

A VALIDADE DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA NO BRASIL PÓS-PLANO REAL

FLAVIO TOSI FEIJÓ¹
RODRIGO RABASSA MORALES²

RESUMO

Este artigo analisa 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.

PALAVRAS-CHAVE: Paridade do Poder de Compra (PPC), cointegração, Plano Real

ABSTRACT

THE VALIDITY OF THE PURCHASE POWER PARITY IN BRAZIL POST REAL PLAN

The concept of Purchasing Power Parity (PPP) is examined here for its applicability to Brazil in a period characterized for low taxes of inflation and commercial opening. PPP is tested through the use of unit root tests and the technique of cointegration. Based on monthly data covering the period of 1994–2006, cointegration tests of price indices and exchange rates between Brazil and USA are conducted. The results for the whole data series provide no evidence in favor of the long-term applicability of PPP due to the structural break caused by the exchange rate regime switch occurred in January 1999. Yet, when dividing the series into two periods – before January 1999 and after it –, there is relatively strong evidence in favor of it as a cointegration concept for the previous period. For the subsequent period, however, no long-term equilibrium relationship is found. This can be a result of the short period analyzed, as long as the PPP concept is strongly related to long-term periods.

KEYWORDS: Purchasing Power Parity (PPP), cointegration, Real Plan

1 – INTRODUÇÃO

A Lei do Preço Único (LPU) estabelece que, se dois países produzem um bem idêntico, o preço do mesmo deveria ser o mesmo no mundo todo, não importando o país produtor. A Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC), por sua vez, é uma generalização para a LPU e estabelece que as taxas de câmbio entre duas moedas quaisquer irão se ajustar para refletir mudanças nos níveis de preços entre dois países. A importância que o câmbio tem na competitividade das exportações e no saldo da balança comercial, assim como nas decisões dos investidores internacionais, tem atraído a atenção de muitos economistas para este tema e a investigação da validade da PPC tem-se tornado uma prática comum.

O início da década de 1990, no Brasil, foi marcado pela abertura comercial promovida pelas autoridades no sentido de tornar o país mais competitivo internacionalmente. Durante os primeiros anos dessa década foram feitos vários esforços, no sentido de conter o processo inflacionário, mas o êxito foi obtido somente em 1994. Em junho de 1994 o governo lançou o Plano Real, acompanhado pela fixação do câmbio nominal em R\$1/US\$1, na ponta de venda, com flutuação livre para baixo e, posteriormente, estabeleceu uma margem de flutuação (Bandas Cambiais). Em janeiro de 1999, pressionado pela queda do nível das reservas de divisas, ocasionada pela crise da Rússia, o governo deixou o câmbio flutuar livremente. Podemos caracterizar este período como sendo de relativa estabilidade da inflação em níveis bem baixos, se comparados com o início da década de noventa até o começo do Plano Real. Face o exposto é conveniente investigar a validade da PPC em um contexto de liberalização comercial, acompanhado de baixas taxas de inflação. Apesar de o período considerado ser relativamente curto para se testar um conceito de longo prazo, como a PPC, entretanto, o mesmo também é aplicável somente com o livre-comércio; portanto, o cenário econômico que se apresenta pode revelar algum *insight* para a validade da teoria.

¹ Doutorado pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Atualmente é professor adjunto da Universidade Federal do Rio Grande - FURG.

² Graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Rio Grande.

Nesse sentido, tem-se como objetivo nesse trabalho testar a validade da PPC para o período após o Plano Real, utilizando testes de raiz unitária e cointegração. Para isto, além desta introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 2 se discute brevemente o enfoque tradicional da determinação da taxa de câmbio real ou PPC; um breve resumo da metodologia usada para os testes está reportado na seção 3; na seção 4 é apresentada uma revisão de literatura, onde são apresentados alguns trabalhos mais recentes que tratam sobre Paridade do Poder de Compra; na seção 5 discutem-se os resultados e, finalmente, alguns comentários são tecidos nas considerações finais.

2 – PARIDADE DO PODER DE COMPRA (PPC)

A teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) se baseia na chamada Lei do Preço Único (LPU), que estabelece que o mesmo bem deve ser comercializado pelo mesmo valor em diversos locais ao mesmo tempo. Caso os preços de um dado produto não fossem os mesmos em locais diferentes, haveria espaço para negociantes em busca de lucros maiores que comprariam a um preço inferior, em determinada localidade, e revenderiam em outro local onde a cotação de tal produto fosse superior (MANKIW, 2001). Para que se verifique a LPU são necessários alguns pressupostos:

- Inexistência de custo de transporte – Se um dado produto for produzido na região A e neste exista a incidência de custo de transporte, o produto da região A se tornará mais caro e não competitivo se comparado com um bem idêntico produzido na região B onde não existe a incidência deste custo. Esta diferença no valor final do produto fará com que os vendedores destes produtos tomem vantagem da arbitragem. A demanda sobre o produto da região B aumentaria e, conseqüentemente, seu preço também. Em função desta diferença de preço entre os dois produtos, a oferta do produto da região A também aumentaria, com uma conseqüente diminuição em seu preço, assim os preços se ajustariam novamente, voltando ao equilíbrio.
- Informação perfeita – A informação perfeita é necessária para a LPU se verificar, pois, para os casos em que ocorram quaisquer diferenciações nos preços dos produtos idênticos comercializados em diferentes regiões, tanto os consumidores quanto os comerciantes se utilizariam desta informação perfeita para fazer uso da arbitragem e, assim, os preços que estavam diferenciados automaticamente chegariam a um ponto de equilíbrio.
- Livre Comércio – Para que produtos idênticos comercializados em diferentes regiões possuam o mesmo preço é imprescindível que não exista qualquer tipo de imposto alfandegário, quotas de importação ou qualquer tipo de protecionismo aos produtos locais. Existindo qualquer forma de proteção contra produtos de outras regiões não será possível a verificação da LPU, pois produtos idênticos, mas oriundos de várias regiões distintas, teriam seus preços diferenciados³.
- Bens homogêneos – Os bens devem ser homogêneos, ou seja, idênticos, sem distinções. Assim, é possível fazer a análise de preços dos produtos idênticos em locais distintos para se verificar se possuem ou não o mesmo preço.

