neq 0$ e $\mu_1 = 0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

⁸ A detecção de autocorrelação nos resíduos é feita pelo teste de Breusch-Godfrey (BG) de autocorrelação de ordem superior.

$f_t(\theta)' \gamma$, é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (8)$$

em que θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, t é uma tendência temporal e v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária. Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função $f_t(\theta)' \gamma$ pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponential shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*). Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste ADF é desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC). Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002).

Portanto, neste estudo, as quebras estruturais serão determinadas exogenamente e endogenamente. Os pesquisadores precisam estar cientes do impacto de quebras estruturais porque elas têm por característica uma mudança permanente no comportamento da série temporal e podem corresponder a uma mudança na inclinação da tendência, no intercepto da tendência ou em ambos. Tendo em vista que os tradicionais testes de raiz unitária possuem baixo poder, na presença de quebras estruturais, esses testes se tornam viesados no sentido da não-rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária mesmo na ausência de raiz unitária. Assim, diante da suspeita de quebra estrutural recomendam-se algumas alterações nos testes de raiz unitária de forma a evitar esse viés. Já Maddala e Kim (2000, p. 387) argumentam que a motivação por considerar as quebras estruturais está além dos testes de raiz unitária porque as quebras estruturais afetam todos os procedimentos de inferência e previsões em séries temporais, por exemplo, a cointegração e causalidade.

4. Descrição das Variáveis e Tratamento dos Dados

A validade da hipótese da paridade do poder de compra, em sua versão relativa, é testada compreendendo o período amostral de agosto de 1994 a agosto de 2013, ou seja, o período Pós-Plano Real, caracterizado por um período de estabilidade macroeconômica.

De acordo com a hipótese da paridade do poder de compra, a longo prazo, a taxa de câmbio entre duas moedas nacionais quaisquer deve refletir o diferencial de inflação existente entre essas duas economias. Nesse sentido, é importante salientar que a escolha dos índices de preços a serem utilizados é alvo de grande discussão no meio econômico. Esses índices devem apresentar a característica de homogeneidade, ou seja, um aumento proporcional no preço de todos os bens que incorporam o índice deve provocar o mesmo aumento proporcional no índice de preços. Se isto ocorre, o índice é dito homogêneo de grau um.

As duas taxas de câmbio real utilizadas nesse estudo foram construídas a partir das séries históricas da taxa de câmbio nominal, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), sendo obtidas no sítio eletrônico do Ipeadata⁹. A taxa de câmbio nominal corresponde à cotação do incerto (R\$/US\$), nos conceitos “comercial”, “compra” e “média”, tendo como fonte primária o Boletim do Banco Central do Brasil, seção Balanço de Pagamentos (código BM12_ERC12).

O IGP-DI tem como fonte original a Fundação Getúlio Vargas Fundação (Conjuntura Econômica - código IGP12_IGPDI12, agosto de 1994 = 100), sendo produzido desde a década de 1940, e mede o comportamento de preços da economia, em geral, e trata-se de uma média aritmética ponderada pelos seguintes índices: (i) Índice de Preços no Atacado (IPA), o qual mede a variação de preços no mercado atacadista, ponderando em 60% o IGP-DI; (ii) Índice de Preços ao Consumidor (IPC), que mede a variação de preços entre as famílias que percebem renda de 1 a 33 salários mínimos nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro, ponderando em 30% o IGP-DI; (iii) Índice Nacional da Construção Civil (INCC), que mede a variação de preços no setor da construção civil, considerando no caso tanto materiais como também a mão de obra empregada no setor, ponderando em 10% o IGP-DI.

O IGP-DI desempenha três funções. Primeiramente, é um indicador macroeconômico que representa a evolução do nível de preços. Uma segunda função é a de deflator de valores nominais no âmbito das contas nacionais. Em terceiro lugar, trata-se de um índice usado como

⁹ Disponível em: <<<http://www.ipeadata.gov.br/>>>

referência para a correção de preços e valores contratuais. O IGP-DI é o indexador das dívidas dos Estados com a União¹⁰.

