BRUNO BRAGA RAMALHO

Matrícula 11321ECO026

INÉRCIA INFLACIONÁRIA: O CASO DA CIDADE DE UBERLÂNDIA

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

INSTITUTO DE ECONOMIA

2017

BRUNO BRAGA RAMALHO

Matrícula 11321ECO026

INÉRCIA INFLACIONÁRIA: O CASO DA CIDADE DE UBERLÂNDIA

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Cleomar Gomes da Silva

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

INSTITUTO DE ECONOMIA

BRUNO BRAGA RAMALHO

Matrícula 11321ECO026

INÉRCIA INFLACIONÁRIA: O CASO DA CIDADE DE UBERLÂNDIA

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

BANCA EXAMINADORA: Aderbal Oliveira Damasceno e Marcelo Araújo Castro

Uberlândia, 19 de setembro de 2017

_____

Prof. Cleomar Gomes da Silva

_____

Prof. Aderbal Oliveira Damasceno

_____

Prof. Marcelo Araújo Castro

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu professor orientador Cleomar Gomes da Silva por todo o apoio que me deu ao longo dos dois anos em que me orientou em duas iniciações científicas e na monografia, no qual me orientou desde a escolha dos temas, nas instruções passo a passo de como eu deveria montar minha pesquisa e pelas correções de cada versão que eu enviei.

Agradeço aos meus pais e irmãos pelo apoio ao longo desses quatro anos de faculdades, que além de me apoiaram imensamente em todas minhas escolhas me deram todo o suporte necessário para que eu pudesse concluir essa etapa da minha vida.

Agradeço a todos os meus colegas de turma, em especial a Valdecy Caetano, Paulo Vitor Veloso, Leonardo Zumpano, Lívia Amaral, Matheus Vieira, Mariana Lara, Paulo Henrique Costa e Álvaro Melo que iniciaram esse ciclo comigo e também aqueles que passaram a fazerem parte da nossa turma ao longo da faculdade Bruno Franco e Pâmela Alves.

Agradeço a todos meus amigos de Batatais, minha cidade natal, por todo apoio que me deram nesses anos que eu estive longe e me deram muito apoio para que eu pudesse manter foco na faculdade e concluir essa etapa.

Por fim, agradeço a todo o corpo docente do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia por tudo que me ensinaram durante esses quatro anos de curso.

Sumário

Resumo 6
Abstract 7
INTRODUÇÃO 8
1. UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA 9
2. DINÂMICA DA INFLAÇÃO DE UBERLÂNDIA – MG E DO BRASIL 12
3. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA: MODELOS ARFIMA E QUEBRAS ESTRUTURAIS 15
3.1 Modelos ARFIMA 15
3.2. Quebras Estruturais 16
4. DADOS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA 18
5. RESULTADOS 19
5.1. Testes de Raiz Unitária 19
5.2. Testes de Raízes Unitárias com Quebras Estruturais 19
5.3. Modelos ARFIMA 20
5.4. ARFIMA e Quebra Estrutural 21
CONCLUSÃO 22
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 23

Resumo

Este trabalho analisa empiricamente a inércia inflacionária na cidade de Uberlândia – MG, comparando-a com o caso brasileiro. Para o período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2016, são utilizados os Modelos ARFIMA e testes de quebras estruturais. Os resultados mostram que a inércia da inflação uberlandense é caraterizada por uma reversão à sua média, com pouca memória. Isso se traduz em uma inércia controlada e condizente com os patamares inflacionários observados na cidade e no Brasil. Além disso, quebras estruturais parecerem não influenciar os resultados encontrados.

Palavras-Chave: Inércia Inflacionária, Modelos ARFIMA, Dependência de Longo Prazo.

JEL: C22, E31

Abstract

This paper empirically analyzes the inflation inertia in the city of Uberlândia – MG, comparing with the Brazilian case. For the period between January 1999 and December 2016, ARFIMA Models and structural break tests are used. The results show that inflation inertia in Uberlândia shows mean reversion, with short memory. This translates into controlled inertia and it is consistent with the inflationary levels observed in the city and in Brazil. In addition, structural breaks do not seem to influence the results found.

Keywords: Inertial Inflation, ARFIMA Models, Long Run Dependence.

JEL: C22, E31

INTRODUÇÃO

É de fundamental importância o estudo sobre as variações nos níveis gerais de preços de uma economia, e tal fato tem grande relevância quando se discutem o comportamento dos agentes econômicos e desequilíbrios reais na economia. Há diversas discussões sobre os motivos que levam uma economia ao processo inflacionário, e, neste estudo, o foco principal é a inércia inflacionária para o caso brasileiro e, também, para a caso específico da cidade de Uberlândia – MG.

A discussão sobre o processo inflacionário conta com diversas teorias e estudos empíricos que, de forma convencional, explicam a variação no nível geral de preços como uma suposição de excesso de moeda na economia. Porém, para o caso brasileiro, vários estudos teóricos como os de Modiano (1983), Lopes (1985), Resende (1985), Fuhrer (2010) e alguns trabalhos empíricos como Tejada e Portugal (2001), Figueiredo e Ferreira (2002), dentre outros, expressam que a inflação brasileira tende a ter caráter marcadamente inercial.

A persistência inflacionária ocorre em, praticamente, todas as economias do mundo, e no Brasil este fato não é muito diferente. Mesmo com o sucesso do Plano Real em 1994, observa-se que ainda há uma grande indexação de preços na economia, causando influência direta no comportamento dos agentes econômicos.

Para aprofundar-se melhor nesse assunto, é importante entender a diferença entre choque e tendência inflacionária. Se fosse possível calcular de forma exata qual é o efeito dos choques sobre a taxa de inflação observada, a componente isolada não explicada pelos choques é, então, a tendência inflacionária. Portanto, na ausência dos choques, a taxa de inflação corrente é igual a essa tendência (FIGUEIREDO; MARQUES, 2007).

Este artigo está dividido em seções da seguinte maneira: após esta introdução, na primeira seção é exposta uma revisão da literatura, tanto empírica quanto teórica, abordando os casos de persistência inflacionária nacional e internacional, e também os casos regionais. A seção 2 trata sobre a dinâmica da inflação no Brasil e em Uberlândia. A seção 3, por sua vez, expõe a metodologia econométrica dos modelos ARFIMA (*Auto-Regressive-Fractionally-Integrated-Moving-Average)* e das quebras estruturais. Em seguida, a seção 4 apresenta os dados e a estatística das variáveis em questão. E a última seção, 5, analisa os resultados, sendo dividida em partes: primeiramente, os testes de raiz unitária, e, em seguida, os testes de raiz unitária com quebras estruturais. Após essa etapa, são expostos os resultados dos testes ARFIMA e Quebra Estrutural, finalizando-se o texto com a conclusão a que chega este estudo.

1. UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

A persistência inflacionária é um assunto discutido há alguns anos e têm sido utilizados diversos métodos econométricos para explicar empiricamente esse fenômeno econômico. Fuhrer (2010) traz a definição da persistência como um análogo econômico da inércia da física, definindo-a como a resistência de um corpo em mudar sua velocidade, a menos que seja influenciada por uma força externa. Assim, desde uma perspectiva econômica e analisando-se a inflação, a mudança no nível de preços é tida como persistente quando se mantém constante na ausência de uma força econômica que a leve ao nível atual. Fuhrer e Moore (1995) analisaram a persistência inflacionária nos E.U.A utilizando o método Phelps-Taylor e chegaram à conclusão de que essa especificação implicou pouca persistência inflacionária no país.

Outros autores estudaram a persistência inflacionária, como Bresser-Pereira e Nakano (1984, 1986), que exerceram importante influência nas políticas anti-inflacionárias no Brasil. Batini e Nelson (2001), a seu turno, analisaram o caso no Reino Unido utilizando como base a evidência de Friedman (1972) sobre o atraso entre as ações de política monetária e a resposta da inflação. Gadzinski e Orlandi (2004), por sua vez, em seu trabalho, abordaram a persistência inflacionária na União Europeia, na área do Euro e nos E.U.A, concluindo que na Eurozona a persistência inflacionária está na mesma linha que nos EUA Além de Batini (2006), que também analisou a inflação na área do euro e concluiu que a persistência da inflação nessa região poderia ser um fenômeno intrínseco, em vez de um "acidente estatístico" devido à agregação.

Outro estudo relevante foi realizado por Alogoskoufis (1992), que analisou a dinâmica da inflação e os regimes monetários e cambiais internacionais nas economias industriais entre 1953 e 1987. De acordo com o autor, os regimes cambiais fixos, como o padrão-ouro internacional e o padrão dólar-ouro, que ocorreram com Bretton Woods, estão diretamente associados à persistência negligenciável inflacionária, enquanto os regimes cambiais gerenciados são associados à alta persistência inflacionária. Além disso, o estudo registra que uma variação positiva na taxa de câmbio com regimes de câmbio flexíveis resulta em uma maior persistência inflacionária.

Pivetta e Reis (2007) estudaram o caso americano entre 1965 e 2001, em um trabalho empírico com diferentes métodos e procedimentos de estimação. Em todos, chegaram à conclusão de que a persistência inflacionária foi alta e praticamente inalterada ao longo do período de análise.

Em relação ao caso brasileiro, Tejada e Portugal (2001), em uma análise econométrica dos efeitos dos planos de estabilização implementados a partir de 1986 sobre o comportamento da inflação, chamados de Plano Cruzado I e II, Plano Collor e Plano Real, perceberam que, com o Plano Real, além de se ter reduzido a taxa de inflação a baixos níveis por um longo período de tempo, houve uma queda consistente no grau de inércia inflacionária da economia.

Campêlo e Cribari-Neto (2003) analisaram os dados do Brasil de janeiro de 1974 até junho 1993 e concluíram que os resultados sugeriam que o grau de inércia inflacionária no país é baixo. Entretanto, Cribati-Neto e Cassiano (2005), em um trabalho também empírico, encontraram resultados diferentes, afirmando haver inércia inflacionária na dinâmica de inflação brasileira, constatação que corrobora o trabalho de Cati et alii (1999). Ademais, Cribati-Neto e Cassiano (2005) também encontraram o mesmo resultado de Tejada e Portugal (2001), de que o Plano Real foi capaz de reduzir o grau de persistência inflacionária brasileira.

Em relação aos estudos de persistência inflacionária, vários foram levados a cabo em diferentes países, como o de Coenen (2003), que estudou o caso na área do Euro; Ortega (2003), que realizou uma análise empírica das principais economias europeias; e Reis (2003), que analisou o caso americano, concluindo que há grande persistência inflacionária e, também, correlação positiva entre a persistência de desemprego e inflação.

Davig e Doh (2009), em seu trabalho, também analisaram o caso americano, e Yıldırım, Özdemir e Doğan (2013) pesquisaram a persistência inflacionária nos preços de energia dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD). E, em relação aos trabalhos brasileiros concernentes à persistência inflacionária, podem ser mencionados os estudos teóricos de Lopes (1985), Simonsen (1988), Serrano (2010) e Bonomo, Carrasco e Moreira (2003).

As pesquisas empíricas referentes à persistência inflacionária utilizando a Curva de Phillips são de fundamental importância também para explicar a dinâmica da inflação no Brasil. Nesse sentido, é importante destacar trabalhos importantes, como o de Neto (2010), que estimou uma Curva de Phillips novo-keynesiana, para o período de abril de 2000 a outubro de 2008, e identificou que a persistência inflacionária é fator determinante na dinâmica da inflação brasileira. Já em relação aos casos de persistência geral que englobam a Curva de Phillips, podem ser citados os estudos de Steinsson (2003) e de Gali, Gertler e López-Salido (2001).

Doornik e Ooms (2004) analisaram os processos inflacionários nos casos americano e britânico empregando a metodologia ARFIMA. Para os EUA, foram utilizados dados trimestrais do primeiro trimestre de 1957 até o quarto trimestre de 2003, registrando-se que a

inflação americana pode ser concebida como estacionária. Já em relação ao Reino Unido, foram usados os dados do primeiro trimestre de 1959 até o segundo trimestre de 2002, e os parâmetros estimados registraram que não há estacionariedade na série britânica.

Gil-Alana (2005) modelou o registro da taxa de inflação dos EUA por meio de processos fracamente integrados. Assim, os resultados levaram o autor à conclusão de que a inflação nos EUA tende a ser antipersistente, uma vez que a ordem de integração é menor do que zero.

Reisen, Cribari-Neto e Jensen (2003) executaram um trabalho que contestou os autores que argumentavam que a dinâmica inflacionária no Brasil segue um processo de raiz unitária, apresentando, desse modo, inércia. Utilizando os modelos ARFIMA, os autores concluem que a dinâmica inflacionária brasileira é mais bem modelada por um processo de longa memória do que por um mecanismo de raiz unitária. Portanto, tal fato implica que não há inflação inercial, contrariando os outros autores.

