

DINÂMICA DAS INFLAÇÕES REGIONAIS BRASILEIRAS¹

Douglas Marcos Ferreira*

Sidney M. Caetano**

Geraldo Edmundo Silva Jr.***

Resumo: O presente trabalho investiga as dinâmicas inflacionárias regionais e suas particularidades. Para tanto, estima o grau de inércia via teste da razão de variâncias, medida sistematicamente utilizada para mensuração de persistência de choques no longo prazo, aplica testes de equidade para médias/variâncias e calcula efeitos peso e preço. Os resultados mostram comportamentos heterogêneos entre regiões, onde componentes inerciais significativos foram encontrados. Tais resultados corroboram a questão de persistência observada nas inflações, e estas como o hiato de tempo para a convergência de preços estão sujeitos a flutuações isoladas, preferências, restrições à movimentação de recursos produtivos, competitividade de mercado etc.

Palavras-Chave: Inflação Regional; Convergência; Persistência.

Abstract

This work investigates the regional inflationary dynamics, using the variance ratio, mean equality test and variance equality test, and the effects weight and price. The results show heterogeneous behavior between regions, where significant inertial components were found. These results support the issue of persistence in inflation observed, and this as the time gap for the convergence of prices are subject to individual fluctuations, preferences, restrictions on the movement of productive resources and market competition.

Keywords: Regional Inflation, Convergence, Persistence.

JEL Classification: C22, E31, R10.

¹ Os autores agradecem o apoio financeiro da FAPEMIG em parte dos resultados obtidos. O suporte do Bolsista Vinicius Mendes Gott também foi importante para montar a base de dados. Os resultados aqui apresentados são de responsabilidade dos autores.

*Universidade Federal de São João Del Rei, Departamento de Ciências Econômicas, Bolsista de Iniciação Científica PIBIC/UFSJ, e-mail: douglasufsj@yahoo.com.br

**Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, e-mail: sidney.caetano@ufv.br

***Universidade Federal de São Carlos, Campus Sorocaba, Programa de Pós-Graduação em Economia, e-mail: gedmundos@yahoo.com.br

1. Introdução

A inflação brasileira tem recebido enorme atenção nas últimas décadas por se tratar de um problema fundamental da macroeconomia. A preocupação é baseada no histórico inflacionário brasileiro e, principalmente, nas décadas de 80, e primeira metade da década de 90, onde a economia enfrentou problemas graves ligados à inflação. Apenas a partir de meados da década de noventa é que o país conseguiu “controlar” o processo de aceleração inflacionária, após uma série de tentativas sem sucesso na Nova República.

Influenciados teórica e/ou empiricamente, os governos implementaram planos econômicos com objetivo de baixar e estabilizar o patamar inflacionário. Dentro da discussão de alguns destes planos encontra-se a idéia de que o sistema econômico ficou preso na armadilha de uma inflação que se auto-sustentava e que se tornava cada vez mais resistente às terapias gradualistas convencionais, ficando ainda cada vez mais propensa à aceleração diante de choques inflacionários. Logo, as componentes inerciais e propagadoras da inflação impossibilitaram o uso dos expedientes ortodoxos recomendados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

Então, a convicção de que a inflação brasileira permaneceu fundamentalmente inercial gerou uma forte discussão. A hipótese da inflação inercial atribui as origens do processo inflacionário aos choques de oferta e ao sistema de indexação, que é o mecanismo pelo qual a inflação se propaga de um período para outro. Quando não ocorrem choques de oferta, a inflação do período t permanece igual à de $t-1$ que, por sua vez, foi igual à de $t-2$, e assim sucessivamente, devido aos mecanismos de indexação de preços, salários, câmbio e taxas de juros, adotados pela sociedade e que transportam a inflação no tempo.

O combate à inflação, de acordo com a hipótese da inflação inercial, deve ser feito quebrando-se o elo da corrente que liga a inflação

do período t à inflação do período $t+1$, eliminando o sistema de indexação.

Após o fracasso, no combate à inflação, dos planos heterodoxos Cruzado, Bresser, Verão, que eram, inicialmente, orientados pelo uso de expedientes heterodoxos, como o congelamento de preços, e, sequencialmente, pela combinação de elementos ortodoxos e heterodoxos como o congelamento de preços e reforma fiscal, foram elaborados os planos Collor I e II que representavam expedientes proeminente ortodoxos de ambientes não indexados como as reformas monetárias. Finalmente, o Plano Real obteve sucesso na queda e na estabilidade de preços com o uso de expedientes ortodoxos orientados para a eliminação das componentes inerciais e propagadoras da inflação.

Embora o sucesso do Plano Real, no aspecto de redução e estabilização do processo inflacionário, seja inquestionável, um problema ainda permanece, mesmo que ainda em menor escala e efeito sobre a inflação, que é a questão da inércia. O efeito da inércia, agora nominada como núcleo da inflação, é responsável pela manutenção do patamar inflacionário, ainda que em níveis mais baixos.

Neste sentido, torna-se relevante mensurar o grau de inércia na dinâmica inflacionária brasileira. Ainda, investigar outras particularidades e diferenças presentes nas trajetórias dos preços regionais que, conjuntamente com a persistência, levem as dinâmicas a apresentarem, no curto prazo, comportamento divergente. Para tanto, baseia-se no uso do teste da razão de variâncias, testes de equivalência de médias e variâncias e nos cálculos dos efeitos peso e preço; todos estes aplicados aos índices regionais que compõem o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), uma média aritmética ponderada utilizada pelo Banco Central do Brasil como *proxy* da inflação oficial brasileira.

O artigo segue distribuído da seguinte forma: além da presente introdução; a seção 2 apresenta breve referencial teórico e empírico; a seção 3 mostra

metodologias a serem utilizadas; a seção 4 apresenta e discute os resultados empíricos; e a seção 5 finaliza com as conclusões.

2. Refencial teórico e empírico

A inflação é definida como um processo de alta generalizada e contínua do índice geral de preços, traduzindo-se na redução gradativa do poder de compra da moeda¹. A taxa de inflação é uma média da elevação dos preços em um dado período. Como as oscilações nos preços não caminham na mesma direção e muito menos são de magnitudes idênticas, as alterações dos preços relativos são freqüentes em processos inflacionários independente de sua magnitude.

O Brasil, nas décadas de 80 e 90, enfrentou problemas bastante graves ligados à inflação e foi apenas a partir de meados da década de noventa que o país conseguiu “controlar” o processo de aceleração inflacionária.

Quando a inflação tende a se manter permanentemente no mesmo patamar diz-se que há uma inflação inercial; na maioria das vezes, ela permanece estagnada devido a mecanismos de indexação, seja formal ou informal. Em uma economia plenamente indexada, um aumento autônomo de preços implica uma elevação da inflação na exata medida daquele aumento original, devido ao mecanismo multiplicador que acaba por elevar todos os demais preços na mesma proporção. Se a indexação não for plena, o multiplicador será menor.

Segundo Bresser Pereira e Nakano (1984), o processo generalizado de indexação formal e informal não acelera, mas mantém o patamar da inflação na medida em que, simplesmente, conserva as margens de lucro e os salários reais.

No início dos anos 80, surgiu a teoria da inflação inercial desenvolvida por dois grupos de economistas:

i) o grupo da PUC do Rio de Janeiro onde se pode destacar: Arida (1982, 1984), Bacha (1982, 1987), Lara Resende (1984, 1989), Lara Resende e Arida (1984), Lopes (1984a, 1984b), Lopes e Bacha (1981), Modiano (1983);

ii) o grupo da Fundação Getúlio Vargas de São Paulo: Bresser Pereira (1981, 1988), Nakano (1982), Bresser Pereira e Nakano (1984, 1984a, 1984b).

O primeiro grupo limitou a explicação da origem desse tipo de inflação às defasagens nos aumentos de preço ou à rigidez nominal dos preços que obrigava os agentes econômicos a reproduzir no presente a inflação passada, enquanto o segundo grupo considerou fundamental levar em conta os aumentos autônomos e relativamente automáticos de preços decorrentes das defasagens como uma das formas pela qual se expressa o conflito distributivo.

Conforme Bresser Pereira e Nakano (1984), o processo inflacionário no quartel do século XX só pode ser compreendido distinguindo três mecanismos ou fatores que atuam sobre os preços, determinando que estes continuem a crescer de forma persistente: 1) fatores que causam a manutenção do patamar da inflação; 2) fatores que causam a aceleração (ou desaceleração) da inflação; e 3) fatores que sancionam a elevação dos preços. Ainda segundo estes autores, uma vez iniciada a inflação por qualquer um dos fatores aceleradores (aumento da margem de lucros ou de salários reais acima da produtividade, por exemplo), existem mecanismos que tendem a manter o patamar de inflação relativamente estável, sem a necessidade de novos aumentos; onde o fator mantenedor do

⁵ Quando, ao contrário, ocorre uma baixa generalizada e contínua do índice geral de preços, tem-se o conceito e o efeito inverso ao de inflação: deflação e aumento do poder de compra.

patamar da inflação por excelência seria o conflito distributivo.

