



UNIVERSIDADE  
ESTADUAL DE LONDRINA

---

THAIS FERNANDA FAIÃO

**INÉRCIA INFLACIONÁRIA:  
UMA ANÁLISE DE RAIZ UNITÁRIA NOS ÍNDICES DE  
INFLAÇÃO**

THAIS FERNANDA FAIÃO

**INÉRCIA INFLACIONÁRIA:**  
**UMA ANÁLISE DE RAIZ UNITÁRIA NOS ÍNDICES DE**  
**INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional-PPE (Mestrado) da Universidade Estadual de Londrina, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Renato Nozaki Sugahara

Londrina  
2017

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UEL

Faião, Thais Fernanda.

Inércia inflacionária : Uma análise de raiz unitária nos índices de inflação / Thais Fernanda Faião. - Londrina, 2017.

80 f.

Orientador: Renato Nozaki Sugahara.

Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de Londrina, Centro de Estudos Sociais Aplicados, Programa de Pós-Graduação em Economia Regional, 2017.

Inclui bibliografia.

THAIS FERNANDA FAIÃO

**INÉRCIA INFLACIONÁRIA:**  
UMA ANÁLISE DE RAIZ UNITÁRIA NOS ÍNDICES DE INFLAÇÃO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional-PPE (Mestrado) da Universidade Estadual de Londrina, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre.

**BANCA EXAMINADORA**

---

Orientador: Prof. Dr. Renato Nozaki Sugahara  
Universidade Estadual de Londrina - UEL

---

Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli  
Universidade Estadual de Londrina - UEL

---

Prof. Dr. Franklin Leon Peres Serrano  
Universidade Federal do Rio de Janeiro - UFRJ

Londrina, 2 de fevereiro de 2017.

À minha família.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, cujo amor e misericórdia nunca me faltaram.

À minha família, pelo apoio. Aos meus pais, Maria Alves Soares e Luiz Bonifácio Faião, que sempre lutaram para que eu tivesse uma educação digna. Aos meus irmãos Luis Felipe Faião, Gabrielly Tobias Faião e Rafaela Faião pelo companheirismo.

À Universidade Estadual de Londrina, pela qual tenho carinho imenso.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES pela bolsa de estudo.

Ao Programa de Mestrado em Economia Regional pela dedicação em proporcionar uma formação acadêmica de qualidade.

Ao meu Orientador Prof. Dr. Renato Nozaki Sugahara por tudo que me ensinou, pela paciência e pelo incentivo desde os tempos de graduação.

A todos os professores do Departamento de Economia. Em especial à Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Marcia Regina Gabardo da Câmara e ao Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli pela dedicação.

Aos amigos do mestrado, em especial à Claudia Perdigão, cuja amizade e apoio foram inestimáveis.

E aos meus amigos, em particular à Lorena Cristina Romero Palma e à Jessica Marta da Silva que, de longe ou de perto, me apoiaram e me incentivaram.

“Não deve haver limites para o esforço humano. Somos todos diferentes. Por pior do que a vida possa parecer, sempre há algo que podemos fazer em que podemos obter sucesso. Enquanto houver vida, haverá esperança”.

(Stephen Hawking)

FAIÃO, Thais Fernanda. **Inércia inflacionária**: uma análise de raiz unitária nos índices de inflação. 2017. 80f. Dissertação de Mestrado em Economia Regional. Centro de Estudos Sociais Aplicados, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2017.

## RESUMO

O objetivo desta dissertação 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 depois de 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 em três classificações diferentes de preços desagregados do IPCA, 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 dezembro de 2015. Os resultados mostraram que, de forma geral, após 2013 ocorre um comportamento inercial em todos os índices de inflação analisados. Além disso, ao analisar as regressões estimadas para os testes de raiz unitária, sugere-se que tal comportamento nos bens comercializáveis e nos índices agregados estão relacionados ao componente autônomo da inflação, enquanto nos bens não comercializáveis e nos monitorados tal relação se dá pelo coeficiente de realimentação.

**Palavras-chave:** Inflação inercial. Teste de raiz unitária. economia brasileira.

FAIÃO, Thais Fernanda. **Inflation inertia**: a unit root analysis of inflation indices. 2017. 80p. Dissertation. (Post-graduation, Masters in Regional Economics). Centre of Applied Social Studies of State University of Londrina, Londrina, 2017.

### **ABSTRACT**

The objective of this dissertation 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 in three different IPCA disaggregated price classifications, through the application unit root tests in both series level as in the seasonally adjusted series by exponential smoothing type Holt-Winters. The period analyzed refers to the post-Real Plan, between January 2000 and December 2015. The results showed that, in general, after 2013 an inertial behavior occurs in all the inflation indices analyzed. In addition, when analyzing the estimated regressions for the unit root tests, it is suggested that such behavior in marketable goods and aggregate indices are related to the autonomous component of inflation, while in non-tradable and monitored such relationship is given by the feedback coefficient.

**Keywords:** Inertial inflation. Unit root test. The Brazilian economy.

## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 1</b> - Classificação dos índices analisados .....	36
<b>Figura 2</b> - Evolução dos índices de inflação cheios (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015.....	39
<b>Figura 3</b> - Evolução dos índices cheios de inflação dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015 .....	41
<b>Figura 4</b> - Taxa de câmbio nominal e IPCA (dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters) - período de julho de 2000 a junho de 2015 .....	42
<b>Figura 5</b> - Evolução dos índices de inflação do Grupo 1 (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015 .....	44
<b>Figura 6</b> - Evolução dos preços do Grupo 1 dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015 .....	46
<b>Figura 7</b> - Evolução dos índices de inflação do Grupo 2 (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015.....	48
<b>Figura 8</b> - Evolução dos preços do Grupo 2 dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015.....	50
<b>Figura 9</b> - Evolução dos índices de inflação do Grupo 3 (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015.....	52
<b>Figura 10</b> - Evolução dos preços do Grupo 3 dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015 .....	53

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1</b> - Descrição dos índices IPA-M, IPC-M e INCC-M.....	33
<b>Tabela 2</b> - Matriz de correlação de Pearson dos índices de inflação .....	38
<b>Tabela A.1</b> - Testes de raiz unitária para os índices de inflação em nível .....	66
<b>Tabela A.2</b> - Testes de raiz unitária para os índices de inflação dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters.....	71

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

INCC-M	Índice Nacional da Construção Civil- Mercado
IPA-DI	Índice de Preços do Atacado - Disponibilidade Interna
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPC-M	Índice de Preços ao Consumidor - Mercado
ORTN	Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional
PAEG	Plano de Ação Econômica do Governo
PAI	Plano de Ação Imediata
PEM	Programa de Estabilidade Macroeconômica
POF	Pesquisa de Orçamentos Familiares
SNIPC	Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor
URV	Unidade Real de Valor
VAR	Vetorial Autorregressivo

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	12
<b>2</b>	<b>TEORIAS DE INFLAÇÃO INERCIAL</b> .....	15
<b>3</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	22
<b>4</b>	<b>METODOLOGIA</b> .....	28
<b>5</b>	<b>BASE DE DADOS</b> .....	32
5.1	IGP-M.....	32
5.2	IPCA .....	33
<b>6</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	37
6.1	ÍNDICES CHEIOS – IGP-M E IPCA .....	39
6.2	GRUPO 1 – BENS COMERCIALIZÁVEIS, NÃO COMERCIALIZÁVEIS E MONITORADOS .....	43
6.3	GRUPO 2 – BENS NÃO DURÁVEIS, SEMIDURÁVEIS, DURÁVEIS, SERVIÇOS E MONITORADOS .....	47
6.4	GRUPO 3 – ALIMENTOS E BEBIDAS, PRODUTOS INDUSTRIAIS, SERVIÇOS E MONITORADOS .....	51
<b>7</b>	<b>CONCLUSÃO</b> .....	56
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	59
	<b>APÊNDICES</b> .....	65
	APÊNDICE A – Tabela A.1 - Testes de raiz unitária para os índices de inflação em nível.....	66
	APÊNDICE B – Tabela A.2 - Testes de raiz unitária para os índices de inflação dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters .....	71
	<b>ANEXO</b> .....	76
	ANEXO A – Quadro A.1 - Classificação do IPCA por natureza dos produtos .....	77

## 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 implementados<sup>1</sup> 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.

A interrupção do processo inflacionário foi obtida pelo Plano Real que, por sua vez, foi estruturado em três fases bem definidas: 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 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 (WERNECK, 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

---

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

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 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 dizer 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.

Em especial, os formuladores de políticas têm tido dificuldade em controlar os preços dos monitorados e dos serviços. Segundo Martines e Cerqueira (2011), monitorados são tarifas públicas e outros preços que sofrem interferência governamental direta, e por ser um dos meios com que se dá a relação governo e sociedade, ele pode não responder as sinalizações do mercado. Já os serviços, como destacam Giovannetti e Carvalho (2015), podem ser fortemente afetados por alterações salariais através dos repasses que são feitos para o custo unitário da mão de obra do setor, uma vez que este é intensivo de trabalho. Além disso, alterações salarias podem mudar padrões de consumo da população em direção a uma maior demanda por serviços.

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 também notar que cada índice de preço agregado é composto por bens e serviços que possuem um processo próprio de formação de preços. Logo, caso algumas categorias de preços apresente um comportamento inercial, este pode não ser captado quanto índices agregados são analisados num primeiro momento, entretanto isso se torna relevante

com o decorrer do tempo uma vez que a inercia não se dispersa, pelo contrário, tende a crescer.

Dessa forma, o objetivo desta dissertação 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; e o IPCA que é o índice usado pelo regime de metas de inflação. Para uma análise mais minuciosa, também foram escolhidas três classificações diferentes de índices desagregados do IPCA, sendo eles os preços dos bens i) comercializáveis, não comercializáveis e monitorados; ii) duráveis, semiduráveis, não duráveis, serviços e monitorados; e iii) alimentos e bebidas, produtos industriais, serviços e monitorados. A fim de verificar a existência de inércia nesses índices serão realizados testes de raiz unitária nas séries desses, tanto em nível como na série dessazonalizada por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters. Ademais, as funções estimadas para os testes de raiz unitária serão analisadas com o propósito de investigar e comparar o comportamento dos índices de inflação.

O período de análise cobre o pós Plano Real, entre janeiro de 2000 e dezembro de 2015, uma vez que esse período é marcado pela mudança de dinâmica entre os preços que ocorreu no Brasil após a adoção do Tripé Macroeconômico (TEJADA; PORTUGAL, 2001; REBELO; SILVA; LOPES, 2009). O período é ainda dividido em dois períodos menores, um primeiro que vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2012, e um segundo que abarca janeiro de 2013 a dezembro de 2015. O recorte temporal nas séries foi feito com base na observação do comportamento de alta que alguns índices apresentaram após 2013.

Além desta introdução, o trabalho é composto por mais sete seções. A seção 2 apresenta as principais teorias sobre inflação inercial. A seção 3 faz uma revisão de literatura, a metodologia e a base de dados são exibidas nas seções 4 e 5, respectivamente. A seção 6 realiza a discussão dos resultados, e a conclusão é feita na seção 7. As referências se encontram na seção 8.

## 2 TEORIAS DE INFLAÇÃO INERCIAL

A inflação é um importante aspecto da economia brasileira, uma vez que essa decorre do impasse social quanto à divisão do produto nacional na sociedade (BACHA, 1988), o que se traduz no conflito distributivo (CARVALHO, 2014). Embora o comportamento inercial da inflação, ou seja, modificações dos valores correntes limitados pela resistência imposta de valores passados, não seja um fenômeno exclusivo do Brasil, 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<sup>2</sup> (CARVALHO, 2014).

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 da Teoria da Inflação Inercial, foi apresentada pela primeira vez em Simonsen (1970). O autor partia da discussão de que havia um componente de realimentação da inflação, que surgia a partir da prática de indexação de contratos que repunham periodicamente o pico de seu valor real no início do período anterior<sup>3</sup>. Sendo assim, a inflação brasileira poderia ser representada, de forma generalizada, por<sup>4</sup>:

$$p = ap_{-1} + b(Y - Y^*) + c \quad (1)$$

<sup>2</sup> Para a história da legislação brasileira sobre indexação, ver Simonsen (1995).

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> Para mais, ver Simonsen (1970, 1995) e Ramalho (2003).

Onde  $p$  é a índice de inflação e  $p_{-1}$  é o índice de inflação do período anterior. O parâmetro  $a$  é chamado de coeficiente de realimentação, que se supunha, em geral, positivo e estritamente menor que um. Isso porque, entende-se que embora haja um sistema de indexação na economia, este não realiza o repasse total da inflação passada sobre o seu valor corrente. Já o parâmetro  $b$  mede o impacto dos choques de demanda (hiato do produto) sobre a inflação, o que também é conhecido como efeito regulamentação da demanda. Por fim, o termo  $c$  se refere à inflação autônoma, que capta os diversos possíveis choques de oferta, entre eles agrícola, cambiais, de termos de troca, impostos indiretos ou tarifas, entre outros, além de aumentos extras nos salários nominais (SERRANO, 2010).

Como destaca Silva (2008) e será apresentado a seguir, 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. O grupo era formado, principalmente, por Francisco Lopes, André Lara Resende, Pêrsio Arida e Edmar Bacha. Paralelamente a esse grupo, surgiu outro grupo na FGV/SP, cujas ideias compatibilizavam com a avaliação de que o processo inflacionário no Brasil era inercial. Este grupo era constituído em sua maioria por Luiz Carlos Bresser Pereira e Yoshiaki Nakano.

Em Pereira e Nakano (1984), os autores analisam o caráter autônomo assumido pelo processo inflacionário no Brasil a partir do final da década de 1970, utilizando a terminologia fatores mantenedores e sancionadores para o fenômeno de tendência, e fatores aceleradores para os choques. Segundo eles, em uma economia aberta, os fatores aceleradores seriam: i) o aumento dos salários médios acima do aumento da produtividade; ii) aumento das margens de lucro sobre a venda das empresas; iii) desvalorizações reais da moeda; iv) aumento do custo de bens importados; e v) aumento dos impostos. O fator mantenedor do patamar inflacionário é, por excelência, o conflito distributivo entre capitalistas e trabalhadores. Já com relação aos fatores sancionadores, os autores ressaltam a importância da quantidade real de moeda. Isso porque, a menos que um aumento de moeda gere demanda efetiva superior à oferta agregada em nível de pleno emprego, onde a moeda será um fator causador de inflação, qualquer aumento de moeda, dado o aumento contínuo dos preços, tenderá a diminuir a quantidade real de moeda, permitindo assim uma continuidade da inflação<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Segundo Silva (2008), nota-se que Pereira e Nakano atribuem um peso maior ao conflito distributivo do que o grupo da PUC/RJ.

Em Lopes (1984) o autor afirma que solução da inflação brasileira estaria em um choque heterodoxo composto por um congelamento ríspido e total dos preços pelos seus valores de pico, acompanhado por uma liberalização das políticas monetárias e fiscais. O receituário era ainda composto pelo fim da indexação salarial, com a concessão de abonos às categorias mais prejudicadas pelo congelamento (devido às datas-bases de seus dissídios), a retomada dos investimentos públicos e a administração de uma taxa de câmbio capaz de manter estável o preço em moeda nacional dos insumos importados.

Já Resende (1984), embora tivesse o mesmo diagnóstico que Lopes (1984), argumentou que a desindexação com controle ou congelamento de preços esbarraria em dificuldades práticas, e por isso a moeda indexada seria a melhor forma para a desinflação. A nova moeda indexada teria uma taxa de conversão oficial em relação à moeda antiga, e tal taxa seria atualizada diariamente. Seria de livre opção converter as duas moedas, de forma que as duas teriam curso legal. Contudo, o governo sinalizaria sua preferência pela nova moeda ao estipular que todas as transações financeiras e depósitos bancários fossem contabilizados na nova moeda a partir de uma data estipulada. O êxito desse programa estava na fórmula de conversão que tinham por base os valores reais médios que o governo estabeleceria para si próprio e para os trabalhadores, garantindo que os preços relativos não fossem alterados.

Nesse ponto observa-se outra divergência entre Lopes (1984) e Resende (1984), pois enquanto o primeiro defende um reajuste pelos picos, Resende (1984) argumenta que os reajustes deveriam ser pelas médias dos valores reais. Em artigos posteriores<sup>6</sup> os dois autores apresentaram razões mais elaboradas para seus respectivos diagnósticos. Na visão de Lopes (1984), a origem da inércia estaria na atitude dos agentes de tentarem recompor seu pico de renda ao analisar informações do passado. Já para Resende (1984), a inércia ocorre devido à formação de expectativas quanto ao futuro, o que implica um comportamento dos agentes em tentar recompor sua renda real média<sup>7</sup>.

A proposta do congelamento de Lopes (1984) 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 Resende (1984) foi adotada pelo Plano Real, que viria por fim obter o controle da inflação.

---

<sup>6</sup> Lopes (1985) e Resende (1985).

<sup>7</sup> Essa análise de Resende foi apoiada por outro membro da PUC/RJ, Pécio Arida, cujo trabalho conjunto foi exposto em Arida e Resende (1986).

O Plano Real foi estruturado em três fases: controle das contas públicas, a criação de um padrão estável de valor, a Unidade Real de Valor (URV), e por fim, a substituição da URV por uma moeda com poder aquisitivo estável, o Real. O objetivo principal do Plano Real era neutralizar o componente inercial da inflação sem causar distorções nos preços relativos, o que poderia acirrar o conflito distributivo (WERNECK, 2014a). Ainda segundo Werneck (2014a), embora o Plano Real tenha tido sucesso em seus objetivos, o arranjo institucional da política econômica que dava suporte à estabilidade possuía um equilíbrio muito delicado, o que exigia dos formuladores de política econômica uma postura vigilante e flexível.

A fim de superar os novos desafios que surgiram com o Plano Real, além de garantir que houvesse um bom desempenho econômico no médio e longo prazo, em 1999 um novo arranjo de política econômica foi adotado: o Programa de Estabilidade Macroeconômica (PEM). Esse programa tomava como base o arcabouço teórico conhecido como Novo Consenso Macroeconômico, e consistia em um tripé formado pela busca de austeridade fiscal, regime de câmbio flutuante e sistema de metas de inflação, sendo a taxa de juros o principal instrumento de política monetária (WERNECK, 2014a).

De acordo com Mikhailova e Piper (2012), o Novo Consenso Macroeconômico é a sistematização das principais contribuições teóricas de diferentes escolas de pensamento do final dos anos oitenta, e que aparentavam ser comumente aceitas no campo do pensamento macroeconômico contemporâneo. Tal pensamento foi defendido, entre outros trabalhos, por de Blinder (1997), Blanchard (1997) e Romer (2000). Inicialmente, essa linha de pensamento foi designada como Nova Síntese Neoclássica e, embora já tenham transcorridos vários anos desde a publicação dos primeiros trabalhos, sua estrutura teórica ainda não se encontra consolidada, uma vez que sua massa teórica se encontra fragmentada em textos escritos por diversos autores, cujas linhas de pensamento básicas são as mesmas, mas há uma discordância na totalidade dos aspectos teóricos.