Um exemplo prático sobre a tentativa de verificar a veracidade da Lei do Preço Único é a análise feita pela revista *The Economist*, onde são coletados de tempos em tempos os preços do produto “Big Mac” em vários países do Mundo. A escolha pelo produto fabricado pelo McDonald’s se dá em função de sua padronização; como é um produto vendido em quase todos os países do mundo, e sempre com as mesmas características, torna a ser um produto ideal para a pesquisa sobre a LPU. Após a coleta dos preços do Big Mac, cotados nas moedas locais, é possível efetuar o cálculo da taxa de câmbio segundo a paridade do poder de compra. Para isto, basta comparar o preço do Big Mac em dois países, e assim, comparar com a taxa de câmbio vigente.

Assim, a PPC estabelece que a taxa de câmbio entre as moedas de dois países deve ser igual à relação entre os seus níveis de preço. Isto significa que o aumento do nível de preços em um país (queda no poder de compra da moeda) deve estar associado a uma depreciação proporcional da moeda no mercado de câmbio. Segundo a PPC, os preços em diferentes economias abertas podem ser perfeitamente comparáveis e a taxa de conversão (taxa de câmbio) reflete o poder aquisitivo relativo de duas economias, ou seja, a teoria da paridade do poder de compra afirma que, em condições de livre comércio e considerando fixos os fatores de curto prazo como custos de transportes e tarifas, o índice de preços de

³ Segundo Holland e Pereira (1999) é necessário ainda que as taxas de juros entre os países em consideração sejam equalizadas (hipótese de Fisher).

uma economia deve ser igual ao índice de preços internacional multiplicado pela taxa de câmbio. Desta forma, os preços interno e externo mantêm um relacionamento estável do tipo⁴:

$$P = EP^* \quad (1)$$

onde, P é o nível de preços interno; P* é o nível de preços externo; e E é a taxa de câmbio. Esta relação é conhecida como PPC absoluta e pode-se, a partir da mesma, definir a taxa de câmbio real como sendo:

$$R = EP^*/P \quad (2)$$

que, para atender a primeira relação, deve-se manter constante no tempo.

Tomando-se o log da equação (1), e reordenando os termos, obtemos a PPC em sua versão relativa:

$$e = p - p^* \quad (3)$$

que expressa a variação percentual da taxa de câmbio como a diferença na variação percentual de inflação entre duas economias.

Conforme foi mostrado anteriormente, a literatura nos fornece algumas explicações para que a taxa real de câmbio não seja constante no tempo, ou seja, para que a PPC não se verifique. A rigor, a PPC só deve ser válida para um conjunto de bens sujeito à troca internacional, já que o livre comércio permite a arbitragem internacional dos preços, corrigidos pela taxa de câmbio, na ausência de barreiras alfandegárias e custos de transportes. Portanto, não se pode aplicar a PPC para todos os bens da economia, pois os bens não-comercializáveis no comércio externo (*non-tradables*), não sofrem os efeitos da arbitragem internacional.

Dessa forma podem ocorrer desvios de R à medida que é adotado o índice geral de preços para o teste da teoria, pois o mesmo incorpora também os *non-tradables*. Segundo Balassa (1964), a moeda doméstica parecerá sobrevalorizada relativamente à PPC se a produtividade do setor de bens comercializáveis crescer mais rapidamente em relação ao do setor de bens não-comercializáveis⁵. Isso ocorreria porque o aumento na produtividade, maior no setor de bens comerciáveis, irá traduzir-se num aumento da demanda relativa de trabalho neste setor, até o ponto onde o novo produto marginal do trabalho se iguale ao salário real. Portanto, o salário nominal será pressionado para cima, provocando um aumento do salário no setor de bens comerciáveis. A mobilidade interna do fator trabalho tende a igualar os salários dentro da economia, o que viria a elevar os salários no setor de serviços. Desta forma, o custo de produção neste setor eleva-se e, conseqüentemente, o preço relativo dos serviços aumenta. Como os preços dos bens comercializáveis tendem a igualarem-se aos preços internacionais, os países que apresentam maiores ganhos de produtividade exibirão uma tendência de apreciação real de sua moeda devido ao aumento do preço relativo dos serviços nestes países.

3 – PARIDADE DO PODER DE COMPRA , ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO⁶

Conforme Zini Jr. e Cati (1993) algumas especificações são usadas para se testar a PPC. Considere a seguinte versão da PPC absoluta.

$$e_t = P_t - P_t^* + d_t \quad (4)$$

Onde P_t e P_t^* denotam os logaritmos dos níveis de preços internos e externos, respectivamente, e e_t o logaritmo do preço da moeda doméstica em relação a moeda estrangeira. O termo d_t representa os desvios de curto prazo da PPC (choques reais causam desvios permanentes e choques nominais apenas temporários). É comum assumir P_t , P_t^* e e_t como índices relativos a um ano base. Um teste para determinar se a PPC é válida é testar se d_t é estacionário. Se os desvios da PPC não forem estacionários, podemos rejeitar a teoria. Um procedimento comum é redefinir a equação acima como a taxa real de câmbio no período t, como:

$$R_t = e_t + P_t^* - P_t \quad (5)$$

⁴ Neste momento cabe destacar a diferença entre a PPC e a lei do preço único. A primeira se aplica ao nível geral de preços, enquanto a segunda a um determinado bem.