Figueiredo e Marques (2007) investigaram a dependência de longo prazo da inflação brasileira, descrevendo-a como um processo fracionário integrado tanto na média quanto na variância. Para tanto, esses autores empregaram a metodologia ARFIMA-FIGARCH, e chegaram à conclusão de que, para o período pós-Plano Real, a inflação brasileira exibe um comportamento estacionário em seus dois primeiros momentos, com lento decaimento hiperbólico, com indícios de longa memória na média e na variância do processo.

Em outro estudo, Da Silva, Lopes e Rebelo (2009) fizeram uma análise empírica em relação à persistência inflacionária por meio da metodologia econométrica ARFIMA para os seguintes países de economias semelhantes: Brasil, Chile, México e Turquia. A conclusão do trabalho foi a de que o grau de persistência ao índice de preços ao consumidor de cada país não difere dos valores encontrados para o Brasil. Portanto, esse argumento não seria válido para justificar uma trajetória mais fraca de queda da taxa de juros SELIC.

Figueiredo e Marques (2011) analisaram o período de 1944 até 2009, com uma estrutura fracionária com mudança de regime markoviana, MS-ARFIMA, fornecida por Tsay e W. (2009), e um modelo ARFIMA. Em seu trabalho, os autores registraram uma vigência de dois regimes distintos, com ambos apresentando alta persistência, de modo que o regime de baixa inflação é o mais persistente. Além disso, também concluíram que a memória de longo prazo da inflação é sensível a mudanças de regime. Dessa forma, podemos identificar uma contribuição importante para o caso brasileiro de que há um indicador de solidez da estabilidade de preços que vigora na economia nos 15 anos antecedentes à pesquisa.

Mapeli e Gomes (2016), mais recentemente, analisaram a inflação de serviços e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA agregado para o caso brasileiro no período de janeiro de 1999 até dezembro de 2014, utilizando testes para a verificação de quebras estruturais, o modelo econométrico ARFIMA e os testes convencionais de raiz unitária. O objetivo da pesquisa era a análise do dilema da persistência inflacionária na inflação de serviços, também conhecido como *services inflation persistence puzzle.* Os resultados encontrados mostraram que a persistência inflacionária na inflação de serviços é maior que no IPCA agregado, porém, com as quebras estruturais, a inflação de serviços passa a ter características de antipersistência e estacionária.

Em relação aos demais estudos referentes à inflação inercial que empregaram os modelos econométricos ARFIMA, ARIMA ou GARCH, podem ser citados: Koop, Osiewalski e Steel (1995) e Gier e Perry (2000), para o caso americano; Baillie, Chung e Tieslau (1996), que analisaram dados de Argentina, Brasil, Canadá, França, Alemanha, Israel, Itália, Japão, Reino Unido e EUA; Gadea e Mayoral (2006), para os países da OECD; e Franta, Saxa e Šmídková (2007), para os países da zona do Euro e para novos membros da União Europeia (Chipre, Eslovênia, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Malta, Polônia, República Tcheca e República Eslovaca). No tocante ao Brasil, podem ser mencionados os trabalhos de Novaes (1991) e Chan (2009).

Acerca do fenômeno da persistência inflacionária em uma análise regional, há um artigo de Da Silva e Vieira (2013), que investigaram a taxa de inflação (IPCA) das regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Brasília e Goiânia utilizando a metodologia econométrica ARFIMA com quebras estruturais. Com dados de agosto de 1999 a dezembro de 2011, os resultados indicaram que há persistência inflacionária nessas regiões, porém com estacionariedade e reversão à média de longo prazo. Ademais, segundo os autores, houve efeito das quebras estruturais, principalmente, no Rio de Janeiro e no Recife.

2. DINÂMICA DA INFLAÇÃO DE UBERLÂNDIA – MG E DO BRASIL

Primeiramente, é importante analisar como ocorreu a variação recente dos índices que serão analisados de forma empírica nesta pesquisa. Analisando-se o IPCA, nota-se que os grupos com peso mais alto são os de “Alimentação e bebidas”, “Transportes” e “Habitação”, que apresentaram peso no índice geral de 25,83%, 17,94% e 15,37%, respectivamente. Observa-se que, no ano de 2016, a variação mensal de “Saúde e cuidados pessoais” foi a maior,

fato que ocorreu devido aos reajustes dos planos de saúde, que chegaram a 13,55%, e pelos remédios, que ficaram 12,5% ais caros[1]. Além disso, a inflação geral tem girado em torno de 6%, com exceção de 2015, cuja taxa foi de 10,67%.

Tabela 1
IPCA e Grupos (% anual)

	Peso (Dez/16)	2012	2013	2014	2015	2016
IPCA Total	100	5,84	5,91	6,41	10,67	6,29
Grupo 1 - Alimentação e bebidas	25,83	9,86	8,48	8,03	12,03	8,62
Grupo 2 - Habitação	15,37	6,79	3,4	8,8	18,31	2,85
Grupo 3 - Artigos de residência	4,18	0,84	7,12	5,49	5,36	3,41
Grupo 4 - Vestuário	5,95	5,79	5,38	3,63	4,46	3,55
Grupo 5 - Transportes	17,94	0,48	3,29	3,75	10,16	4,22
Grupo 6 - Saúde e cuidados pessoais	11,62	5,95	6,95	6,97	9,23	11,04
Grupo 7 - Despesas pessoais	10,73	10,17	8,39	8,31	9,5	8
Grupo 8 - Educação	4,65	7,78	7,94	8,45	9,25	8,86
Grupo 9 - Comunicação	3,7	0,77	1,5	-1,52	2,11	1,27

Fonte: IBGE (2017).

Outro índice analisado nesta pesquisa é o Índice de Preços ao Consumidor (IPC/CEPES), que investiga as variações de preços de um conjunto de produtos consumidos pela população de Uberlândia-MG. O Índice segue a mesma lógica do IPCA, sendo mensal e cujo resultado advém da comparação de preços nos 30/31 dias de dois meses, um de referência e o outro, de base. Segundo o Boletim do CEPES do 1º Quadrimestre de 2017[2], o IPC/CEPES sofreu uma consistente reestruturação no sistema e metodologia de cálculo, empregando a mesma metodologia do Sistema Nacional de Índice de Preços – SNIPC do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dessa forma, o índice segue a mesma lógica dos outros produzidos pelo IBGE, como, por exemplo, o IPCA.

