

Escola de **ECONOMIA** de São Paulo

**Textos para
Discussão**

228

Outubro
de 2009



**PARIDADE DE PODER DE COMPRA NO
BRASIL: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA
COM QUEBRA ESTRUTURAL**

DANIEL PALAIA
MÁRCIO HOLLAND



Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP
www.fgvsp.br/economia

Paridade de Poder de Compra no Brasil: Uma Análise Econométrica com Quebra Estrutural

Daniel Palaia

Mestre em Economia pela FGV-EESP

E-mail: daniel.r.palaia@itau.com.br

Márcio Holland

Professor de Economia da FGV-EESP e Pesquisador CNPq

E-mail: marcio.holland@fgv.br

Resumo

O objetivo central deste artigo é testar a paridade de poder de compra em sua forma absoluta para o caso do Brasil, através de procedimentos econométricos que contempla a possibilidade de existência de quebras estruturais nas séries temporais estudadas. Mesmo controlando todos os testes para a presença de quebras estruturais, 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-Chaves: Paridade de Poder de Compra, Taxa de Câmbio Real, Quebra Estrutural, Nível de Preços, Brasil.

Classificação JEL: F31, F41, C22.

Abstract

The main aim of this paper is to test the absolute version of the purchasing power parity in Brazil, according to novel econometric procedures that allow for structural breaks in the times series. Even controlling for structural breaks, the estimates of the econometrics 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.

Key-word: Purchasing Power Parity, Exchange Rate, Structural Break, Price Level, Brazil

JEL Classification: F31, F41, C22.

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 e na direção do desenvolvimento de muitos procedimentos utilizando 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 versões¹. 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. Matematicamente, isso pode ser visto da seguinte forma:

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

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.

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 a rejeição da PPC. Outro aspecto importante na escolha do índice de preço apropriado é a restrição de

¹ A 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.

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 homogêneos² de grau um. Formalmente, agregando todos os bens *tradables* em um determinado país, a versão absoluta da PPC para ser válida requer que:

$$\sum \alpha_i \cdot P_{i,t} = E_t \cdot \sum \alpha^*_i P^*_{i,t} \quad (2)$$

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.

Alternativamente, se os índices de preços são construídos seguindo uma média geométrica, então tem-se uma soma ponderada após aplicar logaritmo em (2), conforme a equação (3) abaixo.

$$\sum \gamma_i \cdot p_{i,t} = e_t + \sum \gamma^*_i \cdot p^*_{i,t} \quad (3)$$

onde γ_i é o peso do bem *i* no índice de preço e assume-se que $\gamma_i = \gamma^*_i$. e_t , $p_{i,t}$ e $p^*_{i,t}$ são os logaritmos de E_t , $P_{i,t}$ e $P^*_{i,t}$ respectivamente.

Manipulando³ (3) pode se chegar a (4), a condição básica para a validade da versão absoluta da PPC:

$$e_t = p_t - p^*_t \quad (4)$$

A partir da equação (4) é fácil perceber que o logaritmo da taxa real de câmbio R_t pode ser visto como uma medida de desvio da PPC absoluta, conforme a equação (5) abaixo:

$$r_t = e_t - p_t + p^*_t \quad (5)$$

onde r_t é o logaritmo da taxa de câmbio real R_t .

² Uma função $f(x)$ é homogênea de grau um se e somente se: $f(\lambda x) = \lambda^n f(x)$, para n igual a um.

³ Agregando-se todos os bens e assumindo que $\sum \gamma_i p_{i,t} = p_t$ e $\sum \gamma^*_i p^*_{i,t} = p^*_t$

Implicitamente, as equações (2) e (3) assumem 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.

Rearranjando a equação (3) pode se chegar em (6), ou seja:

$$\sum \gamma_i \cdot p_{i,t} = e_t + \sum \gamma^*_i \cdot p^*_{i,t} + \sum (\gamma_i - \gamma^*_i) \cdot p^*_{i,t} \quad (6)$$

onde γ^*_i é o peso do bem i no índice de preço externo.

