



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
MESTRADO EM ECONOMIA**

TIAGO ALMEIDA SARAIVA

**EFEITOS DA ESTABILIZAÇÃO DOS PREÇOS NOS ÍNDICES REGIONAIS DO
BRASIL: UMA ANÁLISE ATRAVÉS DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA**

**FORTALEZA
2012**

TIAGO ALMEIDA SARAIVA

**EFEITOS DA ESTABILIZAÇÃO DOS PREÇOS NOS ÍNDICES REGIONAIS DO
BRASIL: UMA ANÁLISE ATRAVÉS DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA**

Dissertação submetida à Coordenação do
Curso de Pós-Graduação em Economia –
Mestrado Acadêmico – da Universidade
Federal do Ceará, como requisito parcial para a
obtenção do grau de Mestre em Economia.
Orientador: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares

**FORTALEZA
2012**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

S246e Saraiva, Tiago Almeida
Efeitos da estabilidade dos preços nos índices regionais: uma análise através da
paridade do poder de compra / Tiago Almeida Saraiva . – 2012.
45f. il. color., enc. ; 30 cm.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós
Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza, 2012.
Orientação: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares

1. Inflação 2. Paridade do poder de compra 3. Quebras estruturais I. Título.

CDD 332.41

TIAGO ALMEIDA SARAIVA

**EFEITOS DA ESTABILIZAÇÃO DOS PREÇOS NOS ÍNDICES REGIONAIS DO
BRASIL: UMA ANÁLISE ATRAVÉS DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA**

Dissertação submetida à Coordenação do
Curso de Pós-Graduação em Economia –
Mestrado Acadêmico – da Universidade
Federal do Ceará, como requisito parcial para
a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Aprovada em: _____ / _____ / _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares

Orientador

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho

Membro da banca examinadora

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira

Membro da banca examinadora

À minha família, Francisco, Yone, Ticiane,
Cici Jr e Narla.

AGRADECIMENTOS

Em especial ao meu orientador, Fabrício Linhares, por todo o conhecimento passado, pela excelente supervisão deste trabalho e por ter me apresentado ao tema.

A todos os professores do CAEN pelo conhecimento transmitido e pelo apoio durante todo o curso, em especial aos professores Emerson Marinho e Roberto Tatiwa, por fazerem parte da banca examinadora.

A todos os Funcionários do CAEN, em especial, Carmem, Cléber e “seu” Adelino, não só pelo profissionalismo mas também pela amizade.

Aos amigos da turma de 2010 do Mestrado, Anderson Bezerra, Fabrício Machado, Lucas Nobre, Pedro Andrade, Carolina Machado, Zilânia Mariano, Celina Oliveira, Diego de Maria, Lucas Leite, Guilherme Padilha, Bruno Holanda e Rodolfo Herald e aos amigos do Doutorado, Rodolfo Costa e Etevaldo Almeida pela imensa ajuda e companheirismo durante o curso.

Ao Programa REUNI de Orientação e Operacionalização da Pós-Graduação Articulada à Graduação (Propag) pela bolsa concedida.

E aos demais que, de alguma forma, contribuíram na elaboração desta dissertação.

RESUMO

Este estudo investiga os efeitos da estabilização da inflação no Brasil nos índices de preços regionais através da teoria da Paridade do Poder de Compra. Para tanto, utilizamos o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA, abrangendo as nove regiões metropolitanas brasileiras durante o período de 1989 a 2011. Iniciamos nossa análise com o teste de Perron e Yabu (2009) com o objetivo de verificar possíveis quebras estruturais nas séries de câmbio real entre as regiões metropolitanas. Visando confirmar a hipótese da Paridade do Poder de Compra para o Brasil, aplicamos o teste de raiz unitária ERS (1996) bem como o teste de Kim (2000) posteriormente modificado por Harvey, Leybourne e Taylor (2006) para verificar possíveis mudanças de persistência nas séries. Durante o período analisado foi detectada uma diminuição da persistência das séries, creditamos esse fenômeno ao controle inflacionário com o implemento do Plano Real, evidenciando que a estabilidade dos preços influi positivamente na validação da hipótese da Paridade do Poder de Compra.

Palavras-Chave: Paridade do Poder de Compra, Quebras Estruturais, Mudança de Persistência, Choques Monetários.

ABSTRACT

This study investigates the effects of inflation stabilization in Brazil in regional price indices through the theory of Purchasing Power Parity. We used the National Index of Consumer Prices Broad, IPCA, covering nine metropolitan regions during the period of 1989 to 2011. We begin our analysis with the test of Perron and Yabu (2009) in order to check for possible structural breaks in the series of real exchange rates between the metropolitan areas. To confirm the hypothesis of Purchasing Power Parity for Brazil, we apply the unit root test ERS (1996) as well as the test of Kim (2000) later modified by Harvey, Leybourne and Taylor (2006) to check for possible changes of persistence in the series. During the period analyzed was detected a decrease of the persistence of the series, we credit this phenomenon to the implement of the Real Plan, showing that price stability positively influence the validation of the hypothesis of Purchasing Power Parity.

Keywords: Purchasing Power Parity, Structural Breaks, Persistence Change, Monetary Shocks.

LISTA DE TABELAS E GRÁFICOS

TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1: Estatísticas descritivas das taxas de câmbio reais..... | 39 |
| Tabela 2: Raiz MA e teste ERS | 40 |
| Tabela 3: Teste de quebra estrutural | 40 |
| Tabela 4: Raiz MA e teste ERS após quebras | 40 |
| Tabela 5: Resultados HLT..... | 41 |
| Tabela 6: Resultados HLT (séries com quebra) | 42 |

GRÁFICOS

| | |
|--|----|
| Gráfico 1: Logaritmo dos preços relativos entre as Regiões Metropolitanas..... | 43 |
|--|----|

SUMÁRIO

| | |
|---|-----------|
| 1. INTRODUÇÃO..... | 8 |
| 2. REVISÃO DE LITERATURA..... | 14 |
| 3. BASE DE DADOS..... | 18 |
| 4. METODOLOGIA..... | 20 |
| 4.1. Teste de quebra Estrutural..... | 21 |
| 4.2. Teste de mudança de persistência..... | 23 |
| 5. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS..... | 26 |
| 6. RESULTADOS..... | 28 |
| 7. CONCLUSÕES..... | 31 |
| 8. REFERÊNCIAS..... | 34 |
| 9. APÊNDICE..... | 39 |

1. INTRODUÇÃO

Sob hipóteses de ausência de custos de transação, homogeneidade dos bens, ausência de barreiras tarifárias e não-tarifárias, custos de transporte e informação perfeita, os preços das mercadorias não deveriam divergir entre os mercados. Caso o preço difira entre certas regiões, há possibilidade de ganhos na arbitragem, onde árabitos que se encarregam de equalizar os preços dos produtos. De acordo com a Paridade do Poder de compra (PPC), os níveis de preços entre as regiões serão tais que, a longo prazo, os termos de comércio se mantenham constantes.

Verificamos a validade da PPC através da movimentação das taxas de câmbio reais (TCR), dadas pela relação dos preços entre as regiões. Caso esta seja estacionária¹, rejeitando-se assim a hipótese da raiz unitária, teremos, dessa forma, evidências que confirmem a PPC. A convergência dos preços relativos indica que os mercados regionais são capazes de, ao longo do tempo, equalizar seus preços após choques aleatórios significantes.

Estudos através do uso de testes de raiz unitária apresentam resultados controversos, enquanto Lothian e Taylor (1996) e Azali, Habibullah e Baharumshah (2001) comprovaram a validade da PPC; Acaravci e Acaravci (2007) e Duarte (2005) encontraram evidências contrárias a reversão à média. Chortareas e Kapetanios (2009) e Pesaran *et al* (2007) ressaltam que os resultados baseados em testes de raiz unitária univariados apresentam pouca robustez, não suportando, portanto, a PPC. Os resultados destes testes apresentam viés verificador da PPC quando são usadas longas séries de tempo de periodicidade anual e se o uso do dólar dos EUA como numerário, pois os resultados são sensíveis ao período da amostra, frequência dos dados e da moeda usada como numerário. Uma geração de testes de raiz unitária mais robustos, que levam em consideração, por exemplo, quebras estruturais ou dependência transversal, têm apresentado resultados mais satisfatórios,

¹ Processo estocástico onde sua média e variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre dois períodos, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. (GUJARATI, 2006).

condizentes com a PPC, como em Divino *et al* (2006), Lopez e Papell (2007), Baharumshah e Borsic (2008).

Além das questões já citadas, há uma série de motivos econômicos pelos quais os preços podem não convergir entre os países, entre os quais se destacam: as barreiras comerciais e não tarifárias, os custos de transporte, volatilidade do câmbio nominal e a presença de bens não comercializáveis nos índices de preços.

Apesar de ser uma teoria essencialmente aplicada em estudos entre nações, é crescente o número de trabalhos que testam a validade da PPC intranacional. É consenso entre os pesquisadores que ao testar a hipótese da PPC sob tal condição, vários fatores contribuem para sua verificação, tais como: a ausência de barreiras tarifárias, a inexistência de flutuações cambiais e a homogeneidade dos índices de preços. Embora presentes, os custos de transportes em um mesmo país tendem a ser consideravelmente menores que os entre países, facilitando assim a arbitragem². Dito isso, seria mais fácil verificar a PPC em nível intranacional.