Além desta discussão teórica sobre inflação inercial, existe a empírica que está mais ligado ao objetivo geral do presente trabalho, onde muitos estudos buscam identificar e analisar o grau de persistência de longo prazo na dinâmica inflacionária brasileira, pois o Brasil era tido como um bom exemplo de análise de um país com uma grande componente inercial na inflação.

Destaca-se Novaes (1993), que através de uma medida paramétrica de funções de resposta cumulativas para modelos ARIMA, estimou o grau de inércia na inflação brasileira em 1/3, isto é, um terço da dinâmica inflacionária brasileira seria devida à existência de inércia. Durevall (1998), usando uma formulação de correção de erros, estimou o nível de inflação inercial no Brasil em 0.41. Cati et al. (1999), usando a função de densidade espectral da primeira diferença da série normalizada na frequência zero, encontraram inércia quase completa na inflação brasileira, 0.97. Já Campêlo e Cribari-Neto (2003) encontraram resultados que indicam que a inércia na inflação brasileira é de segunda ordem. Cribari-Neto e Cassiano (2005), inicialmente, desenvolvem uma simulação de Monte Carlo para verificar o desempenho em amostras finitas de diferentes variantes da razão de variâncias. Suas simulações foram realizadas sob inovações normais e não-normais, bem como na presença e ausência de outliers e inliers. Os resultados encontrados favorecem uma particular variante robusta da razão de variâncias. Quanto aos resultados empíricos para o Brasil, estes indicam que o grau de inércia inflacionária é substancialmente maior do que o encontrado em Campêlo e Cribari-Neto (2003). Os autores, ainda, analisam as dinâmicas inflacionárias da Argentina, Chile e México.

Entretanto, uma investigação a nível regional não é encontrada na literatura brasileira. Existem poucos trabalhos que analisam o comportamento e características das inflações regionais, dentre estes, pode-se citar: Holanda (2001) e Caetano e Corrêa (2006).

Devido a esta carência e relevância é que se procurou desenvolver o presente estudo. Antes de mostrar os resultados empíricos, suas discussões e a conclusão, apresenta-se duas importantes metodologias base da investigação pretendida.

3. Metodologia

Esta seção procura apresentar instrumentos utilizados para verificar as duas principais características das inflações regionais, ou seja, efeitos preço e peso e o grau de persistência.

3.1. Diferenças entre as inflações regionais e a inflação nacional

A decomposição nos efeito-peso e efeito-preço permite a identificação dos determinantes das diferenças entre as taxas de inflação das regiões e do país. Seguindo a definição do Boletim Regional do Banco Central do Brasil (2008b) para a inflação de uma região i , tem-se:

$$\pi^i = \sum_{j=1}^9 \theta_j^i \pi_j^i \quad (1)$$

Onde i refere-se à região e j aos grupos que compõem o IPCA. O componente θ_j^i representa o peso do grupo j na cesta da região i .

A diferença entre a inflação de uma determinada região e a inflação nacional pode ser dada por:

$$(\pi^i - \pi^{BR}) = \sum_{j=1}^9 \theta_j^i \pi_j^i - \sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^{BR} \quad (2)$$

Para decompor os efeitos, basta somar e subtrair $\sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^i$ e rearranjar os termos:

$$\begin{aligned} (\pi^i - \pi^{BR}) &= \sum_{j=1}^9 \theta_j^i \pi_j^i - \sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^{BR} + \sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^i - \sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^i &<=> \\ <=> (\pi^i - \pi^{BR}) &= \left[\sum_{j=1}^9 \theta_j^i \pi_j^i - \sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^i \right] + \left[\sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^i - \sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} \pi_j^{BR} \right] &<=> \\ <=> (\pi^i - \pi^{BR}) &= \underbrace{\left[\sum_{j=1}^9 \pi_j^i (\theta_j^i - \theta_j^{BR}) \right]}_{\text{EFEITO-PESO}} + \underbrace{\left[\sum_{j=1}^9 \theta_j^{BR} (\pi_j^i - \pi_j^{BR}) \right]}_{\text{EFEITO-PREÇO}} \quad (3) \end{aligned}$$

3.2. A inércia e o teste da razão de variâncias

Inércia é uma persistência de longa duração. Em séries temporais, o caso inteiramente inercial corresponde ao processo conhecido por “passeio aleatório”, onde um choque de um por cento torna-se completamente persistente. Para analisar o grau de inércia na dinâmica inflacionária regional brasileira utiliza-se a razão de variâncias, medida sistematicamente utilizada para a mensuração de persistência de choques no longo prazo.

Além do teste da razão de variâncias tradicional, aplica-se como propõe Cribari-Neto e Cassiano (2005), uma alternativa de teste que permite a presença de séries distoantes, ou seja, medidas robustas obtidas a partir de modificações nas estatísticas de teste propostas por Wright (2000). Uma vantagem desta aplicação é que a mesma permite presença de observações distoantes sejam outliers ou inliers, já que a possibilidade de existência destes nas taxas de inflação brasileira, tanto nacional quanto nas regionais, é bastante alta. Desta forma, estas medidas parecem ser as mais indicadas para a mensuração do grau de inércia nas inflações regionais ou na inflação nacional brasileira.

3.2.1. Razão de variâncias

Seja P_t uma série temporal arbitrária com $T + 1$ observações (P_0, P_1, \dots, P_T), então $\pi_t = \Delta P_t$ implica em T observações. A razão de variâncias indexada pelo índice k pode ser apresentada por:

$$V_k = \frac{1}{k} \frac{\text{Var}(P_{t+k} - P_t)}{\text{Var}(P_{t+1} - P_t)} \quad (4)$$

Pode-se estimar V_k substituindo $\text{Var}(P_{t+k} - P_t)$ e $\text{Var}(P_{t+1} - P_t)$ pelos seus correspondentes estimadores e, assim, obtém-se:

$$\hat{V}_k = \left\{ \frac{1}{(T-k+1)k} \sum_{t=k}^T (\pi_t, \dots, \pi_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2 \right\} \div \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\pi_t - \hat{\mu})^2 \right\} \quad (5)$$

onde $\hat{\mu} = T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T \pi_t$. Este estimador será denotado por \hat{V}_k .

Se P_t segue um passeio aleatório, a razão acima é aproximadamente igual a um. Mas, se a série P_t é estacionária, a razão em (5) se aproxima de zero quando k cresce. Cochrane (1988), estudando as propriedades assintóticas de V_k , forneceu uma aproximação para a expressão (4):

$$V_k \cong 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \left(1 - \frac{j}{k}\right) \rho_j, \quad (6)$$

onde ρ_j é a j -ésima autocorrelação de p_t . O valor esperado de V_k sob a hipótese nula de independência serial é obtido notando que a j -ésima autocorrelação amostral tem valor esperado $[-1/(T-j)]$,⁶ e assim:

$$E(V_k) = \frac{2-k}{k} + \frac{2}{k} \sum_{j=1}^{k-1} \frac{T-k}{T-j}. \quad (7)$$

Pode-se estimar V_k substituindo as autocorrelações populacionais ρ_j em (6) pelas correspondentes autocorrelações amostrais $\hat{\rho}_j$. Obtendo, assim:

$$\hat{V}_k \cong 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \left(1 - \frac{j}{k}\right) \hat{\rho}_j. \quad (8)$$

Este estimador será denotado por \hat{V}_{1_k} . Tem-se de (8) que \hat{V}_{1_k} é uma combinação linear das primeiras k autocorrelações amostrais da primeira diferença da série com pesos decaindo aritmeticamente. Por construção, \hat{V}_{1_k} é não-negativa e não-limitada superiormente, sendo sua distribuição assimétrica em amostras finitas. Devido à existência de um severo viés em \hat{V}_{1_k} , é comum multiplicar a razão de variâncias estimada por $[T/(T-k+1)]$ para a correção do viés. O uso de \hat{V}_{1_k} tem muitas vantagens, em particular, apresenta desvio-padrão assintótico menor que alguns outros estimadores mais simples de V_k , por exemplo, algum

⁶ Ver Kendall e Stuart (1976).

estimador que atribua pesos iguais para todas as k autocorrelações amostrais. Um resultado de análise espectral (Priestley, 1982) fornece o erro-padrão assintótico de $\hat{V}1_k$, que pode também ser obtido da fórmula de Bartlett (1946):

$$s.e. \left(\hat{V}1_k \right) = \frac{\hat{V}1_k}{\sqrt{\frac{3}{4} \frac{T}{k}}} \quad (9)$$

Usando sinais podem-se construir outras duas medidas de persistência. Para alguma série π_t defina a função $f(\pi_1, q) = \frac{1}{2}$ se $\pi_1 \geq q$ e $f(\pi_1, q) = -\frac{1}{2}$ caso contrário.

Seja $S_1 = 2f(\pi_1, 0)$. Nota-se que S_{1t} é independente e identicamente distribuída com média zero e variância um. Cada S_{1t} é igual a 1 com probabilidade 1/2 e é igual a -1 com probabilidade 1/2.