A equação (6) também pode ser vista de outra maneira conforme a equação (7) abaixo.

$$\sum \gamma_i \cdot p_{i,t} = e_t + \sum \gamma^*_i \cdot p^*_{i,t} + \mu_t \quad (7)$$

onde μ_t é igual a $\sum (\gamma_i - \gamma^*_i) \cdot p^*_{i,t}$ conforme equação (6)

Portanto, quanto maior for a diferença entre os pesos dos bens no índice de preço de cada país, maior é o valor de μ_t . Teoricamente, de acordo com a PPC absoluta, μ_t deve ser zero. Cada bem deve possuir o mesmo peso nos índices de preços, caso contrário, a PPC não será válida. Outro fator que pode levar a rejeição da versão absoluta é a presença de bens *non tradables* nos índices de preços, por não serem suscetíveis à arbitragem internacional.

Entretanto, 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 e, portanto, a variação de μ_t será zero. 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.

De outro lado, tem-se a versão relativa da teoria de paridade de poder de compra, quando a razão dos preços de um bem na mesma moeda deve ser constante ao longo do tempo, conforme a equação (8) logo abaixo:

$$\frac{e_{t+1} \cdot p_{i,t+1}^*}{p_{i,t+1}} = \frac{e_t \cdot p_{i,t}^*}{p_{i,t}} \quad (8)$$

Agregando todos os bens e aplicando logaritmo à equação (8), chega-se à equação (9), que é exatamente igual à equação (5), discutida anteriormente. Ou seja:

$$r_t = e_t - p_t + p_t^* \quad (9)$$

Portanto, a equação (5) que é interpretada como um desvio da versão absoluta da PPC, representa matematicamente a versão relativa da paridade de poder de compra. Logicamente, a versão absoluta implica⁴ na versão relativa, mas a recíproca não é verdadeira.

A PPC 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 (10):

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \mu_t \quad (10)$$

A versão absoluta da PPC, segundo Froot e Rogoff (1995), seria aceita caso $\beta_1 = 1$ e $\beta_2 = -1$. A não validade dessa restrição empiricamente, devido à existência de bens *non*

⁴ A versão absoluta da PPC para ser válida requer que a taxa de câmbio real R_t seja igual a um o que implica que seu logaritmo r_t deve ser igual a zero conforme equação (5). A versão relativa requer que R_t seja constante, podendo, assim, assumir o valor um. Portanto, teoricamente, a validade da versão absoluta implica a validade da versão relativa

tradables na composição dos índices de preços e custos de transação, seria o que Froot e Rogoff (1995) chamam de versão fraca⁵ da PPC absoluta.

A PPC relativa postula, por sua vez, que no longo prazo a variação da taxa de câmbio nominal é determinada pelo diferencial de taxa de inflação entre dois países. Portanto, é possível testar a PPC relativa através da seguinte regressão abaixo⁶:

$$\Delta e_t = \beta_1 \Delta p_t + \beta_2 \Delta p^*_t + \mu_t \quad (11)$$

Um primeiro problema dessa abordagem é a possível endogeneidade entre a taxa de câmbio e os níveis de preços o que tornaria os estimadores das equações viesados. Krugman (1978) corrigiu esse problema utilizando variáveis instrumentais. A não estacionariedade de e_t , p_t e p^*_t pode se constituir em um segundo problema. Caso essas variáveis não sejam estacionárias, os resultados de regressões para as equações (10) e (11) serão espúrios e os parâmetros β_1 e β_2 viesados.

Recentemente, a PPC absoluta tem sido testada diretamente através de testes de raiz unitária. A presença de raiz unitária numa série de câmbio real confirmaria a hipótese da série poder ser descrita por um passeio aleatório implicando na 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 em sua forma absoluta ou relativa. Zini e Cati (1993) aplicaram testes de raízes unitárias a dados brasileiros de 1855 a 1990 para testar os efeitos das mudanças dos termos de troca na

⁵ A 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.

⁶ Similarmente à versão absoluta, a versão relativa será aceita caso se verifique que $\beta_1 = 1$ e $\beta_2 = -1$

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 e 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 absoluta entre 1980 e 1988, através 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 e Juselius (1988)⁷. 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 e Pereira (1991) também testaram a PPC absoluta, com dados mensais entre 1980 e 1988 através do procedimento de Johansen e Juselius (1988). Os autores, assim como Rossi (1996), encontraram evidências de não rejeição da hipótese de validade da PPC. Zini e 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 e Cati (1993), a PPC é uma relação de longo prazo e a PTJ é válida apenas no curto prazo.