Os principais trabalhos do campo teórico do Novo Consenso Macroeconômico foram desenvolvidos por Blinder (1997), Taylor (1997; 2000), Arestis e Sawyer (2002a; 2002b; 2002c; 2006) e Mishkin (2007). Conforme destacado Mikhailova e Piper (2012), essa literatura teórica pode ser sintetizada pelas seguintes premissas:

- No longo prazo, a Curva de Phillips para a economia é vertical, ou seja, não há *trade-off* entre inflação e desemprego. Dessa forma, mudanças na demanda agregada não

influenciam o nível de produto no longo prazo e refletem-se apenas sobre o nível de preços. São fatores reais, do lado da oferta, que determinam o produto e emprego no longo prazo.

- Contudo, no curto prazo o *trade-off* entre inflação e desemprego é válido, o que gera uma Curva de Phillips negativamente inclinada e permite que a demanda agregada determine o produto real a curto prazo<sup>8</sup>.
- A estabilidade de preços é a preocupação principal na condução da política econômica. Embora seja aceito que a demanda agregada influencia o nível do produto real no curto prazo, não há uma preocupação quanto ao direcionamento do nível da demanda agregada para fins de condução do crescimento econômico.
- A política pública que garante o objetivo principal de estabilidade de preços é a política monetária. A política fiscal possui pouca importância no Novo Consenso Macroeconômico.
- A condução da política monetária não é feita de forma discricionária, mas segue uma regra pautada na Regra de Taylor – taxa de juros.
- Os agentes formam expectativas de forma racional a partir de avaliações antecipadas de políticas do governo. Dessa forma, a independência da autoridade monetária nacional, a credibilidade e a transparência das políticas públicas se tornam fundamentais para a economia.
- O Novo Consenso Macroeconômico preza pela existência de uma âncora nominal, que pode ser, por exemplo, a adoção do regime de metas de inflação ou o regime de meta de Produto Interno Bruto – PIB nominal.

As representações quantitativas pioneiras do modelo do Novo Consenso Macroeconômico estão nos trabalhos de Clarida, Galí e Gertler (1999), McCallum (1999; 2001; 2005), Mankiw (2001), Meyer (2001), Arestis e Sawyer (2002a; 2002b; 2002c; 2006), e os modelos de economias abertas estão em Arestis (2007) e Angeriz e Arestis (2007). De acordo com Meyer (2001), esses trabalhos podem ser sintetizados pela representação de um modelo dinâmico com três equações, que embora possam diferir no número de variável ou no número de defasagens utilizadas, possuem a mesma essência ao longo dos trabalhos.

Tais equações são compostas pela Equação de Demanda Agregada, a Curva de Phillips e uma regra de política monetária. A Equação de Demanda Agregada segue a

---

<sup>8</sup> Em uma economia aberta, a Curva de Phillips precisa ser adaptada para captar os efeitos da taxa de câmbio sobre bens *tradables* - comercializáveis (ROMER, 2012).

estrutura da curva IS que relaciona a forma como o produto responde às mudanças na taxa de juros real, diferenciando apenas pelo fato de derivar de uma estrutura de otimização intertemporal. A Curva de Phillips apresenta o comportamento da inflação diante da variação na capacidade produtiva e nas expectativas. Já a regra de política monetária segue os moldes da Regra de Taylor onde a taxa de juros é ajustada pelas autoridades monetárias em função de variações na expectativa da inflação, da diferença entre a inflação efetiva e a meta fixada e no hiato do produto (MEYER, 2001).

Depois de 1999, os preceitos do Novo Consenso Macroeconômico vigoraram no Brasil com a nomenclatura de Tripé Macroeconômico e as metas inflacionárias só foram ultrapassadas em 2001, 2002 e 2003. Contudo, tais resultados satisfatórios sempre foram obtidos através da manutenção de uma taxa nominal de juros extremamente alta, e na maior parte do tempo, bem acima da internacional. Tal fato contribuiu, entre outras coisas, para a baixa taxa de crescimento do produto, principalmente, no período anterior a 2006, e uma tendência de concentração funcional da renda em direção à parcela dos lucros, também no mesmo período (BRUNO, 2008). Além disso, é possível observar que tal diretriz macroeconômica não permitiu uma redução da vulnerabilidade externa brasileira, tendo em vista as desvalorizações cambiais observadas no período e seu impacto no produto e inflação que ocorreram após os choques (SUMMA; SANTOLIN, 2011).

Carvalho (2014) ainda destaca que, embora a inflação tenha se mostrado sob controle, há uma resistência à redução de seu patamar balizador. Mais especificamente, “[...] 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, p. 268). O autor justifica tal afirmação ao observar que a meta de desindexar a economia pelo Plano Real foi alvo de negociações no âmbito político, situação denominada *statecrafting*, de forma que essa foi usada como moeda de troca com o Congresso Nacional a fim de aprovar as medidas provisórias da segunda etapa do plano, em particular a URV, obrigando a equipe econômica a permitir a permanência de mecanismos de repasse automático da inflação passada para os preços correntes, comportamento esse, típico de uma cultura inflacionária.

Posto isto, Carvalho (2014) ainda argumenta que, embora o Plano Real tenha prevenido, via legislação, o encurtamento dos prazos de reajustes salariais, abriu-se a possibilidade de uma nova modalidade de conflito distributivo marcada por demandas reprimidas de reajustes com prazos mais dilatados, bem como pelo crescente poder de

barganha adquirido pelas classes trabalhadoras, a partir de 2004, o qual permitiu reajustes salariais acima da inflação<sup>9</sup>. Quando considerado os setores da economia, os reajustes salariais acima da inflação manifestaram-se de forma generalizada, sendo o setor de serviços o que obteve os maiores índices de reajustes. Tal observação sugere que, nos setores beneficiados pela apreciação do câmbio, ou seja, o setor de bens, o poder de barganha dos trabalhadores é menor por conta da maior oferta de trabalho (DIEESE, 2011).

A partir dessas constatações, diversos economistas têm recentemente, ao avaliar a economia brasileira, identificado erros de diagnóstico no que concerne aos preceitos do Novo Consenso Macroeconômico e sugerido alternativas para um melhor controle inflacionário aliado ao desenvolvimento do país. Até o presente momento, muitos trabalhos já foram realizados nesse sentido, sendo que entre eles há uma gama diversificada de escolas doutrinárias de cunho heterodoxo, o que enriquece ainda mais o debate sobre os rumos da macroeconomia brasileira.

---

<sup>9</sup> Para mais ver DIEESE (2011), Serrano e Summa (2011) e Summa (2015).

### 3 REVISÃO DE LITERATURA

No Brasil, dada às características do componente inercial da inflação, a literatura desse tema se tornou bem rica. Em Rebelo, Silva e Lopes (2009), por exemplo, os autores 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 o modelo Auto Regressivos 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 de persistência encontrados para os demais países.

Já BCB (2008) compara a persistência da inflação em economias emergentes e maduras (Alemanha, Brasil, Canadá, Chile, EUA, França, Itália e Reino Unido) com dados trimestrais que se estende de 1995:02 a 2008:02, utilizando um modelo autorregressivo de p defasagens, de modo que a autocorrelação serial dos resíduos fossem eliminadas. Os resultados mostram que no Brasil e no Chile a persistência inflacionária é maior do que nos demais países. Percebe-se também maior estabilidade da persistência da inflação brasileira após a implementação do regime de metas para a inflação em 1999, exceto no período de crise de confiança (final de 2002 e início de 2003).

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, mas não eliminando, o grau de inércia inflacionária da economia brasileira de forma consistente.

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 metodologia usada foi o modelo 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 defasada. O trabalho usa o filtro de Kalman e análise bayesiana para analisar 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; que embora a persistência intrínseca tenha diminuído significativamente nos últimos anos, as outras duas fontes não apresentam tal tendência; 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.

Figueiredo e Marques (2009) investigam a dependência de longo prazo da inflação brasileira, descrevendo-a como um processo fracionariamente integrado tanto na média quanto na variância. Metodologia empregada baseia-se na estimação de um modelo ARFIMA-FIGARCH, capaz de detectar a presença de memória longa em altas defasagens de um processo autorregressivo. Os dados possuem frequência mensal e vão de 1980 a 2008, com estimativas para alguns subperíodos históricos. Os principais resultados alcançados indicam que, para o período pós-Plano Real, a inflação brasileira exibe um comportamento estacionário em seus dois primeiros momentos com lento decaimento hiperbólico. Há indícios de longa memória na média e na variância do processo. Além disso, constatou-se, para esse período, uma recíproca influência entre a volatilidade e a taxa média de inflação.

Silva e Leme (2011) analisa a questão dos graus de persistência do IPCA, da taxa real de juros e das expectativas de inflação no Brasil através de modelos autorregressivos de integração fracionada e modelos de raiz unitária de quebra estrutural. Os dados compreendem o período de julho de 1999 a dezembro de 2010 e os resultados apontam para uma taxa de inflação brasileira estacionária, com reversão à média, e com algum grau de persistência. As expectativas de inflação mostraram características iniciais de não-estacionariedade, sendo isto devido ao problema de quebras estruturais na série. Quando tal problema é resolvido, a série

pode ser considerada estacionária com reversão à média. A taxa real de juros Selic possui claros sinais de não-estacionariedade, já detectados nos testes de raiz unitária. Contudo, o modelo ARFIMA indica que a série não segue um processo puro de raiz unitária, mas sim um processo fracionalmente integrado e com memória longa.

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 obter um intervalo para o coeficiente de persistência inflacionária. Os modelos foram estimados com amostras a partir de 2002 até meados de 2015, pelo método de momentos generalizados. O intervalo estimado para a persistência inflacionária foi de 0,3 a 0,6, ou seja, de 0,3 a 0,6 da inflação passada é repassada a inflação corrente. 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.

BCB (2015c) analisa de forma qualitativa o processo de formação de preços no Brasil, a partir de entrevistas, no período de julho de 2011 a abril de 2012, com dirigentes de 7002 firmas, localizadas nas cinco regiões geográficas do país, e atuando nos três setores econômicos. O estudo seguiu a prática internacional onde o processo de tomada de decisão de preço é dividido em dois estágios: o primeiro envolve a revisão de preços e o segundo é implementação efetiva da mudança de preço, caso essa seja a conclusão do primeiro estágio, levando-se em conta eventuais custos associados à mudança de preços. Os resultados sugerem que, de fato, as decisões de preço ocorre em dois estágios; que existe importante rigidez de preços no Brasil, embora, aparentemente, menos que do que em economias avançadas; há heterogeneidade na rigidez entre os setores; e a estratégia de adicionar um *markup* aos custos parece ser a estratégia dominante de determinação de preços. Por fim, os custos dos insumos intermediários e a inflação são fatores importantes para a fixação dos preços, assim como o grau de competição enfrentado pelas firmas. Tais resultados implicam que o processo de formação dos preços por parte do empresariado é relativamente completo.

A literatura sobre preços desagregados do IPCA ainda é recente, e por isso seus estudos são pouco diversificados. Grande parte das contribuições dessa temática pode ser atribuída aos Relatórios de Inflação que são trimestralmente publicados pelo Banco Central do Brasil. Esporadicamente, esse editorial apresenta resumidamente análises sobre o comportamento de preços desagregados a fim de identificar de que forma estes podem interferir na formação de preços da economia. A seguir serão apresentados alguns estudos desenvolvidos nessa área, de acordo com o tipo de desagregação utilizado.

Tombini e Alves (2006) utilizam uma curva de Phillips híbrida para analisar a dinâmica dos preços livres do IPCA no período de 1996 a 2006. A utilização do instrumental do filtro de Kalman permite verificar a evolução dos parâmetros do modelo. Os resultados mostram que os preços livres respondem basicamente à inflação passada, à inflação esperada e ao repasse cambial, sendo que os coeficientes sofrem oscilações substanciais em 1999 e 2002. O coeficiente da inflação passada sofre uma redução em 1999 e se recupera em parte depois de 2002. A importância da inflação esperada cresce em 1999 e sofre uma pequena oscilação negativa depois de 2002. O repasse cambial foi praticamente nulo entre 1999 e 2002.

Em Borges e Silva (2015), discute-se acerca do dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil para o período entre agosto de 1999 e dezembro de 2014. Para efeito de comparação, os cálculos também são estendidos para a inflação de bens e para o IPCA agregado. A metodologia utilizada são testes de quebra estrutural, testes de raiz unitária e modelo ARFIMA. Inicialmente, os resultados mostraram que a persistência na inflação de serviços é maior que a encontrada no IPCA agregado e nos preços dos bens. Entretanto, após o tratamento das quebras estruturais, a inflação de serviços se apresenta antipersistente e estacionária.

Por sua vez, Schwartzman (2006) estima uma curva de Phillips na forma reduzida para os preços de bens comercializáveis, não comercializáveis e monitorados. A fim de garantir a robustez do modelo, as amostras se iniciam em 1997, 1998 e 1999, sendo que todas elas terminam no terceiro trimestre de 2003. O método de estimação foi o de mínimos quadrados em três estágios. Os resultados mostram que o impacto direto da taxa de câmbio é significativo sobre os preços de bens comercializáveis e monitorados. O autor considera um impacto indireto da desvalorização cambial sobre os preços dos não comercializáveis, e que o canal de transmissão de tal efeito seria através da inflação do IPCA total defasado, avaliado

como inércia nos modelos. A inércia foi significativa para os comercializáveis e para os monitorados. A capacidade da indústria foi utilizada para identificar o efeito do ciclo econômico sobre os preços. Esse efeito só foi significativo em relação aos preços dos não comercializáveis.

Ainda nessa linha, BCB (2012) estima duas curvas de Phillips setoriais, uma para o setor de bens comercializáveis e outra para o de bens não comercializáveis, utilizando dados trimestrais com amostra de 1999:2 a 2011:4, a fim de capturar as particularidades da dinâmica inflacionária de curto prazo dos dois setores. Os resultados indicam que inflação de bens não comercializáveis possui inércia elevada e é afetada por variações do salário mínimo, mas não é impactada significativamente pela inflação externa; e a inflação de bens comercializáveis apresenta baixa inércia, e é muito influenciada pelas expectativas de inflação e pela inflação externa. Além disso, as inflações de ambos os setores são significativamente afetadas pelo hiato do produto (canal da demanda). O autor também realiza choques econômicos a fim de avaliar os efeitos sobre os setores. Um aumento temporário sobre a taxa Selic tem um efeito sobre os bens comercializáveis semelhante ao setor de serviços e a resposta do setor de bens comercializáveis indica magnitude máxima inferior à do setor de alimentos e bebidas no domicílio e pouco superior à do setor de produtos industriais. Um aumento permanente na taxa de câmbio afeta a inflação de comercializáveis, mas não provoca qualquer efeito relevante sobre a inflação de não comercializáveis. Um aumento permanente sobre o hiato do produto mundial afeta os dois setores. Por fim, um aumento permanente na razão superávit primário do setor público/PIB gera um efeito desinflacionário relevante a partir do início do segundo ano e atinge o pico no sétimo e oitavo trimestres, respectivamente, para bens não comercializáveis e comercializáveis.

Braga (2011) investiga o processo inflacionário da economia brasileira a fim de identificar quais dos principais tipos de inflação sugeridos na literatura pós-keynesiana e estruturalista melhor caracterizam a dinâmica da inflação na década de 2000. Para tal, a autora analisa o índice de inflação cheio e também as desagregações entre os preços monitorados e livres, estes últimos subdivididos pela durabilidade dos bens de consumo e serviços. O modelo econométrico utilizado é o de vetores autorregressivos com variáveis exógenas e os dados abrangem o período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010. Os resultados apontaram que os bens duráveis dependem basicamente de inércia, da variação do câmbio e da variação do índice de commodities. Uma vez que estes, em geral, são comercializáveis ou dependem fortemente dos itens comercializáveis como custo, é de se esperar que reflitam

mais os preços externos. Já os bens não duráveis dependem dos salários, da variação do câmbio e da variação do índice de commodities, o que parece refletir os efeitos da variação dos custos internos. A inflação de serviços depende de inércia e dos salários. A taxa de desemprego se apresentou não significativa. Segundo a autora, uma explicação para a inflação dos serviços ser mais alta no período recente pode ser devido ao fato dos salários do setor serviços serem mais vinculados ao salário mínimo e à demanda (taxa de desemprego), enquanto a produtividade pode não reagir muito ao crescimento do setor.

O objetivo em BCB (2015a) era identificar diferenças no grau de persistência da inflação a partir de variações nos preços de seus diferentes componentes. A resposta da inflação plena a um choque sobre um determinado setor foi obtida a partir da agregação das respostas individuais de todos os setores ponderados pelos seus respectivos pesos na composição do IPCA. Para tal, o índice foi desagregado em administrados, alimentação do domicílio, produtos industriais e serviços. A metodologia usada é um VAR estrutural seguindo o 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 a partir dos choques setoriais 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.

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.

#### 4 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, entretanto esse desempenho não é verificado em séries não estacionárias, uma vez que os choques tornam-se persistentes. 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  $X_{t+h}$ , 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 (GREENE, 2002).

Tomando as séries construídas de inflação tem-se que a ocorrência de estacionariedade exclui a hipótese de ocorrência 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 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 decompostas em tendência e sazonalidade, tornando possível a avaliação do comportamento tendencial das séries sem a interferência dos movimentos sazonais (MORETTIN E TOLOI, 2004). Para tal, considere uma série sazonal com período  $s$ :

$$Z_t = \mu_t + T_t + F_t + a_t \quad (2)$$

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

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

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

$$\hat{T}_t = C(\bar{Z}_t - \bar{Z}_{t-1}) + (1 - C)\hat{T}_{t-1}, \quad 0 < C < 1, \quad (5)$$

Respectivamente;  $A$ ,  $C$  e  $D$  são constantes de suavização.

Para a identificação de inércia inflacionária, testes serão aplicados sobre o valor observado das séries e sobre seus componentes tendência. Os seguintes testes serão empregados: Dickey-Fuller aumentado, Phillips–Perron 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 através de um processo autorregressivo de ordem 1, AR(1). Entretanto, o teste em seu formato básico admite ausência de autocorrelação serial, de modo que, para contornar este 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:

$$Y_t = a + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que  $t$  representa a tendência determinística,  $Y_{t-1}$  a variável dependente defasada, enquanto  $\Delta Y_{t-1}$  indica sua primeira diferença. O número de termos de diferenças defasadas a serem incluídos é determinado empiricamente, pois o intuito é incluir termos suficientes para que o termo de erro  $\varepsilon_t$  seja serialmente não correlacionado, a fim de que  $\rho$  seja um estimador não viesado. Para atender os critérios que serão avaliados nesse trabalho, o teste Dickey-Fuller aumentado será aplicado em primeira diferença, de modo que a equação (5) terá o seguinte formato:

$$\Delta Y_t = a + \beta t + \rho Y_{t-1} + \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

A presença de raiz unitária é verificada testando-se a significância estatística de  $\rho$ , sob a hipótese nula de que  $\rho = 0$ , o que por sua vez deve ser feito pelo emprego da estatística  $\tau$  (tau). O teste se assemelha ao teste t-student, pois rejeita a hipótese nula quando o módulo da diferença entre o  $\alpha$  estimado e o valor da hipótese nula (no caso zero) dividido pelo desvio padrão de  $\alpha$  é maior que o valor crítico correspondente, a determinado grau de significância (BRAGA, 2008). Desta forma:

$$\tau_\alpha = \frac{|\hat{\alpha} - 0|}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}} \quad (8)$$

O teste de Phillips-Perron (1988) utiliza a mesma estrutura do teste de Dickey-Fuller aumentado sem o termo de média móvel, e procura solucionar o problema de correlação e da

heterocedasticidade dos erros corrigindo a estatística de teste. Tais correções procuram, de forma geral, normalizar a matriz de variância e covariância com base nos *clusters* de concentração dessas medidas, alegadamente expurgando seus efeitos. Posto isso, a regressão do modelo para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron é dada por:

$$\Delta Y_t = a + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

E a estatística  $\tau$  modificada é:

$$\tau^* = \frac{\hat{\sigma}\tau}{\hat{\lambda}} - \frac{T(\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2)}{2\hat{\lambda}y'M_X y} \quad (10)$$

Em que teoricamente  $\lambda^2$  é a variância de longo prazo de  $\varepsilon_t$  (limite de  $T$  vezes a variância da media amostral de  $\varepsilon_t$ ),  $\hat{\sigma}^2$  é um estimador consistente da variância dos erros e  $M_X = I_T - P = I_T - X(X'X)^{-1}X'$ .

