

TAXA DE CÂMBIO E PARIDADE DE PODER DE COMPRA NO BRASIL: ANÁLISE ECONOMÉTRICA COM QUEBRA ESTRUTURAL*

DANIEL PALAIA[†]
MÁRCIO HOLLAND[‡]

Resumo

O objetivo central deste artigo é testar a paridade de poder de compra em sua forma absoluta para o caso do Brasil, por meio de procedimentos econométricos que contemplam a possibilidade de existência de quebras estruturais nas séries temporais estudadas. Mesmo controlando todos os testes para a presença de quebras estruturais, incluindo análise de cointegração com quebra estrutural, os modelos econométricos estimados rejeitaram, em geral, a validade da versão absoluta da paridade de poder de compra que postula que o valor da moeda de um país é completamente determinado pela razão entre o preço doméstico e o preço externo.

Palavras-chave: Paridade de Poder de Compra, Taxa de Câmbio Real, Quebra Estrutural, Nível de Preços

Abstract

The main aim of this paper is to test the absolute version of the purchasing power parity in Brazil, according to econometric procedures that allow the existence of structural breaks in the studied times series. Even controlling all the tests for structural breaks, including cointegration analysis with structural breaks, the estimated econometric models reject the validity of such theoretical approach, which states that the value of the domestic currency is completely determined by the price level differential.

Keywords: Purchasing Power Parity, Exchange Rate, Structural Breaks, Price Level

JEL classification: F31, F41, C22

* Os autores agradecem aos pareceristas anônimos pelos valiosos comentários e sugestões.

[†] Analista do Banco Itaú e Mestre pela FGV-EESP. E-mail: daniel.r.palaia@itau.com.

[‡] Professor de Economia da FGV-EESP e Pesquisador CNPq. E-mail: marcio.holland@fgv.br. O autor agradece o generoso apoio financeiro do CNPq.

1 Introdução

A discussão sobre a validade da paridade de poder de compra (PPC) no Brasil é extensa e uma série de autores tem testado a validade desta abordagem para vários períodos na sua forma absoluta ou relativa. Contudo, poucos autores brasileiros, como observado em [Kannebley \(2003\)](#), testaram a PPC admitindo a possibilidade de quebras estruturais fazerem parte do processo gerador das séries de taxa de câmbio. O objetivo central deste artigo é testar a PPC em sua forma absoluta através de procedimentos econométricos que contemplem a possibilidade de existência de quebras estruturais nas séries temporais.

Entre 1980 e 2006, o Brasil sofreu uma série de mudanças nas condições macroeconômicas que possivelmente alteraram as propriedades estocásticas das séries temporais e, conseqüentemente, provocaram quebras estruturais nas séries de preços nacionais e de taxa de câmbio nominal. A existência de quebras estruturais pode modificar completamente os resultados de uma pesquisa empírica quando depende, por exemplo, de testes de estacionariedade de uma série ou mesmo de análises de cointegração.

Nos últimos anos, a literatura de econometria de séries temporais avançou bastante na direção do desenvolvimento de muitos procedimentos que utilizam testes de raiz unitária e análise de cointegração, permitindo respostas mais adequadas em relação ao comportamento das séries macroeconômicas ao longo do tempo e de seus respectivos processos geradores dos dados. Nossa pesquisa procurou utilizar esses novos procedimentos para testar a PPC.

Este artigo está organizado da seguinte forma. Na primeira seção faz-se um breve resumo do modelo da paridade de poder de compra seguida de uma revisão de literatura sobre o tema da paridade de poder de compra. Na segunda seção é analisado o processo gerador das séries e foram realizados testes de raízes unitárias e de cointegração quando se considera a possibilidade de quebras estruturais. Com isso, espera-se, de um lado, avaliar a qualidade de tais novos procedimentos e, de outro lado, rever a validade da paridade de poder de compra para o Brasil.

Os modelos econométricos estimados neste trabalho revelaram, em geral, a não validade da versão absoluta da paridade de poder de compra que postula que o valor da moeda de um país é completamente determinado pela razão entre o preço doméstico e o preço externo.

2 Paridade de Poder de Compra: Modelos e Testes

A teoria da paridade de poder de compra é expressa por duas versões.¹ A versão mais forte (a absoluta) postula que um bem deve ter o mesmo preço em dois países se os preços forem expressos na mesma moeda. A versão relativa da PPC expressa que a razão dos preços de um bem na mesma moeda deve ser constante ao longo do tempo. Assumindo que não existem custos de transação e que os bens são homogêneos, a versão absoluta da paridade de poder de compra postula que, no longo prazo, o valor da moeda de um país é completamente determinado pela razão entre o preço doméstico e o preço externo.

¹A teoria da paridade de poder de compra (PPC) foi originalmente formulada pelo economista sueco [Cassel \(1922\)](#) que definiu que a taxa de câmbio de um país tende a se desvalorizar na mesma proporção que aumenta o nível dos preços.

Matematicamente, isso pode ser visto da seguinte forma:

$$P_{i,t} = E_t P_{i,t}^* \quad (1)$$

em que E_t é a taxa de câmbio nominal, $P_{i,t}^*$ é o preço do bem i no tempo t na moeda do outro país e $P_{i,t}$ é o preço do bem i na moeda nacional no tempo t .

Tal versão se baseia na noção de que existe arbitragem em todos os serviços e bens *tradables*. Exemplificando, se uma cesta de produtos norte-americanos se valoriza em relação a uma mesma cesta brasileira, a moeda americana terá que se desvalorizar para permitir que o preço das duas cestas se mantenha constante. A PPC pode não se verificar no curto e médio prazo, pois a arbitragem dos bens pode ser limitada por custos de transação, tarifas e barreiras à entrada e saída de produtos.²

A escolha do índice de preços apropriado a ser usado para implementar a PPC absoluta vem sendo alvo de um longo debate na literatura econômica. A maioria dos índices de preços inclui uma determinada proporção de bens *non tradables* que pode levar à rejeição da PPC. Outro aspecto importante na escolha do índice de preço apropriado é a restrição de homogeneidade. Essa restrição requer que um aumento proporcional no preço de todos os bens de um determinado índice de preços provoque um aumento no índice na mesma proporção. Portanto, índices de preços geométricos atendem essa restrição, pois são homogêneos³ de grau um. Formalmente, agregando todos os bens *tradables* em um determinado país, a versão absoluta da PPC para ser válida requer que

$$\sum \alpha_i P_{i,t} = E_t \sum \alpha_i^* P_{i,t}^*, \quad (2)$$

onde α_i é o peso do bem i no índice de preço e supõem-se que $\alpha_i = \alpha_i^*$, ou seja, preferência similar para os consumidores domésticos e do país estrangeiro.⁴

É importante notar que se os índices de preços forem geométricos, ou seja, homogêneos de grau um, e atenderem a restrição de proporcionalidade, um aumento igualmente proporcional em cada bem do índice de preços provocará um mesmo aumento no índice. Assumindo que durante esse aumento de preços do índice externo os preços domésticos se mantiveram constantes, uma apreciação igual a do aumento do índice de preço externo na taxa de câmbio é necessária para restaurar o equilíbrio.

Uma análise similar pode ser aplicada quando ocorre um aumento percentual no índice de preços externos unicamente devida a um aumento nos preços dos bens *non tradables*. Caso o índice de preços nacional não sofra nenhuma variação, uma variação igual a do índice de preços externos terá que ocorrer na taxa de câmbio para restaurar o equilíbrio.

A PPC em sua versão absoluta freqüentemente torna-se inválida se existem restrições ao comércio internacional como tarifas, custos de transporte ou até mesmo a existência de informação imperfeita a respeito dos preços de cada bem em cada país. Um primeiro passo para se testar a versão absoluta da PPC pode ser feito através da existência de uma relação de longo prazo dada pela equação (3):

²Para uma visão detalhada sobre as hipóteses envolvidas na elaboração da paridade de poder de compra veja Rogoff (1996) e Holland & Pereira (1999).

