



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO EM ECONOMIA

FELIPE DE SOUSA BASTOS

**VELOCIDADE DE REVERSÃO DOS DESVIOS DA PARIDADE DO PODER DE
COMPRA PARA CIDADES BRASILEIRAS**

FORTALEZA
2014

FELIPE DE SOUSA BASTOS

VELOCIDADE DE REVERSÃO DOS DESVIOS DA PARIDADE DO PODER DE
COMPRA PARA CIDADES BRASILEIRAS

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuárias e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia. Área de Concentração: Macroeconomia e Economia Monetária.

Orientador: Prof. Roberto Tatiwa

FORTALEZA

2014

FELIPE DE SOUSA BASTOS

VELOCIDADE DE REVERSÃO DOS DESVIOS DA PARIDADE DO PODER DE
COMPRA PARA CIDADES BRASILEIRAS

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuárias e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia. Área de Concentração: Macroeconomia e Economia Monetária.

Data da aprovação ___/___/_____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

Prof. Dr. Luís Ivan de Melo Castelar
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda
Universidade Federal do Ceará (DEA - UFC)

A Deus, por tudo. Aos meus
pais.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, por ter me dado vida, saúde, força de vontade, e por estar sempre comigo, guiando meus passos para mais essa conquista.

Aos meus pais, Maria Amélia e Madiel Bastos, pela criação e educação proporcionada, incentivando-me sempre; sobretudo minha mãe, que apesar da pouca educação, sempre prezou pelos meus estudos e de meus irmãos. Ela contraria as estatísticas.

Aos meus irmãos, Diêgo e Sophia, por todo incentivo e companheirismo de sempre.

A todos os professores e colegas de turma do CAEN, pelos ensinamentos e incentivo.

Ao professor Elano Arruda, novamente, por toda dedicação e apoio dado nesta pesquisa.

Ao professor Roberto Tatiwa, pela atenção e ajuda, sobretudo nos aspectos metodológicos.

Ao professor Ivan Castelar, pela presença na banca examinadora e excelentes aulas de econometria.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ), pelo apoio financeiro.

Enfim, muito obrigado a todos que de alguma forma contribuíram para a elaboração deste trabalho.

RESUMO

O presente estudo se propõe a prover estimativas não viesadas da velocidade de reversão dos desvios da PPC para 11 cidades brasileiras entre 1991 e 2013 através da metodologia proposta por Choi, Mark e Sul (2006) que usam um método de estimação em painel com correção para três possíveis fontes de viés, quais sejam, viés de agrupamento inapropriado de unidades cross-sections com coeficientes heterogêneos, viés de Nickell e o viés oriundo da agregação temporal dos índices de preços. As meias-vidas obtidas são da ordem de 4.41 e 3.18 anos tendo Brasil e Média como referência, respectivamente, e meia-vida mediana de 3.13 anos considerando todas as cidades brasileiras analisadas como numerário. As meias-vidas encontradas também se mostraram substancialmente inferiores àquelas obtidas para as cidades americanas. Além disso, 33.33% das meias-vidas aqui obtidas se mostraram inferiores ao intervalo consensual proposto por Rogoff (1996) de 3 a 5 anos, e nenhuma o ultrapassou.

Palavras-chaves: Paridade do Poder de Compra, Velocidade de Reversão, Viés de Nickell, Viés de Agregação Temporal.

ABSTRACT

This work aims to provide non-biased estimates of the speed of reversion of deviations from the PPP for 11 Brazilian cities, between 1991 and 2013, using the methodology proposed by Choi, Mark and Sul (2006), which makes use of a panel estimation method with correction for three possible sources of bias, those being: the bias of inappropriate grouping of cross-section units with heterogeneous coefficients, the Nickell bias and the bias arising from the temporal aggregation of price indexes. The half-lives obtained are of the order of 4.41 and 3.18 years with Brazil and the Average as references, respectively, and median half-life of 3.13 years, when considering all Brazilian cities analyzed as the numeraire. The half-lives found were also substantially lower than those obtained for American cities. Furthermore, 33.33 % of the half-lives obtained were inferior to the consensus range suggested by Rogoff (1996) of 3-5 years, and none surpassed that range.

Key Words: Purchasing Power Parity, Speed of Reversion, Nickell Bias, Time Aggregation Bias.

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1 – Resultados de Meia-vida Obtidos em Pesquisas Empíricas.....	18
Quadro 2 – Cidades e Países Utilizados nos Estudos Empíricos	39
Tabela 1 – Dispersão Preços Relativos	22
Tabela 2 – Painel Estimação GLS Factível.....	30
Tabela 3 – Proporção das Meias-Vidas de Acordo com o Intervalo-consenso de Rogoff	32

SUMÁRIO

LISTA DE QUADROS E TABELAS	7
1 INTRODUÇÃO	9
2 REVISÃO DE LITERATURA	12
2.1 Literatura Internacional	12
2.2 Estudos para o Brasil.....	16
3 ASPECTOS METODOLÓGICOS	21
3.1 Descrição e Análise dos Dados.....	21
3.2 Estratégia Econométrica	23
3.2.1 Viés de Agregação <i>Cross-section</i>	24
3.2.2 Viés de Nickell.....	25
3.2.3 Viés de Agregação Temporal.....	26
3.2.4 Viés Combinado de Nickell e Agregação Temporal.....	27
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	29
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	33
REFERÊNCIAS	35
APÊNDICE	39

1 – INTRODUÇÃO

A teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC), inicialmente investigada por Cassel (1921, 1922), preconiza que, sob competição perfeita, a arbitragem no mercado de bens gerará equalização geral dos preços de modo que as taxas reais de câmbio retornam, no longo prazo, para um valor estacionário comum.

A partir de então, surgiram vários estudos que buscaram verificar a validade desta hipótese em suas muitas versões. Contudo, apesar da extensa e crescente literatura existente, a PPC ainda se mostra uma importante área de pesquisa, tanto por fornecer fundamento a vários modelos macroeconômicos internacionais como pela dificuldade dos estudos empíricos em fornecer evidências convincentes de sua validade/regularidade e explicar as lentas velocidades de convergência encontradas (Culver e Papell, 1999).

Nessa perspectiva, Rogoff (1996) apresenta o problema que ficou conhecido como quebra-cabeça da PPC. Este quebra-cabeça está associado ao fato de que, ou não se consegue rejeitar a presença de raiz unitária nas séries de câmbio real, ou as velocidades de reversão dos desvios da PPC observadas são bastante lentas.

Esse ajustamento incompleto do nível de preços relativos internacionais pode ser justificado por questões como barreiras comerciais; entraves oriundos de questões burocráticas na construção do sistema de distribuição dos bens comercializados; falhas no ajustamento da taxa de câmbio real a choques nos preços relativos; imperfeições de mercado, como a presença de firmas que exercem poder de monopólio com preços diferenciados em mercados segmentados; custos de transportes associados ao deslocamento de bens de uma região para outra e, por fim, por possíveis diferenças na composição do índice de preços entre países (Rogoff, 1996 e Taylor e Taylor, 2004).

Portanto, a necessidade de compreender a persistência nos desvios da PPC para dados internacionais e a existência de grandes regiões econômicas com moeda única, como a união europeia, estimulou vários estudos a investigar se países de dimensões continentais, com grande diversidade regional, satisfazem às condições da regularidade da PPC e se a velocidade de reversão dos seus desvios se mostra menor do que em dados internacionais. Os estudos com dados de cidades localizadas dentro da mesma fronteira nacional, com comércio

e moeda corrente comum, mostram-se relevantes por contornar vários dos muitos problemas supracitados que promovem o ajustamento incompleto dos preços relativos¹.

Nesse sentido, Engel e Rogers (1996) e Parsley e Wei (1996) foram pioneiros na investigação da validade e regularidade da PPC com dados de cidades. Os primeiros verificaram a validade da lei do preço único, fundamental para a teoria da PPC, enquanto que Parsley e Wei (1996) proveram estimativas da velocidade de convergência dos desvios da PPC, para dados de cidades. Além disso, Cecchetti, Mark e Sonora (2002) argumentam que, com dados intranacionais, pode-se extrair um melhor entendimento das fontes de persistência nos desvios da PPC presentes em estudos que utilizam informações de países.

Ademais, esse tipo de abordagem se mostra relevante, uma vez que variações excessivas nos preços relativos e, conseqüentemente, nos diferenciais de inflação conduzem a alocações ineficientes de recursos entre os setores da economia e determinam as diferenças nos salários reais e taxa de juros reais que, por sua vez, influenciam os fluxos de trabalho e capital. Portanto, o movimento dos preços relativos envolve substancial perda de bem-estar para a sociedade, além de ser útil na investigação do grau de integração e crescimento regional (Nath e Vargas-Silva, 2012; Hegwood e Nath, 2013).

Em termos de velocidade de reversão dos desvios da PPC, Rogoff (1996) encontra como padrão na literatura um intervalo de 3 a 5 anos para a meia-vida² de reversão dos desvios da PPC em estudos com dados de países. Entretanto, considerando informações intranacionais, onde se espera que os desvios da PPC se dissipem mais rapidamente, observa-se grande variabilidade nas meias-vidas estimadas e que estas tem se mostrado bastante sensíveis à escolha do numerário e à metodologia empregada. Para as cidades americanas, por exemplo, têm-se estimações de meias-vidas que variam no intervalo de 1.5 (Basher e Carrion-i-Silvestre, 2011) a 9.7 (Cecchetti, Mark e Sonora, 2002) anos.

Ainda que a investigação da PPC e da velocidade de reversão dos seus desvios seja bem difundida na literatura internacional, em estudos para as cidades americanas, canadenses,

¹ Sabe-se que boa parte dos problemas descritos não são completamente eliminados com o uso de dados de cidades, entretanto, seus efeitos sobre os desvios da PPC são atenuados. Para as cestas de consumo, por exemplo, é bastante razoável supor que elas sejam bem menos heterogêneas dentro do país do que entre países.

² Metade do tempo necessário para que um choque sobre o nível de preços relativos se dissipe.

mexicanas, australianas, japonesas e europeias³, percebe-se praticamente a inexistência de estudos sobre a evolução regional dos preços relativos, com evidências sobre a velocidade de reversão dos desvios da PPC para as cidades brasileiras.

