



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

**FELIPE DE SOUSA BASTOS**

**DINÂMICA DE CONVERGÊNCIA DOS PREÇOS RELATIVOS PARA CIDADES**  
**BRASILEIRAS**

**FORTALEZA**  
**2018**

**FELIPE DE SOUSA BASTOS**

**DINÂMICA DE CONVERGÊNCIA DOS PREÇOS RELATIVOS PARA CIDADES  
BRASILEIRAS**

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia. Áreas de Concentração: Macroeconomia Internacional e Economia Monetária.

Orientador: Prof. Roberto Tatiwa Ferreira

**FORTALEZA  
2018**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária  
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

- B328d Bastos, Felipe de Sousa.  
Dinâmica de Convergência dos Preços Relativos para Cidades Brasileiras / Felipe de Sousa Bastos. –  
2018.  
88 f. : il. color.
- Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e  
Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2018.  
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.
1. Paridade do Poder de Compra. 2. Meia-vida. 3. Quebra Estrutural. 4. Viés de Heterogeneidade. 5.  
Custos de Transporte. I. Título.

CDD 330

---

**FELIPE DE SOUSA BASTOS**

**DINÂMICA DE CONVERGÊNCIA DOS PREÇOS RELATIVOS PARA CIDADES  
BRASILEIRAS**

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia. Áreas de Concentração: Macroeconomia Internacional e Economia Monetária.

Data da aprovação \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

**BANCA EXAMINADORA**

---

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

---

Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto  
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

---

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

---

Prof. Dr. Rafael Barros Barbosa  
Universidade Federal do Ceará (DEA - UFC)

---

Prof. Dr. Guilherme Diniz Irffi  
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

## AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, Maria Amélia e Madiel Bastos, e aos meus irmãos, Sophia e Diêgo, pelo apoio dado ao longo dessa caminhada até a conclusão do doutorado.

Agradeço ao CNPq pelo suporte financeiro durante todos os meus anos de estudo na pós-graduação. Ao professor Roberto Tatiwa, pela paciência e por todo o tempo despendido na orientação desta tese.

Estendo também, desde já, meus agradecimentos a todos os membros da banca pelas valiosas contribuições para minha pesquisa.

Agradeço a todos os amigos de CAEN, em especial, Leilyanne Viana, Maitê Shirasu, Natália França e Marcelo Davi, que estudam comigo desde o mestrado. E também aos amigos Junior Cunha, Francisco Alves, Cristiano da Silva, Jorge Simões e Diego Carneiro, amigos que fiz durante o doutorado.

Agradeço ao amigo Weligton Gomes pela disponibilidade que teve, sempre que necessário, em discutir e me ajudar na realização deste trabalho. Aos professores Rafael Barbosa e Elano Arruda, os quais foram fundamentais na execução do primeiro capítulo desta tese.

Agradeço ainda, aos professores Elano Arruda e Guilherme Irffi. Ambos foram meus professores em várias disciplinas da graduação, são companheiros de pesquisa e responsáveis por boa parte da minha formação.

Por fim, agradeço a Deus por ter me dado saúde e perseverança, me permitindo concluir este trabalho.

*“Rise and rise again until lambs  
become lions”.*

(filme Robin Hood, 2010)

## RESUMO

Os três ensaios desta tese investigam a hipótese da Paridade do Poder de Compra. Mais especificamente, realizam-se três exercícios empíricos relacionados a este tema. O enigma da PPC é apontado como um dos seis mais importantes puzzles da macroeconomia internacional e, portanto, os dois primeiros artigos concentram-se na análise de possíveis soluções para ele. No primeiro artigo, analisa-se o efeito da introdução de quebras estruturais no cálculo da velocidade de convergência dos preços relativos para cidades brasileiras no período de 1991.01 à 2016.11. Três datas de quebras estruturais foram estimadas para todas as cidades: 1996.02, 2001.12 e 2010.10. Os períodos entre as quebras estruturais representam situações diferentes para a economia brasileira, com possíveis impactos sobre os preços relativos intranacionais. A velocidade de convergência, medida pela meia-vida, reduziu-se em aproximadamente 77% após a introdução dos períodos de instabilidade. Buscou-se evitar a presença de outros tipos de vieses que podem afetar a velocidade de convergência de preços, como o viés de Nickell e de agregação temporal. Esta evidência indica a importância da consideração de quebras estruturais para o cálculo da paridade do poder de compra intranacional como apontado em outros estudos. O resultado foi robusto a mudança de numerário tanto para o cálculo da meia-vida quanto para a estimação das datas de quebra estrutural. Já IMRR (2005a) apontam o viés de agregação de preços com dinâmica de ajuste heterogêneo como solução para o enigma. Assim, o segundo trabalho averigua se este resultado é suportado para dados de cidades brasileiras utilizando-se o estimador CCEMG dinâmico, proposto por Chudik e Pesaran (2015), com correção half-panel jackknife para o viés do estimador OLS em amostra pequena. Os resultados corroboram a evidência de IMRR (2005a), com uma meia-vida mediana de 13,5 meses. Por fim, no terceiro e último ensaio, verifica-se o impacto dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos para cidades brasileiras. Para isso, utiliza-se medidas de volatilidade variantes no tempo e, portanto, distintas daquelas usadas até então. Adicionalmente, propõe-se uma nova proxy para os custos de transporte. As estimações em painel dinâmico e de um processo ARDL em painel heterogêneo aumentado de médias cross-section não encontram evidência robusta dos impactos dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos.

**Palavras-chaves:** Quebra Estrutural, Viés de Agregação Temporal, Viés de Heterogeneidade, Meia-vida, Enigma da PPC, Preços relativos, Custos de Transporte, Cidades Brasileiras.

## ABSTRACT

The three essays of this thesis investigate the hypothesis of Purchasing Power Parity. More specifically, three empirical exercises related to this topic are carried out. The PPP puzzle is named as one of six major puzzles in international macroeconomics and therefore the first two articles concentrate on the analysis of possible solutions for it. The first paper analyzes the effect of structural breaks on the speed of convergence in relative prices of Brazilian cities from 1991.01 to 2016.11. Three structural breaks dates are estimated for all cities: 1996.02, 2001.12 and 2010.10. These dates represents different situations in the Brazilian economy, with likely impacts on the intranational relative prices. The speed of convergence, measure by half-life, diminish approximately 77% after the introduction of structural breaks. We avoid the presence of others bias that can affect half-life estimates as Nickell and temporal aggregation bias. This evidence indicates the relevance of instabilities to compute the purchasing power parity in an intranational context as pointed out by others papers. The result is robust to the compute of half-life and estimate of structural breaks using different numeraires. IMRR (2005a) point out to the aggregation bias of price with heterogeneous adjustment dynamics as a solution to the puzzle. Thus, the second one investigates whether this result is supported for Brazilian cities data using a dynamic CCEMG estimator with half-panel jackknife bias correction to mitigate the small sample time series bias proposed by Chudik and Pesaran (2015). The results corroborate the IMRR's (2005a) evidence, with a median half-life of 13.5 months. Finally, the third article analysis the impact of transport costs on relative price volatility for Brazilian cities. To do that, use time-varying volatility measures, which are different from those used so far. Additionally, it proposes a new proxy for transport costs. The estimations in dynamic panel and an ARDL process in a heterogeneous panel augmented of cross-section averages are not available robust evidence of the impacts of transport costs on relative price volatility.

**Keywords:** Structural Breaks, Aggregation Bias, Heterogeneity Bias, Half-life, PPP Puzzle, Relative Prices, Transport Costs, Brazilian Cities.

## LISTA DE FIGURAS, QUADROS E TABELAS

Figura 1.1 – Comportamento das Séries de Preços Relativos das Cidades.....	30
Figura 2.1 – Funções Impulso-Resposta.....	58
Figura 2.2 – IRFs com Processos Autorregressivos Persistentes (Média) .....	59
Figura 2.3 – IRFs com Processos Autorregressivos Persistentes (Mediana) .....	60
Figura 3.1 – Evolução da Volatilidade dos Preços Relativos - Frequência Anual .....	80
Figura 3.2 – Evolução da Volatilidade dos Preços Relativos - Frequência Mensal .....	82
Quadro 1.1 – Resultados de Meia-Vida Obtidos em Pesquisas Empíricas .....	22
Quadro 2.1 – Comparação com os Resultados da Literatura .....	56
Quadro 2.2 – Categorias de Bens com maior Persistência para cada Cidade e Numerário .....	61
Tabela 1.1 – Estatísticas Descritivas dos Preços Relativos por RM e Períodos.....	24
Tabela 1.2 – Teste de Identificação das Quebras .....	29
Tabela 1.3 – Robustez do Teste de Identificação das Quebras .....	31
Tabela 1.4 – Painel Estimação Meias-Vidas .....	33
Tabela 2.1 – Testes de Raiz Unitária para Painéis com Preços Relativos.....	40
Tabela 2.2 – Definição da Ordem dos Processos Autorregressivos .....	42
Tabela 2.3 – Teste de Homogeneidade de Pesaran e Yamagata .....	46
Tabela 2.4 – Meias-Vidas para Painéis de Preços Relativos Agregados.....	47
Tabela 2.5 – Meias-Vidas para Painéis de Preços Relativos Desagregados .....	50
Tabela 2.6 – Meias-Vidas Exatas a partir das Funções Impulso-Resposta .....	52
Tabela 2.7 – Impulso-Resposta Cumulativa.....	54
Tabela 3.1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária.....	70
Tabela 3.2.A – Teste de Dependência Cross-Section de Pesaran (2004) .....	71
Tabela 3.2.B – Teste de Dependência Cross-Section de Pesaran (2004) .....	77
Tabela 3.3 – Resultados das Estimações em Painel Dinâmico - Dados Anuais.....	72
Tabela 3.4 – Resultado das Estimações ARDL.....	74
Tabela 3.5 – Estimações ARDL sem a Volatilidade da Taxa de Crescimento dos Salários Relativos .....	78

# SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO.....	10
<b>1. VELOCIDADE DE REVERSÃO À PPC COM QUEBRAS ESTRUTURAIS PARA CIDADES BRASILEIRAS.....</b>	<b>13</b>
1.1 Introdução.....	13
1.2 Revisão da Literatura .....	15
1.3 Aspectos Metodológicos .....	23
1.3.1 Base de Dados.....	23
1.3.2 Estratégia Econométrica .....	24
1.3.3 Estimação da Meia-vida.....	26
1.4 Análise e Discussão dos Resultados.....	28
1.4.1 Identificação das Quebras Estruturais .....	28
1.4.2 Resultados para a Meia-vida.....	31
1.5 Considerações Finais.....	34
<b>2. AGREGAÇÃO DE DINÂMICAS HETEROGÊNEAS, ACURÁCIA DA MEIA-VIDA E O ENIGMA DA PPC: EVIDÊNCIA PARA CIDADES BRASILEIRAS .....</b>	<b>36</b>
2.1 Introdução.....	36
2.2 Dados e Testes de Raiz Unitária .....	38
2.3 Meia-vida e a Ordem do Processo Autorregressivo – $AR(p)$ .....	40
2.4 A Questão da Heterogeneidade .....	43
2.5 Resultados .....	46
2.6 A Acurácia da Meia-vida em Processos $AR(p)$ .....	50
2.7 Considerações Finais.....	56
APÊNDICE.....	58
<b>3. VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS E CUSTOS DE TRANSPORTE: EVIDÊNCIA PARA CIDADES BRASILEIRAS .....</b>	<b>63</b>
3.1 Introdução.....	63
3.2 Dados e Aspectos Metodológicos .....	65

3.2.1 <i>Fonte dos Dados</i> .....	65
3.2.2 <i>Medidas de Volatilidade</i> .....	66
3.2.2.1 Painei Anual .....	67
3.2.2.2 Painei de Dados Mensais .....	68
3.2.3 <i>Custos de Transporte</i> .....	68
3.2.4 <i>Testes de Especificação</i> .....	70
<b>3.3 Resultados</b> .....	71
<b>3.4 Considerações Finais</b> .....	75
<b>APÊNDICE</b> .....	77
<b>CONCLUSÕES GERAIS</b> .....	84
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	85

## APRESENTAÇÃO

A hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC) define uma relação entre os níveis de preços nacionais e a taxa de câmbio. Esta hipótese é fundamento de uma série de modelos voltados para a macroeconomia internacional. Entre eles, pode-se citar o modelo *Overshooting* de Dornbusch (1976). A PPC tem sua origem na Lei do Preço Único (LPU), a qual afirma que, satisfeitas certas condições<sup>1</sup>, dois bens idênticos comercializados em mercados concorrentes devem ter o mesmo preço quando expressos em mesma. Caso existam diferenças de preços, operações de arbitragem garantirão a equalização dos preços dentro de um intervalo de tempo. De acordo com Simões e Marçal (2012), esta relação pode ser sintetizada através da seguinte equação

$$q_t(i) = q_t^*(i) + s_t$$

na qual  $q_t(i)$  é o logaritmo neperiano em  $t$  do preço doméstico do produto  $i$ ,  $q_t^*(i)$  é o logaritmo neperiano em  $t$  do preço internacional do produto  $i$  e  $s_t$  é o logaritmo neperiano em  $t$  da taxa nominal de câmbio entre as duas economias. A PPC é construída a partir da generalização da LPU para uma cesta de mercadorias

$$\sum_{i=1}^N \omega_i q_t(i) = \sum_{i=1}^N \omega_i q_t^*(i) + s_t$$

em que  $\omega_i$  é o peso de cada bem em ambas as cestas, doméstica e estrangeira. Algumas condições devem ser satisfeitas para que o mecanismo de equalização dos preços – a arbitragem – funcione perfeitamente. Entre elas, pode-se mencionar a necessidade de que as cestas que compõem os índices de preços devem ser padronizadas, as mercadorias devem ser homogêneas, informação perfeita, ausência de restrições ao livre fluxo de mercadorias e custos de transação nulo. Caso contrário, o câmbio se desviará de seu valor de equilíbrio e a PPC valerá apenas no longo prazo<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Ausência e custos de transporte e barreiras tarifárias e não-tarifárias ao comércio.

<sup>2</sup> Para mais detalhes, ver Simões e Marçal (2012).

Há muito se investiga a teoria da PPC. Seja com testes de raiz unitária, cointegração, cálculo da meia-vida de seus desvios ou com o uso de modelos de equilíbrio geral, existe vasta literatura teórica e empírica a respeito do tema<sup>3</sup>.

Diante destes estudos, o pesquisador Kenneth Rogoff, em *survey* publicado no *Journal of Economic Literature*<sup>4</sup>, apontou para a regularidade de um resultado que é paradoxal: as meias-vidas estimadas para os desvios da PPC encontram-se no intervalo de 3 a 5 anos. Este resultado é consequência do fato de que nas estimações de processos autorregressivos para a taxa de câmbio real ou não se rejeita a hipótese de raiz unitária ou a persistência do processo, medida pelo parâmetro autorregressivo  $\rho$  no caso de um processo  $AR(1)$ , flutua na vizinhança de 0,9. O paradoxo surge devido este resultado ser incompatível com o previsto em modelos em resposta a choques no mercado monetário e financeiro. A esta estranha regularidade, convencionou-se chamar de Enigma da PPC.

Daí muitas são as causas apontadas, e com uso de estratégias distintas, para explicar este enigma. Neste sentido, os dois primeiros capítulos desta tese pertencem a vertente de estudos empíricos que utilizam dados de cidades situadas em um mesmo país – de dimensões continentais e com moeda única – para analisar este resultado. Estudos com dados intranacionais contornam fontes de fricção tais como barreiras tarifárias e não tarifárias, assimetrias de política monetária, flutuações no câmbio nominal e heterogeneidade das cestas de consumo. Além disso, em perspectiva regional, o movimento na taxa de inflação entre cidades determina a diferença de salário e taxa de juros reais entre cidades que, por sua vez, influenciam os movimentos dos fluxos de trabalho e capital<sup>5</sup>.

No primeiro exercício, investiga-se se o enigma deriva da não consideração da presença de mudanças estruturais nas estimações da medida de meia-vida. Já no segundo exercício, analisa-se se este resultado é consequência do viés de agregação de grupos/setores com dinâmica de convergência distintas, sempre com dados para as cidades brasileiras pertencentes a área de abrangência do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Os resultados apontam queda acentuada nas meias-vidas em ambas as aplicações, com

---

<sup>3</sup> Esta literatura é reportada mais adiante, em cada um dos três capítulos desta tese.

<sup>4</sup> Rogoff (1996).

<sup>5</sup> Seong, Morshed e Ahn (2006) destacam ainda a importância da meia-vida para auxiliar policy makers no desenho de políticas monetárias capazes de lidar com o impacto e persistência da divergência regional da taxa de inflação.

meias-vidas compatíveis com o tempo de dissipação dos efeitos de choques nos mercados financeiros e de crédito.

No terceiro capítulo, o tema abordado ainda é a PPC, entretanto, nele realiza-se um exercício de outra natureza. Tenta-se explicar o porquê dos preços relativos se desviarem de seu valor de equilíbrio de longo prazo. No exercício realizado, inédito para a economia brasileira, tenta-se avaliar o efeito dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos com o emprego de novas medidas para a volatilidade dos preços e para os custos de transporte, ambas variantes no tempo. Os resultados encontrados não apontam impacto robusto dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos.

# 1. VELOCIDADE DE REVERSÃO À PPC COM QUEBRAS ESTRUTURAIS PARA CIDADES BRASILEIRAS

## 1.1 Introdução

A teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) pode ser definida como uma generalização da Lei do Preço Único, a qual diz que os preços de uma mercadoria devem ser idênticos quando medidos em uma mesma moeda. Neste sentido, a PPC, em sua versão absoluta, afirma que isto é verdade não apenas para um único bem, mas para todos os bens da economia, de modo que os preços médios<sup>6</sup> de duas economias distintas devem ser iguais quando medidos em uma mesma moeda.

Formalmente, pode-se dizer que esta teoria 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. Devido sua importância como pressuposto em modelos macroeconômicos internacionais e como indicador de integração dos mercados, muitos estudos surgiram com intuito de verificar sua validade<sup>7</sup>.

Existem muitas pesquisas que utilizam conjuntos de dados e métodos distintos para verificar a validade da PPC. Em um *survey* sobre a área, Rogoff (1996) apresenta o problema que ficou conhecido como enigma da PPC. Este enigma 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, em torno de 3 a 5 anos.

Tal enigma pode surgir por conta da PPC ignorar a existência de bens não transacionáveis, custos de transporte, heterogeneidade das cestas de consumo de famílias de países distintos – e, portanto, com hábitos de consumo distintos –, rigidez de preços, dentre outros fatores.

Para tentar obter uma melhor compreensão a respeito dos desvios da PPC, uma série de estudos com dados intranacionais foram realizados. Estudos intranacionais possuem vantagens ao minimizar os efeitos de custo de transporte, heterogeneidades das cestas de

---

<sup>6</sup> Na prática, medidos por índices de preços.

<sup>7</sup> Frankel e Rose (1995) e Wei e Parsley (1995) são trabalhos pioneiros.

consumo e barreiras alfandegárias. 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 americanas.

Além de contornar fontes de fricção tais como barreiras tarifárias e não tarifárias, assimetrias de política monetária, flutuações no câmbio nominal e heterogeneidade das cestas de consumo<sup>8</sup>, a análise da PPC com dados de cidades também é importante por que o movimento na taxa de inflação entre cidades determina a diferença de salário e taxa de juros reais que, por sua vez, influenciam os movimentos dos fluxos de trabalho e capital, respectivamente. Portanto, o movimento dos preços relativos entre cidades pode resultar em substancial perda de bem-estar para a sociedade, além de interferir no grau de integração dos mercados e no crescimento regional.

Para as cidades brasileiras entre 1991 e 2013, Bastos, Ferreira e Arruda (2018), daqui em diante BAF (2014), observam uma meia-vida<sup>9</sup> mediana de aproximadamente 3,13 anos considerando cada uma das 11 Regiões Metropolitanas (RMs) brasileiras cobertas pela apuração do IPCA como numerário. Esta meia-vida, dentro do intervalo-consenso proposto por Rogoff (1996), é bastante alta e, portanto, é necessário tentar definir fontes de problemas adicionais que tornam a convergência de preços lenta. Arruda *et al.* (2015) utilizam dados mensais do IPCA das cidades brasileiras entre 1995 e 2012 e encontram meias-vidas médias de 19 meses, 27 meses e 42 meses, considerando como numerários a média, o IPCA brasileiro e São Paulo, respectivamente.

Todavia, autores como Basher e Carrion-i-Silvestre (2011), Hegwood e Nath (2013) e Nath e Sarkar (2014) têm advertido que, para o cálculo da velocidade de reversão à PPC considerando longas séries de dados, é importante levar em consideração a possibilidade de ocorrência de quebras estruturais, uma vez que o não tratamento destas pode gerar meias-

---

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> Meia-vida refere-se a principal medida da velocidade de convergência de preços. Indica quanto tempo uma série temporal demora para percorrer metade da reversão à média. Ver Imbs *et al.* (2005).

vidas superestimadas. Além disso, esses autores observam uma substancial redução da meia-vida ao incorporar as quebras estruturais na análise.

Diante disso, o presente estudo se propõe a estimar a velocidade de reversão à PPC para as cidades brasileiras com correções para os vieses de Nickell, de agregação temporal e de quebras estruturais, nos moldes de Hegwood e Nath (2013) e Nath e Sarkar (2014) considerando dados mensais do IPCA das cidades brasileiras entre 1991.1 e 2016.11.

Os resultados apontaram a presença de quebras estruturais em 1996.02, 2001.12 e 2010.10. Vale destacar que todas essas datas têm identificação com momentos importantes ocorridos na economia brasileira que podem ter afetado a dinâmica dos preços relativos, sendo eles: a consolidação do plano real, a implementação do sistema de metas de inflação e mudanças na orientação da política monetária. As meias-vidas estimadas indicaram uma redução significativa da velocidade de reversão à PPC para as cidades brasileiras. Por exemplo, considerando Brasil, a Média e São Paulo, as meias-vidas sem levar em consideração as quebras estruturais foram de 22, 17 e 23 meses, respectivamente. Ao incorporar as três quebras observadas, esses resultados passaram a 4,2, 4,8 e 7,5 meses, respectivamente, havendo, como destacado por Hegwood e Nath (2013) e Nath e Sarkar (2014), uma redução considerável.

Portanto, o presente artigo se propõe a contribuir com a literatura que investiga a velocidade de reversão à PPC com dados intranacionais, originada em Engel e Rogers (1996) e Parsley e Wei (1996). Adicionalmente, o trabalho confirma a importância de se considerar a presença das quebras estruturais no cálculo da meia-vida de reversão à PPC. Por fim, vale ressaltar que se trata de um exercício inédito para dados brasileiros.

Além dessa introdução, este artigo possui mais quatro seções. A seção seguinte apresenta uma revisão da literatura sobre a análise de convergência de preços relativos intranacionais. A seção 3 descreve a base de dados utilizada e a estratégia econométrica. Em seguida os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as considerações finais.

## **1.2 Revisão da Literatura**

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 PPC 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 autorregressivos 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-Samuelson<sup>10</sup> 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

---

<sup>10</sup> 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.

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 cômputo 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 estacionaridade 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.

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.

Choi, Mark e Sul (2006), doravante CMS (2006), ressaltam a existência de 3 potenciais fontes de vies 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 e 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.

Para examinar se a escolha do numerário tem impacto sobre o comportamento dinâmico dos preços relativos nas cidades americanas, Chmelarova e Nath (2010) modelam o preço relativo entre cidades como sendo composto 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.

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 autorregressivo e, conseqüentemente, da velocidade de reversão dos desvios da PPC. Vale destacar que estes resultados se encontram abaixo do intervalo proposto por Rogoff (1996) e das meias-vidas obtidas em estudos anteriores para cidades norte-americanas.

Hegwood e Nath (2013) usam testes de raiz unitária que incorporam quebra estrutural e aplicam essa metodologia em dados longitudinais de 17 cidades dos Estados Unidos no período de 1918 a 2010. Os autores reportam 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 (2014) 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.

Para a economia brasileira, poucos estudos se ocuparam em análises sobre a meia-vida de convergência num contexto intranacional. Para dados nacionais, esses estudos fazem uso de diversos recursos econométricos aplicados em testes de raiz unitária, e de cointegração<sup>11</sup>, às séries de câmbio real e preços relativos entre países. Os resultados, sobretudo a respeito da versão absoluta da PPC<sup>12</sup>, são bastante divergentes em função do intervalo de tempo da análise, do procedimento de teste escolhido e da medida de câmbio real utilizada<sup>13</sup>.