³Uma função $f(x)$ é homogênea de grau um se e somente se: $f(\lambda x) = \lambda^n f(x)$ para n igual a um.

⁴Implicitamente, a equação (2) assume que os pesos de cada bem nos índices de preços devem ser iguais entre os países, o que é muito difícil de se constatar na prática.

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \mu_t \quad (3)$$

onde e_t , p_t , e p_t^* são logaritmo de E_t (taxa de câmbio nominal), de $P_{i,t}$ (preço do bem i na moeda nacional no tempo t), e de $P_{i,t}^*$ (preço do bem i no tempo t na moeda do outro país), respectivamente, e μ_t é um termo-erro que representa o desvio da taxa de câmbio de seu nível de paridade de poder de compra.

De acordo com [Froot & Rogoff \(1995\)](#), versão absoluta da PPC seria aceita caso $\beta_1 = 1$ e $\beta_2 = -1$. A não validade dessa restrição empiricamente, devido à existência de bens *non tradables* na composição dos índices de preços e custos de transação, seria o que [Froot & Rogoff \(1995\)](#) chamam de versão fraca da PPC absoluta.⁵

Recentemente, a versão absoluta da PPC tem sido testada diretamente através de testes de raiz unitária. A presença de raiz unitária numa série de câmbio real poderia confirmar a hipótese de a série de taxa de câmbio ser descrita por um passeio aleatório, o que implicaria a inexistência de um equilíbrio de longo prazo para esta variável e, conseqüentemente, na não validade da PPC na sua forma absoluta.

No Brasil, nos últimos anos, alguns trabalhos testaram a hipótese da validade da PPC tanto em sua forma absoluta, quanto para a versão relativa. [Zini & Cati \(1993\)](#) aplicaram testes de raízes unitárias aos dados brasileiros de 1855 a 1990 para analisar os efeitos das mudanças dos termos de troca na taxa de câmbio real. Para o período entre 1855 e 1929, os autores utilizaram a taxa de câmbio real entre Brasil e Inglaterra e, no período subsequente, a taxa de câmbio real entre Brasil e Estados Unidos. Para a realização do teste, foi usado o deflator implícito do PIB para o Brasil e um índice de preços por atacado da Grã-Bretanha encadeado com o IPA dos EUA. [Zini & Cati \(1993\)](#) encontraram duas raízes unitárias para as séries de câmbio nominal e índice de preços internos e uma raiz unitária para a série de preços externos. Os resultados dos testes de raízes unitárias sobre a taxa de câmbio real levaram a conclusão por parte desses autores da rejeição da validade da PPC absoluta.

Um resultado semelhante foi obtido por [Rossi \(1991\)](#). Usando dados mensais, o autor testou a PPC em versão absoluta para o período entre 1980 e 1988, por meio do teste de cointegração de Engle e Granger, utilizando o índice de preços por atacado (IPA) para o Brasil e o *producer price index* (PPI) para os EUA. [Rossi \(1996\)](#) voltou a testar a PPC absoluta entre 1980 e 1994, dessa vez através do teste de [Johansen \(1988\)](#).⁶ [Rossi \(1996\)](#) testou a PPC utilizando dois grupos de índices de preços, IPA e PPI e IGP – DI e CPI. Para o primeiro grupo de variáveis foi encontrado dois vetores de cointegração, e no segundo grupo apenas um vetor, de qualquer forma, a PPC foi atendida em ambos os casos.

[Duarte & Pereira \(1991\)](#) também testaram a PPC absoluta, com dados mensais entre 1980 e 1988 através do procedimento de [Johansen \(1988\)](#). Os

⁵A existência de bens *non tradables* na composição dos índices de preços e a presença de custos de transação impedem que os preços dos bens de dois países quando expressos na mesma moeda sejam iguais. Os bens *non tradables* não são comercializados no mercado internacional o que impede a arbitragem de tornar o preço desses bens quando expressos na mesma moeda igual em dois países. Os custos de transação, como impostos ou custos de transporte, aumentam o valor de um bem em relação ao seu preço no país em que foi produzindo. Portanto, o preço de um mesmo bem quando comparado na mesma moeda em dois países pode ser diferente devido à existência desse tipo de custo.

⁶Para uma discussão mais detalhada do assunto ver [Enders \(2004, p. 362\)](#)

autores, assim como Rossi (1996), encontraram evidências de não rejeição da hipótese de validade da PPC. Zini & Cati (1993) criticaram o trabalho destes autores por terem utilizado uma amostra muito pequena. Segundo os autores, o período em questão foi caracterizado por inúmeras minidesvalorizações por parte do Banco Central para impedir desvios significativos da taxa de câmbio nominal em relação ao diferencial de inflação externa e interna, o que pode ter tornado os resultados viesados. Outra crítica foi feita em relação à combinação das teorias de PPC e da Paridade da Taxa de Juros (PTJ) num único teste pois, segundo Zini & Cati (1993), a PPC é uma relação de longo prazo e a PTJ é válida apenas no curto prazo.

Pastore et al. (1998) estudaram o comportamento da taxa de câmbio real e os efeitos de suas oscilações nos saldos comerciais, no período entre 1959 e 1996, com base em dados mensais. Os autores utilizaram testes de raízes unitárias sobre a taxa de câmbio real, usando o índice de preços ao consumidor e o índice de preços por atacado como deflatores. Para o primeiro índice, a hipótese de uma raiz unitária não foi rejeitada, mas para o segundo, as evidências de existência de uma raiz unitária desapareceram. Segundo os autores, esses resultados estiveram associados à maior presença de bens internacionais nos índices de preços por atacado. A PPC relativa também foi testada através da metodologia de cointegração proposta por Johansen (1988). Pastore et al. (1998) encontraram um vetor de cointegração, independente do índice de preço utilizado, mas os resultados mais robustos foram encontrados quando o IPA foi utilizado. Nesse caso, os coeficientes tanto do índice de preços nacional quanto do externo aproximaram-se de um, indicando que a arbitragem conduziu a acomodação dos preços.

Holland e Pereira (1999) testaram a PPC relativa recorrendo à análise multivariada de Johansen (1988), no período entre 1974 e 1997. Os autores, além de terem feito a análise de cointegração para o período inteiro, realizaram testes para sub-amostras compreendidas entre 1974 e 1985 e entre 1986 e 1997. Independente do período analisado e dos deflatores, Holland e Pereira (1999) encontraram um vetor de cointegração e, portanto, não rejeitaram a validade da PPC relativa. Os autores dividiram a amostra devido às inúmeras mudanças de política econômica, caracterizadas por intervenções governamentais e alterações intensas de política cambial.

A PPC absoluta voltou a ser testada por Marçal et al. (2000). Os autores estimaram um vetor de correção de erros (VEC) para dados mensais entre 1980 e 1994. Novamente, a validade da PPC absoluta foi rejeitada, pois, segundo os autores, não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária para as séries de câmbio real construídas a partir do IPA. Além disso, para a série construída através do IPC, as estatísticas dos testes ficaram próximas da área de rejeição.

Kannebley (2003) testou a paridade de poder de compra no Brasil, entre 1968 e 1994, de forma inovadora. O autor utilizou testes de raiz unitária com uma quebra estrutural desenvolvidos por Perron & Vogelsang (1992). Segundo o autor, a existência de quebras estruturais no período poderia viesar os resultados dos testes de raiz unitária usuais. A princípio, o autor encontrou evidências das séries de câmbio real deflacionadas por IPA e IPC possuírem uma raiz unitária. Posteriormente, foram realizados testes de raiz unitária com duas quebras estruturais segundo o procedimento de Lee & Strazicich (1999). Dessa vez, Kannebley (2003) encontrou, para alguns modelos, resultados a favor da PPC absoluta, utilizando o índice de preços por atacado. Porém, em geral, o autor não encontrou resultados suficientes que pudessem

confirmar a existência de uma relação de longo prazo para a medida de taxa real de câmbio, principalmente quando o deflator usado foi o índice de preços ao consumidor.