O IPCA tem sido produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, dezembro de 1993 = 100) desde 1979, e tem por objetivo medir a inflação de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias, cujo rendimento varia entre 1 e 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é produzido pelo IBGE desde 1979. Desde junho de 1999, o IPCA é o índice utilizado pelo Banco Central do Brasil para o acompanhamento dos objetivos estabelecidos no sistema de metas de inflação, sendo considerado o índice oficial de inflação do país.

Como *proxy* para o nível de preços externos, utilizou-se o Índice de Preços ao Consumidor dos Estados Unidos (2005 = 100), tendo com fonte original as estatísticas do Fundo Monetário Internacional (*International Financial Statistics* (FMI/IFS) - IFS12_IPCEUA12).

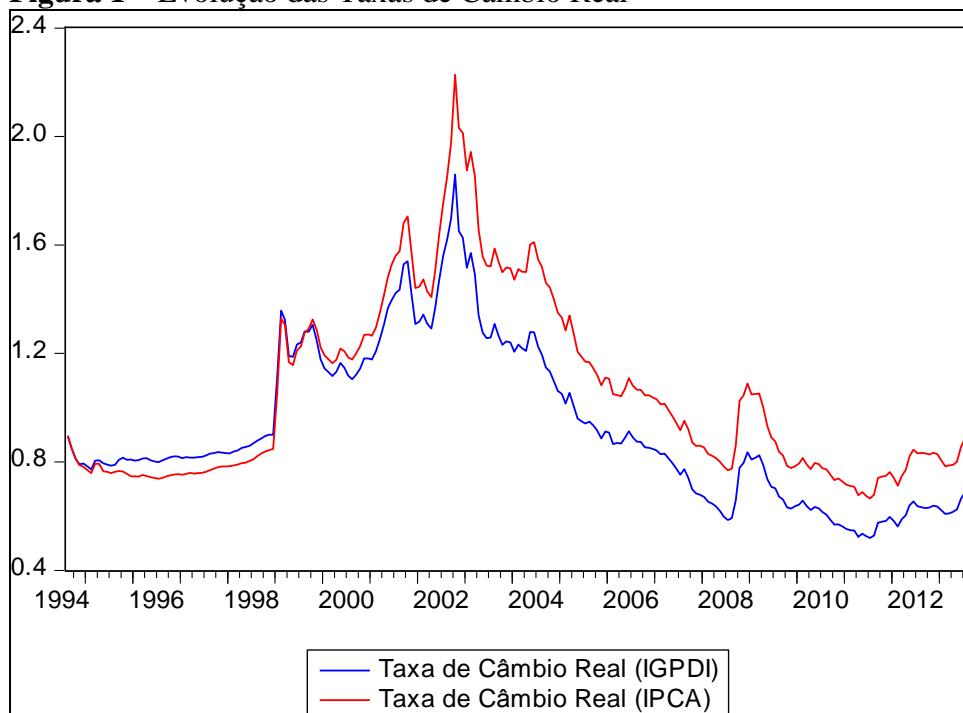
Considera-se, portanto, duas taxas reais de câmbio que levam em consideração individualmente os dois principais índices de preços do país, o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), assim como a presença de quebras estruturais¹¹ nas séries de dados dessas duas variáveis. Para facilitar a utilização dos dados acima mencionados foi necessária uma conversão de base, utilizando como base 100 o período de agosto de 1994.

A Figura 1 a seguir apresenta a trajetória (co-movimento) de cada uma das duas taxas de câmbio real ao longo do período analisado, e a inspeção gráfica destaca duas datas candidatas a serem classificadas como quebras estruturais, a saber, o primeiro trimestre 1999, em que se destaca a mudança do regime cambial brasileiro, e o último trimestre de 2002, caracterizado pela crise de confiança externa devido ao processo pré-eleitoral daquela época.

¹⁰ Para maiores informações sobre o IGP-DI, acessar:

<<<http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D92B6B6420E96>>>

¹¹ Quebra estrutural é uma alteração que produz efeitos permanentes na dinâmica da série.