Pastore e Pinotti (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

⁷Para uma discussão mais detalhada do assunto ver Enders (2004), pág 362

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 a 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 e Juselius (1988). Pastore e Pinotti (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 e Juselius (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 concluíram que truncar a amostra para testar a PPC é imprescindível, 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, Pereira e Canuto (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 e Vogelsang (1992). Segundo o autor, a existência de quebras estruturais no período poderia viesar os resultados dos testes de raiz unitária usuais. À 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 e 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 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 e Pereira (1991) e Rossi (1996). Porém, conforme Marçal, Pereira e Canuto (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 (1998) e Holland e Pereira (1999).

3. Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural

Banco de Dados

Para todos os modelos estimados ao longo do trabalho foram utilizados dados trimestrais compreendendo o primeiro trimestre de 1980 e quarto trimestre de 2006. A escolha dos índices de preços ao atacado tem como razão estes serem uma *proxy* do comportamento da variação dos preços dos bens internacionais e, a escolha dos índices de preço ao consumidor deve-se ao fato de estes serem compostos predominantemente por bens domésticos. Outra diferença bastante importante entre índices de preços ao consumidor e ao atacado é que o primeiro inclui em seu cálculo apenas bens e serviços em estágio final de produção, portanto, não apresentam problemas de dupla contagem, como ocorre em índices

de preços ao atacado. 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.

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:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \mu_t \quad (19)$$

Supondo que Y_t seja especificada erroneamente segundo a equação (20) abaixo:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \mu_t \quad (20)$$

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

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 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, faz com que valores baixos de Y_t sejam seguidos por valores altos (no período posterior a quebra).

A solução de (20), pode ser da seguinte forma:

$$y_t = y_0 + \beta_1 t + \sum \mu_t \quad (21)$$

A má especificação da série y_t através da equação (20) tenta copiar o verdadeiro processo representado por (19), viesando β_2 em torno de 1.

Os testes de raiz unitária com quebra estrutural⁸ basicamente contempla dois tipos de modelos. No primeiro modelo, chamado de aditivo, o impacto dos choques é imediato e discreto, ou seja, ocorre em um período específico do tempo. No segundo modelo chamado de inovacional, 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 norteiam 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.

⁸ Para uma discussão mais detalhada do assunto ver Perron & Vogelsang (1998).

Os testes de raízes unitárias foram aplicados nas duas séries de câmbio real, calculadas conforme a equação (4). A primeira série é a denotada por $r^{ppi/ipa}$, 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, calculado pela Fundação Getulio Vargas (FGV). A segunda série denotada por $r^{cpi/ipc}$, 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 $r^{ppi/ipa}$ 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 $r^{cpi/ipc}$. 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 do $r^{cpi/ipc}$ ser calculado a partir da razão dos IPCs 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, na primeira série, a probabilidade de verificação da PPC absoluta seja maior.

Durante as décadas de 1980 e 1990 houve um amplo debate sobre se os choques em variáveis macroeconômicas podem ser considerados permanente ou temporário. O debate começou na publicação do trabalho de Nelson e 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 e 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 e Plosser (1982), especificamente da bolsa de valores de 1929 e da crise do petróleo de 1973. Os resultados de Perron (1989) acabam divergindo dos de Nelson e Plosser (1982) a razão disso, segundo o autor, é a 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.

Portanto, 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. Foram propostos dois tipos de modelos: o aditivo (AO) e o inovacional (IO). O primeiro modelo, conforme dito antes, supõe que os choques ocorrem instantaneamente, enquanto que no segundo modelo, o inovacional (IO), a quebra ocorre gradativamente ao longo do tempo. A escolha de um dos dois modelos depende da dinâmica de transição da série seguida pelo 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 e 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 e 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 (1992), encontra resultados utilizando o modelo inovacional através de quebras no intercepto ou na tendência, onde a escolha do momento do choque é também obtida através da minimização da estatística t , do componente autoregressivo. Ambos os trabalhos assumem que a quebra estrutural ocorre em torno da hipótese alternativa no momento da derivação dos resultados assintóticos.

Perron e 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 através da 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 e Vogelsang (1998) como T_b^c , onde $T_b^c < T$, e T é o tamanho da amostra. O modelo aditivo conforme mencionado antes presume que a quebra ocorre instantaneamente e, portanto, não é afetado pela dinâmica da série.