⁵ O argumento da violação da PPC, em função do diferencial de produtividade entre os setores de *tradables* e *non-tradables*, é sugerido por Balassa (1964) e formalizado por Hsieh (1982).

⁶ A exposição a seguir é detalhada a partir do texto de Holland e Pereira (1999).

Se a seqüência (R_t) for estacionária, a teoria da PPC mantém-se.

Outra forma para se testar a validade da PPC, é verificar se a seqüência formada pela soma $(e_t + p_t^*)$ é cointegrada com a seqüência (p_t) . Denotando $f_t = e_t + p_t^*$, a teoria se mantém se existe uma combinação-linear da fórmula $f_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \mu_t$ tal que (μ_t) é estacionária e o vetor de cointegração é $\beta_1=1$. Ou seja, deve-se testar se f_t e p_t tem a mesma ordem de integração e estimar uma relação de equilíbrio de longo prazo, $f_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \mu_t$, para verificar se $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$. Caso contrário, a PPC absoluta não se verifica.

A condição de validade da PPC é verificada somente para o longo prazo, entretanto a maioria das séries econômicas são não-estacionárias e, portanto, estimar relações de longo prazo usando as variáveis em nível pode levar ao que se chama de regressão espúria⁷.

Alternativamente usar as variáveis em suas diferenças pode causar um erro de especificação, se as variáveis cointegram-se, perdendo-se assim as informações de longo prazo. De acordo com Engle e Granger (1987), duas variáveis X_t e Y_t são ditas cointegradas (relação de equilíbrio de longo prazo) se existe um fator β tal que $Z_t = Y_t - \beta X_t$ é estacionária, ou seja, se X_t e Y_t são, por exemplo, $I(1)$ (estacionárias na primeira diferença) Z_t deve ser $I(0)$, onde β é o vetor de cointegração.

A estacionariedade de uma série, digamos Y_t , pode ser verificada através de um processo AR(1):⁸

$$y_t = c + ay_{t-1} + u_t; \quad y_0 = 0, u_t \approx N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

onde a e c são constantes. A série Y_t tem raiz unitária (não-estacionária) se $a = 1$ e estacionária se $a < 1$. Reparametrizando a equação (1) (diminuindo Y_{t-1} de ambos os lados), temos na equação (2) o teste Dickey e Fuller (1979), o que equivale a testar a hipótese nula de raiz unitária se o termo $(a - 1) = 0$ na equação 7.⁹

$$\Delta y_t = c + (a - 1)y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Para o caso de um processo AR (2), temos:

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + u_t \quad (8)$$

Reparametrizando, obtemos:

$$\Delta y_t = c - d y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

onde $d = 1 - a_1 - a_2$ e $d_1 = -a_2$.

Generalizando para AR(p):

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + u_t \quad (10)$$

da mesma forma:

$$\Delta y_t = c - d y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + d_2 \Delta y_{t-2} + \dots + d_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (11)$$

onde $d = 1 - a_1 - a_2 - \dots - a_p$, $d_{p-1} = -a_p$, $d_{p-2} = -a_p - a_{p-1}$, ..., $d_1 = -a_p - a_{p-1} - \dots - a_2$

Onde testa se $d = 0$. Este teste é conhecido como teste Dickey e Fuller Aumentado¹⁰.

⁷ Regressão espúria é o coeficiente de determinação (R^2) alto, mas com os resíduos da regressão fortemente correlacionados, isto é, com baixo DW.

⁸ A exposição a seguir é detalhada a partir do texto de Holland e Pereira (1999).

⁹ Caso tivéssemos $a > 1$ a série explodiria e neste caso exclui-se esta alternativa.

¹⁰ Pode-se ainda adicionar na equação um termo para captar uma tendência determinística.

A teoria de distribuição que dá suporte aos testes de Dickey –Fuller admite que os erros são estatisticamente independentes e têm variância constante. Phillips e Perron (1988) desenvolveram uma generalização do procedimento Dickey-Fuller que relaxa essas suposições.¹¹

A metodologia de Engle e Granger (1997) de dois passos para verificar a cointegração, apresenta alguns problemas como: a) para obter o resíduo de um relacionamento de longo prazo, a forma como a equação é normalizada pode alterar o resultado de estacionariedade do mesmo se a amostra não for suficientemente grande; b) é um procedimento de dois passos e qualquer erro introduzido no primeiro é levado para o segundo passo; c) usando três ou mais variáveis, podem existir mais do que um vetor de cointegração e o método não detecta isto.

A metodologia de Johansen (1988) usa estimador de máxima verossimilhança e supera o problema de dois passos e ainda pode estimar e testar a presença de múltiplos vetores de cointegração. Intuitivamente, o procedimento de Johansen não é nada mais do que uma generalização do teste Dickey-Fuller para um vetor de variáveis:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t \quad (12)$$

onde Y_t é um vetor de variáveis e A_1, A_2, \dots, A_p são matrizes. Reparametrizando a equação (12) de maneira análoga ao que foi feito para a equação (11):

$$\Delta Y_t = D_1 \Delta Y_{t-1} + D_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + D_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} - D Y_{t-1} + U_t \quad (13)$$

onde $D = I - A_1 - A_2 - \dots - A_p, D_{p-1} = -A_p, D_{p-2} = -A_p - A_{p-1} - \dots - A_2$.

Se a matriz D tiver posto (*rank*) nulo, qualquer combinação linear de Y_t terá raiz unitária e, portanto, não haverá nenhum vetor de cointegração e, assim, não se mantém a teoria da PPC. Outro caso extremo é quando o posto da matriz D for completo, significando que qualquer combinação linear de Y_t é estacionária. O caso mais interessante é quando a matriz D tem menos do que posto completo, indicando o número de relações que cointegram. Tendo-se determinado o posto (r) da matriz, D poderá ser representada como o produto de duas matrizes α e β de ordem $n \times r$ e $r \times n$, respectivamente. As linhas da matriz β darão os r vetores de cointegração distintos, sendo que βY é estacionário.