Em estudos acerca da PPC para dados intranacionais de países da América do Norte a hipótese de convergência pode ser comprovada com certa facilidade. Evidências encontradas por Dayanandan e Ralhan (2005) confirmaram a hipótese para províncias canadenses, com tempo de meia vida de 7.2 anos, enquanto Cecchetti, Mark e Sonora (2002) – doravante CMS - concluíram que desvios nos níveis de preços entre cidades norte americanas são temporários, com tempo de reversão à média de aproximadamente 9 anos, no entanto, Gutierrez (2006) usando a mesma base de dados de CMS, encontrou evidências de que choques temporários revertem a média mais rapidamente, sendo a meia-vida média de aproximadamente 5 anos, no entanto, ao controlar mesma amostra para quebras estruturais, Basher e Carrion-i-Silvestre (2010) encontraram que os preços se equalizam com maior velocidade, entre 1,5 e 2,6 anos. Outros estudos como os de Parsley e Wei (1996), Culver e Papell (1999), Engel e Rogers (2001), Chen and Devereux

² No caso do Brasil, a falta de uma infraestrutura eficiente de escoamento da produção pode fazer com que os custos de transporte entre as Regiões Metropolitanas sejam superiores que os custos entre países, para a mesma distância.

(2003) e Yazgan e Hakan (2011) também confirmaram que os choques nos preços relativos regionais nos EUA não apresentam memória longa, são estacionários.

Já para os países europeus, os estudos apresentam resultados controversos. Dreger e Kosfeld (2007) não encontraram evidências de convergência nos preços relativos de 439 distritos alemães. As evidências para a Espanha são contraditórias, enquanto Alberola e Marqués (1999) concluíram que os desvios dos preços relativos em relação ao equilíbrio não são estacionários, Carrion-i-Silvestre et al (2004) apresentaram resultados que dão suporte a PPC intranacional. O mesmo acontece para a Itália, Buseti, Fabiani e Harvey (2006) encontraram evidências de convergência de preços para apenas 24% das diferenças de preços entre regiões italianas, já Vaona (2006) encontrou que os desvios dos preços relativos são temporários.

Embora escassos, existem trabalhos para outras economias, como o de Cheung e Fujii (2008), que destacaram que no Japão, os bens comercializáveis apresentam maiores possibilidades de convergência. Já Das e Bhattacharya (2008) confirmaram a hipótese da PPC para as cidades indianas.

Este estudo investiga os efeitos da estabilização da inflação no Brasil sobre os índices de preços regionais através da teoria da Paridade do Poder de Compra. Analisamos as propriedades de convergência de preços entre a região metropolitana de São Paulo e as demais regiões metropolitanas brasileiras: Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Salvador. Utilizaremos o índice de inflação IPCA partindo de julho de 1989 até julho de 2011 como base de dados.

No Brasil, a análise da PPC intranacional se resume a dois trabalhos. Trompiere (2008) conseguiu validar a hipótese para o período anterior ao Plano Real para um painel de dados, já Saraiva (2009) em uma análise desagregada, para cada par de Região Metropolitana não encontrou evidências suficientes para confirmar a PPC intranacional para o Brasil durante o período posterior à estabilização dos preços. Já para parte da amostra anterior à estabilização, ressalta que os resultados mais favoráveis a PPC têm que ser vistos com ressalvas, já que preços deixaram de refletir a estrutura da economia e

passaram a ser regidos por um processo inercial de inflação, onde a alta indexação fazia com que os preços caminhassem juntos.

Durante as últimas décadas o país experimentou diversos períodos em que a inflação³ era a principal dificuldade econômica, sendo necessárias medidas de grande impacto para conter o avanço dos preços. Tais ações fizeram com que choques monetários⁴ fossem constantes na história econômica do Brasil, Cerqueira (2007) reconhece a existência de seis planos, ou choques heterodoxos na economia brasileira a partir de 1985⁵, cujas características principais são a extinção dos mecanismos de indexação; congelamento dos preços, salários e câmbio; assim como a violação de contratos. Durante esse período, o ritmo de crescimento da inflação é interrompido temporariamente a cada plano anunciado, voltando a apresentar, aparentemente, comportamento ainda mais explosivo logo após os choques, fazendo com que esse período seja o mais volátil da história. Somente em meados da década de 90, com a implantação do Plano Real, os índices de inflação vieram a se estabilizar, encerrando assim o período de alta volatilidade dos preços no Brasil.

Dito isso, ao estudarmos hipótese da PPC intranacional para o caso brasileiro nos deparamos com uma base de dados em que podemos explorar os efeitos da inflação sobre a validação da PPC sem a influência das flutuações cambiais, uma vez que sob o mesmo regime monetário as taxas de câmbio real refletem apenas os diferenciais inflacionários. Dessa forma a mudança de um regime hiperinflacionário para um de estabilidade nos níveis de preços deve refletir na validação da hipótese.

Logo, este trabalho inova ao considerar isoladamente do câmbio nominal o efeito da inflação na validação da PPC.

³ A inflação é definida como um processo de alta generalizada e contínua do índice geral de preços, traduzindo-se na redução gradativa do poder de compra interna da moeda. Caetano e Correa (2006).

⁴ Romer e Romer (1989) define um choque como um episódio em que o Federal Reserve tentou exercer uma influencia contracionista sobre a economia a fim de reduzir a inflação. Alternativamente, um choque de política monetária pode ser definido com uma mudança inesperada da política monetária (Lahura 2012).

⁵ O primeiro choque ocorreu em fevereiro de 1986 com o decreto do Plano Cruzado I, com o fracasso de cada tentativa de estabilizar a economia, um novo plano era lançado, dessa forma, tivemos o Plano Bresser (1987), Plano Verão (1989), Plano Collor I (1990), Plano Collor II (1991) e finalmente o Plano Real (1994).

Para tal, iniciamos nossa análise através de um teste de quebra estrutural nas taxas de câmbio real entre as regiões metropolitanas. Se o processo inflacionário for assimilado de forma simétrica entre as regiões, as séries de preços quebram juntas, não sendo detectada uma quebra estrutural significativa nas taxas de câmbio. De forma análoga, uma quebra na TCR revela uma assimetria no processo de distribuição inflacionária entre as regiões.

O passo seguinte é a análise da ordem de integração das séries através de um teste de raiz unitária, no entanto, tais testes identificam apenas dois regimes de integração, em nível ou em diferença. Porém, as séries podem se apresentar em um regime de transição, que não pode ser caracterizado como sendo $I(0)$ ou $I(1)$ persistente. Para captar esse comportamento, aplicamos um teste de mudança de persistência, onde as hipóteses nulas são $I(0)$ e $I(1)$ persistente, contra uma mudança para $I(1)$ e $I(0)$ respectivamente. Dessa forma, uma série que apresente uma mudança de regime de $I(1)$ para $I(0)$ teve uma diminuição de sua persistência⁶ ao longo da amostra.

Quebras estruturais foram detectadas em momentos distintos nas séries de câmbio real de Belém e Recife, esta última apresentou uma quebra no período que coincide com a implantação do plano real. Tomando a região de São Paulo como base, tais regiões apresentaram disparidades no ajuste dos preços em relação ao numerário. Além disso, nossos resultados apontam que excluindo a TCR relativa a região metropolitana de Belém que pode ser caracterizada como $I(1)$ e a TCR da região metropolitana de Fortaleza, que já convergiu, as demais taxas de câmbio real entre as Regiões Metropolitanas tiveram uma diminuição da persistência ao longo da amostra, as séries estão em transição de um regime $I(1)$ para um $I(0)$. Dentre as hipóteses que podem causar esse comportamento, podemos destacar a inexistência de ajustes na taxa de câmbio nominal, que é constante, fazendo com que em períodos de alta volatilidade dos preços a taxa de câmbio real não se ajuste em direção a PPC, o aumento do comércio entre as regiões metropolitanas durante o

⁶ Persistência é a influência da taxa de câmbio real passada na taxa presente, quanto menor essa influência, menos persistentes são os desvios em relação à média. Dessa forma, está ligada à memória (inércia) da série.

período em análise e o conteúdo informacional que a estabilização dos preços trouxe para o país.

O restante do estudo está dividido em mais cinco partes além desta introdução. A parte seguinte trata da revisão de literatura acerca da Paridade do Poder de Compra. Na terceira parte é apresentada a base de dados bem como foram construídas as séries utilizadas. Em sequência é apresentada a base metodológica deste trabalho, onde são descritos os testes de quebra estrutural e de mudança de persistência utilizados em nossa análise. Na seção 5 são descritas as principais propriedades estatísticas das séries. Em seguida são apresentados os resultados dos testes. A última parte deste trabalho refere-se à conclusão, onde são apresentadas as considerações finais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A literatura empírica acerca da Paridade do Poder de Compra iniciou-se a partir da necessidade de definir estratégias para restauração do sistema financeiro mundial após a Primeira Guerra Mundial. As economias mantinham suas moedas em paridade fixa em relação ao ouro, o chamado "padrão ouro", assim a taxa de câmbio entre duas economias refletia seus valores relativos em ouro. No entanto, com especulações acerca de quais países conseguiriam manter a convertibilidade em ouro no pós-guerra, fez com que a manutenção deste sistema fosse impossível. Cassel (1921) foi o primeiro pesquisador a sugerir utilizar a PPC como forma de encontrar a paridade relativa em ouro entre as moedas, utilizando a taxa de inflação relativa entre os países a partir de 1914 para encontrar a taxa de câmbio que mantivesse a PPC.