O estudo de BAF (2014) estima a meia-vida de convergência para a economia brasileira utilizando informações do IPCA para as 11 cidades brasileiras cobertas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – órgão responsável pelo cômputo do IPCA – compreendendo o período de janeiro de 1991 a setembro de 2013. Aos moldes de CMS (2006), os autores corrigem as estimações para os vieses de Nickell e de agregação temporal e obtêm meia-vida mediana de 3,13 anos oscilando num intervalo de 2,55 – 3,84 anos, intervalo pouco abaixo daquele proposto por Rogoff (1996).

Arruda *et al.* (2015) analisam a evolução dos preços relativos das cidades brasileiras entre 1995 e 2012 com vistas a identificar fatos estilizados sobre convergência de preços, velocidade de reversão dos desvios nos preços relativos e PPC. Os autores encontram evidências de forte redução na dispersão absoluta dos preços das cidades brasileiras e na variabilidade dos preços relativos e, ainda, que a estacionaridade da taxa de câmbio real entre as cidades é rejeitada para todas as séries que apresentaram meias-vidas de reversão à PPC

---

<sup>11</sup> A cointegração da taxa de câmbio nominal, preço doméstico e estrangeiro é condição necessária, mas não suficiente para a validade da PPC.

<sup>12</sup> Existe praticamente um consenso na análise empírica em favor da validade da versão relativa da PPC para o Brasil.

<sup>13</sup> Dentre eles, pode-se citar Zini Jr. e Cati (1993), Holland e Valls Pereira (1999), Kannebley Jr. (2003), Marçal, Valls Pereira e Santos Filho (2003), Freixo e Barbosa (2004), Barbosa (2009), Palaia e Holland (2010) e Simões e Marçal (2012).

maiores do que a média para cada numerário considerado. Por fim, considerando São Paulo, Brasil e a Média como numerários, os autores observam meias-vidas de 42 , 27 e 19 meses, respectivamente.

O quadro 1.1 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.

Em suma, embora a lista de trabalhos que versam sobre a validade da PPC para a economia brasileira seja ampla, são poucos os estudos que buscam evidências sobre a velocidade de reversão à PPC com dados intranacionais no Brasil. E, ainda não há estudos nessa linha considerando a presença de quebras estruturais.

**QUADRO 1.1**  
**RESULTADOS DE MEIA-VIDA OBTIDOS EM PESQUISAS EMPÍRICAS**

Autor (es)	Índice	Período	Cidades	Numerário	Metodologia	<i>MV</i> ( $\hat{\rho}$ ) 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 <sup>vii</sup>
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 <sup>i</sup>
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 <sup>iii</sup>
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 <sup>ii</sup>
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 <sup>ii</sup>
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 <sup>iv</sup>
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 <sup>v</sup>
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 <sup>vi</sup>
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 <sup>i</sup>
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 <sup>ii</sup>
<b>Bastos, Ferreira e Arruda (2018)</b>	<b>Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo</b>	<b>1991 - 2013</b>	<b>Cidades Brasileiras</b>	<b>Brasil, Média <i>cross-section</i> e todas as cidades</b>	<b>GLS c/ EF e correção de vieses de Nickell e agregação temporal</b>	<b>3,13<sup>ii</sup></b>
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 (2014)	<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

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota 1: \* Utilizaram as mesmas cidades. \*\* Utilizaram as mesmas cidades. (-) Não fornecido.

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

## 1.3 Aspectos Metodológicos

### 1.3.1 Base de Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos junto ao IBGE e contêm informações mensais sobre o IPCA agregado para 11 cidades brasileiras<sup>1</sup>, compreendendo o período de 1991.01 a 2016.11.

Para identificar a convergência de preços é preciso calcular para cada cidade o preço relativo em relação a um numerário, ou referência. Na análise descritiva realizada nessa subseção, considera-se o índice de preços da cidade de São Paulo como numerário<sup>2</sup>, pois acredita-se que sua dinâmica de preços serve como referência para todas as demais cidades do Brasil.

Seja  $IPCA_{it}$  o índice de preços da cidade  $i$  no período  $t$  e  $IPCA_{sp,t}$  o índice de preços da cidade de São Paulo para o mesmo período  $t$ . Então, o preço relativo da cidade  $i$  relativo a São Paulo no tempo  $t$  é definido por:

$$q_{it} = (\ln IPCA_{it} - \ln IPCA_{sp,t}) \times 100 \quad (1.1)$$

É importante notar que  $q_{it}$  mensura a diferença percentual entre o preço da cidade  $i$  e o da cidade de São Paulo.

A tabela 1.1 apresenta a média e o desvio-padrão de  $q_{it}$  para todas as cidades, tendo São Paulo como numerário. Foram considerados três sub-amostras: 1991.01 a 2001.12, 2002.01 a 2007.08 e 2007.09 a 2016.11, além da amostra completa. Essas sub-amostras foram definidas de acordo com as mudanças na conjuntura econômica do Brasil, quais sejam, o período de implementação e consolidação do plano Real, o período que abrange parte da era Lula com o regime de metas de inflação já consolidado até a crise do *sub-prime* nos EUA e o período posterior à crise do *sub-prime*.

---

<sup>1</sup> Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

<sup>2</sup> As tabelas com as estatísticas descritivas dos preços relativos para os demais numerários não foram incluídas no texto, embora possam ser obtidas sob requisição ao autor.

As estatísticas apontam para a existência de uma substancial diferença no comportamento médio dos preços relativos entre as sub-amostras, indicando a possível presença de quebras estruturais na dinâmica dos preços relativos. Essas evidências descritivas ensejam uma investigação criteriosa de possíveis quebras estruturais ao longo da amostra.

Vale destacar ainda que, desde o período de implementação do plano Real, a diferença média dos preços relativos apresentou uma redução, logo, ao desconsiderar a presença de possíveis quebras estruturais ao longo dessa amostra, a velocidade de reversão à PPC tende a ser superestimada, como argumentam Basher e Carrion-i-Silvestre (2011), Hegwood e Nath (2013) e Nath e Sarkar (2014).

**TABELA 1.1**  
**ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS PREÇOS RELATIVOS POR RM E PERÍODOS**

Amostra	GO	BSB	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	CUR	POA
1991.01 à 2001.12	-9,323 (1,54)	-10,237 (2,03)	-13,642 (2,42)	-7,672 (1,24)	-9,858 (1,11)	-7,229 (1,31)	-9,914 (0,79)	-12,936 (2,42)	-8,059 (2,08)	-8,608 (2,42)
2002.01 à 2007.08	-1,756 (2,04)	-2,471 (2,13)	-7,431 (1,57)	-3,788 (1,28)	-5,025 (1,67)	-1,256 (1,37)	-5,116 (2,76)	-5,591 (1,15)	-3,011 (0,68)	-1,763 (1,46)
2007.09 à 2016.11	-0,328 (0,69)	0,168 (0,70)	-0,423 (1,29)	-1,074 (1,59)	-0,663 (1,04)	0,850 (0,62)	0,338 (0,72)	-2,231 (1,73)	-1,745 (1,24)	-0,474 (0,70)
1991.01 à 2016.11	-3,277 (4,11)	-3,515 (4,67)	-6,111 (5,83)	-3,697 (3,09)	-4,478 (4,04)	-2,026 (3,56)	-4,079 (4,59)	-6,199 (4,83)	-3,888 (3,03)	-3,140 (3,82)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: 1. Para cada sub-amostra a primeira linha é a média do período e entre parênteses encontram-se os desvios-padrão. 2. Goiânia-GO, Brasília-BSB, Belém-BEL, Fortaleza-FOR, Recife-REC, Salvador-SAL, Belo Horizonte-BH, Rio de Janeiro-RJ, Curitiba-CUR, Porto Alegre-POA.

### 1.3.2 Estratégia Econométrica

A estratégia econométrica adotada é baseada em Nath e Sakar (2014) e Hegwood e Nath (2013). Esta metodologia é composta por duas etapas. Na primeira etapa aplica-se um teste de raiz unitária em painel visando identificar as datas das quebras estruturais, caso existam. Na segunda etapa, são aplicados métodos em painel para calcular a meia-vida de convergência entre os períodos de quebras. Esses métodos corrigem o cálculo da meia-vida para a presença dos vieses de Nickell e de agregação temporal, como proposto por CMS (2006).

O método de identificação das quebras estruturais consiste numa adaptação para dados em painel da forma de inclusão de quebras estruturais *Additive Outlier* (AO)

desenvolvida por Perron e Vogelsang (1992). Essa forma de introduzir quebras estruturais tem a vantagem de permitir a inclusão de vários períodos de quebra simultaneamente.

Primeiramente, assumindo a presença de  $m$  quebras estruturais, estima-se o seguinte modelo em painel:

$$q_{i,t} = \mu_i + \sum_{l=1}^m \theta_{l,i} DI_{l,t} + u_{i,t} \quad (1.2)$$

em que:  $DI_{l,t}$  corresponde a variável binária para a quebra estrutural  $l$  na data  $t$ , isto é,  $DI_{l,t} = 1$  para todo  $t$  após a  $l$ -ésima quebra. As quebras estruturais permitidas em (1.2) consistem em instabilidades no intercepto apenas. Não será testada a presença de instabilidades na tendência pois modelos com tendência não são consistentes com a teoria da PPC.

Uma outra característica deste teste é a imposição de que a data da quebra ocorra igualmente para todas as cidades. Ou seja, busca-se períodos de quebras estruturais que sejam comuns a todas as cidades. Assim, é possível que uma cidade apresente outros períodos de quebra particulares. Uma vantagem em adotar este procedimento é que instabilidades comuns estão mais associadas a choques nacionais e, portanto, menos relacionadas a características locais. Dessa forma, é possível contextualizar os períodos de quebra com eventos que ocorrem sobre a economia brasileira, conforme já comentado na subseção anterior.

O segundo estágio da identificação da data da quebra consiste em estimar o seguinte teste de raiz unitária para os resíduos de (1.2) como segue:

$$\Delta u_{i,t} = \alpha u_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k_l} c_{i,j} \Delta u_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.3)$$

Sejam  $k^{max}$  e  $m^{max}$  o número máximo de defasagens da diferença de  $u_{i,t}$  e o número máximo de quebras permitido, respectivamente, então, (1.2) e (1.3) são estimados sequencialmente para cada possível quebra:  $q_l = k^{max} + (k_i \times m), \dots, T - \{k_i \times (m^{max} - m)\} - 1$ , onde  $k_i = 8$  e  $T$  é o número total de períodos para todas as cidades.

O período que minimiza o teste  $t$  para  $\alpha$  será escolhido como a data da quebra estrutural. Os valores críticos para este teste de hipótese são obtidos por meio de métodos de Monte Carlo.

### 1.3.3 Estimação da Meia-vida

A meia-vida mensura o tempo que determinada série temporal demora para alcançar metade do percurso para retornar a sua média em resposta a um choque unitário. Imbs *et al.* (2005) argumenta que esta é a medida de velocidade de reversão à PPC mais usada em artigos científicos nessa área.

Considere um processo estocástico  $AR(k)$  cuja variável dependente é o preço relativo entre as cidades:  $q_{it} = \mu_i + \rho q_{it-1} + \sum_{j=2}^k c_j q_{it-j} + e_{it}$  em que  $e_{it}$  é um processo com média zero. Desde que a ordem  $k$  seja apropriadamente escolhida<sup>3</sup> e sejam admitidas a mesma ordem para todas as unidades transversais<sup>4</sup> então a meia-vida de convergência é definida por:

$$H(\rho) = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\rho)} \quad (1.4)$$

A exigência de maiores ordens do processo autorregressivo deve-se ao fato de a frequência dos dados utilizada neste artigo ser mensal. Ou seja, para capturar a correta dinâmica dos preços mensais são necessárias maiores ordens do processo autorregressivo.

CMS (2006) apresentam um método para estimar a meia-vida de convergência buscando controlar vieses presentes em dados em painel, entre eles o viés de Nickell e o viés de agregação temporal.

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

---

<sup>3</sup> Por apropriadamente escolhida quer se dizer por meio de critérios de informação como o BIC, AIC ou HQ.

<sup>4</sup> Esta hipótese é bastante forte teoricamente, entretanto, é necessária para alcançar um único valor para a meia-vida em um painel. Na prática os autores têm reportado que não é uma hipótese muito relevante. Ver Nath e Sakar (2014) e CMS (2006).

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.

O viés de agregação temporal ocorre quando os índices de preços são construídos como médias de diferentes preços ao longo do tempo; ou seja, essa agregação incorpora uma estrutura de média móvel (MA) no erro da regressão, onde informações que, na verdade, foram coletadas diária ou semanalmente sofrem algum tipo de agregação para uma frequência superior. Assim, estimações que não consideram esse tipo de problema nos dados tendem a superestimar o verdadeiro  $\rho$  e, conseqüentemente, a meia-vida.

Taylor (2001) foi o primeiro a estudar os efeitos da agregação temporal sobre a velocidade de convergência de preços relativos ao assumir que as variáveis seguiam um processo  $AR(1)$ . Se as variáveis são agregadas em períodos de tempo diferentes do que são estimadas as meias-vidas, existe a possibilidade de viés, uma vez que as meias-vidas verdadeiras são dependentes do período de tempo pelo qual as variáveis são realmente agregadas.

Para lidar com tais tipos de vieses será estimado um modelo em painel com efeitos fixos, por meio dos mínimos quadrados generalizados (GLS), com correção para os vieses de Nickell e de agregação temporal, à la CMS (2006). Além disso, serão incorporados na estimação os períodos de quebras estruturais e controles para a dependência transversal nos moldes definidos a seguir.

Seja o processo autorregressivo  $AR(k)$  em painel com a incorporação das quebras estruturais sobre o intercepto para os preços relativos das cidades brasileiras:

$$q_{it} = \mu_i + \sum_{l=1}^m \theta_{l,i} DI_{l,t} + \rho q_{it-1} + \sum_{j=2}^k c_i q_{it-j} + e_{it} \quad (1.5)$$

em que:  $DI_{l,t} = 1$  para todo  $t$  após a  $l$ -ésima quebra. O erro de (1.5) é estimado assumindo o seguinte processo  $MA(1)$ :

$$u_{it} = v_{it} + \gamma v_{it-1} \quad \text{e} \quad v_{it} = \delta_i \varphi_t + \omega_t \quad (1.6)$$

onde  $\delta_i$  são fatores de carga,  $\varphi_t$  são fatores que identificam choques comuns a todas as cidades e  $\omega_t$  é um erro normalmente distribuído e mutuamente independente. A forma de inclusão dos fatores comuns foi adaptada por Nath e Sakar (2014) a partir do método fatorial proposto por Phillips e Sul (2004).

A suposição de fatores comuns na equação (1.5) é importante uma vez que análises regionais apresentam fortes evidências de dependência transversal, como em Kim e Oka (2013) e Gobillon e Magnac (2016). Isto é, as regiões de um mesmo país são afetadas por choques comuns e estes choques se diferenciam entre as cidades apenas pelo componente idiossincrático e pelos fatores de carga.

Tais equações são estimadas iterativamente pelo método de momentos generalizados. Posteriormente, as estimativas da equação (1.5) são ajustadas para corrigir a presença do viés de Nickell e de agregação temporal, como em CMS (2006) e Nath e Sakar (2014).

Em suma, a estratégia econométrica consiste inicialmente numa avaliação criteriosa da presença de quebras estruturais nos dados de preços relativos das cidades brasileiras. Após essa constatação, são estimadas as meias-vidas de reversão à PPC, nos moldes CMS (2006), sem quebras estruturais, e considerando a presença de quebras estruturais, como em Nath e Sakar (2014), para avaliar o impacto da correção do viés oriundo das quebras estruturais sobre a velocidade de convergência dos preços relativos para as cidades brasileiras.

## **1.4 Análise e Discussão dos Resultados**

### *1.4.1 Identificação das Quebras Estruturais*

Inicialmente analisou-se a presença de quebras estruturais nos moldes descritos na seção anterior. A tabela 1.2 reporta os resultados da estimação das datas de quebra considerando a cidade de São Paulo como referência<sup>5</sup>. Observa-se que o resultado para zero quebras não foi significativo.

Os demais casos, uma, duas ou três quebras estruturais, apresentaram-se significativos a 1%. Será, portanto, considerado a existência de três quebras estruturais no

---

<sup>5</sup> Os resultados tendo as demais cidades como numerário se mostraram semelhantes e estão disponíveis sob requisição.

período entre 1991.01 e 2016.11. As datas das quebras estruturais foram 1996.02, 2001.12 e 2010.10.

**TABELA 1.2**  
**TESTE DE IDENTIFICAÇÃO DAS QUEBRAS**

Nº de quebras	Estatística	Valores Críticos			Datas das Quebras
		1%	5%	10%	
0	0,7138	-5,5325	-4,8448	-4,4347	-
3	-7,2355	-7,1478	-6,5881	-6,2963	1996.02/2001.12/2010.10

Fonte: Elaborado pelo autor.

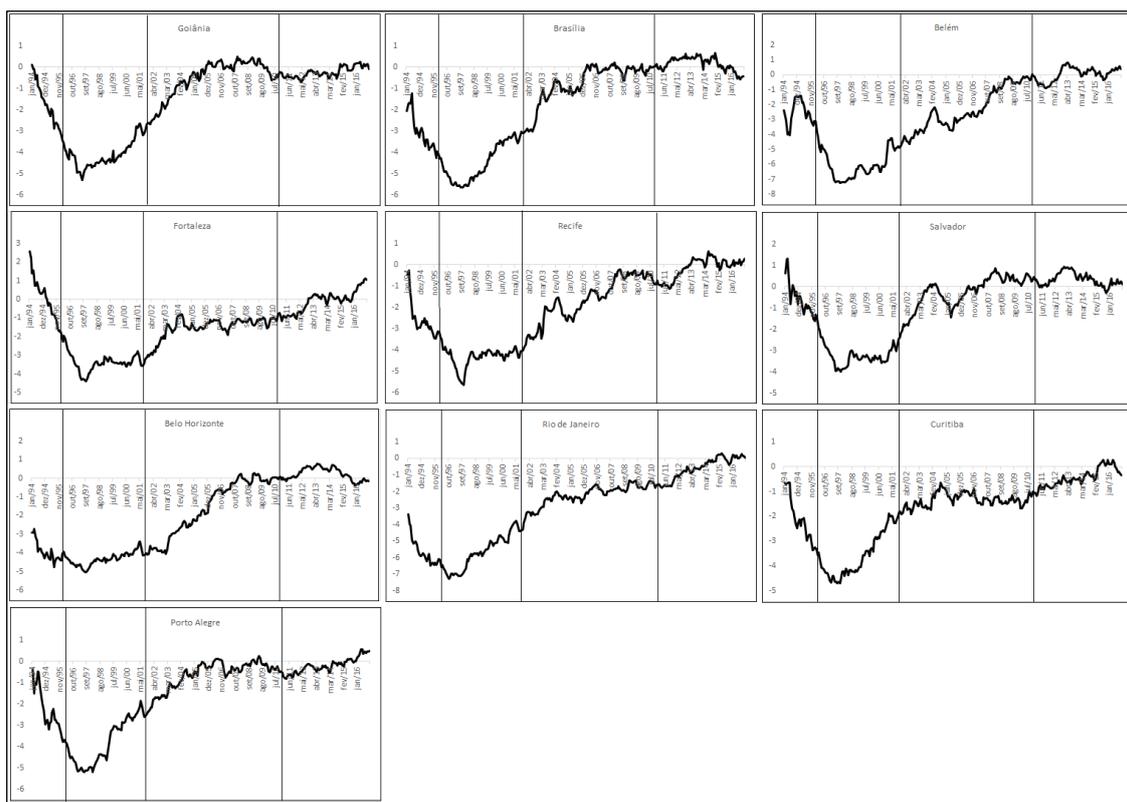
Nota: Os valores críticos foram estimados por meio de um procedimento de Monte Carlo.

Uma das vantagens de assumir que todas as cidades apresentam uma mesma data de quebra estrutural é a de poder associar tais períodos à conjuntura da economia nacional. A figura 1.1 traz uma representação gráfica da evolução das séries de preços relativos, tendo São Paulo como numerário, com as quebras estruturais destacadas.

Portanto, a primeira quebra estrutural identificada parece estar associada ao período pós implementação do plano Real. A principal característica desse período foi a forte queda da inflação em todo o país que resultou em um forte processo de realinhamento de preços relativos, que atinge seus menores valores em torno de fevereiro de 1996 na Figura 1.1.

Apesar da crise da Ásia e da crise Russa, em 1997 e 1998, respectivamente, a implementação/consolidação do tripé macroeconômico com câmbio flutuante, em 1999, o ajuste fiscal, tendo como ápice a lei de Responsabilidade Fiscal, em 2000, e a implementação do regime de metas de inflação, em 1999, contribuíram para a redução e estabilidade dos preços no país. Assim, depreende-se da Figura 1.1 que houve um forte processo de ajustamento dos preços relativos no período entre 1996.02 a 2001.12.

A segunda quebra estrutural ocorre em 2001.12, período que tem como principais características a forte desvalorização cambial e expectativas negativas em relação à manutenção do tripé macroeconômico, produzindo pressões inflacionárias que, posteriormente, seriam atenuadas. Portanto, após a eliminação das incertezas, observa-se uma consolidação do sistema de metas de inflação com forte redução na dispersão dos preços relativos, principalmente entre 2006 e 2010, onde ela atinge seus menores valores. Vale destacar que Arruda *et al.* (2015) também observam evidências nessa direção. Portanto, o segundo período analisado será de 2001.12 a 2010.10.



**FIGURA 1.1: COMPORTAMENTO DAS SÉRIES DE PREÇOS RELATIVOS DAS CIDADES**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos.

Por fim, a terceira quebra estrutural é identificada em 2010.10. O período 2010.10 a 2016.11 foi marcado por diversos choques econômicos que afetaram a economia brasileira. A economia mundial ainda era impactada pelas repercussões, ou o contágio, da crise do *Sub-prime* nos EUA, sobretudo a Europa. No Brasil, a condução da política monetária começa a apresentar sinais de falta de credibilidade na manutenção do tripé macroeconômico, sobretudo nas metas de inflação, com sucessivos resultados de inflação próximos ao teto da meta. A partir de 2013 observa-se uma forte intervenção do governo nos preços administrados, no sentido de conter artificialmente a inflação, controlando preços de serviços de transportes públicos, de combustíveis e derivados do petróleo e de energia. Além disso, a condução da política fiscal apresentava sinais de desequilíbrio em sua trajetória. A combinação do contágio de crises internacionais, descontrole fiscal doméstico e o represamento artificial de preços da economia brasileira elevou a incerteza dos agentes econômicos, podendo ter repercussões sobre os preços relativos.

Desta forma, uma vez identificadas as datas das quebras estruturais, é possível estimar a meia-vida levando em consideração suas influências. Espera-se que a inclusão das quebras estruturais reduza a meia-vida de convergência de preços entre as cidades brasileiras, uma vez que tanto a literatura empírica quanto a teórica apontam nessa direção. Além disso, as meias-vidas também serão estimadas com correção para os vieses de Nickell e de agregação temporal.

Visando verificar a robustez da estimação das datas das quebras, a Tabela 1.3 apresenta o mesmo exercício de identificação das datas das quebras estruturais assumindo diferentes numerários. A estimação foi realizada assumindo a presença de três quebras estruturais tendo como numerários a média dos IPCA's das cidades brasileiras e o IPCA para o Brasil.

Observa-se que os períodos de quebra estimados apresentam pouca diferença. Considerando a média das cidades como numerário as datas das quebras foram: 1998.01, 2003.06 e 2009.11. Por sua vez, considerando o IPCA do Brasil como numerário, as datas das quebras estimadas foram: 1996.06, 2003.01 e 2010.01.

**TABELA 1.3**  
**ROBUSTEZ DO TESTE DE IDENTIFICAÇÃO DAS QUEBRAS**

Numerário	Estatística	Valores Críticos			Datas das quebras
		1%	5%	10%	
<i>IPCA Médio</i>	-7,5797	-6,9233	-6,3662	-6,1856	1998.01/ 2003.06/ 2009.11
<i>IPCA Brasil</i>	-7,5995	-6,9113	-6,3942	-6,1906	1996.06/ 2003.01/ 2010.01

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Os valores críticos foram estimados por meio de um procedimento de Monte Carlo.