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.

A metodologia proposta por Zivot Andrews (1992) investiga a presença de quebra estrutural na séria estudada em nível, em tendência ou em ambos. As equações para o teste são:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \delta t + \eta DU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \delta t + \vartheta DT_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \delta t + \vartheta DT_t + \eta DU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Onde a equação (8) testa a quebra em nível, a (9) a quebra na tendência e a (10) ambas. Os termos  $DU_t$  e  $DT_t$  das equações são as variáveis *dummy* para uma quebra estrutural na constante ou na tendência, respectivamente, em uma determinada data da amostra. A

presença de raiz unitária é a hipótese nula desse modelo. O procedimento de Zivot Andrews (1992) consiste em estimar o modelo repetidas vezes utilizando as diferentes datas da amostra para as dummies  $DU_t$  e  $DT_t$ . A data escolhida como a de uma possível quebra estrutural é a que tem o parâmetro  $\gamma$  na equação com a maior probabilidade de rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária.

Dessa maneira, as equações a serem estimadas a fim de aplicar os testes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron e Zivot-Andrews serão respectivamente as equações (7), (9) e (13). Dada a forma funcional dessas equações, é interessante memorar a equação (1) apresentada na segunda seção deste trabalho:

$$p = ap_{-1} + b(Y - Y^*) + c \quad (1)$$

Como visto, a inflação pode ser influenciada tanto pelo seu valor passado (através do parâmetro  $a$ ), pelo hiato do produto (pressão pela demanda, parâmetro  $b$ ), além de possuir um componente autônomo (termo  $c$ ). Observe que as regressões utilizadas nos testes de raiz unitária nas séries de inflação, também será estimado um componente autônomo (o termo  $a$  das equações (7), (9) e (13)), bem como o parâmetro que demonstra o poder do valor de inflação imediatamente anterior sobre o valor corrente (o parâmetro  $\rho$  nas equações (7) e (9) e  $\gamma$  na equação (13)). Essas estimativas possibilitarão uma análise complementar sobre o comportamento inercial dos índices de inflação, uma vez que será possível compará-las entre os períodos considerados por este trabalho.

## 5 BASE DE DADOS

### 5.1 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: o Índice de Preços do Atacado - Mercado (IPA-M), o Índice de Preços ao Consumidor – Mercado (IPC-M) e o Índice Nacional da Construção Civil (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

	<b>IPA-M</b>	<b>IPC-M</b>	<b>INCC-M</b>
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:** Elaborada pela autora.

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

## 5.2 IPCA

O Índice de Preços do Consumidor Amplo - IPCA é calculado pelo Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor – SNIPC e publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE desde dezembro de 1979. Sua coleta de preços acontece entre o primeiro e o último dia de seu mês de referência nas regiões metropolitanas de Belém,

Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além dos municípios de Goiânia e Brasília<sup>10</sup>.

O IPCA foi criado para oferecer, para fins práticos, a medida de movimento geral dos preços no mercado varejista e, também, o indicador da inflação segundo o consumo pessoal, sendo este utilizado pelo BCB, desde janeiro de 1999, como parâmetro principal no monitoramento do sistema de metas de inflação no Brasil. Desta forma, a definição da população-objetivo do IPCA considera os seguintes critérios e parâmetros:

- Cobertura populacional – acima de 90% das famílias residentes nas áreas urbanas de abrangência do SNIPC, qualquer que seja a fonte de rendimentos, de modo a assegurar cobertura próxima da totalidade, tendo em vista o objetivo do IPCA.
- Estabilidade da estrutura de consumo – excluídos os extremos da distribuição, ou seja, aquelas famílias cujos rendimentos estão abaixo de 1 salário mínimo e aquelas com rendimentos considerados muito altos. Os argumentos são a instabilidade e a atipicidade dos hábitos de consumo das famílias componentes desses segmentos.

Assim, a população-objetivo do IPCA adotada desde janeiro de 2012 é: famílias residentes nas áreas urbanas das regiões de abrangência do SNIPC com rendimentos de 1 a 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte dos rendimentos.

Definidas as populações-objetivo de cada índice produzido pelo IBGE, passa-se à obtenção das estruturas de ponderação que constituem o conjunto de bens e serviços representativos do consumo destes grupos e dos valores de despesa que lhes são associados. Tal ponderação é feita a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (POF/IBGE) (IBGE, 2013).

Uma vez que o IPCA é um número-índice do tipo Laspeyres, mensalmente os pesos são alterados a fim de manter a compatibilidade com a hipótese de quantidades fixas no momento da revisão da cesta e consumo (IBGE, 2013). Entretanto, essas mudanças são relativamente pequenas em comparação as mudanças que ocorrem nas revisões da estrutura de ponderação do índice, uma vez que é necessário acompanhar as alterações no padrão de consumo da população coberta pelo índice. Essas revisões seguem com alguma defasagem a divulgação de novas edições da POF. Nestas ocasiões não só os pesos são alterados, como também a própria lista de bens e serviços que compõem o IPCA.

---

<sup>10</sup> A estrutura do IPCA em escala nacional é constituída como uma média aritmética ponderada das onze estruturas regionais mensuradas.

O período de análise desta dissertação, janeiro de 2000 a dezembro de 2015, corresponde a três revisões de ponderação dos subitens do IPCA: POF 1995-1996 em agosto de 1999, POF 2002-2003 em julho de 2006 e POF 2008-2009 em janeiro de 2012, além da inclusão de subitens adicionais em 2014.

A estrutura de agregação do IPCA é composta por quatro níveis hierárquicos, sendo esse em ordem decrescente: grupo, subgrupo, item e subitem. A categoria de grupo é classificada em: alimentos e bebidas; habitação; artigos de residência; vestuário; transporte; saúde e cuidados pessoais; despesas pessoais; educação; e comunicação.

O emprego de índices agregados limita a compreensão da dinâmica da inflação, uma vez que os preços dos bens apresentam comportamentos específicos 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.

Diante disso, o BCB divulga duas classificações distintas, onde ambas separam os preços livres dos monitorados (também conhecidos como administrados), sendo os preços monitorados aqueles que sofrem influência direta do Estado em sua determinação. A primeira classificação divide os preços livres entre os que são ou não transacionáveis com o exterior, ou seja, comercializáveis e não comercializáveis, ou ainda *tradable* e *non tradables*. A segunda classificação separa os preços livres em serviços e bens, que por sua vez é segmentado de acordo com a durabilidade: bens duráveis, não duráveis e semiduráveis.

Além destas duas classificações, recentemente o BCB tem feito menções a outra desagregação do IPCA, a fim de estimar a curva de Phillips setoriais para os preços livres<sup>11</sup>. Esta classificação divide o IPCA em quatro categorias: alimentos e bebidas, produtos industriais, serviços e monitorados. Apesar de os componentes das séries de preços que compõem esta classificação não terem divulgação oficial, o trabalho desenvolvido por Martinez (2015a) realizou esta estimação, e através da disponibilização de um apêndice interativo, é possível atualizar tal estimação através de informações fornecidas pelo BCB.

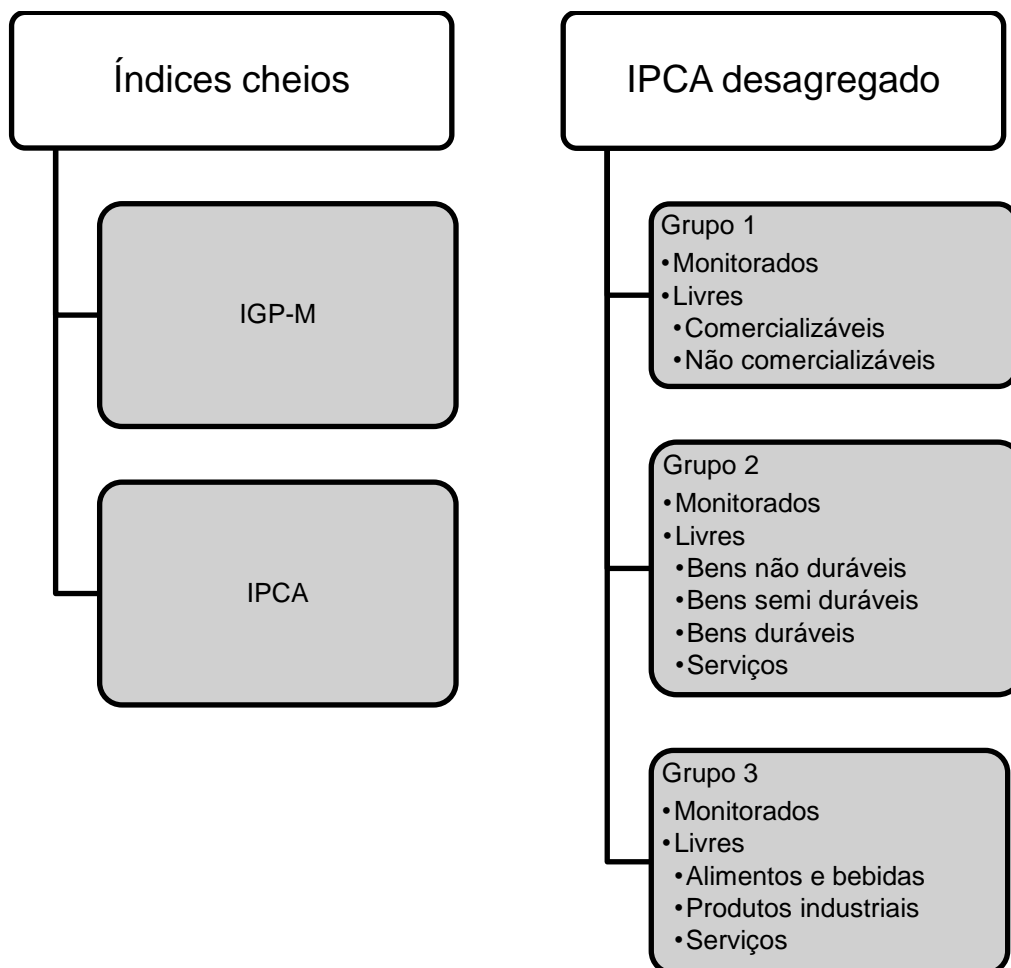
Com o objetivo de julgar a ocorrência de inflação inercial após o Plano Real serão avaliadas a série do IPCA e suas desagregações, conforme o exposto, entre o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015. A Figura 1 apresenta um resumo dos índices de preços

---

<sup>11</sup> Ver BCB (2010, 2013).

que serão analisados. O Apêndice A traz a classificação do IPCA por natureza dos produtos, de acordo com Martinez (2015b).

**Figura 1** - Classificação dos índices analisados



**Fonte:** Elaborada pela autora.

## 6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A fim de identificar se há uma associação linear entre os índices analisados, a matriz de correlação de Pearson foi calculada (Tabela 2). A partir dessa, pode-se identificar que os dois índices cheios, o IGP-M e o IPCA, possuem alta correlação entre si, o que é justificado pela semelhança de metodologia na apuração dos índices, sendo que o IGP-M possui movimentos antecipados ao IPCA, uma vez que um de seus componentes é o IPA.

Outro fato a ser observado é que os três grupos de desagregações que serão examinados aderem à mesma classificação de preços monitorados. Dessa forma, a apresentação dos preços dos monitorados será feita apenas quando o Grupo 1 for analisado, sendo seus resultados validados também para os Grupos 2 e 3. Esse processo também será adotado com o preço dos serviços que será apresentado apenas na análise do Grupo 2 e seus resultados serão validados para a análise do Grupo 3, uma vez que os dois grupos usam a mesma classificação de serviços.

Também pode-se notar que entre os três Grupos os preços dos bens comercializáveis, dos bens não duráveis, dos alimentos e bebidas e dos produtos industriais possuem alta correlação entre si (acima de 0,7), comportamento esse que se reitera entre os bens não comercializáveis e os serviços. Tal fato se justifica pela grande semelhança dos subitens que compõe esses preços, o que também garante um comportamento semelhante entre eles.

Outro fator comum entre os preços dos bens comercializáveis, os bens não duráveis, os alimentos e bebidas e os produtos industriais é a alta correlação entre eles e o IGP-M e o IPCA (também acima de 0,7, conforme destacado na Tabela 2). Tal relação demonstra que esses índices possuem maior participação nos índices cheios e, portanto, quaisquer choques positivos ou negativos nos preços dos bens que compõe tais índices desagregados terão maior impacto nos índices de preços agregados.

Pode-se ainda observar que os demais índices desagregados do IPCA possuem uma baixa correlação com o próprio IPCA. Essa constatação corrobora o argumento de que o processo de formação de preço de algumas categorias possuem características próprias, 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**

		Índices Cheios		Grupo 1			Grupo 2					Grupo 3			
		IGP-M	IPCA	Comercializáveis	Não Comercializáveis	Monitorados	Bens Não Duráveis	Bens Semi Duráveis	Bens Duráveis	Serviços	Monitorados	Alimentos e Bebidas	Produtos Industriais	Serviços	Monitorados
Índices Cheios	IGP-M	1	0,943	0,748	0,309	0,386	0,743	0,192	0,399	0,146	0,386	0,701	0,587	0,146	0,386
	IPCA	0,943	1	0,716	0,283	0,385	0,704	0,180	0,391	0,138	0,385	0,666	0,554	0,138	0,385
Grupo 1	Comercializáveis	0,748	0,716	1	0,220	0,379	0,888	0,402	0,467	0,098	0,379	0,828	0,784	0,098	0,379
	Não Comercializáveis	0,309	0,283	0,220	1	0,131	0,491	-0,121	0,236	0,823	0,131	0,483	0,267	0,823	0,131
	Monitorados	0,386	0,385	0,379	0,131	1	0,344	0,082	0,310	0,047	1	0,255	0,449	0,047	1
Grupo 2	Bens Não Duráveis	0,743	0,704	0,888	0,491	0,344	1	0,186	0,345	0,192	0,344	0,964	0,651	0,192	0,344
	Bens Semi Duráveis	0,192	0,180	0,402	-0,121	0,082	0,186	1	-0,029	-0,101	0,082	0,215	0,364	-0,101	0,082
	Bens Duráveis	0,399	0,391	0,467	0,236	0,310	0,345	-0,029	1	0,095	0,310	0,264	0,721	0,095	0,310
	Serviços	0,146	0,138	0,098	0,823	0,047	0,192	-0,101	0,095	1	0,047	0,177	0,105	1	0,047
	Monitorados	0,386	0,385	0,379	0,131	1	0,344	0,082	0,310	0,047	1	0,255	0,449	0,047	1
Grupo 3	Alimentos e Bebidas	0,701	0,666	0,828	0,483	0,255	0,964	0,215	0,264	0,177	0,255	1	0,483	0,177	0,255
	Produtos Industriais	0,587	0,554	0,784	0,267	0,449	0,651	0,364	0,721	0,105	0,449	0,483	1	0,105	0,449
	Serviços	0,146	0,138	0,098	0,823	0,047	0,192	-0,101	0,095	1	0,047	0,177	0,105	1	0,047
	Monitorados	0,386	0,385	0,379	0,131	1	0,344	0,082	0,310	0,047	1	0,255	0,449	0,047	1

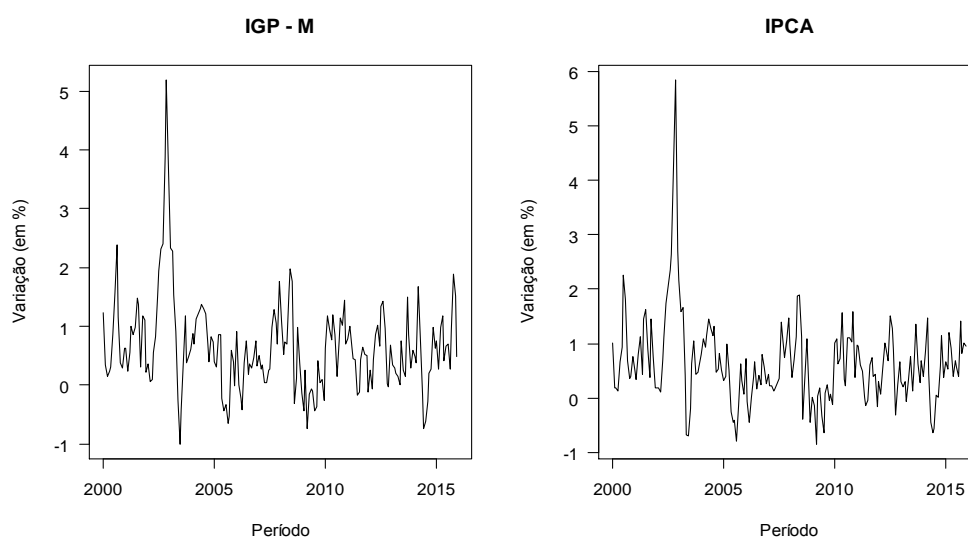
**Fonte:** Elaborado pela autora.

Desta maneira, as apresentações dos índices cheios e dos Grupos de desagregação serão feitas de modo separado. A subseção 6.1 trará os índices de inflação cheios, a 6.2 o Grupo de desagregação 1, o 6.3 o Grupo 2, e por fim, o Grupo 3 será apresentado na subseção 6.4. Os resultados das regressões estimadas para aplicar os testes de raiz unitária, bem como o valor das estatísticas dos próprios testes estão no Anexo A, no final do trabalho.

### 6.1 ÍNDICES CHEIOS – IGP-M E IPCA

A Figura 2 mostra a variação do IGP-M e do IPCA. De modo geral, pode-se verificar que os dois índices apresentam grande volatilidade, sendo que é comum entre eles uma alta significativa no período compreendido entre o segundo semestre de 2002 e o início do segundo semestre de 2003.

**Figura 2** - Evolução dos índices de inflação cheios (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015



**Fonte:** Elaborado pela autora.

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.

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 cheios, em nível, foram realizados para o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015. Em seguida esse período foi dividido em dois períodos menores, um primeiro que vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2012, e um segundo que abarca janeiro de 2013 a dezembro de 2015. O recorte temporal das séries foi feito com base na observação do comportamento de alta que alguns índices apresentaram após 2013.