O presente estudo se propõe a suprir a lacuna supracitada ao prover estimativas não viesadas da velocidade de reversão dos desvios da PPC, denotada pela meia-vida de convergência, para 11 Regiões Metropolitanas (RMs) brasileiras no período de 1991 a 2013 considerando o Brasil, o nível médio de preços das cidades (média *cross-section*) e cada uma das RMs como numerário. Para tal, utiliza-se a metodologia proposta por Choi, Mark e Sul (2006), doravante CMS (2006), que propõem um método de estimação em painel com correção para três possíveis fontes de viés, quais sejam: viés de agrupamento inapropriado de unidades *cross-sections* com coeficientes heterogêneos, viés de Nickell ou de pequenas amostras e o viés oriundo da agregação temporal dos índices de preços. Vale ressaltar que o uso de dados em painel nesse tipo de abordagem é desejável, pois, ao combinar unidades *cross-sections* com séries de tempo, expande-se consideravelmente o número de observações, aumentando potencialmente a precisão das meias-vidas estimadas.

Além dessa introdução, este trabalho possui mais quatro capítulos. A seguir faz-se um levantamento da literatura sobre convergência de preços, bem como de estudos recentes para o Brasil. O capítulo 3 se reserva a apresentar o banco de dados e a estratégia econométrica. Em seguida, apresentam-se os resultados. E, por fim, têm-se as considerações finais do estudo.

³ Engel e Rogers, 1996; Culver e Papell, 1999; Nenna, 2001; Cechetti, Mark e Sonora, 2002; Chen e Devereux, 2003; Carrion-i-Silvestre, Del Barrio e López-Bazo (2004); Nath e Sarkar, 2009; Faber e Stokman, 2009; Basher e Carrion-i-Silvestre, 2011 e Hegwood e Nath, 2013.

2 – REVISÃO DE LITERATURA

2.1 – LITERATURA INTERNACIONAL

A discussão sobre convergência de preços e velocidade de reversão dos desvios da PPC é extensa e diversos autores apresentaram contribuições. Frankel e Rose (1995) usam um conjunto de 150 países no período de 1948-1992 para explorar a variabilidade *cross-section* proporcionada pela estrutura longitudinal dos dados e obtêm meia-vida em torno de 4 anos, resultado consistente com o consenso da literatura.

Wei e Parsley (1995) utilizam países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) no período de 1973-1986 obtendo meia-vida de 4.25 anos para os países dentro da OCDE que pertencem ao Sistema Monetário Europeu (SME) e da ordem de 4.75 anos para aqueles que não pertencem ao SME. Os autores encontram ainda evidências de não linearidade da taxa de reversão dos desvios da PPC, em que países com maiores desvios iniciais convergem mais rapidamente.

Em estudo pioneiro para cidades, Engel e Rogers (1996), a fim de examinar a natureza dos desvios da Lei do Preço Único, usam dados do *Consumer Price Index* (CPI) para 14 categorias de bens de consumo em 14 cidades dos Estados Unidos e 9 cidades do Canadá obtendo resultados positivos para o impacto da distância sobre a volatilidade dos preços relativos e que a volatilidade dos preços se mostra maior para cidades equidistantes em países diferentes. Os autores ressaltam ainda que a rigidez nominal de preços parece ser um dos fatores determinantes do “efeito fronteira” sobre a volatilidade dos preços relativos.

Parsley e Wei (1996) verificam um limite superior para a taxa de convergência dos desvios da Paridade do Poder de Compra utilizando painel com dados trimestrais de preços de 51 bens e serviços em 48 cidades norte-americanas no período de 1975:01 a 1992:04. Dividindo os preços em grupos de transacionáveis (perecíveis e não perecíveis) e não transacionáveis, calculam as meias-vidas a partir da mediana dos coeficientes auto-regressivos de cada grupo e, deste modo, obtêm reversões de aproximadamente 5, 4 e 15 trimestres para não perecíveis, perecíveis e não transacionáveis, respectivamente. Os autores apresentam, também, evidências de não linearidade nas taxas de convergência, visto que a convergência ocorre mais rapidamente quando há grandes *gaps* de preços inicialmente.

Culver e Papell (1999), com dados do pós Bretton-Woods, surpreendentemente, encontraram evidências fracas da validade da PPC com dados intranacionais, quando comparadas às obtidas para os países europeus. A velocidade de reversão dos desvios da PPC se mostrou mais lenta nos Estados Unidos do que aquelas encontradas no Canadá e em países europeus. Ou seja, mesmo sem os problemas oriundos de barreiras comerciais, volatilidade da taxa de câmbio, assimetrias na política monetária e de outros fatores que restringem a arbitragem no mercado de bens, os autores encontraram um lento processo de convergência de preços nos Estados Unidos.

Investigando as fontes de persistência nos desvios da PPC, Nenna (2001) utiliza-se de dados mensais das capitais italianas no período de 1947-2000 e obtém meia-vida para reversão dos desvios da PPC de 23.6 meses. Além disso, a autora encontra evidências que dão suporte a presença do efeito Harrod-Balassa-Samuelson⁴ e de custos de transporte como determinantes do lento ajustamento dos preços relativos.

Cecchetti, Mark e Sonora (2002) estudam a dinâmica dos índices de preços para 19 cidades norte-americanas no período de 1918 a 1995 utilizando-se de métodos econométricos de dados em painel. Os autores encontram uma lenta velocidade de reversão dos desvios da PPC, com uma meia-vida de aproximadamente 9 anos. Os autores tentam explicar esse lento processo de ajustamento de preços por uma combinação da presença de custos de transporte, diferencial de velocidades de ajustamento a grandes e pequenos choques e a inclusão de bens não transacionáveis no computo do índice geral de preços.

Utilizando séries de tempo para 19 cidades norte-americanas durante o período de 1918 a 2000, Chen e Devereux (2003) encontram fortes evidências de que os preços para as cidades em questão convergem ao longo tempo e que a dispersão dos níveis de preço é menor para essas cidades, as quais estão dentro de um mesmo país, do que para os países da OCDE. Os autores afirmam ainda que a não estacionariedade do câmbio real não é uma evidência contra a validade da PPC quando se verifica convergência de preços, visto que a taxa de câmbio real das cidades pode não retornar para uma média fixa. Assim, tal evidência é consistente com uma versão mais ampla da PPC que permite reduções de custos de transporte e maior integração dos mercados.

⁴ Esta hipótese diz respeito aos diferenciais de crescimento na produtividade dos setores domésticos de bens transacionáveis e não transacionáveis como geradores de diferenciais de inflação, alterando a estrutura de preços interna.

Carrion-i-Silvestre, Del Barrio e López-Bazo (2004), em estudo para 50 cidades espanholas no período de 1937 a 1992, encontram evidências robustas, em termos de escolha do numerário e dependência *cross-section*, em favor da PPC, rejeitando a hipótese nula de presença de raiz unitária em 3 dos 4 testes aplicados. Com meia-vida mediana de 3.6 anos, os autores sugerem estudos adicionais para explicar a lenta velocidade de ajustamento dos desvios da PPC para regiões com moeda e comércio comum.

Usando dados para 35 cidades Mexicanas sobre o período de 1982-2000, Sonora (2005) examina a convergência de nível de preço para um país com inflação moderadamente alta ressaltando que economias nesta situação, de um modo geral, convergem mais rapidamente para a taxa de câmbio de equilíbrio. Os resultados dos testes de raiz unitária não rejeitam a hipótese da PPC e apresentam meia-vida estimada entre 2 e 3 anos. Além disso, para analisar a PPC em áreas mais homogêneas em termos de preferências e produtividade, o autor divide a amostra em regiões obtendo meias-vidas regionais no intervalo de 1.7 a 7 anos.

CMS (2006) ressaltam a existência de 3 potenciais fontes de viés introduzidas pela estrutura de dados em painel na estimação da meia-vida de desvios da paridade do poder de compra. Tais vieses são induzidos pela agregação inapropriada de unidades *cross-section* com coeficientes heterogêneos, estimações de pequenas amostras com termo constante e presença de variável dependente defasada (viés de Nickell) e pela agregação no tempo de preços de bens. Os autores observam, em dados para 21 países da OCDE, que a heterogeneidade *cross-section* da taxa de convergência para a PPC não parece ser uma fonte quantitativamente importante de viés. Ao controlar simultaneamente as demais fontes de viés, as estimações produzem uma meia-vida mediana de 3 anos.

Choi e Matsubara (2007) verificam, através de séries temporais e modelos não lineares com sub-índices de preços ao consumidor no período de 1970-2002, a persistência na velocidade de convergência dos preços relativos intercidade no Japão para diferentes tipos de bens e observam que, independente da medida de persistência utilizada, as medianas das meias-vidas são inferiores a 2 anos para grande parte dos índices de preço considerados. Os autores salientam a existência de heterogeneidade na persistência dentro das categorias de transacionáveis e não transacionáveis e entre cidades. Desta forma, presumem que a extensão da heterogeneidade entre os itens de CPI está relacionada ao grau de transacionalidade e estrutura de mercado, enquanto distância física e tamanho relativo das cidades podem afetar a heterogeneidade entre as cidades.

Contornando os problemas explicitados por CMS (2006), Nath e Sarkar (2009) não encontram evidências de viés de heterogeneidade em dados anuais de índices de preço ao consumidor (CPI) para 17 cidades norte-americanas no período de 1918-2006. Assim como CMS (2006), aplicam aos dados à correção do viés de Nickell e de agregação temporal produzindo uma meia-vida de 7.5 anos, inferior às estimações de estudos anteriores apesar de ainda bastante lenta.

Das e Bahattacharya (2008) utilizam testes de raiz unitária para painel robusto a dependência *cross-section* para cidades indianas no período de 1995:01 – 2004:06. Decompondo cada série em um conjunto de fatores comuns e idiossincráticos, os autores estimam meias-vidas de 8.14 e 22.89 meses para choques sobre o componente comum e idiossincrático, respectivamente.