Desde então, diversos estudos avaliaram, através de diferentes técnicas estatísticas a validade da hipótese da Paridade do Poder de Compra. Dentre as técnicas mais utilizadas em testes empíricos, podemos destacar os testes de raiz unitária univariados, onde a hipótese da PPC pode ser verificada através da estacionariedade da taxa de câmbio real. Testes de raiz unitária foram utilizados nos primeiros trabalhos econométricos acerca do tema, a partir da década de 70. A pouca robustez desse tipo de teste é destacada por Froot e Rogoff (1996) e Chortareas e Kapetanios (2009). Pois testes de raiz unitária univariados apresentam dificuldades em distinguir entre reversão lenta à média e passeio aleatório, tendendo a validar a PPC para longos períodos de séries anuais, pois são sensíveis à frequência das séries e tamanho da amostra.

O desenvolvimento de novas técnicas levou os pesquisadores a utilizar testes com maior poder. Hoje testes de raiz unitária em painel são mais utilizados no teste da PPC, sendo que os mais modernos levam em consideração a dependência transversal entre as séries de tempo. No entanto, testes univariados ainda são úteis quando se faz uma análise desagregada das séries temporais, buscando assim evidenciar possíveis padrões de convergência.

Nosso trabalho busca evidências da PPC entre as regiões metropolitanas do Brasil, dessa forma, vamos centrar nossa análise da validade da PPC em regiões monetariamente unificadas, pertencentes a um

mesmo país. De maneira geral, os resultados apontam maior integração econômica em países do continente norte-americano, enquanto que os resultados para outros países apresentaram dificuldades em validar a PPC.

Em um dos estudos mais conhecidos acerca da validade da PPC para dados intra-regionais, Cecchetti, Mark e Sonora (2002) encontraram evidências que rejeitam a hipótese de raiz unitária na série da taxa de câmbio real para 19 cidades americanas durante o período de 1918 a 1995, sendo tempo de reversão para a média (meia-vida) em torno de 9 anos.

Já Dayanandan e Ralhan (2005) utilizando testes em painel para uma amostra quadrimestral para o período de 1978 -- 2001 conseguiram rejeitar a hipótese de raiz unitária para províncias e cidades canadenses. Encontrando uma velocidade de convergência comparativamente mais rápida que para estudos de CMS, sendo a meia-vida de 7,2 anos.

Dessa forma, conclui-se que os desvios em relação a PPC intranacional são temporários mas bastante persistentes. Vários autores revisitaram o trabalho de CMS buscando evidências que expliquem a baixa taxa de convergência. Gutierrez (2006) analisando os mesmos dados utilizados por CMS, mas decompondo a dinâmica dos preços locais em um componente idiossincrático e um comum, encontrou que o componente idiossincrático contribui não mais do que 5% no percentual total da variância dos preços, sendo o restante creditado ao componente comum. Já Basher e Carrion-i-Silvestre (2010) destacaram a importância de se considerar quebras estruturais em longas séries de tempo, já que negligência de tal fato pode levar a resultados enganosos. Assim, após controlar a mesma amostra utilizada por CMS para quebras estruturais, encontraram uma taxa de convergência mais rápida, entre 1,5 e 2,6 anos.

Engel e Rogers (2001) indicam que os desvios em relação à lei do preço único em cidades norte americanas e canadenses estão relacionados à distância entre os locais e a volatilidade dos preços nominais. Outros estudos apontam para o mesmo resultado: Parsley e Wei (1996) encontraram que a taxa de convergência para 51 bens entre 48 cidades dos EUA é substancialmente maior que entre países, no entanto quanto maior a distância entre as cidades, menor é a taxa de convergência. De forma similar, mas utilizando uma amostra mais atual, Yazgan e Hakan (2011), estudaram a

convergência dos preços de 48 bens finais entre 52 cidades dos EUA. No entanto, ao utilizar a metodologia de Pesaran (2007) eliminaram o problema de utilizar um numerário arbitrário. Seus resultados indicam que a taxa de convergência entre as cidades ao nível de produto, 1,6 trimestres, é significativamente menor que o consenso, entre 2-3 anos.

Já para Europa, as evidências se concentram em estudos que apresentam resultados controversos para a Alemanha, Espanha e Itália.

Em um amplo estudo para 439 distritos alemães, Dreger e Kosfeld (2007) utilizando-se de análise de dados em painel, com dependência transversal sendo considerada, estudaram as propriedades de convergência dos índices de preços. Os testes indicaram não haver convergência regionalizada, tanto para o lado ocidental quanto para a parte oriental da economia alemã. O componente idiossincrático dos diferenciais dos preços é majoritariamente estacionário, enquanto o componente comum apresenta raiz unitária.

Alberola e Marqués (1999) concluíram em uma análise para 50 províncias espanholas (1960-1998) que os desvios em relação aos diferenciais inflacionários são pequenos, no entanto, os desvios dos preços relativos em relação ao equilíbrio são grandes e persistentes, dessa forma, não validaram a PPC na maioria das províncias. Já os resultados de Carrion-I-Silvestre, Del Barrio e Lopez-Bazo (2004) dão suporte a PPC intranacional na Espanha para um longo painel de 1939 a 1992 entre 50 cidades.

Buseti, Fabiani e Harvey (2006) em seu estudo para Itália encontraram evidências de convergência nos níveis de preço em apenas 25% dos pares estudados, para uma amostra de 19 capitais regionais durante o período de 1970 a 2003, ao passo que Vaona (2006) em seu estudo cobrindo 81 províncias italianas para o período de 1986 a 1998 encontraram que os desvios dos preços relativos são temporários e pouco persistentes, com meia-vida de aproximadamente 5 meses. Vaona (2011), em uma amostra mais recente, cobrindo o período de 1996 a 2006, para 71 regiões metropolitanas italianas argumenta que a persistência inflacionária entre as cidades italianas pode ser creditada ao diferencial de competitividade do setor de varejo local, e que o crescimento da produtividade aparenta estar negativamente correlacionado com a inflação de longo-prazo.

Fora do eixo EUA-Europa, podemos destacar os trabalhos para o Japão, Índia e Brasil.

Cheung e Fujii (2008) estudaram os desvios em relação a lei do preço único para 87 produtos em 67 cidades do Japão. Seus resultados indicam que os desvios apresentam considerável persistência ao mesmo tempo em que os bens comercializáveis têm maior possibilidade de convergência de preços frente aos não comercializáveis.

Das e Bhattacharya (2005) encontraram que os preços relativos entre 76 cidades indianas para uma amostra compreendida entre 1995 e 2004 convergem, ressaltando que o impacto da distância no comportamento dos preços relativos é pequeno.

Já para a análise intra-regional brasileira, Trompiere (2009) analisando o comportamento da taxa de câmbio real para a economia brasileira durante o período 1985.1 - 2008.12 por meio de testes de raiz unitária em painel com dependência transversal conseguiu validar a PPC para o período compreendido anterior ao Plano Real. Já para o período posterior à estabilização de preços a hipótese da PPC não foi satisfeita. Saraiva (2009), considerou todos os $(N(N-1))/2$ pares de taxas de câmbio real possíveis entre as Regiões Metropolitanas brasileiras de uma amostra compreendida entre 1981.12 a 2008.12 Utilizando o novo conceito de teste de raiz unitária por pares, proposto por Pesaran et al (2007) encontrou fracas evidências de convergência dos preços relativos para a amostra posterior ao Plano Real. Já para o períodos anterior, 7 dos 36 pares estudados apresentaram convergência de preços, no entanto, ressalta que devido ao processo hiperinflacionário da época, o processo de ajuste dos preços não refletia as reais condições que dão suporte a PPC, sendo um fenômeno causado pela indexação dos preços.

3. BASE DE DADOS

São utilizados dados mensais provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) cobrindo o período de julho de 1989 até julho de 2011. A amostra compreende nove regiões metropolitanas brasileiras: Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Salvador.

Conhecido como o indicador oficial de inflação no Brasil, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), foi o escolhido em nossa análise. Sua População-objetivo é composta das famílias cujo rendimento familiar mensal esteja entre 1 e 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte dos rendimentos.

A partir dos índices de preços é possível construir taxa de câmbio real (TCR), que por definição, é a taxa nominal ajustada pelos preços relativos. Matematicamente, a Taxa de Câmbio Real pode ser definida como:

$$Q_{i,j,t} = E \frac{P_{i,t}}{P_{j,t}} \quad (1)$$

Sendo $Q_{i,j,t}$ a Taxa de Câmbio Real entre o numerário i e a região metropolitana j no instante t . Já $P_{j,t}$ é o índice de preços na região j , logo a fração $\frac{P_{i,t}}{P_{j,t}}$ expressa os preços relativos entre o índice i e a região metropolitana j . Como estamos em uma união monetariamente unificada, $E = 1$. O numerário escolhido foi a região de São Paulo, devido ser a região que possui o maior dinamismo econômico do Brasil, dessa forma, as taxas de câmbio real se referem àquelas entre São Paulo e as demais metropolitanas.