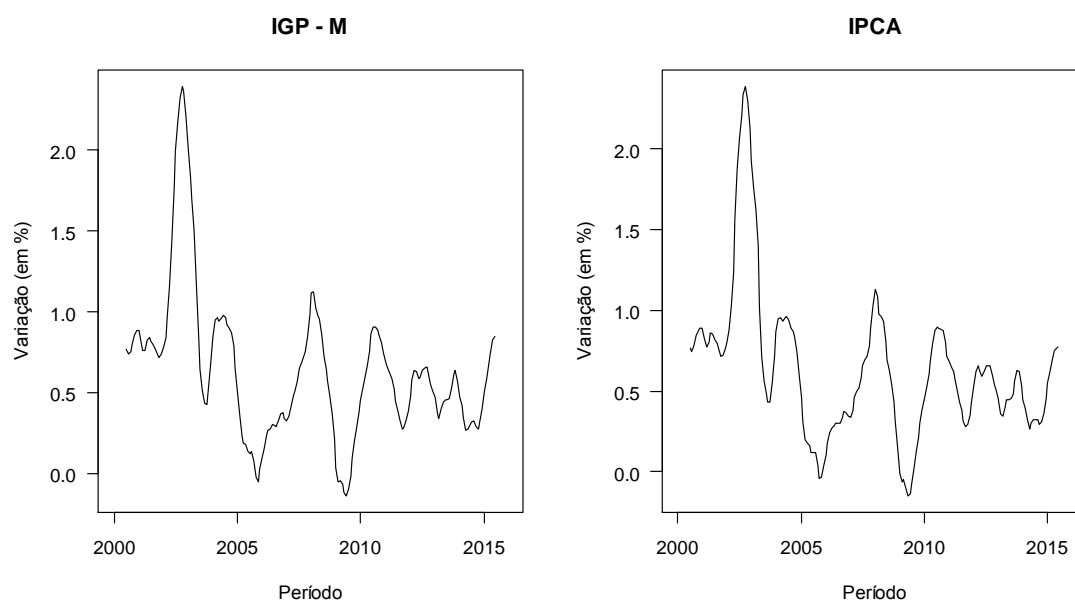
Como esperado, o IGP-M e o IPCA apresentaram resultados semelhantes. No período completo, a presença de raiz unitária não foi observada por nenhum teste; no primeiro período apenas o teste Zivot-Andrews não rejeitou a hipótese de raiz unitária; e no segundo período todos os testes não rejeitaram tal hipótese. Esses resultados apontam um fato muito interessante, pois, de forma generalizada, pode-se afirmar que, para o período completo e para o primeiro período, não é possível encontrar um comportamento autorregressivo, enquanto para o segundo período, o diagnóstico é exatamente o contrário, existe um componente fortemente inercial no IGP-M e no IPCA após 2013.

Diante da dificuldade em identificar o comportamento autoregressivo nos índices de inflação, dados em nível, para o período completo, é legítimo fazer a mesma análise apenas para a tendência dessas séries. A identificação da tendência é realizada pela decomposição da série em tendência, sazonalidade e termos aleatórios. Para esse trabalho, a decomposição foi realizada por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters<sup>12</sup>. A evolução da tendência do IGP-M e do IPCA é apresentada na Figura 3.

---

<sup>12</sup> Devido à metodologia de decomposição, as seis primeiras e as seis últimas observações da amostra são perdidas.

**Figura 3** - Evolução dos índices cheios de inflação dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015



**Fonte:** Elaborada pela autora.

A apresentação dos índices de inflação no formato de tendência (Figura 3) permite identificar os efeitos que fatores macroeconômicos tiveram sobre cada índice de inflação. Em específico, pode-se observar dois momentos em que a tendência dos índices tiveram uma alta significativa: um no final de 2002 e outro no final de 2008<sup>13</sup>. Esse primeiro momento, como visto, foi durante a crise decorrente da alternância política no final de 2002 que também gerou uma alta expressiva nos índices de inflação em nível. Já o segundo momento é marcado pela crise financeira de 2008, que também causou impactos significativos sobre os índices de preços<sup>14</sup>. Em comum essas crises tem o fato de seus efeitos estarem mais relacionados a motivos externos, que se expressavam pela taxa de câmbio, que por motivos internos.

A fim de investigar tal relação, o Figura 4 foi construído. Nele os valores do câmbio nominal e do IPCA após a dessazonalização por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters são apresentados conjuntamente<sup>15</sup>. De fato, considerando que a taxa de câmbio afeta a

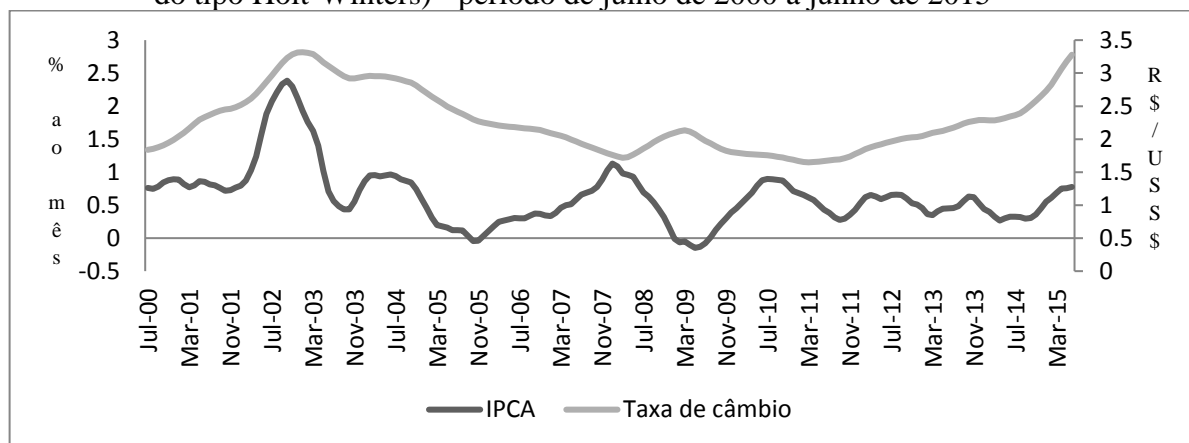
<sup>13</sup> Observe na Figura 3 que esses momentos de alta são marcados pela tendência das taxas de inflação atingindo um valor acima da variação de 1% ao mês.

<sup>14</sup> Para mais sobre a crise financeira de 2008 ver Werneck (2014b).

<sup>15</sup> A série da taxa de câmbio foi obtida em Ipeadata (2016).

inflação com certa defasagem<sup>16</sup>, os dois momentos de alta na tendência da inflação ocorreram justamente quando a tendência da taxa de câmbio estava em um processo de desvalorização.

**Figura 4** - Taxa de câmbio nominal e IPCA (dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters) - período de julho de 2000 a junho de 2015



**Fonte:** Elaborado pela autora.

Outro comportamento a ser destacado foram os momentos em que a variação dos índices atingiu valores próximos de zero ou negativos, o que de fato ocorreu apenas duas vezes, nos anos de 2005 e 2009<sup>17</sup>. Embora esses períodos tenham sido breves, ao observar a Figura 4 verificamos que esses momentos ocorreram quando a tendência da taxa de câmbio estava em pleno processo de valorização.

Summa e Serrano (2015) destacam que ao investigar a trajetória da taxa de câmbio nominal no Brasil deve-se ter em consideração que esta é gerida pelo Banco Central do Brasil ao acumular ou vender reservas cambiais, ao fixar taxa de juros nominais e ao operar nos mercados futuros. Os autores ainda argumentam que o comportamento da taxa de câmbio entre 2004 e 2009 foi diretamente afetado pela taxa de juros nominal brasileira que se manteve acima da taxa de juros internacional, o que permitiu algum controle sobre a tendência da taxa de câmbio nominal. O resultado, como pode ser visto na Figura 4, é o processo de apreciação do câmbio até meados de 2011, que só foi interrompido pelo rápido choque da crise internacional de 2008.

<sup>16</sup> Para mais sobre a defasagem com que a taxa de câmbio afeta a inflação ver Schettini, Gouvea e Sashida (2012).

<sup>17</sup> Mais especificamente, os dados mostram que esses pontos de mínimo ocorreram em dezembro de 2005 e setembro de 2009.

Summa e Serrano (2015) também destacam que desde meados de 2011, apesar das taxas de juros nominais brasileiras permanecerem bem acima das taxas internacionais, a turbulência financeira gerada pela crise na zona do euro levou à desvalorização do real, que não sofreu intervenções por parte do governo, uma vez que a orientação de política macroeconômica da época objetivava por desvalorizações cambiais.

Ao aplicar os testes de raiz unitária sobre os índices cheios dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, verificou-se que, tanto no período completo, quanto no primeiro período, os testes Phillips-Perron e Zivot-Andrews não rejeitaram a hipótese nula. Já no segundo período todos os testes não rejeitaram tal hipótese. Esse resultado corrobora a afirmação gerada pelos testes nos índices em nível de que, após 2013, os preços apresentam um componente fortemente inercial. Note ainda que tais constatações são compatíveis com o apresentado em Carvalho (2014), onde o autor argumenta que o Plano Real não obteve a desindexação completa da economia.

Como pode ser verificado no Apêndice<sup>18</sup>, da regressão estimada para o teste Phillis-Perron nos índices cheio, em nível para o período completo, é possível ainda comparar os valores estimados para o componente autônomo e o coeficiente de realimentação da função, uma vez que tanto para o IGP-M como para o IPCA as estimativas se mostraram significativas ao nível de 95%. No primeiro período, o IGP-M apresentou um componente autônomo de 0,16 e um coeficiente de realimentação de 0,72, já no segundo período foram 0,31 e 0,41, respectivamente. Para o IPCA, o componente autônomo foi 0,18 e o coeficiente de realimentação 0,71 no primeiro período, e no segundo 0,3 e 0,42, respectivamente. Desses resultados, pode-se sugerir que o comportamento inercial observado nos índices após 2013 é causado mais pelo aumento do componente autônomo do que pelo processo de realimentação da inflação. Diante disso, torna-se evidente a necessidade de investigar mais afundo quais categorias de preços vieram a contribuir com comportamento inercial.

## 6.2 GRUPO 1 – BENS COMERCIALIZÁVEIS, NÃO COMERCIALIZÁVEIS E MONITORADOS

A trajetória dos índices desagregados pertencentes ao primeiro Grupo 1 é exibida na Figura 5. Os preços dos bens comercializáveis apresentaram forte oscilação apenas durante a

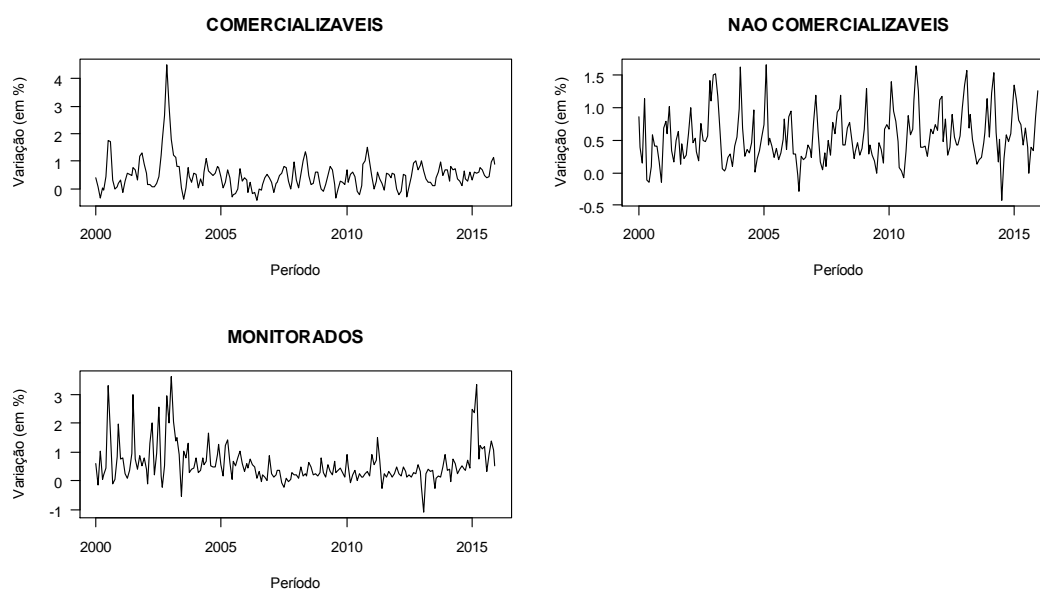
---

<sup>18</sup> Todos os valores estimados, as respectivas significâncias e os valores calculados dos testes para todas as séries analisadas podem ser verificados no Apêndice dessa dissertação.

crise registrada entre 2002 e 2003, enquanto nos demais anos seus valores oscilaram em torno de uma média. Já o preço dos bens não comercializáveis registrou fortes oscilações no período analisado, de modo que não se pode associá-lo, num primeiro momento, a nenhum fato econômico específico.

O índice de preços dos monitorados registrou fortes variações até 2004, se manteve relativamente estável até 2013, quando apresentou uma queda acentuada, e voltou a registrar uma alta expressiva em 2015. Esses movimentos são, em sua maioria, resultado de intervenções por parte do governo na formação de preços públicos a fim de controlar o índice geral de preços, em especial dos preços de energia elétrica e combustíveis.

**Figura 5** - Evolução dos índices de inflação do Grupo 1 (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015



**Fonte:** Elaborada pela autora.

Os testes aplicados para índices do Grupo 1, valores em nível, não rejeitaram a hipótese de raiz unitária apenas no segundo período. Em específico, os bens comercializáveis não teve a hipótese nula rejeitada pelos testes Dickey-Fuller aumentado e Zivot-Andrews, os bens não comercializáveis não teve a hipótese nula rejeitada pelos três testes e os monitorados não teve a hipótese nula rejeitada pelos testes Dickey-Fuller e Phillips-Perron. Isso evidência que, no período recente, a classificação do Grupo 1 de valores desagregados do IPCA possui

um comportamento inercial que não é identificado quando se analisa o período completo ou apenas o primeiro período.

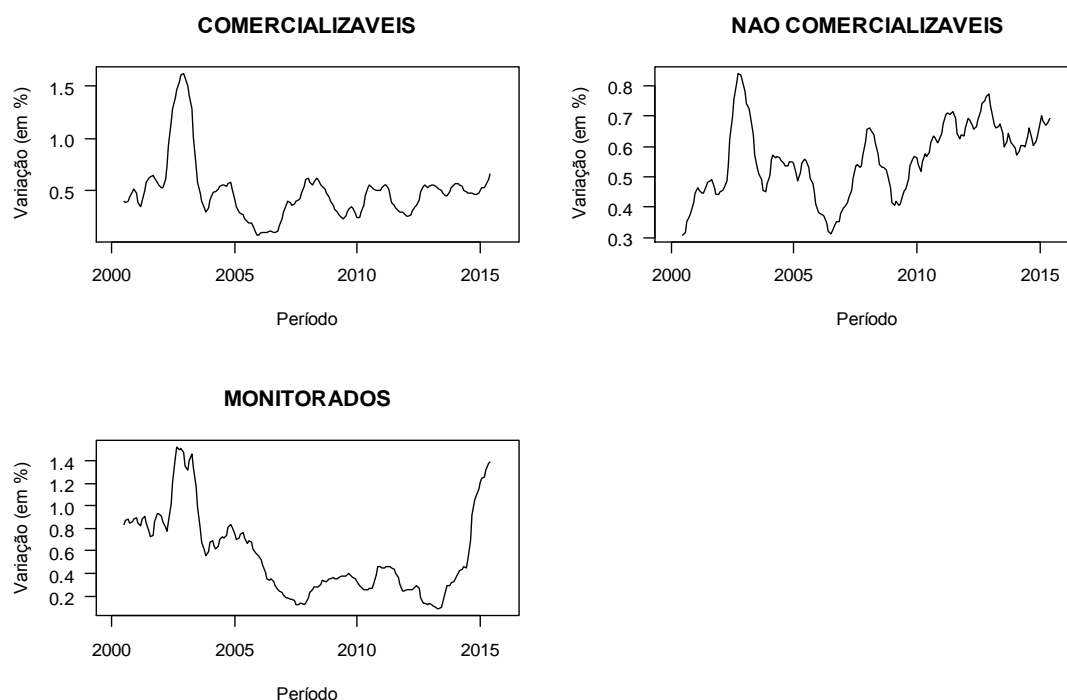
O comportamento da tendência do Grupo 1 é apresentado na Figura 6. Os três índices apresentaram uma alteração severa, porém temporária, em suas tendências durante 2002-2003.

Após 2006, a tendência dos bens comercializáveis oscilou em torno de uma média até 2013, quando passou a apresentar um crescimento moderado. Já a tendência dos preços dos bens não comercializáveis apresentou um crescimento acelerado após 2006, registrando quedas significativas em 2009, e após 2011 a trajetória permaneceu oscilando em uma média relativamente alta. Como visto, grande parte dos bens não comercializáveis é formado pelos serviços, cujo comportamento será analisado mais adiante.

Com relação aos preços dos monitorados, pode-se observar que estes apresentaram variação elevadas antes de 2005, sobretudo durante a crise de 2002-2003, se manteve relativamente baixo até 2013, e a partir daí apresentou um crescimento exponencial. Martinez e Cerqueira (2011) destacam que a queda acentuada da inércia observada após 2005 é devido à quebra estrutural da variância que decorre de políticas adotadas naquele 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 represamento 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.

**Figura 6** - Evolução dos preços do Grupo 1 dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015



**Fonte:** Elaborado pela autora.

Os testes de raiz unitária realizados nos índices de preços do Grupo 1, dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, obtiveram os seguintes resultados: no período completo a hipótese nula não foi rejeitada para os bens comercializáveis pelo Phillips-Perron e pelo três testes para os bens não comercializáveis e para os monitorados; no primeiro período a hipótese nula não foi rejeitada pelo Phillips-Perron e o Zivot-Andrews para os bens comercializáveis e pelos três testes para o bens não comercializáveis e os monitorados; e para o segundo período, todos os testes não rejeitaram para os três índices do Grupo 1. Portanto, de forma generalizada, os preços que compõe o Grupo 1 de desagregação do IPCA apresenta um componente inercial em suas tendências, independentemente do período analisado.

