

Inércia inflacionária: uma análise de raiz unitária nos índices de inflação no Brasil para o período recente

Thais Fernanda Faião*

Claudia Perdigão**

Carlos Eduardo Caldarelli***

Marcia Regina Gabardo da Camara****

Resumo: O objetivo deste artigo é analisar a trajetória de índices de inflação brasileiros selecionados a fim de identificar se esses possuem comportamento inercial no período de 2000 a 2015. A presença de inércia inflacionária envolve uma questão fundamental acerca da dinâmica dos preços da economia, pois estabelecidos os mecanismos de indexação, tanto a inflação passada e a sua expectativa futura, conseguem determinar os preços e salários correntes. A análise é realizada nos índices IGP-M, IPCA e IPCA desagregado em Alimentos e Bebidas, Produtos Industriais, Serviços e Monitorados, através da aplicação de testes de raiz unitária, nas séries em nível e nas séries dessazonalizadas por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters. O período analisado refere-se ao pós-Plano Real, entre janeiro de 2000 e setembro de 2015. Os resultados mostraram que, de forma geral, para o período completo, apenas os índices dessazonalizados dos Produtos Industriais, dos Serviços e dos Monitorados apresentaram um comportamento inercial, enquanto que para o período recente, todos os índices, tanto em nível como dessazonalizados, apresentaram esse mesmo comportamento.

Palavras-chave: inflação inercial, teste de raiz unitária, economia brasileira.

Abstract: The purpose of this paper is to analyze the trajectory of selected Brazilian inflation rates in order to identify whether these have inertial behavior in the period 2000 to 2015. The presence of inertia involves a fundamental question about the dynamics of prices in the economy, because after established the indexation mechanisms, both past inflation and its future expectations, can determine the current prices and wages. The analysis is performed in the indexes IGP-M, IPCA and IPCA disaggregated in Food & Beverage, Industrial Products, Services and Monitored through the application unit root tests in both series level as in

* Mestranda em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina

** Mestranda em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina

*** Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina. Professor do Mestrado em Economia Regional da UEL

**** Professora Associada do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina. Professora do Mestrado em Economia Regional da UEL

the seasonally adjusted series by exponential smoothing type Holt-Winters. The analyzed period will reflect the post Real Plan, in other words, between January 2000 and September 2015, and also to a more recent period, January 2013 to September 2015. The results showed that, in general, for the entire period, only the seasonally adjusted indexes of Industrial Products, Services and Monitored presented inertial behavior, while for the recent period, all levels, both levels and seasonally adjusted, showed this same behavior.

Keywords: inertial inflation, unit root test, the Brazilian economy.

JEL Classification: C10; E31; N10

1. Introdução

O comportamento inercial da inflação é uma questão fundamental acerca da dinâmica dos preços da economia. Verifica-se que uma vez estabelecidos os mecanismos de indexação, tanto a inflação passada e a sua expectativa futura conseguem determinar os preços e salários correntes. Desta forma, caso a inflação passada ou a expectativa estiverem elevadas, ter-se-á um processo contínuo de perpetuação da inflação em um patamar elevado (MACHADO; PORTUGAL, 2014).

No Brasil, o debate sobre componente inercial da inflação ganhou notoriedade diante do processo crônico de aceleração da inflação durante a década de 1980 e início de 1990. Nesse período vários planos de estabilização foram implementados¹ e, embora alguns deles apresentassem medidas pontuais a fim de eliminar a desindexação dos preços e eliminar o componente inercial da inflação, nenhum deles, com exceção ao Plano Real, conseguiu tal feito. Pelo contrário, a cada novo fracasso a inflação ressurgia com força ainda maior e os desequilíbrios econômicos se aprofundavam, tornando mais complexa a tarefa de estabilização.

O Plano Real, que obteve sucesso na interrupção do processo inflacionário, foi estruturado em três fases bem definidas, a saber, a implementação do Plano de Ação Imediata (PAI), que tinha como objetivo o estabelecimento do equilíbrio das contas públicas; a criação de um padrão estável de valor, a Unidade Real de Valor (URV), que conviveria temporariamente com o cruzeiro real (moeda corrente do período) tendo reajustes diários, a fim de quebrar o processo inercial dos preços; e por fim, a substituição da URV por uma moeda com poder aquisitivo estável, o Real. Ao atrelar todos os ativos e preços da economia à URV, o Plano Real pretendia eliminar a memória inflacionária e a desindexação plena se daria

1 Plano Cruzado (1986), Bresser (1987), Verão (1989), Collor I (1990), Collor II (1991) e, o que por fim obteria sucesso, Plano Real (1993).

pela conversão total de todos os contratos para a nova moeda, proibindo a utilização de qualquer mecanismo de indexação para contrato de prazo inferior a um ano (WERNEK, 2014a).

De acordo com Werneck (2014a), embora o sucesso do Plano Real tenha sido imediato, o arranjo institucional da política econômica que dava suporte à estabilidade possuía um equilíbrio muito delicado. Em 1999, um novo arranjo de política econômica foi apresentado. O Programa de Estabilidade Macroeconômica (PEM) consistia em um tripé formado pela busca de austeridade fiscal, um regime de câmbio flutuante e a adoção do sistema de metas de inflação, cujo instrumento fundamental de política monetária é a taxa de juros.

O Tripé Macroeconômico também obteve sucesso no controle do ritmo inflacionário, conseguindo manter, na maior parte do tempo, os índices de preços dentro das metas estipuladas. Contudo, embora a inflação esteja sobre controle, há uma resistência à redução de seu patamar balizador. Segundo Carvalho (2014, pg. 268), “a política monetária tem sido bem-sucedida em estabilizar não a moeda, mas a taxa de inflação, o que poderia, intuitivamente, ser atribuído a algum resíduo de indexação”. Carvalho (2014) ainda afirma que é sugestivo afirmar que o arcabouço institucional que se formou a partir da implementação do Plano Real redefiniu as formas de manifestação e de conciliação do conflito distributivo e, conseqüentemente, sedimentou as bases para a consolidação de uma trajetória da inflação com resistência à queda.

Portanto, torna-se relevante a observação dos índices de inflação no período recente, sobretudo do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), uma vez que este é o balizador do sistema de metas de inflação no Brasil, a fim de identificar a sua trajetória inercial. Contudo, deve-se ainda levar em conta que cada categoria de bem ou serviço presente na economia possui um processo próprio de formação de preço, logo qualquer indicação de um componente inercial mais expressivo não seria captado pelo exame de um índice de preços agregado, o que enseja uma análise desagregada dos mesmos.