Considere agora $s_{2t} = 2f(\pi_t, \hat{\mu})$, onde $\hat{\mu} = T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T \pi_t$. Substituindo S_{1t} e S_{2t} no lugar de p_t na definição da razão de variâncias $\hat{V}2_k$, equação (5), tem-se as seguintes medidas de persistência baseadas em sinais:

$$\hat{S}1_k = \left\{ \frac{1}{(T-k+1)k} \sum_{t=k}^T (s_{1t}, \dots, s_{1t-k+1})^2 \right\} \div \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (s_{1t})^2 \right\} \quad (10)$$

$$\hat{S}2_k = \left\{ \frac{1}{(T-k+1)k} \sum_{t=k}^T (s_{2t}, \dots, s_{2t-k+1} - k \hat{\mu}_{s2})^2 \right\} \div \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (s_{2t} - \hat{\mu}_{s2})^2 \right\} \quad (11)$$

$$\text{onde } \hat{\mu}_{s2} = T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T s_{2t}$$

4. Resultados empíricos

Normalmente, os aumentos dos preços não ocorrem de forma sincronizada, ou seja, não há um aumento igual do preço de todas as mercadorias e serviços; desse modo, há um problema para calcular o tamanho da variação de preços (inflação). Uma solução é fazer uma média ponderada da elevação dos preços, conforme se tem no IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) e diversos outros índices de preços brasileiros.

Dado a relevância do IPCA para a economia, por ser a atual inflação oficial brasileira, a análise e os testes estatísticos do presente trabalho a consideram como seu objeto de investigação. O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) cuja abrangência geográfica é as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e município de Goiânia. Seu período de coleta se estende, em geral, do dia 01 a 30 do mês de referência. A população-objetivo abrange as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre 1 (um) e 40 (quarenta) salários-mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos, e residentes nas áreas urbanas das regiões. Tais regiões cobrem uma extensa parte do território brasileiro e bem representam sua diversidade geográfica e econômica.

Com os preços coletados mensalmente, obtém-se, na primeira etapa de síntese, as estimativas dos movimentos de preços referentes a cada produto pesquisado. Tais estimativas são obtidas através do cálculo da média aritmética simples de preços dos locais da amostra do produto que, comparadas em dois meses consecutivos, resultam no relativo das médias.

Ao agregar os relativos dos produtos através da média geométrica é calculada a variação de preços de cada subitem, que se constitui na menor agregação do índice que possui ponderação explícita. A partir daí é aplicada a fórmula Laspeyres, obtendo-se todos os demais níveis de agregação da estrutura item, subgrupo, grupo e, por fim, o índice geral da região. O índice nacional IPCA é então calculado a partir dos resultados dos índices regionais, utilizando-se a média aritmética ponderada. Assim sendo, existe certa relevância ao considerar as séries temporais regionais que, por sua vez, são as taxas de inflação mensais medidas pela variação do IPCA para cada região metropolitana, Brasília e município de Goiânia.

As séries investigadas abrangem períodos distintos, conforme destaca a Tabela 1, devido à data

inicial de divulgação do índice regional. Entretanto, utilizam-se períodos diferentes somente na aplicação do teste da razão de variâncias, pois procura-se um maior número de observações possíveis para a

investigação particular da persistência. Já as demais aplicações utilizam-se o mesmo período amostral, e este será destacado quando for o caso.

Tabela 1 – Índice de Preços Regionais

| Índice de Preços | Período | Número de Observações |
|---------------------|-------------------|-----------------------|
| IPCA Geral | 1980:10 - 2009:12 | 351 |
| IPCA São Paulo | 1980:01 - 2009:12 | 360 |
| IPCA Salvador | 1980:10 - 2009:12 | 351 |
| IPCA Rio de Janeiro | 1979:01 - 2009:12 | 372 |
| IPCA Recife | 1979:06 - 2009:12 | 367 |
| IPCA Porto Alegre | 1979:06 - 2009:12 | 367 |
| IPCA Goiânia | 1991:01 - 2009:12 | 228 |
| IPCA Fortaleza | 1980:10 - 2009:12 | 351 |
| IPCA Curitiba | 1980:10 - 2009:12 | 351 |
| IPCA Brasília | 1980:01 - 2009:12 | 360 |
| IPCA Belo Horizonte | 1979:06 - 2009:12 | 367 |
| IPCA Belém | 1980:01 - 2009:12 | 360 |

Fonte: IBGE. Elaboração própria.

A Figura 1 apresenta o comportamento das inflações regionais que revelam uma elevação acen- tuada no início dos anos 80, chegando a patamares significativos em 1989. Visualmente, se observa comportamentos similares entre as inflações regio- nais, inclusive com a dinâmica da taxa de inflação nacional. Homogeneidade esta confirmada pelas simples estatísticas descritivas, apresentadas na Tabela 2, ao se comparar média, mediana e desvio- padrão. Com exceção de Goiânia que apresentou a menor média e mediana, as demais áreas apresen- taram médias e medianas bem próximas umas das outras. A diferença entre a área com maior média (Salvador) e a menor (Goiânia) foi de 2,98 p.p..⁷ Já as volatilidades, medidas pelo desvio-padrão, apre-

sentaram comportamento bem semelhante entre as regiões. Os valores obtidos expõem que no período analisado a inflação no país possuía um comporta- mento bastante uniforme entre as regiões. Este re- sultado foi contrário ao obtido por HOLADA (2001), porém o mesmo autor assegurava que é de se espe- rar que a diferença regional diminuísse com a con- solidação do processo de estabilização dos preços.

Os coeficientes de simetria e curtose para as 11 regiões estudadas apresentaram valores distantes para uma distribuição normal, zero e três, respectivamente. Resultado este confirmado pelo teste Jarque-Bera que rejeitou a hipótese nula de normalidade em todos os casos.

⁷ Cabe destacar que as estatísticas descritivas estão considerando as amostras distintas apresentadas na Tabela 1, portanto, um valor extremo pode influenciar a média e a variância. Mas, tal fato é minimizado nos testes, exceto o da persistência, já que os mesmos consideram amostras de tamanho e períodos equivalentes.

Figura 1 – Inflação nacional e regional (IPCA em %)