Em ambos os casos as razões econômicas apontadas para explicar os períodos entre as quebras estruturais aparentemente são os mesmos do caso principal em que se assume a cidade de São Paulo como numerário. Este resultado indica que a data da quebra estrutural estimada é pouco sensível ao numerário escolhido, permitindo que na estimação da meia-vida de convergência possa-se optar por diferentes numerários.

#### *1.4.2 Resultados para a Meia-vida*

Após a identificação de três quebras estruturais no período analisado, procedeu-se uma análise comparativa das meias-vidas estimadas com correção apenas para os vieses de

Nickell e de agregação temporal, nos moldes de CMS(2006), com àquelas obtidas levando em consideração apenas as quebras estruturais (sem as correções para os outros vieses) e, também, com àquelas levando em conta a correção para os vieses de Nickell, de agregação temporal e o viés oriundo das quebras estruturais, como em Nath e Sakar (2014). Os resultados estão sintetizados na Tabela 1.4 e  $MV(\hat{\rho})$  reporta o valor da meia-vida de reversão à PPC tendo cada uma das cidades como numerário, além do Brasil e da média das cidades. As últimas linhas da Tabela 1.4 apresentam indicadores descritivos das meias-vidas encontradas.

Inicialmente, observa-se que as estimações sem correções para os vieses de Nickell e de agregação temporal tendem a superestimar a meia-vida, uma vez que, com exceção do Rio de Janeiro, as meias-vidas estimadas são substancialmente maiores para cada um dos numerários em relação àquelas que não corrigem esses vieses. Logo, como destacam CMS (2006), se faz necessário incorporar a correção para os vieses de Nickell e de agregação temporal no processo de estimação da reversão à PPC.

Adicionalmente, verifica-se uma forte redução nas meias-vidas de reversão à PPC ao considerar as quebras estruturais. Os resultados indicam uma meia-vida mediana de 18,72 meses, corrigindo apenas os vieses de Nickell e de agregação temporal sem quebra estrutural, e, em condições semelhantes, ao considerar as três quebras estruturais, esse valor é reduzido para 4,33 meses; ou seja, uma meia-vida mediana 76,87% menor.

Esses resultados também se mostram inferiores aos observados na literatura para as cidades brasileiras. BAF (2014) encontram um intervalo de meia-vida entre 30,60 e 46,08 meses e Arruda *et al.* (2015) observam meias-vidas variando entre 19 e 60 meses. Portanto, conforme argumentam Basher e Carrion-i-Silvestre (2011), Hegwood e Nath (2013) e Nath e Sarkar (2014), a estimação da velocidade de convergência dos preços relativos entre cidades sem considerar as quebras estruturais, quando existirem, deve produzir meias-vidas superestimadas.

Os resultados indicam ainda que, mesmo que a literatura indique que as meias-vidas para dados de cidades possam ser sensíveis à escolha do numerário, dentro dos limites de 17,21 a 23,07 meses (sem quebras estruturais) e de 0,98 a 7,5 meses (considerando as três quebras estruturais identificadas), a escolha do numerário parece não exercer grande influência sobre a velocidade de reversão dos desvios da PPC para as cidades brasileiras.

**TABELA 1.4**  
**PAINEL ESTIMAÇÃO MEIAS-VIDAS**

Numerário	Zero Quebras <sup>a</sup>		Três Quebras <sup>a</sup>		Três Quebras <sup>b</sup>	
	$\hat{\rho}$	$MV(\hat{\rho})$	$\hat{\rho}$	$MV(\hat{\rho})$	$\hat{\rho}$	$MV(\hat{\rho})$
São Paulo	0,970	23,076	0,912	7,512	0,941	11,360
Goiânia	0,968	21,129	0,496	0,988	0,883	5,550
Brasília	0,964	18,972	0,845	4,112	0,970	22,750
Belém	0,961	17,582	0,848	4,212	0,895	6,270
Fortaleza	0,965	19,290	0,852	4,334	0,953	14,310
Recife	0,965	19,354	0,855	4,421	0,989	60,990
Salvador	0,963	18,426	0,866	4,813	0,979	32,500
Belo Horizonte	0,961	17,214	0,869	4,955	0,915	7,780
Rio de Janeiro	0,962	17,966	0,872	5,051	0,213	0,449
Curitiba	0,964	18,725	0,848	4,206	0,991	78,400
Porto Alegre	0,961	17,528	0,851	4,285	0,939	11,000
Brasil	0,969	22,102	0,849	4,234	0,969	22,174
Média	0,961	17,422	0,866	4,805	0,971	23,350
Mínimo	0,961	17,214	0,496	0,988	0,213	0,449
Máximo	0,970	23,076	0,912	7,512	0,991	78,400
Média	0,964	19,024	0,829	4,444	0,883	23,705
Mediana	0,964	18,725	0,852	4,334	0,941	11,36

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota:  $MV(\hat{\rho})$  denota as meias-vidas estimadas. <sup>a</sup> com correção dos vieses de Nickell e Agregação Temporal. <sup>b</sup> sem correção dos vieses de Nickell e Agregação Temporal.

Vale destacar ainda que, sem considerar as quebras estruturais, o intervalo das meias-vidas para as cidades brasileiras se mostra inferior aos obtidos para as cidades mexicanas por Sonora (2005), para as cidades americanas por Cecchetti, Mark e Sonora (2002), Chen e Devereux (2003) e Nath e Sakar (2009) e para as cidades espanholas por Carrion-i-Silvestre, Del Barrio e López-Barro (2004).

Ao considerar as quebras estruturais, a reversão à PPC para as cidades brasileiras também se mostrou mais rápida do que àquelas observadas para as cidades americanas, por Basher e Carrion-i-Silvestre (2011) e Hegwood e Nath (2013), para as cidades japonesas, por Choi e Matsubara (2007), e semelhante à observada por Nath e Sarkar (2014) para as cidades australianas. É importante frisar que Arruda *et al.* (2015) destacam que a velocidade de reversão à PPC das cidades brasileiras se mostra mais rápida do que aquelas obtidas para as cidades americanas.

Em suma, a análise dos resultados indica pelo menos três grupos de evidências. Primeiro, que as meias-vidas estimadas para as cidades brasileiras parecem ser menores do que

aquelas observadas para as cidades americanas, espanholas e mexicanas; ou seja, há indícios de mercados mais integrados nas cidades brasileiras. Em seguida, observa-se que, a despeito da advertência de alguns autores, a escolha do numerário não parece interferir significativamente na velocidade de reversão dos desvios da PPC com dados intranacionais do Brasil. Por fim, mesmo corrigindo para os vieses de Nickell e de agregação temporal, as meias-vidas de reversão à PPC para as cidades brasileiras ainda se mostram fortemente afetadas pelo viés oriundo de quebras estruturais, uma vez que ao incorporá-lo no cálculo, as meias-vidas são consideravelmente reduzidas.

### **1.5 Considerações Finais**

O presente estudo se propôs a obter estimativas não viesadas da velocidade de reversão dos desvios da PPC para 11 cidades brasileiras considerando a presença de quebras estruturais, utilizando o IPCA no período de 1991.01 a 2016.11 e a estratégia econométrica de Hegwood e Nath (2013) e Nath e Sarkar (2014).

Os testes de quebra estrutural identificaram a ocorrência de três quebras no período analisado. Vale destacar que se tratam de períodos coerentes com mudanças na conjuntura da economia brasileira conforme explicitado no artigo.

As meias-vidas estimadas, sem quebra estrutural, tendo o Brasil e o preço médio das cidades como numerário, foram de 22,10 e 17,42 meses, respectivamente. A mediana desse indicador considerando cada uma das 11 cidades como numerário foi de 18,72 meses, variando num intervalo entre 17,21 a 23,07 meses. Esses resultados indicam uma reversão à média mais rápida para as cidades brasileiras do que aquela observada em cidades americanas (CECCHETTI, MARK e SONORA, 2002; CHEN e DEVEREUX, 2003; NATH e SAKAR, 2009), mexicanas (SONORA, 2005) e espanholas (CARRION-I-SILVESTRE, DEL BARRIO e LÓPEZ-BARRO, 2004). Conforme Arruda *et al.* (2015), esses resultados podem indicar uma maior integração nos mercados entre as cidades brasileiras.

Em condições semelhantes, ao considerar as três quebras estruturais observadas, as meias-vidas de reversão considerando o Brasil, 4,23 meses, e a média, 4,80 meses, como numerários se mostraram bastante inferiores àquelas observadas com correção apenas para o viés de Nickell e de agregação temporal. Considerando cada uma das 11 cidades, a mediana

desse indicador foi de 4,33 meses, indicando uma redução de cerca de 76,87% na velocidade de reversão à PPC para as cidades brasileiras.

Portanto, conforme destacam Basher e Carrion-i-Silvestre (2011), Hegwood e Nath (2013) e Nath e Sarkar (2014), o cálculo das meias-vidas de convergência dos preços relativos entre cidades precisa incorporar a existência de quebras estruturais, se elas existirem, sob o risco de produzir resultados fortemente superestimados para esse indicador.

Assim, das evidências observadas nesse estudo pode-se extrair três importantes conclusões: que as meias-vidas das cidades brasileiras se mostram inferiores aquelas observadas em dados para países e para cidades americanas, mexicanas e espanholas, resultado na linha de Arruda *et al.* (2015); que a escolha do numerário não parece influenciar na velocidade de reversão à PPC das cidades brasileiras, conforme destacam BAF (2014) e, por fim, a contribuição principal do estudo indica que a não consideração das quebras estruturais produzem resultados fortemente superestimados para as cidades brasileiras ao indicar uma redução de 76,87% na meia-vida mediana estimada.

## 2. AGREGAÇÃO DE DINÂMICAS HETEROGÊNEAS, ACURÁCIA DA MEIA-VIDA E O ENIGMA DA PPC: EVIDÊNCIA PARA CIDADES BRASILEIRAS

### 2.1 Introdução

Há uma vasta literatura empírica relacionada a velocidade de reversão a média dos desvios da Paridade do Poder de Compra (PPC)<sup>6</sup> em que se tenta medir o tempo necessário para que o efeito de um choque unitário sobre a taxa de câmbio real se dissipe pela metade. A essa medida, bastante difundida em estudos do campo das Ciências Naturais, dá-se o nome de meia-vida.

Muitos desses estudos têm apontado uma surpreendente regularidade. As meias-vidas observadas se concentram no intervalo de 3 a 5 anos, período de tempo muito elevado para ser explicado por choques monetários e financeiros. Rogoff (1996) definiu esta regularidade como o *puzzle* da PPC. Desde então, um grande esforço tem sido feito para explicar este enigma, os quais concentram-se na acurácia das estimações, seja do processo autorregressivo necessário para o cálculo da meia-vida, ou da medida de meia-vida propriamente dita.

Os vieses relacionados a estimação do processo autorregressivo podem ocorrer ao se utilizar modelos de painel dinâmico (viés de Nickell), agregação temporal e agregação *cross-section* de coeficientes heterogêneos, má especificação da ordem do processo autorregressivo, presença de quebra-estrutural e não-linearidades na velocidade de convergência. A heterogeneidade setorial é apontada por Imbs *et al* (2005a) – daqui em diante IMRR (2005a) – e Carvalho e Nechio (2011) como solução para o enigma. Estes pesquisadores apontam que a alta persistência surge por conta da dinâmica heterogênea dos setores que compõem a taxa de câmbio real, reportando uma meia-vida bem abaixo do intervalo-consenso.

Quanto aos problemas relacionados ao cômputo da meia-vida, estudos apontam a existência de distorções quando uma medida aproximada de meia-vida é utilizada para o cálculo da mesma em processos autorregressivos de ordem mais alta<sup>7</sup>, sobretudo na presença de raiz

---

<sup>6</sup> Um resumo desta literatura encontra-se no quadro 1.1, reportado no capítulo anterior.

<sup>7</sup> Processos autorregressivos de ordem maior que 1.

unitária (SEONG, MORSHED e AHN, 2006). Adicionalmente, Gadea e Mayoral (2009), baseadas na desigualdade de Jensen, reportam problemas no cálculo da Função Impulso-resposta (*IRF*, no inglês) usada na maioria dos trabalhos empíricos para o cálculo da meia-vida que provocam uma subestimação da verdadeira meia-vida.

Muitas são as fontes de desvios da taxa de câmbio real de seu valor de equilíbrio de longo prazo. Fatores como barreiras comerciais, entraves oriundos de questões burocráticas na construção do sistema de distribuição dos bens comercializados, imperfeições de mercado, custos de transportes, diferenças nas cestas de bens e serviços utilizadas na composição do índice de preços entre países, dentre outros, são apontados como elementos que retardam o ajustamento completo dos preços relativos internacionais.

Para lidar com dados em que estes problemas são de menor importância, uma vertente de estudos relacionados a PPC dedica-se a investigação da convergência de preços relativos em cidades de um mesmo país ou entre nações pertencentes a regiões econômicas com moeda única. Para a economia brasileira, Arruda *et al.* (2015) usam séries de tempo do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para as regiões metropolitanas (RMs) brasileiras usadas na construção do índice e reportam uma meia-vida média de 27 meses. Com os mesmos dados, mas em uma estrutura de dados em painel, Bastos, Ferreira e Arruda (2018) reportam uma meia-vida mediana de aproximadamente 38 meses, dentro do intervalo-consenso.

É importante destacar que em Arruda *et al.* (2015) não há correção para o viés de pequenas amostras do estimador OLS nem é dado tratamento adequado ao viés de heterogeneidade setorial apontado por IMRR (2005a). Adicionalmente, o cálculo da meia-vida não é realizado como sugerem Kilian e Zha (2002) e Seong, Morshed e Ahn (2006). Logo, seus resultados devem ser vistos com cautela. Já em Bastos, Ferreira e Arruda (2018), a estimação também não leva em consideração a heterogeneidade setorial, o que pode ser uma fonte de superestimação da meia-vida de convergência dos desvios da PPC.

O exercício proposto neste trabalho, portanto, concentra-se na estimação das meias-vidas de convergência dos desvios da PPC controlada para os vieses provocados pela heterogeneidade setorial e imprecisão da medida de meia-vida aproximada utilizada em processos autorregressivos de ordem mais alta, além da correção para o viés de Nickell. Para tratar o problema de heterogeneidade na dinâmica de convergência dos setores, utiliza-se o

estimador proposto por Chudik e Pesaran (2015). Já para a acurácia da meia-vida, utiliza-se o tratamento proposto por Kilian e Zha (2002), Seong, Morshed e Ahn (2006) e Gadea e Mayoral (2009). Os resultados reforçam aqueles obtidos por IMRR (2005a) e Carvalho e Nechio (2011).

Além desta introdução, este trabalho possui mais seis seções: a seguir, descreve-se os dados utilizados e testa-se a presença de raiz unitária. Na sequência, trata-se da questão da definição adequada da ordem do processo autorregressivo. Em seguida discute-se o problema de heterogeneidade setorial como uma fonte de viés na estimação dos desvios da PPC. Mais adiante, apresentam-se os resultados e discute-se o problema da acurácia da meia-vida e, por fim, faz-se alguns comentários finais.

## **2.2 Dados e Testes de Raiz Unitária**

Os dados do IPCA foram extraídos do banco de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), compreendendo o período de janeiro de 1991 a dezembro de 2013<sup>8</sup>. As informações estão desagregadas ao nível de 9 regiões metropolitanas (Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo) e 2 cidades (Brasília e Goiânia)<sup>9</sup>. Para cada RM, o IPCA está desagregado para as seguintes categorias: alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, transportes, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, educação e comunicação.

É importante frisar que as categorias transportes e comunicação eram computadas como uma única categoria até julho de 1999. Para obtê-las em separado, foi necessário utilizar o IPCA por subgrupo. Já a categoria educação, que não pertencia à rubrica de grupos, é representada pelo subgrupo educação e leitura de janeiro de 1991 a julho de 1999<sup>10</sup>.

Embora existam observações para o período pós-dezembro de 2013, optou-se por não o considerar por conta da inclusão de Campo Grande e Grande Vitória dentre as áreas amostradas para a estimação do IPCA. A inclusão das mesmas implica em mudanças no peso da participação das RMs no cálculo do índice geral e, como apontam IMRR (2005a), os dados setoriais devem refletir exatamente o índice geral de preços.

---

<sup>8</sup> Algumas observações ausentes foram obtidas por média geométrica.

<sup>9</sup> Por economia de notação, tratam-se todas as cidades como região metropolitana.

<sup>10</sup> Esses arranjos obedeceram a nota do IBGE.

Utilizam-se dois tipos de painéis de preços relativos para as RMs brasileiras: um tipo de painel com preços relativos setoriais e outro com preços relativos agregados. Essas medidas podem ser definidas, respectivamente, por:

$$q_{ict} = \ln \left( \frac{IPCA_{ict}}{IPCA_{ijt}} \right) \quad (2.1)$$

$$q_{ct} = \ln \left( \frac{IPCA_{ct}}{IPCA_{jt}} \right) \quad (2.2)$$

em que  $ict$  refere-se ao indicador para o setor  $i$  da região metropolitana  $c$  no período  $t$ . E  $j$  refere-se à RM usada como numerário.

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

Os testes de raiz unitária em painel de Levin, Lin e Chu (2002) – LLC –, Im, Pesaran e Shin (2003) – IPS – e Pesaran (2007) – CIPS são utilizados para testar a hipótese nula de raiz unitária. A hipótese alternativa ( $H_a$ ), para o teste LLC é de que todas as séries no painel são estacionárias, enquanto que para os testes IPS e CIPS é de que apenas uma fração delas é estacionária. O teste LLC restringe que todas as unidades individuais tenham o mesmo parâmetro autorregressivo. Por outro lado, essa hipótese é relaxada nos testes IPS e CIPS. A vantagem do teste CIPS em relação aos demais é o tratamento explícito de dependência *cross-section*, problema típico de painéis de taxa de câmbio (e preço relativo). Este tratamento se dá pela inclusão de valores defasados das médias *cross-section* das séries em nível ou em primeira diferença ampliando as regressões do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF) padrão.

A Tabela 2.1 reporta os resultados dos testes de raiz unitária para ambos os tipos de painel. Para os painéis com preços relativos setoriais, não há qualquer evidência de presença de raiz unitária, visto que a hipótese nula é rejeitada em todos os testes. Já para os painéis de preços relativos agregados, o teste CIPS aponta a presença de raiz unitária apenas quando Recife é usado como numerário. De modo geral, os resultados são, portanto, consistentes com estacionaridade em ambos os tipos de painel.

**TABELA 2.1**  
**TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA PAINÉIS COM PREÇOS RELATIVOS**

Numerário	Setoriais			Agregados		
	<i>LLC</i>	<i>IPS</i>	<i>CIPS</i>	<i>LLC</i>	<i>IPS</i>	<i>CIPS</i>
Brasil	-10,6306 (0,0000)	-14,8060 (0,0000)	-2,4180 (-2,0700)	-3,1470 (0,0008)	-3,0756 (0,0011)	-2,1550 (-2,1000)
Belém	-14,3533 (0,0000)	-13,4883 (0,0000)	-2,2540 (-2,0700)	-1,9200 (0,0274)	-2,6370 (0,0042)	-2,4380 (-2,1000)
Belo Horizonte	-15,0206 (0,0000)	-17,7797 (0,0000)	-2,3400 (-2,0700)	-2,9408 (0,0016)	-2,9689 (0,0015)	-2,2980 (-2,1000)
Brasília	-15,5223 (0,0000)	-19,0686 (0,0000)	-2,4480 (-2,0700)	-2,9954 (0,0014)	-2,9976 (0,0014)	-2,6190 (-2,1000)
Curitiba	-10,8315 (0,0000)	-13,9822 (0,0000)	-2,4240 (-2,0700)	-3,0573 (0,0011)	-3,2472 (0,0006)	-2,1170 (-2,1000)
Fortaleza	-9,3148 (0,0000)	-14,2341 (0,0000)	-2,745 (-2,0700)	-2,1722 (0,0149)	-2,7834 (0,0027)	-2,4700 (-2,1000)
Goiânia	-15,1203 (0,0000)	-18,0545 (0,0000)	-2,5580 (-2,0700)	-2,9839 (0,0014)	-2,9783 (0,0014)	-2,1750 (-2,1000)
Porto Alegre	-13,2429 (0,0000)	-19,0240 (0,0000)	-2,4970 (-2,0700)	-2,9964 (0,0014)	-2,6942 (0,0035)	-2,1220 (-2,1000)
Recife	-15,9820 (0,0000)	-18,6570 (0,0000)	-2,8100 (-2,0700)	-2,1466 (0,0159)	-1,9777 (0,0240)	-2,0850* (-2,1000)
Rio de Janeiro	-10,5337 (0,0000)	-13,5731 (0,0000)	-2,5790 (-2,0700)	-2,4812 (0,0065)	-2,6374 (0,0042)	-2,3370 (-2,1000)
Salvador	-11,8032 (0,0000)	-15,1207 (0,0000)	-3,0430 (-2,0700)	-3,0684 (0,0011)	-2,8564 (0,0021)	-2,3090 (-2,1000)
São Paulo	-10,5650 (0,0000)	-13,2408 (0,0000)	-2,8140 (-2,0700)	-4,0599 (0,0000)	-3,6144 (0,0002)	-2,4420 (-2,1000)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: p-valor entre parênteses, com exceção do teste CIPS, que não possui distribuição padrão e, portanto, reportam-se os valores críticos tabelados para  $N, T = (100, 200)$  para os painéis de preços relativos setoriais, e  $N, T = (10, 200)$  para aqueles painéis com preços relativos agregados, ao nível de 5% de significância. \* Não se rejeita  $H_0$ . Para os painéis com preços relativos setoriais, o número de *lags* necessários para que o resíduo seja ruído branco foram definidos, para os testes LLC e IPS, de forma ótima utilizando-se como critério de informação a estatística de Schwarz, permitindo-se no máximo 12 *lags*. Já para os painéis com preços relativos agregados, o número de *lags* necessários para que o resíduo seja ruído branco foram definidos, para os testes LLC e IPS, de forma ótima utilizando-se como critério de informação a estatística de Schwarz, permitindo-se no máximo 12 (LLC) e 8 *lags* para o IPS. Para o teste CIPS, o número de *lags* foi definido utilizando-se um teste de Wald partindo-se da ausência de *lags* para o limite máximo de 12 *lags*.

### 2.3 Meia-vida e a Ordem do Processo Autorregressivo – $AR(p)$

Os painéis de preços relativos setoriais utilizados neste trabalho seguem um processo autorregressivo de ordem  $p$  com efeito fixo e heterogeneidade nos coeficientes autorregressivos das unidades individuais, que podem ser descritos por:

$$q_{ict} = \alpha_{ic} + \sum_{j=1}^p \rho_{icj} q_{ict-j} + e_{ict} \quad (2.3. a)$$

em que  $q_{ict}$  é definido como em (2.1). De forma análoga a (2.3. a), para a equação que descreve o processo autorregressivo dos painéis de preços relativos agregados, suprime-se o subscrito  $i$  e tem-se  $q_{ct}$  como definido pela equação (2.2)<sup>11</sup>, ou seja:

$$q_{ct} = \alpha_c + \sum_{j=1}^p \rho_j q_{ct-j} + e_{ct} \quad (2.3. b)$$

Na eq(2.3. a), controla-se para dois possíveis efeitos fixos ( $\alpha_{ic}$ ), o da RM e o do setor, de modo que um mesmo setor em RMs distintas é tratado como uma unidade individual diferente. Adicionalmente, os coeficientes autorregressivos ( $\rho_{icj}$ ) também podem variar entre RMs e setores. Esta abordagem difere da adotada em IMRR (2005a), uma vez que, em sua especificação, permite-se que o intercepto varie apenas entre países enquanto os coeficientes autorregressivos são heterogêneos apenas entre os setores.

É necessário definir a ordem do processo autorregressivo para os painéis considerando o Brasil e cada uma das RMs como numerário. A especificação correta do modelo a ser estimado é especialmente importante nesse tipo de problema, pois a definição incorreta da ordem do processo autorregressivo gera distorções no cálculo da meia-vida.

A seleção da ordem do processo autorregressivo em painéis pelo critério de informação de Schwarz (BIC) é inconsistente na presença de parâmetros incidentais e superestima a ordem do processo autorregressivo com considerável probabilidade, mesmo sem efeito fixo no painel dinâmico. Para resolver este problema, Han, Phillips e Sul (2015) propõem o uso de alguns critérios de informação modificados que são consistentes em painéis dinâmicos, comportando-se bem para diferentes tamanhos de  $N$  e  $T$ .

