

**VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS E CUSTOS DE TRANSPORTE:  
EVIDÊNCIA PARA CIDADES BRASILEIRAS**

**ÁREA 4 – TEORIA ECONÔMICA E MÉTODOS QUANTITATIVOS**

**Felipe Sousa Bastos**

Doutorado em Economia – UFC/CAEN. Avenida da Universidade, 2700 – 2º Andar. CEP 60020-181. Benfica - Fortaleza CE. Tel/Fax: (85) 3366-7751.

E-mail: *flpsbastos@gmail.com*

**Roberto Tatiwa Ferreira**

Professor UFC/CAEN. Doutor em Economia – UFC/CAEN. Avenida da Universidade, 2700 – 2º Andar. CEP 60020-181. Benfica - Fortaleza CE. Tel/Fax: (85) 3366-7751.

E-mail: *rtf2@uol.com.br*

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

## ÁREA 4 – TEORIA ECONÔMICA E MÉTODOS QUANTITATIVOS

### RESUMO

Este trabalho verifica o impacto dos custos de transporte sobre a volatilidade dos preços relativos para cidades brasileiras. Para isso, utiliza medidas de volatilidade variantes no tempo e, portanto, distintas daquelas usadas até então. Adicionalmente, propõe 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:** Dados em Painel, Preços relativos, Custos de Transporte, Cidades Brasileiras.

### ABSTRACT

This paper 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:** Panel Data, Relative Prices, Transport Costs, Brazilian Cities.

**Jel codes:** C23, E31, F15.

## 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>1</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.

---

<sup>1</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.

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 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>2</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.

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.

## **2 Dados e Aspectos Metodológicos**

### **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>3</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

---

<sup>2</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.

<sup>3</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.

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>4</sup> junto a Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) e a distância rodoviária entre as unidades individuais no *Google Maps*. As observações foram coletadas para 9 regiões metropolitanas (RMs) e 2 capitais<sup>5</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>6</sup>.

## 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:

$$q_{ict} = \ln \left( \frac{IPCA_{ict}}{IPCA_{ijt}} \right) \quad (1)$$

$$Sal\ relat_{ct} = \ln \left( \frac{Sal\ Mensal_{ct}}{Sal\ Mensal_{jt}} \right) \quad (2)$$

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>7</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>8</sup> para cada uma das séries de preço relativo em estudo. Já Crucini, Shintani e Tsuruga (2015) utilizam como *proxy* para 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

<sup>4</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).

<sup>5</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>6</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>7</sup> O desvio-padrão da primeira diferença do logaritmo natural dos preços relativos é a medida padrão.

<sup>8</sup>  $q_{ijt} = \alpha + \rho q_{ijt-1} + \sum_{h=1}^k \Delta q_{ijt-h} + \varepsilon_{ijt}$  onde  $q_{ijt}$  é a diferença do log natural dos preços entre as cidades  $i$  e  $j$  no período  $t$ .

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.

### 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 (1) e (2),

$$g_{preço\ relat,ict} = q_{ict} - q_{ict-1} \quad (3)$$

$$g_{salário\ relat,ct} = Sal\ relat_{ct} - Sal\ relat_{ct-1} \quad (4)$$

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

$$\sigma_{gpreço\ relat,ict,t+s} = \sqrt{\frac{1}{S} \sum_{s=0}^S \left( g_{preço\ relat,ict,t+s} - \frac{1}{S+1} \sum_{s=0}^S g_{preço\ relat,ict,t+s} \right)^2} \quad (5)$$

$$\sigma_{gsalário\ relat,ct,t+s} = \sqrt{\frac{1}{S} \sum_{s=0}^S \left( g_{salário\ relat,ct,t+s} - \frac{1}{S+1} \sum_{s=0}^S g_{salário\ relat,ct,t+s} \right)^2} \quad (6)$$

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.

### 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 (1) e (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:

$$q_t = \vartheta_0 + q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\sigma_{p_t}^2 = (1 - \lambda_1 - \lambda_2)\sigma_p^2 + \lambda_1\varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_2\sigma_{t-1}^2 \quad (8)$$

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 1 e 2, em apêndice.

### 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,

$$ct_{ct} = \bar{p}_{ct} \times \bar{d}_{cj} \quad (9)$$

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.

### 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 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>9</sup>.

---

<sup>9</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.

**TABELA 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 pelos autores.

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 (2004) – válido sob condições bastante gerais – sobre os resíduos das estimações *ARDL* sem a inclusão de médias *cross-section*<sup>10</sup>. A nula de independência é rejeitada em todos os casos.

