



**Nova Economia**

ISSN: 0103-6351

ISSN: 1980-5381

**Nova Economia**

Borges, Gustavo Mapeli; Silva, Cleomar Gomes da  
Uma análise do dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil  
Nova Economia, vol. 29, núm. 2, 2019, Maio-Agosto, pp. 541-563  
Nova Economia

DOI: 10.1590/0103-6351/3633

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400465582007>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em [redalyc.org](http://redalyc.org)

redalyc.org  
UAEM

Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal

Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa  
acesso aberto

# Uma análise do dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil

*An analysis of the services inflation persistence puzzle in Brazil*

*Gustavo Mapeli Borges<sup>(1)</sup>*

*Cleomar Gomes da Silva<sup>(2)</sup>*

<sup>(1)</sup>University of Oxford

<sup>(2)</sup>Universidade Federal de Uberlândia

## Abstract

This article analyzes the so-called Services Inflation Persistence Puzzle in Brazil, for the period ranging from August 1999 to February 2017. As a benchmark, we also analyze the Brazilian Consumer Inflation (IPCA), non-durable, semi-durable and durable goods, as well as some items disaggregated from the basket of services. Structural break tests and ARFIMA models are used. Results show that, initially, services inflation persistence is higher than that found in goods inflation and IPCA. However, after structural breaks are accounted for, services inflation seems to be anti-persistent and stationary, indicating the existence of the Services Inflation Persistence Puzzle in Brazil. The same behavior applies to the main components of the service basket.

## Keywords

services inflation, inflation persistence, ARFIMA models.

**JEL Codes** C22, E31.

## Resumo

*Este artigo analisa o Dilema da Persistência da Inflação de Serviços no Brasil, para o período entre agosto de 1999 e fevereiro de 2017. Para efeitos de comparação, cálculos também são feitos para o IPCA, para a inflação desagregada de bens, além de alguns itens desagregados da própria cesta de serviços. São utilizados modelos ARFIMA, assim como testes para verificação de quebras estruturais. Os resultados mostram que, a princípio, a persistência na inflação de serviços é maior que a encontrada no IPCA e nos preços de bens. No entanto, após o tratamento das quebras estruturais, a variação dos preços dos serviços se mostra antipersistent e estacionária, indicando a existência do Dilema da Persistência da Inflação de Serviços para o caso brasileiro. O mesmo comportamento se verifica para os principais itens componentes da cesta de serviços.*

## Palavras-chave

*inflação de serviços, persistência inflacionária, modelos ARFIMA.*

**Códigos JEL** C22, E31.

## 1 Introdução

O fenômeno da persistência nas taxas de inflação está conectado, em linhas gerais, à manifestação de uma memória inflacionária nas variações de preços correntes. Em outras palavras, é a influência da variação de preços passados na inflação presente, gerando um comportamento inercial de ajuste de preços na economia. Do ponto de vista matemático, essa persistência se manifesta como uma correlação serial positiva na inflação. Razões são várias para que esse fato exista, sendo uma das principais o processo de indexação de preços da economia. A perda de credibilidade na condução da política monetária também influencia a decisão dos agentes econômicos, podendo levar ao comportamento inercial da inflação.

A persistência da inflação é um fenômeno relativamente comum em todas as economias do mundo, e não é diferente para o caso brasileiro. Embora o país tenha conseguido sair do patamar hiperinflacionário para níveis mais razoáveis de taxas de inflação a partir de 1994 com o Plano Real, ainda se observa alta indexação de preços na economia, o que acaba por influenciar o mecanismo de decisão de preços dos agentes econômicos. São exemplos clássicos desse processo de memória inflacionária itens como o aluguel e o salário mínimo, além de outros relacionados ao setor de serviços. Além disso, os dados referentes à taxa de inflação acumulada em 12 meses para o Brasil nos últimos anos (Gráfico 1) mostram uma taxa de inflação de serviços muitas vezes aumentando mais que a inflação agregada e a inflação de bens.