Os resultados para ambos os painéis e cada um dos numerários estão na Tabela 2.2. Dos 2 critérios de informação reportados – o BIC tradicional e enviesado ( $K_0$ ) e o BIC modificado ( $K_2$ ) –, optou-se por utilizar a ordem de defasagens apontada como adequada pelo

---

<sup>11</sup> Deve-se suprimir também todos os subscritos dos parâmetros autorregressivos, pois as estimações para este tipo de painel não levam em conta a heterogeneidade entre as RMs e são realizadas apenas para confirmar que estes dados reportam, quando estimados sem tratamento adequado, meia-vida dentro do intervalo-consenso.

BIC modificado, satisfazendo, portanto, o critério da parcimônia, uma vez que este critério recomendou a utilização de menos *lags* na maioria dos casos.

**TABELA 2.2**  
**DEFINIÇÃO DA ORDEM DOS PROCESSOS AUTORREGRESSIVOS**

Numerário	Preço Relativo Desagregado		Preço Relativo Agregado	
	$K_0$	$K_2$	$K_0$	$K_2$
Brasil	12	4	12	3
Belém	12	5	12	6
Belo Horizonte	12	3	12	1
Brasília	12	3	12	2
Curitiba	12	11	12	3
Fortaleza	12	11	12	12
Goiânia	12	3	12	1
Porto Alegre	12	12	12	12
Recife	12	5	12	5
Rio de Janeiro	12	4	12	1
Salvador	12	4	12	12
São Paulo	12	4	12	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: A ordem máxima permitida para o processo autorregressivo foi  $p_{máx} = 12$ .

Dada a ordem  $p$  de cada um dos processos autorregressivos, as meias-vidas de convergência dos preços relativos – agregados e desagregados por grupos – são aproximadas pela fórmula:

$$MV(\beta) = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1 + \beta)} \quad (2.4)$$

independentemente da existência de meia-vida bem definida. Em que  $\beta$  é a “velocidade de convergência” da representação de correção de erro do processo  $AR(p)$  dada por:

$$\Delta q_{ict} = \beta q_{ict-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{icj}^* q_{ict-j} + e_{ict} \quad (2.5)$$

onde  $\rho_{icj}^* = -\sum_{k=j+1}^p \rho_{ick}$  e  $\beta = \sum_{j=1}^p \rho_{icj} - 1$ . Portanto, (2.4) pode ser reescrita da seguinte forma para as regressões estimadas:

$$MV\left(\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j\right) = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j)} \quad (2.6)$$

Seong, Morshed e Ahn (2006) mostram que existem problemas com esta medida de meia-vida, principalmente na presença de raiz unitária. Este problema, entretanto, terá tratamento adequado mais tarde, na seção 2.6.

## 2.4 A Questão da Heterogeneidade

O viés de agregação dinâmico é apontado por IMRR (2005a) como fator explicativo do enigma da PPC. Eles revelam que a taxa de câmbio real agregada é persistente por que os setores que a compõem têm dinâmica heterogênea – sendo os métodos convencionais de estimação em séries de tempo e painéis incapazes de controlar para isto. Neste sentido, o viés de agregação surgiria por conta da suposição implícita de que todos os preços relativos que compõem a taxa de câmbio real convergem para a paridade a mesma velocidade.

Do ponto de vista teórico, os autores mostram que a falha no tratamento da heterogeneidade na dinâmica dos preços relativos dá origem a um viés positivo que cresce com o grau de heterogeneidade. Ao agregar os setores de um painel de preços relativos de bens para um único par de países<sup>12</sup> e assumindo, sem perda de generalidade, que estes  $N$  setores seguem um processo autorregressivo de primeira ordem, o viés de agregação é descrito pela equação abaixo:

$$\Delta = \sum_{i=1}^N (\rho_i - \rho) \delta_i \quad (2.7)$$

em que

$$\delta_i = \left[ \frac{\omega_i^2 \sigma_i^2}{1 - \rho_i^2} + \sum_{i \neq j}^N \frac{\omega_i \omega_j \sigma_{ij}}{1 - \rho_i \rho_j} \right] / \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{\omega_i^2}{1 - \rho_i^2} \sigma_i^2 + \sum_{i \neq j}^N \frac{\omega_i \omega_j \sigma_{ij}}{1 - \rho_i \rho_j} \right) \right]$$

e  $\rho$  é o valor do parâmetro autorregressivo comum entre os setores<sup>13</sup>;  $\omega_i$  e  $\omega_j$  são os pesos dos  $i$ -ésimo e  $j$ -ésimo setores na construção do preço relativo agregado, respectivamente;  $\rho_i$  e  $\rho_j$  são os coeficientes dos processos  $AR(1)$  dos  $i$ -ésimo e  $j$ -ésimo setores, respectivamente;  $\sigma_i^2$ , é

<sup>12</sup> Os autores generalizam o resultado para o painel da taxa de câmbio real.

<sup>13</sup> Em painéis com coeficiente angular heterogêneo, tem-se que  $\rho_i = \rho + \eta_i^\rho$ . IMRR (2005a) assumem que  $\eta_i^\rho$  tem média zero e variância constante, e que o conjunto dos coeficientes aleatórios  $\rho_i$  tem suporte dentro do intervalo  $]-1,1[$ .

a variância do termo de erro do  $i$ -ésimo setor; e,  $\sigma_{ij}$ , é a covariância entre os  $i$ -ésimo e  $j$ -ésimo setores. IMRR (2005a) provam que o viés é positivo desde que os coeficientes  $\delta_i$  sejam positivamente correlacionados com os parâmetros de persistência  $\rho_i$ .

Quando a heterogeneidade é levada em conta, a persistência da taxa de câmbio se reduz bastante<sup>14</sup>. A meia-vida estimada em IMRR (2005a) é, portanto, de aproximadamente 11 meses, resultado consistente com os de modelos de equilíbrio geral dinâmico estocástico com rigidez nominal e bem a abaixo do intervalo-consenso proposto por Rogoff (1996).

Chen e Engel (2005) – CE (2005), daqui em diante – contestam os resultados de IMRR (2005a). As críticas concentram-se nos seguintes pontos: aplicabilidade do viés de agregação para o enigma da PPC, visto que o viés não é necessariamente positivo (há situações em que  $\Delta < 0$ ); o tamanho do viés seria muito menor do que aquele que as simulações reportam; erros de medida, que provocam menores estimativas de persistência baseadas sobre dados setoriais, contaminam os resultados enquanto dados agregados seriam imunes a este problema; e o viés de pequena amostra é a principal razão deste erro.

Em resposta, IMRR (2005b) argumentam, primeiramente, que a expansão de Taylor realizada para linearizar o viés de agregação em CE (2005) é feita em torno do caso homogêneo e, como já salientado, a magnitude do viés cresce com a heterogeneidade. Adicionalmente, os autores destacam que, independentemente do ponto escolhido para a aproximação, o mais importante é se as restrições impostas são plausíveis empiricamente, o que não é o caso em CE (2005). Por fim, os autores mostram que a correlação positiva entre  $\delta_i$  e  $\rho_i$ , pré-condição para que o viés de agregação  $\Delta$  seja positivo, está presente em IMRR (2005a) e em CE (2005).

Sobre o tamanho do viés, IMRR (2005b) respondem que as simulações em CE (2005) não produzem um grande viés de agregação por que a extensão da heterogeneidade usada em sua simulação é menor que aquela presente em seus dados e, além disso, as condições iniciais escolhidas atuam para minimizar o viés.

Quanto a questão do erro de medida, o contra-argumento diz que, para esta questão ser convincente, seria necessário se observar estimativas de persistência substancialmente menores em nível setorial em relação a estimações baseadas sobre dados agregados, o que não

---

<sup>14</sup> A meia-vida cai ao valor compatível com o previsto em modelos de equilíbrio geral computáveis, na vizinhança de um ano.

acontece. IMRR (2005b) também apontam que nas estimações em CE (2005) um estimador inadequado foi utilizado. Quando um estimador que leva em conta a heterogeneidade é utilizado a meia-vida cai substancialmente.

No que se refere ao viés de pequena amostra do estimador de mínimos quadrados, os autores apontam problemas no procedimento para a correção do viés usado em CE (2005), sendo o fato de se conhecer muito pouco sobre as propriedades dos métodos utilizados<sup>15</sup>, quando aplicados a painéis heterogêneos com efeitos comuns correlacionados, visto como o principal problema.

Como uma alternativa aos modelos com fricções nominais que não conseguem reproduzir a alta persistência encontrada nas pesquisas empíricas, Carvalho e Nechio (2011) desenvolvem um modelo multissetorial com dois países e rigidez de preços. Em seu modelo, a extensão da rigidez de preços, distinta em cada setor, determina a heterogeneidade na dinâmica da taxa de câmbio real setorial. Os autores mostram que, em resposta a um choque nominal, a taxa de câmbio real agregada é muito mais volátil e persistente no modelo multissetorial com heterogeneidade do que em um modelo de uma economia contrafactual sem heterogeneidade. Esse resultado reforça a ideia do viés de agregação como solução para o enigma da PPC.

Adicionalmente, Carvalho e Nechio (2011) decompõem, a partir de seu modelo estrutural, os efeitos da heterogeneidade em dois: o *aggregation effect* e o *counterfactual effect*. Essa decomposição é utilizada para reconciliar os resultados aparentemente conflitantes de IMRR (2005a) e CE (2005). O resultado conflitante, segundo os mesmos, surge devido IMRR (2005a) medirem a soma dos efeitos decompostos enquanto CE (2005) medem em seu exercício apenas o *aggregation effect*, que é de fato pequeno. Utilizando método de regressão quantílica para a taxa de câmbio real de 15 países pertencentes à União Europeia, Mayoral e Gadea (2011) obtêm resultados que reforçam o achado de Carvalho e Nechio (2011).

Para verificar a presença de heterogeneidade, utiliza-se o teste de heterogeneidade proposto por Pesaran e Yamagata (2008), que tem como nula a hipótese que os coeficientes autorregressivos são idênticos entre as unidades individuais, isto é, tem  $H_0$  de homogeneidade. A equação do teste, adequado para a dimensão dos dados, uma vez que se tem  $T \geq N$ , foi

---

<sup>15</sup> Para a correção do viés de amostra pequena, CE (2005) usam os procedimentos padrão sugeridos por So e Shin (1999) e Kilian (1998).

especificada de acordo com a ordem  $p$  do processo autorregressivo reportada na Tabela 2.2. Em ambos os painéis, a hipótese nula é rejeitada ao nível de 5% de significância. O resultado para o painel de preço relativo desagregado corrobora aquele obtido em IMRR (2005a). Já para o painel de preço relativo agregado, este resultado difere do achado de IMRR (2005a) e difere também do obtido em Bastos, Ferreira e Arruda (2018), que utilizam o mesmo teste para dados de preços relativos agregados de cidades brasileiras em um painel  $AR(1)$  com frequência anual e não rejeitam a nula de homogeneidade. Tem-se aqui, portanto, com a rejeição da hipótese de homogeneidade dos coeficientes autorregressivos das unidades individuais, um resultado que reforça a heterogeneidade – entre cidades e setores – como um problema relevante em estudos da PPC.

**TABELA 2.3**  
**TESTE DE HOMOGENEIDADE DE PESARAN E YAMAGATA**

Estatística	Preço Relativo	
	Agregado	Desagregado
$\tilde{\Omega}$ Ajustado	18,944	46,213
valor-p	(0,000)	(0,000)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: resultado tendo o Brasil como referência. Os resultados tendo as demais RMs como numerário estão disponíveis sob requisição.

Em outra linha, Gadea e Mayoral (2009) argumentam que o resultado obtido em IMRR (2005a) é fruto de um procedimento incorreto de estimação da meia-vida a partir da função impulso-resposta. Logo, o viés oriundo da agregação de setores com dinâmica de convergência distinta não seria solução para o enigma da PPC e o *puzzle* permaneceria sem solução. Os detalhes desta crítica, bem como o procedimento sugerido como correto para a estimação da meia-vida, serão apresentados mais a diante.

## 2.5 Resultados

Seguindo IMRR (2005a), antes da estimação dos painéis de preços relativos setoriais – que são componentes do preço relativo agregado –, realiza-se a estimação em painel com os dados agregados utilizando-se dois estimadores: (i) o de efeito fixo com correção baseada em um *bootstrap* iterativo para o viés de pequena amostra e que permite a estimação

de processos autorregressivos de ordem mais alta<sup>16</sup> e; (ii) o estimador *system-gmm* proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), que permite o uso de instrumentos internos para corrigir o viés do painel dinâmico. É necessário destacar que o estimador *system-gmm* pertence a um conjunto de estimadores adequados para painéis conhecidos como *short panels*, painéis em que a dimensão *cross-section* dos dados é maior do que a dimensão temporal dos mesmos, o que não é o caso dos dados usados neste estudo<sup>17</sup>. Embora inadequado para *long panels*, este estimador foi, durante um bom tempo, amplamente utilizado para esta estrutura de dados, pois são relativamente recentes os desenvolvimentos que permitem que a dimensão temporal de dados em painel seja explorada de forma mais adequada.

**TABELA 2.4**  
**MEIAS-VIDAS PARA PAINÉIS DE PREÇOS RELATIVOS AGREGADOS**

Numerário	<i>FE c/ correção Bootstrap</i>		<i>System-GMM</i> <sup>a</sup>	
	$\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j$	$MV(\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j)$	$\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j$	$MV(\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j)$
Brasil	0,9836	42,04	0,9908	75,03
Belém	0,9813	36,71	0,9885	60,18
Belo Horizonte	0,9928	96,42	0,9863	50,37
Brasília	0,9712	23,69	0,9830	40,35
Curitiba	0,9794	33,27	0,9908	75,32
Fortaleza	0,9923	89,90	0,9869	52,73
Goiânia	0,9704	23,06	0,9813	36,74
Porto Alegre	0,9782	31,41	0,9900	68,70
Recife	0,9550	15,05	0,9781	31,31
Rio de Janeiro	0,9850	45,93	0,9880	57,27
Salvador	0,9785	31,88	0,9867	51,86
São Paulo	1,0018	$\infty^b$	0,9930	98,42
Mediana	0,9803	33,27	0,9875	55,00
Mínimo	0,9550	15,05	0,9781	31,31
Máximo	0,9928	96,42	0,9930	98,42

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: <sup>a</sup>o resultado destas estimações devem ser vistos com cautela, uma vez que, para alguns numerários, os coeficientes da variável dependente defasada não estão dentro do intervalo das estimações *pooled* e *within-groups* e, além disso, os testes de autocorrelação e de validade dos instrumentos também não são satisfeitos; <sup>b</sup>painel tendo São Paulo como referência apresentou comportamento explosivo.

<sup>16</sup> Este estimador, proposto por Everaert e Pozzi (2007), permite dependência *cross-section* contemporânea.

<sup>17</sup>Os painéis de preços relativos agregados têm dimensão  $N=10$  e  $T=276$  enquanto para os painéis de preços relativos desagregados têm-se  $N=90$  e  $T=276$ . As exceções são os painéis de preços relativos agregado e desagregado que têm o Brasil como numerário, para os quais  $N=11$  e  $N=99$ , respectivamente.

A Tabela 2.4 traz a meia-vida dos desvios da PPC para os numerários e métodos considerados. Como esperado, os resultados concentram-se próximo do intervalo-consenso, com uma meia-vida mediana aproximada de 33,27 meses. Estes resultados estão em linha com aqueles obtidos em Bastos, Ferreira e Arruda (2018), que também não conferem tratamento adequado ao viés de agregação dinâmica.

Para averiguar se o viés de agregação de setores com dinâmica heterogênea se confirma para as RMs brasileiras, é necessário realizar estimação para o painel de preços relativos desagregados. Neste trabalho, permite-se heterogeneidade no coeficiente autorregressivo entre setores e RMs, além de interceptos com efeito fixo também variando entre estas unidades econômicas. Esta abordagem é distinta da utilizada em IMRR (2005a), na qual apenas os interceptos são distintos entre países enquanto os coeficientes autorregressivos variam entre setores, assumindo-se que a dinâmica dos setores é idêntica entre as unidades econômicas. Aqui, portanto, segue-se o tratamento sugerido em Gadea e Mayoral (2009).

Para tanto, utiliza-se a estimação proposta em Chudik e Pesaran (2015), a qual estende o estimador de Pesaran (2006) que usa a abordagem de Efeitos Comuns Correlacionados (CCE) para modelos com estrutura de erro multifatorial. Os autores mostram que o estimador CCE *mean group* (CCEMG) será válido mesmo na presença de dependência *cross-section* desde que as seguintes condições sejam satisfeitas: um número suficientemente grande de defasagens das médias *cross-sections* devem ser incluídas nas equações individuais do painel; e o número de médias *cross-sections* deve ser pelo menos tão grande quanto o número de fatores comuns não observados. Assim, a versão aumentada de (2.3) é dada por

$$q_{ict} = \alpha_{ic} + \sum_{j=1}^p \rho_{icj} q_{ict-j} + \sum_{l=0}^{p_T} \delta_{icl} \bar{q}_{t-l} + e_{ict} \quad (2.4)$$

para  $i = 1, 2, \dots, N_1$  e  $c = 1, 2, \dots, N_2$ , onde  $\bar{p}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N p_{ict} \therefore N = N_1 \times N_2$  em que, neste trabalho,  $N_1$  refere-se ao número de setores enquanto  $N_2$  é o número de RMs.  $p_T$  é a parte inteira de  $T^{1/3}$ , denotado por  $p_T = [T^{1/3}]$ . Aqui, adota-se  $p_T = 7$  para  $T = 276$ . Os estimadores CCEMG dinâmicos de  $\alpha$  e  $\rho_j$  são obtidos pela média aritmética dos estimadores de mínimos quadrados de  $\alpha_{ic}$  e  $\rho_{icj}$  baseados em (2.4).

Adicionalmente, utilizam-se 2 métodos de correção para o viés de amostra pequena: o método conhecido como *half-panel jackknife* e o método de ajustamento recursivo pela média (*recursive mean adjustment* – RMA). Os autores destacam ainda que ambas as correções do viés podem ser consideradas efetivas na redução do viés de pequena amostra do estimador, entretanto, o método *jackknife* acaba por ser mais eficaz em lidar com o viés, sendo aparentemente útil apenas para os coeficientes dos *lags* da variável dependente<sup>18</sup>. Portanto, neste trabalho, concentra-se nos resultados corrigidos pelo método *jackknife*. O estimador CCEMG com correção de viés pelo método *jackknife* é dado por:

$$\tilde{\pi}_{MG} = 2\hat{\pi}_{MG} - \frac{1}{2}(\hat{\pi}_{MG}^a + \hat{\pi}_{MG}^b) \quad (2.5)$$

onde  $\pi_{ic} = (\rho_{ic1}, \dots, \rho_{icp})$  e  $\hat{\pi}_{MG} = N^{-1} \sum_{h=1}^N \pi_h \because N = N_1 \times N_2$ , em que  $h$  denota a junção entre o setor  $i$  e sua respectiva RM  $c$ , constituindo uma única unidade individual.  $\hat{\pi}_{MG}^a$  refere-se ao estimador CCEMG obtido a partir da primeira metade do período de tempo disponível, isto é, para  $t = 1, 2, \dots, [T/2]$ , e  $\hat{\pi}_{MG}^b$  é o estimador CCEMG obtido usando a segunda metade do período amostral  $t = [T/2] + 1, [T/2] + 2, \dots, T$ .

A fim de verificar o sucesso da estimação em mitigar a dependência *cross-section*, realiza-se um teste de fraca dependência *cross-section* proposto por Pesaran (2015), o teste CD. Este teste tem nula de que o termo de erro possui fraca dependência *cross-section*. Mais formalmente,  $H_0: E(e_{ht}e_{kt}) = 0 \forall t$  e  $h \neq k$ . Com exceção do painel que tem Salvador como numerário, todas as estatísticas CD rejeitam a hipótese nula ao nível de 5% de significância<sup>19</sup>.

A Tabela 2.5, abaixo, traz os resultados das estimações bem como as meias-vidas aproximadas. As meias-vidas reportadas a partir do estimador CCEMG dinâmico corrigido pelo método RMA são substancialmente inferiores aquelas geradas pelo estimador corrigido pelo método *jackknife*. Entretanto, como mencionado anteriormente, o último é mais efetivo que o primeiro em mitigar o viés de pequena amostra. O resultado está em linha com o obtido em

---

<sup>18</sup> O método de correção *half-panel jackknife*, usado para ajudar a eliminar o viés, é suficiente para lidar com distorções de tamanho apenas se  $T$  é suficientemente grande, o que parece ser o caso deste trabalho, uma vez que a dimensão temporal do painel de preço relativo heterogêneo é de  $T = 276$ , maior do que  $T = 200$  usado nas simulações de Chudik e Pesaran (2015).

<sup>19</sup> Estatística CD foi construída a partir dos resíduos das estimações CCEMG corrigidas pelo método *half-panel jackknife*.

IMRR (2005a), com uma meia-vida mediana de aproximadamente 12 meses, oscilando entre 7,93 – 16,59 meses.

**TABELA 2.5**  
**MEIAS-VIDAS PARA PAINÉIS DE PREÇOS RELATIVOS DESAGREGADOS**

Numerário	<i>Jackknife Bias Correction</i>		<i>Recursive Mean Adjustment</i>		Estatística CD
	$\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j$	$MV(\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j)$	$\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j$	$MV(\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j)$	
Brasil	0,9591	16,59	0,7837	2,84	-9,73 (0,0000)
Belém	0,9574	15,91	0,8664	4,84	-3,87 (0,0001)
Belo Horizonte	0,9351	10,34	0,8123	3,33	-6,08 (0,0000)
Brasília	0,9484	13,09	0,8341	3,82	-8,65 (0,0000)
Curitiba	0,9566	15,61	0,7470	2,38	-3,36 (0,0008)
Fortaleza	0,9401	11,22	0,7816	2,81	-2,49 (0,0127)
Goiânia	0,9447	12,17	0,7994	3,10	-6,90 (0,0000)
Porto Alegre	0,9496	13,39	0,7726	2,69	2,23 (0,0256)
Recife	0,9163	7,93	0,7657	2,60	-4,22 (0,0000)
Rio de Janeiro	0,9470	12,73	0,8037	3,17	-6,40 (0,0000)
Salvador	0,9364	10,56	0,8051	3,20	0,34 (0,7314)
São Paulo	0,9289	9,39	0,8133	3,35	-6,13 (0,0000)
Mediana	0,9458	12,45	0,8016	3,13	
Mínimo	0,9163	7,93	0,7470	2,38	
Máximo	0,9591	16,59	0,8664	4,84	

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: valores-p entre parênteses.

## 2.6 A Acurácia da Meia-vida em Processos $AR(p)$

Na literatura econômica, a medida de meia-vida tem sido utilizada para calcular a persistência dos desvios das variáveis econômicas de suas tendências de longo prazo. Em estudos de preços relativos, Seong, Morshed e Ahn (2006) destacam a importância desta medida

para auxiliar *policy makers* no desenho de políticas monetárias capazes de lidar com o impacto e persistência da divergência regional da taxa de inflação.

Estes autores mostram a imprecisão/sensibilidade da medida de meia-vida aproximada em processos autorregressivos de ordem mais alta – e mesmo em processos  $AR(1)$ , sobretudo em processos não estacionários, visto que a meia-vida diverge para o infinito sempre que o coeficiente autorregressivo converge para um. Para um modelo  $AR(1)$ , por exemplo, Seong, Morshed e Ahn (2006) estimam que obter uma meia-vida de 3,6 anos ou menos é tão provável quanto obter uma meia-vida de 9,6 anos ou mais, evidenciando a sensibilidade desta medida aproximada a erros amostrais.

Recomenda-se, portanto, o cálculo da medida de meia-vida exata obtida diretamente a partir da *IRF* de cada um de seus respectivos modelos. Para obtê-la, pode-se derivar a fórmula exata da meia-vida satisfazendo  $\psi_{MV} = 0,5$  para cada um dos processos autorregressivos em estudo, em que  $MV$  corresponde ao período  $j$  em que o valor da função impulso-resposta,  $\psi_j$ , é igual a um meio.