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 2.B, em apêndice, e a nula de independência também é rejeitada em todos os casos.

**TABELA 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 pelos autores.

Nota: valores-p entre parênteses.

<sup>10</sup> Estas estimações sem as médias *cross-section* são equivalentes ao estimador mean group.

### 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>11</sup> – adequado para painéis de pequena dimensão temporal<sup>12</sup> –, baseado em um procedimento *bootstrap* 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:

$$v(g_{preço\ relat})_{ict} = \beta_0 v(g_{preço\ relat})_{ict-1} + \beta_1 \ln(ct)_t + \beta_2 v(g_{salário\ relat})_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

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.

**TABELA 3**  
**RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES EM PAINEL DINÂMICO - DADOS ANUAIS<sup>13</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 pelos autores.

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>11</sup> Para uma descrição mais completa do método, ver Vos, Everaert e Ruysen (2015).

<sup>12</sup> Em geral, quando  $N > T$ .

<sup>13</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.



**TABELA 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 pelos autores.

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

A tabela 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:

$$v(q)_{ict} = \alpha_{ic} + \sum_{j=1}^p \rho_{icj} v(q)_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta'_{cj} x_{ct-j} + \sum_{j=0}^{z_T} \delta'_{icj} \bar{z}_{t-j} + u_{ict} \quad (11)$$

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 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 (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  $z_T = \lceil T^{1/3} \rceil$ , 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 4 traz os resultados das estimações. Utiliza-se várias definições da ordem dos processos autorregressivos para o modelo *ARDL*, de 1 a 6<sup>14</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.

#### 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

<sup>14</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.

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).

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.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

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.

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

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.

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

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

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

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.

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

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

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

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.

## APÊNDICE

**TABELA 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 pelos autores.

Nota: p-valor entre parênteses.

**TABELA 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 pelos autores.

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

TABELA 5

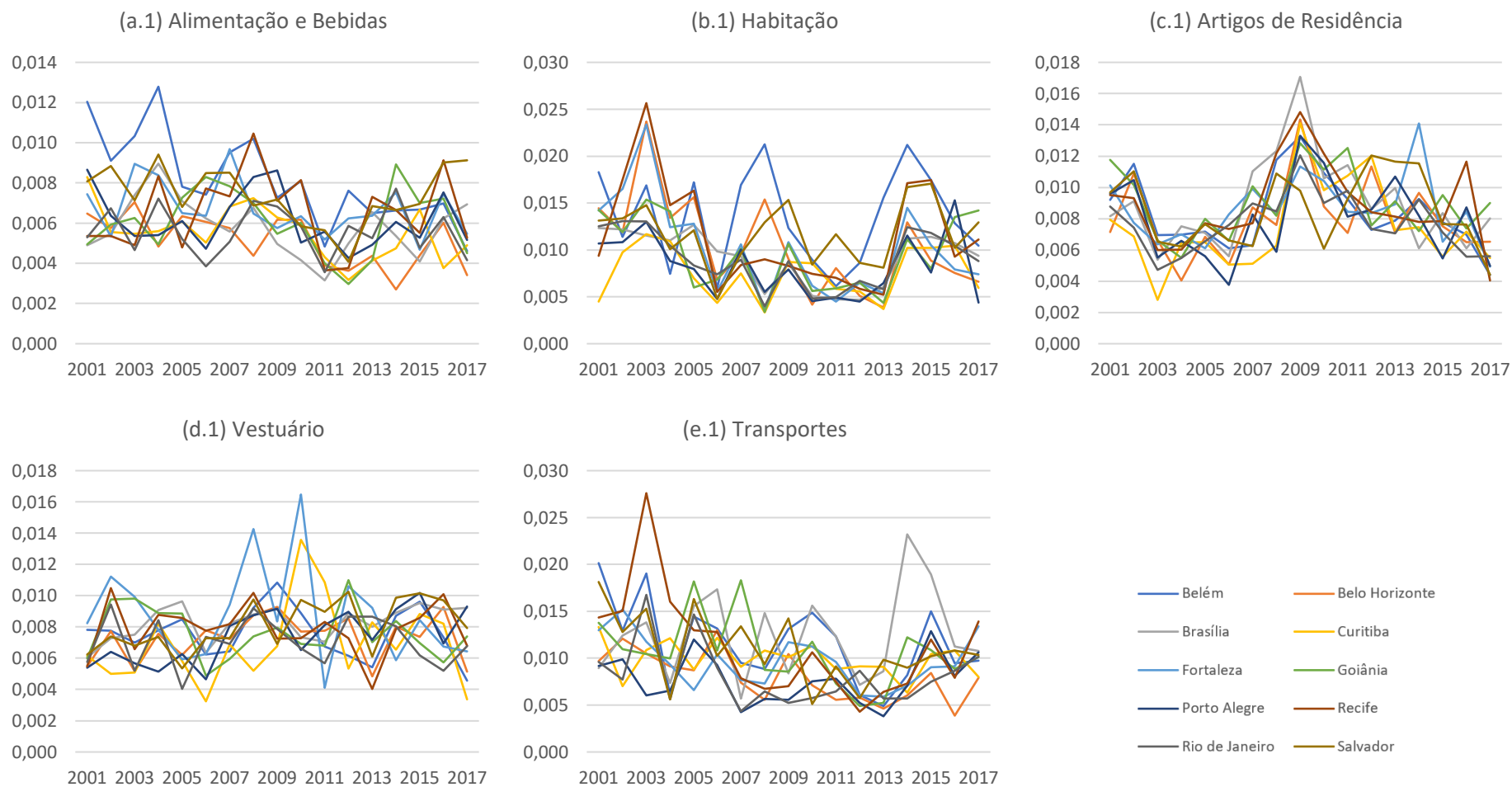
## ESTIMAÇÕES ARDL SEM A VOLATILIDADE DA TAXA DE CRESCIMENTO DOS SALÁRIOS RELATIVOS