As equações desse modelo seguem abaixo:

$$y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t^c + \tilde{y}_t^1 \quad (22)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t^c + \gamma DT_t^c + \tilde{y}_t^2 \quad (23)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + \gamma DT_t^c + \tilde{y}_t^3 \quad (24)$$

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, através da estimativa das equações (22), (23) e (24) 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:

$$\tilde{y}_t^j = \sum_{i=0}^k \omega_i D(T_b)_t^i + \alpha \tilde{y}_{t-1}^j + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^j + u_t \quad (25)$$

$$\tilde{y}_t^j = \alpha \tilde{y}_{t-1}^j + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^j + u_t \quad (26)$$

para $t = k + 1, \dots, T$; onde \tilde{y}_t^j são resíduos das regressões (22), (23) e (24), e $D(T_b)_t = 1$ para $(t = T_b + 1)$. De acordo com Perron e Vogelsang (1998), a inclusão de $k+1$ variáveis dummy $D(T_b)_t^i (i = 0, \dots, k)$ na equação (25) 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 antes é melhor aplicado em casos onde 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 e Fuller (1979).

As equações seguem abaixo:

$$y_t = \mu + \beta_t + dD(T_b) + \theta DU_t + \alpha y_{t-1} + \sum c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (27)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + dD(T_b) + \theta DU_t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (28)$$

$$y_t = \mu + \beta_t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (29)$$

A escolha de k é feita através da análise de significância do último coeficiente do parâmetro de defasagem, onde $k - \text{Max} = 5$. 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 $m = \underline{\text{AO}}$ ou $\underline{\text{IO}}$. 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 e Vogelsang (1998).

A partir das tabelas 2 e 3 foi possível concluir a não validade da paridade de poder de compra absoluta para nenhuma das 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 $r^{ppi/ipa}$ e $r^{cpi/ipc}$ 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 a diferença nos períodos de análise foram encontrados períodos de quebras em geral diferentes dos obtidos por Kannebley.

Analisando as tabela 2 e 3 é possível perceber que, para a série de $r^{ppi/ipa}$, 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 $r^{cpi/ipc}$, 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 marcada por intensas alterações na taxa de câmbio real, devido a inúmeras intervenções de política monetária⁹ caracterizadas por mini e maxidesvalorizações na taxa de câmbio nominal, o que pode explicar a presença de quebras estruturais principalmente para a série de $r^{cpi/ipc}$. No período entre 1997 e 1999, também foi encontrado freqüentemente a presença de quebras estruturais, desta vez para a série de $r^{ppi/ipa}$. Esse período de alta instabilidade foi marcado por sucessivas crises internacionais, como a da Ásia e da Rússia além de mudança de regime cambial no Brasil. Parece claro que as quebras atreladas ao $r^{cpi/ipc}$ 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.

Analisando o gráfico 1 é possível perceber que nesses períodos citados ocorreram sensíveis mudanças nas séries de câmbio real. Podemos perceber através do gráfico que as mudanças mais profundas nas duas séries de câmbio real ocorrem nos meses demarcados pelas linhas verticais. 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 gráfico.

⁹ Para uma discussão mais detalhada do assunto ver Abreu (1989).

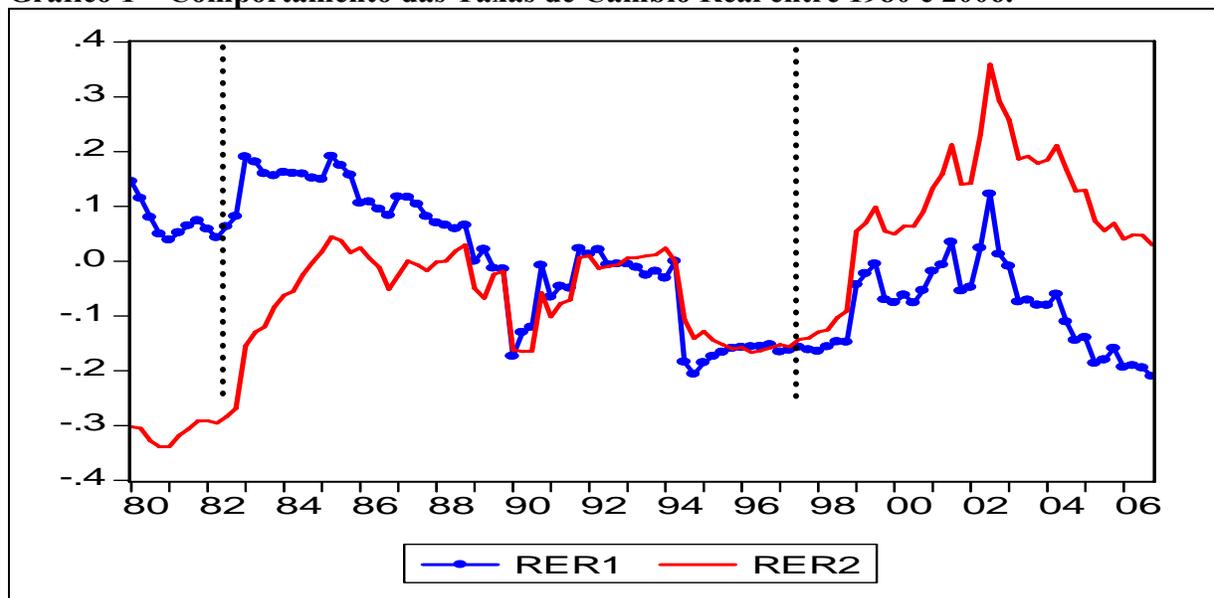
Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural $r^{ppi/ipa}$.