Comparando as variações mensais dos grupos no IPC/CEPES, de 2012 até 2016, é possível observar que o grupo de maior importância para o índice é o de "Alimentação e bebidas", com peso de 25,71%, cuja variação foi de 8,66% em 2016, pouco menor que no ano anterior, de 9,89%. O destaque é dado ao componente "Habitação", em 2015, que atingiu a taxa de 19,81% no ano, de forma que o que mais contribuiu para esse aumento foram os reajustes de março e abril na conta de energia.

[1] Para mais informações, verificar as variações mensais de todos os itens do IPCA em: <http://www.ibge.gov.br/> Acesso em: 11 out. 2017.
[2] Disponível em: <http://www.ie.ufu.br/CEPES>.

Analisando esses anos, é perceptível que a inflação recente em Uberlândia gira em torno de 5%, com algum desvio, sendo a única exceção, como já dito, o ano de 2015, tal como ocorreu com o IPCA.

Tabela 2
IPC/Cepes e Grupos (% anual)

	Média peso 2016	2012	2013	2014	2015	2016
IPC Total	100	6,36	4,59	5,22	10,53	5,33
Grupo 1 - Alimentação e bebidas	25,71	8,59	7,68	4,31	9,89	8,66
Grupo 2 - Habitação	17,49	6,4	0,7	7,44	19,81	-1,53
Grupo 3 - Artigos de residência	6,75	0,05	1,97	3,14	7,3	9,95
Grupo 4 - Vestuário	6,85	0,26	-0,13	1,42	2,41	2,46
Grupo 5 - Transportes	19,16	4,64	4,67	4,67	9,37	4,57
Grupo 6 - Saúde e cuidados pessoais	9,99	8,32	4,16	5,96	8,22	8,99
Grupo 7 - Despesas pessoais	6,8	11,22	9,48	9,71	5,14	8,98
Grupo 8 - Educação	2,45	6,46	7,12	6,08	8,33	8,71
Grupo 9 - Comunicação	4,8	2,59	0,41	1,3	2,72	0,91

Fonte: CEPES (2017).

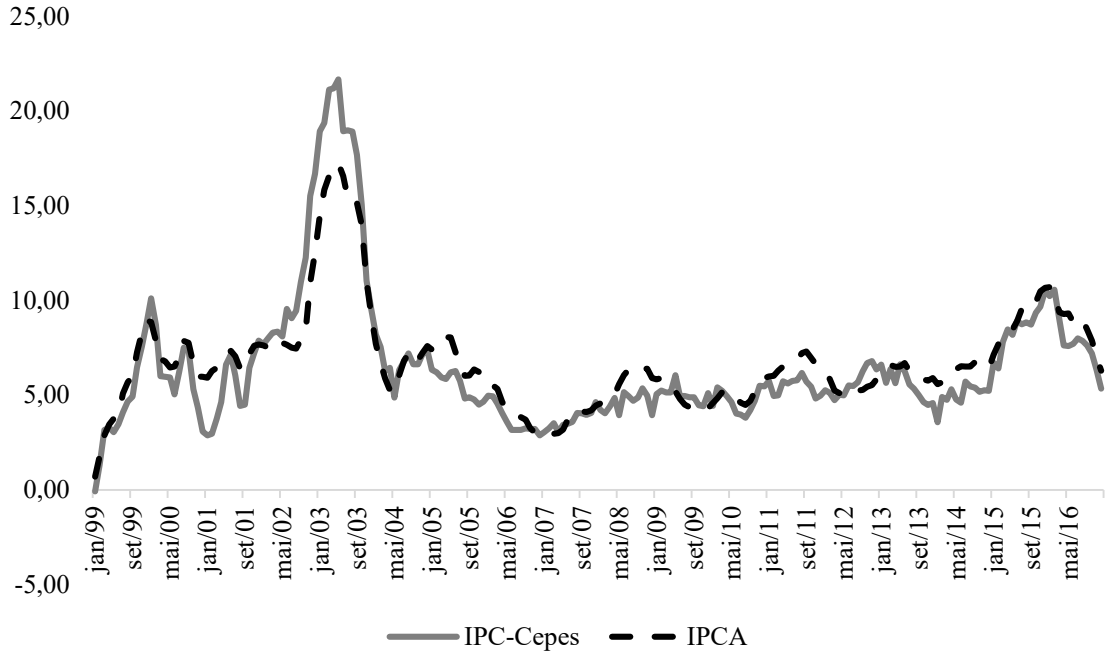
Quando se compara a variação mensal dos dois índices que serão discutidos neste artigo, é possível notar a existência de grande correlação entre ambos, e, na maior parte dos meses, a variação tem a mesma direção. Além disso, observa-se, no gráfico, que o IPCA, na maioria dos meses, está pouco acima do IPC/CEPES. E, como visto na linha de tendência, que é um pouco superior nos últimos anos, pode-se afirmar que a inflação no Brasil, em geral, tende a ser um pouco maior do que na cidade de Uberlândia. Por fim, nota-se que o IPC/CEPES apresenta um desvio maior que o IPCA, principalmente nos meses em que a inflação teve uma variação maior evidente.

O Gráfico 1 permite entender a dinâmica da inflação nesse período de análise, e, para compreender melhor a tendência do índice, foi considerada a inflação acumulada em 12 meses. Percebem-se, assim, dois períodos em que há elevação na taxa de inflação, tanto no IPCA quanto no IPC/CEPES, no início dos anos de 2003 e 2016.

No primeiro período em que há maior elevação de taxa de inflação da série analisada, essa variação é explicada por alguns fatores políticos da época. De acordo com Bresser-Pereira e Gomes (2008), o fato de o mercado não conhecer as tendências do governo, o problema da dominância fiscal relacionado ao novo aumento na taxa de juros e a persistência de uma alta vulnerabilidade externa expresso em um alto índice de dívida externa/exportações levaram a uma desconfiança em relação ao pagamento da dívida. Contudo, em 2004, percebe-se uma melhora com a condução da política monetária de forma ortodoxa, que acalmou os credores. Já

no segundo período considerado, os motivos para a elevação da taxa de inflação foram os reajustes de vários itens que têm grande importância na composição do índice.

Gráfico 1
Taxa de Inflação do IPCA e IPC/CEPES (variações % em 12 meses)



Fonte: IBGE (2017) e CEPES (2017).

3. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA: MODELOS ARFIMA E QUEBRAS ESTRUTURAIS

3.1. Modelos ARFIMA

Para a análise empírica desta pesquisa, é empregada a mesma metodologia que Mapeli e Gomes (2016) utilizaram para analisar o IPCA e suas desagregações em IPCA-Serviços e IPCA-Bens. Primeiramente, são feitos os diferentes testes de raiz unitária como Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)[3]. Segundo Da Silva e Vieira (2013), essa é uma das maneiras de se analisar a persistência de forma univariada, e, de acordo com os resultados, pode-se assumir se a série é estacionária ou não.