No entanto, diversos trabalhos na literatura internacional têm mostrado que a inflação de serviços, em especial daqueles itens intensivos em mão de obra e não sujeitos à competição internacional, se mostra menos persistente do que a inflação de bens em determinados países. Por ser um fato contraintuitivo, uma vez que seria natural assumir que a suposta ausência de concorrência internacional levaria a inflação de serviços a ter maior persistência do que a inflação de bens, o problema acabou sendo denominado de Dilema da Persistência da Inflação de Serviços, ou “Services Inflation Persistence Puzzle”.

Partindo deste ponto, este artigo tem o objetivo de analisar a persistência inflacionária dos itens de serviços contidos no Índice de Preços ao Consumidor (IPCA), comparando a taxa de inflação do IPCA com a inflação desagregada de bens, além de alguns itens desagregados da própria cesta

de serviços. O intuito é verificar se o Dilema da Persistência da Inflação de Serviços pode ser observado no Brasil, ou seja, se a inflação de serviços no país demonstra ser menos persistente do que a inflação de bens. O recorte temporal da análise vai de agosto de 1999 a fevereiro de 2017, sendo utilizados testes de raiz unitária e, principalmente, Modelos Autorregressivos de Integração Fracionária (ARFIMA). A importância de entender esse processo se dá justamente pela necessidade de se tirar lições que embasem políticas públicas direcionadas no sentido de atenuar essa dinâmica.

Os resultados mostram que, a princípio, pode-se dizer que a persistência na inflação de serviços é de grau maior do que a encontrada no IPCA agregado e nos preços de bens, possuindo características de não estacionariedade e lenta reversão à média e, assim, não se verificando o Dilema da Persistência da Inflação de Serviços. No entanto, após o tratamento das quebras estruturais, a inflação de serviços se mostra antipersistente e estacionária, indicando a existência do referido dilema para o caso brasileiro. O mesmo comportamento se verifica para os principais itens componentes da cesta de serviços.

O restante do artigo está organizado da seguinte maneira. A seção 2 faz uma breve revisão da literatura. A seção 3 trata da conjuntura econômica referente à inflação de serviços. A seção 4 trata da metodologia econômica relativa aos modelos ARFIMA. A seção 5 descreve os dados utilizados no artigo. A seção 6 apresenta os resultados, e a última seção faz a conclusão do trabalho.

## 2 Revisão da literatura

Baumol (1967) cunhou o termo “Doença de Custos”, também conhecido por “Efeito Baumol”, em que aumentos dos preços dos serviços, superiores aos preços dos bens, ocorreriam por conta dos limites ao crescimento da produtividade dos serviços. O autor argumenta que melhorias tecnológicas no setor manufatureiro podem ser significativas ao longo do tempo, devido às economias de escala, divisão do trabalho etc. Isso faz com que cresça a produtividade no setor, com ganhos de salário real e sem a necessidade de aumentos de preços. Por outro lado, o setor de serviços é muito intensivo em trabalho, com pouco espaço para crescimento de produtividade e para elevações salariais. Considerando a hipótese de a produtividade ser

o único fator determinante dos níveis salariais, e dada a livre mobilidade entre os setores, a única forma de evitar fuga de mão de obra no setor de serviços seria promover elevações salariais para seus trabalhadores.

Entretanto, pode haver elevação salarial no setor de serviços, sem que o mesmo processo ocorra no setor de manufaturas, como no caso canadense relatado por Prud'Homme e Kostenbauer (1997). Os autores elencam algumas explicações para o fenômeno do rápido crescimento dos preços dos serviços naquele país: a) dificuldade de mensuração correta da produção no setor; b) continuada prosperidade econômica, com pressão na demanda por serviços; c) característica “não comercializável” da maioria dos itens classificados como serviços, tornando-os isolados da concorrência internacional; d) crescimento desequilibrado entre os setores de bens e de serviços, causando diferenças de aumento de produtividade e elevação da taxa de inflação de serviços, tal como originalmente sugerido por Baumol (1967).