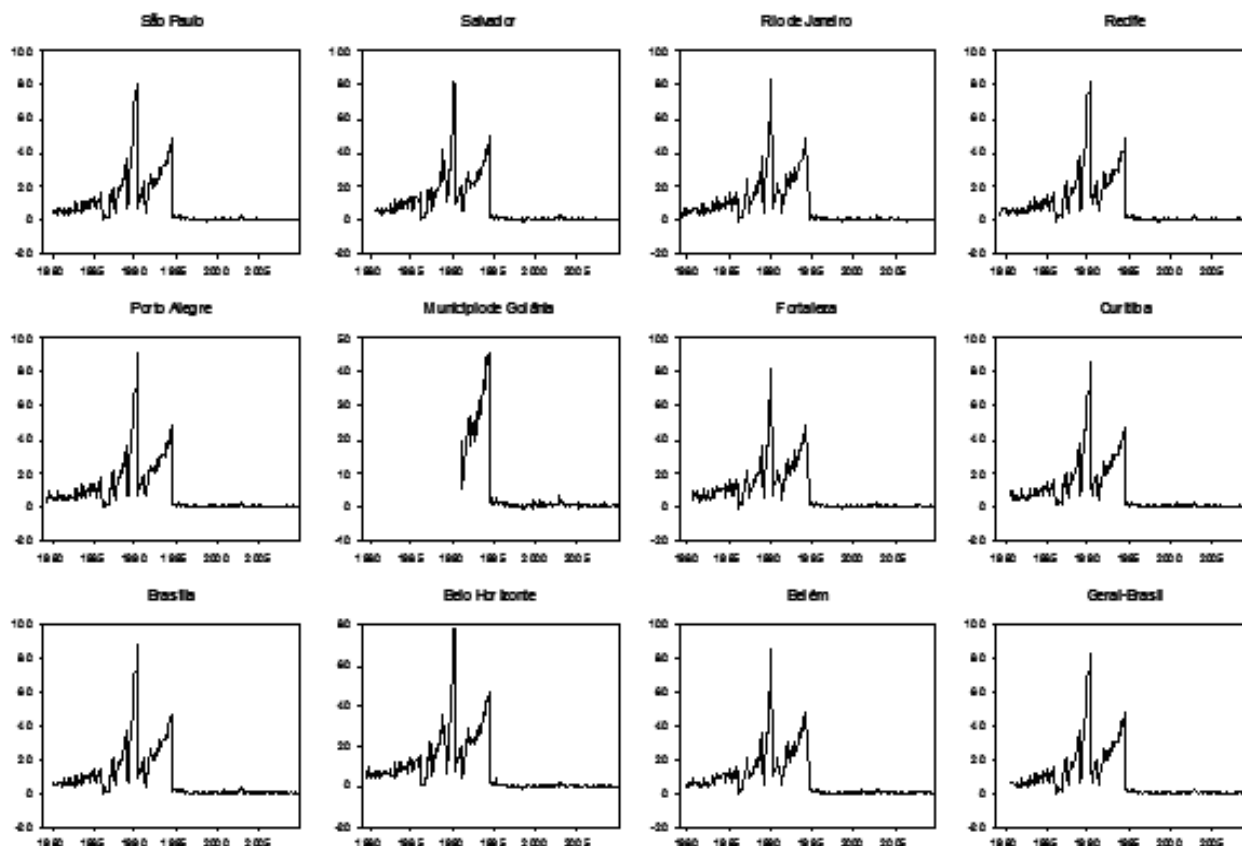


Tabela 2 - Estatísticas Descritivas

| | SP | SAL | RJ | REC | POA | GOI | FOR | CUR | BRA | BH | BEL | GERAL |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Média | 8.25 | 8.35 | 8.18 | 8.23 | 8.19 | 5.37 | 8.29 | 8.31 | 8.31 | 8.18 | 8.27 | 8.33 |
| Mediana | 1.91 | 1.58 | 2.14 | 2.03 | 2.00 | 0.67 | 1.59 | 1.84 | 2.02 | 1.91 | 1.86 | 1.57 |
| Máximo | 79.62 | 81.05 | 83.77 | 82.24 | 91.61 | 46.04 | 82.04 | 86.00 | 87.96 | 77.24 | 85.43 | 82.39 |
| Mínimo | -0.47 | -0.75 | -0.67 | -0.72 | -0.44 | -0.66 | -1.10 | -0.57 | -0.71 | -0.58 | -0.80 | -0.51 |
| Desv. Padrão | 12.28 | 12.50 | 12.11 | 12.27 | 12.28 | 10.83 | 12.44 | 12.37 | 12.40 | 12.11 | 12.27 | 12.43 |
| Simetria | 2.44 | 2.44 | 2.41 | 2.52 | 2.57 | 2.20 | 2.39 | 2.38 | 2.51 | 2.41 | 2.46 | 2.39 |
| Curtose | 10.86 | 10.83 | 10.57 | 11.49 | 12.11 | 6.68 | 10.49 | 10.47 | 11.51 | 10.39 | 11.06 | 10.47 |
| Jarque-Bera | 1283.7 | 1244.6 | 1247.4 | 1490.3 | 1673.0 | 311.9 | 1154.1 | 1148.5 | 1466.2 | 1189.8 | 1337.0 | 1149.8 |
| Probabilidade | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

Fonte: Elaboração dos autores.

A fim de alcançar uma inferência estatística para corroborar alguns resultados acima, optou-se, inicialmente, por fazer o teste de equalização para médias e para variâncias, durante o período de metas para inflação.

O teste de equalização para médias fundamenta-se na idéia básica de que se os subgrupos possuem a mesma média, então as variações entre as médias amostrais (entre grupos) deverão ser as mesmas dentro de cada subgrupo (dentro do grupo). Já o teste de equalização para variância avalia a hipótese nula de que os desvios em todos os subgrupos são iguais contra a hipótese alternativa de que pelo menos um subgrupo tem variância diferente⁸. No início, foram realizados ambos os testes de equalização entre todas as 11 áreas abrangidas pelo IBGE conjuntamente, conforme destaca a próxima subseção.

4.1. Teste de equivalência

Os resultados obtidos, inicialmente, corroboraram a uniformidade detectada visualmente pelas estatísticas descritivas. Em nível de significância de 5%, e também 1%, não se rejeita a hipótese nula de equidade entre as médias e variâncias das regiões analisadas conjuntamente (ver Tabelas A1 e A2 em anexo). Com objetivo de reforçar o resultado de equidade das médias e variâncias,

porém sob um ponto de vista mais regional, foram realizados ambos os testes para todos os pares de regiões. A Tabela 3 expõe os resultados do teste de equalização para médias e variâncias, ou seja, para cada par de regiões foi testada a hipótese de equalização entre duas regiões. Em nenhum dos casos a hipótese nula de equalização entre as médias foi rejeitada aos níveis de significância de 1% ou 5%. O menor p-valor ficou entre as regiões de São Paulo e Belém (0,115), já o maior se concentrou entre as regiões de Fortaleza e Curitiba (0,979). O teste de equalização para variâncias também reforça a idéia de homogeneidade presente nas trajetórias dos preços, ao considerar um nível de significância de pelo menos 5%.

Entretanto, considerando um nível de significância de 10%, é possível rejeitar a hipótese de equidade para variâncias entre São Paulo e algumas regiões. Este comportamento do IPCA entre as regiões pode ser explicado pelos mecanismos de competição de mercado e de arbitragem de preços inter-regionais que tendem a levar a um comportamento convergente no longo prazo. Ainda, aspectos particulares nos mercados locais podem gerar comportamentos de preços específicos para cada região em determinados segmentos. Sem contar os efeitos da estabilidade econômica que tendem a gerar um comportamento mais estável dos preços.

⁸ Para maiores informações sobre testes de equalização para médias e variâncias ver *User Guide EViews* 6.0.

Tabela 3 – Teste de Equalização para Médias¹ e Variâncias²

| | Belém | Belo Horizonte | Brasília | Curitiba | Fortaleza | Goiânia | Porto Alegre | Recife | Rio de Janeiro | Salvador | São Paulo |
|-----------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Belém | | 0,16 [0,6936] | 0,04 [0,8421] | 0,82 [0,3647] | 0,84 [0,3614] | 0,09 [0,7612] | 0,55 [0,4578] | 0,20 [0,6547] | 0,30 [0,5856] | 0,36 [0,549] | 2,50 [0,115] |
| Belo Horizonte | 2,88 [0,091] | | 0,03 [0,8709] | 0,36 [0,5496] | 0,36 [0,5513] | 0,00 [0,9516] | 0,16 [0,6904] | 0,01 [0,935] | 0,03 [0,8524] | 0,06 [0,8021] | 1,78 [0,1834] |
| Brasília | 0,02 [0,8878] | 1,98 [0,1606] | | 0,46 [0,4981] | 0,46 [0,4996] | 0,01 [0,924] | 0,25 [0,6142] | 0,05 [0,8212] | 0,10 [0,7502] | 0,14 [0,7087] | 1,72 [0,1911] |
| Curitiba | 0,14 [0,7119] | 1,65 [0,2007] | 0,04 [0,8385] | | 0,00 [0,9793] | 0,36 [0,5486] | 0,05 [0,823] | 0,24 [0,6228] | 0,16 [0,6869] | 0,11 [0,7368] | 0,38 [0,5375] |
| Fortaleza | 1,68 [0,1964] | 0,09 [0,7649] | 1,13 [0,2894] | 0,84 [0,3611] | | 0,36 [0,5516] | 0,04 [0,8374] | 0,23 [0,6284] | 0,15 [0,6951] | 0,10 [0,7473] | 0,45 [0,5024] |
| Goiânia | 0,05 [0,8248] | 2,08 [0,15] | 0,00 [0,9474] | 0,02 [0,8831] | 1,13 [0,2883] | | 0,17 [0,677] | 0,02 [0,8956] | 0,05 [0,8213] | 0,08 [0,7764] | 1,57 [0,2115] |
| Porto Alegre | 1,94 [0,1651] | 0,09 [0,7681] | 1,29 [0,2576] | 0,98 [0,3234] | 0,00 [0,9816] | 1,32 [0,2525] | | 0,09 [0,7685] | 0,04 [0,8437] | 0,02 [0,8979] | 0,82 [0,3652] |
| Recife | 0,54 [0,4633] | 0,93 [0,3366] | 0,29 [0,593] | 0,12 [0,7284] | 0,36 [0,5488] | 0,25 [0,617] | 0,44 [0,5089] | | 0,01 [0,9224] | 0,03 [0,8731] | 1,37 [0,2432] |
| Rio de Janeiro | 1,24 [0,2661] | 0,29 [0,5908] | 0,79 [0,3754] | 0,53 [0,468] | 0,04 [0,8323] | 0,77 [0,3801] | 0,06 [0,8037] | 0,16 [0,6916] | | 0,00 [0,9486] | 1,17 [0,2798] |
| Salvador | 0,53 [0,468] | 0,90 [0,345] | 0,28 [0,596] | 0,12 [0,7305] | 0,35 [0,555] | 0,25 [0,6203] | 0,42 [0,5162] | 0,00 [0,9987] | 0,15 [0,6968] | | 1,00 [0,3183] |
| São Paulo | 3,13 [0,0784] | 0,20 [0,6577] | 2,93 [0,088] | 2,60 [0,1082] | 0,48 [0,4912] | 3,11 [0,0789] | 0,50 [0,4793] | 1,75 [0,1872] | 0,85 [0,357] | 1,70 [0,1938] | |

Fonte.: Valores estimados pelos autores no Eviews 6.0. Número de observações = 103

Obs.: Os valores entre [] representam o p-valor para cada teste. 1 - Welch F-test 2 - Brown-Forsythe

Na busca de identificar particularidades regionais, ainda mais desagregadas, no comportamento dos preços, compararam-se as médias e as variâncias dos grupos⁹ do IPCA em cada região, fato que permite identificar os grupos cujos comportamentos contribuem para a diferenciação

da inflação nacional e quais favorecem a sua equalização. As Tabelas 4 e 5 apresentam estes resultados tanto para os grupos quanto para subgrupos, também dentro do regime de metas de inflação.

⁹ O IPCA é constituído por nove grupos: Alimentação e bebidas, Habitação, Artigos de residência, Vestuário, Transportes, Saúde e cuidados pessoais, Despesas pessoais, Educação e Comunicação.