Desta forma, o objetivo deste artigo é analisar a trajetória de índices de inflação selecionados, a fim de identificar se em tais índices há a presença de um comportamento inercial após 2000. Os índices de inflação escolhidos são: o Índice Geral de Preços – Mercado (IGP - M) que é composto por preços do consumidor, atacado e construção civil e utilizado como fator de reajustes de alguns preços importantes na economia brasileira; o IPCA que é o índice usado pelo regime de metas de inflação; e, seguindo o proposto em BCB (2010), a desagregação do IPCA em Alimentos e Bebidas, Produtos Industriais, Serviços e Monitorados. A fim de verificar a existência de inércia nesses índices serão realizados testes

de raiz unitária nessas séries, tanto em nível como na série dessazonalizada por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters.

O artigo compreende o período após o Plano Real, entre janeiro de 2000 e setembro de 2015, sendo também realizada uma análise específica para o período mais recente que compreende janeiro de 2013 a setembro de 2015. A justificativa para a escolha do primeiro período está na mudança de dinâmica entre os preços que ocorreu no Brasil após a adoção do Tripé Macroeconômico (TEJADA; PORTUGAL, 2001; REBELO; SILVA; LOPES, 2009). Já a escolha do período mais recente se fundamenta na observação, pelos autores, da mudança de comportamento dos índices selecionados e condicionantes macroeconômicos.

Além dessa introdução, o artigo é composto pela revisão de literatura sobre inflação inercial na segunda seção. A terceira seção traz a metodologia, a quarta a base de dados e a discussão dos resultados encontra-se na quinta seção. Por fim, têm-se as conclusões.

2. Inflação: Revisão de literatura

A persistência inflacionária não é fenômeno exclusivo do Brasil. Entretanto, conforme destaca Carvalho (2014), a experiência brasileira contribuiu significativamente no inventário de experiências inflacionárias ao criar mecanismos institucionais para lidar com esse impasse social, a chamada indexação de contratos. A primeira implementação desse mecanismo ocorreu em 1964, quando o Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG) criou o instituto jurídico da correção monetária, por meio das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN's), que garantiam atratividade econômica aos títulos públicos, mesmo no contexto de um ambiente inflacionário.

De acordo com Silva (2008), a constatação de que a inércia inflacionária era realmente um problema grave só começou a ser difundida após o primeiro choque do petróleo, no final de 1973, durante o governo Geisel, levando o IGP - DI a atingir a variação anual de 34% em 1974. Desde então, o índice oscilou em torno da média de 39% até 1978 (IPEADATA, 2016). A inércia inflacionária provocada pela indexação foi reconhecida oficialmente pelo governo, mas as medidas propostas foram limitadas pela oposição.

A problemática da indexação, que viria culminar na teoria da inflação inercial, foi apresentada pela primeira vez em Simonsen (1970). Contudo, como resalta Silva (2008), foi preciso esperar uma década e meia para que as bases dessa teoria fossem explicitadas. O cerne das teses inercialistas é que dentro de processos inflacionários crônicos, encontra-se um componente autônomo que se reproduz em função de si mesmo, chamado de tendência. Há ainda um segundo

componente que é responsável pela alteração do patamar inflacionário denominado choque. Uma inflação exclusivamente inercial é necessariamente estável².

Como destaca Silva (2008), embora haja um quadro geral das teses inercialistas, as divergências teóricas dessa corrente começaram a surgir entre professores da PUC/RJ no início de 1980, incluindo Francisco Lopes, André Lara Resende, Pêrsio Arida e Edmar Bacha. Paralelamente a esse grupo da PUC/RJ, surgiu outro grupo na FGV/SP, cujas ideias compatibilizavam com a avaliação de que o processo inflacionário no Brasil era inercial. Participavam deste grupo Luiz Carlos Bresser Pereira e Yoshiaki Nakano³.

A partir dessa discussão teórica, a proposta de Francisco Lopes, que sugeria um congelamento geral dos preços a fim de extinguir o processo inercial – choque heterodoxo –, foi adotada por planos de estabilização da inflação no final da década de 1980 e início da seguinte, contudo devido a erros de concepção essa perdeu seu efeito e credibilidade. Já a proposta de André Lara Resende, onde ele sugeria a implementação de uma moeda indexada que, além de interromper o processo inercial, não iria alterar os preços relativos, foi adotada pelo Plano Real, que teve, por fim, êxito no controle da inflação.

Dada as características do componente inercial da inflação, a literatura desse tema se tornou bem rica. Tejada e Portugal (2001) investigam os efeitos da credibilidade dos Planos Cruzado, Collor e Real. A conclusão do trabalho foi de que a credibilidade afeta o comportamento da inflação e, por consequência, da inércia. Os autores ainda ressaltam que somente o Plano Real foi capaz de reduzir e manter a taxa de inflação a níveis baixos por um longo período de tempo, diminuindo o grau de inércia inflacionária da economia brasileira de forma consistente.

Rebello, Silva e Lopes (2009) discutem a persistência inflacionária em quatro países com características semelhantes: Brasil, Chile, México e Turquia. Os dados abrangem o período de janeiro de 1999 a abril de 2009 e a metodologia utilizada foi os modelos Autorregressivos de Integração Fracionada (ARFIMA). Os resultados demonstram que, de forma geral, o grau de persistência do índice de preços ao consumidor do Brasil não difere dos valores encontrados para os demais países.

Silva e Vieira (2013) analisam a persistência das taxas de inflação (IPCA) nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além de Brasília e Goiânia. A me-

2 Em Simonsen (1995), o autor reconhece que a indexação é inevitável em processos inflacionários agudos, contudo o indexador mais natural seria o preço de uma moeda estrangeira de ampla aceitação.

3 Esses trabalhos estão em Pereira e Nakano (1984), Lopes (1984), Lopes (1985), Resende (1984) e Resende (1985)

metodologia usada foi os modelos ARFIMA e o período compreende agosto de 1999 a dezembro de 2011. Os resultados mostraram que as persistências das taxas regionais de inflação se mostraram controladas, sendo caracterizadas como estacionárias e com reversão a uma média de longo prazo. O trabalho também mostra que quando as quebras estruturais foram devidamente tratadas, percebeu-se que as taxas do Rio de Janeiro e Recife também poderiam ser caracterizadas por terem baixa persistência e serem estacionárias.

Machado e Portugal (2014) estimam a persistência da inflação no Brasil em um quadro multivariado de componentes não observados, representando as seguintes fontes de atuação sobre persistência da inflação: desvios das expectativas em relação à meta política atual; persistência dos fatores de condução da inflação, tais como o comportamento da taxa de juros e do produto que também pode afetar a dinâmica da inflação (persistência extrínseca), e; a medida intrínseca usual de persistência é avaliada por meio de termos de inflação defasados. O trabalho usa o filtro de Kalman e análise bayesiana para os dados do primeiro trimestre de 1995 ao primeiro trimestre de 2011. Os resultados mostraram que a persistência expectacional e a extrínseca não podem ser negligenciadas em qualquer representação da dinâmica inflacionária e que embora a persistência intrínseca tenha diminuído significativamente nos últimos anos, as outras duas fontes não apresentam tal tendência. Ademais, os aludidos autores mostram que a persistência baseada nas expectativas se mostrou alta e quase inalterada nos últimos anos e que a persistência, de modo geral, é menos desgastante em períodos de inflação estável.