Outros artigos importantes sobre inflação de serviços também podem ser citados. Por exemplo, Rappoport (1987) analisa possíveis razões para a elevação dos preços dos serviços nos EUA, de 1949 a 1985. A conclusão é que o crescimento da demanda por serviços tem suplantado o crescimento da oferta disponível de trabalho, aumentando salários e pressionando preços no setor. Kroch (1991) mostra que, entre 1949 e 1991, a inflação anual de serviços nos Estados Unidos da América (EUA) ultrapassou a inflação de bens de forma consistente, com exceção apenas de três anos. A investigação centra-se no viés de alta na mensuração dos preços dos serviços (principalmente de educação, habitação e serviços médicos) como fator influente da inflação elevada do setor. Dessa forma, a inflação de serviços nos EUA pode ser significantemente menor do que os valores divulgados e, assim, bem mais próxima da inflação de bens. Ainda sobre os EUA, Peach *et al.* (2004) analisam a relação entre os núcleos de inflação de bens e de serviços para o período entre 1967 e 2002. Eles concluem que, embora possa haver mudanças permanentes nos níveis dos dois tipos de inflação, há evidências de que ambos tendem a um movimento conjunto a longo prazo, mostrando que o hiato entre os dois tipos de inflação é estável. Esteve *et al.* (2006) usam técnicas de cointegração para analisar as taxas de inflação de bens e de serviços dos EUA, durante o período 1968-2003. Os resultados mostram uma relação de longo prazo entre os preços de bens e de serviços somente quando a divergência entre ambos ultrapassa determinado limite.

Julius e Butler (1998) examinam o comportamento do setor de serviços do Reino Unido entre 1970 e 1997. Uma das perguntas dos autores é relativa à sensibilidade do setor de serviços à condução da política monetária, merecendo total atenção das autoridades econômicas com vistas a combater a inflação inerente ao setor. Gagnon *et al.* (2004) analisam dados do Canadá, Estados Unidos, Zona do Euro, Reino Unido e Japão, para o período 1962-2001, e confirmam maior aumento dos preços de serviços, se comparados com os preços dos bens. Em grande medida, essa diferença é explicada pelo mais rápido ritmo de crescimento da produtividade no setor de bens, mas também está relacionada com mercados cada vez mais abertos para bens comercializáveis e para uma crescente demanda por serviços. Ahmad (2011) investiga a diferença entre preços de bens e serviços na Malásia, para o período 1980-2006. O autor utiliza a Metodologia do Vetor de Correção de Erros para medir o hiato existente entre os dois tipos de inflação. Os resultados mostram que a inflação de serviços é a responsável pela correção de erros a curto prazo do modelo.

Sanchez (2008) argumenta que a divergência persistente entre a inflação de serviços e de bens na Área do Euro aponta para um déficit no crescimento da produtividade em atividades relacionadas aos serviços. Altissimo *et al.* (2009) decompõem a dinâmica dos sub-índices do IPC da Área do Euro em duas partes: uma relacionada a um choque macroeconômico comum e outra relacionada à especificidade do setor e choques idiossincráticos. Embora estes últimos dominem a variância dos preços setoriais, o fator comum responde por 30% do total da variância da inflação desagregada, sendo o principal impulsionador da dinâmica de agregação. Além disso, a propagação lenta na taxa de inflação de serviços gera persistência na inflação agregada.

Acerca do dilema e persistência da inflação, Lünnemann e Mathä (2010) estudam o fenômeno da inércia na inflação de serviços e de itens monitorados para 15 países europeus e a para a área do Euro como um todo. Os resultados mostram que os serviços, assim como outros subíndices da inflação harmonizada, apresentam maior grau de rigidez nominal, com alterações menos frequentes, mas com assimetrias maiores entre aumentos e quedas de preços. Os autores encontram evidências de que a exclusão dos preços de serviços provoca redução considerável da persistência inflacionária. Por sua vez, Coricelli e Horvath (2010) estudam a estrutura de preços da Eslováquia, para o período 1997-2001, apontando que, especi-

ficamente sobre a persistência inflacionária nos preços dos serviços, esse setor mostra menor inércia inflacionária do que o setor de bens.