Tabela 4 – Teste de igualdade de médias - Grupo e Subgrupos do IPCA

| Grupos e Subgrupos | Estatística ¹ | P-valor |
|--|--------------------------|-------------|
| 1 Alimentação e bebidas | 0,55 | 0,85 |
| 1.1 Alimentação no domicílio | 0,58 | 0,83 |
| 1.2 Alimentação fora do domicílio | 3,66 | 0,00 |
| 2 Habitação | 9,24 | 0,00 |
| 2.1 Encargos e manutenção | 14,32 | 0,00 |
| 2.2 Combustíveis e energia | 2,42 | 0,01 |
| 3 Artigos de residência | 1,58 | 0,11 |
| 3.1 Móveis e utensílios | 5,74 | 0,00 |
| 3.2 Aparelhos e eletroeletrônicos | 1,37 | 0,19 |
| 3.3 Consertos e manutenção | 7,03 | 0,00 |
| 4 Vestuário | 5,54 | 0,00 |
| 4.1 Roupas | 3,41 | 0,00 |
| 4.2 Calçados e acessórios | 8,11 | 0,00 |
| 4.3 Joias e bijuterias | 7,37 | 0,00 |
| 4.4 Tecidos e armarinho | 8,23 | 0,00 |
| Transportes | 2,19 | 0,02 |
| 5.1 Transportes | 2,19 | 0,02 |
| Saúde e cuidados pessoais² | 1,47 | 0,16 |
| 6.1 Produtos farmacêuticos e óticos | 1,88 | 0,05 |
| 6.2 Serviços de saúde | 4,47 | 0,00 |
| 6.3 Cuidados pessoais | 0,26 | 0,99 |
| Despesas pessoais | 12,26 | 0,00 |
| 7.1 Serviços pessoais | 16,56 | 0,00 |
| 7.2 Recreação, fumo e filmes | 3,22 | 0,00 |
| Educação | 3,17 | 0,00 |
| 8.1 Cursos, leitura e papelaria | 3,17 | 0,00 |
| Comunicação | 0,51 | 0,88 |
| 9.1 Comunicação | 0,51 | 0,88 |

Fonte.: Valores estimados pelos autores no Eviews 6.0.

Obs.: 1 - Teste de Welch. 2 - Exceto região metropolitana de BH.

Tabela 5 – Teste de igualdade de variâncias - Grupo e Subgrupos do IPCA

| Grupos e Subgrupos | Estadística¹ | P-valor |
|--|--------------------------------|----------------|
| 1 Alimentação e bebidas | 1,47 | 0,14 |
| 1.1 Alimentação no domicílio | 1,33 | 0,21 |
| 1.2 Alimentação fora do domicílio | 3,86 | 0,00 |
| 2 Habitação | 8,03 | 0,00 |
| 2.1 Encargos e manutenção | 11,78 | 0,00 |
| 2.2 Combustíveis e energia | 4,03 | 0,00 |
| 3 Artigos de residência | 3,35 | 0,00 |
| 3.1 Móveis e utensílios | 12,11 | 0,00 |
| 3.2 Aparelhos eletroeletrônicos | 3,20 | 0,00 |
| 3.3 Consertos e manutenção | 6,41 | 0,00 |
| 4 Vestuário | 3,59 | 0,00 |
| 4.1 Roupas | 9,19 | 0,00 |
| 4.2 Calçados e acessórios | 9,05 | 0,00 |
| 4.3 Joias e bijuterias | 5,25 | 0,00 |
| 4.4 Tecidos e armarinho | 7,35 | 0,00 |
| Transportes | 2,73 | 0,00 |
| 5.1 Transportes | 2,73 | 0,00 |
| Saúde e cuidados pessoais² | 2,28 | 0,02 |
| 6.1 Produtos farmacêuticos e óticos | 1,25 | 0,26 |
| 6.2 Serviços de saúde | 4,08 | 0,00 |
| 6.3 Cuidados pessoais | 2,99 | 0,00 |
| Despesas pessoais | 6,36 | 0,00 |
| 7.1 Serviços pessoais | 7,44 | 0,00 |
| 7.2 Recreação, fumo e filmes | 6,15 | 0,00 |
| Educação | 5,99 | 0,00 |
| 8.1 Cursos, leitura e papelaria | 5,99 | 0,00 |
| Comunicação | 1,98 | 0,03 |
| 9.1 Comunicação | 1,98 | 0,03 |

Fonte.: Valores estimados pelos autores no Eviews 6.0.

Obs.: 1 - Teste de Brown-Forsythe. 2 - Exceto região metropolitana de BH.

Consideram-se variações nos últimos doze meses do IPCA em cada região pesquisada, por grupo, uma vez que as séries de variações mensais não se mostram adequadas para a análise, por refletirem, de modo geral, diferenças transitórias da inflação – períodos de um mês tendem a ser insuficientes para que choques de oferta e demanda em mercados regionais sejam transmitidos para o

restante do país (BOLETIM REGIONAL DO BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2008a).

Os grupos Alimentação e bebidas, Artigos de residência, Comunicação e Saúde e cuidados pessoais, apresentaram médias estatisticamente iguais entre as regiões, a um nível de significância de pelo menos 5%. Já para os grupos Habitação, Despesas Pessoais, Transportes, Educação e

Vestuário, a hipótese nula de equidade de médias foi rejeitada. A forte participação dos itens comercializáveis nos grupos Alimentação, principalmente no subgrupo Alimentação no domicílio assegurou o comportamento similar do mesmo entre as regiões. Para os grupos Comunicação e Saúde e cuidados pessoais, a igualdade das médias das variações nas diferentes regiões pode ser explicada, sobretudo, pela acentuada participação dos monitorados nesses grupos. Os reajustes de remédios e planos de saúde ocorrem mediante autorizações do governo federal e as políticas nacionais de preços têm garantido a igualdade de médias da inflação no grupo Saúde e cuidados pessoais¹⁰, como observado nos subgrupos Produtos farmacêuticos e óticos e Cuidados pessoais, composto principalmente por itens de higiene pessoal. A evolução equitativa dos preços regionais no grupo Artigos de residência é assegurada pela participação integral de itens comercializáveis. Adicionalmente, destaca-se a maior influência do comportamento da taxa de câmbio sobre o subgrupo Aparelhos eletroeletrônicos, favorecendo a equalização de preços no grupo, mesmo diante de um menor peso deste subgrupo relativo ao peso do subgrupo Móveis e utensílios.

Já a hipótese nula de igualdade de variâncias, Tabela 5, foi rejeitada para todos os grupos, exceto para o grupo de Alimentos e bebidas, ao nível de 5% de significância. Tal resultado reflete uma presença de diferentes volatilidades nas trajetórias dos preços regionais, mesmo para alguns grupos que demonstraram médias estatisticamente equivalentes, evidenciando comportamento heterogêneo entre as regiões. Dentre aqueles que contribuíram para a diferenciação da inflação entre as regiões, destaca-se Habitação, uma vez que o mesmo é constituído em mais de 90% por produtos

não comercializáveis, Transportes e Despesas pessoais pelo peso que estes três possuem no índice.

Em resumo, a existência de diferenciais nas médias e nas variâncias nos grupos e subgrupos que compõem o IPCA são indicadores da não convergência dos componentes. Todavia, quando se agrega para formar as inflações regionais, estas últimas indicam comportamentos semelhantes. Dessa forma, as ponderações mesmos sendo “distintas” entre as regiões, estão minimizando as diferenças, devido a relevância de alguns grupos como, por exemplo, o grupo de Alimentação e bebidas. Se estes grupos com pesos mais significativos divergirem, então é de se esperar comportamentos divergentes entre as inflações regionais. E pior, diferenças nas inflações regionais podem causar maior persistência no patamar inflacionário.

Após esta investigação, a próxima subseção complementa tais resultados apresentando os determinantes das diferenças entre as inflações das regiões e a inflação nacional.

4.2. Efeitos preço e peso

Outro método interessante para se estudar as diferenças entre as variações do IPCA nas diversas regiões relativa à inflação nacional é através dos efeitos preço e peso, conforme seção 3. Para isso, realizou-se a decomposição do IPCA, durante o regime de metas de inflação, nos efeitos peso e preço na busca de identificar as diferenças entre as taxas de inflação das regiões e do país.

A Tabela 6 sintetiza ambos os efeitos para cada região. Observa-se que as regiões mais influenciadas pelo efeito peso ao longo do período de metas para inflação são Brasília, Goiânia e Rio de Janeiro, isso se somados os efeitos ao longo de todo o período estudado. Porém, nos últimos anos, são

¹⁰ Inicialmente, o teste para as onze regiões rejeitou a hipótese nula de igualdade das médias. Entretanto, tal resultado foi determinado pelo comportamento atípico da Região Metropolitana de BH.

nas regiões do norte e nordeste do país que se observa um efeito peso mais expressivo, talvez devido ao peso do item Alimentação e bebidas que é, em média, maior na composição das cestas das famílias das regiões mais pobres. Foram nas regiões de Salvador, Recife e Fortaleza que o efeito peso mais contribuiu para a redução da inflação no período como um todo.

Já o efeito preço traduz o impacto de aumentos diferenciados de preços dos mesmos produtos entre as regiões e o país. São Paulo destaca-se ao apresentar ao longo de todo o período observado, com exceção em 2009, valores negativos para o efeito preço.