Ou, alternativamente, pode-se proceder como sugerem Kilian e Zha (2002). Seja  $\psi_j$ , para  $j = 0, 1, \dots, 40f^{20}$ , a resposta ao impulso de  $p_{t+j}$  para uma mudança de uma unidade em  $e_t$  no período  $t$ <sup>21</sup>. Dentro do intervalo de tempo estipulado, encontra-se o maior instante  $h$  que satisfaça  $|\psi_{h-1}| \geq 0,5$  e  $|\psi_h| < 0,5$ . Se esta condição é satisfeita e, adicionalmente,  $|\psi_{j+k}| < 0,5$  para todo  $k > 0$  dentro do intervalo  $j = 0, 1, \dots, 40f$ , diz-se que a meia-vida é atingida em  $j = h$ . Caso estas condições não sejam satisfeitas, situação em que a *IRF* não decresce monotonicamente, diz-se que a meia-vida não é atingida dentro do intervalo que vai de 0 a  $40f$ . A segunda coluna da Tabela 2.6 reporta as meias-vidas calculadas desta forma. Não se observa, entretanto, mudanças significantes, visto que, com exceção da estimação que tem Curitiba como numerário, as diferenças entre as meias-vidas em suas versões aproximada e exata foram sempre menores que 2 meses.

Além dos problemas já mencionados, Gadea e Mayoral (2009) apontam problemas no cálculo da meia-vida a partir *IRF* “média” como reportado aqui nos moldes de IMRR

---

<sup>20</sup>  $f$  refere-se a frequência temporal dos dados. Se os dados são mensais, por exemplo,  $f = 12$ .

<sup>21</sup> Ignora-se, sem perda de generalidade, a dimensão *cross-section* da variável.

(2005a). O argumento concentra-se na afirmação de que, em vez de computar as *IRF*s individuais e, então, agregá-las pela média para produzir uma estimativa da *IRF* setorial média, estima-se o valor médio dos coeficientes do modelo heterogêneo e, daí, utiliza-se estes valores para obter a *IRF* “média”, como se o modelo fosse de coeficientes homogêneos, dado pelo valor médio dos coeficientes autorregressivos heterogêneos.

Entretanto, devido a *IRF* ser uma função extremamente não linear, agregá-las pode produzir um resultado muito distinto daquele obtido ao agregar os coeficientes autorregressivos para depois calcular a *IRF*. E, ao proceder da segunda forma – como em IMRR (2005a) –, subestima-se o verdadeiro valor da meia-vida. Este fato é, segundo as mesmas, assegurado pela desigualdade de Jensen<sup>22</sup> para a maioria dos casos empiricamente relevantes.

**TABELA 2.6**  
**MEIAS-VIDAS EXATAS A PARTIR DAS FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA**

Numerário	à la IMRR	à la Gadea e Mayoral	
		média	mediana
Brasil	15	> 480	16
Belém	14	> 480	19
Belo Horizonte	10	> 480	12
Brasília	13	> 480	15
Curitiba	8	> 480	14
Fortaleza	9	> 480	9
Goiânia	11	> 480	15
Porto Alegre	15	> 480	18
Recife	8	> 480	9
Rio de Janeiro	12	> 480	13
Salvador	10	> 480	11
São Paulo	8	> 480	10
Mediana	10		13,5
Mínimo	8		9
Máximo	15		19

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para verificar se os dados reportados aqui reproduzem os resultados de Gadea e Mayoral (2009), isto é, meias-vidas substancialmente maiores, calcula-se a meia-vida conforme sugerido pelas mesmas, obtendo-se a *IRF* setorial média. Adicionalmente, agrega-se as *IRF*s

<sup>22</sup> A desigualdade de Jensen assegura que, para determinadas funções, o valor esperado de  $f(X)$  é maior ou igual a função do valor esperado,  $f(E(X))$ . Portanto, se  $X$  é uma variável aleatória que tem média finita, então, por exemplo,  $E(X^2) \geq [E(X)]^2$ , podendo  $E(X^2)$  ser infinito.

individuais pela mediana. Os resultados estão nas terceira e quarta colunas da Tabela 2.6, respectivamente. Para as agregações a partir da média, as *IRFs* não decrescem monotonamente dentro do intervalo considerado, por isso admite-se, seguindo as recomendações de Kilian e Zha (2002), que as meia-vidas são maiores do que 480 meses<sup>23</sup>. Por outro lado, para o processo agregado pela mediana, medida de tendência central não sensível a valores extremos, obtêm-se meias-vidas levemente maiores, com meia-vida mediana da ordem de 13,5 meses. Tendo em vista os resultados obtidos pelo método sugerido por Gadea e Mayoral (2009) como referência, não se pode afirmar que as meias-vidas retornam para o intervalo-consenso de 3 a 5 anos.

Como uma medida alternativa, a tabela abaixo traz a impulso-resposta cumulativa (*CIR*, no inglês), calculada a partir das *IRFs* obtidas aos moldes de IMRR(2005a) e Mayoral e Gadea (2011). Para as *CIRs* calculadas para  $K = 12$  e  $36$ , não se observa diferenças significantes. Já para  $K = 60$ , as *CIRs* obtidas pela média reportaram valores substancialmente maiores do que os dos demais métodos. Esses resultados não são confrontados com os resultados em IMRR (2005a) pois os mesmos não deixam claro qual o horizonte  $K$  escolhido para o cômputo da *CIR*.

Nas figuras 2.1 e 2.2 em apêndice, reportam-se as *IRFs* para cada um dos numerários. No primeiro cenário, figura 2.1, em que as unidades individuais que não decrescem monotonamente são excluídas, não se observa mudanças significativas no comportamento das *IRFs*, independentemente de como foram apuradas. Na figura 2.2, estão as *IRFs* setoriais em que todas as *IRFs* individuais são levadas em consideração no processo de agregação. Como se pode observar, as *IRFs* não mais decrescem monotonamente para todos os numerários. Gadea e Mayoral (2009) também encontram meias-vidas bastante altas quando usam o estimador MG-CCE com correção de viés, obtendo velocidade de reversão maior que 180 meses em alguns casos.

A Figura 2.3, também em apêndice, traz as *IRFs* agregadas pela mediana para cada numerário. Observa-se que as mesmas decrescem monotonamente, de forma semelhante as

---

<sup>23</sup> Kilian e Zha (2002) sugerem que, para *IRFs* que não satisfaçam as condições necessárias para o cômputo da meia-vida, assumam-se uma meia-vida de  $40f$ , 480 meses para séries de frequência mensal, visto que meias-vidas maiores que  $40f$  podem ser consideradas sem diferenças significantes do ponto de vista econômico.

*IRFs* obtidas a partir dos coeficientes autorregressivos médios. Uma vez que a mediana não é sensível a valores extremos, pode-se dizer que esse resultado corrobora os de Mayoral e Gadea (2011), de que a alta persistência no agregado é fruto da alta persistência de alguns setores individuais.

**TABELA 2.7**  
**IMPULSO-RESPOSTA CUMULATIVA**

Numerário	Impulso-Resposta Cumulativa								
	12			36			60		
	IMRR	Mayoral e Gadea		IMRR	Mayoral e Gadea		IMRR	Mayoral e Gadea	
	média	mediana		média	mediana		média	mediana	
Brasil	8,92	9,56	9,20	17,58	26,68	18,29	21,41	61,40	22,62
Belém	8,90	9,33	9,23	17,24	19,69	20,00	20,81	26,72	26,07
Belo Horizonte	8,43	9,15	8,85	13,77	19,35	15,77	15,03	31,16	17,92
Brasília	8,94	9,62	9,19	16,01	22,30	17,60	18,30	41,42	21,23
Curitiba	7,93	8,56	8,34	15,47	19,49	18,17	19,25	30,11	24,29
Fortaleza	7,78	8,24	8,06	13,57	18,04	15,40	15,60	30,24	18,95
Goiânia	8,57	9,15	9,13	15,11	19,48	17,65	17,14	28,21	21,01
Porto Alegre	9,75	11,09	10,07	17,19	28,30	20,73	19,14	52,38	26,45
Recife	7,73	8,23	8,00	11,32	14,36	12,17	11,86	18,67	12,85
Rio de Janeiro	8,85	9,24	9,11	15,69	18,53	17,07	17,86	25,43	20,02
Salvador	8,44	9,08	8,71	13,94	17,59	15,13	15,29	23,42	17,41
São Paulo	7,80	8,29	8,16	12,60	18,09	12,75	13,72	32,56	13,72

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: nesse estudo, a Impulso-Resposta Cumulativa é dada por  $CIR(h) = \sum_{k=0}^K IRF_k$  para  $K = 12, 36$  e  $60$ .

Essa meia-vida extremamente alta quando obtida pela agregação das *IRFs* individuais através da média requer investigação adicional, pois, de acordo com Gadea e Mayoral (2009) e Mayoral (2013), a *IRF* associada com a estimação usando os preços relativos agregados é simplesmente o valor esperado das *IRFs* individuais – portanto, a média das *IRFs* individuais, em que pequenas diferenças podem surgir como consequência da transformação logarítmica aplicada nos preços relativos, pois, uma vez que o logaritmo da média é diferente da média do logaritmo, as *IRFs* associadas a cada processo também serão diferentes.

Mayoral e Gadea (2011) especulam, para a sua amostra, o porquê dessa lenta reversão a média. Com dados bastante desagregados, elas mostram que a distribuição da persistência setorial é altamente heterogênea e distorcida para a direita (assimetria alta e positiva), de modo que uma pequena quantidade de setores é responsável pelos altos níveis de persistência observados em nível agregado. Os setores pertencentes a categoria de bens duráveis

são apontados como os de mais lenta reversão para a paridade. Por outro lado, aqueles pertencentes ao setor de serviços apresentam mais rápida convergência para a PPC.

Para o conjunto de dados em análise, não é possível identificar os setores com maior persistência. No quadro 2.2, em apêndice, observa-se que todas as categorias de bens e serviços aparecem pelo menos uma vez como fonte de persistência. Com um conjunto de dados com maior nível de desagregação talvez fosse possível identificar de forma mais precisa os setores com maior persistência, entretanto, para cidades brasileiras, não estão disponíveis dados com esse nível de desagregação e dimensão temporal satisfatória<sup>24</sup>.

Por meio de regressão quantílica, Mayoral e Gadea (2011) obtêm ainda resultados em consonância com os desenvolvimentos teóricos de Carvalho e Nechio (2011). Dentre eles, destaca-se que variáveis relacionadas a estrutura de mercado dos insumos intermediários e a rigidez de preços de bens finais têm efeito significativo sobre a persistência setorial. Já variáveis relacionadas a transacionalidade dos bens não foram significantes.

Vale destacar que, em suas simulações, Gadea e Mayoral (2009) permitem que os coeficientes autorregressivos sejam no máximo iguais a 1. Já em Mayoral e Gadea (2011), baseadas no fato de que os testes LLC e IPS – que desconsideram a presença de dependência *cross-section* – rejeitam a nula de raiz unitária em seus dados<sup>25</sup>, as autoras impõem a restrição de que a soma dos coeficientes autorregressivos sejam menores que 1 em suas estimações. Esse tipo de restrição não é adotado neste trabalho e pode ser uma das razões para o não decaimento exponencial das *IRFs* setoriais.

No quadro abaixo, tem-se os resultados de meias-vidas existentes para a economia brasileira, bem como resultados de pesquisas que estão no centro do debate da literatura relacionada ao enigma da PPC. Os resultados reportados aqui reforçam aqueles obtidos em IMRR (2005a) e Carvalho e Nechio (2011), com uma meia-vida mediana estimada, *à la* Gadea e Mayoral (2009), um pouco acima de um ano.

---

<sup>24</sup> Os dados de Mayoral e Gadea (2011) permitem a separação dos preços em 94 setores. Com as atualizações da estrutura de pesos dos bens e serviços, obtidas a partir da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), pertencentes a cesta do IPCA, muitas nomenclaturas são alteradas, de modo que se torna bastante difícil a compatibilização.

<sup>25</sup> Lembre-se que se uma sequência  $\{p_t\}$  é estacionária, isto significa que a IRF associada esse processo é tal que  $\sum_{k=0}^{\infty} \psi_k^2 < \infty$  e, portanto, a IRF decresce exponencialmente a medida que  $k$  cresce.

Quando confrontado com as meias-vidas computadas para a economia brasileira, pode-se dizer que este resultado está bem abaixo dos reportados até aqui, em Bastos, Ferreira e Arruda (2018) e Arruda *et al.* (2015), trabalhos que não levam em consideração a questão do viés de heterogeneidade dinâmica.

**QUADRO 2.1**  
**COMPARAÇÃO COM OS RESULTADOS DA LITERATURA**

Autores	Metodologia	$\sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j$	Meia-vida
Bastos, Ferreira e Arruda (2018) <sup>b</sup>	GLS factível com correção para os vieses de Nickell e de agregação temporal	0,8010	37,56
Arruda <i>et al.</i> (2015) <sup>a</sup>	Teste Dickey-Fuller Aumentado	0,9609	27,00
<b>Este trabalho</b>	<b>CCEMG dinâmico com correção jackknife para o viés de Nickell</b>	<b>0,9458</b>	<b>13,50</b>
IMRR (2005a)	MG-CCE	0,9500	11,00
Gadea e Mayoral (2009) <sup>c</sup>	MG-CCE	-	28,08
Carvalho e Nechio (2011)	Resultado quantitativo obtido a partir do modelo parametrizado	0,9600	14,00

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: <sup>a</sup>valor médio, inclusive do coeficiente autorregressivo, tendo Brasil como referência. Usando a média e São Paulo como numerário, as meias-vidas médias foram de 19 e 42 meses, respectivamente; <sup>b</sup>estimação com dados em frequência anual; <sup>c</sup>resultado tendo Reino Unido como referência. (-) Não reportou.

## 2.7 Considerações Finais

Este trabalho examina evidências para a economia brasileira que contribuam para a discussão relacionada ao que se convencionou chamar de enigma da PPC. Utilizando a metodologia de estimação para painéis heterogêneos proposta por Chudik e Pesaran (2015), aplicada a informações mensais de preços relativos desagregados por grupos e medidas mais precisas da velocidade de reversão dos desvios da PPC, baseadas em funções de impulso resposta, obtém-se evidências que corroboram os resultados reportados em IMRR (2005a) e Carvalho e Nechio (2011), com meia-vida mediana de 13,5 meses. Pode-se afirmar que esta velocidade de reversão está em conformidade com aquela prevista em modelos teóricos, resultante do impacto de choques monetários e financeiros sobre a taxa de câmbio real, que é de aproximadamente um ano.

Há estimativas anteriores para a economia brasileira em que a heterogeneidade setorial na dinâmica de convergência dos preços relativos não é levada em consideração. Ao se

confrontar esta estimação com as obtidas em Bastos, Ferreira e Arruda (2018), observa-se que houve uma significativa redução do tempo médio para que um choque unitário sobre os preços relativos se dissipe pela metade, uma vez que os resultados destes autores estão dentro do intervalo-consenso. A meia-vida reportada aqui é também menor que aquela obtida por Arruda *et al.* (2015), entretanto, a estimação destes, de 27 meses, está também abaixo do intervalo de 3-5 anos de Rogoff (1996).

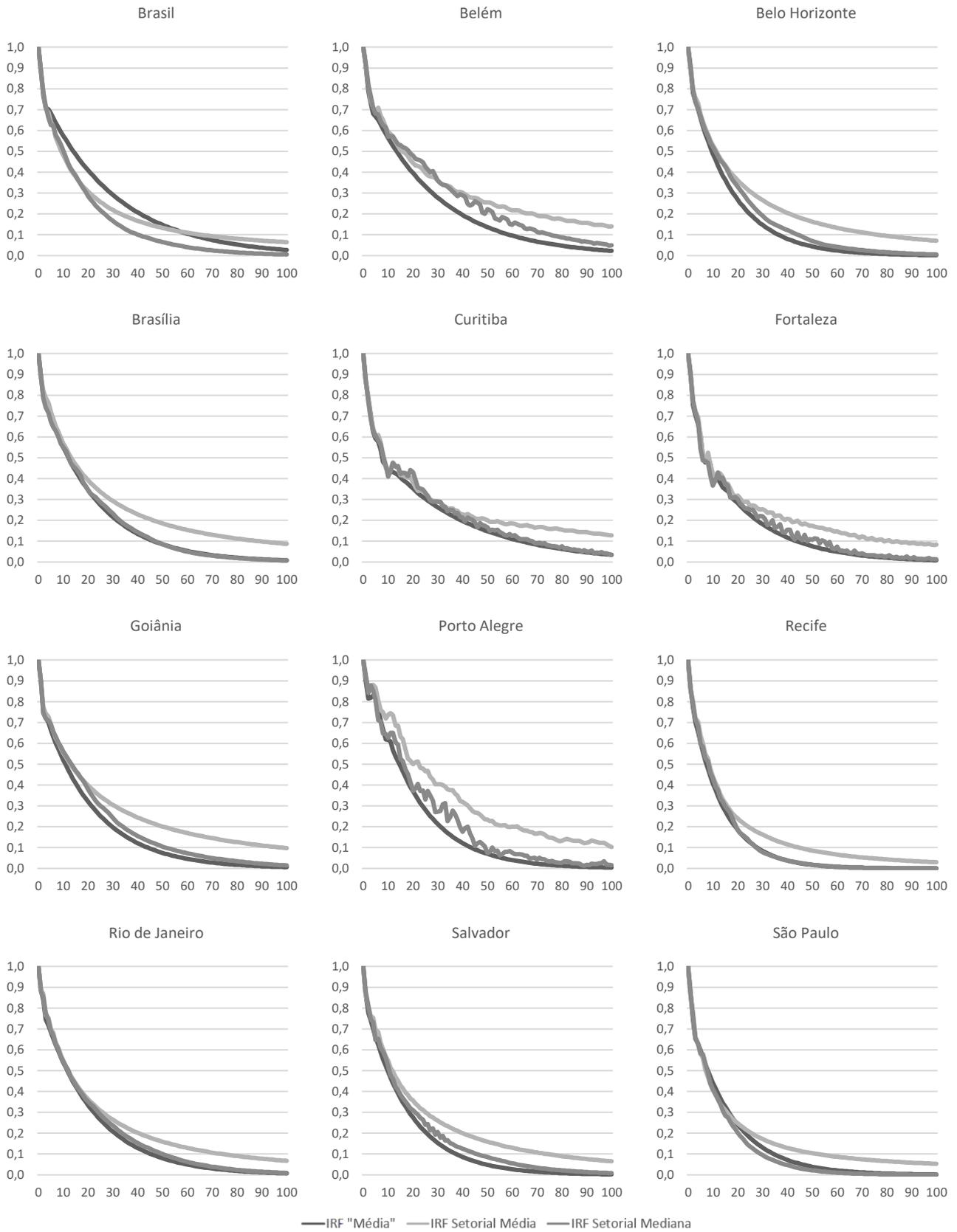
Em comparação com os resultados da literatura empírica internacional da PPC para cidades, pode-se dizer que o resultado deste trabalho – o resultado obtido pela mediana das *IRFs* individuais – é substancialmente inferior a grande maioria das meias-vidas reportadas, com reversão a média inferior as obtidas com dados para cidades norte-americanas, mexicanas e espanholas, por exemplo<sup>26</sup>. Por outro lado, está em sintonia com os de Nath e Sarkar (2014) para cidades australianas, obtidos considerando a presença de mudança estrutural e situados no intervalo de 6,84 a 11,40 meses.

Em adição, tenta-se implementar a correção de viés para o cálculo da meia-vida a partir da *IRF* sugerida por Gadea e Mayoral (2009). Pode-se dizer que as meias-vidas a partir da agregação pela média das *IRFs* individuais são, sem exceção, superiores a 480 meses, pois, uma vez que as *IRFs* setoriais não decaem monotonicamente, o efeito do choque unitário não cai à metade em menos de 480 meses. Este resultado é consequência da alta persistência de algumas unidades individuais para as quais a *IRF* não decresce monotonamente. Entretanto, a identificação dos setores de maior persistência exigiria o uso de um conjunto de dados com maior desagregação. A investigação deste resultado, muito superior ao intervalo-consenso, é uma interessante agenda de pesquisa futura.

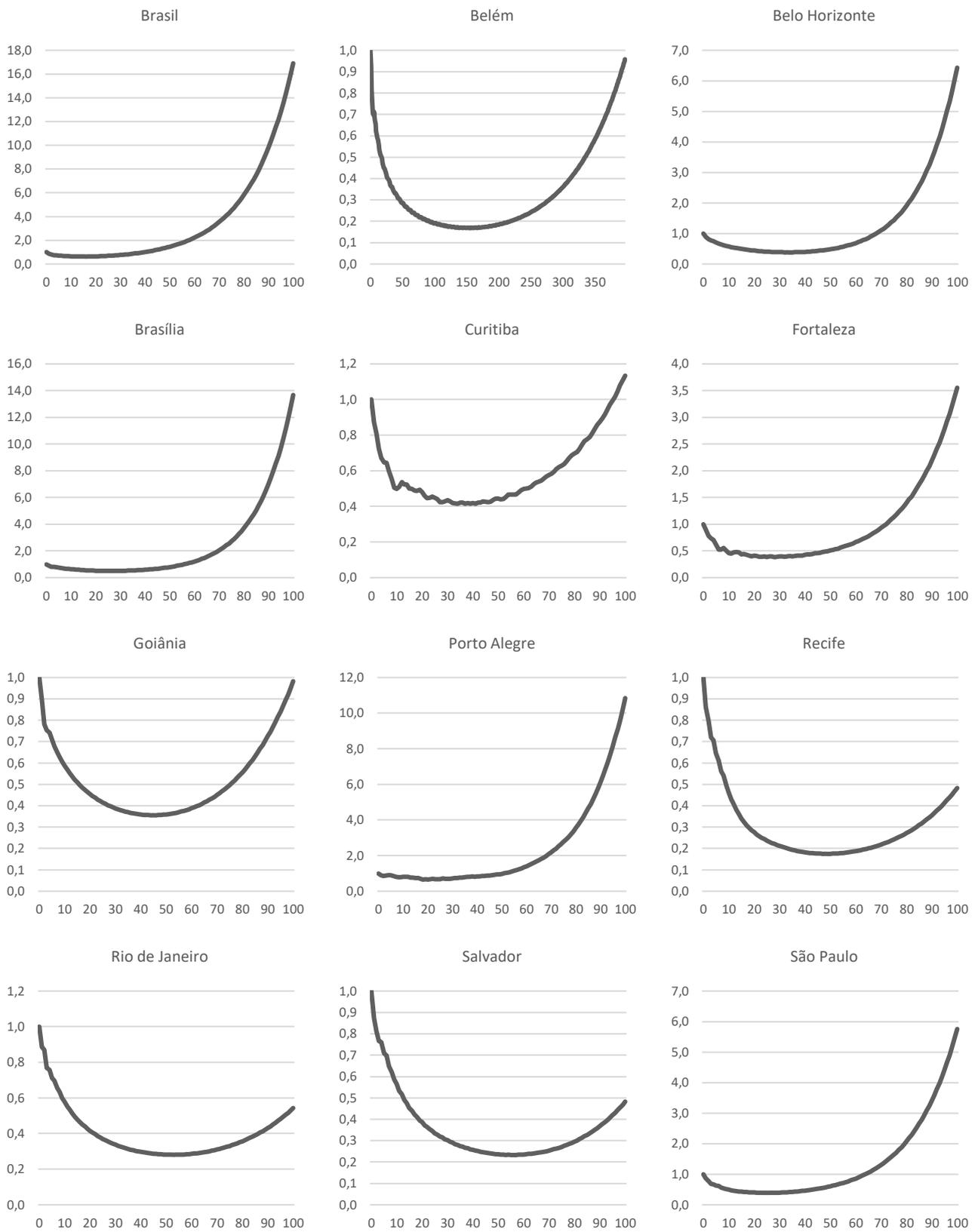
---

<sup>26</sup> Para maiores detalhes sobre as meias-vidas obtidas na literatura empírica sobre a PPC, ver o quadro 1 reportado em Bastos, Ferreira e Arruda (2018).