Altissimo *et al.* (2006) e Coricelli e Horvath (2006), para dados de países europeus, e Clark (2006), para dados dos EUA, revelam que a inflação de serviços, especialmente daqueles itens intensivos em trabalho (não sujeitos à competição internacional), se mostra menos persistente do que a inflação de bens. Essa aparente contradição se denomina na literatura como o Dilema (Puzzle) da Persistência da Inflação de Serviços.

Ao discutirem a questão da persistência inflacionária desagregada na República Tcheca, para o período 1994-2005, Babetskii *et al.* (2007) concluem que a inflação no país parece ser um pouco menos persistente após a adoção das metas para a inflação em 1998. De particular interesse para o presente trabalho é a contribuição do artigo para a resolução do Dilema da Persistência da Inflação de Serviços. Os autores mostram que quando os mercados são altamente competitivos, como o de bens, é mais provável que os preços individuais não divergirão muito da média. Caso contrário, firmas são deslocadas para fora do mercado. Dessa forma, uma maior competição reduz a dispersão de preços sem, necessariamente, reduzir a persistência inflacionária.

Para o caso brasileiro, o Banco Central do Brasil (2010), utilizando uma Curva de Philips com preços desagregados para previsão de inflação no Brasil, conclui que a inflação de serviços no país é altamente inercial a curto prazo. Ela é também bastante influenciada por variações no salário mínimo, mas não tão afetada pela inflação importada. Já Giovannetti (2013) analisa a inflação de serviços no Brasil, para o período do quarto trimestre de 2003 ao segundo trimestre de 2013, e argumenta que a forte alteração no relativo de preços de serviços e bens comercializáveis coincide com a forte elevação da renda nominal do brasileiro e com a queda da taxa de desemprego no país. O trabalho mostra que pressões de custo são mais importantes que pressões de demanda para explicar o comportamento da inflação de serviços no país Brasil.

Em relação ao fenômeno da persistência inflacionária com aplicações da metodologia ARFIMA, Baillie *et al.* (1996) analisam a inflação mensal do IPC para o período pós-Segunda Guerra Mundial, para dez países: Alemanha, Argentina, Brasil, Canadá, EUA, França, Israel, Itália, Japão, Reino Unido. Levando em conta questões de volatilidade, via ARFIMA-GARCH, e o caso específico do Brasil, os autores analisam o período de 1957 a 1991,

chegando ao resultado final de memória longa com reversão à média, com coeficiente  $d = 0,59$ . Além de Baillie *et al.* (1996), a metodologia ARFIMA também é aplicada por Doornik e Ooms (2004), para os EUA e Reino Unido, Gil-Alana (2005), para os EUA, entre outros.

Ainda sobre o caso brasileiro, Reisen *et al.* (2003) investigam a persistência inflacionária para dados do IGP-DI, para o período fev. 1944-fev. 2000. Os resultados das estimativas dos modelos ARFIMA indicam uma ordem de integração menor que 1, com existência de inércia inflacionária bem modelada por um processo de memória longa, mas com reversão à média a longo prazo. Figueiredo e Marques (2009) também analisam os dados mensais do IGP-DI (jan. 1980-jan. 2008). Especificamente para a subamostra referente ao período pós-Plano Real (ago. 1994-jan. 2008), os autores estimam modelos ARFIMA-FIGARCH e encontram evidências de uma taxa de inflação podendo ser caracterizada como um processo fracionariamente integrado em seus dois primeiros momentos. Além disso, há um componente inercial tanto a curto prazo quanto a longo prazo. Figueiredo e Marques (2011) investigam a dinâmica do IGP-DI, no período fev. 1944 a ago. 2009, utilizando um modelo MS-ARFIMA (1,  $d$ , 1). Os autores encontram dois regimes distintos para a taxa de inflação brasileira: a) anos de 1960 e 1980: período de plena indexação de preços, com trajetória inflacionária explosiva e altíssima volatilidade; b) anos de 1970 até início dos anos de 1980 e a partir de meados dos anos de 1990: período de dinâmica inflacionária com memória longa, mas não explosiva.