(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 pelos autores.

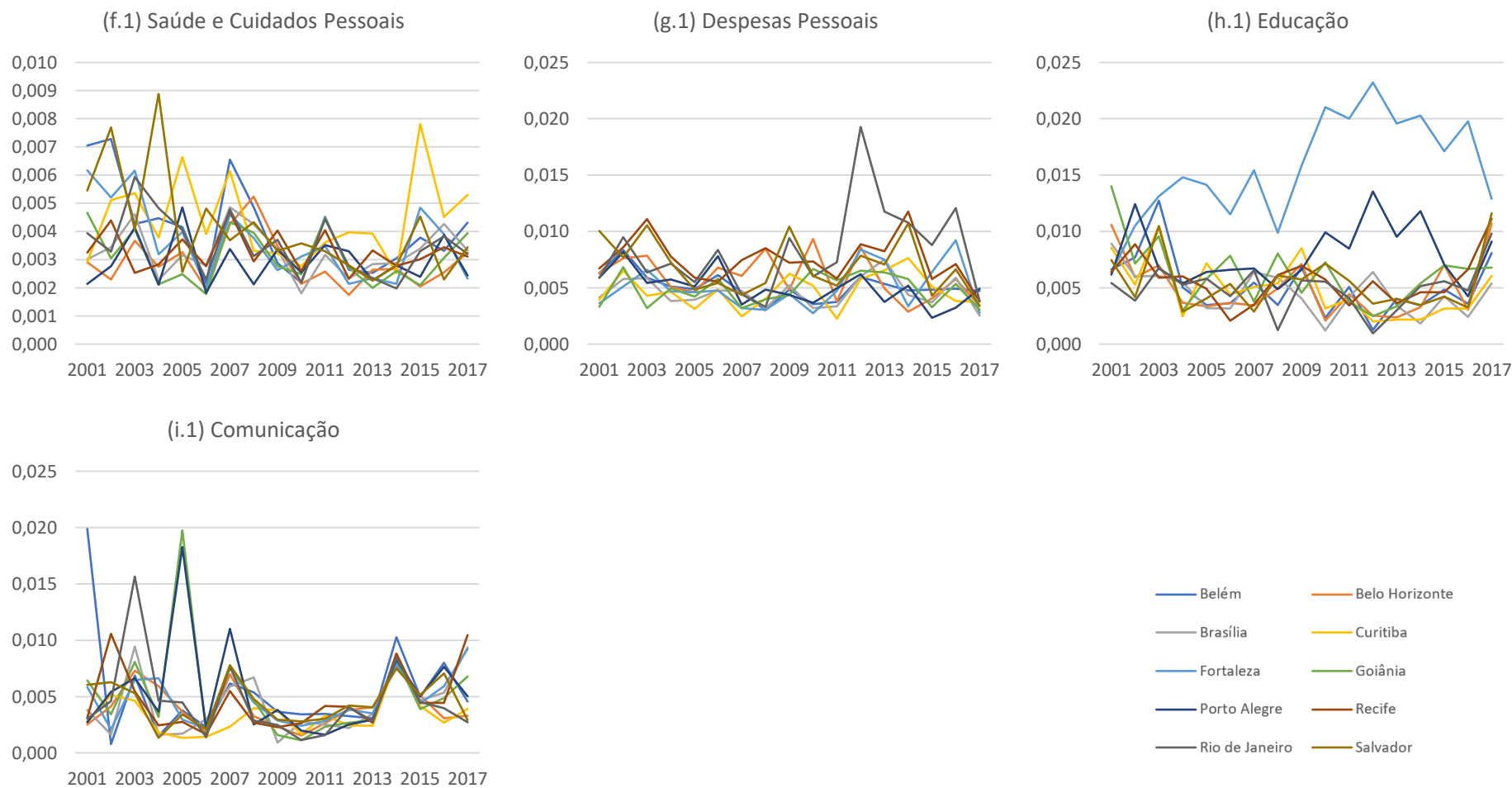
Notas: 1. Erros-padrão entre parênteses. 2. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ .



**FIGURA 1: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA ANUAL**

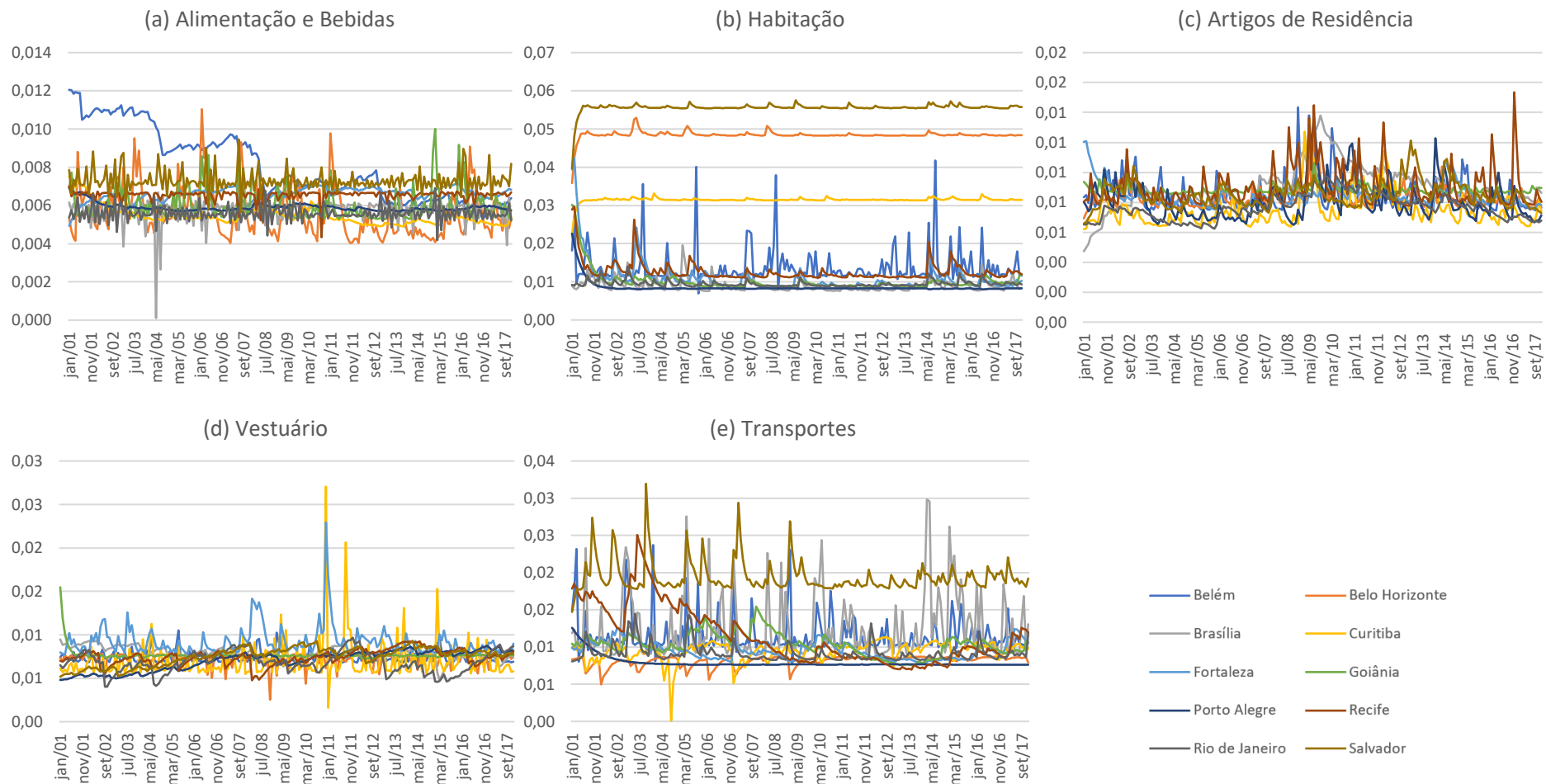
Fonte: Elaborado pelos autores.