Figura 1 – Evolução das Taxas de Câmbio Real

Fonte: elaboração própria

5. Análise dos Resultados

Recentemente na literatura sobre a paridade do poder de compra, a validade dessa teoria, em sua versão relativa, tem sido testada por meio da análise da estacionariedade da taxa de câmbio real. Portanto, se a taxa de câmbio real segue um processo estacionário em nível, então a evidência indica que a teoria da paridade do poder de compra é válida.

Para se fazer a análise da estacionariedade e tentar verificar a paridade do poder de compra, primeiramente foram realizados os testes que não levam em conta as quebras estruturais. Foram utilizados os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ^{GLS}), nas séries analisadas tanto em nível como em primeira diferença, como também em modelos considerando apenas a constante e, depois, considerando constante e tendência determinística. Os resultados obtidos estão descritos na Tabela 1 para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Como é possível observar, os testes rejeitaram a hipótese nula de estacionariedade das séries (tanto IPCA quanto o IGP-DI), em outras palavras, os resultados obtidos não fornecem suporte para a hipótese da paridade do poder de compra para o Brasil, uma vez que não pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária.

Tabela 1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária sem Quebra Estrutural

Variáveis	Modelo	ADF^{GLS}		$\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$	
		Estatística Teste	Lags	Estatística Teste	Lags
ε_t^{ipca}	C	-1,24	7	-1,30	7
ε_t^{ipca}	C,T	-1,27	7	-1,33	7
$\Delta\varepsilon_t^{ipca}$	C	-1,27	14	-0,75	14
$\Delta\varepsilon_t^{ipca}$	C,T	-2,22	14	-1,47	14
ε_t^{igpdi}	C	-1,33	2	-1,33	2
ε_t^{igpdi}	C,T	-1,46	2	-1,45	2
$\Delta\varepsilon_t^{igpdi}$	C	-1,08	14	-0,61	14
$\Delta\varepsilon_t^{igpdi}$	C,T	-2,12	14	-1,32	14

Notas:

1 - “Lags” significa defasagens. Componentes cíclicos das séries na forma de logaritmo natural. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 14 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,57 (1%); -1,94 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,46 (1%); -2,92 (5%) e -2,63 (10%). Os valores críticos assintóticos do teste $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$ são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98(5%) e -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%); -2,91 (5%) e -2,62 (10%).

A literatura aponta diversas causas para a não-estacionariedade de séries temporais. Por exemplo, Stock e Watson (2004, p. 291) informam que as variáveis de séries temporais podem ser não estacionárias de várias maneiras, mas duas delas são especialmente relevantes para a análise de regressão de dados de séries temporais econômicas: (1) as séries podem ter movimentos persistentes de longo prazo, isto é, podem tendências (estocásticas), e (2) a regressão da população pode ser instável ao longo do tempo, isto é, pode ter quebras estruturais. Segundo Gujarati (2006, p. 221), quando se emprega um modelo de regressão que envolve o uso de séries temporais, pode acontecer que se verifica uma mudança estrutural na relação entre o regressando e os regressores. Por causa da quebra estrutural, os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado.

Visando identificar a correta ordem de integração das variáveis em análise, procedeu-se à aplicação do Teste Saikkonen-Lutkepohl de raiz unitária com quebra estrutural endógena, em que foi possível observar como quebra estrutural mais significativa o período de novembro de 2002, o qual foi marcado por uma crise de confiança externa devido ao período pré-eleitoral no Brasil, fazendo que a taxa de câmbio apresentasse uma forte depreciação.

Mais uma vez, analisou-se as séries tanto em nível como em primeira diferença, como também considerou-se modelos apenas com constante e, em seguida, com constante e tendência determinística. Além disso, considerou-se as três opções propostas pelo Teste SL para modelagem de quebras estruturais, a saber, *Rational Shift*, *Exponential Shift* e *Shift Dummy*.

Os resultados do teste Saikkonen-Lutkepohl realizados em nível estão descritos na Tabela 2, e indicam que, em nível, não é válida a hipótese da PPC para o Brasil, uma vez que as séries de taxa de câmbio não atingiram estacionariedade em nível, mesmo em presença de quebra estrutural determinada endogenamente.