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 $r^{cpi/ipc}$.

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

Gráfico 1 – Comportamento das Taxas de Câmbio Real entre 1980 e 2006.



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)*.

O objetivo da próxima seção é testar a forma absoluta da PPC, através dos recentes procedimentos de análise de cointegração com quebra estrutural. O procedimento utilizado é o de Gregory e 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 e 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 e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1988), não são apropriados para testar

cointegração com mudança de regime é que esses 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. Distintas maneiras a estas últimas foram desenvolvidas para modelar processos co-integrados com quebra estrutural, como o caso da estimação recursiva utilizada por Hansen e Johansen (1993) e a combinação de cointegração com processos markovianos formulada por Kolzig (1996). Hansen (1999) deriva uma estatística por máximo 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.

No contexto de séries temporais univariadas, um dos principais artigos sobre quebras estruturais é o de Perron (1989). O autor propõe três modelos: o primeiro, modelo A, é o *crash model* onde a quebra ocorre no intercepto. O modelo B é conhecido como *changing growth model*, que descreve mudança na tendência da série. Por último o modelo C, é uma união dos modelos A e B, ou seja, a quebra estrutural é modelada para ocorrer tanto no intercepto como na tendência.

Johansen (2000) demonstra como a tradicional análise de cointegração pode ser usada para identificar possíveis tipos de quebras estruturais. O autor propôs uma generalização do modelo de quebra na tendência e intercepto, modelo C, 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 (2000) demonstra que a partir desse aparato teórico 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 segundo artigo bastante importante nessa recente literatura é o de Lutkepohl Saikkeonen e Trenkler (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 (30) e (31) 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:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \delta d_t + x_t \quad (30)$$

para $t = 1, \dots, T$; onde μ_0 e μ_1 ($i = 0,1$) são os coeficientes de intercepto e tendência respectivamente, δ é $n \times 1$ é 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:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (31)$$

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

Quintos (1993) introduz um teste de estabilidade do posto do vetor de cointegração ao longo do tempo. O modelo utilizado é um VAR com variáveis 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 contrario, ou seja, uma mudança no posto é condição necessária e suficiente para gerar instabilidade nos parâmetros. A estatística do teste de Quintos 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 e Hansen(1996). Nesse trabalho, os autores preocupam-se com um modelo geral de teste, onde 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 e 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 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t})$ onde Y_{1t} é um escalar e Y_{2t} um vetor de dimensão m.

O modelo descrito pela equação (32) é o modelo de cointegração padrão. Ou seja:

$$Y_t = \mu + \alpha^T Y_{2t} + \varepsilon_t \quad (32)$$

para $t = 1, \dots, n$, onde Y_{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 Y_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. Um dos grandes diferenciais do artigo de Gregory e Hansen (1996) em relação aos demais é que o instante da quebra estrutural é tratado como uma variável desconhecida. Seguindo a notação do artigo, a modelagem das quebras foi feita utilizando a variável dummy abaixo:

$$\varphi = 0 \text{ se } t \leq [n\tau]$$

$$\varphi = 1 \text{ se } t > [n\tau]$$

onde τ é (0,1) e é desconhecido.