Com dados que compreendem praticamente todo o período do processo de integração europeia, 1960-2003, Faber e Stokman (2009) observam que, em grande parte dos últimos 40 a 50 anos, existe uma forte evidência de convergência dos níveis de preço na Europa para os níveis que tem sido comum ao longo do tempo nos Estados Unidos. Dentre os determinantes da dispersão dos níveis de preços europeus, os autores ressaltam que impostos indiretos, convergência de custos de insumos transacionáveis e não transacionáveis têm contribuído para diferentes extensões e grau de variação sobre o tempo da convergência dos níveis de preço.

Examinando se a escolha do numerário tem impacto sobre o comportamento dinâmico dos preços relativos nas cidades americanas, Chmelarova e Nath (2010) modelam o câmbio real entre cidades como sendo compostos por dois componentes: um fator comum a todos os *cross-sections* e outro fator idiossincrático, variando entre os *cross-sections*. Os resultados obtidos sugerem que o comportamento dinâmico dos preços relativos, de fato, depende da cidade numerário escolhida. Com meia-vida estimada no intervalo 7.60 - 11.18 anos, os autores ressaltam ainda que ao corrigir as estimações para os vieses de Nickell e agregação temporal, conforme sugerido por CMS (2006), as meias-vidas obtidas são menores que as apresentadas em uma série de estudos anteriores.

Mohsin e Gilbert (2010) usam dados de CPI para 35 cidades paquistanesas no período de 2001:07 - 2008:06 e o método GLS espacial fazendo o uso das cidades de Karachi e Lahori como referências. Os autores obtêm meias-vidas estimadas de 4.98 e 4.82 meses para os respectivos numerários.

Controlando para múltiplas quebras estruturais nos dados de 17 cidades norte-americanas no período de 1918 a 2005, Basher e Carrion-i-Silvestre (2011) obtêm meia-vida mediana no intervalo 1.5 - 2.6 anos. Os autores ressaltam que séries de tempo longas podem estar sujeitas a quebras estruturais e que o não tratamento das mesmas pode levar a superestimação do coeficiente auto-regressivo e, conseqüentemente, da velocidade de reversão dos desvios da PPC. Vale destacar que estes resultados encontram-se abaixo do intervalo proposto por Rogoff (1996) e das meias-vidas obtidas em estudos anteriores para cidades norte-americanas.

Aplicando testes de raiz unitária que incorporam quebra estrutural para dados longitudinais de 17 cidades dos Estados Unidos no período de 1918 a 2010, Hegwood e Nath (2013) encontram evidência de convergência dos preços relativos das cidades. Usando correções para os vieses de Nickell e agregação temporal, os autores ressaltam que sua meia-vida, de aproximadamente 3.9 anos, é substancialmente menor do que as obtidas em trabalhos anteriores de Cecchetti, Mark e Sonora (2002), Nath e Sarkar (2009) e Chmelarova e Nath (2010).

Utilizando dados trimestrais no período de 1972 a 2011 para 7 cidades australianas, Nath e Sarkar (2013) aplicam testes de raiz unitária que permitem a presença de múltiplas quebras determinadas endogenamente. Com mudanças de regime nos anos de 1985, 1995 e 2007, os autores obtêm meias-vidas no intervalo 2.3 – 3.8 trimestres, o que os leva a concluir que, além das correções dos vieses, permitir mudanças de regime nas séries de preços relativos é um importante determinante na redução das meias-vidas observadas na análise empírica.

O quadro a seguir apresenta uma síntese dos principais estudos com uma descrição resumida dos dados utilizados, das metodologias e dos principais resultados sobre velocidade de reversão dos desvios da PPC.

2.2 – ESTUDOS PARA O BRASIL

Um exame detalhado dos principais estudos sobre a validade, regularidade e velocidade de reversão dos desvios da PPC para dados brasileiros revela praticamente a inexistência de trabalhos que investiguem tais aspectos num contexto intranacional. De um modo geral, esses estudos fazem uso de diversos recursos econométricos aplicados em testes

de raiz unitária, e de cointegração⁵, às séries de câmbio real e preços relativos entre países. Os resultados, sobretudo a respeito da versão absoluta da PPC⁶, são bastante divergentes em função do intervalo de tempo da análise, do procedimento de teste escolhido e da medida de câmbio real utilizada. Dentre os mais relevantes, estão os descritos a seguir.

Zini Jr. e Cati (1993) utilizam testes de raiz unitária e de cointegração para dados brasileiros de 1855 a 1990 testando a validade da PPC e se mudanças nos termos de troca afetam a taxa de câmbio real. Os resultados obtidos reforçam a ideia de que as mudanças nos termos de troca necessitam ser consideradas nas políticas cambiais dos países em desenvolvimento em complemento a outros critérios tais como o da PPC, hipótese que não foi considerada válida, em sua versão absoluta, pelos resultados dos autores. Eles ressaltam ainda que análises com séries de tempo muito longas devem ser observadas com cautela, visto que problemas de agregação, mudança de composição dos índices e qualidade dos indicadores podem enviesar os resultados.

Em uma análise de cointegração para a hipótese da PPC, Holland e Valls Pereira (1999) verificam se a taxa de câmbio real segue um comportamento reversível a média, de modo que desvios de sua trajetória de longo prazo sejam apenas transitórios. Utilizando dados para o período de 1974 a 1997, os resultados não invalidam a validade da PPC. Os autores ressaltam que a hipótese da PPC parece ser mais facilmente verificada quando os preços são medidos por índices do atacado e outros índices que dão mais peso para bens transacionáveis.

Em *survey* dos principais trabalhos sobre as versões absoluta e relativa da PPC para o Brasil no período de 1968 a 1998, Kannebley Jr. (2003) realiza testes de raiz unitária na presença de múltiplas quebras estruturais e encontra evidências em favor da versão relativa da PPC, mas, por outro lado, não obtém resultados consistentes para a versão absoluta. O autor resalta ainda que as evidências empíricas para países que experimentam processos inflacionários crônicos possuem viés em favor da validade da PPC, uma vez que estes fazem uso de mecanismos formais, ou informais, de indexação que normalmente estão presentes nesses períodos alterando as propriedades estocásticas, produzindo quebras estruturais e *outliers* nas séries.

⁵ A cointegração da taxa de câmbio nominal, preço doméstico e estrangeiro é condição necessária, mas não suficiente para a validade da PPC.

⁶ Existe praticamente um consenso na análise empírica em favor da validade da versão relativa da PPC para o Brasil.

QUADRO 1
RESULTADOS DE MEIA-VIDA OBTIDOS EM PESQUISAS EMPÍRICAS

Autor (es)	Índice	Período	Cidades/Países***	Numerário	Metodologia	MV($\hat{\rho}$) anos
Parsley e Wei (1996)	51 preços de <i>commodities</i>	1975:01 – 1992:04	Cidades EUA	Nova Orleans e Nova York	Teste de Levin e Lin (LL)	1.25, 1.00 e 3.75 ^{vii}
Culver e Papell (1999)	<i>Consumer Price Index</i>	USA (1978:05 - 1997:04) CAN (1978:09 - 1997:06)	Cidades EUA/cidades Canadá	Todas as cidades	GLS Factível	USA: 3.82 CAN: 1.83 ⁱ
Nenna (2001)	<i>Consumer Price Index</i>	1947 - 2000	Cidades Italianas	Roma e Média <i>cross-section</i>	Teste LL	1.97
Cecchetti, Mark e Sonora (2002)**	<i>Consumer Price Index</i>	1918 - 1995	Cidades EUA	Média <i>cross-section</i>	A partir dos testes de raiz unitária LL e Im, Pesaran e Shin (IPS) c/ ajuste de viés de Nickell	8.50 - 9.70 ⁱⁱⁱ
Chen e Devereux (2003)**	Nível de Preço Absoluto construído a partir do CPI	1918 - 2000	Cidades EUA	EUA	Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	4.98 ⁱⁱ
Carrion-i-Silvestre, Del Barrio e López-Barro (2004)	<i>Consumer Price Index</i>	1939:07 - 1992:12	Cidades Espanholas	Espanha	A partir dos testes de raiz unitária	3.60 ⁱⁱ
Sonora (2005)	<i>Consumer Price Index</i>	1982:01 - 2000:12	Cidades Mexicanas	México DF	Média de $\hat{\rho}$ ADF c/ ajustamento do viés estimado por Kendall (1954)	2.00 – 3.00 ^{iv}
Choi e Matsubara (2007)	36 itens de CPI desagregados	1970:01 - 2002:12	Cidades Japonesas	Todas as cidades	Soma dos coeficientes auto-regressivos (SARC), Função Impulso-resposta (IRF), RGLS e não linear	< 2.00 ^v
Das e Bahattacharya (2008)	<i>Consumer Price Indices for Industrial Workers</i>	1995:01 – 2004:06	Regiões Indianas	Média <i>cross-section</i> e Nagpur	Testes Moon-Perron (MP), <i>direct</i> Dickey-Fuller (DDF) e Robusto desenvolvido por Breitung e Das (2004) c/ ajuste de viés de Nickell	0.68/1.91 ^{vi}
Nath e Sarkar (2009)*	<i>Consumer Price Index</i>	1918 - 2006	Cidades EUA	Média <i>cross-section</i>	GLS c/ EF e correção de vieses de Nickell e agregação	7.50
Chmelarova e Nath (2010)*	<i>Consumer Price Index</i>	1918 - 2007	Cidades EUA	Todas as cidades	GLS c/ EF e correção do viés de Nickell	9.54 ⁱ
Mohsin e Gilbert (2010)	<i>Consumer Price Index</i>	2001:07 - 2008:06	Cidades Paquistanesas	Karachi e Lahori	GLS Espacial	< 0.42
Basher e Carrion-i-Silvestre (2011)*	<i>Consumer Price Index</i>	1918 - 2005	Cidades EUA	EUA	Estimador não viesado da mediana (MU) c/ Múltiplas quebras	1.50 - 2.60 ⁱⁱ
Hegwood e Nath (2013)*	<i>Consumer Price Index</i>	1918 - 2010	Cidades EUA	Média <i>cross-section</i>	GLS c/ EF e correção de vieses de Nickell e agregação temporal incluindo quebra estrutural	3.94
Nath e Sarkar (2013)	<i>Consumer Price Index</i>	1972:01 - 2011:04	Cidades Australianas	Média <i>cross-section</i>	GLS c/ EF e correção de vieses de Nickell e agregação temporal incluindo quebra estrutural	0.57 – 0.95
Frankel e Rose (1995)	<i>Consumer Price Index</i>	1948 - 1992	150 países	EUA	OLS c/ Erros-padrões corrigidos Huber/White	\cong 4.00
Wei e Parsley (1995)	<i>Índices de Preços Setoriais</i>	1973 - 1986	14 países OCDE	-	-	4.25 e 4.75 ^{viii}
Culver e Papell (1999)	<i>Consumer Price Index</i>	1978:01 - 1997:02	União Europeia	Todos os países	GLS Factível	2.19 ⁱ
Choi, Mark e Sul (2006)	<i>Consumer Price Index</i>	1973 - 1998	21 países OCDE	Todos os países	GLS c/ EF e correção de vieses de Nickell e agregação temporal	3.00 ⁱⁱ

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota 1: * Utilizaram as mesmas cidades. ** Utilizaram as mesmas cidades. *** Para uma descrição completa das cidades e países utilizadas nestes estudos, ver quadro 2, em apêndice. (-) Não fornecido.