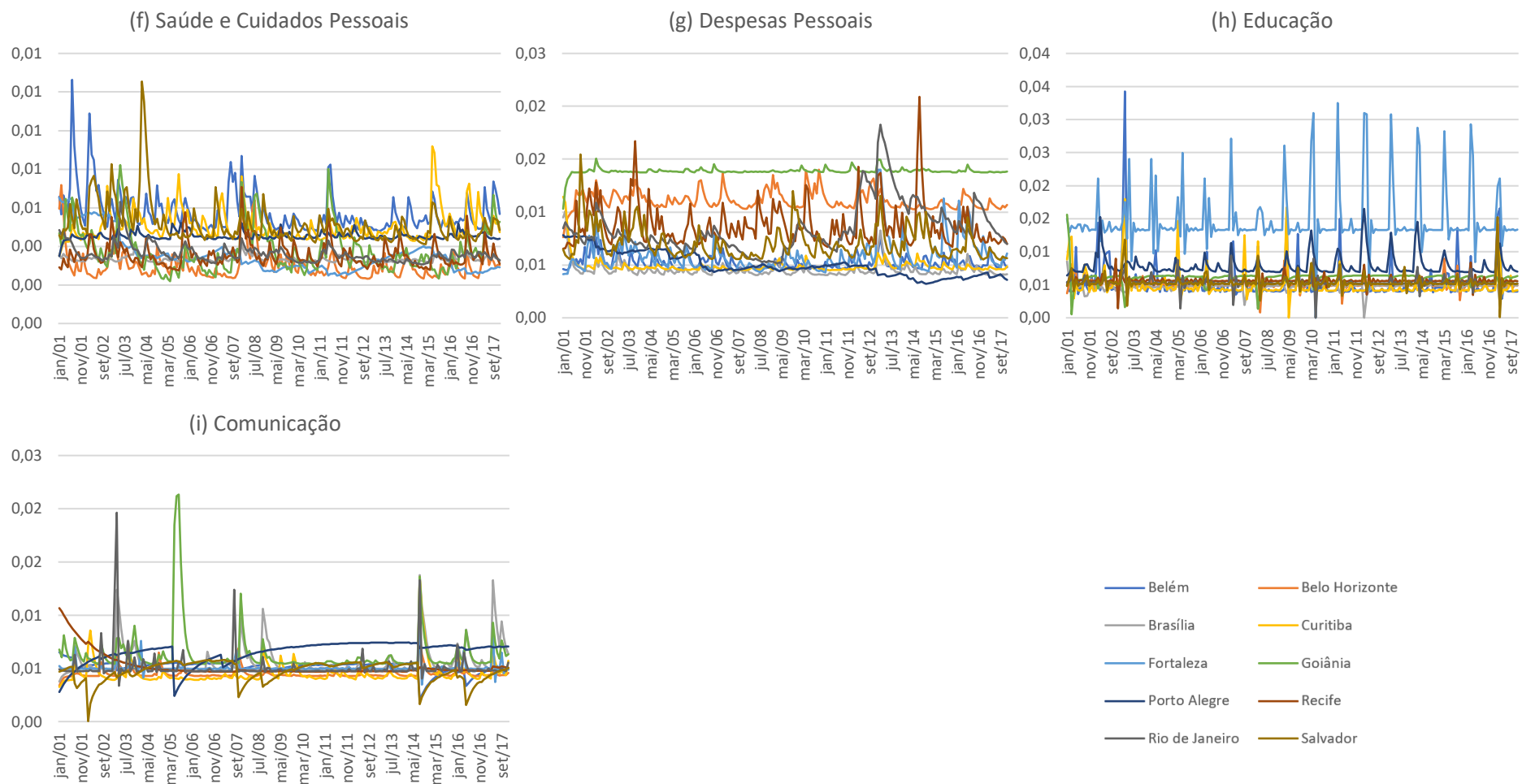
**FIGURA 1: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA ANUAL (CONTINUAÇÃO)**

Fonte: Elaborado pelos autores.



**FIGURA 2: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA MENSAL**

Fonte: Elaborado pelos autores.



**FIGURA 2: EVOLUÇÃO DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS - FREQUÊNCIA MENSAL (CONTINUAÇÃO)**

Fonte: Elaborado pelos autores.