BCB (2015b) considera que há divergência sobre as evidências de persistência inflacionária no Brasil no período recente e estima diferentes especificações de curvas de Phillips, com várias medidas de hiato do produto e tratamentos distintos do componente de expectativas, para, portanto, obter um intervalo para o coeficiente de persistência inflacionária. Os modelos foram estimados com amostras a partir de 2002 até setembro de 2015, pelo método de momentos generalizados – GMM. O intervalo encontrado pela persistência inflacionária encontrou-se entre 0,3 e 0,6. Com relação às expectativas, os resultados demonstraram que, em horizontes mais curtos, as variáveis relevantes parecem ser as próprias expectativas defasadas, a inflação efetiva ocorrida no período anterior e a variação cambial recente, enquanto em horizontes mais longos, os fatores mais importantes são a política monetária e a meta de inflação. O estudo ainda avalia o impacto das surpresas relacionadas à inflação de curto prazo sobre as expectativas dos agentes, utilizando janela de identificação em torno da data de divulgação do IPCA. Tal efeito se mostrou estatisticamente significativo e economicamente relevante.

Com relação ao nível de desagregação do IPCA proposto por BCB (2010), a literatura ainda é bem reduzida, pois os dados para essa desagregação ainda não são publicamente disponibilizados pelo órgão. Contudo, a estimativa desses dados realizada em Martinez (2015) e disponibilizada por meio de seu apêndice interativo tem sido fonte de informação para análises desse nível de desagregação de alguns trabalhos, inclusive o presente.

Já em BCB (2015a), o objetivo é identificar diferenças no grau de persistência da inflação a partir de variações nos preços de seus diferentes componentes e por diferentes setores. A metodologia usada é um Vetor Autorregressivo (VAR) estrutural, com método de identificação de Cholesky, que se baseia na hipótese de ordenação do componente mais exógeno ao mais endógeno. O período considerado abrange o terceiro trimestre de 1999 ao quarto trimestre de 2014. Através de funções resposta ao impulso, o estudo mostrou que a propagação foi mais baixa para a inflação dos administrados e mais alta para a de produtos industriais. Os setores de alimentação no domicílio e de serviços apresentaram propagação intermediária.

Nessa linha, Summa e Braga (2014) procuram modelar a dinâmica da inflação brasileira desagregada sob a ótica da inflação de custos. Os dados analisados são para o período de agosto de 1999 a dezembro de 2012 e a metodologia utilizada foi determinada de acordo com as características da equação desagregada. Os resultados mostram que a taxa de câmbio e a inflação importada, em conjunto, afetam todos os itens desagregados da inflação e que é difícil associar pressões de demanda com a inflação⁴. A inércia do setor de serviços parece ser maior que as demais, o que pode ser interpretado pelo fato de que o setor serviços é basicamente não comercializável, com crescimento mais baixo da produtividade e com os salários mais vinculados ao mínimo (que teve um forte componente de reajuste acima da inflação por motivos de política econômica no período recente).

Lima et al. (2015) investigam o efeito de choques monetários e cambiais sobre a dinâmica de preços desagregados do IPCA. Para tanto, os resultados foram analisados com o emprego de um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos (FAVAR) usando técnicas bayesianas, bem como funções resposta-impulso, para o período de agosto de 1999 a dezembro de 2011. Os principais resultados foram: i) 65,9% dos preços dos subitens investigados caem após um choque monetário e 50,7% sobem após

4 Em termos desagregados, apenas a inflação de serviços parece responder à taxa de desemprego (e não ao hiato ou variação da taxa de desemprego), talvez indicando uma relação mais estrutural ligando desemprego tendencialmente mais baixo com salários crescendo mais rápido via maior poder de barganha dos trabalhadores e o efeito diferenciado sobre a inflação de serviços.

um choque cambial; ii) apenas 2,6% dos subitens (peso de 1,6% no índice total) apresentaram *price puzzle* para choques monetários e 2,3% (peso de 0,5% no índice total) para choques cambiais; iii) choques macroeconômicos são mais persistentes do que os choques específicos; e iv) as respostas são diferenciadas conforme o setor considerado.

Dado o exposto, a literatura sobre o assunto sustenta que exista uma inércia no comportamento da inflação no Brasil, contudo, em ambiente inflacionário moderado – abaixo de dois dígitos – esse componente parece ser menos expressivo. O presente estudo, frente à aceleração existente nos índices pós-2013, pretende prospectar se as séries analisadas apresentam componente inercial identificável por meio de análise de estacionariedade, isto é, raiz unitária.

3. Metodologia

A análise da trajetória dos índices de inflação para a identificação da presença de inflação inercial perpassa pela investigação da estacionariedade da série. Em séries estacionárias choques aleatórios se dissipam ao longo de períodos posteriores e o comportamento inicial é retomado, enquanto isso não é verificado em séries não estacionárias, ou seja, ocorre a persistência de choques⁵. Em séries estacionárias a média ($E(X_t)$) e a variância ($E((X_t) - (E(X_t)))^2$) serão constantes e a covariância entre X_t e X_{t+h} e, com $h \geq 1$, dependerá de h , o número de defasagens, não dependendo de t . Por outro lado, o tempo influenciará a média, a variância e a covariância em séries não estacionárias.

Tomando as séries dos índices de inflação, tem-se que a ocorrência de estacionariedade exclui a hipótese de comportamento inercial. Por outro lado, o reconhecimento da série como não estacionária sinaliza que um choque com capacidade de incrementar a inflação em dado momento terá seu efeito sustentado através dos períodos. Considerando o efeito cumulativo, tem-se que a inflação registrada atingirá patamares cada vez mais elevados, sendo necessária a ocorrência de um segundo choque – de sinal contrário – para interromper a espiral inflacionária.

Com o objetivo de elevar a acurácia na identificação da tendência das séries o método de suavização exponencial de Holt-Winters, em seu formato aditivo, será empregado. O referido instrumental permite que as séries sejam decomposta em tendência e sazonalidade, tornando possível a avaliação do comportamento tendencial das séries sem a interferência dos movimentos sazonais. Para tal, considere uma série sazonal com período s :

⁵ Para maiores detalhes acerca das características de séries de tempo consultar Greene (2002) em seu capítulo 20.

$$Z_t = \mu_t + T_t + F_t + a_t \quad (1)$$

As estimativas do fator sazonal, nível e da tendência da série são dadas por:

$$\hat{F}_t = D(Z_t - \bar{Z}_t) + (1 - D)\hat{F}_{t-s}, \quad 0 < D < 1, \quad (2)$$

$$\bar{Z}_t = A(Z_t - \hat{F}_{t-s}) + (1 - A)(Z_{t-1} - \hat{T}_{t-1}), \quad 0 < A < 1, \quad (3)$$

$$\hat{T}_t = C(\bar{Z}_t - \bar{Z}_{t-1}) + (1 - C)\hat{T}_{t-1}, \quad 0 < C < 1, \quad (4)$$

Para a identificação de inércia inflacionária, testes serão aplicados sobre o componente tendência das séries comafinalidade de avaliar a estacionariedade dessas. Os seguintes testes serão empregados: Dickey-Fuller aumentado, Elliott-Rothenberg-Stock e Zivot-Andrews.