Nota 2: ⁱ Média. ⁱⁱ Mediana. ⁱⁱⁱ Intervalo dos testes LL (inferior) e IPS (superior). ^{iv} Intervalo mínimo e máximo. ^v Mediana inferior a 2 anos para a maioria dos numerários. ^{vi} Para componente comum e fator idiossincrático respectivamente. ^{vii} Para não perecíveis, perecíveis e não transacionáveis, respectivamente. ^{viii} Para países pertencentes e não pertencentes ao Sistema Monetário Europeu, respectivamente.

Utilizando análise de cointegração para dados trimestrais que abrangem o período de 1980:01 a 1994:02, Marçal, Valls Pereira e Santos Filho (2003) testam a validade da versão absoluta da PPC isolada e associada à teoria da Paridade da Taxa de Juros Descoberta (PTJD). Surpreendentemente, os resultados obtidos pelos autores apontam para a insuficiência da versão absoluta da PPC, quando tomada isoladamente, utilizando o Índice de Preços ao Atacado (IPA), obtendo estatísticas de teste próximas da região de rejeição ao usar o Índice de Preços ao Consumidor (IPC). Contudo, ao considerá-la em conjunto com a PTJD, obtêm-se evidências em favor da PPC, visto que, segundo os autores, existem evidências de que desvios da PPC estariam ligados ao diferencial de juros.

Em virtude da ausência de índices que permitam realizar comparações entre o custo de vida das diversas regiões e cidades brasileiras e devido os estudos empíricos de um modo geral não levarem em consideração a diferença de custo de vida entre as regiões, Azzoni, Carmo e Menezes (2003) apresentam e comparam dois procedimentos para a construção de índices de paridade de poder de compra inter-regional. Optando pela técnica *Country Product Dummy* (CPD), os resultados sugerem a existência de grandes disparidades de preços relativos entre as RMs brasileiras, o que, segundo os mesmos, já era esperado em virtude do tamanho do território nacional e da sua diversidade de cultura e renda.

Sob o argumento de que a existência de custos de transação podem provocar não linearidades no processo de reversão ao equilíbrio da taxa de câmbio real, Freixo e Barbosa (2004) aplicam o modelo auto-regressivo não linear com transição suave (STAR) a dados brasileiros compreendendo o período de 1959-2004. Os resultados apresentam evidências de não linearidades no processo de reversão da PPC, onde a linearidade é rejeitada para a formulação da taxa de câmbio usando o IPC e não rejeitada quando o Índice de Preços ao Atacado (IPA) é tomado como referência.

Barbosa (2009) mostra que o quebra-cabeça⁷ da PPC é gerado pelo fato da taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo não ser constante. O autor ressalta ainda que a não estacionariedade do câmbio real não é equivalente à rejeição da hipótese da PPC, haja vista que a taxa de câmbio real não estacionária pode ainda ser cointegrada com a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo.

⁷ Formulado por Rogoff (1996), o quebra-cabeça da PPC resulta da estimação da seguinte equação: $q_t = \mu(1 - \rho) + \rho q_{t-1} + \varepsilon_t$, onde q representa o logaritmo da taxa de câmbio real. O problema aqui é explicar o porquê das estimativas de ρ ou não rejeitam a hipótese de raiz unitária ou geram reversão dos desvios a média muito longa, de aproximadamente 3 a 5 anos.

Na mesma linha de Kannebley Jr. (2003), Palaia e Holland (2010) utilizam testes de raiz unitária e cointegração na presença de quebra estrutural, para dados trimestrais de 1980 a 2006, que revelam, na maioria dos casos, a não validade da versão absoluta da PPC.

Com taxas de câmbio reais entre Brasil e 21 parceiros comerciais calculadas utilizando como deflator brasileiro uma longa série encadeada do IGPC do Ministério do Trabalho (de 1953 a 1979) e INPC do IBGE (de 1979 a 2010) no período de 1953-2010, Simões e Marçal (2012) investigam os efeitos da agregação temporal sobre a estimação da meia-vida das taxas reais de câmbio e testes de raiz unitária. Analisam também os possíveis efeitos de não linearidades não modeladas sobre os testes de validade da PPC. Os autores encontram evidências de que quanto maior o intervalo de agregação dos dados (trimestral, semestral e anual), maior a probabilidade de rejeição da validade da PPC e mais lenta a velocidade de reversão de seus desvios. No que diz respeito a não linearidades não modeladas no processo gerador dos dados, os testes de raiz unitária os quais permitem tal não linearidade têm, em sua maioria, rejeitado a nula em favor de um processo estacionário com algum tipo de não linearidade.

Em suma, embora a lista de trabalhos que versam sobre a validade da PPC para a economia brasileira seja ampla, há de se destacar que praticamente não existem estudos que busquem evidências em dados intranacionais brasileiros para explicar possíveis desvios na PPC e investigar a velocidade de reversão destes.

3 – ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 – DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Os dados utilizados neste trabalho, obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), contêm informações mensais sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para 11 cidades brasileiras⁸, compreendendo o período de janeiro de 1991⁹ a setembro de 2013.

Para fins de estimação da meia-vida de reversão dos desvios da PPC as informações foram agregadas a partir de uma média simples, tendo 2005 como ano-base, de modo que os novos dados possuem frequência anual. Tal agregação faz-se necessária, uma vez que se utiliza o coeficiente estimado de um processo AR(1) para o cálculo da velocidade de reversão e, como enfatizam CMS (2006), esse tipo de análise se mostra mais adequada a dados com frequência anual. Os autores salientam que tal especificação é conveniente por evitar complicações como não unicidade da meia-vida e definição da ordem do processo auto-regressivo que, para dados de preços relativos mensais, exigem ordem mais alta.

A tabela abaixo reporta a volatilidade dos preços relativos, medida em termos de seus desvios-padrão, tendo cada uma das 11 regiões metropolitanas como numerário, além da média *cross-section* e do IPCA do Brasil, com intuito de examinar o comportamento dinâmico dos preços relativos das cidades no período em análise. A última linha da tabela refere-se à taxa de variação ao ano da volatilidade dos preços relativos para todos os numerários.

Observa-se que a dispersão dos preços relativos tem se reduzido em média 2.28% ao ano, o que evidencia um processo de convergência e uma maior integração dos mercados entre as cidades brasileiras. Vale ressaltar que o câmbio real, tendo as cidades de Belém e Recife como referência, foram os que apresentaram a maior e menor redução média anual na volatilidade, 3.33% a.a. e 1.38% a.a., respectivamente.

⁸ Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

⁹ Agosto de 1991 foi obtido através de média geométrica a partir dos valores observados nos meses de julho e setembro.

TABELA 1
DISPERSÃO PREÇOS RELATIVOS

Ano	Numerário												
	Belém	Belo Horizonte	Brasília	Curitiba	Fortaleza	Goiânia	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Porto Alegre	Recife	Brasil	Média
1991	0.050	0.046	0.051	0.050	0.051	0.051	0.046	0.049	0.050	0.052	0.041	0.049	0.049
1992	0.042	0.040	0.042	0.042	0.037	0.039	0.036	0.037	0.042	0.042	0.038	0.040	0.040
1993	0.033	0.032	0.034	0.034	0.026	0.034	0.030	0.032	0.034	0.034	0.033	0.033	0.033
1994	0.033	0.033	0.034	0.035	0.027	0.035	0.029	0.034	0.035	0.034	0.035	0.033	0.033
1995	0.033	0.037	0.037	0.038	0.034	0.037	0.032	0.037	0.037	0.037	0.038	0.036	0.036
1996	0.033	0.035	0.033	0.035	0.033	0.033	0.031	0.034	0.029	0.032	0.034	0.033	0.033
1997	0.033	0.033	0.032	0.034	0.033	0.032	0.032	0.033	0.021	0.031	0.033	0.032	0.032
1998	0.031	0.031	0.029	0.031	0.030	0.029	0.031	0.031	0.021	0.029	0.031	0.030	0.030
1999	0.025	0.026	0.025	0.026	0.025	0.023	0.026	0.026	0.016	0.025	0.025	0.025	0.025
2000	0.021	0.022	0.021	0.021	0.021	0.018	0.021	0.021	0.013	0.021	0.022	0.020	0.020
2001	0.017	0.017	0.017	0.016	0.017	0.015	0.017	0.017	0.011	0.017	0.017	0.016	0.016
2002	0.015	0.014	0.014	0.014	0.015	0.013	0.015	0.014	0.012	0.015	0.015	0.014	0.014
2003	0.013	0.011	0.013	0.013	0.013	0.012	0.013	0.011	0.013	0.012	0.013	0.013	0.013
2004	0.008	0.008	0.009	0.009	0.009	0.008	0.009	0.008	0.009	0.008	0.009	0.009	0.009
2005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2006	0.009	0.007	0.008	0.008	0.008	0.009	0.009	0.008	0.007	0.008	0.008	0.008	0.008
2007	0.014	0.012	0.014	0.013	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.013	0.014	0.013	0.013
2008	0.017	0.019	0.021	0.019	0.020	0.020	0.020	0.020	0.019	0.020	0.019	0.020	0.020
2009	0.017	0.022	0.023	0.021	0.023	0.023	0.023	0.023	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022
2010	0.018	0.024	0.025	0.024	0.025	0.024	0.025	0.025	0.024	0.024	0.025	0.024	0.024
2011	0.017	0.021	0.022	0.022	0.022	0.021	0.023	0.022	0.021	0.020	0.022	0.021	0.021
2012	0.020	0.024	0.026	0.025	0.026	0.023	0.026	0.026	0.024	0.024	0.025	0.024	0.024
2013	0.023	0.029	0.031	0.030	0.031	0.028	0.031	0.031	0.028	0.028	0.030	0.029	0.029
Δ% a.a.	-3.33	-2.01	-2.25	-2.26	-2.23	-2.62	-1.78	-2.04	-2.48	-2.66	-1.38	-2.27	-2.27

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Δ% a.a. refere-se à taxa de crescimento médio anual da volatilidade dos preços relativos entre 1991-2013 definida por: $\{[\ln(t_T) - \ln(t_0)]/T\}100$, onde T = 23.