Conforme Mapeli e Gomes (2016), outro modo para se testar a persistência univariada é fazer uso dos modelos ARFIMA (Auto-Regressivos Fracionários de Médias Móveis), que são uma generalização dos modelos ARIMA (p,d,q) com a vantagem de a ordem de integração 'd' poder ser fracionada entre 0 e 1. Além disso, é importante mencionar que os modelos ARFIMA

[3] Ver Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

auxiliam na resolução do problema amplamente conhecido do baixo poder dos tradicionais testes de raiz unitária. E esses modelos ARFIMA ainda são de fundamental importância para modelar conjuntamente as dinâmicas de curto e longo prazos dos processos inflacionários, via estimação das funções de resposta aos impulsos.

A seguir, tem-se um modelo ARMA (p,q):

$$y_t = \propto_1 y_{t-1} + \cdots + \propto_m \propto_{t-m} + \xi_t + \beta_1 \xi_{t-1} + \cdots + \beta_n y_{t-n}, t = 1, \ldots, T. \quad (1)$$

onde $\xi_t \sim NID\ [0, \sigma_\xi^2]$.

Um processo integrado de ordem 'd' pode ter a seguinte representação:

$$(1 - L)^D y_t = \emptyset(L) u_t \quad (2)$$

com $\sum_{j=0}^{\infty} |\emptyset_j| > \infty$. Geralmente, assume-se que d=1, ou que a primeira diferença da série é estacionária. Contudo, valores fracionados de 'd' podem ser de grande utilidade.[4]

Em relação aos modelos ARFIMA, três são os mais utilizados: Perfil Modificado de Verossimilhança (Modified Profile Likelihood – MPL), Mínimos Quadrados Não Lineares (Nonlinear Least Squares - NLS) e Máxima Verossimilhança Exata (Exact Maximum Likelihood – EML).[5] Analisando-se cada um desses modelos, verifica-se uma semelhança de definição entre EML e MPL, que impõem -1 < d < 0,5. Quando o modelo incluir variáveis regressoras e se a amostra for pequena, é preferido usar o MPL em vez do EML.

A metodologia NLS, por sua vez, permite que d > -0,5 e pode ser utilizada na estimação de séries não estacionárias (BAILLIE; CHUNG; TIESLAU, 1996). Apesar de as séries examinadas serem estacionárias, utilizaremos a metodologia NLS, pois a EML é seriamente viesada para baixo para valores de 'd' próximos de 0,5 e maiores que 0,5. Desse modo, é mais apropriado empregar a metodologia NLS, que não sofre esses vieses usuais.

3.2. Quebras Estruturais

A fim de se analisar a ordem de integração das séries, primeiramente, assim como em Mapeli e Gomes (2016), aplicam-se os testes de raiz unitária, como ADF e o KPSS. E, além deles, também será aplicado o PP. Entretanto, testes como ADF podem falhar em rejeitar uma raiz unitária devido à má especificação da tendência determinística, conforme Perron (1989).

[4] O leitor pode consultar Granger e Joyeux (1980) e/ou Hosking (1981) para compreender melhor os modelos integrados fracionados. Ainda acerca desse ponto, Hamilton (1994) também traz revisão sobre o tópico.
[5] Estes métodos estão disponíveis no pacote econométrico OxMetrics de Doornik e Ooms (2001).

Diante disso, Perron (1989, 1997) e Zivot e Andrews (1992) estendem o teste ADF considerando uma quebra exógena para se evitar esse problema. Assim, é importante mencionar que as quebras estruturais têm importância para saber se uma série tem um processo de memória longa ou se, de fato, só ocorre por ser influenciada por tais quebras.

Neste estudo, são utilizadas as quebras propostas por Perron (1989), que propôs um teste de raiz unitária capaz de lidar com a possibilidade de ocorrência de duas quebras estruturais considerando dois tipos de eventos: *outliers* aditivos (AO) ou inovativos (IO). No entanto, ressalva-se, somente será abordado o primeiro nesta pesquisa.[6]

Os chamados eventos AO tratam de mudanças bruscas nas séries, ao passo que os eventos IO avaliam uma mudança gradual na média das séries. Os autores expandem as estatísticas de Perron e Vogelsang (1992) para o caso de duas mudanças na média, e a ideia desses testes de raiz unitária com quebras estruturais é desenvolver uma estrutura capaz de lidar com as limitações dos resultados empíricos anteriores, em que os testes de raiz unitária não são capazes de rejeitar a hipótese nula (não estacionariedade). Nesse sentido, os autores enfatizam que a contribuição da metodologia está associada ao fato de algumas variáveis revelarem a presença de várias quebras estruturais, e os testes devem ser capazes de captar tais quebras.

Na sequência, está a hipótese nula testada por Perron (1989), que segue a dinâmica da inovação:

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \varphi(L)(\theta D_t(T_b) + \gamma DU_t(T_b) + \epsilon_t) \qquad (3)$$

onde ϵ_t são inovações *i.i.d.*, e $\varphi(L)$ é um polinômio de atraso representando a dinâmica de processo de ARMA estacionário e inversível. Observe-se, ainda, que as variáveis de quebra entram no modelo com a mesma dinâmica de inovações.

Na hipótese alternativa, é assumido um modelo estacionário de tendência com quebra na intercepção e na tendência, seguindo a dinâmica da inovação, que é dada por:

$$y_t = \mu + \beta t + \varphi(L)(\theta D_t(T_b) + \gamma DU_t(T_b) + \epsilon_t) \qquad (4)$$

com as quebras seguindo, novamente, a dinâmica da inovação.

[6] Ver Perron (1989), Banerjee et al. (1992); Zivot e Andrews (1992); Perron (1997) e Vogelsang e Perron (1998) como parte da literatura associada ao desenvolvimento dos testes de quebras estruturais para variáveis de tendência com quebras, além de Perron (1990) e Perron e Vogelsang (1992a e 1992b), considerando os casos em que apenas uma mudança na média está presente. Lee e Strazicich (2003) desenvolvem, ainda, o teste de raiz unitária LM para duas quebras endógenas.