Aplicando logaritmo em ambos os lados temos:

$$q_{i,j,t} = \log P_{i,t} - \log P_{j,t}; \quad t = 1, \dots, T. \quad (2)$$

Assim aplicaremos testes de quebra estrutural e mudança de persistência nas séries geradas pelos logaritmos dos preços relativos entre a região de São Paulo e as demais regiões metropolitanas brasileiras.

4. METODOLOGIA

Em boa parte da literatura sobre PPC a existência de quebras estruturais é ignorada da análise, no entanto, a instabilidade estrutural das séries podem levar a resultados enganosos quando não consideradas. Como visto previamente, os resultados de CMS e Basher e Carrion-i-Silvestre (2010) divergiram bastante quanto à velocidade de convergência dos preços (mesmo utilizando a mesma base de dados), sendo consideravelmente menor no trabalho mais recente, resultado mais condizente com uma economia altamente integrada como a dos Estados Unidos. A questão era intrigante: como pode a velocidade de convergência dos preços relativos entre as cidades norte americanas, cerca de 9 anos, ser consideravelmente maior que o consenso da PPC entre países, indicado por Rogoff (1996) como algo entre 3-5 anos? Basher e Carrion-i-Silvestre (2010) sugerem que ao longo período de tempo analisado por CMS estava sujeito a presença de vários arranjos monetários e a choques nos preços, e que a negligência desses fatores está por trás da baixa taxa de convergência dos resultados de CMS e outros.

Dessa forma, se faz necessário controlar a amostra para eventuais quebras estruturais para fazer inferências com maior grau de precisão. Um problema em testes de quebra estrutural é que geralmente seu desempenho está condicionado à natureza da ordem de integração da variável estudada, i.e. existem testes que funcionam melhor em séries $I(1)$, já outros têm melhor desempenho em séries $I(0)$. Seria contraditório testar a ordem de integração para depois aplicar um teste de quebra, e assim aplicar novamente outro teste para identificar a ordem de integração da série. Tendo em vista essa questão, propomos utilizar o teste de Perron e Yabu (2009), que é robusto independente da ordem de integração da série.

Metodologicamente, testamos a estacionariedade das taxas de câmbio real para ter evidências empíricas que comprovem, ou não, PPC. Dessa forma, podemos definir dois regimes para as TCR, $I(0)$ e $I(1)$. Apenas as séries de preços relativos integradas em nível validam a hipótese. No entanto, estamos interessados em mais uma questão: A transição de um regime hiperinflacionário para um de estabilidade contribuiu para diminuição da persistência dos preços relativos? Um indicativo desse comportamento é a

mudança de um regime $I(1)$ para $I(0)$. Para tal objetivo, aplicamos o teste proposto por Kim (2000) e posteriormente modificado por Harvey, Leybourne e Taylor (2006), que mantém a consistência independente da hipótese nula ser $I(0)$ ou $I(1)$ persistente.

4.1 Teste de quebra estrutural

O teste desenvolvido por Perron e Yabu (2009) é aplicado a fim de confirmar a presença de quebras estruturais no componente determinístico antes de proceder com os testes de mudança de persistência e raiz unitária. Se o teste rejeitar a hipótese nula de que não há quebra, então aplicamos o procedimento para estimar a data da quebra.

São propostos três modelos alternativos de quebra estrutural

Modelo I: Quebra estrutural no intercepto na data T_1 .

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 1\{t > T_1\} + u_t \quad (3)$$

Modelo II: Quebra na inclinação da tendência linear na data T_1 .

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_3 (t - T_1) 1\{t > T_1\} + u_t \quad (4)$$

Modelo III: Quebra simultânea na tendência e no intercepto na data T_1 .

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 1\{t > T_1\} + \alpha_3 (t - T_1) 1\{t > T_1\} + u_t \quad (5)$$

Nos três modelos o termo do erro u_t segue um processo linear descrito na equação: $u_t = \alpha u_{t-1} + \Psi(L)\varepsilon_t$. Onde $\Psi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j L^j$ é um polinômio cujos coeficientes $\{\Psi\}$ satisfazem $\sum_{j=0}^{\infty} j |\Psi_j| < \infty$. Já o termo ε_t é assumido ser *iid* com média zero e variância σ_ε^2 .

Os parâmetros α_2 e α_3 medem o tamanho da quebra, sendo a expressão $1\{t > T_1\}$ um indicador de quebra, que é valorada em 1 uma vez que a quebra aconteceu na data T_1 .

O teste de Perron e Yabu (2009) é um agregação exponencial dos testes de Wald que avaliam todas as possibilidades de quebra utilizando a função abaixo, o subscrito RQF diz respeito a técnica de estimação dos parâmetros relacionados a quebra: *Robust Quasi Feasible GLS*

$$ExpW_{RQF} = \log \left\{ T^{-1} \sum_{\Lambda} \exp \left[\frac{1}{2} W_{RQF}(\lambda'_1) \right] \right\} \quad (6)$$

Na equação acima, Λ é o conjunto de todas as quebras possíveis, $\lambda = \frac{T_1}{T}$ é uma fração da quebra e W_{RQF} é o teste de Wald para a hipótese nula de que não há quebra nas equações referentes aos modelos I, II e III. O teste de Wald, para uma dada fração da quebra λ_1 é definido de acordo com a equação:

$$W_{RQF}(\lambda_1) = [R(\tilde{\Psi} - \Psi)]' [\hat{h}_v R(X'X)^{-1} R']^{-1} [R(\tilde{\Psi} - \Psi)] \quad (7)$$

Na equação (7), a hipótese nula a ser testada é se a seguinte restrição se mantém $R(\tilde{\Psi} - \Psi) = 0$. Os parâmetros relacionados com as quebras $\tilde{\Psi}$ são estimados a partir dos modelos GLS I, II e III. A variável independente em cada um dos modelos são denotadas por X na equação acima e \hat{h}_v é uma estimativa de 2π vezes a função de densidade espectral na frequência zero dos resíduos.

Os modelos I, II e III são GLS *detrended* com um parâmetro autoregressivo α que é estimado a partir de um modelo AR(p) onde p é selecionado através do critério Bayesiano de informação (BIC). Além disso, o estimador α é ajustado não somente através do viés de correção proposto por Roy e Fuller (2001), mas também com um procedimento super-eficiente com estimador truncado quando próximo o suficiente de 1. Esses ajustes melhoram as propriedades do teste de Wald na equação (7).

Portanto, o teste $ExpW_{RQF}$ é uma agregação exponencial dos testes de Wald e tem como hipótese nula a ausência de quebras estruturais na tendência determinística de q_t quando a data da quebra é desconhecida. A maior vantagem da forma funcional da equação (6) é que os quantis relevantes

da sua distribuição limite quando u_t é $I(0)$ são muito similares ao caso em que u_t é $I(1)$. Dito isso o teste de Perron e Yabu (2009) é robusto para quebras estruturais tanto com erros estacionários ou integrados.

4.2 Teste de mudança de persistência

Dado o processo gerador de dados:

$$y_t = x'_t \beta + v_t \quad (8)$$

$$v_t = \rho_t v_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

Onde $v_0 = 0$. Em (8), $x'_t \beta$ é um núcleo determinístico com x_t a $(k + 1) \times 1$ sequência fixa, cujo primeiro elemento é a unidade, dessa forma (8) sempre contém o intercepto. O vetor x_t satisfaz a condição de Phillips e Xiao (1998): Existe uma matriz escalar δ_T e $x(\cdot)$ a função contínua limitada por partes no intervalo $[0,1]$ tal que $\delta_T x_{[.T]} \rightarrow x(\cdot)$, onde $[.]$ denota a parte inteira do argumento, uniforme em $[0,1]$, e $\int_0^1 x(s)x(s)' ds$ é positiva definida. Um exemplo que satisfaz estas condições é dado pelo polinômio de ordem k , $x_t = (1, t, \dots, t^k)'$, onde as formulações com constante e constante mais tendência linear são casos especiais. No caso de tendência polinomial, $\delta_T = \text{diag}(1, T^{-1}, \dots, T^{-k})$ e, por isso, $x(r) = (1, r, \dots, r^k)'$. A sequência $\{\varepsilon_t\}$ tem média zero e satisfaz a condição de Phillips e Perron (1998), é estritamente positiva e variância de longo prazo limitada, $\omega^2 \equiv \lim_{T \rightarrow \infty} E(\sum_{t=1}^T \varepsilon_t)^2$.

Consideraremos quatro hipóteses:

H_1 : y_t é $I(1)$ durante todo o período da amostra. De modo a permitir a existência de raiz unitária e raiz unitária local nesse contexto, definimos:

$$\rho_t = 1 - \bar{\alpha}/T, \bar{\alpha} \geq 0, t = 1, \dots, T. .$$

H_{01} : A segunda hipótese indica que a série apresenta uma mudança de persistência de $I(0)$ para $I(1)$ durante o período $[\tau^*T]$; isto é, $\rho_t = \rho$, $|\rho| < 1$ para $t \leq [\tau^*T]$ e $\rho_t = 1 - \bar{\alpha}/T$, para $t > [\tau^*T]$. Aqui, τ^* é um ponto desconhecido em $\Lambda = [\tau_1, \tau_u]$, um intervalo $(0,1)$ assimétrico ao redor de 0,5.