Dentre as inflações regionais, portanto, podem-se destacar os efeitos peso e preço das regiões metropolitanas de Fortaleza e São Paulo. Devido às suas inflações estarem frequentemente abaixo da inflação nacional. Mais positiva é a região de São Paulo por causa do maior peso que esta região possui no índice nacional. Nesta última, o destaque fica por conta do efeito preço, que na maioria dos anos gerou maior valor absoluto. Já a região mineira e a carioca puxaram a inflação nacional para cima, já que as mesmas apresentaram um diferencial significativo.

Tabela 6 – Decomposição IPCA - Efeito Preço e Efeito Peso

| Regiões / Ano | Belém | | Belo Horizonte | | Brasília | | Curitiba | | Fortaleza | | Goiânia | | Porto Alegre | | Recife | | Rio de Janeiro | |
|---------------|-----------|----------|----------------|----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|--------------|----------|-----------|----------|----------------|----------|
| | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso | Ef. Preço | Ef. Peso |
| 1999 | -0,2684 | -0,2568 | -0,6998 | -0,1588 | 0,8457 | 0,5061 | 1,5726 | -0,0613 | -0,2911 | -0,2413 | 0,0423 | 0,1001 | 2,5139 | -0,2483 | -0,3306 | -0,1105 | 0,5783 | 0,0258 |
| 2000 | 0,1911 | -0,1903 | 0,1971 | 0,0409 | 0,8797 | 0,1964 | 1,2381 | 0,2612 | -0,5337 | -0,1628 | 0,4565 | 0,2512 | 0,6382 | -0,0638 | -0,1567 | -0,3705 | 0,9384 | 0,0832 |
| 2001 | 2,5858 | -0,5512 | -1,0225 | -0,0897 | -0,2126 | -0,1301 | 0,4231 | -0,2020 | -0,1827 | 0,0396 | 1,3560 | -0,1370 | 0,0507 | -0,0188 | -0,2292 | -0,0707 | 0,6478 | 0,1224 |
| 2002 | 1,1031 | 0,3495 | -0,7975 | -0,0743 | 1,9196 | 0,1204 | 0,3778 | -0,2604 | 1,4165 | 0,0964 | 1,5821 | -0,6568 | 0,6686 | -0,1155 | 1,3122 | 0,2305 | 0,1827 | 0,1495 |
| 2003 | 1,1044 | -0,0647 | 1,8810 | -0,1506 | 0,9818 | -0,1148 | -1,8464 | 0,0216 | 0,5969 | -0,2516 | 0,8344 | 0,2366 | 0,3310 | -0,1254 | 1,1024 | -0,4651 | 0,8775 | 0,0292 |
| 2004 | -1,3916 | 0,0717 | 1,2265 | 0,0196 | -0,6847 | 0,1019 | 1,5062 | 0,2187 | -0,0477 | -0,3135 | 0,9176 | 0,3459 | 0,8239 | 0,0622 | -0,5646 | -0,4045 | -0,4919 | -0,1097 |
| 2005 | 0,6844 | -0,3076 | 0,5137 | 0,0186 | 0,5145 | 0,0224 | -0,8611 | 0,0156 | 0,2872 | -0,3231 | 0,2938 | 0,3742 | 0,5223 | 0,0398 | 1,6048 | -0,2640 | -0,3564 | 0,0448 |
| 2006 | 0,1136 | -0,0832 | 1,7641 | 0,0051 | 1,0973 | -0,0322 | -0,6623 | 0,0498 | -0,3209 | -0,1779 | -0,6135 | 0,0770 | -0,5287 | 0,0878 | -0,2581 | 0,0393 | 0,8904 | -0,0341 |
| 2007 | 1,3370 | 1,1810 | 1,3182 | 0,0281 | 0,3164 | -0,2227 | -0,8236 | -0,1187 | -0,4866 | 0,2212 | 0,5944 | -0,3527 | -0,7708 | 0,0536 | 0,6161 | 0,3368 | -0,6133 | -0,0217 |
| 2008 | 1,3320 | 0,6002 | -0,4959 | -0,0350 | -0,3828 | -0,2393 | -0,2414 | -0,2141 | 0,1483 | 0,2149 | -0,0837 | -0,2582 | 0,5645 | 0,0810 | 0,8768 | 0,1608 | 0,5329 | -0,0810 |
| 2009 | 0,1114 | 0,0325 | 0,3610 | -0,0246 | 0,4011 | 0,1680 | 0,3094 | 0,0224 | 0,1297 | -0,0194 | -0,7926 | -0,0535 | -0,6549 | 0,0670 | 0,3510 | -0,0652 | -0,3274 | -0,1328 |

Fonte: Valores calculados pelos autores.

4.3. Análise de persistência de longo prazo

A Tabela 7 apresenta as medidas empíricas do grau de persistência \hat{V}_{1_k} e \hat{V}_{2_k} , conforme discutido na seção 3. Observa-se que, em todos os casos, essas estimativas decrescem à medida que o valor de k aumenta. Seus comportamentos são bem próximos, quase sempre iguais, como era esperado.

Para $k = 2$ e $k = 3$, por exemplo, as medidas estimadas sugerem efeitos acentuados do choque ocorrido, mas as estimativas decaem de forma que para $k = 66$, isto é, 66 meses ou 5 anos e meio após o choque inicial tem-se \hat{V}_{1_k} e \hat{V}_{2_k} e próximos de 0.20, com alguns casos um pouco acima ou abaixo deste valor.

Portanto, seguindo estas estimativas, poderia sugerir que as inércias nas dinâmicas inflacionárias regionais e brasileira medidas pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) seriam de segunda ordem. Ou seja, poderia ser dito que os efeitos de choques seriam rapidamente dissipados.

No entanto, conforme já destacado, as séries de inflação regionais e a brasileira utilizadas

destacam a presença de valores discrepantes, devido aos planos de estabilização impostos à economia durante o período de investigação, o que fez com que períodos de crescimento acentuado da inflação fossem interrompidos com choques, levando o comportamento das séries a patamares significativamente inferiores aos anteriores. Por consequência, a presença de valores discrepantes pode afetar os resultados obtidos, pois os estimadores anteriores não levam em consideração tal problema.

A alternativa usada para tentar resolver a questão foi utilizar medidas robustas obtidas a partir de modificações nas estatísticas de teste propostas por Wright (2000), conforme explica e sugere Cribari-Neto e Cassiano (2005).

A Tabela 8 apresenta estas novas estimativas revelando a presença de alto grau de persistência nas séries regionais, exceto para o município de Goiânia. Tal fato contradiz os resultados preliminares encontrados e mostra que a componente inercial em quase a totalidade das inflações regionais medidas pela variação do IPCA regional é significativa.

Tabela 7 – Médias de persistência estimadas para as inflações regional e nacional (IPCA em %)

| k | Brasil | | SP | | RJ | | PoA | | BEL | | CUR | | FOR | | GOI | | BRA | | SAL | | REC | | BH | |
|----|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 |
| 2 | 1.06 | 1.06 | 1.08 | 1.08 | 0.99 | 0.99 | 0.94 | 0.94 | 0.95 | 0.95 | 0.98 | 0.97 | 0.98 | 0.98 | 0.99 | 0.99 | 1.02 | 1.02 | 1.07 | 1.07 | 1.04 | 1.04 | 1.11 | 1.11 |
| 4 | 0.92 | 0.92 | 0.92 | 0.92 | 0.84 | 0.84 | 0.78 | 0.78 | 0.82 | 0.82 | 0.85 | 0.85 | 0.88 | 0.88 | 0.93 | 0.90 | 0.94 | 0.94 | 0.93 | 0.93 | 0.91 | 0.91 | 0.99 | 0.99 |
| 6 | 0.78 | 0.78 | 0.79 | 0.79 | 0.72 | 0.72 | 0.66 | 0.66 | 0.70 | 0.70 | 0.73 | 0.73 | 0.73 | 0.73 | 0.94 | 0.90 | 0.78 | 0.78 | 0.80 | 0.80 | 0.75 | 0.75 | 0.84 | 0.84 |
| 12 | 0.49 | 0.49 | 0.48 | 0.48 | 0.45 | 0.45 | 0.42 | 0.42 | 0.44 | 0.44 | 0.47 | 0.47 | 0.45 | 0.45 | 0.78 | 0.76 | 0.49 | 0.49 | 0.48 | 0.48 | 0.46 | 0.46 | 0.53 | 0.53 |
| 18 | 0.40 | 0.40 | 0.39 | 0.39 | 0.36 | 0.36 | 0.33 | 0.33 | 0.36 | 0.36 | 0.38 | 0.38 | 0.37 | 0.37 | 0.70 | 0.68 | 0.39 | 0.39 | 0.40 | 0.40 | 0.38 | 0.38 | 0.43 | 0.43 |
| 24 | 0.33 | 0.33 | 0.32 | 0.32 | 0.30 | 0.30 | 0.28 | 0.27 | 0.29 | 0.29 | 0.31 | 0.31 | 0.30 | 0.30 | 0.62 | 0.60 | 0.33 | 0.33 | 0.32 | 0.32 | 0.31 | 0.31 | 0.35 | 0.35 |
| 30 | 0.30 | 0.30 | 0.29 | 0.29 | 0.27 | 0.27 | 0.24 | 0.24 | 0.27 | 0.27 | 0.28 | 0.28 | 0.28 | 0.28 | 0.58 | 0.55 | 0.29 | 0.29 | 0.30 | 0.30 | 0.28 | 0.28 | 0.32 | 0.32 |
| 36 | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.23 | 0.23 | 0.21 | 0.21 | 0.23 | 0.23 | 0.24 | 0.24 | 0.23 | 0.23 | 0.53 | 0.47 | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.24 | 0.24 | 0.28 | 0.27 |
| 42 | 0.23 | 0.23 | 0.22 | 0.22 | 0.21 | 0.21 | 0.19 | 0.18 | 0.20 | 0.20 | 0.21 | 0.21 | 0.21 | 0.21 | 0.43 | 0.33 | 0.22 | 0.22 | 0.23 | 0.23 | 0.22 | 0.22 | 0.24 | 0.24 |
| 48 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.17 | 0.17 | 0.15 | 0.15 | 0.16 | 0.16 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.40 | 0.30 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.17 | 0.17 | 0.19 | 0.19 |
| 54 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.18 | 0.18 | 0.16 | 0.16 | 0.17 | 0.17 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.38 | 0.27 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.20 | 0.20 |
| 60 | 0.20 | 0.20 | 0.20 | 0.20 | 0.19 | 0.19 | 0.17 | 0.16 | 0.18 | 0.18 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.18 | 0.36 | 0.25 | 0.20 | 0.20 | 0.20 | 0.20 | 0.19 | 0.19 | 0.22 | 0.21 |
| 66 | 0.20 | 0.20 | 0.20 | 0.20 | 0.18 | 0.18 | 0.16 | 0.16 | 0.18 | 0.18 | 0.19 | 0.19 | 0.18 | 0.18 | 0.35 | 0.23 | 0.20 | 0.19 | 0.20 | 0.20 | 0.19 | 0.19 | 0.22 | 0.21 |