Tabela 2 – Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena (em nível)

Variável	Modelo	Tipo de Quebra	Data da Quebra	Estatística Teste	Lags
ε_t^{ipca}	C	<i>Rational Shift</i>	2002:11	-1,32	2
ε_t^{ipca}	C,T	<i>Rational Shift</i>	2002:11	-1,14	2
ε_t^{ipca}	C	<i>Shift Dummy</i>	2002:11	-1,69	2
ε_t^{ipca}	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:11	-1,54	2
ε_t^{ipca}	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:11	-1,83	2
ε_t^{ipca}	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:11	-1,68	2
ε_t^{igpdi}	C	<i>Rational Shift</i>	2002:11	-1,45	2
ε_t^{igpdi}	C,T	<i>Rational Shift</i>	2002:11	-1,14	2
ε_t^{igpdi}	C	<i>Shift Dummy</i>	2002:11	-1,61	2
ε_t^{igpdi}	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:11	-1,50	2
ε_t^{igpdi}	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:11	-1,80	2
ε_t^{igpdi}	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:11	-1,68	2

Notas: Elaboração dos autores

1 - “Lags” significa defasagens. Variáveis na forma de logaritmos naturais. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanne *et al.* 2002) para os três tipos de quebra estrutural selecionada endogenamente: (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

Em seguida, testou-se a estacionariedade das séries segundo o Teste de Saikkonen-Lutkepohl, levando-se em consideração a presença de quebra estrutural determinada endogenamente, em primeira diferença. Os resultados são apresentados na Tabela 3 e mostram que as duas séries de taxa de câmbio são estacionárias em primeira diferença, quando a quebra estrutural determinada endogenamente é modelada na forma de *rational shift* pelo Teste de Saikkonen-Lutkepohl, considerando-se constante e tendência determinística.

Tabela 3 – Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena (em primeiras diferenças)

Variável	Modelo	Tipo de Quebra	Data da Quebra	Estatística Teste	Lags
$\Delta \varepsilon_t^{ipca}$	C	Rational Shift	2002:11	-2,19	2
$\Delta \varepsilon_t^{ipca}$	C,T	Rational Shift	2002:11	-4,42***	2
$\Delta \varepsilon_t^{ipca}$	C	Shift Dummy	2002:11	-1,40	2
$\Delta \varepsilon_t^{ipca}$	C,T	Shift Dummy	2002:11	-2,58	2
$\Delta \varepsilon_t^{ipca}$	C	Exponential Shift	2002:11	-1,25	2
$\Delta \varepsilon_t^{ipca}$	C,T	Exponential Shift	2002:11	-2,27	2
$\Delta \varepsilon_t^{igpdi}$	C	Rational Shift	2002:11	-2,84	2
$\Delta \varepsilon_t^{igpdi}$	C,T	Rational Shift	2002:11	-5,40***	2
$\Delta \varepsilon_t^{igpdi}$	C	Shift Dummy	2002:11	-1,44	2
$\Delta \varepsilon_t^{igpdi}$	C,T	Shift Dummy	2002:11	-2,67	2
$\Delta \varepsilon_t^{igpdi}$	C	Exponential Shift	2002:11	-1,26	2
$\Delta \varepsilon_t^{igpdi}$	C,T	Exponential Shift	2002:11	-2,30	2

Notas: Elaboração dos autores

1 - “Lags” significa defasagens. Variáveis na forma de logaritmos naturais. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanne *et al.* 2002) para os três tipos de quebra estrutural selecionada endogenamente: (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

Todavia, uma das limitações do Teste de Saikkonen-Lutkepohl reside no fato de que se seleciona endogenamente apenas uma quebra estrutural, ao passo que outras quebras estruturais podem ter afetado a série histórica das variáveis em análise, mas que não foram captadas por esse teste. Por exemplo, mudanças de regimes cambiais são considerados casos clássicos de quebras estruturais na literatura sobre tema. No Brasil, deve-se destacar a mudança do regime cambial ocorrida no início de 1999 na análise da estacionariedade das séries de taxa de câmbio. Por isso, realizou o teste de Perron (1989) considerando exogenamente o período a partir de janeiro de 1999 como quebra estrutural, a qual foi modelada por uma variável *dummy* de nível.