H_{10} : A série apresenta mudança de persistência na direção $I(1) \rightarrow I(0)$ no tempo $[\tau^*T]$. De forma análoga ao caso anterior, $\rho_t = 1 - \bar{\alpha}/T$ para $t \leq [\tau^*T]$. Para evitar o problema de um salto repentino espúrio para zero no ponto de quebra, temos que para $t > [\tau^*T]$,

$$y_t = x'_t \beta + v_{[\tau^*T]} + h_t \quad (10)$$

$$h_t = \rho_t h_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Com $h_{[\tau^*T]} = 0$ e $|\rho| < 1$.

H_0 : Na hipótese final y_t é $I(0)$, isto é, $\rho_t = \rho$, $|\rho| < 1$, $t = 1, \dots, T$.

Kim (2000) posteriormente modificado e corrigida por Kim et al. (2002) e Busetti e Taylor (2004), desenvolveu um método para testar a hipótese $I(0)$ constante contra a hipótese alternativa $I(0) \rightarrow I(1)$, desde que o ponto de mudança τ^* seja conhecido. O teste é baseado na seguinte estatística

$$K_{[\tau T]} = \frac{(T - [\tau T])^{-2} \sum_{t=[\tau T]+1}^T \left(\sum_{i=[\tau T]+1}^t \check{v}_{i,\tau} \right)^{-2}}{[\tau T]^{-2} \sum_{t=1}^{[\tau T]} \left(\sum_{i=1}^t \hat{v}_{i,t} \right)^2} \quad (12)$$

Onde, a fim de obter a variância exata de β , $\hat{v}_{t,\tau}$ no denominador é o residual da regressão OLS de y_t em x_t , para observações até $[\tau T]$. De forma similar, $\check{v}_{i,\tau}$ no numerador, é o residual da regressão OLS de y_t em x_t , para observações $t = [\tau T] + 1, \dots, T$.

Para o caso em que τ^* é desconhecido Kim(2000), Kim et al.(2002) e Busetti e Taylor (2004) desenvolveram três estatísticas baseadas em uma sequência de estatísticas $\{K_{[\tau T]}, \tau \in \Lambda\}$, são elas:

$$MS = T_*^{-1} \sum_{t=[\tau_l T]}^{[\tau_u T]} K_t \quad (13)$$

$$ME = \ln \left\{ T_*^{-1} \sum_{t=[\tau_l T]}^{[\tau_u T]} \exp(0,5K_t) \right\} \quad (14)$$

$$MX = \max_{t \in \{[\tau_l T], \dots, [\tau_u T]\}} K_t \quad (15)$$

Onde $T_* \equiv [\tau_u T] - [\tau_l T] + 1$. Buseti e Taylor (2004) mostraram que é possível utilizar o recíproco de K_t para testar a hipótese nula $I(0)$ contra H_{10} . Eles definem MS^R , ME^R e MX^R como os respectivos análogos de MS , ME e MX ao substituir K_t por K_t^{-1} nas funções acima. A fim de testar H_0 contra uma mudança de persistência de sentido desconhecido, ou seja, de $I(1)$ para $I(0)$ ou vice-versa, eles propõem novas estatísticas, são elas: $MS^M = \max[MS, MS^R]$, $ME^M = \max[ME, ME^R]$, $MX^M = \max[MX, MX^R]$.

A partir destes nove testes podemos detectar se há mudança de persistência, assim os testes MS , ME e MX ao serem rejeitados detectam H_{01} , já os testes MS^R , ME^R e MX^R são apropriados para testar H_{10} e finalmente, MS^M , ME^M e MX^M detectam se houve mudança persistência em qualquer direção.

Harvey, Leybourne e Taylor (2006) – doravante HLT - propôs modificações nos nove testes após considerar o comportamento de $K_{[\tau T]}$ sobre a hipótese nula $I(1)$ constante contra H_{01} ou H_{10} , já que ao não considerar tal caso, rejeições espúrias podem ocorrer. A modificação consiste em multiplicar a variável em questão por $\exp(-bJ_{1,T})$, por exemplo, $MS_m = \exp(-bJ_{1,T})MS$. Uma variante dessa modificação é substituir o fator de correção $J_{1,T}$ por $J_{min} = \min_{\tau \in \Lambda} J_{1, [\tau T]}$, dessa forma, o exemplo anterior ficaria $MS_{mmin} = \exp(-bJ_{min})MS$ onde b é uma constante e $J_{1, [\tau T]}$ é T^{-1} vezes a estatística Wald utilizada para testar a hipótese conjunta $\gamma_{k+1} = \dots = \gamma_9 = 0$ na regressão

$$y_t = x_t' \beta + \sum_{i=k+1}^9 \gamma_i t^i \text{erro}, t = 1, \dots, T \quad (16)$$

Por construção, cada teste modificado tem os mesmos valores críticos assintóticos sujeitos a H_0 ou H_1 , que por sua vez são idênticos aos dos testes não modificados.

5. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

O Gráfico 1 do APÊNDICE apresenta as taxas de câmbio reais entre São Paulo e as regiões metropolitanas de Belém, Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Curitiba e Porto Alegre. A linha vertical marca o início do Plano Real e a consequente estabilização dos preços. Nota-se uma volatilidade ligeiramente maior no período anterior ao Plano Real, da mesma forma, é notável como as linhas do Gráfico 1 se cruzam em vários pontos nesse período da amostra, evidenciando um comportamento sem trajetória definida das taxas de câmbio real. No entanto, na segunda parte da amostra as trajetórias são bem definidas.

A Tabela 1 revela algumas estatísticas descritivas das taxas de câmbio reais. Vale destacar que o maior coeficiente de variação dos preços relativos na primeira parte da amostra refere-se a Porto Alegre, ao passo que na segunda parte da amostra a região metropolitana de Belém é a que apresentou o maior coeficiente de variação das TCR.

Continuando a análise preliminar, vamos investigar se as séries apresentam raiz unitária. De acordo com Ng e Perron (2001), os testes de raiz unitária sofrem de dois problemas. O primeiro refere-se ao baixo poder do teste quando a raiz do polinômio autoregressivo é próximo, mas menor que a unidade. Quando isso ocorre, podemos usar o teste proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (ERS, 1996). Segundo, a maioria dos testes sofre de um problema de tamanho para grandes valores negativos no componente das médias móveis (consideramos -0.6 como referência), quando isso ocorrer, o teste de raiz unitária proposto por Ng e Perron (2001) é o mais indicado.

Estimamos um modelo ARMA para cada série de câmbio real, com o componente MA em mãos podemos proceder nossa análise. A Tabela 2 apresenta o resultado das raízes MA, em nenhuma série o comportamento do parâmetro MA sugere que haverá possível distorção na estimação do parâmetro autoregressivo, dessa forma, procedemos com o teste ERS (1996). Ainda na Tabela 2, apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária. Apenas na série relativa a Fortaleza foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária a 5%, confirmando a hipótese da PPC. No entanto, no restante das

séries não foi possível rejeitar H_0 , dessa forma tais séries apresentam comportamento não estacionário em nível.

6. RESULTADOS

Iniciamos nossa análise sobre a Paridade do Poder de Compra investigando se há quebras nas séries de câmbio real. Utilizamos dados mensais do IPCA observados entre 1989.7 e 2011.7.

A Tabela 3 informa o resultado do teste de Perron e Yabu (2009) para quebras estruturais, e o período histórico/econômico. Apenas duas séries apresentaram quebras significativas, são elas Belém e Recife. A primeira série apresenta quebras em 1996, período compreendido entre as crises mexicana e asiática. Já a série referente a Recife apresentou uma quebra em julho de 1994, mês que marca o início do Plano Real e a consequente estabilização dos preços no Brasil. As demais séries de câmbio real não apresentaram quebras significativas, tal resultado indica que se houve alguma quebra nas séries de inflação durante o período, em especial durante a estabilização dos preços, tais séries quebraram juntas.

Com o resultado das quebras em mãos, passamos a estudar a ordem de integração das séries. Como dito na seção anterior, estudos indicam que para séries que apresentam grandes valores negativos da raiz MA (abaixo de -0,6) em um modelo ARMA, o procedimento mais correto para se verificar a estacionariedade de tais séries é através do teste Ng e Perron (2001). Como o teste de quebra estrutural indicou quebras apenas em Belém e Recife, procedemos com o teste de estacionariedade nessas duas séries. Em nenhuma série a raiz MA foi grande e negativa o suficiente para justificar o teste de Ng e Perron (2001), dessa forma procedemos nossa análise com o uso do teste ERS (1996). Em nenhuma série foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária a 5%, indicando que os preços relativos não se ajustaram em direção a confirmação da PPC. Os resultados estão sumarizados na Tabela 4.

Embora nossos testes de raiz unitária indiquem que em geral, as séries de câmbio real são descritas como um processo $I(1)$, não significa que o grau de persistência seja o mesmo durante todo o período da amostra. Para captar uma mudança de persistência das séries, ou seja, mudanças na ordem de integração, procedemos com os testes de Kim (2000) e as modificações propostas por HLT para verificar se a passagem de um período de altas taxas

inflacionárias para um período de relativa estabilidade nos preços contribuiu de alguma forma para a alteração do comportamento das taxas de câmbio real entre a região de São Paulo e as demais regiões metropolitanas brasileiras.