Gomes da Silva e Leme (2011) utilizam modelos ARFIMA tanto para o IPCA, quanto para as expectativas de inflação (IPCA) e taxa de juros real no Brasil (período de jul. 1999-dez. 2010). Para o caso específico da taxa de inflação do IPCA, os resultados mostram uma série estacionária, com baixa persistência e reversão à média ( $d = 0,43$ ). Gomes da Silva e Vieira (2013) analisam o fenômeno da persistência das taxas de inflação (IPCA) das regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além de Brasília e Goiânia. Por intermédio dos modelos ARFIMA, para o período ago. 1999-dez. 2011, os resultados mostram persistência inflacionária nas regiões brasileiras, mas com características de estacionariedade e reversão à média a longo prazo (parâmetros ' $d$ ' entre 0,25 e 0,47). Quebras estruturais influenciaram principalmente os resultados do Rio de Janeiro e do Recife.

### 3 A dinâmica da inflação de serviços no Brasil

Primeiramente, devemos entender como o IPCA está desagregado para, em seguida, podermos localizar exatamente onde estão os preços dos serviços e como tem sido sua dinâmica recente. A Tabela 1 reporta a desagregação do IPCA entre preços monitorados e livres, assim como as subcategorias dos preços livres (serviços e bens duráveis, semiduráveis e não duráveis). Comparando-se os preços de serviços e de bens, ambos responsáveis por quase 80% do peso do IPCA, a taxa de inflação anual de serviços foi superior nos cinco anos relatados na tabela, chegando a 8,32% no ano de 2014, contra 6,41% do IPCA e 6,89% da inflação de bens não duráveis. Embora em queda a partir de 2015, os preços dos serviços continuaram exibindo taxas superiores às outras desagregações.

Tabela 1 IPCA e principais desagregações (% anual)

IPCA	Peso fev. 2017	2010	2014	2015	2016	2017*
	100,00	5,91	6,41	10,67	6,29	4,76
<b>Monitorados</b>	24,2	3,20	5,31	18,07	5,50	4,72
<b>Livres</b>	75,8	6,96	6,74	8,50	6,54	4,78
<b>Serviços</b>	35,3	7,90	8,32	8,12	6,47	5,94
<b>Bens Duráveis</b>	8,1	0,43	3,00	3,28	1,36	0,57
<b>Bens Semiduráveis</b>	7,7	6,64	3,93	5,10	3,98	3,33
<b>Bens Não Duráveis</b>	24,7	8,42	6,89	12,27	9,34	5,01

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2017; Elaboração: Secretaria de Política Econômica – Ministério da Fazenda (SPE/MF), 2017.

Nota: \*Acumulado em 12 meses até fevereiro de 2017.

O segundo ponto é o entendimento dos itens que compõem o índice aqui descrito como “Serviços”, o principal foco desta pesquisa. Embora a série utilizada neste trabalho seja a do próprio Banco Central, dispõe-se aqui de uma decomposição da cesta de bens de serviços, com 66 itens ao todo, ordenados por sua participação ponderada no IPCA em fev. 2017. Como observado na Tabela 2, os três itens de maior importância (nesta ordem: refeição, empregado doméstico, aluguel residencial) possuem peso superior a 10% no índice de serviços.