3.2 – ESTRATÉGIA ECONOMETRICA

Tendo em vista a evidência apresentada, para verificar a meia-vida de reversão dos desvios da PPC para cada numerário considerado, primeiramente, estima-se o seguinte processo auto-regressivo de primeira ordem, AR(1), com efeito fixo e possível heterogeneidade entre as unidades *cross-sections* :

$$r_{it} = \alpha_i + \rho_i r_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Em que:

$$r_{it} = \{\ln(P_{it}) - \ln(P_{jt}^*)\}100 \quad (2)$$

Onde r_{it} , é o logaritmo natural do câmbio real para a cidade i no ano t e r_{it-1} , é a primeira defasagem de r_{it} ¹⁰. Em (2), tem-se a equação que define como a variável logarítmica do câmbio real foi construída, onde P_{it} , é o IPCA para a cidade i no ano t e P_{jt}^* , refere-se ao IPCA do numerário escolhido no ano t , de modo que j define: o índice agregado do Brasil, a média *cross-section* e cada uma das regiões metropolitanas consideradas¹¹.

A partir do coeficiente angular estimado na equação (1), $\hat{\rho}$, obtêm-se as meias-vidas estimadas para cada numerário, definidas como o tempo necessário para que os desvios da PPC sejam dissipados pela metade, através da seguinte equação:

$$MV(\hat{\rho}) = -\frac{\ln(2)}{\ln(\hat{\rho})} \quad (3)$$

No entanto, a velocidade de reversão dos desvios da PPC, medida de convergência bastante difundida na literatura da PPC, é não linear e, portanto, extremamente sensível ao valor de $\hat{\rho}$. Deste modo, uma estimação cautelosa e com forte rigor estatístico se mostra necessária para a obtenção do coeficiente auto-regressivo ($\hat{\rho}$), a fim de que se tenha maior precisão no cálculo da $MV(\hat{\rho})$.

¹⁰ Observe que a equação log-linear do câmbio real (2) não depende do câmbio nominal. Isso acontece por se tratar de observações para cidades localizadas dentro da mesma fronteira nacional, logo, com mesma moeda corrente, implicando que o câmbio nominal $E_{it} = 1$, e, conseqüentemente, $e_{it} = \ln E_{it} = 0$.

¹¹ Papell e Theodoridis (2001) e Chmelarova e Nath (2010) observam que a escolha do país (cidade) numerário é um importante determinante dos resultados de testes de raiz unitária da PPC para painel e, portanto, das meias-vidas de convergência.

Nesse sentido, CMS (2006) advertem sobre a possível presença de três importantes fontes de vieses na estimação da velocidade de reversão dos desvios da PPC com uso de dados em painel: o viés gerado por agregação inapropriada de coeficientes auto-regressivos heterogêneos entre os *cross-sections*, o viés de estimação em pequenas amostras resultante quando uma regressão dinâmica inclui intercepto (viés de Nickell) e o viés de agregação temporal dos dados¹².

3.2.1 – VIÉS DE HETEROGENEIDADE *CROSS-SECTION*

O viés de heterogeneidade surge quando taxas de convergências distintas da PPC são consideradas idênticas na estimação de dados em painel. Adicionalmente, como o IPCA é construído a partir dos preços de diversas mercadorias individuais que possuem diferentes velocidades de ajustamento, os dados estão sujeitos também, conforme salienta Imbs *et al.* (2005), ao viés oriundo da heterogeneidade setorial. Aqui, da mesma forma que CMS (2006), não se trata diretamente este problema, mas permite-se a possibilidade de heterogeneidade no coeficiente auto-regressivo entre as cidades brasileiras. Logo, omitindo o intercepto em (1) e supondo que a heterogeneidade tenha a forma $\rho_i = \rho + v_i$ ¹³, o estimador *pooled OLS* na presença do viés de agregação *cross-section* é dado por:

$$\hat{\rho}_{OLS} = \frac{\rho\pi \left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{(1-\rho_i^2)} \right) + (1-\pi) \left(\frac{T+1}{2} \right)}{\pi \left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{(1-\rho_i^2)} \right) + (1-\pi) \left(\frac{T+1}{2} \right)} \geq \rho \quad (4)$$

Onde π é a fração estacionária dos preços relativos. Caso não seja levado em consideração, o viés de heterogeneidade resulta na superestimação do coeficiente auto-regressivo gerando meia-vida superior ao seu verdadeiro valor. Identificada à heterogeneidade, sugere-se o uso do estimador SUR recursivo ajustado pela média (RSUR)¹⁴.

Para verificar se esta é uma fonte significativa de viés, utiliza-se o teste de homogeneidade proposto por Pesaran e Yamagata (2008) que é aplicável a painéis dinâmicos,

¹² Para uma derivação completa de todas as fontes de viés e processo de estimação reportados neste trabalho, ver CMS (2006) e Phillips e Sul (2004).

¹³ Em que $E(v_i) = 0$.

¹⁴ *Recursive Mean Adjusted Seemingly Unrelated Regression*. Para uma descrição completa desta estimação, ver Choi, Mark e Sul (2004).

desde que $T \geq N$, com coeficiente auto-regressivo não muito próximo da unidade¹⁵. Neste teste, caso a hipótese nula, $H_0: \rho_i = \rho \forall i$, seja rejeitada o agrupamento dos dados é inapropriado e um procedimento de estimação alternativo deve ser adotado.

3.2.2 – VIÉS DE NICKELL

O viés de Nickell ocorre porque o erro da regressão estimada com as variáveis na forma de desvios em relação à média amostral é correlacionado com os valores correntes e futuros da variável dependente e, como estes valores futuros compõem a média amostral que agora está incorporada à variável explicativa, os erros serão também correlacionados com a variável explicativa. Nessas condições, ao incluir o termo constante, o estimador de mínimos quadrados será viesado e o uso de dados em painel, até mesmo estimado por mínimos quadrados com variáveis *dummy* (LSDV), não elimina esse viés.

Deste modo, Nickell (1981) compara o estimador de efeitos fixos (LSDV) com o de *Pooled*, supondo independência *cross-section*, e mostra que, apesar do *Pooled* produzir estimativas de ρ mais eficientes que o LSDV, ele não elimina o viés de baixa encontrado na estimação univariada. Além disso, o autor argumenta que esse viés não é eliminado, mesmo assintoticamente ($N \rightarrow \infty$). Para um modelo AR(1) em painel com efeitos fixos estimado por LSDV, o viés assintótico terá a forma:

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \hat{\rho}_{LSDV} \equiv m(\rho) = \rho - \left(\frac{1 + \rho}{T - 1} \right) \left[1 - \frac{1}{T} \left(\frac{1 - \rho^T}{1 - \rho} \right) \right] \left\{ 1 - \left(\frac{1}{T - 1} \right) \left(\frac{2\rho}{1 - \rho} \right) \left[1 - \frac{1}{T} \left(\frac{1 - \rho^T}{1 - \rho} \right) \right] \right\}^{-1} \quad (5)$$

Assim, para corrigir o viés de Nickell¹⁶ nas estimações quando ele é a única fonte de viés no painel dinâmico, aplica-se ao coeficiente estimado por LSDV a inversa do viés apresentado em (5) obtendo uma estimação média não viesada (MUE), na forma $\hat{\rho}_{MUE} = m^{-1}(\hat{\rho}_{LSDV})$.

¹⁵ Para $N > T$ e/ou coeficiente auto-regressivo muito próximo da unidade, é necessário uma versão *bootstrap* do teste.

¹⁶ Perceba que o viés de Nickell é assintótico e, por conta disto, sua correção seria aplicável quando se tem em mão uma grande amostra. No entanto, CMS (2006) e Nath e Sarkar (2009) aplicam esta correção para amostras com N igual a 21 e 17, respectivamente.

3.2.3 – VIÉS DE AGREGAÇÃO TEMPORAL

A terceira fonte de viés surge pelo fato da agregação temporal dos dados a partir da média introduzir uma estrutura de média móvel MA(1) no erro da regressão, onde informações que, na verdade, foram coletadas diária ou mensalmente passam a ter frequência anual. Assim, estimações que não consideram esse tipo de problema nos dados tendem a superestimar o verdadeiro ρ e, conseqüentemente, a meia-vida.

Dessa forma, dados que foram agregados estão indexados por um intervalo $t = 1, \dots, T$, onde, dentro de cada intervalo reportado, existem M subintervalos que dependem da frequência com que os dados foram coletados, se diariamente, mensalmente, entre outros. Suponha que, de modo semelhante a (1), a dinâmica diária da taxa de câmbio real evolua de acordo com um processo AR(1), tal que $r_{ij} = \alpha_i + \phi r_{ij-1} + e_{ij}$ em que $j = M, 2M, \dots, TM$ ¹⁷. Em termos anuais, devido a agregação dos dados, têm-se $r_{ij+M} = \alpha_i + \phi^M r_{ij-1} + e_{ij+M}$ com coeficiente de auto-correlação $\phi^M < \phi$ para $0 < \phi < 1$ e o verdadeiro valor, em anos, da meia-vida estimada é definido por $MV(\phi) = -\ln(2)/\ln(\phi^M)$. Entretanto, quando as observações são médias dos preços sobre M subintervalos, as variáveis que estão sendo analisadas são $\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M r_{i,Mt-j}$. Deste modo, Taylor (2001) mostra que, em decorrência do processo de agregação dos dados, o coeficiente estimado é dado por

$$\hat{\rho} \equiv G(\phi, M) = \frac{\phi(1 - \phi^M)^2}{M(1 - \phi^2) - 2\phi(1 - \phi^M)} > \phi^M \quad (6)$$

Que, conforme mencionado anteriormente, superestima ρ . Além disso, Taylor (2001) argumenta que os resultados consensuais para dados de países, com meias-vidas entre 3 e 5 anos, estão superestimados, uma vez que o viés de agregação temporal não foi corrigido. Portanto, para contornar esta questão, as estimações realizadas nesse trabalho foram corrigidas para esse problema considerando $M = 12, 30$ e 365 ¹⁸.