Os resultados dos testes de Kim (2000) e os modificados de HLT são apresentados nas Tabelas 5 e 6, utilizando os valores críticos disponíveis em HLT, obtidos através de simulações de Monte Carlo. Altos valores para MS , ME e MX indicam mudança de persistência no sentido $I(0)$ para $I(1)$, ao passo que altos valores de MS^R , ME^R e MX^R indicam mudança de persistência no sentido contrário, de $I(1)$ para $I(0)$, já as estatísticas MS^M , ME^M e MX^M detectam se houve mudança persistência em qualquer direção.

Observe que a série de Belém, durante a primeira parte da amostra, compreendida entre 1989.7 e 1996.4, apresentou evidências de mudança de persistência de $I(0)$ para $I(1)$. No entanto, como se vê na Tabela 6, não é possível concluir nada em relação ao período mais recente, sendo assim, concluímos que a série pode ser melhor descrita como um processo $I(1)$, resultado do teste ERS (1996), não apresentando indícios que os preços estão em processo de ajuste em direção a confirmação da PPC.

Os resultados referentes a Recife são apresentados logo em seguida. Os valores das estatísticas dos testes de Kim (2000) indicam que nas duas sub-amostras houve mudança de persistência no sentido $I(1)$ para $I(0)$, embora não confirmada pelos testes modificados. O mesmo pode se dizer em relação à série de Belo Horizonte, que para a amostra completa foi possível inferir que houve uma diminuição da persistência da taxa de câmbio real, embora os testes mais robustos não confirmem tal resultado.

O comportamento da série referente ao Rio de Janeiro é conflitante, pois os testes de Kim (2000) foram rejeitados em todos os casos, no entanto, os testes modificados foram bastante informativos. De acordo com HLT, na maioria dos casos, os testes modificados (*S_mmin – modified*) tem poder superior aos não modificados, desta forma, podemos confirmar que esta série também apresenta mudança de $I(1)$ para $I(0)$.

No restante das séries o mesmo padrão de rejeição foi encontrado, ou seja, nas séries Fortaleza, Curitiba, Porto Alegre, e Salvador, os testes de Kim (2000) indicaram que houve uma diminuição da persistência das séries de

câmbio real durante todo o período da amostra, resultado que foi confirmado pelos testes modificados, e mais robustos, de HLT.

7. CONCLUSÕES

O objetivo dessa dissertação é investigar a relação entre a Paridade do Poder de Compra e a estabilização de preços no Brasil. Negligenciar quebras estruturais pode levar a resultados enganosos, dessa forma, iniciamos nossa análise através de um teste de quebra estrutural desenvolvido por Yabu e Perron (2009), robusto tanto para variáveis $I(1)$ como para $I(0)$. Uma vez que a taxa de câmbio real é uma relação entre os índices regionais, uma quebra significativa indica que houve um descompasso no ajuste dos preços entre as regiões. Os resultados indicaram quebras nas séries referentes às regiões metropolitanas de Belém e Recife.

Embora testes de raiz unitária sejam amplamente utilizados para testar a relação entre os preços, eles apenas nos informam se as séries são integradas de ordem $I(1)$ ou $I(0)$, não distinguindo qualquer mudança de persistência entre os regimes $I(1)$ e $I(0)$. Para verificar se a estabilização dos preços contribuiu para diminuição da persistência das séries de câmbio real, e a consequente tendência ao ajuste dos preços em direção à confirmação da PPC, aplicamos os testes de mudança de persistência desenvolvido por Kim (2000) e as posteriores modificações desenvolvidas por Harvey, Leybourne e Taylor (2006).

Nossos resultados indicam que a mudança de um regime hiperinflacionário para o de uma relativa estabilidade nos preços contribuiu para a diminuição da persistência das séries de câmbio nos últimos anos, o resultado indica que as séries, com exceção da relativa a região metropolitana de Belém, estão convergindo para um processo que poderá ser caracterizado como $I(0)$ no futuro.

Alba e Papel (2007) enumeram várias razões para a verificação, ou não, da PPC. Dentre elas, cabe destacar: 1- A PPC deveria ser verificada mais frequentemente em países com taxas de inflação parecidas, pois com diferenças na inflação, os países podem impedir o ajuste em direção a PPC através da taxa de câmbio nominal. 2- Para países desenvolvidos, a baixa volatilidade da taxa nominal pode evitar que os preços se ajustem em direção contrária a PPC. No entanto, para países em desenvolvimento (alta inflação), a rigidez da taxa nominal pode impedir que a taxa real se ajuste em direção a

PPC. De forma semelhante, Ho, Cheng e Hou (2009) em seu estudo encontraram que a validade da PPC apresenta uma relação negativa com a inflação e uma relação positiva com a volatilidade da taxa de câmbio nominal. São resultados que conflitam com o argumento geralmente aceito, pelo menos quando se fala em PPC internacional, a confirmação da PPC seria mais provável entre regiões com altas taxas inflacionárias, onde o crescimento monetário ofuscaria os fatores reais que dão suporte a PPC. Em uma região monetariamente unificada, a taxa de câmbio nominal é constante igual a um, dessa forma, movimentos díspares nos índices de preços entre as regiões metropolitanas não podem ser compensados por uma taxa de câmbio nominal, sendo seus efeitos integralmente repassados para a taxa de câmbio real, contribuindo assim para a sua não estacionariedade. Dessa forma, a confirmação da PPC intranacional tenderia a ser verificada com maior frequência entre regiões com preços relativamente estáveis. Sendo assim, estabilidade econômica e estacionariedade dos câmbios regionais são dois fenômenos que deveriam andar juntos. Dessa forma, não é surpresa que os resultados para os EUA validam a PPC intranacional (ver Parsley e Wei (1996), Culver e Papell (1999), Cecchetti, Mark e Sonora (2002), Chen e Devereux (2003) e Gutierrez (2006)), já que é notável a estabilidade econômica desse país ao longo do tempo, como ressaltam Noriega e Francia (2006) ao estudar a dinâmica do movimento dos preços e concluir que exceto por dois curtos períodos, após a II Guerra Mundial e durante a "Grande Inflação", na década de 70, a taxa de inflação norte americana se comportou de maneira estacionária, ou seja, estável.

Outra fonte desse comportamento pode estar relacionada ao conteúdo informacional que a estabilização proporcionou. Uma vez que os preços estão estáveis, a assimetria de informações existente entre os agentes econômicos diminui, fazendo com que árbitros e consumidores possam diferenciar entre um bom e um mau negócio. Dessa forma, a estabilização facilita o ajuste dos preços via arbitragem, que é mais difícil em períodos de alta volatilidade dos preços.

O aumento do comércio e a melhor distribuição produtiva entre as regiões metropolitanas nos anos recentes também podem explicar essa mudança de regime, uma vez que regiões comercialmente integradas

apresentam um maior fluxo de mercadorias entre elas, contribuindo assim para a diminuição dos desvios dos níveis de preços relativos, validando a PPC.

8. REFERÊNCIAS

ALBEROLA, E. e J.M. MARQUÉS. On the relevance and nature of regional inflation differentials: the case of Spain. **Banco de Espana Working Paper**, n. 13. Banca d'Italia (various years) Relazione del Governatore, Rome, Maio. 1999.

Acaravci, S. K.; Acaravci, A. Purchasing Power Parity Under the Current Float. **International Research Journal of Finance and Economics**. ISSN 1450-2887. 2007.

ARAÚJO Jr., E. A. Medindo o impacto regional da politica monetária brasileira: Uma comparação entre as regiões nordeste e sul. **Revista Econômica do Nordeste**, 5(3):356--393. 2004.

AZALI, M.; HABIBULLAH, M. S.; BAHARUMSHAH, A. Z. Does PPP hold between Asian and Japanese economies? Evidence using panel unit root and panel cointegration. **Japan and the World Economy**, Elsevier, vol. 13(1), p. 35-50, 2001.

BANCO MUNDIAL. Brazil interests Rates and Intermediation Spreads. **Economic Sector Work Report**, n. 36628. 2006.

BASHER, Syed e CARRION-I-SILVESTRE, Josep. Measuring persistence of U.S. city prices: new evidence from robust tests. **Empirical Economics**, Springer, vol. 41(3), p. 739-745, Dezembro. 2011.

BAHARUMSHAH, A. Z.; BORSIC, D. Purchasing power parity in Central and Eastern European countries. **Economics Bulletin**, vol. 6, n. 32, p. 1-8, 2008.

BERTANHA, M. e HADDAD, E. (2008). Efeitos regionais da política monetária no Brasil: Impactos e transbordamentos espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, 62(1):3--29. 2008.

BUSETTI, F.; FABIANI S.; HARVEY A. Convergence of Prices and Rates of Inflation, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Department of Economics, University of Oxford, vol. 68(s1), p. 863-877, Dezembro. 2006.

BUSETTI, F. & TAYLOR, A.M.R. Tests of stationarity against a change in persistence. **Journal of Econometrics** 123, p. 33--66. 2004.