# APÊNDICE

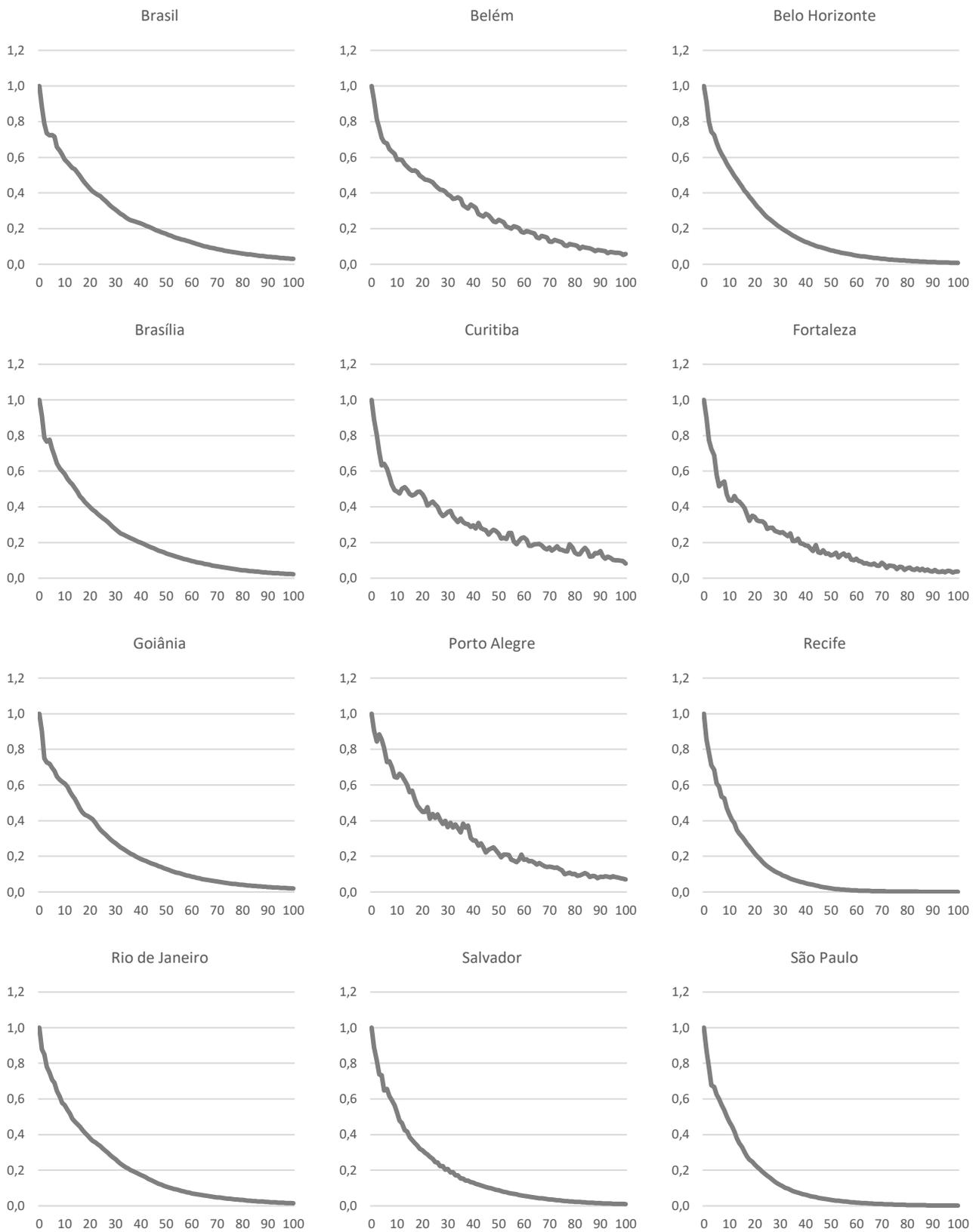


**FIGURA 2.1: FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA**  
Fonte: Elaborado pelo autor.



**FIGURA 2.2: IRFs COM PROCESSOS AUTORREGRESSIVOS PERSISTENTES (MÉDIA)**

Fonte: Elaborado pelo autor.



**FIGURA 2.3: IRFs COM PROCESSOS AUTORREGRESSIVOS PERSISTENTES (MEDIANA)**

Fonte: Elaborado pelo autor.

**QUADRO 2.2**  
**CATEGORIAS DE BENS COM MAIOR PERSISTÊNCIA PARA CADA CIDADE E NUMERÁRIO**

Cidades Numerário	Belém	Belo Horizonte	Brasília	Curitiba	Fortaleza
Belém	-	-	Alim. e Bebidas	-	Art. de residência
Belo Horizonte	-	-	-	Habitação	Vestuário/ Educação
Brasília	Vestuário/Disp. Pessoais	-	-	Art. de residência/ Comunicação	Transportes
Curitiba	Alim. e Bebidas/Saúde e Cuid. Pessoais /Educação	Alim. e Bebidas/ Transportes	Saúde e Cuid. Pessoais	-	-
Fortaleza	-	-	Habitação/Art. de residência/ Vestuário	Comunicação	-
Goiânia	-	Art. de residência	Transportes	-	-
Porto Alegre	Vestuário/Educaç./ Comunicação	Habit/Disp. Pessoais/ Educação	Habit/Vestuário	Art. de residência/ Vestuário	Habitação
Recife	-	-	-	-	Vestuário/Educação
Rio de Janeiro	-	Alim. e Bebidas/Art. de residência/ Desp. Pessoais	-	-	Art. de residência/ Vestuário
Salvador	-	-	-	-	Vestuário
São Paulo	Vestuário	Habitação	Art. de residência	-	-
Brasil	Vestuário/ Transportes/ Disp. Pessoais	Alim. e Bebidas/ Habitação	-	Habitação/Art. de residência/ Comunicação	Art. de residência/Vestuário/T ransportes/Saúde e Cuidados Pessoais

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Os setores considerados mais persistentes para cada cidade são aqueles para os quais a IRF não decresce monotonicamente e, portanto, puxam para cima os valores da meia-vida obtida a partir da agregação da IRF pela média das IRFs individuais.

**QUADRO 2.2****CATEGORIAS DE BENS COM MAIOR PERSISTÊNCIA PARA CADA CIDADE E NUMERÁRIO (CONT.)**

Numerário	Cidades					
	Goiânia	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
Belém	-	-	-	-	Desp. Pessoais	Transportes
Belo Horizonte	-	-	-	-	Habit./Educação	Habitação
Brasília	Vestuário/ Transportes	-	-	-	Educação	Habitação/Art. de residência/ Transportes
Curitiba	-	Desp. Pessoais	Educação	Art. de residência/Transp ortes/Desp. Pessoais/ Educação	-	Habitação/Art. de residência/Desp. Pessoais
Fortaleza	-	Vestuário/ Desp. Pessoais	Vestuário	Art. de residência/Vestuár io/Educação	Vestuário	-
Goiânia	-	Transportes	-	Habitação	-	Alim. e Bebidas/Vestuário
Porto Alegre	Educação/ Comunicação	-	Vestuário	Desp. Pessoais/ Educação/ Comunicação	Vestuário/Transp ortes/Educação	Transportes/ Saúde e Cuid. Pessoais/Educação
Recife	Art. de residência	-	-	-	-	Habitação
Rio de Janeiro	-	-	-	-	-	Habitação/Art. de residência
Salvador	-	-	Comunic.	-	-	-
São Paulo	Vestuário	-	Habitação/ Art. de residência/ Transportes	Habitação/Art. de residência/Educaç ão/Comunicação	Art. de residência/Transp ortes/Desp. Pessoais	-
Brasil	Vestuário/ Transportes/ Saúde e Cuidados Pessoais	Educação	Habitação/ Art. de residência/ Transportes	Habitação/Art. de residência/ Educação/ Comunicação	Art. de residência/ Transportes/ Desp. Pessoais/ Comunicação	Habitação/ Transportes/ Desp. Pessoais

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Os setores considerados mais persistentes para cada cidade são aqueles para os quais a IRF não decresce monotonicamente e, portanto, puxam para cima os valores da meia-vida obtida a partir da agregação da IRF pela média das IRFs individuais.

### 3. VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS E CUSTOS DE TRANSPORTE: EVIDÊNCIA PARA CIDADES BRASILEIRAS

#### 3.1 Introdução

A distância entre mercados distintos impõe uma importante restrição a sua integração. Isto acontece porque maiores distâncias se traduzem em maiores custos de transporte, dificultando o escoamento de mercadorias, encarecendo o produto em seu destino final e, tornando-o, portanto, menos atrativo.

É amplamente difundida na literatura sobre economia regional e urbana a noção de que a redução dos custos de transporte – através da expansão e pavimentação da malha de transporte rodoviário e ferrovias, por exemplo – está associada a maior integração dos mercados e crescimento econômico. Neste trabalho, entretanto, o interesse é outro.

Na literatura econômica que versa sobre a Paridade do Poder de Compra (PPC), os custos de transporte surgem como um fator impeditivo da completa equalização dos preços, sendo um dos determinantes<sup>40</sup> da lenta convergência dos preços para a paridade. Existem, na investigação empírica acerca destes determinantes, uma ampla gama de estudos que corroboram esta hipótese.

Em exercício pioneiro com um conjunto de dados para 14 categorias de bens de consumo para cidades dos Estados Unidos e Canadá, Engel e Rogers (1996) investigam a natureza dos desvios da Lei do Preço Único (LPU). Seus resultados apontam que a distância entre as cidades tem um impacto positivo na variação dos preços. Parsley e Wei (1996) usam um painel com dados trimestrais sobre 51 preços para 48 cidades norte-americanas e encontram que maiores distâncias estão associadas a taxas de convergência mais lentas.

Fazendo uso de uma medida de volatilidade alternativa, dada pela razão entre a taxa de crescimento da taxa de câmbio e a dimensão temporal de seu conjunto de dados, Papell e

---

<sup>40</sup> A literatura aponta ainda a existência de bens não transacionáveis, barreiras tarifárias e não tarifárias, heterogeneidade das cestas de bens comparadas, choques no mercado monetário e de crédito, dentre outros.

Theodoridis (2001) encontram que a proximidade geográfica, medida pela distância aérea em milhas estatutárias entre as capitais dos países, contribuem para o fortalecimento da PPC.

Para cidades europeias, Engel e Rogers (2001) usam estratégia semelhante à de Engel e Rogers (1996), encontrando novamente impacto positivo da distância sobre a volatilidade dos preços relativos.

Em estudo com testes de raiz unitária para 84 países, Alba e Papell (2007) encontram que evidências da PPC são mais fortes para países mais próximos geograficamente dos Estados Unidos, pois os custos de transporte associados ao comércio entre eles são menores.

Para cidades norte-americanas, Choi e Choi (2014) encontram impacto positivo e significativo da distância sobre a diferença de preços intercidade para os preços de perecíveis, não-perecíveis e serviços. Entretanto, os autores mostram que a maior parte do efeito tem origem na componente da medida de distância<sup>41</sup> que não está relacionada aos custos de transporte. Também com dados de diferença de preços entre cidades norte-americanas, Crucini, Shintani e Tsuruga (2015) encontram que persistência e volatilidade são positivamente correlacionadas com a distância entre cidades.

Uma característica em comum nestes estudos é o uso da distância como *proxy* para os custos de transporte, uma medida invariante no tempo. Geraci e Prewo (1977) apontam problemas em seu uso, devido os custos de transporte serem influenciados por outros fatores tais como peso, volume, modo de transporte e o valor da mercadoria a ser transportada.

Neste sentido, aqui propõe-se uma nova medida como *proxy*, baseada no preço médio do óleo diesel e na distância rodoviária média entre as cidades brasileiras. O uso desta nova *proxy*, variante no tempo, permite que se aplique os métodos padrão de estimação com dados longitudinais, como a estimação com transformação *within-groups* dos dados eliminando a heterogeneidade individual.

---

<sup>41</sup> Os autores decompõem o impacto da distância sobre as diferenças de preço em duas parcelas: nos custos de transporte e em uma outra componente não relacionada aos custos de transporte, chamada de não-custos de transporte, e que pode estar associada a custos de distribuição local, dentre outros fatores.

Adicionalmente, também se utiliza novas medidas de volatilidade para os preços relativos, seguindo-se as propostas para o cálculo de volatilidade feitas em Cavalcanti, Mohaddes e Raissi (2011). Para este fim, calcula-se o desvio-padrão anual da taxa de crescimento dos preços relativos e, alternativamente, extrai-se a volatilidade mensal a partir da variância estimada em um processo  $GARCH(1,1)$ .

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções, a seguir descrevem-se aspectos relacionados a fonte dos dados, construção das variáveis empregadas e os resultados dos testes de especificação. Posteriormente, apresentam-se a metodologia econométrica utilizada juntamente com os resultados das estimações e, por fim, tecem-se as considerações finais.

## **3.2 Dados e Aspectos Metodológicos**

### *3.2.1 Fonte dos Dados*

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e ao Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED): o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) desagregado por grupos<sup>42</sup> para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017 no primeiro e, o salário médio mensal, disponível a partir de janeiro de 2004, no segundo. A forma como é construída a medida de volatilidade dos preços relativos impõe restrições a estrutura do banco de dados, de modo que – como ficará claro mais adiante – trabalha-se com dados de frequência mensal e anual em painel.

Adicionalmente, para a construção da *proxy* para custos de transporte, extraiu-se informações sobre o preço médio de revenda do óleo diesel<sup>43</sup> junto a Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) e a distância rodoviária entre as unidades individuais no

---

<sup>42</sup> As categorias definidas pelo IBGE são: alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, transportes, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, educação e comunicação.

<sup>43</sup> A partir de 2013, utilizou-se o preço do óleo diesel S10 para Belém, Fortaleza e Recife. Os dados foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI).

*Google Maps*. As observações foram coletadas para 9 regiões metropolitanas (RMs) e 2 capitais<sup>44</sup> no período de julho de 2001 a dezembro de 2017.

Portanto, trabalha-se com um painel de frequência anual no intervalo 2004-2017 e um de frequência mensal no intervalo de janeiro de 2004 a dezembro de 2017<sup>45</sup>.

### 3.2.2 Medidas de Volatilidade

A realização deste trabalho está condicionada a construção de medidas de volatilidade para os preços e salários relativos. As medidas a partir das quais se extrai as volatilidades são o logaritmo natural da razão entre o IPCA da cidade  $i$  e o da cidade adotada como numerário para cada um dos grupos de bens e serviços e, de forma análoga, o logaritmo natural da razão entre o salário médio mensal da cidade  $i$  e o da cidade escolhida como numerário:

$$q_{ict} = \ln \left( \frac{IPCA_{ict}}{IPCA_{ijt}} \right) \quad (3.1)$$

$$Sal\ relat_{ct} = \ln \left( \frac{Sal\ Mensal_{ct}}{Sal\ Mensal_{jt}} \right) \quad (3.2)$$

em que  $ict$  refere-se ao indicador para o setor  $i$  da RM  $c$  no período  $t$ . E  $j$  refere-se à RM usada como numerário. Aqui, por simplicidade, define-se a RM de São Paulo como numerário.

Existem, além das *proxies* propostas neste trabalho, outras medidas para a volatilidade dos preços relativos propostas na literatura empírica. Choi e Choi (2014) propõem 2 medidas alternativas aquela que é padrão<sup>46</sup>: a média de longo prazo, dada por  $\alpha/(1 - \rho)$ , e a persistência ( $\rho$ ) da diferença de preços estimadas a partir de um processo  $AR(p)$ <sup>47</sup> para cada uma das séries de preço relativo em estudo. Já Crucini, Shintani e Tsuruga (2015) utilizam como *proxy* para

---

<sup>44</sup> As RMs de Belém (PA), Belo Horizonte (MG), Curitiba (PR), Fortaleza (CE), Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio De Janeiro (RJ), Salvador (BA), São Paulo (SP); e as capitais Brasília (DF) e Goiânia (GO).

<sup>45</sup> Alternativamente, estimam-se painéis sem a variável de volatilidade do salário relativo, de modo que a dimensão dos painéis de frequência anual e mensal são ampliadas para 2001-2017 e julho de 2001 a dezembro de 2017, respectivamente.

<sup>46</sup> O desvio-padrão da primeira diferença do logaritmo natural dos preços relativos é a medida padrão.

<sup>47</sup>  $q_{ijt} = \alpha + \rho q_{ijt-1} + \sum_{h=1}^k k \Delta q_{ijt-h} + \varepsilon_{ijt}$  onde  $q_{ijt}$  é a diferença do log natural dos preços entre as cidades  $i$  e  $j$  no período  $t$ .

persistência a autocorrelação de primeira ordem, a soma dos coeficientes autorregressivos (*SAR*, no inglês) e a maior raiz autorregressiva, sendo as duas últimas medidas extraídas de processos *AR(p)* como em Choi e Choi (2014).

Todas estas medidas, entretanto, reduzem o conjunto de dados a um *cross-section*. As duas estratégias, descritas a seguir, para a construção das medidas de volatilidade utilizadas neste trabalho seguem as propostas adotadas em Cavalcanti, Mohaddes e Raissi (2011) – para o cálculo da volatilidade dos termos de troca de *commodities* – e representam uma inovação em relação as medidas utilizadas em Engel e Rogers (1996), Choi e Choi (2014) e Crucini, Shintani e Tsuruga (2015), uma vez que estes adotam medidas invariantes no tempo.

### 3.2.2.1 Painel Anual

A primeira medida de volatilidade é definida pelo desvio-padrão anual da taxa de crescimento mensal das variáveis em consideração. Portanto, é necessário primeiramente se obter a diferença nas equações (3.1) e (3.2),

$$g_{preço\ relat,ict} = q_{ict} - q_{ict-1} \quad (3.3)$$

$$g_{salário\ relat,ct} = Sal\ relat_{ct} - Sal\ relat_{ct-1} \quad (3.4)$$

que refletem mudanças nos preços e salários relativos. A estas medidas, originalmente de frequência mensal, aplica-se o desvio-padrão anual sem sobreposição dado por

$$\sigma_{gpreço\ relat,ict,t+s} = \sqrt{\frac{1}{S} \sum_{s=0}^S \left( g_{preço\ relat,ict,t+s} - \frac{1}{S+1} \sum_{s=0}^S g_{preço\ relat,ict,t+s} \right)^2} \quad (3.5)$$

$$\sigma_{gsalário\ relat,ct,t+s} = \sqrt{\frac{1}{S} \sum_{s=0}^S \left( g_{salário\ relat,ct,t+s} - \frac{1}{S+1} \sum_{s=0}^S g_{salário\ relat,ct,t+s} \right)^2} \quad (3.6)$$

onde  $S = 11$ .  $\sigma_{gpreço\ relat,ict,t+S}$  e  $\sigma_{gsalário\ relat,ct,t+S}$  são medidas de frequência anual para o período de 2001-2017 e 2004-2017, respectivamente, e indicam a extensão em que as taxas de crescimento dos preços e salários relativos se desviam de suas respectivas médias em qualquer ponto do tempo.

### 3.2.2.2 Painel de Dados Mensais

Alternativamente, mas também aos moldes de Cavalcanti, Mohaddes e Raissi (2011), estimam-se as medidas de volatilidade a partir das estimações do modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH) usando (3.1) e (3.2). A partir de um *GARCH*(1,1), estima-se a variância condicional para o logaritmo natural dos preços relativos em questão em cada mês. Mais especificamente, extrai-se o desvio-padrão mensal dos preços relativos para cada uma das séries a partir do seguinte processo:

$$q_t = \vartheta_0 + q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\sigma_{p_t}^2 = (1 - \lambda_1 - \lambda_2)\sigma_p^2 + \lambda_1\varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_2\sigma_{t-1}^2 \quad (3.8)$$

em que  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ ,  $\sigma_{q_t}^2$ , é a variância condicional de  $q_{it}$ ,  $\sigma_q^2$ , a variância incondicional e  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  são, respectivamente, os parâmetros ARCH e GARCH. O processo para a obtenção da medida de volatilidade para o salário relativo é feito de forma análoga.

A evolução da volatilidade da taxa de crescimento dos preços relativos e da volatilidade obtida por meio dos processos *GARCH*(1,1) para cada um dos grupos que compõem o IPCA é reportada nas figuras 3.1 e 3.2, em apêndice.

### 3.2.3 Custos de Transporte

Os custos de transporte são apontados como um dos fatores responsáveis pela lenta velocidade de reversão dos desvios da PPC. Isto acontece por que quanto maiores os custos de transporte, maiores serão os custos associados as atividades de arbitragem, determinante da equalização dos preços. Seja com dados para cidades ou países, existem vários trabalhos empíricos que estudam o impacto dos custos de transporte sobre a lenta convergência dos preços para a paridade.

Para verificar esta hipótese, o uso de medidas de distância entre cidades/países é bastante difundido. Geraci e Prewo (1977), entretanto, criticam o uso deste tipo de variável como *proxy* para custos de transporte. Os autores apontam que os custos de transporte são influenciados por outros fatores tais como peso, volume, modo de transporte e o valor da mercadoria a ser transportada.

Já Choi e Choi (2014) mostram que a distância geográfica pode impactar os *gaps* de preços por meio de outros canais que não apenas o dos custos de transporte, como através dos custos de distribuição local e *mark-ups*, por exemplo. Neste sentido, a métrica para custos de transporte adotada neste estudo, e reportada abaixo, pode ser vista como uma melhoria na mensuração dos custos de transporte, além de ser uma inovação.

Propõe-se uma *proxy* para os custos de transporte dada pelo produto entre o preço médio do óleo diesel e a distância (em km) rodoviária entre a RM  $c$  e a cidade de São Paulo. Isto é,

$$ct_{ct} = \bar{p}_{ct} \times \bar{d}_{cj} \quad (3.9)$$

em que  $\bar{p}_{ct}$  é o preço médio do óleo diesel, calculado a cada período de tempo como a média entre os preços médios cobrados nos postos da RM  $c$  e os da RM de São Paulo, adotada como numerário. Já  $\bar{d}_{cj}$ , a distância rodoviária, é definida pela média entre os trajetos mais rápidos sugeridos pelo aplicativo *Google Maps* (na data da pesquisa) entre a RM  $c$  e a RM de São Paulo e vice-versa. Esta medida, de frequência mensal, é agregada pela média quando usada no painel de dados de frequência anual, sendo utilizada após transformação logarítmica.

É importante destacar que os custos de transporte são apenas um dos componentes do total de custos incorridos no escoamento de mercadorias entre regiões. Entretanto, Castro, Carris e Rodrigues (1999) mencionam que a maior parcela do transporte interestadual de mercadorias no Brasil é feita por caminhão, portanto, o custo incorrido na movimentação pelo transporte rodoviário pode ser considerado uma boa aproximação.

### 3.2.4 Testes de Especificação

O conjunto de dados de frequência mensal tem uma estrutura tal que  $T > N$ . Quando se tem dados longitudinais deste tipo, é padrão na literatura dar tratamento mais cuidadoso a dimensão temporal dos dados. Portanto, é necessário conduzir testes de raiz unitária e cointegração, quando necessário.

Para averiguar a ordem de integração das variáveis, conduziram-se os testes de raiz unitária para painéis IPS e CIPS – uma versão do teste IPS que contorna o problema de dependência *cross-section*. Todas as estimações foram realizadas com intercepto. Os resultados reportados na tabela 3.1 apontam que a nula de presença de raiz unitária é rejeitada em todos os testes e especificações, isto é, as variáveis em questão são integradas de ordem zero<sup>48</sup>.

**TABELA 3.1**  
**RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA**

Variável	IPS		CIPS
	com EF	sem EF	
$\ln(ct)$	-7.1382 (0.0000)	-11.9071 (0.0000)	-2.1960 (-2.0700)
$v(q)$	-68.3897 (0.0000)	-77.5787 (0.0000)	-5.0660 (-2.0700)
$v(Sal\ relat)$	-54.6778 (0.0000)	-82.6414 (0.0000)	-4.7430 (-2.0700)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: 1. teste IPS foi realizado permitindo-se a inclusão de no máximo 8 lags. A nula é rejeitada independente do critério de informação adotado - *Akaike Information Criterion* (AIC), *Bayesian Information Criterion* (BIC) ou *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQIC). Os resultados reportados referem-se aqueles em que o BIC foi adotado para a definição do número de lags. 2. O teste CIPS não possui distribuição padrão e, portanto, reportam-se os valores críticos tabelados para  $N,T = (90,198)$  e  $N,T = (90,168)$  ao nível de 5% de significância. 3. Todas as estimações foram realizadas incluindo intercepto. 4. p-valor entre parênteses para os demais testes.

Ainda, para se verificar a necessidade de se estimar os painéis corrigindo o problema de dependência *cross-section*, realiza-se o teste de dependência *cross-section* proposto por Pesaran

---

<sup>48</sup> É importante destacar que todas as estimações incluindo quaisquer variáveis relacionadas ao salário relativo tem sua dimensão temporal reduzida, uma vez que as informações relacionadas a ele estão disponíveis apenas partir de janeiro de 2004.