O teste proposto por Dickey e Fuller (1979, 1891), o qual é amplamente apresentado em literatura de econometria básica, consiste em verificar a presença raiz unitária por meio de um processo autoregressivo de ordem 1 – AR(1). Entretanto, o teste em seu formato básico admite ausência de autocorrelação serial, de modo que, para contornar esse problema, Dickey e Fuller propuseram uma reformulação, o qual ficou conhecido como teste de Dickey-Fuller aumentado (GREENE, 2002, p. 647). O modelo desenvolvido para o teste é:

$$Y_t = a + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Em que t representa a tendência determinística, Y_{t-1} a variável dependente defasada, enquanto ΔY_{t-1} indica sua primeira diferença. A presença de raiz unitária é verificada testando-se a significância estatística de ρ , o que deve ser feito pelo emprego da estatística τ .

Elliott, Rothenberg Stock (1996), por outro lado, propuseram a realização do teste de Dickey-Fuller empregando o método de mínimos quadrados generalizados para pré-filtragem da série. A motivação para tal foi proporcionar um teste cuja distribuição assintótica não fosse afetada pela especificação das variáveis determinísticas. No presente caso, a variável de tendência e a constante são os termos determinísticos presentes na equação (5), assim, fazendo , define-se o parâmetro δ como associado a d_t . Entretanto, para que a influência do termo determinístico seja excluída é necessário que o parâmetro associado seja conhecido. Para tanto, a seguinte equação é estimada:

$$d(Y_t|\theta) = d(X_t|\theta)' \delta(\theta) + \eta_t \quad (6)$$

O termo $d(Y_t|\theta)$ indica a quase diferença de Y_t sujeita ao valor de θ , enquanto $d(X_t|\theta)'$ aponta a matriz transposta dos valores das variáveis determinísticas sujeitos a θ . Sabendo que:

$$d(Y_t|\theta) = \begin{cases} Y_t & \text{se } t = 1 \\ Y_t - \theta Y_{t-1} & \text{se } t > 1 \end{cases}$$

Caso $\theta = 1$, o termo seria a primeira diferença de Y_t e a influência das variáveis explicativas estariam excluídas mesmo no teste de Dickey-Fuller⁶. Após o valor de δ ser obtidos realiza-se $Y_t^d = Y_t - \delta X_t$, sendo a equação (5) modificada para:

$$Y_t^d = \rho Y_{t-1}^d + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i}^d + e_t \quad (7)$$

A equação (7), a qual é construída sem constante e sem tendência, deve ser estimada por mínimos quadrados generalizados. A partir deste modelo, testa-se a hipótese de nulidade de ρ .

Na existência de mudança estrutural, os testes de raiz unitária podem conduzir a conclusões enganosas, pois a série pode ser estacionária em cada segmento, mas apresentar não estacionariedade em sua totalidade. Por esse motivo, o teste proposto por Zivot e Andrews (1992) será empregado com o objetivo de detectar quebra estrutural, sendo que o referido teste permite a determinação endógena do ponto de quebra.

4. Base de dados e tratamentos

Este estudo foi realizado tomando por base a variação mensal dos seguintes índices de inflação: IGP-M, IPCA e IPCA desagregado em Alimentos e Bebidas, Produtos Industriais, Serviços e Monitorados, analisados para o período de janeiro de 2000 a setembro de 2015.

Ademais, de acordo com os argumentos de Giovannetti e Carvalho (2015), Lima et al. (2015) e BCB (2015a), procedeu-se um corte temporal nas séries analisadas e as mesmas foram também testadas, com relação ao componente autorregressivo, para o período entre janeiro de 2013 a setembro de 2015, no que se considera período recente. A justificativa para tal corte é que o período é caracterizado por choques macroeconômicos – desvalorização cambial, elevação de taxa de juros e reajuste nos preços monitorados – que seriam incorporados à tendência dessas séries no período posterior, reforçando o caráter autorregressivo dessas.

Na sequência, os índices utilizados neste estudo são analisados, detalhadamente.

⁶ Valores de θ são sugeridos pelos autores.

4.1 IGP-M

O Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M), disponibilizado pela Fundação Getúlio Vargas (FVG), é obtido por meio de uma média ponderada de três outros índices de preços: IPA-M, IPC-M e INCC-M. O IGP-M avalia a evolução dos preços das operações comerciais no nível do produtor (IPA-M), do varejo (IPC-M) e da construção (INCC-M), sendo os pesos atribuídos iguais a 60%, 30% e 10%, respectivamente. A coleta de dados é realizada entre dia 20 do mês anterior e 21 do mês de referência. O índice é apurado três vezes em cada mês, em intervalos cumulativos de dez dias, em que os dois primeiros são considerados resultados parciais e o último é o resultado definitivo do mês.

A composição de cada índice integrante do IGP-M é descrita na Tabela 1.

Tabela 1 – Descrição dos índices IPA-M, IPC-M e INCC-M:

	IPA-M	IPC-M	INCC-M
Objetivo	Medir as variações médias dos preços recebidos pelos produtores domésticos.	Medir variações dos preços dos bens de compõe a cesta de consumo das famílias com renda entre 1 e 33 salários mínimos.	Medir a evolução dos custos de construções habitacionais.
Amostra	Produtos industriais e agropecuários	Alimentação; habitação; vestuário; saúde e cuidados pessoais; educação; leitura e recreação; transportes; despesas diversas; comunicação.	Materiais, equipamentos e serviços; mão de obra
Período de coleta	Para os produtos industriais a coleta é mensal, enquanto que para os produtos agropecuários a coleta é diária.	Entre os dias 21 do mês anterior e 20 do mês de referência.	Entre os dias 21 do mês anterior e 20 do mês de referência.
Abrangência geográfica	Os preços indústrias são coletados diretamente de empresas informantes distribuídas por todo o território nacional, enquanto que os preços agropecuários são levantados de fontes estatísticas diversas.	Belo Horizonte, Brasília, Porto Alegre, Recife, Salvador, Rio de Janeiro e São Paulo.	Belo Horizonte, Brasília, Porto Alegre, Recife, Salvador, Rio de Janeiro e São Paulo.

Fonte: Elaborado pelos autores

O IGP-M permite a consideração da evolução dos preços da atividade produtiva, portanto, a série compreendida entre janeiro de 2000 e setembro de 2015 será avaliada a fim de determinar a persistência de inflação inercial após o Plano Real.

4.2 IPCA

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), disponibilizado pelo IBGE, foi desenvolvido com o objetivo de captar a trajetória dos preços no mercado varejista e, também, o indicador de inflação segundo o consumo pessoal. O IPCA é utilizado pelo Banco Central do Brasil (BCB) como principal parâmetro para o monitoramento do sistema de metas de inflação.