A hipótese de raiz unitária pode ser testada por meio da estimação da expressão na sequência para o caso em que duas quebras fazem parte do *outlier* inovativo (IO). Assim, a partir de Dickey-Fuller (1979), pode-se definir uma equação como:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \omega D_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-1} + u_t \qquad (5)$$

Dessa maneira, utiliza-se o *t-statistic* para comparar $\hat{\alpha}$ com 1 para avaliar a hipótese nula, da mesma forma que acontece com a equação convencional de Dickey-Fuller (1979) para equações de teste de raiz unitária. Assim, tem-se a diferença *k* com *y* incluída nas equações de testes para eliminar o efeito da estrutura de correlação de erro na distribuição assintótica da estatística. Em um panorama geral, podemos estimar diferentes modelos de hipótese nula e alternativa com restrições na tendência e na quebra dos parâmetros.[7]

4. DADOS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Os dados desta pesquisa foram extraídos do Banco Sidra do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e referem-se a um conjunto de produtos incluídos no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que é produzido pelo IBGE desde o ano de 1970. A partir de junho de 1999, esse índice passou a ser utilizado pelo Banco Central do Brasil para acompanhar os objetivos estabelecidos no sistema de metas de inflação.

É considerado o índice oficial de inflação do país, e o período de análise compreende de janeiro de 1999 até dezembro de 2016. E os dados referentes ao Índice de Preços ao Consumidor (IPC/CEPES) foram cedidos pelo Centro de Pesquisas Econômico-Sociais (CEPES).

A estatística descritiva dos dados está disposta na Tabela 3. Analisando-se as estatísticas do IPCA e do IPC/CEPES, nota-se que a maior média e a maior mediana são do IPCA, porém o maior valor de máximo e o menor valor de mínimo é do IPC/CEPES. Dessa forma, o seu desvio padrão passa a ser maior que o do IPCA.

[7] Para mais informações, ver: Perron (1989), Perron e Vogelsang (1992a, 1992b) e Vogelsang e Perron (1998).

Tabela 3
Estatística Descritiva (Jan/99 - Dez/16)

	IPCA	IPC CEPES
Média	0,55	0,52
Mediana	0,49	0,37
Máximo	3,02	3,76
Mínimo	-0,21	-0,87
Desvio Padrão	0,38	0,60
Obs.	216	216

Fonte: IBGE (2017) e CEPES (2017).

5. RESULTADOS

5.1. Testes de Raiz Unitária

Inicialmente, foram feitos os testes de Raiz Unitária, Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), expostos na Tabela 4. Nos testes ADF e PP, houve rejeição da hipótese nula de raiz unitária em todas as variáveis, porém, no teste KPSS, em que a hipótese nula é variável estacionária, não houve rejeição em nenhuma das variáveis. Com esses resultados, pode-se concluir que todas as variáveis são estacionárias.

Tabela 4
Testes de Raiz Unitária

	ADF				PP				KPSS			
	Teste Estatístico	Lag	Rejeitar H_o Raiz Unitária		Teste Estatístico	Bandwidth	Rejeitar H_o Raiz Unitária		Teste Estatístico	Bandwidth	Rejeitar H_o Estacionária	
			5%	10%			5%	10%			5%	10%
IPCA	-6,83	0	Sim	Sim	-6,88	4	Sim	Sim	0,24	8	Não	Não
IPC/CEPES	--10,86	0	Sim	Sim	-11,22	6	Sim	Sim	0,26	7	Não	Não

Fonte: IBGE (2017) e CEPES (2017).

5.2. Testes de Raízes Unitárias com Quebras Estruturais

O próximo passo foi verificar se quebras estruturais causam algum impacto nos resultados dos testes de estacionariedade. Foram feitos os testes de Perron (1989), entretanto, com apenas uma quebra estrutural, *outlier* inovativo (IO), para as duas variáveis que estão sendo analisadas. Assim como nos testes convencionais, houve rejeição da hipótese nula a 5%. Sendo

assim, as duas variáveis são estacionárias, confirmando-se os resultados dos testes convencionais.

Observa-se, na Tabela 5, que as duas séries apresentaram uma quebra estrutural em novembro de 2002. Essa data ficou marcada por ter apresentado a maior taxa de inflação mensal no período analisado, tanto no IPCA quanto no IPC/CEPES.

Tabela 5
Teste de Raiz Unitária com Uma Quebra Estrutural

	Lag	1ª Quebra D_{1t} (t-stat)
IPCA	0	(nov/02) -8,53*
IPC/CEPES	0	(nov/02) -12,44*

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5%.
Fonte: IBGE (2017) e CEPES (2017).

5.3. Modelos ARFIMA

Para estimar os modelos de memória longa ARFIMA, de acordo com Mapeli e Gomes (2016), o passo inicial é estimar os modelos sem os componentes autorregressivos e de média móvel, AR e MA, que são os modelos ARFIMA (0, d, 0). Em seguida, deve-se analisar se há estacionariedade ou não das séries verificando se os parâmetros "d", das taxas de decaimento, estão mais próximo de 0 ou de 1. Estimamos 15 modelos ARFIMA (p,q,p) para cada série, com o AR e o MA em defasagens de até três períodos, utilizando o critério de Schwarz para selecionar o modelo para cada série com o número de defasagens, de cada um dos componentes, mais apropriado.

A Tabela 6 representa os modelos estimados de acordo com a descrição anterior em relação ao modelo ARFIMA (0,d,0) e ARFIMA (p,d,p). Analisando os resultados do primeiro caso, percebe-se que o valor 'd' para o IPCA é de 0,59. Neste caso, quando o valor de 'd' está no intervalo de 0,5 e 1, indica que não há estacionariedade na série, porém há reversão à média de longo prazo. Em relação ao valor de 'd' para o IPC/CEPES, o resultado do teste foi de 0,23; como está abaixo de 0,5, significa que há estacionariedade, reversão à média de longo prazo e pouca memória.

Já no caso dos modelos ARFIMA (p,d,q), verifica-se uma mudança no quadro do IPCA, que, com o valor de 'd' de 0,29, relata a estacionariedade e reversão à média de longo prazo. E o IPC/CEPES manteve-se estacionário em decorrência de o modelo selecionado ser também ARFIMA (0,d,0).

Tabela 6
Modelos ARFIMA - Taxas Mensais de Inflação

	ARFIMA (0,d,0)			ARFIMA (p,d,q)	
	d (e.p.)	H0: d=0 Teste t [p valor]	H0: d=1 Teste t [p valor]	ARMA (p,q)	d [p valor]
IPCA	0,59 (0,07)	8,05 [0,00]	-5,66 [0,00]	(0,1)	0,29 [0,00]
IPC/CEPES	0,23 (0,05)	4,06 [0,00]	-13,28 [0,00]	(0,0)	0,23 [0,00]

Fonte: IBGE (2017) e CEPES (2017).