(2004) – válido sob condições bastante gerais – sobre os resíduos das estimações *ARDL* sem a inclusão de médias *cross-section*<sup>49</sup>. A nula de independência é rejeitada em todos os casos.

**TABELA 3.2.A**  
**TESTE DE DEPENDÊNCIA CROSS-SECTION DE PESARAN (2004)**

Modelo	CD-test	<i>corr</i>	<i>abs(corr)</i>
<i>ARDL</i> (1)	9.2200 (0.0000)	0.0110	0.0860
<i>ARDL</i> (2)	9.1500 (0.0000)	0.0110	0.0860
<i>ARDL</i> (3)	8.7600 (0.0000)	0.0110	0.0860
<i>ARDL</i> (4)	8.2300 (0.0000)	0.0100	0.0860
<i>ARDL</i> (5)	7.9700 (0.0000)	0.0100	0.0870
<i>ARDL</i> (6)	7.2100 (0.0000)	0.0090	0.0890

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: valores-p entre parênteses.

É, portanto, necessário a inclusão de médias *cross-section* nas estimações na forma sugerida por Chudik e Pesaran (2015) para contornar este problema. Os resultados do teste de dependência *cross-section* para as estimações *ARDL* sem a variável de volatilidade do salário relativo estão disponíveis na tabela 3.2.B, em apêndice, e a nula de independência também é rejeitada em todos os casos.

### 3.3 Resultados

Para o painel de dados de frequência anual, utiliza-se o estimador *within-groups* com correção para o viés do painel dinâmico baseado na proposta de Everaert e Pozzi (2007)<sup>50</sup> – adequado para painéis de pequena dimensão temporal<sup>51</sup> –, baseado em um procedimento *bootstrap*

<sup>49</sup> Estas estimações sem as médias *cross-section* são equivalentes ao estimador *mean group*.

<sup>50</sup> Para uma descrição mais completa do método, ver Vos, Everaert e Ruysen (2015).

<sup>51</sup> Em geral, quando  $N > T$ .

iterativo. Este procedimento visa reduzir o viés do estimador enquanto mantém sua eficiência em relação ao estimador *Generalized Method of Moments* (GMM). Estima-se a seguinte equação:

$$v(g_{preço\ relat})_{ict} = \beta_0 v(g_{preço\ relat})_{ict-1} + \beta_1 \ln(ct)_t + \beta_2 v(g_{salário\ relat})_t + \varepsilon_{it} \quad (3.10)$$

**TABELA 3.3**  
**RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES EM PAINEL DINÂMICO - DADOS ANUAIS<sup>52</sup>**

Modelos	$v(g_{preço\ relat})_{t-1}$	$\ln(ct)_t$	$v(g_{salário\ relat})_t$	Nº Obs.	Nº Grupos
(1)	0,213*** (0,0360)	0,000414*** (0,0001)		1.440	90
(2)	0,213*** (0,0458)	0,000414*** (0,0001)		1.440	90
(3)	0,213*** (0,0458)	0,000414*** (0,0001)		1.440	90
(4)	0,213*** (0,0360)	0,000414*** (0,0001)		1.440	90
(5)	0,213*** (0,0389)	0,000414*** (0,0001)		1.440	90
(6)	0,213*** (0,0389)	0,000414*** (0,0001)		1.440	90
(7)	0,173*** (0,0408)	0,0001 (0,0001)	0,00794* (0,0041)	1.170	90
(8)	0,173*** (0,0395)	0,0001 (0,0002)	0,00794* (0,0041)	1.170	90
(9)	0,173*** (0,0395)	0,0001 (0,0002)	0,00794* (0,0041)	1.170	90
(10)	0,173*** (0,0408)	0,0001 (0,0001)	0,00794* (0,0041)	1.170	90
(11)	0,173*** (0,0451)	0,0001 (0,0001)	0,00794* (0,0041)	1.170	90
(12)	0,173*** (0,0451)	0,0001 (0,0001)	0,00794* (0,0041)	1.170	90

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: 1. Erros-padrão entre parênteses. 2. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ . 3. Foram usadas 250 iterações para a construção do estimador corrigido e 1000 para inferência.

<sup>52</sup> Em (1), (4), (7) e (10) aproxima-se os Erros-padrão usando-se a distribuição bootstrap do estimador de efeitos fixos e calculam-se os intervalos de confiança usando-se uma distribuição t de Student. Em (2), (5), (8) e (11) estima-se a matriz de variância e covariância usando-se bootstrap e calcula-se os intervalos de confiança a partir da distribuição t de Student. E, por fim, em (3), (6), (9) e (12) estima-se a matriz de variância-covariância usando-se o bootstrap. Os intervalos de confiança são intervalos percentis bootstrap.

em que um padrão geral de heterocedasticidade é permitido para  $\varepsilon_{it}$  – heterocedasticidade temporal, *cross-section* e geral. A variável dependente e as independentes foram definidas anteriormente.

A tabela 3.3 traz os resultados das estimações. Os modelos (1)–(12) distinguem-se pela estratégia de estimação adotada, em que, a partir do modelo (6) inclui-se a volatilidade da taxa de crescimento do salário relativos na regressão. As estimações (1)–(3) e (7)–(9) foram realizadas utilizando *bootstrap* não-paramétrico para inferência, enquanto as demais usam *bootstrap* paramétrico. Em todas as estimações o esquema de inicialização do *bootstrap* para a variável dependente defasada é determinístico, isto é, as observações iniciais são mantidas fixas.

A significância dos coeficientes estimados em (1)–(6) não é afetada pelas diferentes especificações adotadas para o termo de erro. Entretanto a magnitude e significância das estimações mudam bastante com a inclusão da volatilidade da taxa de crescimento dos salários relativos. Com a inclusão desta nova variável, os custos de transporte não exercem mais impacto significativo sobre a volatilidade dos preços relativos. Este resultado exige investigação adicional. Já a volatilidade da taxa de crescimento do salário relativo é significativa ao nível de 10% independente da especificação do termo de erro. Ainda, a variável dependente defasada é significativa ao nível de 1% em todas as estimações, o que evidencia certo grau de inercia na volatilidade dos preços relativos.

Para o painel de dados de frequência mensal, estima-se um modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (*ARDL*, no inglês) aumentado de médias *cross-section* para a correção do problema de dependência *cross-section*, aos moldes sugerido por Chudik e Pesaran (2015) em uma extensão da estratégia de estimação proposta por Pesaran (2006). Estima-se, portanto, a seguinte equação:

$$v(q)_{ict} = \alpha_{ic} + \sum_{j=1}^p \rho_{icj} v(q)_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta'_{cj} x_{ct-j} + \sum_{j=0}^{z_T} \delta'_{icj} \bar{z}_{t-j} + u_{ict} \quad (3.11)$$

em que  $x_{ct} = (\ln(ct)_t, v(\text{Sal relat})_t)$  e  $\bar{z}_t = (\overline{v(q)_{ict}}, \overline{\ln(ct)_{ct}}, \overline{v(\text{Sal relat})_{ct}})$ , para  $i = 1, 2, \dots, N_1$  e  $c = 1, 2, \dots, N_2$ , com  $\bar{z}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N z_{ict} \therefore N = N_1 \times N_2$ . Neste trabalho,  $N_1$  refere-se

**TABELA 3.4**  
**RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES ARDL**

Variáveis	ARDL (1)	ARDL (2)	ARDL (3)	ARDL (4)	ARDL (5)	ARDL (6)
$\ln(ct)_t$	0,0036 (0,0028)	0,0034 (0,0027)	0,0012 (0,0030)	-0,0008 (0,0033)	-0,0012 (0,0032)	-0,0042 (0,0037)
$v(Sal\ relat)_t$	-0,0045 (0,0029)	-0,00492* (0,0028)	-0,00485** (0,0023)	-0,00559** (0,0026)	-0,0044 (0,0027)	-0,00546* (0,0032)
$v(q)_{t-1}$	0,503*** (0,0435)	0,515*** (0,0446)	0,513*** (0,0441)	0,508*** (0,0442)	0,513*** (0,0444)	0,512*** (0,0445)
$v(q)_{t-2}$		-0,0216* (0,0123)	-0,0214 (0,0152)	-0,0193 (0,0162)	-0,0177 (0,0156)	-0,0203 (0,0157)
$v(q)_{t-3}$			-0,0175 (0,0116)	-0,0035 (0,0143)	-0,0124 (0,0150)	-0,0126 (0,0158)
$v(q)_{t-4}$				-0,0187* (0,0108)	0,0068 (0,0131)	0,0007 (0,0139)
$v(q)_{t-5}$					-0,0383*** (0,0116)	-0,0344** (0,0142)
$v(q)_{t-6}$						-0,0338** (0,0136)
$\ln(ct)_{t-1}$	-0,0030 (0,0034)	-0,0049 (0,0042)	-0,0046 (0,0045)	-0,0035 (0,0047)	-0,0012 (0,0045)	0,0021 (0,0049)
$\ln(ct)_{t-2}$		0,0023 (0,0032)	0,0042 (0,0054)	0,0051 (0,0065)	0,0015 (0,0065)	0,0024 (0,0064)
$\ln(ct)_{t-3}$			-0,0011 (0,0032)	-0,0041 (0,0044)	-0,0035 (0,0049)	-0,0060 (0,0060)
$\ln(ct)_{t-4}$				0,0035 (0,0032)	0,0055 (0,0040)	0,00867* (0,0051)
$\ln(ct)_{t-5}$					-0,0007 (0,0042)	-0,0046 (0,0057)
$\ln(ct)_{t-6}$						0,0023 (0,0032)
$v(Sal\ relat)_{t-1}$	0,0026 (0,0021)	0,0011 (0,0019)	-0,0004 (0,0021)	-0,0008 (0,0021)	0,0005 (0,0025)	0,0001 (0,0029)
$v(Sal\ relat)_{t-2}$		0,0040 (0,0039)	0,0051 (0,0044)	0,0046 (0,0047)	0,0048 (0,0041)	0,0042 (0,0045)
$v(Sal\ relat)_{t-3}$			-0,0020 (0,0026)	-0,0010 (0,0025)	-0,0005 (0,0024)	-0,0008 (0,0026)
$v(Sal\ relat)_{t-4}$				-0,0026 (0,0029)	-0,0030 (0,0038)	-0,0021 (0,0038)
$v(Sal\ relat)_{t-5}$					0,0020 (0,0029)	0,0014 (0,0028)
$v(Sal\ relat)_{t-6}$						-0,0034 (0,0029)
Constante	-0,0002 (0,0025)	-0,0007 (0,0025)	-0,0019 (0,0024)	-0,0021 (0,0028)	-0,0008 (0,0026)	-0,0017 (0,0032)
CD-test de Pesaran (2004)	1,7700 (0,0760)	2,0200 (0,0430)	1,3100 (0,1900)	0,4300 (0,6640)	0,6500 (0,5170)	-0,1100 (0,9100)
Nº Obs.	14.580	14.490	14.400	14.310	14.220	14.130
R <sup>2</sup>	0,3220	0,3400	0,3450	0,3570	0,3850	0,4140
Nº Grupos	90	90	90	90	90	90

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: 1. Erros-padrão entre parênteses. 2. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .

ao número de setores enquanto  $N_2$  é o número de RMs. Os estimadores CCEMG dinâmicos de  $\alpha$  e  $\rho_j$  são obtidos pela média aritmética dos estimadores de mínimos quadrados de  $\alpha_{ic}$  e  $\rho_{icj}$  baseados em (3.11).

Chudik e Pesaran (2015) mostram que o estimador CCE *mean group* (CCEMG) será válido mesmo na presença de dependência *cross-section* desde que um número suficiente de médias *cross-section* seja incluído em (3.10). Isto é feito pela definição de  $z_T = [T^{1/3}]$ , em que, a rigor,  $z_T$  é a parte inteira de  $T^{1/3}$ . Aqui, adota-se  $z_T = 5$  para  $T = 168$ . Adicionalmente, corrige-se o viés de pequena amostra pelo método *half-panel jackknife*.

A tabela 3.4 traz os resultados das estimações. Utiliza-se várias definições da ordem dos processos autorregressivos para o modelo *ARDL*, de 1 a 6<sup>53</sup>, em que  $p = q$ . A nula de independência do *CD-test* é não rejeitada a partir do modelo *ARDL* de ordem 3.

Não se observa impacto significativo dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos e a volatilidade do salário relativo reporta impacto negativo significativo em algumas estimações. Estes resultados divergem daqueles obtidos em Engel e Rogers (1996). Assim como para as estimações com dados de frequência mensal, o coeficiente da variável dependente defasada é significativa a 1% em todas as estimações.

### 3.4 Considerações Finais

Neste trabalho verifica-se o impacto dos custos de transporte e da volatilidade dos salários relativos sobre os desvios da PPC para dados de cidades brasileiras. Para tanto, utiliza-se, uma nova *proxy* para os custos de transporte, baseada no produto entre a distância e preço médio do óleo diesel entre as demais RMs e São Paulo, RM escolhida como numerário. Além disso, propõe-se o cálculo da volatilidade dos preços relativos de forma ainda não utilizada em estudos sobre a PPC, *à la* Cavalcanti, Mohaddes e Raissi (2011).

---

<sup>53</sup> Em apêndice, encontram-se estimações sem a volatilidade dos salários relativos em que se permite até 12 defasagens. Não há mudanças significantes no impacto dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos.

Os resultados das estimações baseadas no painel de dados com frequência anual reportam um impacto positivo e significativo dos custos de transporte e da volatilidade da taxa de crescimento do salário relativo sobre a volatilidade da taxa de crescimento dos preços relativos. O impacto dos custos de transporte é, entretanto, sensível a inclusão da variável de volatilidade dos salários relativos nas estimações.

Por outro lado, para o conjunto de dados de frequência mensal, não há evidência robusta de impacto dos custos de transporte nem da volatilidade dos salários relativos sobre a volatilidade dos preços relativos. Em comum entre os painéis, há o impacto da volatilidade dos preços relativos defasada, o qual é significativo em todas as estimações.

Este resultado sensível dos custos de transporte na explicação dos *gaps* de preços entre cidades com a *proxy* proposta e em estrutura de dados em painel, constitui um paradoxo, uma vez que a relação positiva entre volatilidade e custos de transporte (medido pela distância) é amplamente documentada na literatura teórica e empírica (ENGEL e ROGERS, 1996; PARSLEY e WEY, 1996; PAPELL e THEODORIDIS, 2001; ENGEL e ROGERS, 2001; CHOI e CHOI, 2014; CRUCINI, SHINTANI e TSURUGA, 2015). Neste sentido, é necessário um exame cuidadoso deste resultado para o conjunto de dados em questão, sendo, também, desejável a aplicação dos métodos desenvolvidos aqui para a construção dos indicadores a novos conjuntos de dados.

Existem outras medidas apontadas pela literatura como determinantes da lenta reversão dos desvios da PPC não incluídas neste trabalho. Estes resultados podem, portanto, estar sujeitos ao viés de variável omitida e devem ser vistos com cautela. Alguns trabalhos recentes têm realizado este exercício de estimação com a inclusão de outras covariadas como, por exemplo, indicadores para rigidez de preço, não-transacionáveis, competição imperfeita, diferenças de renda e populacional (MAYORAL e GADEA, 2011; CHOI e CHOI, 2014). Reestimar estas equações com *proxies* para estas variáveis é uma interessante agenda de pesquisa futura.

## APÊNDICE

**TABELA 3.2.B**  
**TESTE DE DEPENDÊNCIA CROSS-SECTION DE PESARAN (2004)**

Modelo	CD-test	<i>corr</i>	<i>abs(corr)</i>
<i>ARDL</i> (1)	12,1000 (0,0000)	0,0140	0,0810
<i>ARDL</i> (2)	11,5700 (0,0000)	0,0130	0,0810
<i>ARDL</i> (3)	11,2300 (0,0000)	0,0130	0,0800
<i>ARDL</i> (4)	11,4600 (0,0000)	0,0130	0,0800
<i>ARDL</i> (5)	10,2900 (0,0000)	0,0120	0,0800
<i>ARDL</i> (6)	10,0600 (0,0000)	0,0110	0,0800
<i>ARDL</i> (7)	10,1700 (0,0000)	0,0120	0,0800
<i>ARDL</i> (8)	10,1500 (0,0000)	0,0120	0,0810
<i>ARDL</i> (9)	9,6100 (0,0000)	0,0110	0,0810
<i>ARDL</i> (10)	9,8600 (0,0000)	0,0110	0,0800
<i>ARDL</i> (11)	10,1100 (0,0000)	0,0120	0,0800
<i>ARDL</i> (12)	10,1500 (0,0000)	0,0120	0,0810

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: p-valor entre parênteses.

TABELA 3.5

## ESTIMAÇÕES ARDL SEM A VOLATILIDADE DA TAXA DE CRESCIMENTO DOS SALÁRIOS RELATIVOS

Variáveis	ARDL (1)	ARDL (2)	ARDL (3)	ARDL (4)	ARDL (5)	ARDL (6)	ARDL (7)	ARDL (8)	ARDL (9)	ARDL (10)	ARDL (11)	ARDL (12)
$\ln(ct)_t$	0,0023 (0,0024)	0,0021 (0,0024)	0,0020 (0,0023)	0,0011 (0,0027)	0,0010 (0,0027)	-0,0008 (0,0029)	0,0000 (0,0028)	0,0006 (0,0031)	0,0014 (0,0030)	0,0009 (0,0032)	-0,0013 (0,0030)	-0,0019 (0,0030)
$v(q)_{t-1}$	0,511*** (0,0430)	0,509*** (0,0440)	0,510*** (0,0441)	0,509*** (0,0440)	0,510*** (0,0436)	0,513*** (0,0436)	0,513*** (0,0437)	0,513*** (0,0438)	0,513*** (0,0437)	0,513*** (0,0440)	0,508*** (0,0443)	0,5080 (0,0437)
$v(q)_{t-2}$		-0,0086 (0,0109)	-0,0008 (0,0126)	0,0007 (0,0125)	0,0005 (0,0125)	-0,0063 (0,0130)	-0,0108 (0,0138)	-0,0107 (0,0141)	-0,0128 (0,0146)	-0,0200 (0,0152)	-0,0184 (0,0164)	-0,0140 (0,0159)
$v(q)_{t-3}$			-0,0205** (0,0093)	-0,0060 (0,0123)	-0,0064 (0,0127)	-0,0038 (0,0123)	-0,0007 (0,0120)	-0,0020 (0,0130)	-0,0025 (0,0136)	0,0011 (0,0143)	-0,0023 (0,0152)	0,0037 (0,0153)
$v(q)_{t-4}$				-0,0185** (0,0093)	-0,0033 (0,0103)	-0,0037 (0,0107)	-0,0103 (0,0106)	-0,0109 (0,0112)	-0,0047 (0,0116)	-0,0032 (0,0118)	-0,0015 (0,0132)	0,0043 (0,0126)
$v(q)_{t-5}$					-0,0230** (0,0091)	-0,0187* (0,0106)	-0,0211* (0,0110)	-0,0184 (0,0114)	-0,0207* (0,0112)	-0,0177 (0,0122)	-0,0186 (0,0140)	-0,0149 (0,0126)
$v(q)_{t-6}$						-0,0137 (0,0098)	-0,0171 (0,0120)	-0,0232* (0,0127)	-0,0255* (0,0134)	-0,0321** (0,0138)	-0,0379** (0,0149)	-0,0349 (0,0134)
$v(q)_{t-7}$							-0,0245*** (0,0082)	-0,0223* (0,0123)	-0,0277** (0,0131)	-0,0346** (0,0139)	-0,0335** (0,0145)	-0,0265 (0,0138)
$v(q)_{t-8}$								0,0007 (0,0107)	0,0100 (0,0121)	0,0151 (0,0122)	0,0108 (0,0132)	0,0147 (0,0131)
$v(q)_{t-9}$									-0,0240** (0,0113)	-0,0453*** (0,0125)	-0,0495*** (0,0141)	-0,0509 (0,0136)
$v(q)_{t-10}$										0,0110 (0,0119)	0,0031 (0,0158)	0,0041 (0,0151)
$v(q)_{t-11}$											-0,0096 (0,0133)	-0,0113 (0,0138)
$v(q)_{t-12}$												0,0220 (0,0108)
$\ln(ct)_{t-1}$	-0,0018 (0,0029)	-0,0021 (0,0041)	-0,0031 (0,0039)	-0,0025 (0,0040)	-0,0019 (0,0041)	0,0013 (0,0042)	0,0007 (0,0040)	0,0005 (0,0044)	-0,0004 (0,0044)	-0,0004 (0,0042)	0,0008 (0,0041)	0,0016 (0,0044)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: 1. Erros-padrão entre parênteses. 2. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ .

TABELA 3.5

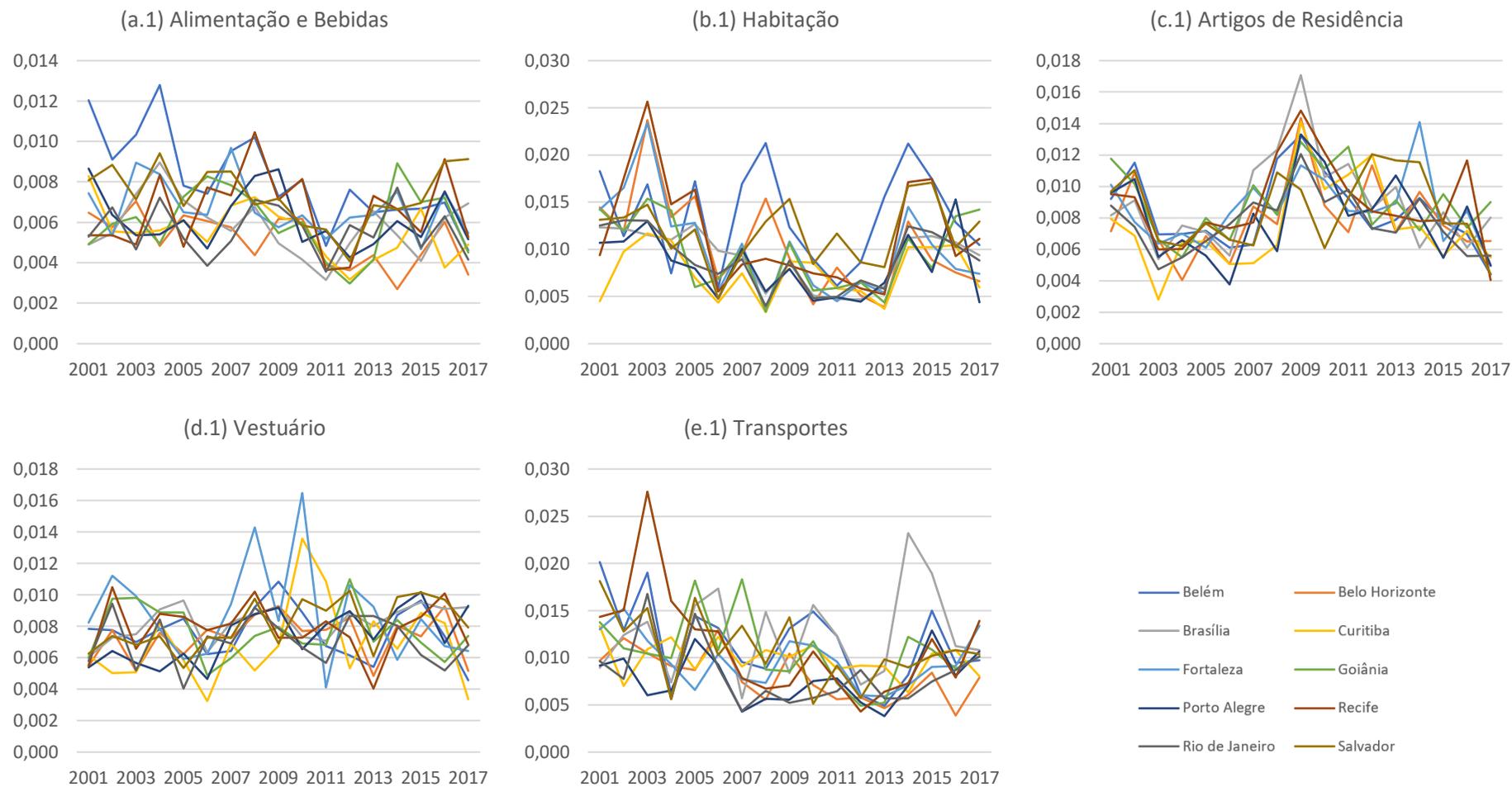
## ESTIMAÇÕES ARDL SEM A VOLATILIDADE DA TAXA DE CRESCIMENTO DOS SALÁRIOS RELATIVOS