Em suma, a literatura de testes empíricos da paridade de poder de compra no Brasil é razoavelmente restrita. Na maioria dos artigos citados acima, pôde-se perceber que a respeito da paridade de poder de compra em sua forma absoluta não existem resultados favoráveis, independente do procedimento utilizado, salvo algumas exceções como os trabalhos de [Duarte & Pereira \(1991\)](#) e [Rossi \(1996\)](#). Porém, conforme [Marçal et al. \(2000\)](#), os resultados destes trabalhos devem ser analisados com cautela, pois as implicações da presença de variáveis integradas de ordem dois na estimação de um VEC foi ignorada pelos autores, o que pode ser uma fonte de viés dos resultados. A PPC relativa ao contrário, vem apresentando na literatura recente, evidências a seu favor, conforme os trabalhos de [Pastore et al. \(1998\)](#) e de [Holland & Pereira \(1999\)](#). Neste trabalho, novos testes são realizados sob a hipótese da versão absoluta com novas técnicas implementadas conforme estudos de quebra estrutural para além de testes de raiz unitária, mas incluindo também as análises de co-integração.

3 Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural

3.1 Banco de Dados

Para todos os modelos estimados ao longo do trabalho foram utilizados dados trimestrais desde o primeiro trimestre de 1980 até o quarto trimestre de 2006. Foram usados tanto índices de preços ao atacado quanto ao consumidor (IPA e IPC, respectivamente); contudo, dada a predominância de bens *tradeables* nos índices ao atacado, este será mais importante nas nossas análises de resultados empíricos. Os índices de preços externos utilizados foram o *Producer Price Index* (PPI) e o *Consumer Price Index* (CPI) dos Estados Unidos, que possuem dados desde 1921. Os índices de preços domésticos foram o Índice de Preço ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) e o Índice de Preço ao Atacado – Disponibilidade Interna da Fundação Getúlio Vargas (FGV), conforme a Tabela 1.

3.2 Métodos e Resultados

O presente trabalho procurou introduzir na análise dos testes de raiz unitária a possível presença de quebras estruturais nas variáveis de câmbio real. A presença de quebras num processo estocástico pode tornar os resultados do teste ADF viesados em torno da não rejeição da hipótese de raiz unitária, conforme pode se ver abaixo.

Seja y_t uma série com uma quebra estrutural no intercepto, gerada pelo seguinte processo:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \mu_t. \quad (4)$$

Supondo que y_t seja especificada erroneamente segundo a equação (5) abaixo:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \mu_t. \quad (5)$$

A presença de uma quebra estrutural tornaria a estimativa de β_2 viesada em torno de 1, o que levaria a uma conclusão falsa a respeito da presença de uma

Tabela 1: Descrição dos Dados

Símbolo	Variável	Tipo de Dado	Fonte
e	Logaritmo da Taxa de Câmbio Nominal	Fim de Período	Banco Central do Brasil
p^{ipa}	Logaritmo do Índice de Preços por Atacado	Último mês do Trimestre	Fundação Getúlio Vargas
p^{ipc}	Logaritmo do Índice de Preços ao Consumidor	Último mês do Trimestre	Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
p^{ppi}	Logaritmo do <i>Producer Price Index</i>	Último mês do Trimestre	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics
p^{cpi}	Logaritmo do <i>Consumer Price Index</i>	Último mês do Trimestre	U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics

raiz unitária no processo e, conseqüentemente, a não estacionariedade deste último pelo teste ADF. O motivo para tal conclusão é que a presença de uma quebra estrutural faz com que valores baixos de y_t sejam seguidos por valores altos no período posterior a quebra.

A solução de (5), pode ser da seguinte forma:

$$y_t = y_0 + \beta_1 t + \sum \mu_t. \quad (6)$$

A má especificação da série y_t por meio da equação (5) tenta copiar o verdadeiro processo representado por (4), viesando β_2 em torno de 1.

Os testes de raízes unitárias foram aplicados em duas séries de câmbio real. A primeira série é a denotada por $rer^{ppi/ipa}$, onde o índice de preços externos é o *producer price index* (PPI), calculado pelo *U.S. Department of Labor* e o índice de preços nacional é o índice de preços por atacado (IPA), calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). A segunda série denotada por $rer^{cpi/ipc}$, onde o índice de preços externo é o *consumer price index* (CPI) também calculado pelo *U.S. Department of Labor*, e o índice de preços nacional é o índice de preços ao consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). Os índices de preços do $rer^{ppi/ipa}$ são basicamente calculados a partir de bens produzidos no atacado e incluem em suas cestas de mercadorias uma proporção de bens *tradables* maior do que nos índices do $rer^{cpi/ipc}$.

Essas diferenças são importantes, pois um dos pilares da PPC absoluta é a existência de arbitragem entre os bens de um país com outro. Pelo fato da taxa de câmbio real $rer^{cpi/ipc}$ ser calculada a partir da razão entre índices de preços ao consumidor de dois países é possível encontrar maiores diferenças entre o índice de preço externo e o interno devido à existência de hábitos de consumo diferentes entre as pessoas de cada país além das diferenças metodológicas na construção de cada índice. Portanto, é possível esperar que a taxa de câmbio

real medida por índices de preço ao atacado tenha maior probabilidade de verificação da PPC absoluta.

Durante as décadas de 1980 e 1990 houve um amplo debate acerca de os choques em variáveis macroeconômicas poderem ser considerados *permanentes* ou *temporários*. O debate começou na publicação do trabalho de [Nelson & Plosser \(1982\)](#), que concluiu que as séries macroeconômicas podem ser melhor representadas por processos não estacionários, implicando que choques nessas séries podem ser interpretados como permanente. Os resultados de [Nelson & Plosser \(1982\)](#) foram questionados por [Perron \(1989\)](#). [Perron \(1989\)](#) formulou um teste de raiz unitária no qual leva em conta a presença de quebras na amostra utilizada por [Nelson & Plosser \(1982\)](#). Os resultados de [Perron \(1989\)](#) acabam divergindo dos de [Nelson & Plosser \(1982\)](#) devido à incorporação de quebras estruturais na formulação do teste de raiz unitária. Segundo [Perron \(1989\)](#), a utilização dos anos da grande depressão e da crise do petróleo, como pontos de mudança estrutural, fez com que as séries pudessem ser vistas como estacionárias com tendência.

Assim, de acordo com [Perron \(1989\)](#) é possível que as séries macroeconômicas sejam melhores descritas como tendo choques temporários que as fazem flutuar em torno de uma tendência. Os testes de raiz unitária com quebra estrutural⁷ basicamente contemplam dois tipos de modelos. No primeiro modelo, chamado de *aditivo* (AO), o impacto dos choques é imediato e discreto, ou seja, ocorre em um período específico do tempo. No segundo modelo chamado de *inovacional* (AI), ao contrário do primeiro, o impacto dos choques é gradual. Portanto, a mudança na declividade ou no intercepto ocorrem continuamente ao longo do tempo. Para esses dois modelos foram conduzidos testes admitindo três formas de quebras, a saber:

Modelo (1) A quebra ocorre no nível da série.

Modelo (2) A quebra ocorre no nível da série e no componente de tendência.

Modelo (3) A quebra ocorre apenas no componente de tendência.

Talvez uma das questões mais importantes que norteia os testes de raiz unitária com quebra estrutural esteja relacionada ao conhecimento do momento em que ocorre a quebra. A quebra pode ser exógena, ou seja, assume-se que ela ocorreu em determinado período, ou ela pode ser endógena, onde não há um conhecimento prévio do instante do choque.