CAETANO, S. M. & CORREA, L. R. A Distribuição Regional de Inflação: uma análise para inflação mineira no período pós Real. **Anais do XII Seminário sobre a Economia Mineira**. 2006.

CECCHETTI, S.G., MARK, N.C. and SONORA, R.J. Price index convergence among United States cities. **International Economic Review**, n. 43, p. 1081-1099. 2003.

CERQUEIRA, L. F. Déficit Público, Indexação, Mudanças de Regimes e Expectativas Inflacionárias: a dinâmica da taxa de inflação no Brasil entre 1960 e 2005. **Perspectiva Econômica**, vol. 3, p. 1-45, 2007.

CHEN, L.L. & DEVEREUX, J. What can US city price data tell us about purchasing power parity? **Journal of International Money and Finance**, n. 22, p. 213-222. 2003.

CHEUNG, Yin-Wong & FUJII, Eiji. Deviations from the Law of One Price in Japan. **CESifo Working Paper Series** 2275, CESifo Group Munich. 2008.

CHORTAREAS, G. e KAPETIANIOS, G. Getting PPC right: Identifying mean-reverting real exchange rates in panels. **Journal of Banking & Finance**, vol. 33, Issue 2, Fevereiro, p. 390-404. 2009.

CULVER, S.E., PAPELL, D.H. Long-run purchasing power parity with short-run data: Evidence with a null hypothesis of stationarity, **Journal of International Money and Finance**, n. 18, p. 751-768. 1999.

DAS, Samarjit & BHATTACHARYA, Kaushik. Price convergence across regions in India. **Empirical Economics**, Springer, vol. 34(2), p. 299-313, Março. 2008.

DAYANANDAN, A.; M. RALHAN. Price Index Convergence among Province and Cities across Canada: 1978-2001, **Econometrics Working Paper EWP0504**, University of Victoria, 2005.

DIVINO, José Angelo; TELES, V. K.; ANDRADE, Joaquim . On the Purchasing Power Parity for Latin-American Countries. In: **62th European Meeting of the Econometric Society**, Budapeste, 2007.

DREGER, Christian & KOSFELD, Reinhold. Do Regional Price Levels Converge?: Paneleconometric Evidence Based on German Districts. **Discussion Papers of DIW Berlin** 754, DIW Berlin, German Institute for Economic Research. 2007.

DUARTE, A. P. Purchasing power parity: an empirical study of three EMU countries. **Working Paper**. 2005.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J. and STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, n. 64, p. 813--836. 1996.

ENGEL, Charles & ROGERS, John H. Violating the Law of One Price: Should We Make a Federal Case Out of It? **Journal of Money, Credit and Banking**, Blackwell Publishing, vol. 33(1), p. 1-15, Fevereiro. 2001.

FROOT, Kenneth A.; ROGOFF, Kenneth. Perspectives on PPC and Long-Run Real Exchange Rates. **NBER Working Paper**, n. 4952. 1994.

GUTIERREZ, Luciano. Price Index Convergence Among United States Cities: New Results. **Working Paper**. 2006.

HARVEY, David I. & LEYBOURNE, Stephen J. & TAYLOR, A.M. Robert. Modified tests for a change in persistence. **Journal of Econometrics**, Elsevier, vol. 134(2), p. 441-469, Outubro. 2006.

HO, Chia-Cheng; CHENG, Su-Yin; HOU, Han. Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Time Series Analysis. **Economics Bulletin**. Vol. 29 n.1 p. 444-456. 2009.

HOLANDA, M. C. Distribuição regional de inflação e o regime de metas de inflação no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.32, n. especial, p. 458-466. 2001.

JOSEP Lluís Carrion-I-Silvestre & Tomas Del Barrio & Enrique Lopez-Bazo, 2004. Evidence on the purchasing power parity in a panel of cities. **Applied Economics**, Taylor and Francis Journals, vol. 36(9), p. 961-966. 2004.

KIM, J.; BELAIRE-FRANCH, J.; AMADOR, R. B. Corrigendum to Detection of change in persistence of a linear time series. **Journal of Econometrics**, n. 109, p. 389--392. 2002.

KIM, J. Detection of change in persistence of a linear time series. **Journal of Econometrics**, n. 95, p. 97--116. 2000.

LAHURA, Erick. Measuring the Effects of Monetary Policy Using Market Expectations. **Serie de Documentos de Trabajo. Working Paper Series**. n. 05. 2012.

LOPEZ, Claude; DAVID H. Papell. Convergence to Purchasing Power Parity at the Commencement to the Euro. **Review of International Economics**, n. 15(1), p. 1-16. 2007.

LOTHIAN, J. e M. TAYLOR. Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float From the Perspective of the Past Two Centuries. **Journal of Political Economy**, n. 104, p. 488-509. 1996.

MATHIAS, Alexandre (2009), "O regime permanente de metas de inflação: propostas de aperfeiçoamento" in Fabio Giambiagi e Octavio de Barros (orgs), *Brasil pós-crise: agenda para a próxima década*. Rio de Janeiro: Elsevier, 139-152.

NG, Serena e PERRON, Pierre. LAG Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. **Econometrica**, Econometric Society, vol. 69(6), p. 1519-1554, Novembro. 2001.

- PARSLEY, David & Shang-jin Wei. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. **Quarterly Journal of Economics**, 111(4): 1211-1236. 19
- PERRON, Pierre & YABU, Tomoyoshi, 2009. Testing for Shifts in Trend With an Integrated or Stationary Noise Component. *Journal of Business & Economic Statistics*, **American Statistical Association**, vol. 27(3), p. 369-396. 2009.
- PESARAN, M. H, SMITH, R. P., YAMAGATA, T., HVOZDYK I., Pairwise Tests of Purchasing Power Parity, **Econometric Reviews**. Março 2007.
- PHILLIPS, Peter C B & XIAO, Zhijie. A Primer on Unit Root Testing. **Journal of Economic Surveys**, Wiley Blackwell, vol. 12(5), p. 423-69, Dezembro. 1998
- PHILLIPS, Peter.C.B. e PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, n. 75, p. 335--346. 1988.
- ROCHA, R. M.; SILVA, M. E. A.; GOMES, S.M.F.P.O. Por Que os Estados Brasileiros Têm Reações Assimétricas a Choques na Política Monetária? **Revista Brasileira de Economia**, 65(4):413-441. 2011.
- ROMER, C. and D. ROMER. "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz" in Olivier Blanchard and Stanley Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, (Cambridge MA: MIT Press), Vol. 9, p. 13-57. 1989.
- ROY, A., e FULLER, W. A. Estimation for autoregressive time series with a root near one. **Journal of Business & Economic Statistics**, 19(4), p. 482-493. 2001.
- SARAIVA, T. A. **Integração comercial entre as regiões metropolitanas brasileiras: Uma abordagem através da Paridade do Poder de Compra**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas). – Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.
- TROMPIERE, N. **Paridade do Poder de Compra entre Regiões Brasileiras e os Efeitos do Plano Real**. Tese (Doutorado em economia) – Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2008.
- VAONA, Andrea. Merging the Purchasing Power Parity and the Phillips Curve Literatures: Regional Evidence from Italy. **Working Papers**, n. 33, Università di Verona, Dipartimento di Scienze economiche. 2006.
- VAONA, Andrea. Intra-national Purchasing Power Parity and Balassa--Samuelson Effects in Italy. **Spatial Economic Analysis**, Taylor and Francis Journals, vol. 6(3), p. 291-309, Abril. 2011.

YAZGAN, M. Ege & YILMAZKUDAY, Hakan. Price-level convergence: New evidence from U.S. cities. **Economics Letters**, Elsevier, vol. 110(2), p. 76-78, Fevereiro. 2011.