¹⁷ Se o verdadeiro processo de amostragem é observado diariamente e é feita uma agregação para dados anuais a partir da média, então $M = 365$.

¹⁸ Nos resultados optou-se pela apresentação da estimação para $M = 12$. As estimações para $M = 30$ e $M = 365$ não apresentam diferenças significativas das reportadas aqui e estão disponíveis sob requisição.

3.2.4 – VIÉS COMBINADO DE NICKELL E AGREGAÇÃO TEMPORAL

Vale salientar que, como as observações do IPCA utilizadas nesse estudo foram agregadas, existe um efeito combinado entre os vieses de Nickell e de agregação temporal¹⁹. O efeito líquido deste viés combinado dependerá do verdadeiro valor de ρ . CMS (2006) mostram que na vizinhança de $\rho = 0.9$ os vieses se anulam; se o verdadeiro valor de $\rho < 0.9$, há superestimação do coeficiente auto-regressivo e subestimação, caso contrário. Os autores estabelecem a função viés $B(\rho, M, T)$, em que, sob agregação temporal, $\rho = \phi^M$. Assim, o viés assintótico do estimador LSDV²⁰ será dado por:

$$\hat{\rho} = B(\rho, M, T) = \frac{A_1 - A_2(T - 1)^{-2}}{B_1 - B_2} \quad (7)$$

Em que:

$$A_1 = (T - 1)\phi(1 - \phi^M)^2,$$

$$A_2 = M(T - 2)(1 - \phi^2) + \phi^{M(T-1)}[2\phi + \phi(1 - \phi^M)^2] - 2\phi^{M+1},$$

$$B_1 = M(T - 2)(1 - \phi^2),$$

$$B_2 = 2\phi \left\{ (T - 1)(1 - \phi^M) - \frac{1}{T - 1} (1 - \phi^{M(T-1)}) \right\}$$

O procedimento para corrigir o viés combinado é proceder à estimação LSDV de ρ e, em seguida, aplicar a função inversa do viés combinado. Entretanto, optou-se pela estimação *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS) com efeito fixo por esta explorar a estrutura de covariância *cross-section* das observações obtendo ganhos de eficiência na estimação, sendo, portanto, $\hat{\rho}_{GNTAU} = B^{-1}(\hat{\rho}_{FGLS}, M, T)$ ²¹ o estimador não viesado de ρ onde $B^{-1}(\cdot)$, é a inversa dos vieses de Nickell e agregação temporal combinados, M , o número de subintervalos adotados e T , o número de períodos.

¹⁹ Na ausência de heterogeneidade do coeficiente auto-regressivo.

²⁰ O seu limite quando $N \rightarrow \infty$.

²¹ GNTAU refere-se à estimação de FGLS com correção do viés combinado de Nickell e de Agregação Temporal.

Em suma, a estratégia econométrica adotada por este trabalho seguirá as seguintes etapas: Primeiramente, realiza-se o teste de homogeneidade proposto por Pesaran e Yamagata (2008)²² para verificar se a heterogeneidade é uma fonte relevante de viés nos dados utilizados; Em seguida, havendo homogeneidade nos coeficientes²³, estima-se (1) sob $\rho_i = \rho \forall i$, por FGLS com Efeito Fixo, $\hat{\rho}_{FGLS}$; Posteriormente, aplica-se a $\hat{\rho}_{FGLS}$ a correção do viés de Nickell, obtendo $\hat{\rho}_{GMUE} = m^{-1}(\hat{\rho}_{FGLS})$. A seguir, utilizando a inversa do viés reportado em (6), corrige-se $\hat{\rho}_{FGLS}$ para o viés de agregação temporal obtendo-se a estimação $\hat{\rho}_{GTAU}$ ²⁴; Por fim, corrige-se $\hat{\rho}_{FGLS}$ para o viés combinado definido em (7) produzindo a estimação $\hat{\rho}_{GNTAU}$. Em todas as etapas as meias-vidas são calculadas conforme definido na equação (3).

²² Conforme se apresenta a seguir, o teste não aponta evidências de heterogeneidade.

²³ Para uma descrição da estimação RSUR, procedimento indicado na presença de heterogeneidade, ver Choi, Mark e Sul (2004).

²⁴ GTAU refere-se à estimação FGLS com correção para o viés de Agregação Temporal.

4 – ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para examinar o comportamento dinâmico dos preços relativos entre as cidades brasileiras considerando as três fontes de vieses discutidas na seção anterior, inicialmente procedeu-se a análise da presença de heterogeneidade no painel, via teste de Pesaran e Yamagata (2008). Os resultados, conforme a última linha da tabela abaixo, indicam que a homogeneidade não pode ser rejeitada ao nível de 1%. Portanto, a heterogeneidade *cross-section* não se mostra uma fonte relevante de viés para a estimação da velocidade de reversão dos desvios da PPC para as cidades brasileiras e o agrupamento dos dados é apropriado. Assim, o procedimento de estimação adotado neste trabalho segue aquele proposto por CMS (2006).

A tabela 2 apresenta uma síntese dos resultados das etapas descritas na seção anterior, quais sejam, estimação sem correção alguma, apenas com a correção do viés de Nickell, apenas com a correção do viés de agregação temporal e, por fim, com a correção para o viés combinado de Nickell e de agregação temporal.

Em termos gerais, as evidências, conforme se presume, indicam que as meias-vidas estimadas com correção de ambos os vieses estão, para todos os numerários, dentro do intervalo das estimações que corrigem apenas o viés de Nickell ou viés de agregação temporal isoladamente. Além disso, há indícios de que o efeito do viés de agregação temporal se sobrepõe ao de Nickell, visto que, com exceção das estimações tendo Belém e Porto Alegre como numerário, as demais meias-vidas sem correções se mostraram superiores àquelas com correção de ambos os vieses.

Embora a literatura indique que as meias-vidas para dados de cidades se mostram bastantes sensíveis à escolha do numerário, pode-se afirmar que, dentro dos limites de 2.55 a 3.84 anos, a escolha do numerário não exerce grande influência sobre a velocidade de reversão dos desvios da PPC para as cidades brasileiras. Este intervalo observado para as meias-vidas é razoavelmente superior ao intervalo obtido por Sonora (2005), de 2 a 3 anos para cidades mexicanas. Vale destacar que, para as cidades americanas, estes variam entre 1.5 (Basher e Carrion-i-Silvestre, 2011) e 9.7 (Cecchetti, Mark e Sonora, 2002) anos.

TABELA 2
PAINEL ESTIMAÇÃO GLS FACTÍVEL

Numerário	S/ correção de viés		C/ Correção de viés de Nickell		C/ correção de viés de agregação temporal		C/ correção de viés de Nickell e agregação temporal	
	$\hat{\rho}_{FGLS}$	$MV(\hat{\rho}_{FGLS})$	$\hat{\rho}_{GMUE}$	$MV(\hat{\rho}_{GMUE})$	$\hat{\rho}_{GTAU}$	$MV(\hat{\rho}_{GTAU})$	$\hat{\rho}_{GNTAU}$	$MV(\hat{\rho}_{GNTAU})$
Belém	0.829	3.70	0.921	8.42	0.722	2.13	0.830	3.72
Belo Horizonte	0.836	3.87	0.886	5.73	0.681	1.80	0.785	2.86
Brasília	0.826	3.63	0.868	4.90	0.661	1.67	0.762	2.55
Curitiba	0.836	3.87	0.925	8.89	0.726	2.16	0.835	3.84
Fortaleza	0.835	3.84	0.876	5.24	0.670	1.73	0.772	2.68
Goiânia	0.817	3.43	0.899	6.51	0.697	1.92	0.802	3.14
Rio de Janeiro	0.846	4.14	0.894	6.19	0.691	1.88	0.795	3.02
Salvador	0.817	3.43	0.908	7.18	0.708	2.01	0.814	3.37
Porto Alegre	0.814	3.37	0.919	8.21	0.720	2.11	0.828	3.68
Recife	0.849	4.23	0.898	6.44	0.696	1.91	0.801	3.13
São Paulo	0.845	4.12	0.878	5.33	0.672	1.74	0.774	2.71
Brasil	0.939	11.01	0.940	11.20	0.744	2.34	0.855	4.41
Média	0.832	3.77	0.901	6.65	0.699	1.94	0.804	3.18
Mínimo	0.814	3.37	0.868	4.90	0.661	1.67	0.762	2.55
Máximo	0.849	4.23	0.925	8.89	0.726	2.16	0.835	3.84
Média	0.832	3.76	0.897	6.41	0.695	1.90	0.800	3.15
Mediana	0.835	3.84	0.898	6.44	0.696	1.91	0.801	3.13
Teste de Homogeneidade de Pesaran e Yamagata (2008)					$\tilde{\Delta}$		$Z_{0.5\%}$	
					-2.416		2.580	

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Estimacões tendo IPCA agregado do Brasil e Média como numerário não foram consideradas no calculo de mínimo, máximo, média e mediana.

Com meia-vida mediana de 3.13 anos, os resultados são consistentes com alguns obtidos em estudos recentes para as cidades americanas tais como Chen e Devereux (2003) e Hegwood e Nath (2013) com velocidades de reversão dos desvios da PPC de 4.98 e 3.94 anos, respectivamente. Para as cidades espanholas, Carrion-i-Silvestre, Del Barrio e López-Barro (2004) obtêm meia-vida de 3.60 anos.