No seu primeiro trabalho sobre o assunto, [Perron \(1989\)](#) propôs um modelo em que o momento da quebra é previamente conhecido, ou seja, é exógeno. Esse pressuposto foi criticado por [Zivot & Andrews \(1992\)](#), que sugeriram um modelo alternativo. Os autores propuseram a endogenização da escolha do momento do choque. O método utilizado para essa escolha foi através da minimização da estatística t do componente autoregressivo. [Zivot & Andrews \(1992\)](#) estimaram três modelos do tipo *inovacional*. O primeiro com choque somente no intercepto, o segundo com quebra no intercepto e na tendência e o último com choque apenas na tendência. [Banerjee et al. \(1992\)](#) encontram resultados utilizando o modelo *inovacional* por meio de quebras no intercepto ou na tendência, em que a escolha do momento do choque é também obtida através da minimização da estatística de teste t, do componente

⁷Para uma discussão mais detalhada do assunto ver [Perron & Vogelsang \(1998\)](#).

autoregressivo. Ambos os trabalhos assumem que a quebra estrutural ocorre em torno da hipótese alternativa no momento da derivação dos resultados assintóticos.

Perron & Vogelsang (1998) formularam um modelo aditivo com quebras no intercepto e na tendência. A escolha do momento do choque, como nos outros artigos, foi feita pela minimização da estatística t do componente autoregressivo. O modelo inovacional também foi utilizado e novamente foi assumido o pressuposto de que os choques ocorrem em torno da hipótese alternativa.

Os modelos foram estimados assumindo que as séries macroeconômicas possuem apenas uma quebra estrutural. A data da quebra pode ser denotada conforme descrito no artigo de Perron & Vogelsang (1998) como T_b^c , onde $T_b^c < T$, sendo T o tamanho da amostra. O modelo *aditivo*, conforme mencionado, presume que a quebra ocorre instantaneamente e, portanto, não é afetado pela dinâmica da série.

As equações desse modelo seguem abaixo:

$$y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t^c + \tilde{y}_t^1 \quad (7)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t^c + \gamma DT_t^c + \tilde{y}_t^2 \quad (8)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + \gamma DT_t^c + \tilde{y}_t^3 \quad (9)$$

onde $DU_t^c = 1$ para $t > T_b^c$, $DT_t^c = t - T_b^c$ para $t > T_b^c$. O erro z_t é especificado como um $ARMA(p+1, q)$, onde $A(L)z_t = B(L)\mu_t$, e μ_t é um ruído branco. Os parâmetros θ e γ medem a magnitude da possível quebra estrutural.

O procedimento do teste de raiz unitária do modelo AO consiste em dois passos. O primeiro passo envolve a retirada da tendência das séries, por meio da estimativa das equações (7), (8) e (9) por mínimos quadrados ordinários. No segundo passo, a hipótese de raiz unitária é testada usando estatística de teste t e $\alpha = 1$ nas seguintes regressões:

$$\tilde{y}_t^j = \sum_{i=1}^k \omega_i D(T_b)_{t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1}^j + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^j + u_t \quad (10)$$

$$\tilde{y}_t^j = \alpha \tilde{y}_{t-1}^j + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^j + u_t \quad (11)$$

para $t = k+1, \dots, T$; onde \tilde{y}_t^j são resíduos das regressões (7), (8) e (9), e $D(T_b) = 1$ para $t = T_b + 1$. De acordo com Perron & Vogelsang (1998), a inclusão de $k+1$ variáveis *dummy* $D(T_b)_{t-i}$, $i = 0, \dots, k$ na equação (10) é necessária para garantir que a distribuição da estatística t de α seja invariante a estrutura de correlação dos erros. A estatística t para testar $\alpha = 1$ é denotada por $t_\alpha(j, AO, T_b, k)$.

O modelo *inovacional*, conforme dito anteriormente, é melhor aplicado em casos nos quais é mais razoável ver uma quebra ocorrendo ao longo do tempo. O teste de raiz unitária para esse tipo de modelo pode ser testado conforme o procedimento de Dickey & Fuller (1979).

As equações seguem abaixo:

$$y_t = \mu + \beta_t + dD(T_b) + \theta DU_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (12)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + dD(T_b) + \theta DU_t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (13)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (14)$$

A escolha de k é feita por meio da análise de significância do último coeficiente do parâmetro de defasagem, onde $k - \max = 5$. Coeficientes insignificantes a 5% foram descartados dos modelos. O procedimento de escolha de T_b baseia-se na minimização de $t_\alpha(j, m, T_b, k)$ onde $m = AO$ ou IO . Portanto, a escolha do momento da quebra corresponde a um determinado instante, que torna mais provável a rejeição da hipótese nula. Matematicamente, $t_\alpha[\lambda_{\text{inf}}] = \inf t_\alpha(\lambda)$, onde $\lambda = T_b/T$. Portanto, λ variar entre $2/T$ e $(T-1)/T$.

Neste trabalho, foi simulada uma quebra a cada ano da amostra (1980:2006) num total de 27 anos, tanto para o modelo aditivo quanto para o modelo inovacional. Os resultados encontrados foram testados a partir dos valores críticos tabulados por Perron & Vogelsang (1998).

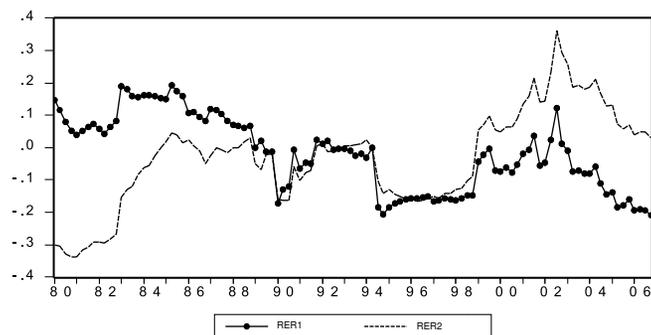
A partir das tabelas 2 e 3 foi possível concluir pela não validade da paridade de poder de compra absoluta para todas as séries de câmbio real. Kannebley (2003) realizou testes de raiz unitária com quebra estrutural no período de 1968 a 1994, utilizando procedimentos semelhantes dos utilizados no presente trabalho encontrando quebras para as séries de $rer^{ppi/ipa}$ e $rer^{cpi/ipc}$ nos anos de 1982 e 1987, e 1981 e 1982, respectivamente. Esse autor também não obteve evidências que pudessem validar a PPC absoluta. Realmente, nesses anos, conforme o procedimento utilizado, foram obtidos t_α de baixa magnitude; porém, devido à diferença nos períodos de análise, foram encontrados períodos de quebras em geral diferentes dos obtidos por Kannebley (2003).

Analizando as tabelas 2 e 3 é possível perceber que, para a série de $rer^{ppi/ipa}$, a presença de quebras estruturais tanto para o modelo aditivo quanto para o modelo inovacional está freqüentemente atrelada ao ano de 1998. Os resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural são mais dispersos na série de $rer^{cpi/ipc}$; mas o início da década de 80, assim como encontrado por Kannebley (2003), apresenta na maioria dos modelos um valor da estatística t_α bastante baixo.

O início da década de 80 foi marcado por intensas alterações na taxa de câmbio real, devido a inúmeras intervenções de política monetária⁸ caracterizadas por mini e maxidesvalorizações na taxa de câmbio nominal, o que pode explicar a presença de quebras estruturais principalmente para a série de $rer^{cpi/ipc}$. No período entre 1997 e 1999, também foram observadas freqüentemente quebras estruturais, desta vez para a série de $rer^{ppi/ipa}$. Esse período de alta instabilidade macroeconômica foi marcado por sucessivas crises internacionais, como a da Ásia (1997) e da Rússia (1998), além de mudança de regime cambial no Brasil (começo de 1999). Parece claro que as quebras atreladas ao $rer^{cpi/ipc}$ foram provocadas, em geral, por crises preponderantemente internas, cujo impacto costuma ser maior no IPC do que no IPA. Crises externas, ao contrário, costumam afetar diretamente o movimento dos bens *tradables*, que possuem maior peso no cálculo do IPA.