(CONTINUAÇÃO)

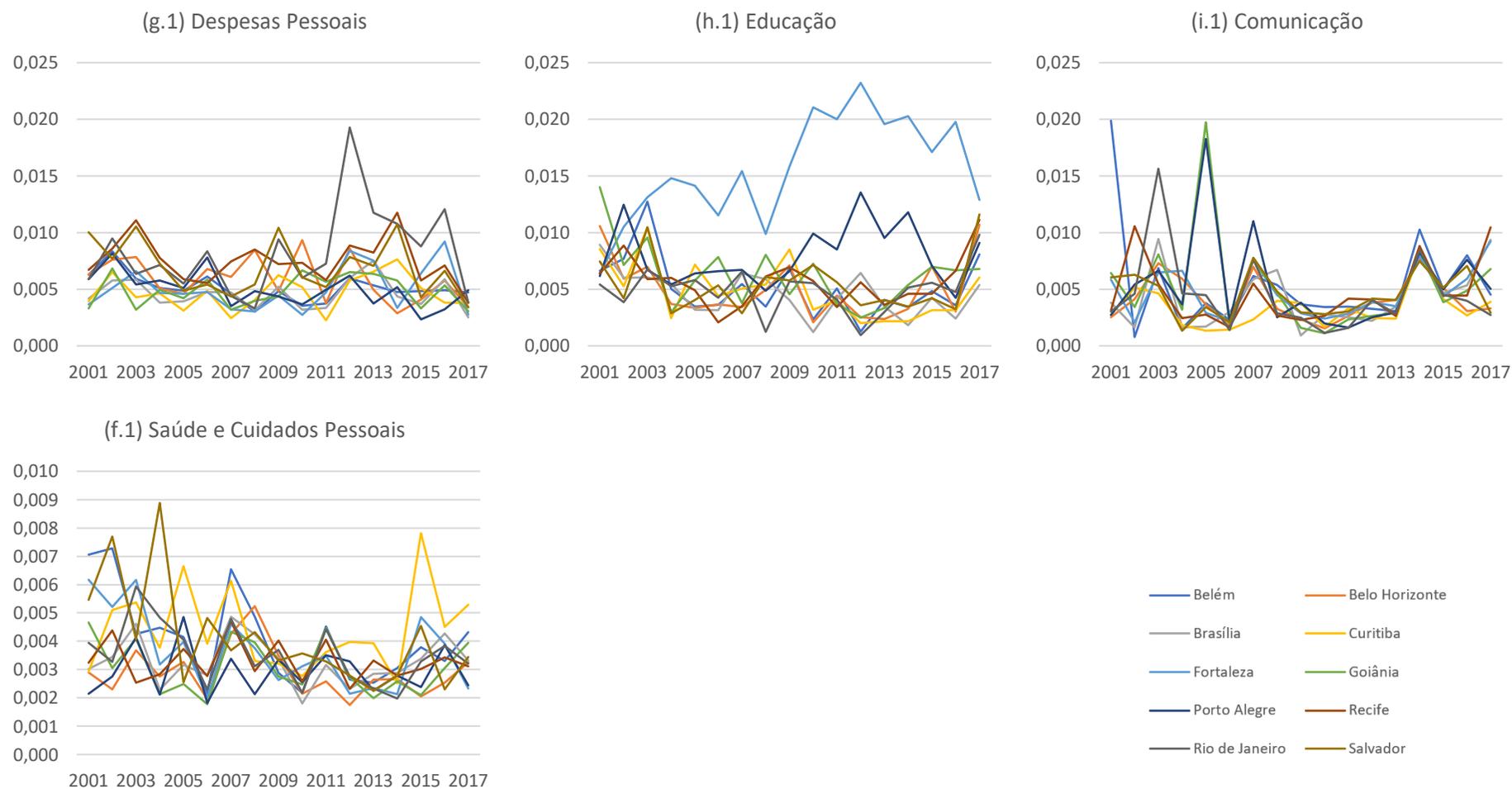
Variáveis	ARDL (1)	ARDL (2)	ARDL (3)	ARDL (4)	ARDL (5)	ARDL (6)	ARDL (7)	ARDL (8)	ARDL (9)	ARDL (10)	ARDL (11)	ARDL (12)
$\ln(ct)_{t-2}$		0,0005 (0,0032)	-0,0022 (0,0043)	-0,0010 (0,0039)	-0,0031 (0,0039)	-0,0043 (0,0037)	-0,0023 (0,0046)	-0,0019 (0,0048)	-0,0022 (0,0045)	-0,0032 (0,0042)	-0,0025 (0,0042)	-0,0046 (0,0043)
$\ln(ct)_{t-3}$			0,0038 (0,0026)	0,0034 (0,0033)	0,0038 (0,0032)	0,0027 (0,0034)	0,0013 (0,0035)	0,0024 (0,0036)	0,0032 (0,0037)	0,0047 (0,0036)	0,0038 (0,0038)	0,0033 (0,0040)
$\ln(ct)_{t-4}$				-0,0005 (0,0026)	0,0009 (0,0035)	0,0017 (0,0038)	-0,0006 (0,0042)	-0,0021 (0,0042)	-0,0014 (0,0041)	-0,0015 (0,0040)	-0,0009 (0,0043)	0,0010 (0,0050)
$\ln(ct)_{t-5}$					-0,0006 (0,0033)	-0,0013 (0,0038)	-0,0006 (0,0044)	-0,0009 (0,0045)	-0,0002 (0,0047)	0,0011 (0,0047)	0,0029 (0,0050)	0,0020 (0,0054)
$\ln(ct)_{t-6}$						0,0009 (0,0023)	0,0003 (0,0042)	0,0005 (0,0046)	-0,0017 (0,0052)	-0,0018 (0,0055)	-0,0028 (0,0053)	-0,0033 (0,0057)
$\ln(ct)_{t-7}$							0,0019 (0,0036)	0,0049 (0,0039)	0,0047 (0,0042)	0,0039 (0,0041)	0,0043 (0,0040)	0,0041 (0,0044)
$\ln(ct)_{t-8}$								-0,0033 (0,0028)	-0,00657* (0,0039)	-0,0056 (0,0039)	-0,0055 (0,0040)	-0,0028 (0,0044)
$\ln(ct)_{t-9}$									0,0038 (0,0032)	0,0058 (0,0042)	0,0044 (0,0046)	0,0048 (0,0053)
$\ln(ct)_{t-10}$										-0,0037 (0,0031)	-0,0030 (0,0038)	-0,0031 (0,0047)
$\ln(ct)_{t-11}$											-0,0003 (0,0032)	0,0029 (0,0048)
$\ln(ct)_{t-12}$												-0,0045 (0,0034)
Constante	-0,0002 (0,0021)	-0,0007 (0,0023)	-0,0010 (0,0022)	-0,0007 (0,0022)	0,0002 (0,0021)	0,0002 (0,0025)	0,0001 (0,0029)	-0,0006 (0,0030)	-0,0016 (0,0034)	-0,0005 (0,0045)	0,0027 (0,0058)	0,0010 (0,0049)
CD-teste de Pesaran (2004)	1,5200 (0,1290)	1,6000 (0,1090)	1,2700 (0,2030)	1,1000 (0,2730)	1,1800 (0,2390)	1,4700 (0,1420)	0,8400 (0,4010)	0,7000 (0,4820)	0,7400 (0,4610)	1,1700 (0,2420)	1,1700 (0,2420)	1,6700*** (0,094)
Nº Obs.	17.280	17.190	17.100	17.010	16.920	16.830	16.740	16.650	16.560	16.470	16.380	16.290
R <sup>2</sup>	0,3440	0,3530	0,3580	0,3650	0,3790	0,3880	0,4070	0,4140	0,4290	0,4430	0,4640	0,4730
Nº Grupos	90	90	90	90	90	90	90	90	90	90	90	90

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: 1. Erros-padrão entre parênteses. 2. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ .

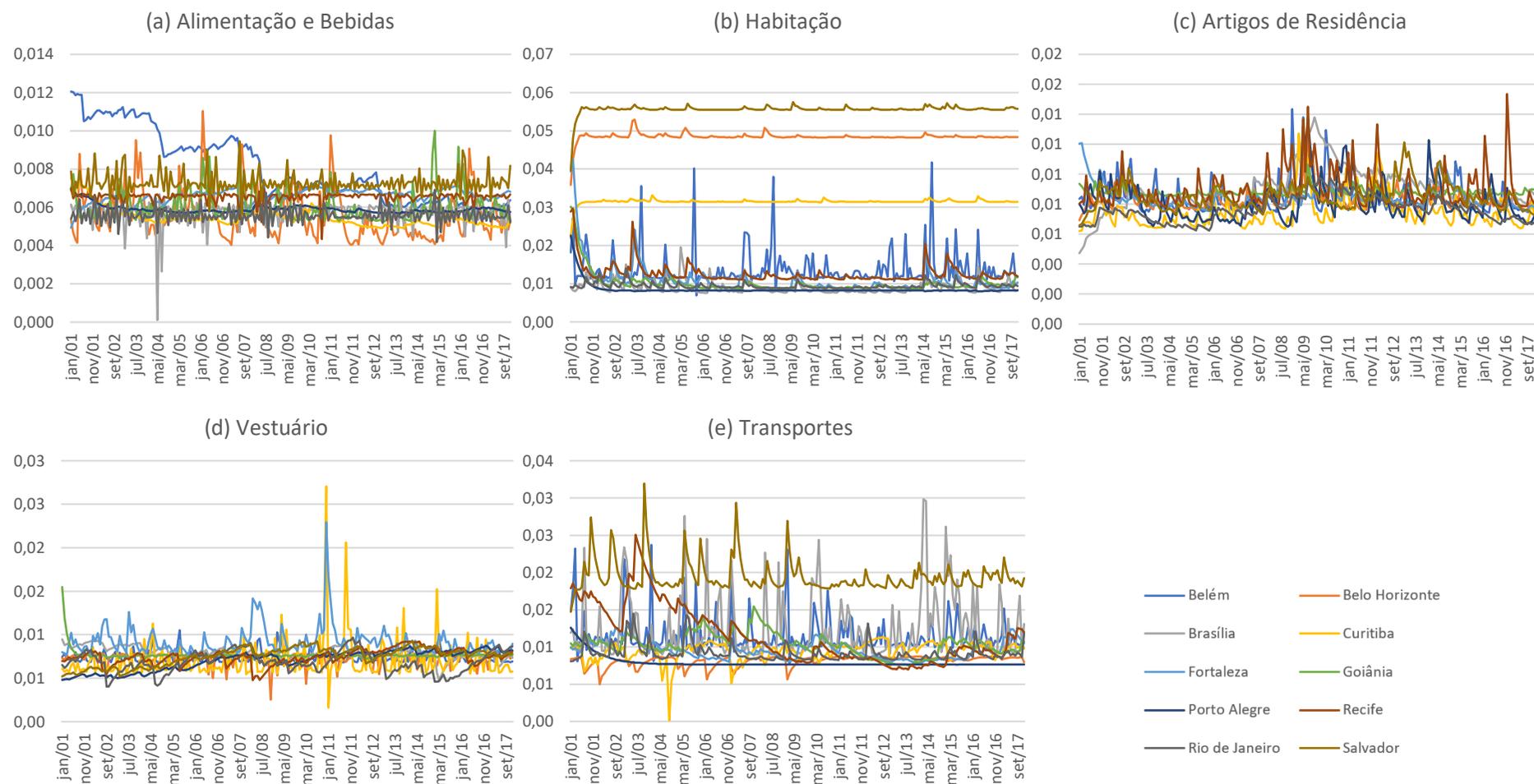


**FIGURA 3.1: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA ANUAL**  
 Fonte: Elaborado pelo autor.

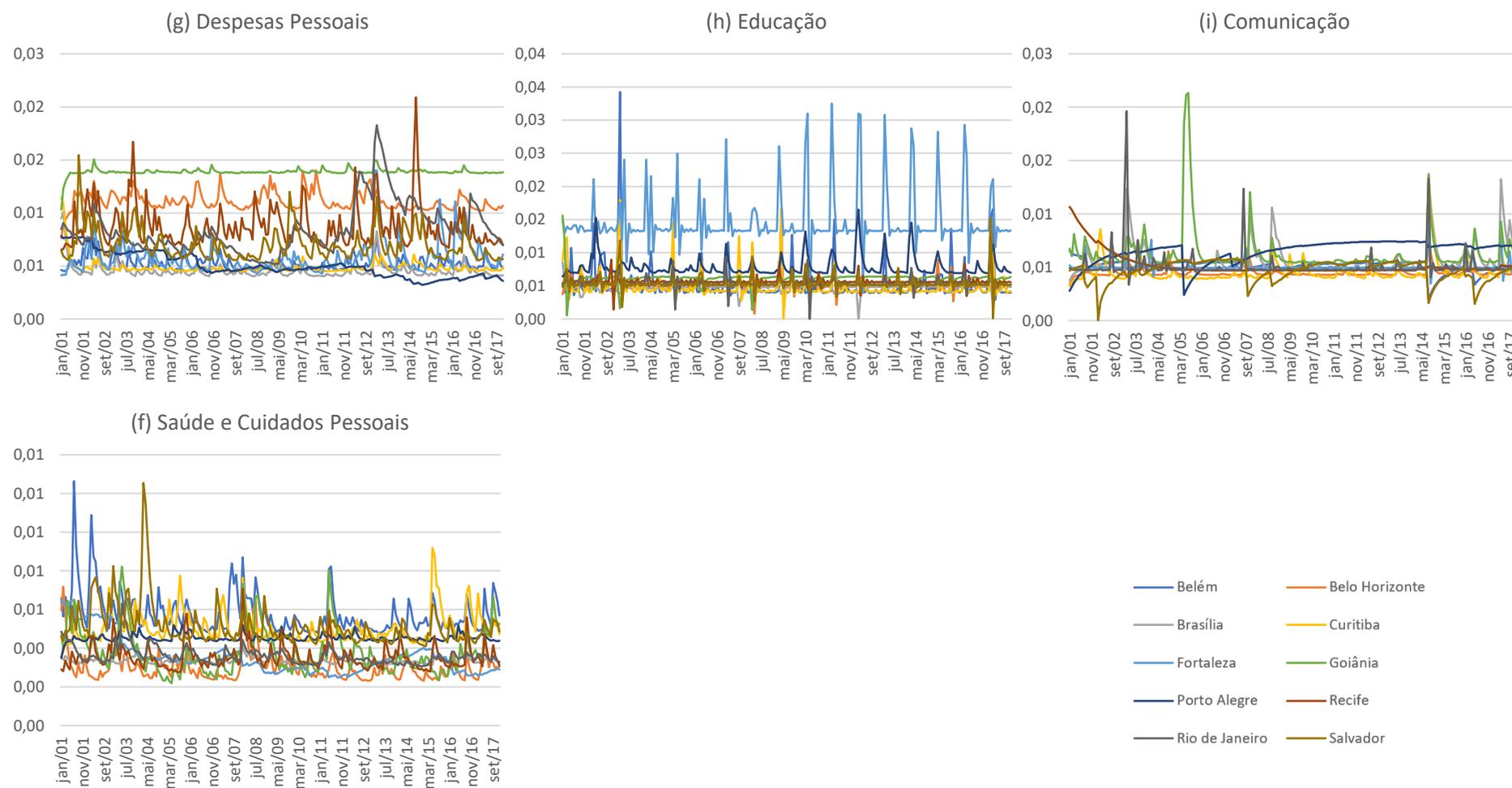


**FIGURA 3.1: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA ANUAL (CONTINUAÇÃO)**

Fonte: Elaborado pelo autor.



**FIGURA 3.2: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA MENSAL**  
 Fonte: Elaborado pelo autor.



**FIGURA 3.2: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA MENSAL (CONTINUAÇÃO)**

Fonte: Elaborado pelo autor.

## CONCLUSÕES GERAIS

Realizaram-se nesta tese 3 exercícios empíricos relacionados a PPC com dados para 11 capitais brasileiras para as quais estão disponíveis informações para o IPCA agregado e desagregado por grupos de bens e serviços.

No primeiro exercício, realizou-se estimação com dados em painel para o IPCA agregado considerando a presença de 3 quebras estruturais em períodos condizentes com mudanças conjunturais na economia brasileira. A meia-vida mediana estimada é de aproximadamente 4 meses, bastante inferior ao resultado do intervalo-consenso. No segundo exercício, que também se ocupou com o cálculo da meia-vida, mas com outra estratégia de estimação, estimaram-se painéis autorregressivos puros para o IPCA desagregado por grupos de bens e serviços permitindo-se heterogeneidade nos coeficientes estimados. Os resultados são também bastante inferiores aos do intervalo-consenso, com meia-vida um pouco acima de 1 ano.

Daí, pode-se concluir que as evidências para dados de cidades brasileiras apontam a consideração da presença de mudanças estruturais e do viés de heterogeneidade setorial nas estimações dos parâmetros autorregressivos, necessários para o cálculo da meia-vida, como possíveis soluções para o enigma da PPC, sendo o desenvolvimento de estimadores capazes de controlar para ambas as fontes de viés simultaneamente – além dos vieses de Nickell e de agregação temporal – uma interessante agenda de pesquisa futura.

Já no terceiro capítulo, que se distingue dos demais ao tentar explicar a causa dos desvios, procura-se verificar o impacto dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos das cidades brasileiras. Para tanto, estima-se um painel dinâmico com dados anuais no qual observa-se, como esperado, um impacto positivo dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos. Este resultado, entretanto, é sensível a inclusão da variável de volatilidade dos salários relativos. Adicionalmente, estima-se um modelo *ARDL* em painel aumentado de médias *cross-section* para a correção do problema de dependência *cross-section* – e com correção pelo método *half-panel jackknife* para o viés de pequena amostra. Nas várias especificações adotadas, não se observa impacto significativo dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos. Este resultado, entretanto, exige investigação adicional, uma

vez que o impacto positivo e significativo dos custos de transporte é amplamente difundido na literatura empírica sobre o tema.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, Mark, e GOPINATH, G. Emerging markets business cycles: the cycle is the trend. **Journal of Political Economy**, vol.115 (1), pp. 69-102, 2007.

ALBA, J. D.; PAPELL, D. H. Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests. **Journal of Development Economics**, v. 83, p. 240-251, 2007.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental-variable Estimation of Error-components Model. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 29-52, 1995.

ARRUDA, E.; BARBOSA, R. B. GUIMARÃES, D. B.; CASTELAR, I. Price Convergence, Reversal Speed and Purchasing Power Parity: Stylized Facts for Brazilian Cities. In: XVII Encontro de Economia da Região Sul – XVII ANPEC SUL, Maringá, 2015.

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

BASTOS, F. S.; FERREIRA, R. T.; ARRUDA, E. F. Speed of Reversion of Deviations of the Purchasing Power Parity for Brazilian Cities. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72 n. 1, p. 26-40, 2018.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.

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.

CARVALHO, C.; NECHIO, F. Aggregation and the PPP Puzzle in a Sticky-Price Model. **The American Economic Review**, v. 101, n. 6, p. 2391-2424, 2011.

CASTRO, N.; CARRIS, L.; RODRIGUES, B. Custos de Transporte e a Estrutura Espacial do Comércio Interestadual Brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 29, n. 3, p. 347-400, 1999.

CAVALCANTI, T. V. V.; MOHADDES, K.; RAISSI, M. Commodity Price Volatility and the Sources of Growth. IMF Working Paper, 2011.

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, 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.

CHEN, S-S.; ENGEL, C. Does 'Aggregation Bias' Explain the PPP Puzzle? **Pacific Economic Review**, p. 49-72, 2005.

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.; CHOI, H. Does Distance Reflect more than Transport Costs? **Economics Letters**, p. 82-86, 2014.

CHOI, C.-Y.; MARK, N. C.; SUL, D. Bias Reduction by Mean Adjustment in Dynamic Panel Data Models. Manuscript, 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, 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.

CHUDIK, A.; PESARAN, M. H. Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors. **Journal of Econometrics**, p. 393-420, 2015.

CRUCINI, M. J.; SHINTANI, M.; TSURUGA, T. Noisy Information, Distance and Law of One Price Dynamics across US Cities. **Journal of Monetary Economics**, v. 74, p. 52-66, 2015.

CULVER, S. E.; PAPELL, D. H. Panel Evidence of Purchasing Power Parity Using Intranational and International Data. Manuscript, 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, 2008.

DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, v. 84, n. 6, 1976.

ENGEL, C.; ROGERS, J. H. Deviations from Purchasing Power Parity: Causes and Welfare Costs. **Journal of International Economics**, v. 55 p. 29-57, 2001.

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

EVERAERT, G.; POZZI, L. Bootstrap-based Bias Correction for Dynamic Panels. **Journal of Economic Dynamics and Control**, p. 1160-1184, 2007.

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, 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, 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, 2004.

GADEA, M. D.; MAYORAL, L. Aggregation is not Solution: The PPP Puzzle Strikes Back. **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, n.6, p. 875-894, 2009.

GERACI, V. J.; PREWO, W. Bilateral Trade Flows and Transport Costs. **The Review of Economics and Statistics**, v. 59, n. 1, p. 67-74, 1977.

GOBILLON, L.; MAGNAC, T. Regional Policy Evaluation: Interactive Fixed Effects and Synthetic Controls. **The Review of Economics and Statistics**, v. 98, p. 535-551, 2016.

HAN, C.; PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Lag length selection in panel Autoregression. **Econometric Reviews**, 2015.

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, 1999.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. **Journal of Econometrics**, p. 53-74, 2003.

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

IMBS, J.; MUMTAZ, H.; RAVN, M. O.; REY, H. “Aggregation Bias” Does Explain the PPP Puzzle. National Bureau of Economic Research Working Paper 11607, 2005b. Disponível em < [http://www.jeanimbs.com/papers2\\_files/PPPPreply.pdf](http://www.jeanimbs.com/papers2_files/PPPPreply.pdf) >. Acesso em 07/11/2017.

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, 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.

KILIAN, L. Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions. **Review of Economics and Statistics**, p. 218-230, 1998.

KILIAN, L.; ZHA, T. Quantifying the Uncertainty about the Half-Life of Deviations from PPP. **Journal of Applied Econometrics**, p. 107–125, 2002.

KIM, D.; OKA, T. Divorce Law Reforms and Divorce Rates in the U.S.: An Interactive Fixed-Effects Approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 29, p. 231-245, 2013.

LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, C.-S. J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. **Journal of Econometrics**, p. 1–24, 2002.

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, 2003.

MAYORAL, L. Heterogeneous Dynamics, Aggregation, and the Persistence of Economic Shocks. **International Economic Review**, v. 54, n. 4, p. 1295-1307, 2013.

MAYORAL, L.; GADEA, M. D. Aggregate Real Exchange Rate Persistence through the Lens of Sectoral Data. **Journal of Monetary Economics**, p. 290-304, 2011.

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? **Economic Record**, v. 90, n° 288, p. 33-48, 2014.

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, 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, n. 3, p. 790–803, 2001.

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

PESARAN, M. H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence. **Journal of Applied Econometrics**, p. 265–312, 2007.

PESARAN, M. H. Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multifactor Error Structure. **Econometrica**, p. 967-1012, 2006.

PESARAN, M. H. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. IZA Discussion Paper No. 1240, 2004.

PESARAN, M. H. Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. **Econometric Reviews**, p. 1089–1117, 2015.

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

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, 2007.

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

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

SCHMITT-GROHE, S. e URIBE, M. How important are terms of trade shocks? **NBER Working Paper** 21253, 2015.

SEONG, B.; MORSHED, A. K. M. M.; AHN, S. K. Additional Sources of Bias in Half-Life Estimation. **Computational Statistics & Data Analysis**, v. 51, p. 2056–2064, 2006.

SHOUSHA, S. Macroeconomic effects of commodity booms and busts: the role of financial frictions. Working paper, **Columbia University**, 2015.

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, 2012.

SO, B. S.; SHIN, D.W. Recursive Mean Adjustment in Time Series Inferences. **Statistics and Probability Letters**, v. 43, p. 65-73, 1999.

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

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, A.; TAYLOR, M. The Purchasing Power Parity Debate. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 4, p. 135-158, 2004.

VOS, I. DE; EVERAERT, G.; RUYSSSEN, I. Bootstrap-based Bias Correction and Inference for Dynamic Panels with Fixed Effects. **Stata Journal**, v.15, n. 4, p. 986-1018, 2015.

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, 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, 1993.