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 8 – Médias de persistência estimadas para as inflações regional e nacional (IPCA em %)

| k | Brasil | | SP | | RJ | | PoA | | BEL | | CUR | | FOR | | GOI | | BRA | | SAL | | REC | | BH | |
|----|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 | vr1 | vr2 |
| 2 | 0.95 | 0.93 | 0.89 | 0.88 | 0.89 | 0.88 | 0.80 | 0.78 | 0.84 | 0.85 | 0.91 | 0.91 | 0.90 | 0.91 | 0.85 | 0.82 | 0.88 | 0.88 | 0.85 | 0.83 | 0.80 | 0.81 | 0.83 | 0.83 |
| 4 | 0.81 | 0.78 | 0.71 | 0.70 | 0.79 | 0.74 | 0.71 | 0.71 | 0.67 | 0.69 | 0.81 | 0.80 | 0.72 | 0.72 | 0.64 | 0.64 | 0.80 | 0.78 | 0.66 | 0.64 | 0.57 | 0.59 | 0.67 | 0.66 |
| 6 | 0.76 | 0.72 | 0.70 | 0.70 | 0.80 | 0.73 | 0.70 | 0.69 | 0.61 | 0.63 | 0.80 | 0.76 | 0.65 | 0.64 | 0.59 | 0.56 | 0.80 | 0.77 | 0.61 | 0.56 | 0.50 | 0.53 | 0.62 | 0.63 |
| 12 | 0.73 | 0.62 | 0.82 | 0.77 | 0.89 | 0.67 | 0.76 | 0.69 | 0.60 | 0.60 | 0.78 | 0.71 | 0.60 | 0.55 | 0.52 | 0.37 | 0.89 | 0.77 | 0.59 | 0.46 | 0.53 | 0.57 | 0.51 | 0.49 |
| 18 | 0.82 | 0.64 | 0.93 | 0.82 | 1.03 | 0.74 | 0.88 | 0.78 | 0.72 | 0.70 | 0.84 | 0.77 | 0.71 | 0.64 | 0.48 | 0.26 | 1.06 | 0.87 | 0.68 | 0.49 | 0.61 | 0.64 | 0.57 | 0.52 |
| 24 | 0.90 | 0.67 | 1.04 | 0.88 | 1.11 | 0.78 | 0.98 | 0.85 | 0.79 | 0.77 | 0.90 | 0.77 | 0.81 | 0.74 | 0.55 | 0.25 | 1.18 | 0.93 | 0.78 | 0.51 | 0.71 | 0.75 | 0.62 | 0.52 |
| 30 | 0.99 | 0.75 | 1.15 | 0.94 | 1.23 | 0.87 | 1.09 | 0.93 | 0.89 | 0.86 | 0.99 | 0.83 | 0.92 | 0.83 | 0.62 | 0.23 | 1.29 | 1.01 | 0.91 | 0.57 | 0.84 | 0.89 | 0.69 | 0.55 |
| 36 | 1.07 | 0.82 | 1.28 | 1.02 | 1.36 | 0.94 | 1.23 | 1.02 | 0.95 | 0.92 | 1.05 | 0.85 | 0.99 | 0.89 | 0.63 | 0.20 | 1.38 | 1.06 | 1.02 | 0.61 | 0.95 | 1.00 | 0.78 | 0.60 |
| 42 | 1.15 | 0.90 | 1.42 | 1.11 | 1.54 | 1.05 | 1.38 | 1.13 | 1.05 | 1.01 | 1.13 | 0.89 | 1.06 | 0.92 | 0.59 | 0.15 | 1.49 | 1.13 | 1.13 | 0.65 | 1.07 | 1.11 | 0.88 | 0.66 |
| 48 | 1.27 | 1.01 | 1.59 | 1.21 | 1.73 | 1.16 | 1.54 | 1.23 | 1.14 | 1.08 | 1.22 | 0.94 | 1.12 | 0.94 | 0.59 | 0.12 | 1.57 | 1.18 | 1.22 | 0.69 | 1.16 | 1.19 | 0.98 | 0.72 |
| 54 | 1.37 | 1.10 | 1.77 | 1.32 | 1.92 | 1.29 | 1.69 | 1.34 | 1.26 | 1.17 | 1.32 | 0.99 | 1.18 | 0.94 | 0.58 | 0.11 | 1.68 | 1.22 | 1.31 | 0.71 | 1.24 | 1.24 | 1.09 | 0.77 |
| 60 | 1.46 | 1.17 | 1.95 | 1.42 | 2.10 | 1.40 | 1.82 | 1.43 | 1.39 | 1.26 | 1.42 | 1.04 | 1.23 | 0.91 | 0.57 | 0.09 | 1.80 | 1.26 | 1.42 | 0.75 | 1.32 | 1.30 | 1.19 | 0.82 |
| 66 | 1.55 | 1.24 | 2.13 | 1.50 | 2.27 | 1.49 | 1.94 | 1.50 | 1.52 | 1.37 | 1.53 | 1.10 | 1.27 | 0.88 | 0.57 | 0.07 | 1.92 | 1.29 | 1.52 | 0.78 | 1.41 | 1.36 | 1.29 | 0.87 |

Fonte: Elaboração dos autores.

5. Conclusão

O presente trabalho tentou focar no comportamento inflacionário regional, dado a carência e relevância que os preços regionais possuem. Investigaram-se, inicialmente, algumas características regionais tais como a questão da homogeneidade no comportamento das mesmas.

Os testes de equidade para médias e para variância indicaram divergência entre vários grupos e subgrupos das inflações regionais, entretanto, o mesmo resultado não foi obtido quando os agrega, ou seja, entre as inflações regionais. Já os efeitos preços e peso permitiram corroborar em parte os resultados, pois demonstraram diferenças entre as inflações de cada região em relação à inflação nacional medida pelo IPCA. Observou-se que algumas regiões foram mais influenciadas pelo efeito peso e preço ao longo do período de metas para inflação, não sendo as mesmas quando se leva em conta o efeito individual, seja peso ou preço. Por exemplo, apenas a região metropolitana de São Paulo apresentou ao longo de todo o período observado, com exceção em 2009, valores negativos para ambos os efeitos, fato positivo para a inflação nacional, dado seu maior peso no índice nacional.

Em geral, a decomposição do IPCA nas regiões abrangidas pela pesquisa do IBGE evidenciou que as variações em patamares distintos de preços relativos a itens iguais ou similares constituíram-se no principal determinante das diferenças entre os índices regionais e o país. Essas variações de preços ocorreram mesmo em itens considerados comercializáveis, o que infere que custos de transporte ou imperfeições de mercado se traduziram em barreiras à equalização do IPCA entre as regiões. Tais testes revelaram especificidades regionais importantes, na maioria deles as regiões com os maiores níveis de equidade não estão na mesma região do país. Em função desse comportamento, áreas mais pobres estão apresentando dinâmica inflacionária próxima de

regiões mais desenvolvidas, ainda com significativa volatilidade.