Os resultados deste Teste de Perron (1989), considerando-se o Modelo “A” sugerido pelo teste devido ao tipo de quebra estrutural¹² demonstrado após inspeção visual do gráfico das séries, estão descritos na Tabela 4 a seguir e indicam que, ao se considerar a quebra

¹² No tocante ao modelo (A), a hipótese nula impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (7): $a_1 = 1$, $a_2 = \mu_1 = \mu_3 = 0$ e $\mu_2 \neq 0$, ao passo que a hipótese alternativa, consideram-se as seguintes restrições: $|a_1| < 1$, $a_2 \neq 0$, $\mu_1 \neq 0$, $\mu_2 = \mu_3 = 0$. Quanto ao modelo B, a hipótese nula é construída impondo-se as seguintes restrições nos parâmetros da equação (7): $a_1 = 1$, $\mu_2 = \mu_3 = a_2 = 0$ e $\mu_1 \neq 0$, enquanto a hipótese alternativa requer: $|a_1| < 1$, $a_2 \neq 0$, $\mu_3 \neq 0$, $\mu_1 = 0$.

estrutural associada à mudança do regime cambial de 1999, as duas séries de taxa de câmbio não apresentam estacionariedade em nível, mas apenas em primeira diferença, não validando, dessa forma, a hipótese da paridade do poder de compra para a economia brasileira.

Tabela 4 – Resultados do Teste de Perron (1989)

Variável	Coefficiente Estimado	Quebra Estrutural	t-perron	Resultado
ε_t^{igpdi}	0,938830 (0,023709)	1999:01	-2,58	I(1)
ε_t^{ipca}	0,943269 (0,022544)	1999:01	-2,52	I(1)

1 - Os possíveis resultados são: DE - processo de diferença estacionária = I(1) e TE - Série de tendência estacionária = I(0);

2 - Os valores críticos do Teste de Perron (1989), considerando o Modelo A, são os seguintes: -4,39 (1%); -3,77 (5%) e -3,47 (10%);

3 - O Teste de Breusch-Godfrey (BG) para autocorreção serial indicou ausência de autocorrelação. Para a série da taxa de câmbio real segundo o IGP-DI, o valor da estatística qui-quadrado do teste BG com três graus de liberdade foi de $\chi^2 = 4,424150$ e *valor - p* = 0,2192. De modo semelhante, sobre a série da taxa de câmbio real segundo o IPCA, o valor da estatística qui-quadrado do teste BG com três graus de liberdade foi de $\chi^2 = 4,993105$ e *valor - p* = 0,1723.

4 - erros padrão entre parênteses.

Portanto, os resultados obtidos neste estudo por meio dos 4 testes aplicados indicam que a presença de raiz unitária, de modo que choques nas taxas de câmbio real são permanentes e, conseqüentemente, a hipótese da paridade do poder de compra absoluta não é válida para o caso brasileiro. Conseqüentemente, as evidências empíricas aqui obtidas não evidenciam a validade da existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo para a economia brasileira.

Contudo, alguns pesquisadores poderão sugerir que seja necessário que se discuta os resultados aqui obtidos à luz de se testar a reversão à média da taxa de câmbio real e, portanto, a validade da paridade do poder de compra para o período pós-Plano Real. Sob essa perspectiva, é útil enquadrar o presente estudo em um importante período da história econômica brasileira cobrindo cerca de 20 anos, em que pode não ser possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária devido ao baixo poder dos testes tradicionais de raiz unitária. Por exemplo, Froot e Rogoff (1995) argumentam não apenas que os efeitos das variações na taxa de câmbio nominal são observados sobre a taxa de câmbio real, indicando um elevado grau de persistência, como também que a PPC não é uma relação de curto prazo. Além disso, a hipótese do passeio aleatório para a taxa de câmbio real não é validada por meio de investigações empíricas baseadas em séries históricas mais longas, de modo que a taxa de câmbio real teria uma tendência de reversão à média, mesmo que evidenciando grande persistência. A propriedade de