O BCB trabalha o IPCA em três categorias que são: comercializáveis, não comercializáveis e monitorados. Os comercializados são aqueles fortemente afetados pelo comércio exterior, enquanto que os não comercializáveis, categoria em que os serviços estão incluídos, abrangem os produtos produzidos localmente e voltados ao mercado interno. Os monitorados, por sua vez, englobam tarifas públicas e outros preços que sofrem interferência do governo. Outros dois níveis de desagregações realizadas envolvem a característica do bem e o segmento. Os bens são classificados em duráveis, semiduráveis, não duráveis, serviços e monitorados para a desagregação por característica, enquanto que o procedimento por segmento envolve a consideração de nove segmentos⁷.

O emprego de índices agregados limita a compreensão da dinâmica da inflação, uma vez que os preços dos bens apresentam comportamentos específico discrepantes entre si, como salientado por Martinez e Cerqueira (2011). Nesse sentido, a utilização de índices desagregados viabiliza a elaboração de estudos com maior capacidade de explicação acerca da característica da inflação brasileira.

Em Martinez (2015), a série de IPCA é apresentada seguindo uma desagregação por segmentos, tal como proposto pelo BCB (2010), através da qual se explicita a inflação de Alimentos e Bebidas, Produtos Industriais, Serviços e Monitorados, tal como explicitado pelo Quadro 1.

Quadro 1 – Estrutura da desagregação empregada por Martinez (2015).

Preços livres	Preços monitorados
Alimentos e bebidas	Energia
Produtos industriais	Saúde
Serviços	Monitorados diversos

Fonte: Elaborado pelos autores

Os grupos de alimentos e bebidas e produtos industriais incluem bens comercializáveis e não comercializáveis. Com o objetivo de julgar a ocorrência de

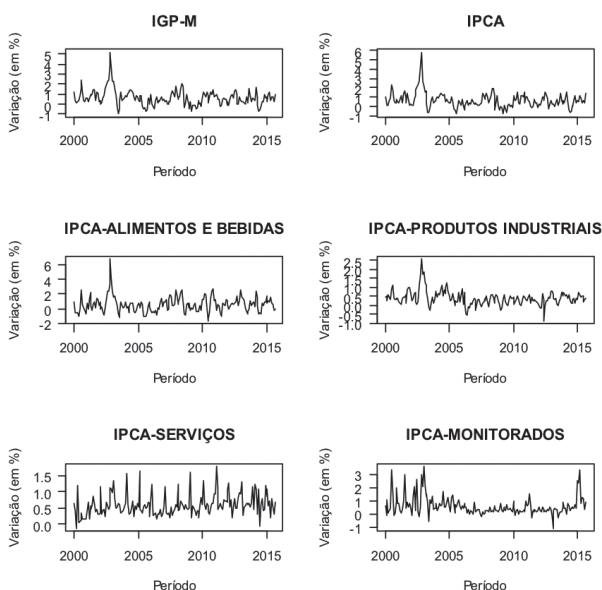
⁷ São considerados: Alimentos e bebidas; habitação; artigos de residência; vestuário; transporte; saúde e cuidados pessoais; despesas pessoais; educação; comunicação.

inflação inercial após o Plano Real considerando a trajetória por segmento, as séries do IPCA serão avaliadas entre janeiro de 2000 e setembro de 2015.

5. Resultados e discussão

A variação dos índices analisados neste trabalho ao longo do período em análise é apresentada na Figura 1. De modo geral, pode-se verificar que todos os índices apresentam grande volatilidade, sendo comum a todos uma alta significativa no período compreendido entre o segundo semestre de 2002 e o início do segundo semestre de 2003.

Figura 1 – Evolução dos índices de inflação (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a setembro de 2015



Fonte: Elaborado pelos autores

Conforme destaca Werneck (2014a) essa alta generalizada dos preços ocorreu devido aos movimentos defensivos no mercado financeiro diante do temor da alternância política que se mostrava provável no final de 2002. O medo era justificado pela indicação de que o Partido dos Trabalhadores (PT), representado por Luiz Inácio da Silva, cujo discurso defendia mudanças bruscas na gestão da política econômica e de calote da dívida pública, apresentavam perspectivas de vitória para as eleições presidenciais. A fim de aplacar tal crise e garantir a eleição, o PT moderou seus discursos e realizou um compromisso formal garantindo a continuidade do arcabouço de política econômica.

Outra observação a ser feita com relação à Figura 1 é de que, embora todas as variáveis se mostrem voláteis, suas trajetórias são próprias. Essa constatação é confirmada pela matriz de correlação na Tabela 2, onde verifica-se que o IGP-M e o IPCA possuem alta correlação, enquanto os demais índices mostram pouca correlação entre eles. A alta correlação do IGP-M e o IPCA é justificada pela semelhança de metodologia na apuração dos mesmos, sendo que o IGP-M possui movimentos antecipados ao IPCA, uma vez que um de seus componentes é o IPA. A baixa correlação entre os índices desagregados do IPCA e entre o próprio IPCA corrobora o argumento de que o processo de formação de preço de cada categoria é singular, e por isso a análise do componente inercial deve ser feita de forma desagregada.

Tabela 2 – Matriz de correlação de Pearson dos índices de inflação

	IGP - M	IPCA	IPCA – A	IPCA – I	IPCA – S	IPCA - M
IGP - M	1	0,95	0,71	0,59	0,15	0,38
IPCA	0,95	1	0,67	0,55	0,14	0,38
IPCA – A	0,71	0,67	1	0,48	0,17	0,25
IPCA – I	0,59	0,55	0,48	1	0,1	0,45
IPCA – S	0,15	0,14	0,17	0,1	1	0,05
IPCA - M	0,38	0,38	0,25	0,45	0,05	1

Fonte: Elaborado pelos autores

Os testes de raiz unitária buscam identificar a existência de uma tendência determinística nas séries, ou seja, um comportamento autorregressivo, que economicamente é interpretado como o componente inercial do índice. Os testes realizados sobre os índices para o período completo, que abrange janeiro de 2000 a setembro de 2015, e para o período recente, entre janeiro de 2013 e setembro de 2015, são apresentados nas Tabelas 3 e 4, respectivamente, para as séries no nível e dessazonalizadas por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters.