A regressão estimada para o teste Phillips-Perron com valores em nível dos índices do Grupo 1 apresentaram valores significativos (a 95%) para o componente autônomo e o coeficiente de realimentação. Para os bens comercializáveis, no primeiro período o componente autônomo foi de 0,13 e coeficiente de realimentação 0,72, enquanto no segundo período estes se mostraram 0,32 e 0,37. Para os bens não comercializáveis, no primeiro período os valores foram 0,28 e 0,45, enquanto no segundo 0,29 e 0,53, respectivamente. Já

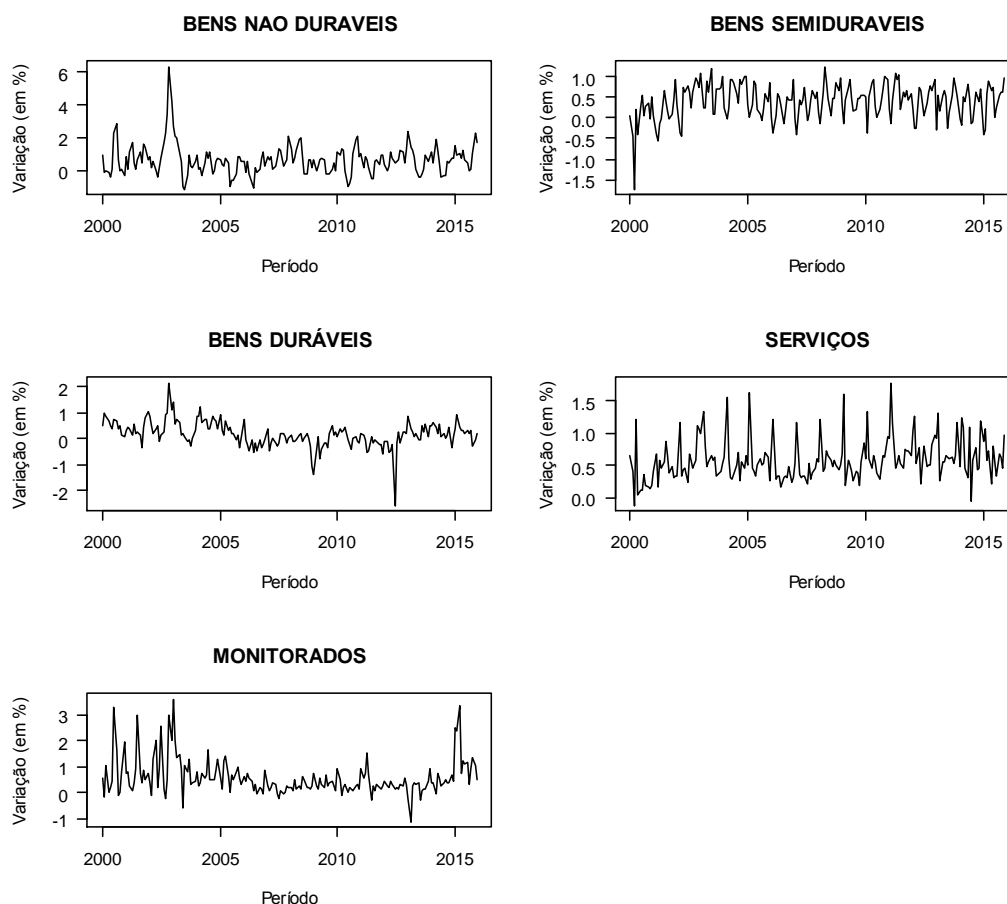
para os monitorados, o coeficiente autônomo foi 0,40 e o de realimentação 0,28 no primeiro período, enquanto no segundo foram 0,42 e 0,36, nesta ordem. Esses resultados encurtam que no caso dos bens comercializáveis, assim como ocorreu com índices de inflação agregados, o comportamento inercial observado após 2013 tem mais relação com o componente autônomo da inflação do que com o coeficiente de realimentação. Já para os bens não comercializáveis e os monitorados parece ocorrer ao contrário, uma vez que seus componentes autônomos praticamente se alteraram entre os dois períodos, enquanto o coeficiente de realimentação se elevou.

### 6.3 GRUPO 2 – BENS NÃO DURÁVEIS, SEMIDURÁVEIS, DURÁVEIS, SERVIÇOS E MONITORADOS

A Figura 7 apresenta a trajetória temporal dos índices desagregados do IPCA pertencentes ao Grupo 2. De forma geral, todos os índices de preços deste grupo oscilaram em torno de uma média própria, sendo exceção apenas alta variação observada nos bens não duráveis durante 2002-2003, as variações negativas nos bens semiduráveis no início do ano 2000 e nos bens duráveis em 2012.

Após os testes de raiz unitária serem aplicados sobre os índices do Grupo 2, em nível, verificou-se que a hipótese nula não foi rejeitada no primeiro período apenas para os bens duráveis pelo testes Zivot-Andrews, enquanto no segundo período tal resolução ocorreu nos bens não duráveis pelo Phillips-Perron e o Zivot-Andrews, nos bens duráveis e os monitorados pelos testes Dikey-Fuller aumentado e Zivot-Andrews, e por fim, nos serviços pelo Zivot-Andrews. No geral, podemos afirmar que o comportamento inercial só é observado nos índices de preços do Grupo 2, em nível, no período recente.

**Figura 7** - Evolução dos índices de inflação do Grupo 2 (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015



**Fonte:** Elaborado pela autora.

A Figura 8 exibe a trajetória da tendência dos bens não duráveis, semiduráveis, duráveis, serviços e monitorados após as dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters. Antes de 2009, a tendência dos bens não duráveis apresenta movimentos comuns aos índices já analisados, variações positivas em 2002-2003 e 2008 e variação próxima de zero em 2006. Contudo, depois de 2009 a tendência permanece oscilando em torno de uma média que cresce lentamente. Também deve-se ressaltar que, como visto, os bens não duráveis são altamente correlacionados com os bens comercializáveis e os alimentos e bebidas.

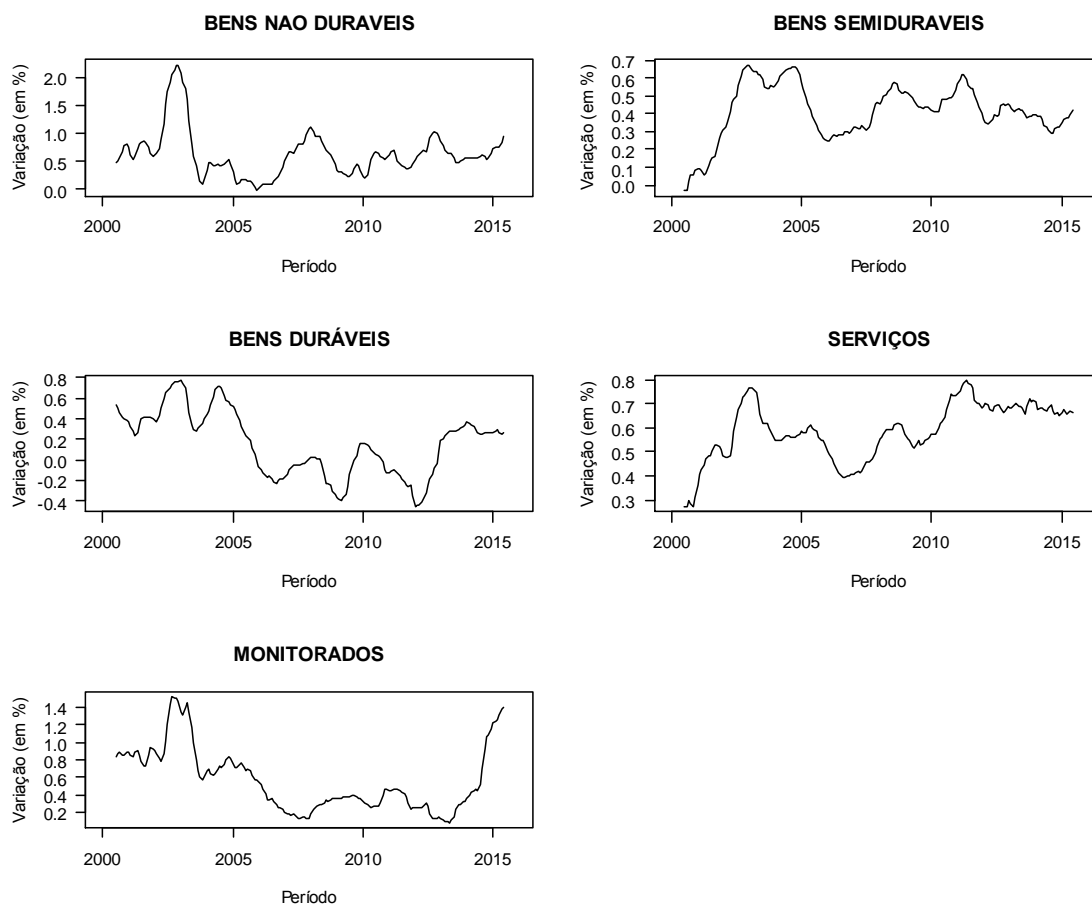
Já a tendência dos bens semiduráveis teve um crescimento expressivo até 2003, permaneceu num patamar elevado até 2005 quando sofreu uma queda e permaneceu oscilando em torno de uma média. A tendência dos bens duráveis é a que possui movimentos mais erráticos entre os preços deste grupo. Braga (2011) aponta que uma vez que estes bens, em

geral, são comercializáveis ou dependem fortemente dos itens comercializáveis como custo, é de se esperar que reflitam mais os preços externos. Ainda sobre os bens duráveis, devemos destacar o comportamento constante que sua tendência apresenta depois de 2013.

O preço dos serviços possui algumas particularidades no comportamento da sua tendência, isso porque, como destaca Giovannetti e Carvalho (2015), esses índices 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, isso 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 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.

Quando aplicado os testes de raiz unitária para os índices de preços do Grupo 2, dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, a hipótese nula foi rejeitada apenas para os bens não duráveis pelo teste Dickey-Fuller aumentado no período completo e no primeiro período. Posto isso, os índices do Grupo 2 seguem os resultados dos demais índices já analisados, de forma que é evidente o comportamento inercial dos índices após 2013.

**Figura 8** - Evolução dos preços do Grupo 2 dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015



**Fonte:** Elaborado pela autora.

O componente autônomo e o coeficiente de realimentação foram significativos, ao nível de 95%, na regressão estimada para o teste Phillis-Perron para os bens não duráveis e, como já apresentado anteriormente, para os monitorados, enquanto para os bens semi duráveis e os serviços tal termo e parâmetro foram igualmente significativos no teste Dickey-Fuller aumentado, quando aplicados para os índices do Grupo 2 para valores em nível. Para os bens não duráveis o componente autônomo e o coeficiente de realimentação passaram de 0,19 e 0,67 no primeiro período para 0,26 e 0,57 no segundo; para os bens semi duráveis a mudança foi de 0,2 e -0,75 para 0,28 e -0,99; e para os monitorados de 0,33 e -0,76 para 0,79 e -1,24. Dado que as estimativas para esses índices não apresentaram uniformidade em seus

resultados, não há como se presumir uma relação dessas estimativas com o comportamento inercial<sup>19</sup>.

#### 6.4 GRUPO 3 – ALIMENTOS E BEBIDAS, PRODUTOS INDUSTRIAIS, SERVIÇOS E MONITORADOS

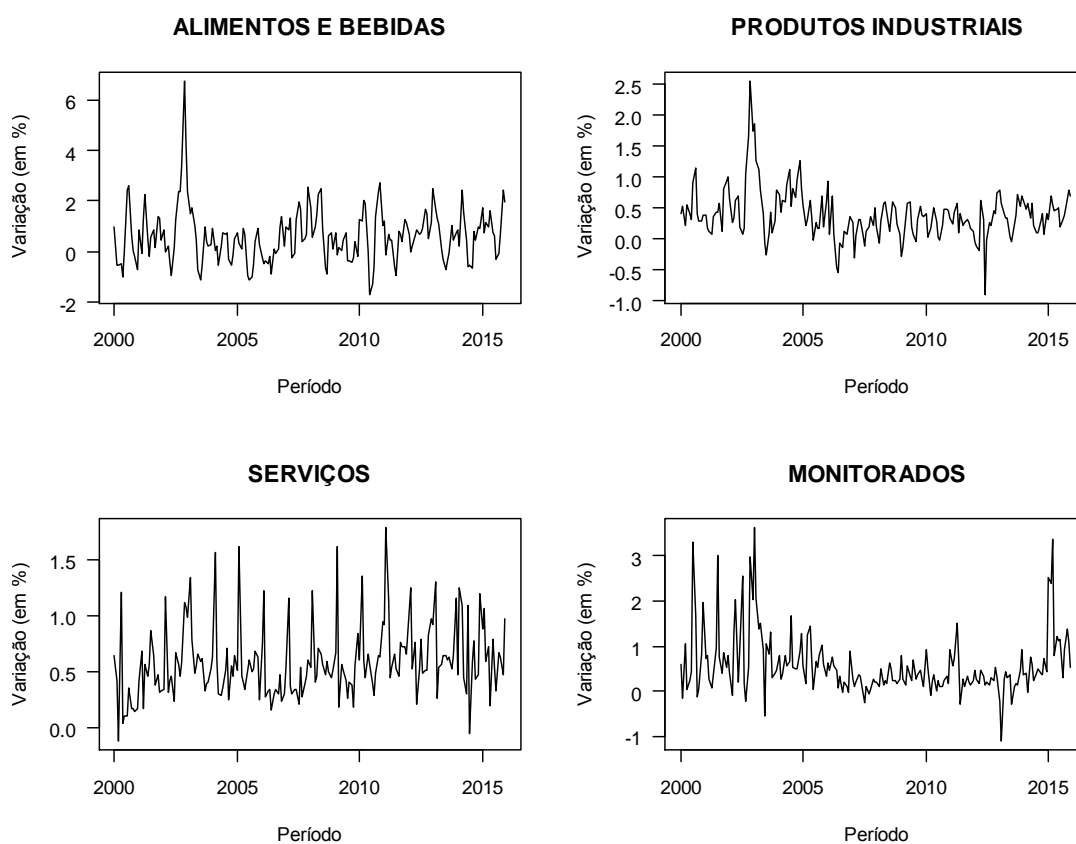
A evolução ao longo do tempo dos índices do Grupo 3 está na Figura 9. Tanto o índice de preços dos alimentos e bebidas, quanto o dos produtos industriais, apresentou grande volatilidade, sendo que é comum aos dois a alta significativa entre 2002 e 2003.

Os testes de raiz unitária realizados nos índices do Grupo 3, em nível, não tiveram a hipótese nula rejeitada apenas para o segundo período. Em específico, todos os testes não rejeitaram a hipótese de presença de raiz unitária para os alimentos e bebidas e os produtos industriais, enquanto o Zivot-Andrews não rejeitou para os serviços e o Dickey-Fuller aumentado e o Phillips-Perron não rejeitou para os monitorados. Assim como nos demais grupos de índices desagregados que foram observados, quando avaliados os valores em nível, não é possível identificar um componente inercial nos índices do Grupo 3 para o período anterior a 2013.

---

<sup>19</sup> Observe que: i) apesar de significativas, as estimativas do componente autônomo e do coeficiente de realimentação não foram calculadas por uma mesma função, o que impossibilita compará-las; ii) os coeficientes de realimentação estimados para o teste Dickey-Fuller aumentado se mostraram negativos para os dois períodos, contradizendo a teoria sobre inflação inercial, uma vez que, como visto, esta estabelece um coeficiente estritamente positivo e menor que um; e iii) nenhuma equação apresentou estimativas de coeficientes significativos para a série de bens duráveis.

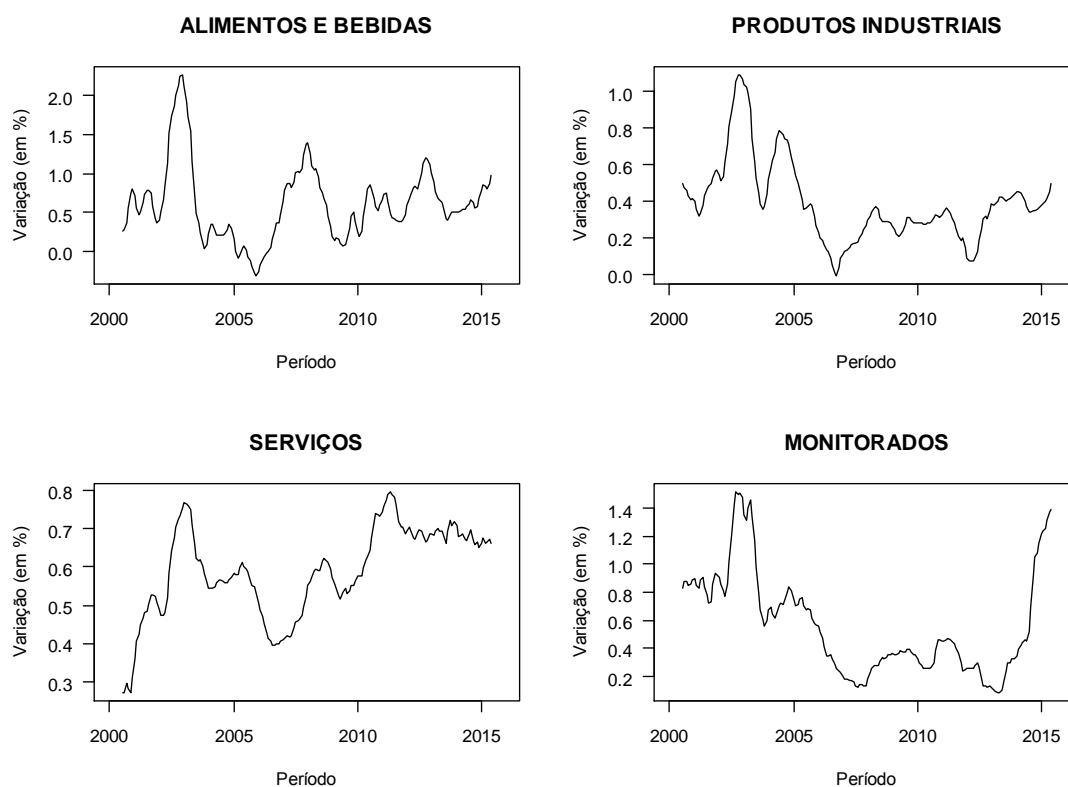
**Figura 9** - Evolução dos índices de inflação do Grupo 3 (em % ao mês) – período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015



**Fonte:** Elaborado pela autora.

O comportamento da tendência dos índices do Grupo 3, após a dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, está disposto na Figura 10. Tanto os preços dos alimentos e bebidas quanto o de produtos industriais foram afetados pelas depreciações da taxa de câmbio, tanto em 2002-2003 quanto em 2008, assim como ocorreu com os índices cheios. Entretanto, merece destaque o movimento de alta que os dois apresentam depois de 2009, muito embora os produtos industriais tenham apresentado uma queda em 2012 durante a implementação de subsídios concedidos pelo governo para algumas linhas de produtos industriais.

**Figura 10** - Evolução dos preços do Grupo 3 dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters – período de julho de 2000 a junho de 2015



**Fonte:** Elaborado pela autora.

Lima, Martinez e Cerqueira (2015), ao analisarem as características da série de alimentos e bebidas, identificaram que esta é bastante afetada por choques 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 comercializáveis<sup>20</sup>. Já ao estudar os preços dos produtos industriais, os autores verificaram que esses são mais afetados pelos choques cambiais do que por choques monetários. Observe que, diante dessas constatações, pode-se facilmente identificar como o comportamento dos preços de alimentos e bebidas e produtos industriais diante dos movimentos da taxa de câmbio são transferidos diretamente para os índices de preços agregados, pois como visto, tais índices desagregados são os com maior participação no IGP-M e no IPCA.

<sup>20</sup> Por choques específicos Lima, Martinez e Cerqueira (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.

Os testes de raiz unitária para os índices de preços do Grupo 3 dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters rejeitaram a hipótese nula no período completo e no primeiro período apenas pelo Dickey-Fuller aumentado para os alimentos e bebidas e produtos industriais. Os demais testes, para os demais períodos, não rejeitaram a hipótese de raiz unitária. Esses resultados também corroboram a constatação de um comportamento inercial sobre os índices de inflação após 2013.