reverter à média contraria resultados de estudos empíricos que apontam a existência de raiz unitária para a taxa de câmbio real (ROLL, 1979; ADLER e LEHMAN, 1983), onde se utilizaram testes de raízes unitárias que apresentam baixo poder em períodos mais curtos e regimes de taxas de câmbio flexíveis. Conforme argumenta Pastore, Blum e Pinotti (1998, p. 361), “aqueles testes foram realizados para períodos mais curtos e no regime de câmbio flutuante, no qual a volatilidade do câmbio real torna extremamente difícil distinguir entre um movimento de retorno lento à média e um caminho aleatório”.

Claro que, ao estender a amostra para um período mais longo da economia brasileira, incorre-se no risco de se incorporar no período amostral diferentes regimes cambiais, assim como algumas inconsistências nos dados. Mas também esse procedimento pode ajudar a detectar a reversão à média das taxas de câmbio reais, que é uma hipótese mais razoável para modelos teóricos de taxa de câmbio real não crescentes sem limites no longo prazo. Visto desta forma, a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, conforme reportado nos resultados deste estudo, podem simplesmente ser devido ao limitado período da amostra aqui investigado. Vários autores já sugeriram essa possibilidade ao se referirem a estudos anteriores aplicados ao caso brasileiro utilizando dados de séries temporais mais longas (ZINI Jr. e CATI, 1993; MOLLICK, 1999; ALVES et al., 2001). Todavia, é importante destacar também que, neste estudo, o problema existente de baixo poder dos testes de raiz unitária, assim como a presença de quebras estruturais, foi levado em consideração ao utilizar os testes propostos por Ng e Perron (2001), Perron (1989) e Saikkonen e Lütkepohl (2002).

6. Considerações Finais e Implicações de Políticas

Este estudo tem por objetivo verificar se é válida a hipótese da paridade do poder de compra para a economia brasileira no período de agosto de 1994 a agosto de 2013, por meio da utilização de testes de raízes unitárias, sem quebra estrutural e com quebra estrutural modeladas de forma exógena e endógena. Segundo a teoria da paridade do poder de compra da taxa de câmbio, os movimentos verificados na taxa de câmbio entre duas moedas refletem primordialmente as diferenças no comportamento dos preços dos países que as emitiram.

Foram estimados modelos de séries temporais para duas taxas de câmbio real, as quais utilizaram, cada uma, dois índices de preços domésticos alternativos (IGP-DI e IPCA) e o índice de preços ao consumidor dos EUA. O período temporal escolhido é subsequente à estabilização econômica ocorrida em meados dos anos 1990 com a adoção do Plano Real. No que diz respeito

às quebras estruturais, as metodologias utilizadas neste estudo se baseiam nos testes de raízes unitárias de Perron (1989), bem como Saikkonen e Lütkepohl (2002).

Os resultados dos testes de raízes unitárias utilizados rejeitaram a hipótese da paridade do poder de compra em relação ao dólar americano no período analisado neste estudo. As séries de taxa de câmbio real não são estacionárias em nível, mas sim, em primeiras diferenças, ou seja, tratam-se de séries integradas de ordem um, $I(1)$, mesmo levando-se em consideração a presença de quebras estruturais. Portanto, as taxas de câmbio real utilizadas neste estudo tornam-se estacionárias apenas no curto prazo, mas não no longo prazo. Assim, não se encontrou evidências empíricas para a validade da paridade do poder de compra, tampouco para a existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo na economia brasileira no período analisado, corroborando as evidências empíricas obtidas por Feijó e Morales (2008), Palaia e Holland (2010), bem como Simões e Marçal (2012).

Para pesquisas futuras, sugere-se testar a validade da paridade do poder de compra, em sua versão relativa, para a economia brasileira, em dados de frequência mensal ou trimestral, por meio de outros testes de raízes unitárias que possam levar em consideração as propriedades de não-lineares das séries de taxas de câmbio real, por exemplo, o teste de Kapetanios, Shin e Snell (2003), uma vez que não há razões, *a priori*, para se supor que a taxa de câmbio real tenha dinâmicas unicamente linear no longo prazo.