Para o período completo – 2000 a 2015 –, com séries no nível (Tabela 3), a presença de raiz unitária foi identificada apenas pelo teste Zivot-Andrews para o IGP-M e o IPCA. Para os demais índices os testes rejeitaram a hipótese de presença de raiz unitária. Já para o período recente – pós-2013 –, também para as séries no nível (Tabela 3), a hipótese de presença de raiz unitária só foi rejeitada pelo teste Elliott-Rothenberg-Stock para o IPCA-Serviços, enquanto para os demais testes e índices a hipótese de raiz unitária não foi rejeitada. Esses resultados apontam que para o período completo da análise as evidências não são robustas

para a existência de inércia nos índices de inflação selecionados, apenas o IGP-M e o IPCA sinalizaram comportamento autorregressivo – pelo teste Zivot-Andrews –, contudo para o período mais recente, o diagnóstico é mais incisivo, porquanto não é possível rejeitar a hipótese nula de que há uma raiz unitária nas séries pelos diferentes testes realizados. Os resultados apontam que existe um componente fortemente inercial nos índices de inflação após 2013.

Cumprе mencionar que o corte temporal realizado nas séries, e posterior teste de raiz unitária, busca corroborar a existência de aceleração recente da inércia inflacionária. Destaca-se também que se considera a questão de poder do teste quando da elaboração do estudo, por isso também se utiliza o teste DF-GLS de Elliott, Rothenberg e Stock (1996), que é uma versão robusta do teste ADF e apresenta, conforme destaca Stock e Watson (2007), maior poder de teste em séries com tendência desconhecida e em amostras menores.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária para os índices de inflação (em nível) – períodos de janeiro de 2000 a setembro de 2015 e janeiro de 2013 a setembro de 2015

Índices	Testes de raiz unitária											
	Augmented Dickey–Fuller				Elliott–Rothenberg–Stock				Zivot–Andrews			
Período	2000:01-2015:09		2013:01-2015:09		2000:01-2015:09		2013:01-2015:09		2000:01-2015:09		2013:01-2015:09	
	Estadística	lags	Estadística	lags	Estadística	Defasagem	Estadística	Defasagem	Estadística	Defasagem	Estadística	Defasagem
IGP-M	-3,975 ^R	1	-1,89 ^{**}	1	-3,788 ^R	4	-2,42 [*]	4	-5,25 ^{**}	2	-4,26 ^{***}	2
IPCA	-4,03 ^R	1	-1,57 ^{***}	1	-4,26 ^R	4	-1,91 ^{**}	4	-5,22 ^{**}	2	-4,11 ^{***}	2
IPCA–A	-5,86 ^R	1	-2,44 [*]	1	-5,35 ^R	4	-1,44 ^{***}	4	-7,15 ^R	2	-3,86 ^{***}	2
IPCA–I	-3,80 ^R	1	-1,31 ^{***}	1	4,37 ^R	4	-1,88 ^{**}	4	-6,33 ^R	2	-3,84 ^{***}	2
IPCA–S	-2,71 ^R	1	-1,53 ^{***}	1	-5,81 ^R	4	-3,06 ^R	4	-7,06 ^R	2	-3,11 ^{***}	2
IPCA–M	-4,74 ^R	1	-1,44 ^{***}	1	-4,34 ^R	4	-1,33 ^{***}	4	-7,88 ^R	2	-4,67 ^{**}	2

Fonte: Elaborado pelos autores

Nota: H_0 Presença de raiz unitária nas séries / H_A A série não apresenta raiz unitária

**Não significativo a 1%*

***Não significativo a 5%*

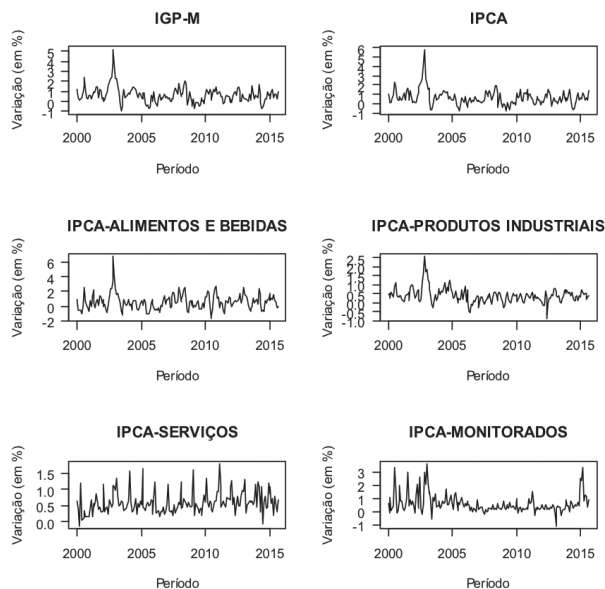
****Não significativo a 10%*

^R Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária

Considerados movimentos sazonais que possam conter as séries de dados no nível, o que dificulta a identificação de componente autorregressivo, é adequado realizar a análise das raízes unitárias para a tendência das séries. Neste sentido, a

identificação da tendência é realizada pela decomposição da série em tendência, sazonalidade e termos aleatórios. Para tanto, essa decomposição é realizada por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters⁸, ou filtragem da série. As séries tratadas pelo filtro são apresentadas na Figura 2.

Figura 2 – Evolução dos índices de inflação dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de janeiro de 2000 a setembro de 2015



Fonte: Elaborado pelos autores

A apresentação dos índices de inflação no formato de tendência (Figura 2) permite identificar os efeitos que fatores macroeconômicos tiveram sobre cada índice de inflação. Além da crise na alternância política no final de 2002, pode-se verificar que outra crise que gerou impacto na inflação foi a crise financeira de 2008.

Como ressalta Werneck (2014b), a crise financeira internacional de 2008 teve sua origem na expansão de crédito hipotecário na economia norte-americana que havia dado lugar a uma bolha imobiliária. O período mais grave da crise foi em setembro 2008, quando as autoridades norte-americanas decidiram não socorrer mais as instituições financeiras que estivessem em dificuldades, levando a uma paralisação da concessão de crédito privado mundialmente. A crise financeira de 2008 gerou elevação em todos os índices de inflação e as medidas que o

8 Devido à metodologia de decomposição, as seis primeiras e as seis últimas observações da amostra são perdidas.

governo brasileiro tomou para uma rápida reversão dos efeitos da crise só surtiram efeito sobre o IGP-M, o IPCA e Alimentos e Bebidas, pois os Produtos Industriais e os Monitorados tiveram um período de alta prolongado, enquanto os Serviços voltaram a seguir trajetória de alta que já estava instalada antes da crise.

Ainda com relação ao IGP-M e ao IPCA, pode-se verificar que as medidas expansionistas adotadas para combater os efeitos da crise financeira de 2008 levaram a um rápido aumento dos preços. A fim de combater essa alta, o governo adotou no final de 2011 e início de 2012 uma série de políticas restritivas que permitiram os índices gerais de preço oscilarem em torno de uma mesma média no período recente.

Excluindo os fatores macroeconômicos já mencionados, o índice de Alimentos e Bebidas parece não estar diretamente ligado a nenhum fator econômico. Contudo, em Lima et al. (2015) identifica-se que o preço de Alimentos e Bebidas é bastante afetado por choque monetários e cambiais, que os alimentos comercializáveis correspondem à maior parte desse grupo e que choques específicos nesse grupo são mais predominantes, devido a participação dos alimentos não comercializáveis⁹.