O procedimento de Johansen (1988) e de Johansen e Juselius (1990), portanto, consiste em estimar um modelo VAR e verificar se a matriz D tem posto reduzido. Dois testes de razão de verossimilhança são utilizados para verificar o número de vetores de cointegração:

A) O teste estatístico do traço da matriz, onde a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração seja menor ou igual a r :

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (14)$$

B) O teste alternativo do autovalor máximo, que testa a hipótese nula de $r=0$ contra a alternativa de $r=1$ e assim sucessivamente:

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (15)$$

onde λ_i são os valores estimados das raízes características (autovalores), obtido da matriz estimada D, e T é o número de observações.

4 – REVISÃO DA LITERATURA DE TRABALHOS EMPÍRICOS PARA O BRASIL

Os estudos acerca deste tema tornaram-se mais notórios principalmente nas décadas de 1980 e 1990 no Brasil, quando a taxa de câmbio se tornou uma das principais ferramentas para o controle inflacionário. Diversos esforços foram implementados com o objetivo de testar a validade da hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC) usando os testes de cointegração.

Rossi (1991), usando dados mensais no período 1980/88, sugere que os resultados não são conclusivos quanto a comprovação da PPC. Zini Jr. e Cati (1993) testam a PPC absoluta para o período

¹¹ Para uma descrição intuitiva e detalhada do teste ver Enders (1995, p. 239-240) e apêndice do capítulo correspondente.

1855/1990 com dados anuais, usando a definição da taxa de câmbio real, e verificam que seus componentes têm ordem de integração diferente, rejeitando, assim, a validade da hipótese. Rossi (1996), usando um modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com dados mensais de 1980 a 1994, não rejeita a hipótese da PPC. Menezes e Resende (1996) testaram empiricamente a validade da PPC para a economia brasileira no período compreendido entre 1870 e 1906, através testes de cointegração. Esta escolha se deu em função do regime de taxa câmbio flexível utilizado na época, e das poucas restrições que existiam no comércio internacional, já que tarifas não eram utilizadas como forma de restrição ao comércio, mas sim para fins de arrecadação ao governo.

Após os testes, o LP (logaritmo do nível de preços domésticos) para o período se mostrou integrado de ordem 1 e o LEP (logaritmo da taxa de câmbio nominal vezes o nível de preços internacional) se mostrou ser integrado de ordem 2 para o período. Portanto, mesmo o cenário do período em questão sendo favorável à PPC, os resultados não suportaram a validade da teoria. Um dos motivos que pode ter levado a este resultado é o pequeno período da amostra.

Para avaliar as possibilidades para validação da hipótese da paridade do poder de compra no Brasil, Holland e Pereira (1999) buscaram elucidar restrições formais sobre a teoria para, em seguida, investigar de forma empírica o período compreendido entre os anos de 1974 e 1997. Após as análises de cointegração da PPC foi possível verificar que muitas das divergências que ocorrem sobre trabalhos que abordam o mesmo tema, para o caso brasileiro, podem estar nas especificações da equação trabalhada ou podem ser causadas pela versão do modelo utilizada, ou relativa ou absoluta. A causa para as divergências pode estar ainda na série utilizada para a taxa de câmbio, pois o número de mudanças na política cambial no período analisado é considerável, o que se torna um desafio adequar a série para os testes pertinentes. Ao final dos testes e análise dos resultados, pode-se verificar que a taxa de câmbio tende a procurar o mesmo nível da taxa de câmbio real, verificando a PPC para tal período.

Utilizando o modelo não linear auto-regressivo com transição suavizada (STAR) à taxa de câmbio real brasileira, Freixo e Barbosa (2004) testaram a validade da Paridade do Poder de Compra para o Brasil. Neste trabalho foi apresentada uma breve revisão de literatura de trabalhos nacionais e internacionais relacionados ao assunto, apresentando também uma evolução das técnicas econométricas empregadas nos testes à PPC. No momento seguinte, foi aplicado o modelo STAR, utilizando dados mensais de 1959m01 a 2004m02, foram usados os Índices de Preços ao Consumidor e no Atacado (IPC e IPA) do Brasil e dos Estados Unidos. Como resultado do trabalho, concluiu-se que a taxa de câmbio real brasileira baseada no IPC se comportou de forma não linear, estacionária quando distante do equilíbrio e com uma tendência explosiva quando próxima à paridade. Já quando utilizado o IPA como base para a taxa de câmbio real, esta mostrou-se linearmente estacionária, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária e, portanto, sustentando a PPC.

Em um artigo no qual buscaram testar empiricamente a condição da PPC em sua versão absoluta e a Paridade da taxa de Juros a Descoberta (PTJD), Marçal, *et al.* (2003), utilizaram a análise de cointegração desenvolvida por Johansen. Na primeira parte, foram apresentadas as doutrinas da PPC na sua versão relativa e absoluta. Na segunda, foram apresentados os procedimentos econométricos utilizados no artigo. Em seguida, os resultados dos testes e um balanço dos resultados obtidos. Para finalizar o trabalho, foi feito um comparativo dos resultados obtidos com outros estudos sobre o tema. Nas séries de câmbio real construída a partir de índices no atacado, embora exista a evidência de que câmbio real e juros interno e externo cointegram, não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária. Para a série que utiliza o índice de preço ao consumidor, existe uma forte rejeição quanto à restrição de proporcionalidade, assim, está no limite de rejeição a hipótese de estacionariedade da PPC.