5.4. ARFIMA e Quebra Estrutural

A metodologia de Granger e Hyung (2004) foi utilizada para analisar se a presença de quebras estruturais afetou a estimação dos modelos ARFIMA, realizando anteriormente a seleção das datas das quebras (Tabela 5) por meio do teste de raiz unitária de Perron (1989). Estimamos, assim, um modelo ARFIMA para os resíduos da seguinte regressão

$$y_t = \beta' Z_t + \xi_t \qquad (6)$$

onde y_t representa a série analisada e Z_t contém os termos determinísticos do teste de raiz unitária com quebras. Portanto, tem-se a estimação dos novos modelos ARFIMA (0, d, 0), com a quebra estrutural, para as duas séries analisadas. Em relação às expectativas dos parâmetros 'd', espera-se que, caso os processos de memória longa anteriormente encontrados tenham sido causados pela omissão das quebras estruturais por parte daqueles modelos, de acordo com Granger e Hyung (2004), eles sejam menores.

Os resultados dos novos modelos ARFIMA (0, d, 0) estão expostos na Tabela 5. Para o IPCA, tem-se d = 0,60, contra 0,59 encontrado anteriormente. Para o IPC-CEPES, o valor obtido é um pouco menor do que no teste anterior, 0,20 contra 0,23. Analisando-se esses valores, pode-se afirmar que há uma possível insignificância das quebras sobre a persistência dessas séries, visto que os valores não demonstram variações.

Tabela 7
Procedimento de Granger e Hyung: ARFIMA (0, d, 0)

	d (e.p.)	H_0: d=0	H_0: d=1
		Teste t [p valor]	Teste t [p valor]
IPCA	0,60 (0,08)	8,02 [0,00]	-5,26 [0,00]
IPC/Cepes	0,20 (0,06)	3,27 [0,00]	-12,87 [0,00]

Fonte: IBGE (2017) e CEPES (2017).

CONCLUSÃO

O objetivo principal desse artigo é identificar se há presença de persistência inflacionária e memória longa no índice referente à taxa de inflação da cidade de Uberlândia – MG (IPC/CEPES) e comparar esse aspecto com o IPCA, considerado o principal índice para medir a taxa de inflação brasileira. O período analisado pela pesquisa foi de janeiro de 1999 até dezembro de 2016, e a metodologia econométrica empregada foi o modelo ARFIMA, com a realização dos testes de raiz unitária com quebra estrutural.

Os testes de raiz unitária mostraram que as duas variáveis analisadas são estacionárias, de forma que, em todos os testes feitos, foram obtidos os mesmos resultados. Em relação ao teste de raiz unitária com quebra estrutural, foi encontrada uma quebra estrutural em novembro de 2002 em ambas as variáveis.

A respeito dos testes do modelo ARFIMA, constatou-se, no IPCA, que na série não há estacionariedade, mas que ocorre reversão à média de longo prazo. Já no IPC/CEPES, houve um resultado diferente, que indica haver estacionariedade, reversão à média de longo prazo e pouca memória longa.

No modelo ARFIMA (p,d,q), o resultado do IPCA alterou-se e manteve-se na mesma linha do primeiro encontrado para o IPC/CEPES, enquanto neste último não houve nenhuma alteração, mantendo-se estacionário. Em relação às quebras estruturais, no caso uberlandense foi encontrado que a quebra é insignificante, assim como no caso brasileiro. E esses resultados apresentados demonstram, portanto, que a persistência inflacionária está baixa e controlada nos dois índices analisados nesta pesquisa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALOGOSKOUFIS, G. S. "Monetary Accommodation, Exchange Rate Regimes and Inflation Persistence." *The Economic Journal*, Vol. 102, No. 412, pp. 461-480, 1992.

BAILLIE, R. T., CHUNG, C. & TIESLAU, M. A. "Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model." *Journal of Applied Econometrics*, 11(1), p. 23-40, 1996.

BANERJEE, A., R. L. LUMSDAINE, & J. H. STOCK (1992). "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence," *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 271–287, 1992.

BATINI, N. & NELSON, E. "The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited." *International Finance,* 4(3), p. 381-400, 2001.

BATINI, N. "Euro Area Inflation Persistence." *Empirical Economics,* 31(4), p. 977-1002, 2006.

BONOMO, M., CARRASCO. V., & MOREIRA, H. "Aprendizado evolucionário. Inércia inflacionária e recessão em desinflações monetárias." *Revista Brasileira de Economia*, 2003.

BRESSER-PEREIRA, L. C. & GOMES, C. S., "Inflation targeting in Brazil: A Keynesian approach", in L. R. Wray & M. Forstater, eds, *'Keynes and Macroeconomics After 70 Years'*, Edward Elgar, 2008.

BRESSER-PEREIRA, L., & Y. NAKANO. "Inflação e Curva de Phillips." *Revista de Economia Política*, 6 (2), 1986.

BRESSER-PEREIRA, L., & Y. NAKANO. "Política administrativa de controle da inflação." *Revista de Economia Política*, 4 (3), 1984.

CAMPÊLO, A.K. & CRIBARI-NETO, F. "Inflation Inertia and Inliers: The Case of Brazil." *Revista Brasileira de Economia*, 57(4), p. 713-739, 2003.

CATI, R. C., GARCIA, M. G. P. & PERRON, P. "Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data." *Journal of Applied Econometrics*, 14, p. 27-56, 1999.

CHAN, M. "Modelos de Previsão de Inflação e Estudo da Dinâmica Inflacionária Brasileira", Dissertação de mestrado EPGE/FGV, mimeo, 2009.

COENEN, G. "Inflation Persistence and Robust Monetary Policy Design", *ECB Working Paper*, 290, 2003.

CRIBARI-NETO, F. & CASSIANO, K. "Uma análise da dinâmica inflacionária brasileira", *Revista Brasileira de Economia*, v.59, n. 4, p. 535-566, 2005.

DA SILVA, C. G. & VIEIRA, F. V. "Persistência Inflacionária Regional Brasileira: Uma Aplicação dos Modelos ARFIMA", *Economia Aplicada* 17, 117-136, 2013.

DA SILVA, C.G.; LOPES, D. T. & REBELO, A. M. "Persistência Inflacionária: Comparações entre Três Economias Emergentes", *Revista de Economia e Administração*, 10, p. 152-167, 2009.

DAVIG, T. AND DOH, T., "Changes in inflation persistence: Lessons from estimated markov-switching new keynesian models", *Federal Reserve Bank of Kansas City*, mimeo, 2009.

DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431, 1979.

DOORNIK, J. A. & OOMS, M. "A Package for Estimating, Forecasting and Simulating ARFIMA Models: ARFIMA Package 1.01 for Ox." *Nuffield College – Oxford Discussion Paper*. 2001.

DOORNIK, J. A. & OOMS, M. "Inference and Forecasting for ARFIMA Models, with an Application to US and UK Inflation", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 8 (2), 2004.

FIGUEIREDO, E. & MARQUES, A. "Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo AFIRMA – FIGARCH", Trabalho apresentado na semana integrada do CCNE da UFSM, Ago. 2007.

FIGUEIREDO, E. A. & MARQUES, A. M. "Inflação inercial sob mudanças de regime: análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944-2009", *Economia Aplicada* 15(3), 443–457, 2011.

FIGUEIREDO; F. M. R.; FERREIRA, T. P. "Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil", Brasília, Trabalhos para Discussão nº 59. *Disponível em: http://www.bcb.gov.br; acesso em: 09.05.2017*, 2002.

FRANTA, M., SAXA, B. & ŠMÍDKOVÁ, K. "Inflation Persistence: Euro area and the New Member States", European Central Bank Working Paper No. 810, 2007.

FRIEDMAN, M, "Comments on the Critics" *The Journal of Political Economy*, v. 80, n. 5, p. 906-950, Sept./Oct. 1972.

FUHRER, J. & MOORE, G. "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), p. 127-159, 1995.

FUHRER, J. C., "Inflation Persistence", In: B.M. *Friedman and M. Woodford, eds., Handbook of Monetary Economics*, v. 3, Amsterdam: North-Holland, forthcoming, 2010.

GADEA, M. D. & MAYORAL, L. "The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach", *International Journal of Central Banking* 2:51-104, 2006.

GADZINSKI, G. & ORLANDI, F. "Inflation Persistence in the European Union, the Euro Area and the United States. European Central Bank Working Paper N. 414, 2004.

GALI, J., GERTLER, M. & LÓPEZ-SALIDO D. "European inflation dynamics", *European Economic Review*, 45 (7), J. 1121-1150, 2001.

GIL-ALANA, L. "Testing and Forecasting the Degree of Integration US Inflation Rate", *Journal of Forecasting,* 24, p. 173-187, 2005.

GRANGER, C. & HYUNG, N. "Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns", *Journal of Empirical Finance* 11, 399–421, 2004.

GRANGER, C. W. J. & JOYEUX, R. "An Introduction to Long Memory Time Series and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, 1, p. 15-29, 1980.

GRIER, K.B. & M.J. PERRY. "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, 15, 45-58, 2000.

HOSKING, J. R. M. "Modeling Persistence in Hydrological Time Series Using Fractional Differencing", *Water Resources Research*, 20, p. 1898-908, 1981.

KOOP, G., J. OSIEWALSKI & M.F.J. STEEL. "Posterior properties of long-run impulse responses", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 489–492, 1995.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. & SHIN, Y. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series are non stationary?", *Journal of Econometrics* 54, 159–178, 1992.

LEE, J. & STRAZICICH, M. C. "Minimum LM unit root test with two structural breaks." *The Review of Economics and Statistics*, 85, p. 1082-1089, 2003.

LOPES, F. L. "Inflação inercial, hiperinflação e desinflação: notas e conjecturas", *Revista de Economia Política*, vol. 5(2): 135-151, 1985.

MAPELI, G. B. & GOMES C. S. "O Dilema da Persistência da Inflação de Serviços: Uma Análise do Caso Brasileiro", *43° Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, 2016.

MODIANO, E. "A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966-1981", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 15 (1): 39-68, 1983.

NETO, F. A. "Persistência inflacionária e curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil", *Revista Econômica Política* v.30 n.2, São Paulo, 2010.

NOVAES, A. D. "Um teste da hipótese de inflação inercial no Brasil", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21, ago. 1991.

ORTEGA, E. "Persistent inflation differentials in Europe", *Banco de España Documento de Trabajo,* No. 0305, 2003.

PERRON, P. & T. J. VOGELSANG. "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity," *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 301–320, 1992a.

PERRON, P. & T. J. VOGELSANG. “Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 467–470, 1992b.

PERRON, P. “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables,” *Journal of Econometrics*, 80, 355–385, 1997.

PERRON, P. “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica*, 57, 1361-1401, 1989.

PERRON, P. “Testing For a Unit Root in Time Series with a Changing Mean”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, p. 153-162, 1990.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. “Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika”, vol. 75, n. 2, pp. 335–346, 1988.

PIVETTA, F. & REIS, R. “The Persistence of Inflation in the United States”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31:1326-58, 2007.

REIS, R. “Where Is the Natural Rate? Rational Policy Mistakes and Persistent Deviations of Inflation from Target. Advances in Macroeconomics”, *B. E. Journals in Macroeconomics*, 3(1), 2003.

REISEN, V. A., CRIBARI-NETO, F. & JENSEN, M. “Long memory inflationary dynamics: the case of Brazil”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 7, 1157–1173, 2003.

RESENDE, A. L. “A moeda indexada: uma proposta para eliminar a inflação inercial”, *Revista de Economia Política*, vol. 5(2): 130-134, 1985.

SERRANO, F. “Conflicting Claims over the Distribution of Income and the Theory of Inertial Inflation”, *Economía contemporánea*, 14(2) pp. 395-442, 2010.

SIMONSEN, M. H. “Inércia inflacionária e inflação inercial”, In: *Barbosa, F. Hollanda & Simonsen, M. H. Plano Cruzado: inércia ou inépcia.* Rio de Janeiro, Globo, 1988.

STEINSSEN, J. ‘‘Optimal Monetary Policy in an Economy with Inflation Persistence.’’ *Journal of Monetary Economics*, 50(7): 1425–1456, 2003.

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

TSAY, W. & W., H. ‘A generalized ARFIMA process with Markov-Switching fractional differencing parameter”, *Journal of Statistical Computation AND Simulation*, 79, 731–745, 2009.

VOGELSANG, T. J. & P. PERRON. “Additional Test for Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time,” *International Economic Review*, 39, 1073–1100, 1998.

YILDIRIM S., B.K. ÖZDEMIR & B. DOĞAN. “Is there a persistent inflation in OECD energy prices? Evidence from panel unit root tests”, *Procedia Economics and Finance*, 5, pp. 809-818, 2013.

ZIVOT, E. & ANDREWS, D. W. K. “Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics,* 10, p. 251-270, 1992.