A rápida queda de preços observada no índice de Produtos Industriais entre meados de 2011 e 2012 pode ser atribuída à série de subsídios concedidos pelo governo para algumas linhas de produtos industriais. A rápida elevação de preços que se seguiu, pode ser atribuída ao processo de desvalorização do câmbio e elevação da taxa de juros básica que se verifica no mesmo período. Entretanto, Lima et al. (2015) afirma que os preços dos produtos industriais são mais afetados pelos choques cambiais que por choques monetários.

O preço dos Serviços, como destaca Giovannetti e Carvalho (2015), podem ser afetados pelos salários, através do repasse que esse tem sobre o aumento do custo unitário da mão de obra no setor (uma vez que o setor é o mais intensivo de mão de obra) e através da alteração gerada no padrão de consumo da população em direção a uma maior demanda por serviços. Giovannetti e Carvalho (2015) ainda destacam que diante da prática explícita, por parte do governo, de uma política de aumentos reais de salários (que não foi acompanhada pelo aumento da produtividade do trabalho), aliado a queda contínua da taxa de desemprego ao longo da década de 2000, permitiu uma melhora do poder de barganha dos trabalhadores. Esse aumento real dos salários é a principal explicação da tendência de aumento acelerado observado no preço dos Serviços entre meados de 2006 e 2012. O patamar estável que a tendência dos Serviços apresentou após 2012 é

9 Por choques específicos Lima *et al* (2015) entende como sendo choques que não monetários e cambiais, e que afetam diretamente os produtos que compõe o índice. Pode-se ter como exemplo choques de oferta específicos desses bens.

202 – Inércia inflacionária: uma análise de raiz unitária nos índices de inflação no Brasil para o período recente

explicado pela estabilização seguida por uma leve queda do salário real médio no mesmo período, diante do fim da política de ganhos reais de salários e de políticas econômicas recessivas.

Com relação aos preços dos Monitorados, Martinez e Cerqueira (2013) destacam que a queda acentuada da inércia observada após 2005 é devido à quebra estrutural da variância que decorre de políticas adotadas nesse ano para atenuar justamente a volatilidade desses preços. Tais políticas abrangeram mudanças na forma de tributação sobre a gasolina e o óleo diesel, novas regras de precificação do setor de energia elétrica e mudanças nas regras de reajuste tarifário dos novos contratos de telefonia fixa estabelecidos em 2006.

Outro fato de destaque sobre os preços dos Monitorados decorre do repesamento desses, por parte do governo, durante o período de políticas expansionistas observados após a crise financeira de 2008. Contudo, diante de choques negativos de oferta sofridos por parte dos itens que compõe os preços Monitorados, os preços começaram a ser fortemente reajustados no início de 2013.

Os testes realizados sobre os índices dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, para o período completo, que abrange julho de 2000 a fevereiro de 2015, e para o período recente, que é entre janeiro de 2013 e fevereiro de 2015 são apresentados na Tabela 4.

Para o período completo, o IGP-M, o IPCA e o IPCA-Alimentos e Bebidas tiveram a hipótese de presença de raiz unitária rejeitada pelos testes Augmentend Dickey-Fuller e Elliott-Ruthenberg-Stock, os demais não rejeitaram a hipótese de que são processos autorregressivos. No período recente, para todos os índices os diferentes testes sinalizam raiz unitária.

Esses resultados diferem da análise realizada para os índices no nível, pois enquanto nessa primeira análise o comportamento autoregressivo no período completo para as séries era mais restrito, para análise sobre a tendência – séries dessazonalizadas – é possível identificar um componente inercial para o IPCA de Produtos Industriais, dos Serviços e dos Monitorados. Contudo, quando comparadas as análises para o período recente observa-se que, tanto no nível quanto para as séries dessazonalizadas, há comportamento autoregressivo em todas.

Tabela 4 – Testes de raiz unitária para os índices de inflação (dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters) – períodos de julho de 2000 a março de 2015 e janeiro de 2013 a março de 2015

Índices	Testes de raiz unitária											
	Augmented Dickey–Fuller				Elliott–Rothenberg–Stock				Zivot–Andrews			
Período	2000:06-2015:03		2013:01-2015:03		2000:06-2015:03		2013:01-2015:03		2000:06-2015:03		2013:01-2015:03	
	Esta-tística	lags	Estatis-tica	lags	Esta-tística	Defa-sagem	Esta-tística	Defa-sagem	Esta-tística	Defa-sagem	Esta-tística	Defa-sagem
IGPM	-2,81 ^R	1	0,29***	1	-3,05 ^R	4	-1,94**	4	-4,38***	2	-2,70***	2
IPCA	-2,69 ^R	1	0,52***	1	-3,03 ^R	4	-1,81**	4	-4,39***	2	-1,89***	2
IPCA – A	2,75 ^R	1	-0,30***	1	-2,78 ^R	4	-1,27***	4	-3,83***	2	-3,46***	2
IPCA – I	-1,77**	1	0,08***	1	-2,46 [†]	4	-1,69**	4	-4,24***	2	-3,95***	2
IPCA – S	0,10***	1	-0,34***	1	-0,52***	4	-0,76***	4	-3,34***	2	-3,92***	2
IPCA – M	-1,15***	1	0,51***	1	-1,27***	4	-0,62***	4	-2,51***	2	-4,74**	2

Fonte: Elaborado pelos autores

Nota: H_0 Presença de raiz unitária nas séries / H_A A série não apresenta raiz unitária

**Não significativo a 1%*

***Não significativo a 5%*

****Não significativo a 10%*

^R Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária

6. Conclusão

Esse artigo teve como objetivo analisar a trajetória do IGP-M, o IPCA e o IPCA desagregado em Alimentos e Bebidas, Produtos Industriais, Serviços e Monitorados a fim de identificar a ocorrência ou não de comportamento inercial. Para tal, foram aplicados testes de raiz unitária nas séries, tanto no nível, quanto nos seus valores dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, para o período de janeiro de 2000 a setembro de 2015, e para o período mais recente, janeiro de 2013 a setembro de 2015.

Após a identificação de comportamentos heterogêneos entre as séries selecionadas, testes de raiz unitária foram aplicados para as séries em nível, no período completo. A presença de raiz unitária foi identificada somente pelo teste Zivot-Andrews para o IGP-M e o IPCA, o que torna difícil uma interpretação

geral nesse caso. Isso porque, embora só o teste Zivot-Andrews tenha obtido esse resultado, ele é o que possui uma análise mais estrutural – para presença de quebras.

Já para as séries no nível, no período recente, a hipótese de presença de raiz unitária só foi rejeitada pelo teste Elliott-Ruthenberg-Stock para o preço dos Serviços, enquanto para os demais testes e índices a hipótese não foi rejeitada. Dado que há um maior consentimento entre esses resultados, pode-se afirmar que, no caso das séries no nível, a hipótese da presença do comportamento inercial é mais provável no período recente que no período completo, para todos os índices. Esse resultado justifica a análise mais acurada realizada com as séries dessazonalizadas por alisamento exponencial de Holt-Winters.