Quanto à questão da persistência, foi após o diagnóstico de uma inflação de cunho eminentemente inercial no Brasil, que tal fato incentivou diversos estudos empíricos na busca do grau de inércia na dinâmica inflacionária brasileira usando diferentes metodologias. Dois resultados contrastantes são destacados na literatura, o resultado obtido por Cati et al. (1999), que encontraram inércia plena, e o de Campêlo e Cribari-Neto (2003) indicando que a componente inercial não é significativa. Mas, tais estudos se deram sobre a dinâmica da inflação nacional.

Os resultados obtidos neste trabalho corroboravam, a princípio, com os apresentados no segundo estudo, ao revelar que a componente inercial nas dinâmicas inflacionárias regionais medida pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) seriam de segunda ordem. Ainda, mostraram comportamentos semelhantes à medida que k aumentasse.

Entretanto, pela Figura 1, observa-se que as séries de inflação regionais utilizadas apresentam valores discrepantes, fato que poderia ter afetado os resultados encontrados inicialmente. Para corroborar tais resultados e resolver o problema da presença de observações distoantes sejam outliers ou inliers, a alternativa foi utilizar medidas robustas obtidas a partir de modificações nas estatísticas de teste propostas por Wright (2000), conforme expõe e sugere Cribari-Neto e Cassiano (2005).

As novas estimativas para S1 e S2 indicaram a presença de alto grau de persistência nas séries regionais, exceto para o município de Goiânia, contradizendo, portanto, os resultados iniciais em quase sua totalidade. Neste sentido, os componentes inerciais presentes nas séries regionais são significativos, o que implica dizer que os efeitos de choques não são rapidamente dissipados.

Em suma, como o índice geral de preços representa a combinação de médias com pesos

rígidos para os itens que compõem as cestas de referência e os pesos das respectivas regiões, o efeito na diferença entre as médias dos grupos e das regiões possibilitam a identificação de componentes relacionados à estrutura do índice que podem tornar a inflação persistente. Por exemplo, mesmo diante da equivalência estatística de algumas médias, as diferenças nas volatilidades fazem com que tal convergência seja obtida com certa defasagem temporal.

Do ponto de vista das componentes dos índices, observa-se tanto a diferença nas médias quanto as diferenças na variância, conforme as tabelas 5 e 6, respectivamente. Tal resultado,

portanto, torna o comportamento do índice sujeito às flutuações isoladas em cada uma das suas componentes, tanto do ponto de vista da diferença entre as médias que fariam o índice convergir para diferentes níveis quanto o hiato de tempo para que tal convergência seja verificada. Essas componentes ganham maior força, dependendo do peso que estas exercem no agregado regional e as inflações regionais quanto maior peso possuir na inflação nacional. Entretanto, para uma conclusão mais detalhada, maiores investigações sobre estas transmissões de efeitos regionais para a inflação nacional são necessários.

Referências

- ARIDA, P. Reajuste Salarial e Inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol.12, n. 2, agosto, 1982.
- ARIDA, P. Economic Stabilization in Brazil. Rio de Janeiro: PUC, Texto para Discussão n. 84, 1984.
- BACHA, E. L. *Introdução à Macroeconomia: uma Perspectiva Brasileira*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1982.
- BACHA, E. L. Moeda, Inércia e Conflito. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 18, n.1, abril, 1988 (Aula Magna no XV Encontro Anual da ANPEC, Salvador, dezembro 1987).
- BARTLETT, M. S. On the theoretical specification and sampling properties of autocorrelated time-series. *Journal of the Royal Statistical Society Supplement*, 8:27–41, 1946.
- BRESSER PEREIRA, L. C. A Inflação no Capitalismo de Estado (e a Experiência Brasileira Recente). *Revista de Economia Política*, vol.1, n.2, abril, 1981.
- BRESSER PEREIRA, L. C. A Aceleração da Inflação Inercial. *Folha de São Paulo*, 1o. de setembro, 1988.
- BRESSER PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Fatores aceleradores, mantenedores e sancionadores da inflação. *Revista de Economia Política*, vol. 4, n. 1, Jan/Mar, 1984.
- BRESSER PEREIRA, L.C.; NAKANO, Y. Política Administrativa de Controle da Inflação. *Revista de Economia Política*, vol.4, n.3, julho, 1984a.
- BRESSER PEREIRA, L.C.; NAKANO, Y. *Inflação e Recessão*. São Paulo: Brasiliense, 1984b.
- CAETANO, S. M.; CORRÊA, W. L. R. A distribuição regional de inflação: uma análise para inflação mineira no período pós-Real. Anais do XII Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina-MG, 2006.
- CAMPÊLO, A. K.; CRIBARI-NETO, F. Inflation inertia and inliers: The case of Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4):713–739, Out/Dez, 2003.
- CATI, R. C.; GARCIA, M. G. P.; PERRON, P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*, 14:27–56, 1999.
- COCHRANE, J. How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, 96:893–920, 1988.

- CRIBARI-NETO, F.; CASSIANO, K. M. Uma Análise da Dinâmica Inflacionária Brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, 59 (4), p. 535-566, Out./Dez, 2005.
- DUREVALL, D. The dynamics of chronic inflation in Brazil, 1968–1985. *Journal of Development Economics*, 42:89–110, 1998.
- HOLANDA, M. C. Distribuição regional de inflação e o regime de metas de inflação no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v.32, n. especial, p. 458-466, 2001.
- KENDALL, M. G.; STUART, A. *The Advanced Theory of Statistics*, vol. 3. Grin, London, 3rd edition, 1976.
- LARA RESENDE, A. A Moeda Indexada: uma Proposta para Eliminar a Inflação Inercial. *Gazeta Mercantil*, 26, 27 e 28 de setembro, 1984.
- LARA RESENDE, A. Da Inflação Crônica à Hiperinflação: Observações sobre o Quadro Atual. *Revista de Economia Política*, vol.9, n.1, janeiro, 1989.
- LARA RESENDE, A.; ARIDA, P. Inertial Inflation and Monetary Reform. Rio de Janeiro, PUC: Texto para Discussão, 1984.
- LOPES, F. L. Só um Choque Heterodoxo pode Derrubar a Inflação. *Economia em Perspectiva* (Conselho Regional de Economia de São Paulo), agosto, 1984a.
- LOPES, F. L. Inflação Inercial, Hiperinflação e Desinflação. *Revista da ANPEC*, n.7, dezembro, 1984b.
- LOPES, F. L.; BACHA, E. Inflation, Growth and Wage Policy. Rio de Janeiro, PUC: Texto para Discussão n.10, 1981.
- MODIANO, E. A Dinâmica de Salários e Preços na Economia Brasileira: 1966-81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol.13, n.1, abril, 1983.
- NAKANO, Y. Recessão e Inflação. *Revista de Economia Política*, vol.2, n. 2, abril, 1982.
- NOVAES, A. D. Revisiting the inertial inflation hypothesis for Brazil. *Journal of Development Economics*, 42:89–110, 1993.
- PRIESTLEY, M. B. *Spectral Analysis and Time Series*. Academic Press, London, 1982.
- WRIGHT, J. H. Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18:1–9, 2000.

ANEXOS

Tabela A1 – Teste de Equalização para Médias

| Método | df | Value | Probability |
|---------------------|---------------|----------|-------------------|
| Anova F-test | (10, 1254) | 0.395880 | 0.9489 |
| Welch F-test | (10, 501.466) | 0.412652 | 0.9407 |
| Category Statistics | | | |
| Variable | Count | Mean | Std. Dev. of Mean |
| BE | 115 | 0.632174 | 0.585184 |
| BH | 115 | 0.602087 | 0.469186 |
| BRA | 115 | 0.612087 | 0.625497 |
| CUR | 115 | 0.559913 | 0.570236 |
| FOR | 115 | 0.563913 | 0.529385 |
| GOI | 115 | 0.616783 | 0.579874 |
| PA | 115 | 0.584174 | 0.493043 |
| REC | 115 | 0.596870 | 0.534905 |
| RJ | 115 | 0.596522 | 0.520676 |
| SAL | 115 | 0.590870 | 0.535430 |
| SP | 115 | 0.517391 | 0.490020 |
| All | 1265 | 0.588435 | 0.539968 |

Fonte: Testes calculados pelos autores.

Tabela A2 – Teste de Equalização para Variâncias

| Método | df | Value | Probability |
|---------------------|------------|-----------|------------------------|
| Bartlett | 10 | 17.17521 | 0.0706 |
| Levene | (10, 1254) | 0.872587 | 0.5585 |
| Brown-Forsythe | (10, 1254) | 0.819047 | 0.6103 |
| Category Statistics | | | |
| Variable | Count | Std. Dev. | Mean Abs. Median Diff. |
| BE | 115 | 0.585184 | 0.422631 |
| BH | 115 | 0.469186 | 0.337671 |
| BRA | 115 | 0.625497 | 0.420243 |
| CUR | 115 | 0.570236 | 0.416073 |
| FOR | 115 | 0.529385 | 0.362185 |
| GOI | 115 | 0.579874 | 0.409990 |
| PA | 115 | 0.493043 | 0.349922 |
| REC | 115 | 0.534905 | 0.383548 |
| RJ | 115 | 0.520676 | 0.363478 |
| SAL | 115 | 0.535430 | 0.388189 |
| SP | 115 | 0.490020 | 0.334647 |
| All | 1265 | 0.539968 | 0.380780 |

Fonte: Testes calculados pelos autores.