Analizando a Figura 1 é possível perceber que nesses períodos citados ocorreram sensíveis mudanças nas séries de câmbio real, independente do deflator utilizado. Podemos perceber por meio da análise do gráfico que as mudanças mais profundas nas duas séries de câmbio real ocorrem nos meses de março de 1983 e janeiro de 1999 e outubro de 2002. Os dois primeiros eventos são marcantes: primeiro, a maxidesvalorização de março de 1983, e, segundo, a mudança de regime de câmbio fixo para flutuante no começo de 1999. Ambos os eventos, mesmo que causados por motivos distintos, têm o mesmo sentido

⁸Para uma discussão mais detalhada do assunto ver Abreu (1989).



Fonte: Bacen

Notas: RER1: Logaritmo da taxa de câmbio real calculada utilizando o índice de preços ao atacado (IPA) e o *producer price index* (PPI). RER2: Logaritmo da taxa de câmbio real calculada utilizando o índice de preços ao consumidor (IPC) e o *consumer price index* (CPI).

Figura 1: Comportamento das Taxas de Câmbio Real entre 1980 e 2006

econômico: alteração abrupta na taxa de câmbio provavelmente pelo fato da mesma ter sido mantida em valores artificiais. Já a alteração abrupta na taxa de câmbio em final de 2002 se deve ao ambiente de incerteza sobre a futura política macroeconômica, em ano de eleição presidencial. Os resultados obtidos com os testes de raiz unitária com quebra estrutural, presentes nas tabelas 2 e 3 estão, no geral, em consonância com os períodos de alterações mais profundas das taxas de câmbio real verificadas no Figura 1.

utilizando o índice de preços ao atacado (IPA) e o *producer price index* (PPI). RER2: Logaritmo da taxa de câmbio real calculada utilizando o índice de preços ao consumidor (IPC) e o *consumer price index* (CPI).

O objetivo da próxima seção é testar a forma absoluta da PPC, por meio dos recentes procedimentos de análise de cointegração com quebra estrutural, conforme o procedimento de [Gregory & Hansen \(1996\)](#). Os resultados da análise de cointegração com quebra estrutural permitem uma comparação com os resultados dos testes de raízes unitárias com quebra estrutural que cujos resultados indicaram a não validade da versão absoluta da PPC. Os resultados do procedimento de [Gregory & Hansen \(1996\)](#) tornam mais robusta a conclusão a respeito da validade da PPC absoluta. A análise de cointegração permite verificar se existe uma relação de longo prazo de variáveis não estacionárias que seja estacionária.

4 Análise de Cointegração com Quebra Estrutural

A modelagem de quebras estruturais em processos co-integrados vem sendo muito estudada nos últimos anos. O motivo pelo qual os testes de cointegração padrão como o de [Engle & Granger \(1987\)](#) e [Johansen \(1988\)](#), não são apropriados para testar cointegração com mudança de regime é que tais testes presumem que o vetor de cointegração é invariante no tempo.

Utilizando um VAR (vetor auto-regressivo), [Seo \(1998\)](#) deriva um teste LM (multiplicador de lagrange) para quebras estruturais, enquanto que [Inoue \(1999\)](#) deriva um teste de posto para processos cointegrados com uma quebra. Maneiras distintas destas últimas foram desenvolvidas para modelar proces-

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural $rer^{ppi/ipa}$

ANO	t_{α} - AO 1	t_{α} - AO 2	t_{α} - AO 3	t_{α} - IO 1	t_{α} - IO 2	t_{α} - IO 3
1983	-1,93	-1,93	-1,96	-1,99	-1,98	-1,90
1984	-1,96	-2,01	-1,92	-1,85	-1,90	-1,90
1985	-2,23	-2,35	-1,94	-2,18	-2,22	-1,83
1986	-2,11	-2,24	-1,94	-2,03	-2,06	-1,83
1987	-2,52	-2,55	-1,96	-2,39	-2,16	-1,89
1988	-2,58	-2,57	-1,99	-2,49	-2,34	-1,98
1989	-2,30	-2,28	-2,03	-2,17	-2,06	-2,07
1990	-1,74	-1,78	-2,07	-1,87	-1,83	-2,18
1991	-1,74	-1,94	-2,10	-1,50	-1,72	-2,24
1992	-2,04	-2,25	-2,14	-1,91	-2,25	-2,24
1993	-2,03	-2,30	-2,16	-1,93	-2,33	-2,26
1994	-1,91	-1,86	-2,16	-1,76	-1,65	-2,28
1995	-1,79	-1,81	-2,13	-1,66	-1,69	-2,33
1996	-2,23	-2,10	-2,10	-2,16	-2,01	-2,24
1997	-2,86	-2,55	-2,07	-2,88	-2,57	-2,11
1998	-3,38	-3,14	-2,02	-3,40	-3,28	-1,96
1999	-2,71	-2,88	-1,97	-2,96	-3,10	-1,80
2000	-2,46	-2,92	-1,97	-2,31	-2,71	-1,68
2001	-2,06	-2,59	-1,95	-2,04	-2,50	-1,70
2002	-2,07	-2,06	-1,96	-2,04	-1,98	-1,76
2003	-1,58	-1,50	-1,97	-1,45	-1,43	-1,88

Tabela 3: Teste de Raiz unitária com Quebra Estrutural Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural $rer^{cpi/ipc}$

ANO	t_{α} - AO 1	t_{α} - AO 2	t_{α} - AO 3	t_{α} - IO 1	t_{α} - IO 2	t_{α} - IO 3
1983	-2,05	-2,05	-2,53	-2,13	-2,13	-2,01
1984	-2,01	-2,24	-2,51	-1,71	-1,96	-2,21
1985	-1,73	-2,53	-2,42	-1,65	-2,15	-2,10
1986	-1,62	-2,77	-2,24	-1,57	-2,10	-1,91
1987	-2,01	-2,90	-2,07	-1,96	-2,05	-1,78
1988	-2,26	-3,00	-1,96	-2,19	-2,28	-1,77
1989	-2,00	-2,53	-1,91	-2,06	-2,21	-1,76
1990	-1,66	-1,79	-1,89	-2,00	-1,95	-1,75
1991	-1,97	-1,99	-1,88	-1,86	-1,72	-1,78
1992	-2,16	-2,19	-1,88	-1,90	-1,88	-1,81
1993	-2,38	-2,37	-1,87	-1,95	-1,97	-1,83
1994	-2,13	-2,10	-1,86	-1,54	-1,49	-1,85
1995	-1,81	-1,80	-1,86	-1,31	-1,25	-1,88
1996	-1,70	-1,59	-1,84	-1,63	-1,48	-1,89
1997	-1,99	-1,75	-1,82	-2,07	-1,94	-1,86
1998	-2,38	-2,24	-1,80	-2,39	-2,57	-1,80
1999	-2,06	-2,26	-1,79	-2,37	-2,63	-1,73
2000	-2,28	-2,90	-1,82	-1,96	-2,56	-1,71
2001	-1,94	-2,83	-1,85	-1,91	-2,58	-1,75
2002	-2,15	-2,64	-1,91	-2,27	-2,20	-1,85
2003	-1,49	-2,09	-1,99	-1,53	-1,56	-2,00

so co-integrados com quebra estrutural, como o caso da estimação recursiva utilizada por Hansen & Johansen (1993) e a combinação de cointegração com processos markovianos formulada por Krolzig (1996). Hansen (2003) deriva uma estatística por máxima verossimilhança que assintoticamente se distribui como uma distribuição qui-quadrada, para testar quebras estruturais para pontos conhecidos do tempo. O autor analisa a estrutura a termo da taxa de juros americana e encontra evidências de existência de mudança de regime que coincidem com a mudança de política econômica do banco central americano em setembro de 1979 e outubro de 1982.