9. APÊNDICE

Tabela 1: Estatísticas descritivas das taxas de câmbio reais

| Amostra completa (1989.7 - 2011.7) | | | | | | |
|------------------------------------|----------|----------|----------|----------|---------------|-------------------------|
| Região | Média | Mediana | Máximo | Mínimo | Desvio Padrão | Coeficiente de Variação |
| Belém | -0.00199 | -0.00239 | 0.096213 | -0.08851 | 0.047609 | 23.97230614 |
| Belo Horizonte | 0.043821 | 0.058433 | 0.171865 | -0.04176 | 0.044599 | 1.017754045 |
| Curitiba | 0.085394 | 0.077688 | 0.171852 | -0.07198 | 0.038524 | 0.451132398 |
| Fortaleza | 0.079656 | 0.077667 | 0.146583 | -0.01551 | 0.035752 | 0.448829969 |
| Porto Alegre | 0.050323 | 0.04004 | 0.135634 | -0.06596 | 0.042678 | 0.848081394 |
| Recife | -0.03808 | -0.0417 | 0.038712 | -0.11913 | 0.035997 | 0.94529937 |
| Rio de Janeiro | -0.07382 | -0.06986 | 0.021538 | -0.13936 | 0.046283 | 0.627004985 |
| Salvador | 0.086108 | 0.078387 | 0.161125 | -0.03115 | 0.041259 | 0.479154086 |
| Pré Plano Real (1989.7 - 1994.6) | | | | | | |
| Região | Média | Mediana | Máximo | Mínimo | Desvio Padrão | Coeficiente de Variação |
| Belém | 0.016146 | 0.007494 | 0.096213 | -0.03538 | 0.030972 | 1.918246005 |
| Belo Horizonte | 0.054536 | 0.057793 | 0.171865 | -0.04176 | 0.051539 | 0.945045475 |
| Curitiba | 0.063731 | 0.068726 | 0.171852 | -0.07198 | 0.05871 | 0.921215735 |
| Fortaleza | 0.040835 | 0.031026 | 0.120667 | -0.01551 | 0.035456 | 0.868274764 |
| Porto Alegre | 0.020509 | 0.028711 | 0.119393 | -0.06596 | 0.042657 | 2.079916134 |
| Recife | -0.06338 | -0.0657 | 0.009051 | -0.11913 | 0.029317 | 0.462588362 |
| Rio de Janeiro | -0.03441 | -0.03298 | 0.021538 | -0.09274 | 0.027031 | 0.785533696 |
| Salvador | 0.042703 | 0.039915 | 0.10877 | -0.03115 | 0.030684 | 0.718544365 |
| Pós Plano Real (1994.7 - 2011.7) | | | | | | |
| Região | Média | Mediana | Máximo | Mínimo | Desvio Padrão | Coeficiente de Variação |
| Belém | -0.00732 | -0.01378 | 0.079018 | -0.08851 | 0.050319 | 6.874180328 |
| Belo Horizonte | 0.04067 | 0.062756 | 0.096393 | -0.02594 | 0.041965 | 1.031841652 |
| Curitiba | 0.091766 | 0.079592 | 0.149855 | 0.056553 | 0.027229 | 0.296722098 |
| Fortaleza | 0.091073 | 0.081639 | 0.146583 | 0.031253 | 0.026725 | 0.293445917 |
| Porto Alegre | 0.059092 | 0.052354 | 0.135634 | 0.010644 | 0.038612 | 0.653421783 |
| Recife | -0.03064 | -0.02985 | 0.038712 | -0.08598 | 0.034413 | 1.123176344 |
| Rio de Janeiro | -0.08541 | -0.10234 | -0.00264 | -0.13936 | 0.044373 | 0.519559745 |
| Salvador | 0.098875 | 0.088373 | 0.161125 | 0.04975 | 0.034802 | 0.351979772 |

Elaboração do autor.

Tabela 2: Raiz MA e teste ERS

| Região | Raiz MA | ERS |
|----------------|-----------|--------|
| Belém | 0.045261 | 4.77 |
| Fortaleza | -0.130709 | 1.96** |
| Recife | 0.032041 | 8.97 |
| Salvador | 0.125603 | 23.93 |
| Belo Horizonte | 0.332715 | 8.3 |
| Rio de Janeiro | -0.136004 | 16.87 |
| Curitiba | 0.162056 | 20.47 |
| Porto Alegre | 0.117799 | 13.56 |

Notas: (i) ** denota significância estatística a 5%.

Elaboração do autor

Tabela 3: Teste de quebra estrutural

| Região | Modelo selecionado | Data da Quebra | Período Histórico |
|----------------|--------------------|----------------|--|
| Belém | I | 05/1996* | Período situado entre as crises do México (1995) e Asiática (1996) |
| Belém | III | 11/1996* | |
| Fortaleza | NA | NA | NA |
| Recife | I | 07/1994** | Implantação do Plano Real |
| Salvador | NA | NA | NA |
| Belo Horizonte | NA | NA | NA |
| Rio de Janeiro | NA | NA | NA |
| Curitiba | NA | NA | NA |
| Porto Alegre | NA | NA | NA |

Notas: (i) Os modelos podem ser: I Quebra no Intercepto, II Quebra na Inclinação, III Quebra no intercepto e inclinação. (ii) ** denota significância estatística a 5% e * a 1%. Elaboração do autor.

Tabela 4: Raiz MA e teste ERS após quebras

| Região | Período | Raiz MA | ERS |
|--------|-----------------|-----------|--------|
| Belém | 07/89 a 05/96 | 0.037864 | 3.1*** |
| | 06/96 a 07/2011 | 0.337769 | 30.06 |
| Recife | 07/89 a 07/94 | -0.018556 | 13.59 |
| | 08/94 a 07/2011 | 0.156881 | 14.71 |

Notas: (i) *** denota significância estatística a 10%. Elaboração do autor.

Tabela 5: Resultados HLT

| Séries | T | MS | ME | MX | MS^R | ME^R | MX^R | MS^M | ME^M | MX^M |
|----------------|-----|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | | MS_m | ME_m | MX_m | MS_m^R | ME_m^R | MX_m^R | MS_m | ME_m^M | MX_m^M |
| | | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> |
| | | MS_m | ME_m | MX_m | MS_m^R | ME_m^R | MX_m^R | MS_m | ME_m^M | MX_m^M |
| | | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | |
| Fortaleza | 264 | 1.68 | 2.72 | 11.23 | 63.15* | 114.4* | 237.9* | 63.15* | 114.4* | 237.9* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 26.11* | 28.51* | 78.46* | 16.47* | 15.78* | 45.11* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 16.43* | 15.76* | 44.94* | 9.57* | 7.95* | 23.45* |
| Salvador | 264 | 1.87 | 2.98 | 11.70 | 64.47* | 434.0* | 878.1* | 64.47* | 434.0* | 878.1* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.03 | 7.75* | 15.48* | 61.35* | 2.57 | 3.75 | 16.26 |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 2.55 | 3.73 | 16.1** | 0.70 | 0.72 | 3.38 |
| Belo Horizonte | 264 | 4.34 | 2.9 | 8.28 | 4.19 | 71.39* | 152.9* | 4.34 | 71.39* | 152.9* |
| | | 0.02 | 0.00 | 0.01 | 0.61 | 3.41 | 13.48* | 0.23 | 0.93 | 4.01 |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.22 | 0.93 | 3.98 | 0.07 | 0.21 | 0.96 |
| Rio de Janeiro | 264 | 9.92* | 11.41* | 28.44** | 53.10* | 244.1* | 497.9* | 53.10* | 244.1* | 497.9* |
| | | 0.09 | 0.01 | 0.08 | 14.10* | 30.32* | 94.17* | 7.06* | 12.48* | 41.04* |
| | | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 7.04** | 12.45* | 40.80* | 3.13 | 4.46 | 15.37 |
| Curitiba | 264 | 0.46 | 0.29 | 1.96 | 130.7* | 272.7* | 555.1* | 130.7* | 272.7* | 555.1* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 34.08* | 32.90* | 102.6* | 16.90* | 13.37* | 44.18* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 16.84* | 13.35* | 43.93* | 7.40* | 4.71 | 16.32 |
| Porto Alegre | 264 | 1.25 | 1.46 | 7.18 | 81.32* | 229.5* | 467.9* | 81.32* | 229.5* | 467.9* |
| | | 0.02 | 0.00 | 0.06 | 6.86** | 4.69 | 20.94* | 1.89 | 0.89 | 4.45 |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 1.87 | 0.89 | 4.40 | 0.41 | 0.13 | 0.71 |

Notas: (i) * e ** denotam rejeição aos níveis de 1% e 5% respectivamente; (ii) A notação *min5%*, indica que o teste modificado de HLT foi rodado ao nível de 5%

Tabela 6: Resultados HLT (séries com quebra)

| Séries | T | MS | ME | MX | MS^R | ME^R | MX^R | MS^M | ME^M | MX^M |
|--------|-----|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | | MS_m | ME_m | MX_m | MS_m^R | ME_m^R | MX_m^R | MS_m | ME_m^M | MX_m^M |
| | | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> | <i>min10%</i> |
| | | MS_m | ME_m | MX_m | MS_m^R | ME_m^R | MX_m^R | MS_m | ME_m^M | MX_m^M |
| | | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> | <i>min5%</i> |
| Belém | 82 | 7.37** | 34.11* | 76.08* | 1.22 | 0.73 | 4.62 | 7.37** | 34.11* | 76.08* |
| | | 1.04 | 1.68 | 6.92 | 0.06 | 0.01 | 0.10 | 0.39 | 0.44 | 1.99 |
| | | 0.41 | 0.48 | 2.12 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.12 | 0.10 | 0.47 |
| | 182 | 15.01* | 29.92* | 65.38* | 38.12* | 579.30* | 1168.0* | 38.12* | 579.30* | 1168.0* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.25 | 0.21 | 2.11 | 0.02 | 0.01 | 0.09 |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.02 | 0.01 | 0.09 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Recife | 60 | 0.44 | 0.24 | 1.15 | 15.01* | 23.74* | 54.45* | 15.01* | 23.74* | 54.45* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.12 | 0.01 | 0.13 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| | 204 | 4.41 | 3.48 | 9.42 | 17.39* | 92.53* | 194.27* | 17.39* | 92.53* | 194.27* |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.34 | 0.19 | 1.40 | 0.04 | 0.01 | 0.12 |
| | | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.04 | 0.01 | 0.12 | 0.00 | 0.00 | 0.01 |

Notas: (i) * e ** denotam rejeição aos níveis de 1% e 5% respectivamente; (ii) A notação *min5%*, indica que o teste modificado de HLT foi rodado ao nível de 5%

Gráfico 1: Logaritmo dos preços relativos entre as Regiões Metropolitanas.