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

$$\text{Modelo (C)} \quad Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T Y_{2t} + \varepsilon_t \quad (33)$$

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

$$\text{Modelo (C/T)} : Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T Y_{2t} + \varepsilon_t \quad \text{para } t = 1, \dots, n \quad (34)$$

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:

$$\text{Modelo (C/S)} : Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T Y_{2t} + \alpha_2^T Y_{2t} \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t \quad \text{para } t = 1, \dots, n \quad (35)$$

Nesse caso, μ_1 e μ_2 tem 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 OLS e um teste de raiz unitária é aplicado nos resíduos. A metodologia para aplicação desses testes é baseada na seguinte forma: para cada valor que τ assumir, estima-se um dos modelos (C, C/T ou C/S) por OLS 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 $ADF(\tau)$. Portanto, assim como nos artigos de Phillips e Vogelsang (1998) e no de Zivot e Andrews (1992), a estatística de interesse será o menor valor de $ADF(\tau)$, para todos os valores de τ .

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

Portanto, a metodologia de Gregory e Hansen (1996) será aplicada ao contexto da abordagem de paridade de poder de compra. O teste será feito para o período de 1983 a 2003 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 de atacado.

Portanto, neste ponto do trabalho, foi necessária a realização de testes de causalidade entre $[\Delta e]$ e $[(\Delta p^{ipc} - \Delta p^{*cpi})]$ e $[\Delta e]$ e $[(\Delta p^{ipa} - \Delta p^{*ppi})]$. Foram realizados testes de causalidade no sentido de Granger (1987) entre as variáveis acima para amostra completa, 1980 a 2006. 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.

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

Hipótese Nula	Número de Obs	Estatística F	Probabilidade
$[(\Delta p^{ipc} - \Delta p^{*cpi})]$ não Granger causa $[\Delta e]$	97	0,5640	0,8381
$[(\Delta p^{ipa} - \Delta p^{*ppi})]$ não Granger causa $[\Delta e]$	97	0,4646	0,9077
$\Delta[e]$ não Granger causa $[(\Delta p^{ipc} - \Delta p^{*cpi})]$	97	1,1392	0,3447
$\Delta[e]$ não Granger causa $[(\Delta p^{ipa} - \Delta p^{*ppi})]$	97	1,2181	0,2927

Os resultados do teste de causalidade de Granger (1987) da tabela 4 indicaram que as defasagens da variável de diferencial de preços interno e externo para essa amostra não explicam 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 (1987).

Os resultados da análise de cointegração indicaram que o vetor de cointegração para as três amostras é significativo apenas para a equação da taxa de câmbio. Pastore e Pinnotti (1995) 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 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 Y_{1t} , conforme determinado acima será a taxa de câmbio nominal e Y_{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 , assumiu o valor 1, para cada ano entre 1983 e 2003. Conforme dito antes, 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 e Hansen (1996).

Através 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 Hansen e Gregory (1996), para rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Portanto, pode-se afirmar através dos resultados da tabela 5, que a versão da paridade de poder de compra absoluta não é válida para o período entre 1980 e 2006. Percebe-se claramente, no gráfico 1, que entre o ano de 2002 e 2003 ocorre uma grande oscilação tanto da taxa de câmbio como do diferencial de preços do IPA e PPI, causada por especulações atreladas à concorrência presidencial ocorrida em 2002. O ano de 1983 também é outro período de ocorrência de quebras. O início da década de 80 foi marcado por inúmeras desvalorizações cambiais principalmente a maxi desvalorização ocorrida em 1982 realizada pelo Banco Central.

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 e 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 e Granger (1987) testou a PPC absoluta no período entre 1980 e 1988, não encontrando resultados favoráveis à aceitação dessa teoria. Marçal, Pereira e Canuto (2000) testaram e rejeitaram a PPC absoluta entre 1980 e 1994, utilizando o procedimento de Johansen (1988), pois não encontraram nenhum vetor de cointegração. Finalmente, Kannebley (2003) também rejeitou a versão absoluta da PPC utilizando o procedimento de teste de raiz unitária com quebra estrutural de Perron e Vogelsang (1992).

Os resultados do teste de raiz unitária com quebra 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. Por último, foi realizado o teste de cointegração com quebra estrutural utilizando-se a metodologia de Gregory e Hansen (1996). Os resultados dos testes não foram suficientemente baixos, utilizando os valores críticos de Gregory e 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 e Hansen (1996), admitem que o teste por eles desenvolvidos falha na questão da eficiência. Seria importante em trabalhos futuros sobre PPC testá-la a partir dos recentes testes de cointegração com quebra que utilizam a metodologia de estimação por máximo verossimilhança proposta por Johansen e Juselius (1988).