Johansen et al. (2000) demonstram como a tradicional análise de cointegração pode ser usada para identificar possíveis tipos de quebras estruturais. Os autores propuseram uma generalização do modelo de quebra na tendência e intercepto de Perron (1989), no contexto de séries temporais multivariadas. O autor mostra como a análise tradicional de cointegração pode ser usada para identificar alguns tipos de quebra estrutural, embora existam algumas diferenças conceituais como a necessidade de gerar uma nova tabela de resultados assintóticos. Johansen et al. (2000) demonstram que é possível identificar e testar mudanças na tendência presente nos vetores de cointegração. Contudo, para usar esse tipo de análise tradicional, segundo o autor, é necessário excluir as observações posteriores à quebra (previamente conhecida), através de dummies de impulso. O número de dummies corresponde ao número de defasagens do sistema e a inclusão dessas dummies implica na redução da amostra.

Um trabalho bastante importante nessa recente literatura é o de Lutkepohl et al. (2003). Os autores sugerem um procedimento de análise de cointegração com presença de quebra estrutural em dois estágios. Os coeficientes da parte determinista são estimados no primeiro passo e, no segundo, é feita uma tradicional análise de cointegração da série sem tendência através do primeiro estágio segundo as equações (15) e (16) abaixo. Entretanto, os autores consideram apenas o teste no posto do vetor de cointegração e não mostram como impor restrição no sistema para testar diferentes tipos de quebra. Assim:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \delta d_t + x_t \quad (15)$$

para $t = 1, \dots, T$; onde μ_0 e μ_1 , $i = 0, 1$, são os coeficientes de intercepto e tendência respectivamente, δ é $n \times 1$ e desconhecido e d_t é uma variável *dummy*. $d_t = 0$ para $t < T_1$ e $d_t = 1$ para $t \geq T_1$, sendo T_1 o momento da quebra, previamente conhecido. Os autores assumem que existe apenas uma quebra estrutural e que x_t é um erro não observado, que assume a forma de um $VAR(p)$, podendo ser representado por um modelo de correção de erro tal como segue:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (16)$$

onde Π e Γ_j , $j = 1, \dots, p-1$, são $n \times n$ e $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$.

Quintos & Phillips (1993) introduz um teste de estabilidade do posto do vetor de cointegração ao longo do tempo. O modelo utilizado é um VAR com variáveis integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$. A inferência sobre as quebras é conduzida de acordo com um modelo de correção de erro. A intuição do teste é que mudanças no posto implicam instabilidade nos parâmetros e não

o contrário, ou seja, uma mudança no posto é condição necessária e suficiente para gerar instabilidade nos parâmetros. A estatística do teste de Quintos e Phillips é basicamente a soma ponderada da estatística do traço dada por Johansen (1988). Um dos problemas desse teste, muito comum nos procedimentos citados até agora, é a necessidade de se conhecer o momento da quebra. Portanto, isso implica que a quebra deva ser considerada exógena.

Os testes de cointegração com quebra estrutural deste trabalho serão realizados com base no artigo de Gregory & Hansen (1996). Nesse trabalho, os autores preocupam-se com um modelo geral de teste, em que o vetor de cointegração muda em um determinado período da amostra. O teste desenvolvido pelos autores acima é considerado uma extensão do teste ADF, podendo ser visto como a versão multivariada do teste de Zivot & Andrews (1992). Um dos atrativos desse teste é que permite testar mudanças de regime no intercepto e tendência.

Segundo os autores, a existência de quebras estruturais pode levar a conclusões errôneas em torno da aceitação da hipótese nula de não cointegração e, portanto, inexistência de qualquer tipo de relação de longo prazo entre variáveis $I(1)$.

Seja $\Upsilon_t = (\Upsilon_{1t}, \Upsilon_{2t})$ onde Υ_{1t} é um escalar e Υ_{2t} um vetor de dimensão m . O modelo descrito pela equação (17) é o modelo de cointegração padrão. Ou seja:

$$\Upsilon_t = \mu + \alpha^T \Upsilon_{2t} + \varepsilon_t \quad (17)$$

para $t = 1, \dots, n$, onde Υ_{2t} é $I(1)$ e ε_t é $I(0)$.

Os parâmetros μ e α do modelo descrevem um hiperplano de m dimensões que é a tendência do vetor Υ_t ao longo do tempo. Considerando que, em muitos casos, o modelo acima serve para capturar uma relação de longo prazo, deve-se considerar que μ e α são constantes no tempo. Porém, em muitas aplicações, como a do presente trabalho, é desejável que essa relação de longo prazo dure apenas um determinado período t e que depois uma nova relação passe a ser verdadeira. Uma das grandes vantagens do procedimento de Gregory & Hansen (1996) em relação aos demais é que o instante da quebra estrutural é tratado como uma variável desconhecida. Seguindo a notação dos autores, a modelagem das quebras foi feita utilizando a variável *dummy* abaixo:

$$\varphi = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq n\tau \\ 1 & \text{se } t > n\tau \end{cases}$$

onde τ é $(0, 1)$ e é desconhecido.

Basicamente, existe a possibilidade de ocorrência de três formas de mudança estrutural. A primeira, conforme modelo denominado por C, logo abaixo, descreve uma mudança apenas no intercepto μ_1 , tal que:

$$\Upsilon_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T \Upsilon_{2t} + \varepsilon_t, \quad (18)$$

para $t = 1, \dots, n$. Portanto, μ_1 representa o intercepto antes da incidência da quebra e μ_2 é a variação do intercepto no instante do choque.

O modelo denominado por C/T é uma segunda alternativa proposta por Gregory & Hansen (1996). Nesse modelo é introduzida uma variável de tendência. Assim:

$$\Upsilon_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T \Upsilon_{2t} + \varepsilon_t, \quad (19)$$

para $t = 1, \dots, n$.

Ao contrário dos modelos anteriores uma terceira possibilidade de mudança estrutural permite mudanças no próprio vetor de cointegração, especificamente na tendência deste, conforme o modelo C/S abaixo:

$$\Upsilon_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T \Upsilon_{2t} + \alpha_2^T \Upsilon_{2t} \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t \quad (20)$$

para $t = 1, \dots, n$.

Nesse caso, μ_1 e μ_2 têm o mesmo significado que no modelo C, α_1 é o coeficiente de tendência antes da quebra e α_2 representa a variação no coeficiente de tendência.

O método para testar a hipótese nula de não cointegração é baseado no vetor de resíduos. A relação de cointegração é estimada por mínimos quadros ordinários (MQO) e um teste de raiz unitária é aplicado nos resíduos. A metodologia para aplicação desses testes é baseada na seguinte: para cada valor que τ assumir, estima-se um dos modelos C, C/T ou C/S por MQO obtendo a estimativa do vetor de resíduos $\varepsilon'_{t\tau}$. O subscrito τ no vetor de resíduos significa que este varia segundo o valor de τ . O último passo é a realização de um teste ADF sobre $\Delta \varepsilon'_{t\tau}$ contra $\varepsilon'_{t-1\tau}$.

A estatística do teste ADF será a estatística t sobre a variável $\varepsilon'_{t-1\tau}$, descrita por $\text{ADF}(\tau)$. Portanto, assim como Perron & Vogelsang (1998) e Zivot & Andrews (1992), a estatística de interesse será o menor valor de $\text{ADF}(\tau)$, para todos os valores de τ .

O menor valor de $\text{ADF}(\tau)$ é interessante para ser examinado nesse caso, pois constitui uma evidência contra a hipótese de não cointegração. Essa estatística pode ser descrita como $\text{ADF}^* = \inf \tau \text{ETADF}(\tau)$.