Vale destacar que as velocidades de reversão dos desvios da PPC não viesadas aqui encontradas se mostram substancialmente inferiores àquelas obtidas em estudos que utilizaram a mesma técnica de estimação para as cidades americanas, como Nath e Sarkar (2009) e Chmelarova e Nath (2010), com meias-vidas médias estimadas de 7.50 e 9.54 anos, respectivamente; o que pode ser uma evidência de maior mobilidade de fatores e menor rigidez de preços na economia brasileira.

Como esperado, os resultados revelam que as reversões reportadas para países²⁵, com exceção dos resultados de CMS (2006) e Culver e Papell (1999), são superiores a meia-vida mediana de 3.13 anos. Tal fato reforça a ideia de que, para cidades localizadas dentro da mesma fronteira nacional, onde há uma moeda comum e ausência de assimetrias na política monetária, há maior integração de mercados e menor persistência dos desvios da PPC, embora a velocidade de ajustamento ainda se mostre lenta.

A tabela 3 reporta os percentuais das meias-vidas estimadas nesse trabalho que estão abaixo, dentro ou acima do intervalo-consenso indicado por Rogoff (1996). Os resultados indicam que 66.67% das meias-vidas estimadas encontram-se no referido intervalo e que nenhuma delas superou o mesmo.

Observa-se ainda que 33.33% velocidades de reversão estimadas encontram-se abaixo do intervalo estipulado. Tal resultado pode ser explicado pelo intervalo recente dos dados utilizados, 1991-2013, uma vez que, conforme ressaltam Hegwood e Nath (2013), nos últimos anos os custos de transporte e de informação por parte dos consumidores têm diminuído²⁶. Assim, o mercado passa a ter menos margem para fixar

²⁵ Frankel e Rose (1995), Wei e Parsley (1995). Frankel (1986) – 4.6 anos – e outros trabalhos para países aqui não reportados também apresentam meia-vida superior ao resultado mediano deste trabalho.

²⁶ Com o advento da internet, por exemplo, ferramentas relativamente simples de pesquisa tornam a comparação de preços de diferentes bens (transacionáveis) em diferentes mercados tarefa fácil para os consumidores em geral.

preços, reduzindo o tempo de reversão dos desvios da PPC. Além disso, alguns produtos antes considerados não transacionáveis, tais como educação e serviços financeiros, tem se tornado transacionáveis com a redução de custos de informação, o que também contribui para a redução da meia-vida dos desvios.

TABELA 3
PROPORÇÃO DAS MEIAS-VIDAS DE ACORDO COM O INTERVALO-CONSENSO DE ROGOFF (1996)

$MV(\hat{\rho}_{GNTAU}) < 3$	$3 \leq MV(\hat{\rho}_{GNTAU}) \leq 5$	$5 < MV(\hat{\rho}_{GNTAU})$
33.33%	66.67%	0.00%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Meias-vidas referentes às estimações com correções de ambos os vieses. Estimções tendo IPCA agregado do Brasil e Média como numerário não foram consideradas.

Vale destacar que, em virtude das lentas velocidades de reversão dos desvios da PPC para as cidades americanas que, sob as correções aqui utilizadas, apontam para meia-vida de 7.5 anos (Nath e Sarkar, 2009), alguns estudos recentes incorporam mudanças de regime na taxa de câmbio real em suas estimações com vistas a obter ganhos de precisão na estimação das meias vidas como Basher e Carrion-i-Silvestre (2011) e Hegwood e Nath (2013) que obtiveram meias-vidas de 2.6, 3.94 anos, respectivamente. Entretanto, percebe-se que estas estimações apenas aproximaram as meias-vidas estimadas nas cidades americanas das encontradas nesse estudo que, em virtude da reduzida dimensão temporal (1991 – 2013) e presença de homogeneidade no painel, acredita-se que não haverão ganhos substanciais na inclusão de mudanças de regime nos dados aqui utilizados.

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo se propôs a obter estimativas não viesadas da velocidade de reversão dos desvios da PPC para 11 cidades brasileiras, utilizando o IPCA no período de 1991 a 2013, considerando a advertência de CMS (2006) sobre três importantes fontes de vieses na estimação das meias-vidas com uso de dados em painel, quais sejam, o viés gerado por agregação inapropriada de coeficientes heterogêneos, o viés de Nickell e o viés de agregação temporal dos dados de índices de preços.

As meias-vidas obtidas são da ordem de 4.41 e 3.18 anos tendo Brasil e Média como referência, respectivamente, e meia-vida mediana de 3.13 anos calculada a partir das velocidades de reversão observadas considerando todas as cidades brasileiras analisadas como numerário. Vale destacar que 33.33% das meias-vidas aqui obtidas se mostraram inferiores ao intervalo consensual sugerido por Rogoff (1996) de 3 a 5 anos, e nenhuma o ultrapassou.

Os resultados também corroboram a previsão de que as velocidades de reversão dos desvios da PPC para dados de cidades devem ser menores do que aquelas observadas em dados de países; ou seja, as meias-vidas obtidas neste trabalho se mostraram inferiores às reportadas em Culver e Papell (1999) e CMS (2006) em estudos para a União Europeia e 21 países da OCDE, respectivamente. Essas evidências são explicadas em termos de maior integração dos mercados, áreas mais homogêneas em termos de preferências e produtividade, ausência de assimetrias na política monetária, menores barreiras comerciais e entraves no sistema de distribuição dos bens comercializados, custos de transportes reduzidos e, por fim, pela composição mais homogênea dos índices de preços entre as cidades de um mesmo país (Sonora, 2005; Carrion-i-Silvestre, Del Barrio e López-Bazo, 2004).

Em termos comparativos, pode-se afirmar que os resultados desse estudo, em termos de meia-vida, se mostram substancialmente inferiores àqueles obtidos em estudos que utilizaram a mesma técnica para as cidades americanas como Nath e Sarkar (2009) e Chmelarova e Nath (2010), com meias-vidas médias estimadas de 7.50 e 9.54 anos, respectivamente; o que pode ser uma evidência de maior integração dos mercados entre as cidades brasileiras. Mais recentemente, autores como Basher e Carrion-i-Silvestre (2011) e Hegwood e Nath (2013) introduziram mudanças de regime em suas

estimações e conseguiram melhorar as meias-vidas estimadas para as cidades americanas, aproximando-as das evidências aqui encontradas para as cidades brasileiras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. Comparações da Paridade do Poder de Compra entre Cidades: Aspectos Metodológicos e Aplicação ao Caso Brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.33, n.1, p. 91-126, abr. 2003.

BARBOSA, F. H. A Paridade do Poder de Compra: Existe um quebra-cabeça? **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 469-487. jul./set. 2009.

BASHER, S. A.; CARRION-I-SILVESTRE, J. L. Measuring Persistence of U.S. City Prices: New Evidence from Robust Tests. **Empirical Economics**, v. 41, p. 739-745, 2011.

CASSEL, G. The World's Money Problems. New York: E.P. Dutton and Co., 1921.
_____. Money and Foreign Exchange after 1914. **The Economic Journal**, v. 32, n. 128, p. 506-513, dez. 1922.

CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; DEL BARRIO, T.; LÓPEZ-BAZO, E. Evidence on the Purchasing Power Parity in a Panel of Cities. **Applied Economics**, v. 36, p. 961-966, 2004.

CECCHETTI, S. G.; MARK, N. C.; SONORA, Robert J. Price Index Convergence Among United States Cities. **International Economic Review**, v. 43, n. 4, p. 1081-1099, nov. 2002.

CHEN, L. L.; DEVEREUX, J. What Can US City Price Data Tell us about Purchasing Power Parity? **Journal Of International Money And Finance**, v. 22, p. 213-222, 2003.

CHMELAROVA,V.; NATH, H. K. Relative Price Convergence Among US Cities: Does the Choice of Numeraire City Matter?. **Journal of Macroeconomics**, v. 32, p. 405-414, 2010.

CHOI, C.-Y.; MARK, N. C.; SUL, D. Bias Reduction by Mean Adjustment in Dynamic Panel Data Models. Manuscrito, University of Auckland, 2004.

CHOI, C.-Y.; MARK, N. C.; SUL, D. Unbiased Estimation of the Half-life to PPP Convergence in Panel Data. **Journal of Money, Credit And Banking**, Cambridge, v.38, n. 4, p. 921-938, jun. 2006.

CHOI, C-Y.; MATSUBARA, K. Heterogeneity in the Persistence of Relative Prices: What do the Japanese Cities Tell Us? **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 21, n.2, p. 260-286, 2007.

CULVER, S. E.; PAPELL, D. H. Panel Evidence of Purchasing Power Parity Using Intranational and International Data. Manuscrito, Department of Economics, University of Houston, 1999.

DAS, S.; BAHATTACHARYA, K. Price Convergence Across Regions in India. **Empirical Economics**, v. 34, n. 2, p. 299-313, mar. 2008.

ENGEL, C.; ROGERS, J. H. How Wide Is the Border? **The American Economic Review**, v. 86, n. 5, p. 1112-1125, dez. 1996.

FABER, R. P.; STOKMAN, A. C. J. A Short History of Price Level Convergence in Europe. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 2-3, mar./apr. 2009.

FRANKEL, J. A. International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets? **How Open is the U.S. Economy**, p. 33-74, 1986.

FRANKEL, J. A.; ROSE, A. K. A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries. Working Paper, National Bureau of Economic Research, Fev. 1995.

FREIXO, C. S.; BARBOSA, F. H. Paridade do Poder de Compra: O Modelo de Reversão Não Linear para o Brasil. **Revista Economia**, Brasília, v. 5, n. 3, p. 75-116, dez. 2004.

HEGWOOD, N. D.; NATH, H. K. Structural Breaks and Relative Price Convergence Among US Cities. **Journal of Macroeconomics**, v. 36, p. 150-160, 2013.

HOLLAND, M.; VALLS PEREIRA, P. L. Taxa de Câmbio Real e Paridade de Poder de Compra no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n.3, p. 259-285, jul./set. 1999.

IMBS, J.; MUMTAZ, H.; RAVN, M. O.; REY, H. PPP Strikes Back: Aggregation and the Real Exchange Rate. **Quarterly Journal of Economics**, v. 120, n. 1, p. 1-43, fev. 2005.

KANNEBLEY Jr., S. Paridade do Poder de Compra no Brasil – 1968 a 1994. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 33, n. 4, p. 735-769, 2003.