Referências

ADLER, M.; LEHMAN, B. Deviations from purchasing power parity in the long run. *Journal of Finance*, v. 38, p. 1471–1487, 1983.

ALVES, D.; CATI, R. C.; FAVA, V. L. PPP in Brazil: a test for fractional cointegration. *Applied Economics*, v. 33, n. 9, p. 1175-1185, 2001.

BAHMANI-OSKOOEE, M. Real effective exchange rates and the purchasing power parity: experiences of 19 industrial countries. *Economic Notes*, v. 24, p. 239–250, 1995.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; KUTAN, A. M.; ZHOU, S. Testing PPP in the non-linear STAR framework. *Economics Letters*, v. 94, p. 104-110, 2007.

BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, v. 72, n. 3, p. 584-596, 1964.

BARBOSA, F. H. A paridade do poder de compra: existe um quebra-cabeça? *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 469-487, julho-setembro, 2009.

BIERENS, H. Testing the unit root with drift hypothesis against non-linear trend stationarity, with an application to the U.S. price level and interest rate. *Journal of Econometrics*, v. 81, p. 29-64, 1997.

CAMPBELL, J. C.; PERRON, P. Pitfall and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: Blanchard, O.; Fischer, S. (Org.), *NBER Macroeconomics Annual: 1991*, MIT Press, Cambridge, MA.

CORBAE, D.; OULIARIS, S. A test of long-run purchasing power parity allowing for structural breaks. *The Economic Record*, v. 67, p. 26–33, 1991.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, nº 4, 1981.

DIVINO, J. A.; TELES, V. K.; ANDRADE, J. P. On the purchasing power parity for Latin-American countries. *Journal of Applied Economics*, v. XII, n. 1, p. 33-54, 2009.

EDISON, H. J. Purchasing power parity in the long run: a test of the dollar/pound exchange rate (1890–1978). *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 19, p. 376–387, 1987.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

FEIJÓ, F. T.; MORALES, R. R. A validade da paridade do poder de compra no Brasil pós-Plano Real. *Revista Sinergia*, Rio Grande, v. 12. n. 1, p. 39-49, 2008.

FLYNN, N. A.; BOUCHER, J. L. Tests of long run purchasing power parity using alternative methodologies. *Journal of Macroeconomics*, v. 15, p. 109–122, 1993.

FRENKEL, J. A. Purchasing power parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*, v. 8, p. 169–191, 1978.

FREIXO, C. S.; BARBOSA, F. H. Paridade do poder de compra: o modelo de reversão não linear para o Brasil. *Revista Economia, Selecta*, Brasília (DF), v. 5, n. 3, p. 75-116, dez. 2004.

FROOT, K.; ROGOFF, K. Perspectives on PPC and long-run real exchange rates. In: Grossman, G.; Rogoff, K (Org.). *Handbook of international economics*, v. 3, p. 1647-1688. North Holland, Amsterdam, 1995.

GENBERG, H. Purchasing power parity under fixed and flexible exchange rates. *Journal of International Economics*, v. 8, p. 247–276, 1978.

GRILLI, V. KAMINSKY, G. Nominal exchange rate regimes and the real exchange rate: evidence from the United States and Great Britain 1885–1986. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, p. 191–212, 1991.

GUJARATI, Damodar. *Econometria básica*. Quarta Edição. São Paulo: Campus, 2006.

GRANGER, C. W. J.; TERASVIRTA, T. *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1993.

HAKKIO, C. C. Does the exchange rate follow a random walk? A Monte Carlo study of four tests for a random walk. *Journal of International Money and Finance*, v. 5, p. 221–229, 1986.

KALYONCU H.; KALYONCU K. Purchasing power parity in OECD countries: Evidence from panel unit root. *Economic Modelling*, v. 25, p. 440-445, 2008.

KAPETANIOS, G.; SHIN, Y.; SNELL, A. Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, v. 112, p. 359-379, 2003.

KRUGMAN, P. Pricing to market when exchange rate changes. *NBER Working Paper* n. 1926, National Bureau of Economic Research, 1986.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *International Economics: Theory and Policy*. 4ª edição. Massachusetts: Addison Wesley, 1997, 766p.