Barbosa (2005) buscou desvendar porque o processo de ajuste da taxa de câmbio real é tão lento. Neste trabalho, é possível observar que grande parte das estimativas sobre o coeficiente de inércia ρ , ou não rejeitam a hipótese de raiz unitária ou, quando rejeitam, estão em um intervalo entre 0,8 e 0,9, o que representa período de tempo relativamente alto. Diante dessa proposta o autor procura abordar trabalhos que envolvem o teste da hipótese da PPC e de trabalhos que analisam a política econômica em conjunto com a estimativa da taxa de câmbio real de longo prazo. Como resultados de tal proposição é possível salientar que a taxa de câmbio real na maior parte dos trabalhos é dada como constante, e que a rejeição da hipótese de estacionariedade da taxa de câmbio real não é equivalente à rejeição hipótese da PPC, já que se a taxa de câmbio real não for estacionária ela poderá ser cointegrada com a variável de longo prazo.

Através de uma sistematização de trabalhos sobre a PPC absoluta e relativa no Brasil, para o período de 1968 e 1994, Kannebley (2003) demonstrou que alterações de políticas econômicas bem como macroeconômicas que marcaram o período em tela, tiveram relação com as mudanças nas propriedades estocásticas, bem como a produção de *outliers* nas séries de índices de preços nacionais e taxa de câmbio nominal. Verificou-se, também, que as quebras estruturais influenciam muito menos nos testes à PPC na versão relativa do que comparado à versão absoluta. Nos testes realizados à PPC relativa, não houve rejeição a sua validade. Para a versão absoluta da PPC os resultados não são homogêneos. Foram

trabalhos feitos por diferentes autores, com deflatores para o cálculo da taxa de câmbio real variados, com diferentes modelos e métodos, mesmo assim, obtiveram resultados contraditórios para esta relação. Além destes fatores diferenciadores elencados acima, a resposta para as divergências sobre os resultados obtidos pode estar na desconsideração aos fatos econômicos relevantes que vieram a introduzir quebras estruturais nas séries da taxa de câmbio real. Após, foram feitos testes de raiz unitária e, através destes, pode-se demonstrar em alguns como as quebras estruturais induzem a resultados espúrios nos testes convencionais sobre a PPC no Brasil.

Como resultado, pode-se verificar que a PPC, em sua forma absoluta, foi válida apenas quando a taxa real de câmbio foi calculada com base nos IPA's, para o período de 1968 a 1978. Neste período, a inflação apresentava uma trajetória estável e a política cambial era conduzida através de minidesvalorizações o que, de certa forma, seguia uma regra da PPC. Ao final, Kannebley destacou duas implicações importantes. A primeira delas foi sobre os resultados obtidos sobre os testes de validade da PPC, feitos para países em desenvolvimento, assim como o Brasil, que passaram ou passaram por instabilidades inflacionárias e que frequentemente têm planos econômicos com o intuito de estabilizar a inflação. Nestes países, antes de qualquer teste acerca da PPC, é recomendável um estudo criterioso e pormenorizado das medidas e políticas adotadas para conter demandas econômicas. Somente após esta análise o pesquisador terá o entendimento de como tais fatos influenciam as propriedades estatísticas das séries temporais e seus reflexos nos testes empíricos. A segunda implicação é sobre a relação de longo prazo entre o saldo da balança comercial e a taxa de câmbio real. Para que sejam validadas as relações entre estas variáveis é importante dar atenção às quebras estruturais existentes nas séries de saldo comercial. Para isto deve-se atentar para a trajetória das séries de importação e exportação e, assim, conseguir uma melhor especificação da relação de longo prazo entre o saldo comercial e a taxa de câmbio real.

Em artigo que testa o efeito Balassa-Samuelson para a economia brasileira, no período compreendido entre 1980 e 2001, Vasconcelos (2004), objetivou verificar empiricamente a hipótese da paridade do poder de compra em termos de crescimento econômico, por se tratar de uma teoria muito importante nos modelos de determinação da taxa de câmbio. Nesta abordagem das séries temporais foi feito o teste de fronteira. Um relacionamento de longo prazo foi verificado entre as variáveis "razão dos níveis de preços" e "razão do nível de renda real per capita" para as economias brasileira e americana. Como resultado do trabalho verificou-se que não há evidência do efeito Balassa-Samuelson para a economia brasileira no período abordado. O que, de certa forma, não fugiu do previsto, já que existem vários exemplos da validade da hipótese da PPC para a economia brasileira, embora tal resultado não signifique a validade da hipótese da PPC, mas apenas que a crítica não se confirmou.

Em artigo publicado pelas Normas Técnicas do Banco Central, Gutierrez (2002) apresenta uma fundamentação teórica da política cambial de preservação da PPC, abordando principalmente seus reflexos sobre a política inflacionária. O autor verificou que a utilização de tal ferramenta para a contenção de índices inflacionários encontra respaldo apenas na teoria da versão relativa da PPC. Entretanto, encontrou dificuldades nas preservação de âncoras nominais na economia. Ao analisar o modelo proposto por Dornbusch, pode perceber que a indexação cambial combinada com uma política monetária acomodativa pode ser um importante fator para persistência do processo inflacionário. Além de Dornbusch, outros autores foram citados no trabalho e os resultados da maioria convergem. Por fim a autora concluiu dizendo: "A combinação entre câmbio indexado e moeda passiva conduz a uma situação em que não há âncoras nominais que possam servir de referência monetária na economia. Esse resultado sugere os riscos advindos da adoção de políticas voltadas para a defesa de uma taxa de câmbio real ao longo do tempo, dados os possíveis efeitos dessa defesa sobre a persistência do processo inflacionário" (GUTIERREZ, 2002, p.28). A conclusão da autora trata justamente de um dos grandes "indexadores" do processo inflacionário que se estendeu dos anos 1980 até 1994.