Portanto, a metodologia de Gregory & Hansen (1996) será aplicada ao contexto da abordagem de paridade de poder de compra. O teste será feito para o período de 1980 a 2006 para dois grupos de variáveis, o primeiro para $[e, (p^{ipc} - p^{cpi})]$, e o segundo será composto por $[e, (p^{ipa} - p^{ppi})]$, onde e é a logaritmo da taxa de câmbio nominal, p^{ipc} é o índice de preço ao consumidor, p^{ipa} é o índice de preço por atacado, p^{cpi} é o *consumer price index* e p^{ppi} é o *producer price index*.

Existe também a possibilidade de que choques na taxa de câmbio nominal provoquem um reajuste no índice de preços domésticos, principalmente no índice de preços por atacado, que é mais sensível a esses choques por possuir em sua cesta de mercadoria um maior número de bens *tradables*. Um exemplo disso é o que ocorreu na economia brasileira, no ano de 2002, onde devido a uma forte desvalorização cambial, ocorreu um reajuste natural nos índices de preços, principalmente nos preços ao atacado.

Portanto, neste ponto do trabalho, foi necessária a realização de testes de causalidade no sentido Granger entre Δe e $(\Delta p^{ipc} - \Delta p^{cpi})$ e Δe e $(\Delta p^{ipa} - \Delta p^{ppi})$. Para tal teste foi escolhida uma defasagem igual a dez, a defasagem mais baixa que tornava estatística Q de Ljung-Box suficientemente baixa para não indicar correlação entre os resíduos. Os resultados são apresentados na tabela 4. Os resultados indicaram que as defasagens da variável de diferencial de preços interno e externo não precedem as variações na taxa de câmbio e a recíproca também é verdadeira. Portanto, não foi possível determinar nenhuma relação de causalidade no sentido de Granger.

Os resultados da análise de cointegração indicaram que o vetor de cointegração para as três amostras é significativo apenas para a equação da taxa

Tabela 4: Teste de Causalidade no Sentido Granger entre Variação da Taxa de Câmbio e Diferencial de Índice de Preços (1980 – 2006).

Hipótese Nula	Nº Obs	Estat. F	Prob.
$\left[(\Delta p^{ipc} - \Delta p^{*cpi}) \right]$ não causa Granger $[\Delta e]$	97	0,5640	0,8381
$\left[(\Delta p^{ipa} - \Delta p^{*ppi}) \right]$ não causa Granger $[\Delta e]$	97	0,4646	0,9077
$\Delta[e]$ não causa Granger $\left[(\Delta p^{ipc} - \Delta p^{*cpi}) \right]$	97	1,1392	0,3447
$\Delta[e]$ não causa Granger $\left[(\Delta p^{ipa} - \Delta p^{*ppi}) \right]$	97	1,2181	0,2927

Fonte: Elaboração dos autores.

de câmbio. [Pastore et al. \(1998\)](#) também determinam a taxa de câmbio como variável dependente na realização desse mesmo teste de cointegração, para o período compreendido entre 1959 e 1996. Portanto, embora não exista uma evidência empírica de que a taxa de câmbio deva ser utilizada como a variável endógena no modelo, a literatura de PPC vem utilizando essa variável como tal e assim será feito nesse trabalho.

Finalizando, os modelos *C*, *C/T* e *C/S* foram estimados, onde a variável Υ_{1t} , conforme determinado acima, será a taxa de câmbio nominal e Υ_{2t} será o diferencial de preços. Portanto, para cada modelo e para cada valor de τ , foram estimadas duas equações, a primeira utilizando o diferencial de preços dos índices por atacado, respectivamente, de Brasil e EUA e a segunda utilizando o diferencial de preços dos índices de preços ao consumidor de Brasil e EUA. A variável *dummy* φ assume o valor 1, para cada ano entre 1983 e 2003. Conforme dito anteriormente, a escolha do momento da quebra correspondeu a um determinado instante, que tornasse mais provável a rejeição da hipótese nula, ou seja, quando $ADF(\tau)$ atingisse seu valor mínimo. Os resultados presentes na Tabela 5 foram testados a partir dos valores críticos tabulados por [Gregory & Hansen \(1996\)](#).

Por meio da tabela 5, pode-se perceber que as quebras estão concentradas principalmente nos anos de 1983 e 2003. Os resultados da estatística ADF^* não são suficientemente baixos, utilizando os valores críticos de [Gregory & Hansen \(1996\)](#), para rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Portanto, pode-se afirmar pelos resultados da Tabela 5, que a versão da paridade de poder de compra absoluta não é válida para o período entre 1980 e 2006. Com a ajuda do Figura 1, nota-se que, entre o ano de 2002 e 2003, ocorreu uma grande oscilação tanto da taxa de câmbio como do diferencial de preços do IPA e PPI, causada por especulações sobre o rumo da política econômica ao longo da corrida presidencial de 2002. O ano de 1983 também é outro período de ocorrência de quebras, provavelmente por conta da maxidesvalorização verificada no primeiro trimestre do ano. E, por fim, no ano de 1999, a alteração abrupta na taxa de câmbio é causada por mudança de regime cambial, de regime de câmbio fixo para flutuante.

Nestes termos, considerando as alterações observadas nas séries de taxas reais de câmbio, conforme testes de raiz unitária e de cointegração, ambos incluindo quebra estrutural, pode-se concluir que, de um lado, não somente a taxa de câmbio nominal não segue o diferencial de nível de preços doméstico e estrangeiro, como também as quebras estruturais verificadas nas séries de taxa real de câmbio não estão associadas, a princípio, a mudanças nas variáveis supostamente constantes para a elaboração de tal modelo, a saber, prefe-

Tabela 5: Teste de Cointegração com Quebra Estrutural

Ano	$[e, (\rho^{ipa} - \rho^{*ppi})]$			$[e, (\rho^{ipc} - \rho^{*cpi})]$		
	$ADF(\tau)-C$	$ADF(\tau)-\frac{C}{T}$	$ADF(\tau)-\frac{C}{S}$	$ADF(\tau)-C$	$ADF(\tau)-\frac{C}{T}$	$ADF(\tau)-\frac{C}{S}$
1983	-3,1818	-3,1425	-3,139	-1,9854	-2,3105	-1,965
1984	-3,1323	-3,0883	-3,3217	-2,1192	-2,1205	-2,0111
1985	-3,0373	-2,9903	-3,3634	-1,976	-2,0407	-2,0003
1986	-2,9965	-2,9494	-3,392	-1,8837	-1,8315	-2,1244
1987	-3,0504	-3,0002	-3,3854	-1,861	-1,7436	-2,0988
1988	-3,0947	-3,0609	-3,3307	-1,8855	-1,725	-2,1242
1989	-3,0841	-3,0761	-3,1654	-1,8955	-1,7065	-2,0411
1990	-2,891	-2,8796	-2,8894	-1,7883	-1,6318	-1,7848
1991	-3,1272	-3,0931	-3,1163	-2,2922	-1,7145	-2,2629
1992	-3,103	-3,0519	-3,163	-1,8718	-1,7395	-1,8569
1993	-3,0005	-2,9586	-3,0544	-1,8738	-1,8176	-1,9005
1994	-3,0291	-2,9816	-3,0417	-1,8682	-1,9244	-2,6016
1995	-3,0229	-2,9795	-3,0275	-1,8752	-1,8699	-2,3068
1996	-3,0003	-2,971	-2,978	-1,9535	-1,6906	-1,9903
1997	-3,0313	-3,071	-3,0227	-2,094	-1,6405	-2,0278
1998	-3,0666	-3,3083	-3,1614	-2,2795	-1,7541	-2,1909
1999	-2,9697	-3,4111	-3,2144	-2,1944	-1,874	-2,1956
2000	-3,0262	-3,2938	-3,3764	-2,4158	-1,9261	-2,5067
2001	-2,967	-3,0505	-3,4159	-2,2342	-1,8056	-2,5484
2002	-2,9945	-2,974	-3,3432	-2,1324	-1,7072	-2,6606
2003	-3,1558	-3,5169	-3,2031	-2,4188	-1,9698	-2,8299

Fonte: Elaboração dos autores.

rências dos consumidores, custos de transportes, alterações tarifárias e outras barreiras ao comércio exterior. Muito provavelmente tais mudanças devem ter ocorrido, mas não parecem explicar as quebras estruturais na taxa real de câmbio. Pesquisas futuras poderão investigar se alterações nas suposições teriam ocorridos a ponto de modificar o comportamento tendencial da taxa real de câmbio.