As equações estimadas para o teste Phillips-Perron nos índices do Grupo 3, em nível, mostraram um componente autônomo e um coeficiente de realimentação significativos a 95% para os preços dos alimentos e bebida, os produtos industriais e, como visto, para os monitorados. Nos alimentos e bebidas o componente autônomo e o coeficiente de realimentação foram ambos de 0,00 no primeiro período e 0,31 e 0,52 no segundo período, embora no período completo tais valores foram de 0,21 e 0,64, respectivamente. Já nos produtos industriais o componente e o coeficiente foram de 0,14 e 0,63 no primeiro período e 0,19 e 0,52 no segundo. Como já apresentado, apesar das estimativas terem sido significativas pela regressão do teste Dickey-Fuller aumentado para os serviços, os valores contrariam a teoria de inflação inercial. Como ocorreu com os índices do Grupo 2, por não haver uma uniformidade nos resultados, torna-se difícil uma aferição mais generalizada sobre os índices do Grupo 3 e o comportamento inercial.

Entretanto, se considerados apenas os resultados dos produtos industriais, e que esses possuem uma alta correlação com os bens não duráveis e os bens comercializáveis, observa-se que esses três índices possuem um comportamento semelhante: entre o primeiro e o segundo período o componente autônomo aumentou enquanto o coeficiente de realimentação diminuiu. Dessa forma, pode-se inferir que, após 2013, os preços que são mais suscetíveis a choques cambiais e monetários, como é o caso desses três índices, tornaram-se mais vulneráveis ainda a esses choques e menos aos impactos que valores passados têm sobre os valores correntes.

Além disso, ao reexaminar os resultados encontrados para os monitorados e os bens não comercializáveis (que por associação pode retomar aos serviços, uma vez que a correlação entre os dois é alta, embora as estimativas dos parâmetros para os serviços não tenham sido significativas), a constatação para os bens comercializáveis contraria a análise desses, pois neles os movimentos foram contrários, entre os dois períodos o componente autônomo pouco alterou enquanto o coeficiente de realimentação aumentou. Esse resultado se

mostra plausível quando considera-se o comportamento do preço dos serviços e dos monitorados, pois os dois índices se apresentam em um patamar elevado após 2013 e com resistência a queda.

## 7 CONCLUSÃO

Esta dissertação procurou analisar a trajetória do IGP-M, do IPCA e de três grupos de classificação de índices desagregados do IPCA a fim de identificar a ocorrência ou não de comportamento inercial para tais séries. Para tal, foram aplicados testes de raiz unitária nas séries em nível e em seus valores dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters. O período de análise abrange janeiro de 2000 a dezembro de 2015 e há uma divisão desse período em outros dois, um primeiro que abrange janeiro de 2000 a dezembro de 2012 e um segundo de janeiro de 2013 a dezembro de 2015. Além disso, as equações estimadas para os testes de raiz unitária são analisadas com o propósito de investigar e comparar o comportamento dos índices de inflação.

A fim de observar a relação que os índices analisados possuem entre si, a matriz de correlação de Paerson foi calculada. Os índices de correlação mais expressivos (acima de 0,7) ocorreram entre o IGP-M e o IPCA; os preços dos bens não comercializáveis e os serviços; e os preços dos bens comercializáveis, dos não duráveis, dos alimentos e bebidas e dos produtos industriais. Estes últimos ainda possuem uma alta correlação com os índices agregados, o que evidencia a alta participação que eles tem sobre o índices cheios. A baixa correlação entre os demais índices desagregados do IPCA e o próprio IPCA corrobora a hipótese de que algumas categorias possuem um processo próprio de formação de preços, e, portanto, justifica uma análise individual sobre cada índice.

A partir da apresentação da trajetória temporal das séries dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, foi possível identificar de que forma alguns fatos macroeconômicos afetaram os índices de preços. Em específico, pode-se observar dois momentos em que a tendência dos índices tiveram uma alta significativa: um no final de 2002 e outro no final de 2008 . Esse primeiro momento é marcado pela crise de alternância política no final de 2002 e o segundo pela crise financeira de 2008. As duas crises tem em comum o fator externo, que se traduz na taxa de câmbio, causar mais impactos que fatores internos. De fato, ao analisarmos os valores do câmbio e do IPCA, após a dessazonalização por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters, verifica-se que os momentos de alta da tendência da inflação ocorreram em períodos de desvalorização da tendência da taxa de câmbio. Também é possível observar que os dois momentos em que a variação da tendência da taxa de inflação atingiu valores próximos a zero ou negativos, sendo eles em 2005 e 2009, foram momentos

onde a tendência da taxa de câmbio estava em pleno processo de valorização o que, por sua vez, era consequência do bom desempenho que o Brasil estava apresentando no mercado externo.

Os três testes de raiz unitária aplicados aos valores em nível dos índices de inflação identificaram que o período completo e o primeiro período apresentam resultados muito semelhantes, com exceção do Zivot-Andrews que não rejeitou a hipótese de raiz unitária para o IGP-M, IPCA e bens duráveis no primeiro período. Já ao analisar o segundo períodos, em todos os índices no mínimo dois dos três testes aplicados não rejeitaram a hipótese nula. Diante disso, fica evidente que há um comportamento inercial nos índices após 2013 e que tal comportamento não é identificado quando o período todo foi testado.

Para um exame mais acurado, os testes foram aplicados nos índices de inflação após a dessazonalização por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters. Mais uma vez o comportamento dos índices no período completo e no primeiro período foi semelhante, em todos os índices pelo menos dois dos três testes não rejeitaram a hipótese de presença de raiz unitária. No segundo período os resultados foram unânimes, todos os testes não rejeitaram a hipótese nula em todos os índices. Esses resultados corroboram os apresentados pelos testes nos índices em nível de que o componente inercial da inflação tornou-se expressivo após 2013 e esse fenômeno ocorre tanto nos índices agregados quanto nos desagregados.

Valendo-se da teoria de inflação inercial que apresenta o componente autônomo e o coeficiente de realimentação da inflação, as equações estimadas para aplicar os testes de raiz unitária foram analisadas. Destas apenas algumas equações estimadas para o teste Phillips-Perron atingiram o nível de confiabilidade de 95%. Especificamente, o componente autônomo e o coeficiente de realimentação só foram significativos e com resultados coerentes com a teoria da inflação inercial para o índices cheios, os índices do Grupo 1, bens não duráveis e produtos industriais.

Em geral, os índices dos bens comercializáveis, dos bens não duráveis e dos produtos industriais apresentaram um aumento no componente autônomo entre o primeiro e o segundo período, e uma vez que esses índices são os mais participativos nos índices agregados, seus resultados repercutiram nos índices cheios. Esses resultados sugerem que após 2013 essas categorias de preços que já são mais suscetíveis a choques cambiais e monetários se tornam mais vulneráveis ainda, o que contribui para o comportamento inercial em seus índices.

Contrário a esses resultados estão os parâmetros estimados para os monitorados e os bens não comercializáveis (que pelo alto grau de correlação pode ser associado aos serviços). Nestes índices, o componente autônomo pouco se alterou entre o primeiro e o segundo período enquanto o coeficiente de realimentação aumentou. Esse resultado se mostra plausível quando consideramos o comportamento do preço dos serviços e dos monitorados, pois os dois índices se apresentam em um patamar elevado após 2013 e com resistência a queda. De modo geral, observa-se que, segundo esses resultados, políticas de combate à inércia inflacionária só teriam efeitos significativos sobre os monitorados e os bens comercializáveis, enquanto os bens comercializáveis e, conseqüentemente, os índices cheios responderiam melhor a políticas que gerassem choques negativos de oferta.

Diante desses resultados, faz-se necessário a difusão de estudos e debates nessa área a fim de identificar as formas de interromper esses comportamentos, sem incorrer em grandes custos econômicos e sociais. Especial atenção deve ser dada aos preços dos serviços, cujo comportamento inercial, apesar de estar relativamente estável no final do período de análise, apresentou uma aceleração expressiva. Também requer preocupações o preço dos monitorados, pois seu componente inercial expressou um crescimento acentuado e acelerado.

## REFERÊNCIAS

ANGERIZ, A; ARETIS, P. Monetary policy in the UK. **Cambridge Journal of Economics**, p. 1-22, Aug. 2007.

ARETIS, P. What is the new consensus in macroeconomics. In: ARETIS, Philip. **Is there a new consensus un macroeconomics?** New York: Palgrave Macmillan, 2007.

ARETIS, P; SAWYER, M. **Can monetary policy affect the real economy?** Annandale-on-Hudson, New York: The Levy Economics Institute, 2002a. (Working Paper Series, n. 355).

\_\_\_\_\_. **Does the stock of money have any causal significance?** Annandale-on-Hudson, New York: The Levy Economics Institute, 2002b. (Working Paper Series, n. 363).

\_\_\_\_\_. **New Keynesianism and the economics of the “third way”.** Annandale-on-Hudson, New York: The Levy Economics Institute, 2002c. (Working Paper Series, n. 364).

\_\_\_\_\_. The nature and role of monetary policy when money is endogenous. **Cambridge Journal of Economics**, v. 30, p. 847-860, Aug. 2006.

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

BACHA, E. Moeda, inércia e conflito: reflexões sobre políticas de estabilização no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, p.1-16, jan. 1988.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. Persistência da Inflação. **Relatório de Inflação**, v. 10, n. 4, dez. 2008.

\_\_\_\_\_. Previsão de inflação com curvas de Phillips com preços desagregados. **Relatório de Inflação**, v. 12, n. 1, mar. 2010.

\_\_\_\_\_. Projeção de Inflação Utilizando Modelo Semiestrutural Desagregado: Bens Comercializáveis e Não Comercializáveis. **Relatório de Inflação**, v. 14, n. 3, set. 2012.

\_\_\_\_\_. Repasse de Choques de Preços no Atacado para o Varejo. **Relatório de Inflação**, v. 15, n. 3, set. 2013.

\_\_\_\_\_. 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.

\_\_\_\_\_. Formação de Preços no Brasil. **Relatório de Inflação**, v. 17, n. 4, dez. 2015c.

BLANCHARD, O. J. Is there a core of usable macroeconomics? **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 244-246, May 1997.

- BLINDER, A. S. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 244-246, May 1997.
- BORGES, G. M.; SILVA, C. G. O Dilema da Persistência da Inflação de Serviços: Uma Análise do Caso Brasileiro. **43º Encontro Nacional de Economia (ANPEC)**, Florianópolis, p. 1-17, dez. 2015.
- BRAGA, J. M. Ajustamento nos Mercados de Fatores, Raiz Unitária e Histerese na Economia Americana. **Textos Para Discussão Uff/economia**, Niterói, n. 241, p.1-37, jul. 2008.
- \_\_\_\_\_. A inflação brasileira na década de 2000 e a importância de políticas não monetárias de controle. **Texto Para Discussão Ipea**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 1672, p.1-43, out. 2011.
- BRUNO, M. Lucro, Acumulacao de Capital e Distribuicao no Brasil: uma analise dos determinantes de longo prazo dos regimes de crescimento. **XXXX Anais do Encontro da SEP**, 2008.
- CARVALHO, A. R. A persistência da indexação no Brasil pós-Real. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 34, n. 2, p.266-283, jun. 2014.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. **The Science of Money policy: a new Keynesian perspective**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, May 1999. (NBER Working Paper n. 7147).
- 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.
- DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. Balanço das negociações dos reajustes salariais em 2010. **Estudos e Pesquisas**, São Paulo, v. 55, n. 1, p.1-19, mar. 2011.
- FIGUEIREDO, E. A.; MARQUES, A. M. Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo ARFIMA-FIGARCH. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 39, n. 2, p. 437-458, 2009.
- GIOVANNETTI, L. F.; CARVALHO, L. 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](http://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i6-216b6356aa9ce39d4bdf966e3021f511.pdf)>. Acesso em: 10 fev. 2016.
- GREENE, W. **Econometric Analysis**, 5th. New York University, New Jersey. Cap. 20, p. 608-660, 2002.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema nacional de índices de preços ao consumidor**: métodos de cálculos. 7. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. (Série Relatórios Metodológicos, v. 14).

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

LIMA, E. C.; MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. S. 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.

LOPES, F. 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, V. G.; PORTUGAL, M. S. Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 2, p.225-241, jun. 2014.

MANKIW, N. G. The inexorable and Mysterious tradeoff between inflation and unemployment. **Economic Journal**, May 2001.

MARTINEZ, T. S. Compatibilização de mudanças em classificações desagregadas do IPCA (1999-2014). **Texto Para Discussão Ipea**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2056, p.1-35, mar. 2015a.

\_\_\_\_\_. Preços relativos e política monetária no Brasil: uma discussão a partir do índice de contribuição para o desvio da meta de inflação (ICMI) e da desagregação do IPCA por natureza dos produtos. **Texto Para Discussão Ipea**, Brasília, v. 1, n. 2055, p.1-68, mar. 2015b.

MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. S. 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.

MCCALLUM, B. T. **Recent developments in monetary policy analysis**: the roles of theory and evidence. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Apr. 1999. (NBER Working Paper, n. 7088).

\_\_\_\_\_. Monetary policy analysis in models without money. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, Jul./Aug. 2001.

\_\_\_\_\_. What have learned since October 1979? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, Mar./Apr. part 2, 2005.

MEYER, L. H. Does money matter? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, p. 1-15, 2001.

MIKHAILOVA, I.; PIPER, D. Novo consenso macroeconômico: tentativa de sintetização e aplicabilidade à economia brasileira. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 23, n. 2, p.203-222, jul. 2012.

MISHKIN, F. **Will monetary become more of a science?** Cambridge: National Bureau of Economic Research, Oct. 2007. (NBER Working Paper, n. 13566).

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C.. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgar Bluncher, 2004.

PEREIRA, L. C. B.; NAKANO, Y. Fatores aceleradores, mantenedores e sancionadores da inflação. **Revista de Economia Política**, v. 4, n. 1, 1984.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p.335-346, jun. 1988.

RAMALHO, V. Simonsen: pioneiro da visão inercial de inflação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, jan./mar. 2003.

REBELO, A. M.; SILVA, C. G.; LOPES, D. T. 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, A. L. 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, 1985.

ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve, **Journal of Economic Perspectives**, 14 (2), 149-169, 2000.

ROMER, D. **Short-run fluctuations**. 2012. Disponível em:  
<<http://eml.berkeley.edu/~dromer/papers/Romer Short-Run Fluctuations January 2012.pdf>>. Acesso em: 15 ago. 2015.

SCHETTINI, B. P.; GOUVEA, R. R.; SACHSIDA, Ao. Inflação, desemprego e choques cambiais: estimativas VAR para a economia brasileira. **Texto Para Discussão Ipea**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 1694, p.1-55, jan. 2012.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, jan./mar. 2006.

SERRANO, Franklin. O conflito distributivo e a teoria da inflação inercial. **Rev. Econ. Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p.395-421, maio 2010.

SERRANO, F.; SUMMA, R. Macroeconomic Policy, Growth and Income Distribution in the Brazilian Economy in the 2000s. **Center For Economic And Policy Research**, Washington, D.C., p.1-31, jun. 2011.

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

SILVA, C. G.; LEME, M. C. S. An analysis of the degrees of persistence of inflation, inflation expectations and Real interest rate in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 289-302, 2011.

SILVA, C. G.; VIEIRA, F. V. Persistência inflacionária regional brasileira: Uma aplicação dos modelos ARFIMA. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 1, p.115-134, jan. 2013.

SIMONSEN, M. H. **Inflação: gradualismo x tratamento de choque**. Rio de Janeiro: APEC, 1970.

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

SUMMA, R. Mercado de trabalho e a evolução dos salários no Brasil. **Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política**, Niterói, v. 42, n. 1, p.1-16, out. 2015.

SUMMA, R.; SANTOLIN, R. Um modelo alternativo ao novo consenso para economia aberta: evidências para a economia brasileira no período 2000 - 2010. In: Encontro Nacional da Associação Keynesiana Brasileira, 4., 2011, Rio de Janeiro. **Anais**.

SUMMA, R.; SERRANO, F. Distribution and Cost-Push inflation in Brazil under inflation targeting, 1999-2014. **Centro Sraffa Working Papers**, Roma, v. 14, n. 1, p.1-32, nov. 2015.

TAYLOR, J. B. A core of practical macroeconomics. **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 233-235, may 1997.

\_\_\_\_\_. Teaching modern macroeconomics at the principles level. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, may 2000.

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

TOMBINI, A. S.; ALVES, S. A. L. **The recent Brazilian disinflation process and costs**. Central Bank of Brasil, June 2006 (Working Paper Series, n. 109).

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

\_\_\_\_\_. Alternância política, redistribuição e crescimento, 2003-2010. In: ABREU, M. P. **A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014b. Cap. 17, p. 357.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. 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. 10 3, p.251-270, jul. 1992.