Silva (2003) testou três importantes teorias para a taxa de câmbio real: a teoria da PPC relativa, que implica taxa de câmbio real constante; a hipótese da variação relativa da produtividade, que demonstra que o aumento de produtividade entre o setor produtor de bens comercializáveis e o de bens não comercializáveis de uma nação em relação a outras leva a valorização real da taxa de câmbio e vice-versa e o efeito transferências, o qual afirma que remessas de renda feitas ao exterior geram desvalorização real de câmbio e o recebimento de renda vinda do exterior gera valorização cambial.

5 – RESULTADOS

O objetivo desta seção foi testar duas especificações para teoria da PPC na sua versão absoluta, de acordo com a exposição feita na seção 3 deste trabalho. A primeira usando a relação $le_t = IP_t - IP_t^*$ e a segunda, $lf_t = IP_t$, onde $lf_t = le_t + IP_t^*$, onde todas as variáveis estão logaritimizadas. Para a taxa de câmbio

foi utilizado a média mensal da relação R\$/US\$ comercial para a venda, para *proxy* dos *tradables* os IPA's dos EUA e Brasil e para os *non-tradables* o IPC¹².

Os resultados para os testes de raiz unitária estão reportado na Tabela 1. O período amostral analisado, como discutido anteriormente, se estende de agosto de 1994 a maio de 2006, com subdivisões para o período anterior e posterior à mudança de regime cambial ocorrida em janeiro de 1999¹³. Os testes ADF para raiz unitária das séries foram estimados com tendência e intercepto, começando com o maior número de defasagens possíveis e eliminando as defasagens não significativas pelo critério *t-student* convencional¹⁴. O teste de Phillips-Perron foi utilizado com tendência e intercepto com três defasagens, conforme sugestão de Newey-West.

A série que representa o nível de preços internos dos *non-tradables* (*IPn*), para o período total, mostrou-se estacionária em nível. Isto significa que não pode haver cointegração com as variáveis (*le*) e (*IPf*) que são I(1), o que a princípio corrobora o argumento que desvios da PPC da sua trajetória de longo prazo podem ocorrer pelo diferencial de produtividade dos bens *tradables* e *non-tradables*, como exposto ao final da seção 2 deste artigo. No período que antecede a troca de regime, com exceção da variável (*le*), cujo resultado mostrou-se inconclusivo para I(0), todas as demais são I(1) com significância de 1%. Apesar da dúvida que ficou quanto à ordem de integração da variável que representa a taxa de câmbio, tendo em vista que a rejeição da hipótese nula de raiz unitária foi no nível de significância de apenas 5% em dois dos três testes, considerar-se-ão todas como I(1). Isso permitirá que se verifique a possibilidade de cointegração posteriormente.

O resultado para a ordem de integração no período após a mudança de regime cambial no Brasil não foi conclusivo, no que se refere à especificação da variável $lf_t = le_t + IPf_t$. Mesmo assim, far-se-á o teste de cointegração a fim de confirmar se há ou não uma relação de equilíbrio de longo prazo entre lf_t e IPt_t .

Foram utilizadas duas especificações para o VAR, usado no teste de cointegração de Johansen para a PPC. A primeira com as três séries logaritimizadas que compõem a PPC na versão absoluta le_t , IPf_t e IPt_t e a segunda com duas séries lf_t e IPt_t , onde $lf_t = le_t + IPf_t$.

Tabela 1
Testes para raiz unitária¹⁵

Séries	Testes para I(0)			Testes para I(1)		
	DF	ADF(lag)	P-P	DF	ADF(lag)	P-P
<i>le</i>	-1,823	-1,851(3)	-2,113	-5,776**	-4,661(2)**	-5,482**
<i>IPf</i>	-2,653	-3,174(1)	-2,674	-6,787**	-6,787(0)**	-6,722**
<i>IPt</i>	-0,734	-1,372(1)	-1,031	-6,455**	-6,455(0)**	-6,326**
<i>IPn</i>	-4,914**	-4,038(1)**	-4,078**			
<i>lf</i>	-1,796	-1,850(3)	-2,115	-5,726**	-4,735(2)**	-5,439**
A						
<i>le</i>	-3,612*	-2,919(1)	-3,958*	-6,758**	-6,758(0)**	-7,126**
<i>IPf</i>	-1,405	-1,405(0)	-1,384	-6,252**	-6,171(1)**	-6,202**
<i>IPt</i>	-2,852	-2,852(0)	-2,840	-6,993**	-6,993(0)**	-7,044**
<i>lf</i>	-1,956	-2,119(1)	-2,372	-6,623**	-6,623(0)**	-7,208**
P						
<i>le</i>	-3,277	-3,315(2)	-3,531	-3,522	-5,497(1)**	-3,391*
<i>IPf</i>	-0,774	-1,431(1)	-0,891	-3,956**	-4,411(1)**	-3,894**
<i>IPt</i>	-2,627	-3,237(1)	-2,665	-3,855*	-4,843(2)**	-3,727*
<i>lf</i>	-3,562*	-4,108(3)*	-3,730*	-3,505	-5,567(1)**	-3,382

* Valor significativo ao nível de 5%.

**Valor significativo ao nível de 1%. (rejeição da hipótese nula de raiz unitária)

¹² Todos os dados foram extraídos da página do IPEA, disponível em <http://www.ipea.gov.br>.

¹³ Na primeira coluna da tabela 1, T refere-se ao período na sua totalidade, A o período anterior a mudança de regime e P, o posterior.

¹⁴ O uso do critério de Akaike não alterou significativamente os resultados.

¹⁵ Os testes para raiz unitária foram obtidos do pacote Eviews 5.

A ordem escolhida para o VAR atentou para o critério de Akaike e para a parcimônia, haja vista a perda de graus de liberdade, já que o período amostral é relativamente pequeno. Assim, foi estabelecido um VAR (2) para o período na sua totalidade e um VAR (1) para os subperíodos. Os resultados dos testes estão resumidos na Tabela 2.