LANE, P. R. The cyclical behaviour of fiscal policy: evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, v. 87, p. 2661-2675, 2003.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23, pp. 667-685, 2002.

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 65, p. 91-115, 2003.

LIEW, V. K-S; BAHARUMSHAH A. Z.; CHONG T. T-L. Are Asian real exchange rates stationary? *Economics Letters*, v. 83, p. 313-316, 2004.

LOTHIAN, J. R.; TAYLOR, M. P. Real exchange rate behavior: the recente float and the perspectives of the past two centuries. *Journal of Political Economy*, v. 104, n. 3, p. 487-509, 1996.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. *Unit roots, cointegration, and structural change. Themes in modern econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge, 2000.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. SANTOS FILHO, O. C. Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, n. 1, p. 159-190, jan./mar. 2003.

MARK, N.C. Real and nominal exchange rates in the long run: an empirical investigation. *Journal of International Economics*, v. 28, p. 115–136, 1990.

MEESE, R.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, v. 14 (1-2), p. 3-24, 1983.

MOLLICK, A. V. The real exchange rate in Brazil: random-walk or mean reversion in the long run? *International Review of Economics and Finance*, v. 8, n. 1, p. 115-126, 1999.

NARAYAN, P.K. New evidence on purchasing power parity from 17 OECD countries. *Applied Economics*, v. 37, p. 1063–1071, 2005.

_____. Are bilateral real exchange rates stationary? Evidence from Lagrange multiplier unit root tests for India. *Applied Economics*, v. 38, p. 63–70, 2006a.

_____. *The purchasing power parity revisited: new evidence for 16 OECD countries from panel unit root tests with structural breaks*. Int. Fin. Markets, Inst. and Money, 2006b.

NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

OBTSFELD, M.; ROGOFF, K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? NBER/Macroeconomics Annual, v. 15, issue 1, 2000.

OFFICER, L.H. The relationship between absolute and relative purchasing power parity. *The Review of Economics and Statistics*, v. LX, p. 562–568, 1978.

PALAIA D.; HOLLAND M. Taxa de câmbio e paridade do poder de compra no Brasil: análise econométrica com quebra estrutural. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 1, p. 5-24, 2010.

PARIKH, A.; WILLIAMS, G. Modelling real exchange rate behavior: a cross-country study. *Applied Financial Economics*, v. 8, p. 577-587, 1998.

PASTORE, A. C.; BLUM, B. S.; PINOTTI, M. C. Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, n. 3, p. 359-403, jul./set. 1998.

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

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

ROLL, R. Violations of purchasing power parity and their implications for efficient international commodity markets. In: Sarnant, M. e Szego G. (Org.). *International finance and trade*. Ballinger, Cambridge, 1979.

SABATÉ, M.; GADEA, M. D.; SERRANO, J. M. PPP and structural breaks. The peseta-sterling rate, 50 years of floating regime. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, p. 613-627, 2003.

SAID, S. e DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, p. 599-607, 1984.

SAMUELSON, P. Theoretical problems on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, v. 46, p. 145-154, 1964.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.

SERLETIS, A.; ZIMONOPOULOS, G. Breaking trend functions in real exchange rates: evidence from seventeen OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, v. 19, p. 781-802, 1997.

SHIVELY, P. A. A test for long-run purchasing power parity. *Economics Letters*, v. 73, p. 201-205, 2001.

SIMÕES, O. R.; MARÇAL, E. F. Agregação temporal e não-linearidade afetam os testes da paridade do poder de compra: evidência a partir de dados brasileiros. Escola de Economia de São Paulo, Texto para Discussão n. 310, julho de 2012.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Econometria*. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S.; LIMA, R. C. Paridade de poder de compra: um teste de co-integração para o caso brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 30, n. especial, p. 926-936, dezembro 1999.

ZINI Jr. A.; CATI, R. C. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca no Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 349-374, 1993.

ZHOU, S. Stationarity of Asian-Pacific real exchange rates. *Economics Letters*, v. 98, p. 16-22, 2008.