## **APÊNDICES**

## APÊNDICE A

Tabela A.1 - Testes de raiz unitária para os índices de inflação em nível

Tabela A.1 - Testes de raiz unitária para os índices de inflação em nível

			Testes																	
			Dickey-Fuller aumentado					Phillips-Perron				Zivot-Andrews								
Índices	Período		$a$	$\beta t$	$\rho Y_{t-1}$	$\Delta Y_{t-1}$	Estatística	$a$	$\beta t$	$\rho Y_{t-1}$	Estatística	$a$	$\gamma Y_{t-1}$	$\delta t$	$\vartheta DT_t$	$\eta DU_t$	$\Delta Y_{t-1}$	$\Delta Y_{t-2}$	Estatística	
Índices Cheios	IGP-M	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,30	-0,00	-0,31	0,15	-5,88 <sup>R</sup>	0,17	-0,00	0,72	-5,61 <sup>R</sup>	-0,01	0,61	0,02	-0,02	-0,83	0,16	-0,11	-6,05 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,16	0,00	0,03		0,00	0,32	0,00		0,93	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,10	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,29	-0,00	-0,28	0,16	-5,11 <sup>R</sup>	0,16	-0,00	0,72	-4,80 <sup>R</sup>	-0,01	0,63	0,02	-0,02	-0,79	0,19	-0,11	-5,42 <sup>*</sup>
			Valor-p	0,00	0,19	0,00	0,03		0,00	0,35	0,00		0,95	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,14	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,17	0,01	-0,72	0,24	-3,75 <sup>*</sup>	0,31	0,00	0,41	-3,58 <sup>*</sup>	0,05	-0,17	0,06	0,02	-1,28	0,32	0,08	-4,42 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,38	0,24	0,00	0,19		0,01	0,28	0,01		0,89	0,52	0,11	0,61	0,00	0,11	0,66	
	IPCA	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,31	-0,00	-0,33	0,10	-5,88 <sup>R</sup>	0,19	-0,00	0,70	-5,80 <sup>R</sup>	-0,03	0,61	0,02	-0,02	-0,88	0,10	-0,16	-5,95 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,17	0,00	0,13		0,00	0,30	0,00		0,86	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,01	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,33	-0,00	-0,31	0,12	-5,26 <sup>R</sup>	0,18	-0,00	0,71	-5,09 <sup>R</sup>	-0,03	0,62	0,02	-0,02	-0,87	0,12	-0,17	-5,35 <sup>*</sup>
			Valor-p	0,00	0,17	0,00	0,11		0,00	0,29	0,00		0,86	0,00	0,00	0,01	0,00	0,11	0,02	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,17	0,00	-0,64	0,11	-3,29 <sup>**</sup>	0,30	0,00	0,42	-3,59 <sup>*</sup>	0,10	-0,15	0,05	0,01	-1,19	0,24	0,07	-4,41 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,34	0,26	0,00	0,51		0,00	0,24	0,01		0,76	0,56	0,11	0,57	0,00	0,20	0,64	
Grupo 1	Comercializáveis	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,20	-0,00	-0,36	0,29	-6,86 <sup>R</sup>	0,13	-0,00	0,72	-5,55 <sup>R</sup>	-0,02	0,50	0,02	-0,02	-0,66	0,34	0,00	-7,28 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,53	0,00	0,00		0,00	0,76	0,00		0,86	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,95	

(Continua)

(Continuação)

		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,23	-0,00	-0,36	0,31	-6,31 <sup>R</sup>	0,13	-0,00	0,72	-4,95 <sup>R</sup>	-0,02	0,51	0,02	-0,02	-0,63	0,37	-0,01	-6,46 <sup>R</sup>	
			Valor-p	0,00	0,27	0,00	0,00		0,00	0,51	0,00		0,88	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,86
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,19	0,00	-0,67	0,04	-3,41 <sup>**</sup>	0,32	0,00	0,37	-4,26 <sup>R</sup>	0,10	-0,05	0,03	-0,00	-0,50	0,19	0,12	-4,31 <sup>***</sup>	
			Valor-p	0,09	0,04	0,00	0,79		0,00	0,03	0,01		0,53	0,83	0,01	0,59	0,00	0,35	0,45		
	<b>Não Comercializáveis</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,24	0,00	-0,5	0,06	-7,34 <sup>R</sup>	0,29	0,00	0,47	-8,12 <sup>R</sup>	0,07	0,35	0,01	-0,01	-0,34	0,11	0,07	-7,36 <sup>R</sup>	
			Valor-p	0,00	0,16	0,00	0,38		0,00	0,14	0,00		0,58	0,00	0,01	0,03	0,00	0,17	0,31		
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,25	0,00	-0,57	0,06	-6,75 <sup>R</sup>	0,28	0,00	0,45	-7,52 <sup>R</sup>	0,07	0,32	0,01	-0,01	-0,37	0,10	0,06	-6,80 <sup>R</sup>	
			Valor-p	0,00	0,31	0,00	0,44		0,00	0,28	0,00		0,56	0,00	0,01	0,02	0,00	0,23	0,45		
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,21	0,00	-0,54	0,02	-3,11 <sup>***</sup>	0,29	0,00	0,53	-3,11 <sup>***</sup>	0,68	0,42	0,00	0	-0,45	0,13	0,08	-2,71 <sup>***</sup>	
			Valor-p	0,27	0,38	0,00	0,89		0,01	0,63	0,00		0,17	0,05	0,42	0	0,32	0,53	0,62		
		<b>Monitorados</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,49	-0,00	-0,59	0,01	-7,55 <sup>R</sup>	0,34	-0,00	0,41	-8,83 <sup>R</sup>	0,81	0,15	-0,00	-0,14	2,06	0,13	0,01	-8,23 <sup>R</sup>
				Valor-p	0,00	0,08	0,00	0,80		0,00	0,11	0,00		0,00	0,12	0,00	0,00	0,00	0,10	0,81	
2000:01-2012:12	Coeficiente		0,84	-0,00	-0,82	0,14	-8,59 <sup>R</sup>	0,40	-0,00	0,28	-9,06 <sup>R</sup>	0,41	-0,01	0,02	-0,03	-0,97	0,24	0,02	-8,04 <sup>R</sup>		
	Valor-p		0,00	0,00	0,00	0,07		0,00	0,00	0,00		0,05	0,90	0,00	0,00	0,00	0,01	0,72			
2013:01-2015:12	Coeficiente		0,12	0,01	-0,58	-0,08	-2,83 <sup>***</sup>	0,42	0,02	0,36	-3,72 <sup>*</sup>	0,05	-0,40	0,03	-0,21	2,32	0,40	0,36	-7,71 <sup>R</sup>		
	Valor-p		0,61	0,24	0,00	0,62		0,00	0,06	0,04		0,81	0,03	0,05	0,00	0,00	0,01	0,00			
<b>Grupo 2</b>	<b>Bens Não Duráveis</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,28	-0,00	-0,39	0,21	-6,82 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-6,08 <sup>R</sup>	-0,13	0,43	0,03	-0,03	-1,19	0,29	0,09	-7,85 <sup>R</sup>	
			Valor-p	0,00	0,74	0,00	0,00		0,00	0,99	0,00		0,57	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,21		
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,31	-0,00	-0,38	0,21	-6,12 <sup>R</sup>	0,19	-0,00	0,67	-5,43 <sup>R</sup>	-0,13	0,43	0,03	-0,03	-1,19	0,29	0,06	-7,01 <sup>R</sup>	
			Valor-p	0,01	0,48	0,00	0,00		0,00	0,71	0,00		0,58	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,39		
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,07	0,01	-0,49	0,14	-3,07 <sup>R</sup>	0,26	0,01	0,57	-3,39 <sup>**</sup>	1,05	0,18	0,01	0	-0,94	0,36	0,41	-4,15 <sup>***</sup>	
			Valor-p	0,74	0,19	0,00	0,42		0,04	0,11	0,00		0,10	0,35	0,07	0	0,13	0,06	0,03		

(Continua)

(Continuação)

<b>Bens Semi Duráveis</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,24	0,00	-0,78	0,21	-9,67 <sup>R</sup>	0,25	0,00	0,36	-8,90 <sup>R</sup>	-0,08	-0,22	0,01	-0,01	-0,54	0,45	0,25	-12,02 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,00	0,16	0,00	0,00		0,00	0,18	0,00		0,00	0,37	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	
	2000:01-2012:12	Coeficiente	0,20	0,00	-0,75	0,21	-8,55 <sup>R</sup>	0,25	0,00	0,38	-7,80 <sup>R</sup>	-0,07	-0,18	0,01	-0,01	-0,59	0,43	0,22	-10,70 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,00	0,05	0,00	0,00		0,00	0,07	0,00		0,00	0,40	0,10	0,00	0,00	0,00	0,00	
	2013:01-2015:12	Coeficiente	0,28	0,00	-0,99	0,38	-4,84 <sup>R</sup>	0,31	0,00	0,23	-4,35 <sup>R</sup>	0,63	-0,54	-0,00	0,08	-0,43	0,74	0,35	-6,20 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,05	0,34	0,00	0,02		0,00	0,66	0,16		0,00	0,03	0,77	0,00	0,05	0,00	0,00	
<b>Bens Duráveis</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,14	-0,00	-0,36	-0,17	-5,38 <sup>R</sup>	0,07	-0,00	0,55	-7,42 <sup>R</sup>	0,23	0,50	-0,00	0,00	-0,36	-0,12	-0,02	-5,82 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,02	0,10	0,00	0,01		0,01	0,02	0,00		0,02	0,00	0,95	0,34	0,00	0,15	0,75	
	2000:01-2012:12	Coeficiente	0,27	-0,00	-0,46	-0,11	-5,56 <sup>R</sup>	0,07	-0,00	0,46	-7,55 <sup>R</sup>	0,21	0,45	0,00	-0,00	-0,35	-0,08	-0,02	-5,43 <sup>*</sup>
		Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,17		0,02	0,00	0,00		0,06	0,00	0,56	0,48	0,01	0,38	0,78	
	2013:01-2015:12	Coeficiente	0,22	-0,00	-0,78	-0,05	-3,41 <sup>**</sup>	0,20	-0,00	0,17	-5,04 <sup>R</sup>	0,34	-0,18	-0,00	-0,06	0,47	0,4	0,11	-4,13 <sup>***</sup>
		Valor-p	0,07	0,70	0,00	0,76		0,00	0,67	0,30		0,04	0,51	0,72	0,03	0,05	0,55	0,53	
<b>Serviços</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,36	0,00	-0,80	-0,06	-8,38 <sup>R</sup>	0,49	0,00	0,14	-11,97 <sup>R</sup>	0,13	0,14	0,01	-0,01	-0,29	-0,06	-0,03	-7,34 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,00	0,01	0,00	0,39		0,00	0,00	0,05		0,27	0,21	0,00	0,00	0,01	0,51	0,66	
	2000:01-2012:12	Coeficiente	0,33	0,00	-0,76	-0,05	-7,33 <sup>R</sup>	0,44	0,00	0,19	-10,16 <sup>R</sup>	0,33	0,16	0,00	0,00	-0,27	-0,02	0,00	-6,72 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,00	0,03	0,00	0,52		0,00	0,02	0,01		0,00	0,18	0,07	0,66	0,00	0,84	0,92	
	2013:01-2015:12	Coeficiente	0,79	0,00	-1,24	0,04	-4,79 <sup>R</sup>	0,76	-0,00	-0,14	-6,49 <sup>R</sup>	0,40	-0,26	0,04	-0,04	-0,47	-0,06	-0,16	-3,50 <sup>***</sup>
		Valor-p	0,00	0,89	0,00	0,77		0,00	0,67	0,40		0,18	0,46	0,06	0,13	0,05	0,80	0,33	
<b>Monitorados</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,49	-0,00	-0,59	0,01	-7,55 <sup>R</sup>	0,34	-0,00	0,41	-8,83 <sup>R</sup>	0,81	0,15	-0,00	-0,14	2,06	0,13	0,01	-8,23 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,00	0,08	0,00	0,80		0,00	0,11	0,00		0,00	0,12	0,00	0,00	0,00	0,10	0,81	
	2000:01-2012:12	Coeficiente	0,84	-0,00	-0,82	0,14	-8,59 <sup>R</sup>	0,40	-0,00	0,28	-9,06 <sup>R</sup>	0,41	-0,01	0,02	-0,03	-0,97	0,24	0,02	-8,04 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,07		0,00	0,00	0,00		0,05	0,90	0,00	0,00	0,00	0,01	0,72	
	2013:01-2015:12	Coeficiente	0,12	0,01	-0,58	-0,08	-2,83 <sup>***</sup>	0,42	0,02	0,36	-3,72 <sup>*</sup>	0,05	-0,40	0,03	-0,21	2,32	0,40	0,36	-7,71 <sup>R</sup>
		Valor-p	0,61	0,24	0,00	0,62		0,00	0,06	0,04		0,81	0,03	0,05	0,00	0,00	0,01	0,00	

(Continua)

(Continuação)

<b>Grupo 3</b>	<b>Alimentos e Bebidas</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,25	0,00	-0,43	0,23	-7,24 <sup>R</sup>	0,21	0,00	0,64	-6,32 <sup>R</sup>	-0,24	0,40	0,04	-0,03	-1,28	0,30	0,10	-7,95 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,03	0,83	0,00	0,00		0,00	0,68	0,00		0,42	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,27	-0,00	-0,42	0,25	-6,57 <sup>R</sup>	0,00	0,00	0,00	-5,60 <sup>R</sup>	-0,23	0,42	0,04	-0,03	-1,28	0,31	0,05	-7,01 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,04	0,84	0,00	0,00		0,00	0,94	0,00		0,43	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,04	0,01	-0,54	0,08	-3,10 <sup>***</sup>	0,31	0,01	0,52	-3,36 <sup>**</sup>	1,40	0,06	0,02	0	-1,35	0,37	0,48	-4,54 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,88	0,19	0,00	0,64		0,05	0,17	0,00		0,08	0,73	0,05	0	0,09	0,05	0,01	
	<b>Produtos Industriais</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,19	-0,00	-0,36	0,06	-5,97 <sup>R</sup>	0,13	-0,00	0,65	-6,17 <sup>R</sup>	0,05	0,53	0,01	-0,01	-0,40	0,10	0,01	-6,47 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,20	0,00	0,36		0,00	0,22	0,00		0,63	0,00	0,01	0,01	0,00	0,15	0,85	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,24	-0,00	-0,39	0,08	-5,59 <sup>R</sup>	0,14	-0,00	0,63	-5,71 <sup>R</sup>	0,05	0,50	0,01	-0,01	-0,38	0,12	0,01	-5,91 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,05	0,00	0,29		0,00	0,07	0,00		0,64	0,00	0,01	0,00	0,00	0,13	0,89	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,11	0,00	-0,47	-0,02	-2,69 <sup>***</sup>	0,19	0,00	0,52	-3,42 <sup>**</sup>	0,13	0,15	0,02	-0,00	-0,36	0,21	0,29	-4,22 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,22	0,19	0,01	0,88		0,00	0,18	0,00		0,32	0,46	0,06	0,80	0,00	0,26	0,07	
	<b>Serviços</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,36	0,00	-0,80	-0,06	-8,38 <sup>R</sup>	0,49	0,00	0,14	-11,97 <sup>R</sup>	0,13	0,14	0,01	-0,01	-0,29	-0,06	-0,03	-7,34 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,01	0,00	0,39		0,00	0,00	0,05		0,27	0,21	0,00	0,00	0,01	0,51	0,66	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,33	0,00	-0,76	-0,05	-7,33 <sup>R</sup>	0,44	0,00	0,19	-10,16 <sup>R</sup>	0,33	0,16	0,00	0,00	-0,27	-0,02	0,00	-6,72 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,03	0,00	0,52		0,00	0,02	0,01		0,00	0,18	0,07	0,66	0,00	0,84	0,92	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,79	0,00	-1,24	0,04	-4,79 <sup>R</sup>	0,76	-0,00	-0,14	-6,49 <sup>R</sup>	0,40	-0,26	0,04	-0,04	-0,47	-0,06	-0,16	-3,50 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,89	0,00	0,77		0,00	0,67	0,40		0,18	0,46	0,06	0,13	0,05	0,80	0,33	
	<b>Monitorados</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,49	-0,00	-0,59	0,01	-7,55 <sup>R</sup>	0,34	-0,00	0,41	-8,83 <sup>R</sup>	0,81	0,15	-0,00	-0,14	2,07	0,13	0,01	-8,25 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,08	0,00	0,80		0,00	0,11	0,00		0,00	0,13	0,00	0,00	0,00	0,10	0,80	
2000:01-2012:12		Coeficiente	0,84	-0,00	-0,82	0,14	-8,59 <sup>R</sup>	0,40	-0,00	0,28	-9,06 <sup>R</sup>	0,41	-0,01	0,02	-0,03	-0,97	0,24	0,02	-8,05 <sup>R</sup>	
		Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,07		0,00	0,00	0,00		0,05	0,90	0,00	0,00	0,00	0,01	0,72		

(Continua)

(Continuação)

		2013:01-2015:12	Coefficiente	0,12	0,01	-0,58	-0,09	-2,83***	0,42	0,02	0,36	-3,72*	0,05	-0,40	0,03	-0,21	2,33	0,40	0,36	-7,71 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,61	0,24	0,00	0,61		0,00	0,06	0,04		0,81	0,03	0,05	0,00	0,00	0,01	0,00	

**Fonte:** Elaborado pela autora.

Nota: H<sub>0</sub> Presença de raiz unitária nas séries / H<sub>A</sub> A série não apresenta raiz unitária

\*Não significativo a 1%

\*\*Não significativo a 5%

\*\*\*Não significativo a 10%

<sup>R</sup> Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária

Os testes Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron usaram uma defasagem. O teste Zivot-Andrews usou duas defasagens.

## APÊNDICE B

Tabela A.2 - Testes de raiz unitária para os índices de inflação dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters

**Tabela A.2** - Testes de raiz unitária para os índices de inflação dessazonalizados por alisamento exponencial do tipo Holt-Winters

			Testes																	
			Dickey-Fuller aumentado					Phillips-Perron				Zivot-Andrews								
Índices	Período		$a$	$\beta t$	$\rho Y_{t-1}$	$\Delta Y_{t-1}$	Estatística	$a$	$\beta t$	$\rho Y_{t-1}$	Estatística	$a$	$\gamma Y_{t-1}$	$\delta t$	$\vartheta DT_t$	$\eta DU_t$	$\Delta Y_{t-1}$	$\Delta Y_{t-2}$	Estatística	
Índices Cheios	IGP-M	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-5,73 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,62 <sup>***</sup>	0,01	0,94	0,00	-0,00	-0,07	1,17	-0,37	-5,19 <sup>*</sup>
			Valor-p	0,00	0,01	0,00	0,00		0,30	0,94	0,00		0,24	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-5,54 <sup>R</sup>	0,01	-0,00	0,97	-2,50 <sup>***</sup>	0,01	0,95	0,00	-0,00	-0,07	1,19	-0,38	-4,79 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,01	0,00	0,00		0,32	0,52	0,00		0,27	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,05	0,00	-0,12	0,79	-2,10 <sup>***</sup>	0,00	0,00	1,00	-0,61 <sup>***</sup>	0,14	0,76	-0,00	0,01	-0,01	0,77	-0,24	-2,58 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,07	0,73	0,04	0,00		0,78	0,03	0,00		0,01	0,00	0,04	0,01	0,56	0,00	0,23	
	IPCA	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-5,46 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,64 <sup>***</sup>	0,02	0,94	0,00	-0,00	-0,07	1,12	-0,31	-5,03 <sup>**</sup>
			Valor-p	0,00	0,02	0,00	0,00		0,28	0,84	0,00		0,19	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-5,22 <sup>R</sup>	0,01	-0,00	0,97	-2,50 <sup>***</sup>	0,02	0,94	0,00	-0,00	-0,07	1,14	-0,33	-4,65 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,02	0,00	0,00		0,32	0,1	0,00		0,22	0,00	0,02	0,02	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,05	0,00	-0,11	0,73	-2,06 <sup>***</sup>	0,02	0,00	0,97	-0,94 <sup>***</sup>	0,13	0,75	-0,00	0,01	-0,05	0,85	-0,23	-2,74 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,06	0,63	0,05	0,00		0,53	0,07	0,00		0,00	0,00	0,35	0,00	0,11	0,00	0,23	
Grupo 1	Comercializáveis	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-4,87 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,45 <sup>***</sup>	0,00	0,93	0,00	-0,00	-0,08	1,16	-0,46	-6,06 <sup>R</sup>
			Valor-p	0,00	0,28	0,00	0,00		0,20	0,87	0,00		0,60	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-4,78 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,37 <sup>***</sup>	0,00	0,94	0,00	-0,00	-0,08	1,17	-0,47	-5,44 <sup>*</sup>
			Valor-p	0,00	0,07	0,00	0,00		0,22	0,57	0,00		0,63	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	

(Continua)

(Continuação)