A presença de pelo menos um vetor de cointegração, através das estatísticas do traço e do máximo autovalor, sugere que existe um relacionamento de longo prazo entre as variáveis, ou seja, a “verificação” da PPC. Para a especificação que usou as variáveis *le*, *IPf* e *IPt* no período total, para um nível de significância de 5%, não se obteve nenhum vetor de cointegração. Porém, há de se considerar que durante este período existe a suspeita de uma quebra estrutural em decorrência da troca de regime cambial. Nesse sentido optou-se por colocar uma *dummy* de pulso em janeiro de 1999, o que ocasionou a presença de um vetor de cointegração.¹⁶

Tabela 2
Resultados de Cointegração

modelos	Autovalores			Estatística do máximo autovalor			Estatística do traço		
	1	2	3	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2
<i>le IPf IPt</i> (T)	0,207	0,094	0,013	19,493*	8,307	1,143	28,934*	9,450	1,143
<i>le IPf IPt</i> (DUM)	0,427	0,189	0,096	46,865**	17,606	8,529	73,625**	26,760	9,153
<i>le IPf IPt</i> (A)	0,359	0,258	0,074	22,689**	15,283**	3,925	41,898**	19,209**	3,925
<i>le IPf IPt</i> (P)	0,353	0,294	0,060	14,397	11,512	2,060	27,970	13,573	2,060
<i>If IPt</i> (T)	0,104	0,009		9,265	0,760		10,026	0,760	
<i>If IPt</i> (DUM)	0,384	0,107		40,763**	9,570		50,930**	10,167	
<i>If IPt</i> (A)	0,324	0,078		20,415**	4,239		24,654**	8,070	
<i>If IPt</i> (P)	0,277	0,150		10,726	5,372		16,099*	5,322	

* Estatisticamente significativo ao nível de 10%.

** Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Quando a amostra para o teste foi dividida em duas, de acordo com a troca do regime (anterior e posterior), o mesmo detectou a presença de dois vetores de cointegração para o período anterior à quebra e nenhum para o seguinte. Estes resultados se repetiram para a segunda especificação de modelo (*If* e *IPt*), com a diferença que no período anterior a troca de regime obteve-se apenas um vetor¹⁷.

De acordo com o exposto, foram estimados os Vetores de Correção de Erros (VEC's) para as especificações que cointegraram. As equações (16) e (17), referentes a primeira especificação, estão normalizadas para a taxa de câmbio (*lê*), para o período total (com *dummy*) e anterior a troca de regime, respectivamente. A segunda especificação foi normalizada para a variável (*If*). As equações entre colchetes representam os vetores de cointegração e os valores que a multiplicam significam os termos de correção de erros:

(16)

$$D(LE) = 0.006*[LE(-1) - 4.438*LPT(-1) + 28.616*LPF(-1) - 116.997] + 0.739*D(LE(-1)) - 0.504*D(LE(-2)) - 0.658*D(LPT(-1)) + 0.511*D(LPT(-2)) - 0.187*D(LP(-1)) + 0.440*D(LP(-2)) + 0.008 + 0.218*D2$$

(17)

$$D(LE) = - 0.102*[LE(-1) - 1.007*LPT(-1) + 0.881*LPF(-1) - 4.00] + 0.257*D(LE(-1)) - 0.374*D(LPT(-1)) - 1.266*D(LP(-1)) + 0.008$$

(18)

$$D(LF) = 0.024*[LF(-1) - 1.493*LPT(-1) - 2.271] + 0.732*D(LF(-1)) - 0.515*D(LF(-2)) - 0.655*D(LPT(-1)) + 0.458*D(LPT(-2)) + 0.010 + 0.215*D2$$

(19)

$$D(LF) = - 0.139*[LF(-1) - 1.490*LPT(-1) - 2.241] + 0.180*D(LF(-1)) - 0.244*D(LPT(-1)) + 0.008$$

¹⁶ O teste Chow de estabilidade obteve a estatística $F=70.92310$ e $LR=111.5728$, rejeitando-se, portanto, a hipótese nula de estabilidade.

¹⁷ Como um teste adicional efetuou-se o teste de cointegração de Engle e Granger (1987) para as duas especificações para o período total e constatou-se que os resíduos das equações em nível eram não-estacionários sem a *dummy* e tornavam-se estacionários com a *dummy*. A *dummy* foi estatisticamente significativa.

Cabe ressaltar que, a despeito dos coeficientes das variáveis LPF(-1) dos vetores de cointegração nas equações (16) e (17) não serem estatisticamente significativos ao nível de 5%, todas as equações apresentaram os sinais esperados.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A aplicação da teoria da Paridade do Poder de Compra tem sido utilizada como uma ferramenta em economias com altos índices inflacionários, na tentativa de manter o câmbio real constante, a fim de manter os produtos domésticos competitivos no exterior. Tal instrumento foi utilizado antes do Plano Real ser implantado no Brasil e foi considerado como um dos grandes responsáveis pelos altos índices inflacionários na década de 1980 e início da década de 1990. O reajuste cambial ocorre segundo o diferencial entre a inflação interna e a externa, o que de certa forma, preserva o câmbio real e minimiza a sua variância. Mas a utilização de uma indexação cambial onde a taxa de câmbio real sirva de indexador na política econômica pode servir como uma importante fonte de persistência do processo inflacionário através do contágio dos preços internos.