5 Considerações Finais

Os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração com quebra estrutural, realizados ao longo deste trabalho, revelaram na maior parte dos casos a não validade da versão absoluta da paridade de poder de compra que postula que, no longo prazo, considerando que não existem custos de transação e que os bens são homogêneos, o valor da moeda de um país é completamente determinado pela razão entre o preço doméstico e o preço externo.

A teoria da paridade de poder de compra absoluta também foi rejeitada em outros trabalhos além deste. Zini & Cati (1993) testaram a estacionariedade da taxa de câmbio real no período entre 1855 e 1990, obtendo resultados a favor da existência de uma raiz unitária nesta série o que invalida a PPC absoluta. Rossi (1991) utilizando o teste de cointegração de Engle & Granger (1987) testou a PPC absoluta no período entre 1980 e 1988, não encontrando resultados favoráveis à aceitação dessa teoria. Marçal et al. (2000) testaram e rejeitaram a PPC absoluta entre 1980 e 1994, utilizando o procedimento de Johansen (1988), pois não encontraram nenhum vetor de cointegração. Fi-

nalmente, [Kannebley \(2003\)](#) também rejeitou a versão absoluta da PPC utilizando o procedimento de teste de raiz unitária com quebra estrutural de [Perron & Vogelsang \(1992\)](#).

Os resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural foram desfavoráveis à teoria da PPC absoluta tanto para o modelo *aditivo* como para o *inovacional*, independente do índice de preço utilizado. É interessante notar que os anos do começo da década de 80 e o ano de 1998 foram os períodos que tiveram com maior frequência baixa estatística *t* nas estimativas. A razão disso é que o começo da década de oitenta e o ano de 1998 foram marcados por intensas oscilações nas variáveis macroeconômicas do país, especialmente, problemas de balanço de pagamentos e alterações no regime cambial, respectivamente. Por último, foi realizado o teste de cointegração com quebra estrutural utilizando-se a metodologia de [Gregory & Hansen \(1996\)](#). Os resultados dos testes não foram suficientemente baixos, utilizando os valores críticos de [Gregory & Hansen \(1996\)](#), para rejeitar a hipótese nula de não cointegração. A conclusão foi de que não foi possível aceitar a validade da paridade de poder de compra absoluta entre 1980 e 2006.

O teste de cointegração com quebra estrutural aplicado neste trabalho é inovador, além de ser um dos únicos na literatura que desenvolve um modelo que trata o momento da quebra estrutural como desconhecido, permitindo tirar conclusões importantes a respeito da validade da PPC absoluta. [Gregory & Hansen \(1996\)](#) admitem que o teste por eles desenvolvidos falha na questão da eficiência. Seria importante, em trabalhos futuros sobre PPC, testar tal eficiência a partir dos recentes testes de cointegração com quebra que utilizam a metodologia de estimação por máxima verossimilhança proposta por [Johansen \(1988\)](#). Além do mais, futuras pesquisas poderiam ser direcionadas para avaliar os efeitos de mudanças nas preferências de consumidores, nas tarifas e barreiras comerciais, bem como em outras hipóteses restritivas da abordagem de paridade de poder de compra para avaliar seus efeitos sobre o comportamento da taxa real de câmbio.

Referências Bibliográficas

- Abreu, M. D. (1989), *A ordem do Progresso*, Campus.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. & Stock, J. H. (1992), 'Recursive and sequential tests for a unit root: Theory and international evidence', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**, 271–287.
- Cassel, G. (1922), *Money and foreign exchange after 1914*, Constable.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.', *Journal of the American Statistical Association* **74**, 427–731.
- Duarte, A. R. & Pereira, P. L. V. (1991), Paridade de poder de compra e paridade de juros para o Brasil: Uma abordagem via cointegração multivariada, in '13o. Encontro Brasileiro de Econometria'.
- Enders, W. (2004), *Applied econometric time series*, Hoboken.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), 'Co-integration and error correction representation, estimation, and testing', *Econometrica* **55**, 251–276.

Froot, K. & Rogoff, K. (1995), Perspectives on ppc and long-run real exchange rates, in 'Handbook of International Economics Amsterdam', North-Holland.

Gregory, A. & Hansen, B. (1996), 'Residual – based tests for cointegration in models with regime shifts', *Journal of Econometrics* **70**, 99–126.

Hansen, H. & Johansen, S. (1993), Recursive estimation in cointegrated var-models, Technical report, University of Copenhagen.

Hansen, P. (2003), 'Structural breaks in the cointegrated vector autoregressive model', *Journal of Econometrics* **114**, 261–295.

Holland, M. & Pereira, P. L. V. (1999), 'Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no brasil', *Revista Brasileira de Economia* **53**, 259–285.

Inoue, A. (1999), 'Tests for cointegrating rank with a trend-break', *Journal of Econometrics* **90**, 215–237.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors.', *Journal of Economical Dynamics and Control* **12**, 231–254.

Johansen, S., Mosconi, R. & Bent, N. (2000), 'Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend', *Econometrics Journal* **3**, 216–249.

Kannebley, S. (2003), 'Paridade do poder de compra no brasil – 1968 a 1994', *Estudos Economicos de São Paulo* **33**, 735–769.

Krolzig, H. M. (1996), Statistical analysis of cointegrated var process with markovian regime shifts, Technical report, University Berlin.

Lee, J. & Strazicich, M. (1999), Minimum lm unit root test. faculty research paper 9932, department of economics,, Technical report, University of Central Florida.

Lutkepohl, H., Saikkonen, P. & Trenkler, C. (2003), 'Comparison of tests for the cointegration posto of a var process with a structural shift', *Journal of Econometrics* **113**, 201–229.

Marçal, F. E., Pereira, V. L. P. & Canuto, O. (2000), 'Paridade de poder de compra: Testando dados brasileiros', *Revista Brasileira de Economia* **57**, 159–190.

Nelson, C. & Plosser, C. (1982), 'Trends and random walks in macroeconomics time séries', *Journal of Monetary Economics* **10**, 139–162.

Pastore, A. C., Blum, B. S. & Pinnotti, M. C. (1998), 'Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais', *Revista Brasileira de Economia* **52**, 427–467.

Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis.', *Econometrica* **57**, 1361–1401.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992), 'Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**, 301–320.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1998), 'Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time', *International Economic Review* **39**, 1073–1100.

Quintos, C. & Phillips, C. (1993), 'Parameter constancy in cointegration regressions', *Empirical Economics* **18**, 675–706.

Rogoff, K. (1996), 'The purchasing power parity puzzle', *Journal of Economic Literature* **34**, 647–668.

Rossi, J. W. (1991), Determinação da taxa de câmbio: Testes empíricos para o brasil, Technical report, IPEA.

Rossi, J. W. (1996), O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o brasil, Technical report, IPEA.

Seo, B. (1998), 'Tests for structural change in cointegrated system', *Econometric Theory* **14**, 222–259.

Zini, A. & Cati, R. C. (1993), Cointegração e taxa de câmbio: Testes sobre a ppp e os termos de troca do brasil de 1855 a 1990, Technical report, IPEA.

Zivot, E. & Andrews, D. (1992), 'Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis.', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**, 251–270.