KENDALL, M. G. Note on Bias in the Estimation of Autocorrelation. **Biometrika**, v. 41, p. 403-404, 1954.

MARÇAL, E. F.; VALLS PEREIRA, P. L.; SANTOS FILHO, O. C. Paridade do Poder de Compra: Testando Dados Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 159-190, jan./mar. 2003.

MOHSIN, H. M.; GILBERT, S. The Relative City Price Convergence in Pakistan: Empirical Evidence from Spatial GLS. **The Pakistan Development Review**, p. 439-448, 2010.

NATH, H. K.; SARKAR, J. Unbiased Estimation of the Half-life to Price Index Convergence among U.S. Cities. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 5, p. 1041-1046, 2009.

NATH, H. K.; SARKAR, J. City Relative Price Dynamics in Australia: Are Structural Breaks Important? NCER Working Paper Series, jan. 2013.

NENNA, M. Price Level Convergence among Italian Cities: Any Role for the Harrod-Balassa-Samuelson Hypothesis? Working Paper, Ministero dell'Economia e delle Finanze, Consiglio degli Esperti e Faculty of Economics, University of Rome La Sapienza, n. 64, mai. 2001.

NICKELL, S. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. **Econometrica**, v. 49, p. 1417-1426, 1981.

PALAIA, D.; HOLLAND, M. Taxa de Câmbio e Paridade de Poder de Compra no Brasil: Análise Econométrica com Quebra Estrutural. **Economia Aplicada**, v. 14, n.1, p. 5-24, 2010.

PAPELL, D. H.; THEODORIDIS, H. The Choice of Numeraire Currency in Panel Tests of Purchasing Power Parity. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, p. 790-803, 2001.

PARSLEY, D. C.; WEI, S-J. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. **Quarterly Journal of Economics**, v. 111, p. 1211-1236, 1996.

PESARAN, M. H.; YAMAGATA, T. Testing Slope Homogeneity in Large Panels. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 1, p. 50-93, jan. 2008.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence. **Econometrics Journal**, v. 6, p. 217-259, 2003.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Bias in Dynamic Panel Estimation with Fixed Effects, Incidental Trends and Cross Section Dependence. **Journal of Econometrics**, v. 137, n. 1, p. 162-188, mar. 2007.

ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. **Journal of Economic Literature**, v.34, p. 647-668, 1996.

SONORA, R. J. City CPI Convergence in Mexico. **Review of Development Economics**, v. 9, n. 3, p. 359-367, 2005.

SIMÕES, O. R.; MARÇAL, E. F. Agregação Temporal e Não-Linearidade Afetam os Testes da Paridade do Poder de Compra: Evidência a Partir de Dados Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 3, p. 375-399, jul./set. 2012.

TAYLOR, A. M. Potential Pitfalls for the PPP Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-reversion Tests of the Law of One Price. **Econometrica**, v. 69, p. 473-498, 2001.

TAYLOR, Alan e TAYLOR, Mark. The Purchasing Power Parity Debate. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 4, p. 135-158, 2004.

WEI, S-J.; PARSLEY, D. C. Purchasing Power Disparity during the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits. Working Paper, National Bureau of Economic Research, fev. 1995.

ZINI Jr., Á. A.; CATI, R. C. Co-integração e Taxa de Câmbio: Testes sobre a PPP e os Termos de Troca do Brasil de 1855 a 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 2, p. 349-374, ago. 1993.

APÊNDICE

QUADRO 2 CIDADES E PAÍSES UTILIZADOS NOS ESTUDOS EMPÍRICOS

Autor (es)	Cidades/Países
Parsley e Wei (1996)	<i>Birmingham, Mobile, Blythe, Indio, Palm Springs, Denver, Lakeland, Boise, Champaign-Urbana, Peoria, Ft. Wayne, Indianapolis, Cedar Rapids, Lexington, Louisville, Baton Rouge, Lafayette, New Orleans, Benton Harbor, Traverse City, Columbus, St. Joseph, St. Louis, Falls City, Hastings, Omaha, Reno-Sparks, Newark, New York, Hickory, Columbus, Altoona, Rapid City, Vermilion, Chattanooga, Knoxville, Abilene, El Paso, Ft. Worth, Houston, Lubbock, Salt Lake City, Charleston, Appleton, Eau Claire, Madison, Oshkosh, Casper</i>
Culver e Papell (1999)	<i>USA cities: Baltimore, Boston, Chicago, Dalla/Ft. Worth, Detroit, Houston, Los Angeles, Miami, New York City, Philadelphia, Pittsburgh, San Francisco, St. Louis, Washington D.C./Canada cities: Calgary, Edmonton, Montreal, Ottawa, Quebec City, Regina, Toronto, Vancouver, Winnipeg.</i>
Nenna (2001)	<i>L'aquila, Campobasso, Napoli, Bari, Potenza, Reggio Calabria, Cagliari, Torino, Genova, Aosta, Bologna, Milano, Firenze, Trento, Perugia, Venezia, Ancona, Udine, Palermo, Rome.</i>
Cecchetti, Mark e Sonora (2002)	<i>Atlanta, Baltimore, Boston, Chicago, Cincinnati, Cleveland, Detroit, Houston, Kansas City, Los Angeles, Minneapolis, New York City, Philadelphia, Pittsburgh, Portland, San Francisco, Seattle, St. Louis, Washington D.C.</i>
Chen e Devereux (2003)	
Carrion-i-Silvestre, Del Barrio e López-Barro (2004)	<i>A Coruña, Alacant, Albacete, Almería, Ávila, Badajoz, Barcelona, Bilbo, Burgos, Cáceres, Cádiz, Castelló, C. Real, Córdoba, Cuenca, Donosti, Gasteiz, Girona, Granada, Guadalajara, Huelva, Huesca, Iruña, Jaén, Las Palmas, León, Logroño, Lugo, Lleida, Madrid, Málaga, Murcia, Ourense, Oviedo, Palencia, P. Mallorca, Pontevedra, Salamanca, Santander, Segovia, Sevilla, Soria, Tarragona, Tenerife, Teruel, Toledo, València, Valladolid, Zamora, Zaragoza.</i>
Sonora (2005)	<i>Juaréz, Tijuana, Mexicali, Matamoros, La Paz, Culiacán, Hermosillo, Huatabampo, Monterrey, Torreón, Tampico, Chihuahua, Monclova, Fresnillo, Jiménez, Guadalajara, León, Morelia, San Luis Potosí, Aguascalientes, Colima, Jacona, Cortazar, Puebla, Acapulco, Toluca, Veracruz, Córdoba, Iguala, Tulancingo, Mexico DF, Mérida, Tapachula, Villahermosa, Chetumal.</i>
Choi e Matsubara (2007)	<i>Sapporo, Aomori, Morioka, Sendai, Akita, Yamagata, Fukushima, Niigata, Mito, Utsunomiya, Maebashi, Saitama, Chiba, Tokyo, Yokohama, Kofu, Nagano, Toyama, Kanazawa, Fukui, Gifu, Shizuoka, Nagoya, Tsu, Otsu, Kyoto, Osaka, Kobe, Nara, Wakayama, Tottori, Matsue, Okayama, Hiroshima, Yamaguchi, Tokushima, Takamatsu, Matsuyama, Kochi, Fukuoka, Saga, Nagasaki, Kumamoto, Oita, Miyazaki, Kagoshima.</i>
Das e Bahattacharya (2008)	<i>Gudur, Guntur, Hyderabad, Kethgudem, Visakhapatnam, Warangal, D. D. Tinsukia, Guwahati, Labac-Silchar, Mariani-Jorhat, Rangapara-Tezpur, Monghyr, Bhilai, Ahmedabad, Bhavnagar, Rajkot, Surat, Vadodara, Faridabad, Yamunanagar, Srinagar, Jamshepur, Jharia, Kodarma, Noamundi, Ranchi-Hatia, Bangalore, Belgaum, Hubli-Dharw, Mercara, Alwaye, Mundakayam, Quilon, Thiruvananthapuram, Balaghat, Bhopal, Chhindwara, Indore, Jabalpur, Mumbai, Nagpur, Nasik, Pune, Solapur, Barbil, Rourkela, Amritsar, Ludhiana, Ajmer, Bhilwara, Jaipur, Chennai, Coimbatore, Coonor, Madurai, Salem, Tiruchirapally, Ghaziabad, Kanpur, Saharanpur, Varanasi, Asansol, Darjeeling, Durgapur, Haldia, Howrah, Jalpaiguri, Kolkata, Ramiganj, Chandigarh, Delhi, Pondichery, Himachal, Pradesh, Tripura, Goa.</i>
Nath e Sarkar (2009)	
Chmelarova e Nath (2010)	<i>Atlanta, Boston, Chicago, Cincinnati, Cleveland, Detroit, Houston, Kansas City, Los Angeles, Minneapolis, New York, Philadelphia, Pittsburgh, Portland, San Francisco, Seattle, St. Louis.</i>
Basher e Carrion-i-Silvestre (2011)	
Hegwood e Nath (2013)	
Mohsin e Gilbert (2010)	<i>Abbottabd, Attock, Bahawalnagar, Bannu, Bahawalpur, DGKhan, DI khan, Faisalbad, Gujranwala, Hyderabad, Islamabad, Jhelum, Jhang, Karachi, Khuzdar, kunri, Larkana, Loralai, Mardan, Multan, MP Khas, Mianwali, Nawabshah, Okara, Peshawar, Quetta, Rawalpindi, Shadadpur, Sargodha, Sukkur, Sialkot, Samundri, Turbat, Vehari, Avg-Pakistan Lahori.</i>
Nath e Sarkar (2013)	<i>Adelaide, Brisbane, Hobart, Melbourne, Perth, Sydney, Canberra.</i>
Frankel e Rose (1995)	-
Wei e Parsley (1995)	<i>Belgium, Denmark, France, Germany, Great Britain, Italy, Netherlands, Finland, Norway, Sweden, Australia, Canada, Japan, United States.</i>
Culver e Papell (1999)	<i>Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Italy, Netherlands, Norway, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom.</i>
Choi, Mark e Sul (2006)	<i>Australia, Austria, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Japan, Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States of American.</i>

Fonte: Elaborado pelo autor.

(-) Não fornecido.