<b>Grupo 2</b>		2013:01-2015:12	Coefficiente	0,08	0,00	-0,17	0,85	-2,22***	-0,01	0,00	1,02	-0,66***	0,16	0,67	-0,00	0,01	-0,01	0,69	0,14	-3,11***	
			Valor-p	0,05	0,18	0,03	0,00		0,82	0,01	0,00		0,00	0,00	0,00	0,00	0,680	0,03	0,42		0,00
	<b>Não Comercializáveis</b>	2000:01-2015:12		Coefficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-3,84*	0,00	0,00	0,00	-2,79***	0,02	0,93	0,00	-0,00	-0,02	0,83	-0,27	-4,02***
				Valor-p	0,00	0,11	0,00	0,00		0,03	0,72	0,00		0,01	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12		Coefficiente	0,02	0,00	-0,04	0,75	-3,56*	0,00	0,00	0,00	-2,33***	0,01	0,94	0,00	-0,00	-0,02	0,92	-0,30	-3,62***
				Valor-p	0,00	0,20	0,00	0,00		0,09	0,64	0,00		0,02	0,00	0,03	0,07	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12		Coefficiente	0,13	0,00	-0,23	0,21	-2,06***	0,14	0,00	0,76	-2,43***	0,76	-0,07	-0,00	0,01	-0,02	0,64	-0,02	-4,17***
				Valor-p	0,06	0,18	0,04	0,24		0,02	0,04	0,00		0,00	0,76	0,00	0,00	0,00	0,06	0,00	
	<b>Monitorados</b>	2000:01-2015:12		Coefficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-1,79***	-0,00	0,00	0,00	-0,11***	0,03	0,96	-0,00	0,00	-0,01	0,99	-0,44	-2,69***
				Valor-p	0,36	0,90	0,07	0,00		0,37	0,00	0,00		0,02	0,00	0,05	0,00	0,16	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12		Coefficiente	0,40	-0,00	-0,04	0,71	-3,52*	0,01	-0,00	0,96	-2,34***	0,03	0,92	0,00	-0,00	-0,07	0,91	-0,39	-4,55***
				Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00		0,27	0,14	0,00		0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12		Coefficiente	-0,01	0,00	-0,14	0,63	-2,53***	0,11	0,00	0,86	-2,09***	-0,00	0,63	0,01	0,00	0,13	0,44	-0,11	-3,04***
				Valor-p	0,36	0,01	0,01	0,00		0,00	0,01	0,00		0,75	0,00	0,00	0,45	0,00	0,00	0,00	
<b>Bens Não Duráveis</b>	2000:01-2015:12		Coefficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-4,74 <sup>R</sup>	0,00	0,00	0,00	-2,57***	0,01	0,93	0,00	-0,00	-0,12	1,15	-0,47	-5,56*	
			Valor-p	0,00	0,58	0,00	0,00		0,18	0,99	0,00		0,55	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00
	2000:01-2012:12		Coefficiente	0,03	-0,00	-0,04	0,84	-4,60 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,33***	0,01	0,93	0,00	-0,00	-0,12	1,16	-0,48	-5,16*	
			Valor-p	0,00	0,25	0,00	0,00		0,23	0,92	0,00		0,58	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00
	2013:01-2015:12		Coefficiente	0,02	0,00	-0,09	0,40	-1,28***	0,06	0,00	0,90	-1,49***	0,10	0,73	0,00	0,01	-0,02	0,62	-0,65	-3,31***	
			Valor-p	0,61	0,02	0,21	0,03		0,16	0,00	0,00		0,05	0,00	0,04	0,00	0,17	0,00	0,00		0,00
<b>Bens Semi Duráveis</b>	2000:01-2015:12		Coefficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-3,34**	0,00	-0,00	0,00	-2,80***	0,00	0,96	-0,00	0,00	0,02	0,75	-0,10	-3,74***	
			Valor-p	0,00	0,48	0,00	0,00		0,00	0,02	0,00		0,70	0,00	0,60	0,61	0,02	0,00	0,13		

(Continua)

(Continuação)

		2000:01-2012:12	Coefficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-3,00***	0,00	-0,00	0,00	-2,45***	0,00	0,96	-0,00	0,00	0,02	0,76	-0,11	-3,35***
			Valor-p	0,00	0,75	0,00	0,00		0,00	0,07	0,00		0,73	0,00	0,63	0,64	0,03	0,00	0,15	
		2013:01-2015:12	Coefficiente	0,01	0,00	-0,04	0,51	-0,52***	-0,01	0,00	1,03	-0,14***	0,12	0,70	-0,00	0,00	-0,03	0,20	-0,19	-3,39***
			Valor-p	0,72	0,59	0,60	0,01		0,64	0,02	0,00		0,00	0,00	0,00	0,00	0,24	0,24		
<b>Bens Duráveis</b>		2000:01-2015:12	Coefficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-2,91***	-0,00	0,00	0,00	-1,66***	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,00	0,00	-0,00	-3,78***
			Valor-p	0,15	0,31	0,00	0,00		0,92	0,33	0,00		0,04	0,00	0,79	0,69	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coefficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-3,33**	-0,00	0,00	0,98	-1,96***	0,00	0,00	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-0,00	-3,48***
			Valor-p	0,01	0,03	0,00	0,00		0,72	0,82	0,00		0,02	0,00	0,63	0,72	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12	Coefficiente	0,06	-0,00	-0,20	0,53	-3,01***	0,04	-0,00	0,83	-2,34***	0,11	0,51	0,00	-0,00	-0,04	0,71	-0,32	-3,70***
			Valor-p	0,00	0,36	0,00	0,00		0,02	0,04	0,00		0,00	0,00	0,02	0,13	0,00	0,00	0,00	
<b>Serviços</b>		2000:01-2015:12	Coefficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-3,09***	0,00	-0,00	0,00	-2,56***	0,01	0,95	0,00	-0,00	-0,02	0,65	-0,15	-3,47***
			Valor-p	0,00	0,32	0,00	0,00		0,01	0,82	0,00		0,00	0,00	0,04	0,06	0,00	0,00	0,03	
		2000:01-2012:12	Coefficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-3,08***	0,00	-0,00	0,00	-2,33***	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,00	0,00	-0,00	-3,32***
			Valor-p	0,00	0,28	0,00	0,00		0,02	0,78	0,00		0,00	0,00	0,68	0,25	0,05	0,00	0,02	
		2013:01-2015:12	Coefficiente	0,50	-0,00	-0,71	0,27	-3,60*	0,37	-0,00	0,45	-3,13***	0,60	0,17	-0,00	0,00	0,03	0,27	-0,09	-3,56***
			Valor-p	0,00	0,01	0,00	0,15		0,00	0,04	0,01		0,00	0,45	0,06	0,17	0,00	0,16	0,59	
<b>Monitorados</b>		2000:01-2015:12	Coefficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-1,79***	-0,00	0,00	0,00	-0,11***	0,03	0,96	-0,00	0,00	-0,01	0,99	-0,44	-2,69***
			Valor-p	0,36	0,90	0,07	0,00		0,37	0,00	0,00		0,02	0,00	0,05	0,00	0,16	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coefficiente	0,04	-0,00	-0,04	0,71	-3,52*	0,01	-0,00	0,96	-2,34***	0,03	0,92	0,00	-0,00	-0,07	0,91	-0,39	-4,55**
			Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00		0,27	0,14	0,00		0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12	Coefficiente	-0,01	0,00	-0,14	0,63	-2,53***	0,11	0,00	0,86	-2,09***	-0,00	0,63	0,01	0,00	0,13	0,44	-0,11	-3,04***
			Valor-p	0,36	0,01	0,01	0,00		0,00	0,01	0,00		0,75	0,00	0,00	0,45	0,00	0,00	0,51	

(Continua)

(Continuação)

<b>Grupo 3</b>	<b>Alimentos e Bebidas</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-4,57 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,60 <sup>***</sup>	0,00	0,94	0,00	-0,00	-0,11	1,16	-0,52	-4,55 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,01	0,97	0,00	0,00		0,13	0,98	0,00		0,86	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,03	-0,00	-0,04	0,81	-4,28 <sup>R</sup>	0,00	0,00	0,00	-2,28 <sup>***</sup>	0,00	0,94	0,00	-0,00	-0,12	1,18	-0,53	-4,28 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,01	0,68	0,00	0,00		0,18	0,90	0,00		0,88	0,00	0,01	0,03	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,03	0,00	-0,14	0,35	-2,22 <sup>***</sup>	0,09	0,00	0,84	-2,69 <sup>***</sup>	0,05	0,76	0,00	-0,00	0,04	0,63	-0,72	-3,58 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,35	0,01	0,03	0,05		0,01	0,00	0,00		0,24	0,00	0,00	0,90	0,13	0,00	0,00	
	<b>Produtos Industriais</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-4,02 <sup>R</sup>	0,00	0,00	0,00	-2,11 <sup>***</sup>	0,00	0,00	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-0,00	-4,12 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,13	0,00	0,00		0,42	0,81	0,00		0,00	0,00	0,42	0,70	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,00	-0,00	-0,00	0,00	-4,25 <sup>R</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,26 <sup>***</sup>	0,00	0,95	0,00	-0,00	-0,03	1,10	-0,38	-3,73 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,01	0,00	0,00		0,37	0,60	0,00		0,49	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,05	0,00	-0,12	0,98	-2,23 <sup>***</sup>	-0,01	0,00	1,03	-0,67 <sup>***</sup>	0,07	0,83	-0,00	0,00	-0,00	0,98	-0,26	-2,48 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,04	0,61	0,03	0,00		0,75	0,14	0,00		0,02	0,00	0,15	0,02	0,54	0,00	0,23	
	<b>Serviços</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-3,09 <sup>***</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,56 <sup>***</sup>	0,01	0,95	0,00	-0,00	-0,02	0,65	-0,15	-3,47 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,32	0,00	0,00		0,01	0,82	0,00		0,00	0,00	0,04	0,06	0,00	0,00	0,00	
		2000:01-2012:12	Coeficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-3,08 <sup>***</sup>	0,00	-0,00	0,00	-2,33 <sup>***</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,00	0,00	-0,00	-3,32 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,28	0,00	0,00		0,02	0,78	0,00		0,00	0,00	0,68	0,25	0,05	0,00	0,02	
		2013:01-2015:12	Coeficiente	0,50	-0,00	-0,71	0,27	-3,60 <sup>*</sup>	0,37	-0,00	0,45	-3,13 <sup>***</sup>	0,60	0,17	-0,00	0,00	0,03	0,27	-0,09	-3,56 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,00	0,01	0,00	0,15		0,00	0,04	0,01		0,00	0,45	0,06	0,17	0,00	0,16	0,59	
	<b>Monitorados</b>	2000:01-2015:12	Coeficiente	0,00	0,00	-0,00	0,00	-1,79 <sup>***</sup>	-0,00	0,00	0,00	-0,11 <sup>***</sup>	0,03	0,96	-0,00	0,00	-0,01	0,99	-0,44	-2,70 <sup>***</sup>
			Valor-p	0,36	0,90	0,07	0,00		0,37	0,00	0,00		0,02	0,00	0,04	0,00	0,16	0,00	0,00	
2000:01-2012:12		Coeficiente	0,04	-0,00	-0,04	0,71	-3,52 <sup>*</sup>	0,01	-0,00	0,96	-2,34 <sup>***</sup>	0,03	0,92	0,00	-0,00	-0,07	0,91	-0,39	-4,55 <sup>***</sup>	
		Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00		0,27	0,14	0,00		0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00

(Continua)

(Continuação)

		2013:01-2015:12	Coefficiente	-0,01	0,00	-0,14	0,63	-2,54***	0,11	0,00	0,86	-2,09***	-0,00	0,63	0,01	0,00	0,13	0,44	-0,11	-3,03***
			Valor-p	0,36	0,01	0,01	0,00		0,00	0,01	0,00		0,75	0,00	0,00	0,46	0,00	0,00	0,51	

**Fonte:** Elaborado pela autora.

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%

<sup>R</sup> Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária

Os testes Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron usaram uma defasagem. O teste Zivot-Andrews usou duas defasagens.

**ANEXO**

## ANEXO A

## Quadro A.1 - Classificação do IPCA por natureza dos produtos

Quadro A.1 - Classificação do IPCA por natureza dos produtos<sup>21</sup>

<b>Preços Livres</b>
<b>Bens livres</b>
<b>1 Alimentos e bebidas</b>
<b>11 Alimentos comercializáveis</b>
111 Carnes (vermelha, frango e industrializadas) 1107.Carnes,1109.Carnes e peixes industrializados, 1110009.Frango inteiro, 1110010.Frango em pedaços
112 Arroz, panificados, farinhas e massas 1101002. Arroz, 1102.Farinhas, féculas e massas (exceto 1102023.Farinha de mandioca), 1112.Panificados
113 Bebidas, óleos, gorduras e doces 1104.Açúcares e derivados (exceto 1104003.Açúcar refinado e 1104004.Açúcar cristal), 1113.Óleos e gorduras, 1114.Bebidas e infusões
114 Leites, açúcar, sal e outros alimentos comercializáveis 1104003.Açúcar refinado, 1104004.Açúcar cristal, 1111.Leites e derivados, 1115.Enlatados e conservas, 1116.Sal e condimentos
<b>12 Alimentos não comercializáveis</b>
121 Tubérculos, hortaliças e verduras 1103.Tubérculos, raízes e legumes, 1105.Hortaliças e verduras
122 Feijão e farinha de mandioca 1101.Cereais (exceto 1101002. Arroz), 1102023.Farinha de mandioca
123 Frutas e outros alimentos não comercializáveis 1106.Frutas, 1108.Pescados, 1110044.Ovo de galinha
<b>2 Produtos industriais</b>
<b>21 Industriais duráveis</b>
211 Automóvel e moto 5102001.Automóvel novo, 5102020.Automóvel usado, 5102053.Motocicleta
212 Aparelhos eletroeletrônicos duráveis 3201001.Refrigerador, 3201002.Ar-condicionado, 3201006.Máquina de lavar roupa, 3201021.Fogão, 3201065.Forno de micro-ondas, 3202. TV, som e informática, 7201010.Instrumento musical, 7201019.Bicicleta
213 Mobiliário e outros duráveis 3101.Mobiliário, 4301.Joias e bijuterias, 6102.Óculos e lentes (exceto 6102003.Óculos sem grau), 7203001.Máquina fotográfica, 9101019.Aparelho telefônico
<b>22 Industriais semiduráveis</b>
221 Roupas e tecidos 3103.Cama, mesa e banho, 41.Roupas, 44.Tecidos e armarinho
222 Calçados e acessórios 42.Calçados e acessórios

(Continua)

<sup>21</sup> Quando a classificação indica uma categoria de nível superior ao subitem, todos os subitens a ela fazem parte do rótulo.

(Continuação)

<p>223 Autopeças, utensílios domésticos e outros semiduráveis</p> <p>3102.Utensílios e enfeites (exceto 3102035.Flores naturais, 3201012.Liquidificador, 3201013.Ventilador, 5102009.Acessórios e peças, 5102010.Pneu, 6102003.Óculos sem grau, 6201005.Aparelho ortodôntico, 6201006.Artigos ortopédicos, 7201002.CD e DVD, 7201023.Brinquedos, 7203002.Filme e flash descartável, 8103014.Artigos de papelaria</p>
<p><b>23 Industriais não duráveis</b></p> <p>231 Higiene pessoal e artigos de limpeza</p> <p>2104.Artigos de limpeza e 6301.Higiene pessoal</p> <p>232 Material de reparos e outros não duráveis</p> <p>2103.Reparos, 3102035.Flores naturais, 7201020.Alimento para animais, 8102.Leitura, 8103001.Caderno</p> <p>233 Cigarro</p> <p>7202041.Cigarro</p> <p>234 Combustíveis e óleo</p> <p>2201003. Carvão vegetal, 5104002. Etanol, 5102007. Óleo lubrificante</p>
<p><b>Serviços livres</b></p>
<p><b>3 Serviços</b></p>
<p><b>31 Alimentação fora do domicílio</b></p> <p>311 Refeição</p> <p>1201001.Refeição</p> <p>312 Lanche e café da manhã</p> <p>1201003.Lanche, 1201005.Café da manhã</p> <p>313 Bebidas e doces</p> <p>1201.Alimentação fora do domicílio (exceto 1201001.Refeição, 1201003.Lanche e 1201005.Café da manhã)</p>
<p><b>32 Educação</b></p> <p>321 Ensino superior</p> <p>8101005.Ensino superior</p> <p>322 Ensino fundamental e médio</p> <p>8101003.Ensino fundamental, 8101004.Ensino médio</p> <p>323 Cursos diversos</p> <p>8101014.Cursos diversos</p> <p>324 Creche e educação infantil</p> <p>8101001.Creche, 8101002.Educação infantil</p>
<p><b>33 Moradia</b></p> <p>331 Aluguel residencial</p> <p>2101001.Aluguel residencial</p> <p>332 Condomínio</p> <p>2101002.Condomínio</p> <p>333 Mudança</p> <p>2101012.Mudança</p>
<p><b>34 Serviços Pessoais</b></p> <p>341 Empregado doméstico</p> <p>7101010.Empregado doméstico</p>

(Continua)

(Continuação)

<p>342 Cabeleireiro, manicure, barbeiro e depilação 7101005.Manicure, 7101009.Cabeleireiro, 7101014.Depilação</p> <p>343 Serviço bancário, conselho de classe e outros 7101001.Costureira, 7101036.Despachante, 7101076.Serviço bancário, 7101090.Conselho de classe</p>
<p><b>35 Lazer, turismo e comunicação</b></p> <p>351 Lazer (danceteria, cinema, clube e outros) 7201001.Cinema, 7201003.Ingresso para jogo, 7201006.Clube, 7201052.Locação de DVD, 7201054.Boate e danceteria, 7201068.Motel, 7203003.Revelação e cópia, 8103002.Fotocópia</p> <p>352 Turismo (avião, hotel e excursões) 5101010.Passagem aérea, 7201090.Hotel, 7201095.Excursão</p> <p>353 Telefone celular 9101008.Telefone celular</p> <p>354 Outros: Internet e TV por assinatura 9101010.TV a cabo (até dez/2011), 9101018.Acesso à internet (após jul/2006), 9101021.Telefone com internet – pacote (após jan/2012), 9101022.TV por assinatura com internet (após jan/2012)</p>
<p><b>36 Serviços diversos: saúde, manutenção e transporte</b></p> <p>361 Consertos e manutenção de veículos ou artigos de residência 3301.Consertos e manutenção, 5102011.Conserto de automóvel, 5102037.Pintura de veículo</p> <p>362 Serviços automotivos e de transporte 5101026.Transporte escolar, 5102005.Seguro voluntário de veículo, 5102013.Estacionamento, 5102019.Lubrificação e lavagem</p> <p>363 Saúde (médico, hospital, dentista, psicólogo) 6201002.Médico, 6201003.Dentista, 6201008.Tratamento psicológico e fisioterápico, 6202.Serviços laboratoriais e hospitalares</p>
<b>Preços Monitorados ou Administrados</b>
<b>4 Monitorados</b>
<p><b>41 Energia</b></p> <p>411 Gasolina 5104001.Gasolina</p> <p>412 Energia elétrica residencial 2202003.Energia elétrica residencial</p> <p>413 Gás, diesel e carvão 5104003.Óleo diesel, 2201.Combustíveis (domésticos) (exceto 2201003.Carvão vegetal )</p>
<p><b>42 Saúde</b></p> <p>421 Medicamentos 6101.Produutos farmacêuticos</p> <p>422 Plano de saúde 6203001.Plano de saúde</p>
<p><b>43 Transporte público</b></p> <p>431 Ônibus urbano 5101001.Ônibus urbano</p>

(Continua)

(Continuação)

432	Outros meios de transporte públicos
	5101002.Táxi, 5101004.Trem, 5101006.Ônibus intermunicipal, 5101007.Ônibus interestadual, 5101011.Metrô, 5101022.Transportes hidroviário
<b>44</b>	<b>Monitorados diversos: telefone, taxas e jogos</b>
441	Telefone fixo e público
	9101002.Telefone fixo e 9101003.Telefone público
442	Taxa de água e esgoto
	2101004.Taxa de água e esgoto
443	Taxas sobre veículos, jogos e outros monitorados
	5102004.Emplacamento e licença, 5102015.Pedágio, 7201063.Jogos de azar, 9101001.Correio

**Fonte:** Martinez (2015b).