Tabela 5 - Teste de Cointegração com Quebra Estrutural

Ano	$e, (\rho^{ipa} - \rho^{*ppi})$			$e, (\rho^{ipc} - \rho^{*cpi})$		
	ADF(τ) - C	ADF(τ) - C/T	ADF(τ) - C/S	ADF(τ) - C	ADF(τ) - C/T	ADF(τ) - 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

Referências Bibliográficas

Cassel. G. (1922). “Money and Foreign Exchange After 1914”. London: Constable.

Cati, R. C. e Zini Jr.(1993). “Cointegração e Taxa de Câmbio: Testes sobre a PPP e os Termos de Troca do Brasil de 1855 a 1990”. *Pesquisa e Planejamento. Econômico. Rio de Janeiro, Ipea, 23(3), ago.1993*

Chow, Gregory C. (1960). “Tests of Equality between Sets of Coefficients in two linear regressions”. *Econometrica, vol.28, n° 3, pp.591-605.*

Dickey, D. A. & Pantula, S. G. (1987). “Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes”. *Journal of Business & Economic Statistics, 5(4).*

Dickey, D. A. e Wayne, A. F. (1979). “Distribution of the Estimates for Autoregressive Autoregressive Time Séries With a Unit Root”. *Journal of the American Statistical Association 74, 427-31.*

- Duarte, A.R. & Pereira, P.L (1991). “Paridade de Poder de Compra e Paridade de Juros para o Brasil: Uma Abordagem via Cointegração Multivariada”. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 13. *Anais. Curitiba, SBE, 1991*.
- Enders, W.(1995). *New York: John Wiley & Sons*. “Applied Econometric Time Series”.
- Engle,R.F & Granger, C.W.J.(1987).”Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing”. *Econometrica 55 (March 1987), 251-76*
- Froot, K. & Rogoff, K. Perspectives on PPC and long-run real exchanges rates.In: Grossman, G. & Rogoff, K. (eds). *Handbook of international economics*.Amsterdan, North Holland, 1995. v3
- Hansen, B (1992). “ Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes”. *Journal of Business & Economic Statistics 10, 321-335*.
- Gregory, A & Hansen, B (1996). “Residual – Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”. *Journal Of Econometrics 70, 99-126*.
- Hansen, P (2003). “Structural Breaks in the cointegrated vector autoregressive model”. *Journal Of Econometrics, 114, 261-295*
- Holland, M & Valls, P. P. L.(1999). “Taxa de Câmbio Real e Paridade de Poder de Compra no Brasil”. *Revista Brasileira de Economia 53, 3 (julho): 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 Co - Integration Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control, v.12, n 2/, p.231-254, June/September 1988*.
- Johansen, S. (1995). “A statistical analysis of cointegration for I(2) variables”. *Econometric Theory, 11:25-59*
- Johansen, S. Mosconi, Rosco & Nielsen Bent (2000). “ Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend”. *Econometrics Journal 3, 216-249*
- Krugman,P.(1978). “Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence”. *Journal of International Economics, v.8, n.3, p.397-407, 1978*.
- Kannebley, Sérgio. (2003). “Paridade do Poder de Compra no Brasil – 1968 a 1994”. *Est. Econ. São Paulo, v.33, n.4, P.735-769, outubro-dezembro 2003*.

- Lee, J. & Strazich, M.C.(1999). “Minimum LM Unit Root Tests with Two Structural Breaks”. *Working Paper, University of Central Florida, July 1999.*
- Lutkepohl, Helmut, Saikkonen, Pentti e Trenkler, Carsten (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.(2003). “Paridade de Poder de Compra: Testando Dados Brasileiros”. *Revista Brasileira de Economia, vol.57, nº 1.*
- 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, v.52, n.3, p.427-467, jul./set.1998*
- 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 & 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".(1998). *International Economic Review, 39, nº.4, pp. 1073-1100*
- Quintos, C & Phillips, C (1993). “Parameter Constancy in Cointegration Regressions”. *Empirical Economics 18, 675-706..*
- Rossi, J.W.(1991). “Determinação da Taxa de Câmbio: Testes Empíricos para o Brasil”. *Pesquisa e Planejamento Econômico. Rio de Janeiro, Ipea, 21(2), ago. 1991.*
- Seo, B. (1998). “Tests for Structural Change in Cointegrated System”. *Econometric Theory, 14, 222-259.*
- Zivot, E. & D.W.K. Andrews.(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.*