Através dos índices dessazonalizados, foi possível interligar alguns comportamentos das séries com fatores macroeconômicos e mudanças de políticas ocorridas ao longo do período. Para o período completo, o IGP-M, o IPCA e o IPCA- Alimentos e Bebidas tiveram a hipótese de presença de raiz unitária rejeitada pelos testes Augmentend Dickey-Fuller e Elliott-Ruthenberg-Stock. Desta forma, pode-se afirmar que, neste caso, de forma geral, a hipótese da presença do componente inercial não pode ser rejeitada para os índices de preços dos Produtos Industriais, dos Serviços e dos Monitorados. Uma vez que esses resultados diferem das análises para as séries no nível, no mesmo período, destaca-se que esses três grupos de bens apresentam um comportamento inercial com característica intrínseca no processo de formação dos seus preços, e por isso tal comportamento não é identificado nos testes convencionais sobre o período.

Ainda para as séries dessazonalizadas, no período recente todos os índices em todos os testes sinalizam raiz unitária. Esse resultado é idêntico ao apresentado na análise do mesmo período para as séries em nível, o que evidência a contemporaneidade do comportamento inercial na formação de preços.

Diante desses resultados, faz-se necessário a difusão de estudos e debates nessa área a fim de identificar as formas de interromper esse comportamento, sem incorrer em grandes custos econômicos e sociais. Sobretudo, especial atenção deve ser dada aos preços dos Serviços, cujo comportamento inercial, apesar de estar relativamente estável, apresentou uma forte aceleração até recentemente, e também sobre o preço dos Monitorados que vem apresentando tal comportamento de forma acelerada e acentuada.

Referências

ARIDA, Pêrsio; RESENDE, André Lara. Inflação inercial e reforma monetária: Brasil. In: ARIDA, Pêrsio et al. **Inflação Zero** – Brasil, Argentina e Israel. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1986.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. Previsão de inflação com curvas de Phillips com preços desagregados. **Relatório de Inflação**, v. 12, n. 1, mar. 2010.

_____. Persistência Inflacionária a partir de Choques Setoriais. **Relatório de Inflação**, v. 17, n. 2, jun. 2015a.

_____. Inércia inflacionária e determinantes das expectativas. **Relatório de Inflação**, v. 17, n. 3, set. 2015b.

CARVALHO, André Roncaglia. A persistência da indexação no Brasil pós-Real. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 34, n. 2, p.266-283, jun. 2014.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, 1981.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, 1996.

GREENE, W. **Econometric Analysis**, 5th. New York University, New Jersey. Cap. 20, p. 608-660.

GIOVANNETTI, Luiz Felipe; CARVALHO, Laura. Distribuição de renda, mudança estrutural e inflação de serviços no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2015, Florianópolis. **Anais**. Florianópolis: Anpec, 2015. p. 1 - 20. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i6-216b6356aa9ce39d4bdf966e3021f511.pdf>. Acesso em: 10 fev. 2016.

IPEADATA. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 5 fev. 2016.

LIMA, Elcyon Caiado; MARTINEZ, Thiago Sevilhano; CERQUEIRA, Vinícius dos Santos. Política monetária e câmbio: efeitos sobre preços desagregados em um modelo FAVAR para o Brasil. **Texto Para Discussão Ipea**, Rio de Janeiro, v. 2072, n. 1, p.1-43, abr. 2015.

206 – Inércia inflacionária: uma análise de raiz unitária nos índices de inflação no Brasil para o período recente

LOPES, Francisco. Só um choque heterodoxo pode derrubar a inflação. **Boletim do Conselho Regional de Economia de São Paulo**, ago. 1984.

_____. Inflação Inercial, Hiperinflação e Desinflação: Notas e Conjecturas. **Revista de Economia Política**, v. 5, n. 2, 1985.

MACHADO, Vicente da Gama; PORTUGAL, Marcelo Savino. Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 2, p.225-241, jun. 2014.

MARTINEZ, Thiago Sevilhano; CERQUEIRA, Vinícius dos Santos. Estrutura da inflação brasileira: determinantes e desagregação do IPCA. **Texto Para Discussão Ipea**, Rio de Janeiro, v. 1634, n. 1, p.1-72, jul. 2011.

PEREIRA, Luiz Carlos Bresser; NAKANO, Yoshiaki. Fatores aceleradores, mantenedores e sancionadores da inflação. **Revista de Economia Política**, v. 4, n. 1, p.5-22, 1984.

REBELO, André Marques; SILVA, Cleomar Gomes da; LOPES, Denílson Torcate. Persistência Inflacionária: Comparações Entre o Caso Brasileiro e Outros Países Emergentes. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...** . Foz do Iguaçu: Anpec, 2009. p. 1 - 19.

RESENDE, André Lara. A moeda indexada: uma proposta para eliminar a inflação inercial. **Gazeta Mercantil**, set. 1984.

_____. A moeda indexada: nem mágica nem panacéia. **Revista de Economia Política**, v. 5, n. 2, p.130-134,1985.

SILVA, Cleomar Gomes da; VIEIRA, Flávio Vilela. Persistência inflacionária regional brasileira: Uma aplicação dos modelos ARFIMA. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 1, p.115-134, jan. 2013.

SILVA, Mariana Pacheco da. A Teoria da Inflação Inercial. **Leituras de Economia Política**, Campinas, v. 14, n. 1, p.108-129, dez. 2008.

SIMONSEN, Mario Henrique. **Inflação: gradualismo x tratamento de choque**. Rio de Janeiro: APEC, 1970.

_____. **30 anos de indexação**. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 1995.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Introduction to Econometrics: Brief Edition**, Addison-Wesley Series in Economics, Pearson Addison Wesley, 2007.

SUMMA, Ricardo; BRAGA, Julia. Estimação de um modelo desagregado de inflação de custo para o Brasil. **Texto Para Discussão: Instituto de Economia UFRJ**, Rio de Janeiro, v. 14, p.1-19, jul. 2014. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/pesquisa/publicacoes/discussao/2014/TD_IE_014_2014_Summa.pdf>. Acesso em: 2 fev. 2016.

TEJADA, C.; PORTUGUAL, M. Credibilidade e inércia inflacionária no Brasil: 1986-1998. **Estudos Econômicos**,v. 31 n.3, pg. 459–494, 2001.

WERNECK, Rogério L. F. Consolidação da estabilização e reconstrução institucional, 1995-2002. In: ABREU, Marcelo de Paiva. **A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014a. Cap. 16, p. 331.

WERNECK, Rogério L. F. Alternância política, redistribuição e crescimento, 2003-2010. In: ABREU, Marcelo de Paiva. **A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014b. Cap. 17, p. 357.

ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald W. K..Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal Of Business & Economic Statistics**, [s.l.], v. 10, n. 3, p.251-270, jul. 1992.