A revisão da literatura empírica no Brasil evidenciou que estudos acerca deste tema tornaram-se mais notórios principalmente nas décadas de 1980 e 1990, quando a taxa de câmbio se tornou uma das principais ferramentas para o controle inflacionário. Diversos esforços foram implementados com o objetivo de testar a validade da hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC) usando os testes de cointegração. Os vários períodos selecionados para esses testes abrangem períodos de alta, de baixa e, simultaneamente, de alta e baixa inflação. Assim, apesar da teoria da Paridade do Poder de Compra parecer ser mais adequada em situações de alta inflação, por outro lado, nessa situação, tem-se uma forte tendência à indexação das expectativas, tornando explosivo o processo inflacionário, o que inviabiliza a expectativa de depreciação da moeda. Assim, este artigo discutiu a validade da PPC para o período após o Plano Real, pois este período pode ser considerado como um novo cenário, apresentando baixas taxas de inflação e relativa abertura comercial se comparado com as décadas passadas.

Os resultados obtidos mostraram que a quebra estrutural, ocasionada pela troca de regime cambial ocorrida no Brasil em janeiro de 1999, pode ter sido a causa da não verificação da hipótese da PPC neste período. Isto ficou sinalizado pela obtenção de um vetor de cointegração, quando foi incorporada uma *dummy* em ambos os modelos estimados para a amostra total. Para o período anterior, a troca de regime obteve cointegração para as duas especificações de modelos. Ou seja, quando o câmbio era determinado pelo Banco Central, verificou-se a PPC. Isto pode ser resultado das minidesvalorizações (realinhamento das bandas) promovidas pelas autoridades brasileiras nos momentos que antecederam a “quebra”. Entretanto, para o período posterior, não foi encontrada nenhuma relação de equilíbrio de longo prazo, o que pode ser reflexo do pequeno período considerado, já que a PPC é um conceito de longo prazo e requer certo tempo para que os desvios sejam corrigidos, e também pela vigência do câmbio flutuante. Portanto, esses resultados podem corroborar a ideia de que o câmbio, quando estabelecido pelo Banco Central, tem sido utilizado como instrumento de política para perseguir o equilíbrio das contas externas.

Entretanto, cabe destacar as limitações impostas pelo tamanho da amostra compreendida neste trabalho. Mesmo na sua totalidade, o período pode ser considerado curto para tratar de uma teoria que é aplicada a longo prazo. Seria interessante repetir este exercício daqui alguns anos para confirmar se esse resultado se mantém. Contudo, o contexto de relativa liberação comercial, associado à estabilidade da moeda brasileira, pode representar um novo contexto para a verificação da teoria da PPC no Brasil.

REFERÊNCIAS

- BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v.72, p.584-596, dez.1964.
- BARBOSA, F. A Paridade do Poder de Compra: Existe um Quebra-Cabeça? **Ensaios Econômicos**, Rio de Janeiro, n. 582, mar. 2005.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p.427-431, 1979.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55, 1987.
- FREIXO, C.; BARBOSA, F. Paridade do Poder de Compra: O Modelo de Reversão Não Linear para o Brasil. **Economia**, Brasília, v. 5, n. 3, p. 75-116, 2004.

- GUTIERREZ, M. Indexação da Taxa de Câmbio: Justificativa Teórica e Implicações Macroeconômicas. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**. Brasília. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/NotasTecnicas/Port/2002nt29indextxcambiop.pdf>> Acesso em: 10 out. 2002.
- HSIEH, D. The determination of the real exchange rate: the productivity approach. **Journal of International Economics**, v.12, n.3/4, p.355-362, maio 1982.
- HOLLAND, M; PEREIRA, P. Taxa de Câmbio Real e Paridade do Poder de Compra no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 3, p. 259-285, jul.-set. 1999.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.1231-1254, 1988.
- KANNEBLEY JÚNIOR, S. Paridade do Poder de Compra no Brasil: 1968 a 1994. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 33, p. 735-770, out.-dez. 2003.
- MACKINNON, J. Critical Values for Co-integration Tests. *In*: ENGLE, R.; GRANGER, C. (eds.). **Long-run Economic Relationships**, Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MARÇAL, E.; PEREIRA, P.; FILHO, O. 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.
- MENEZES, F.; RESENDE, M. Testes de Cointegração da Paridade do Poder de Compra Para A Economia Brasileira: 1870-1906. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 26, n. 1, p. 51-62, 1996.
- MUSSA, M. Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market. *In*: MACDONALD, R.; TAYLOR, M. **Exchange rate economics**. London: editora, 1991. (An Elgar Reference Collection, 1.)
- NUNES, J. Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de cointegração. **Revista de Economia Política**, local, v. 14, n.1, jan.-mar. 1994.
- PHILLIPS, P.; PERRON P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v.75, p. 335-346, jun. 1988
- ROSSI, J. Determinação da taxa de Câmbio: testes empíricos para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.21, n.2, p.397-412, ago.1991.
- _____. O Modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n.2, p.155-182, ago.1996.
- SAMUELSON, P. Theoretical notes on trade problems, **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.46, n.2, p.145-154, maio 1964.
- SEABRA, F. Short-run Exchange Rate Uncertainty in Latin America. **Applied Economics**, v. 27, p. 441-450, 1995.
- SILVA, J. **Determinantes da Taxa de Câmbio Real, Teoria e Evidências Empíricas: uma Aplicação para o Brasil**. Brasília: UnB, 2003. Dissertação (Mestrado em Economia), Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/depesteses/DOWNLOAD/disserta%C3%A7%C3%A3o_joseabsilva.PDF> Acesso em: 10 out 2002.
- VASCONCELOS, C. O efeito Balassa-Samuelson e a Paridade de Poder de Compra na economia brasileira. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 22, n. 41, p. 101-116, mar. 2004.
- ZINI JUNIOR, A. Teoria da determinação da taxa de câmbio. **Revista Brasileira de Economia**, v.40, n.3, p.257-283, jul.-set. 1986.
- ZINI JUNIOR, A.; CATI, R. Cointegração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n.2, p.349-374, ago.1993.