Tabela 2 Cesta de bens de serviços – pesos fev. 2017

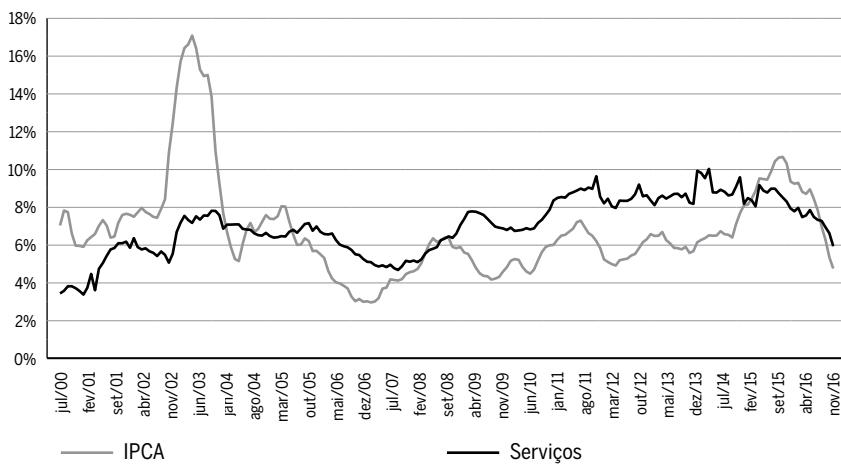
Item	Peso	Item	Peso	Item	Peso
Refeição	0,146	Hotel	0,009	Despachante	0,002
Empregado doméstico	0,118	TV por assinatura com internet**	0,008	Cafezinho	0,002
Aluguel residencial	0,112	Seguro voluntário de veículo	0,008	Psicólogo**	0,002
Lanche	0,059	Doces	0,008	Curso técnico**	0,002
Conserto de automóvel	0,049	Boate e danceteria	0,007	Conserto de refrigerador	0,002
Condomínio	0,047	Curso de idioma*	0,007	Conserto de televisor*	0,002
Mão de obra*	0,042	Acesso à internet*	0,006	Outras bebidas alcoólicas	0,002
Ensino superior	0,040	Tratamento de animais*	0,006	Conserto de máquina de lavar roupa	0,002
Telefone celular	0,036	Pós-graduação*	0,006	Fisioterapeuta**	0,002
Cabeleireiro	0,036	Atividades físicas**	0,006	Costureira	0,001
Ensino fundamental	0,021	Educação infantil	0,006	Pintura de veículo	0,001
Cerveja	0,020	Cinema	0,005	Lubrificação e lavagem	0,001
Telefone com internet – pacote**	0,019	Curso preparatório*	0,005	Revelação e cópia	0,001
Serviço bancário	0,018	Clube	0,005	Fotocópia	0,001
Dentista	0,014	Reforma de estofado	0,004	Creche	0,000
Médico	0,013	Locação de DVD*	0,003	Mudança	0,000
Manicure	0,012	Café da manhã	0,003	Depilação	0,000
Passagem aérea	0,012	Exame de laboratório	0,003	Conselho de classe	0,000
Refrigerante e água mineral	0,011	Estacionamento	0,003	Ingresso para jogo	0,000
Hospitalização e cirurgia	0,011	Exame de imagem**	0,003	Aluguel de veículo*	0,000
Excursão	0,010	Curso de informática*	0,003	Conserto de aparelho de som	0,000
Ensino médio	0,010	Transporte escolar	0,003	Motel	0,000

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2017. Banco Central do Brasil (BCB), 2017.

Nota: Para a análise aqui proposta, os preços de bens e de serviços considerados são aqueles que fazem parte dos preços livres. Não se leva em conta algum item classificado como preço administrado.

O Gráfico 1 mostra a dinâmica da inflação acumulada em 12 meses do IPCA e serviços para o período em questão. Observa-se que quando acontece o surto inflacionário na metade final de 2002 e início de 2003, com forte desvalorização cambial, os preços dos serviços reagem em magnitude muito menor que o IPCA total, por serem essencialmente não comerciais, com pouca resposta às variações na taxa de câmbio. Além disso, nota-se que a inflação de serviços se manteve acima da inflação total entre os anos de 2005 e 2015.

Gráfico 1 **Taxas de inflação (% 12 meses): IPCA e serviços**



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2017. Banco Central do Brasil (BCB), 2017.

#### 4 Metodologia: modelos ARFIMA e quebras estruturais

Uma das maneiras de se analisar persistência inflacionária de forma univariada é fazer uso dos diferentes testes de raiz unitária existentes na literatura. Nesses testes, o pesquisador estima a ordem de integração ' $d$ ' das séries, sendo que essa ordem somente pode assumir valores inteiros, seja  $I(0)$ , se for estacionária, ou  $I(1)$ , caso contrário. Esse é o caso dos amplamente conhecidos testes de raiz unitária ADF, DF-GLS, PP e KPSS.<sup>1</sup> Os três primeiros testam a hipótese nula de presença de raiz unitária na série

1 Para mais informações, ver Dickey; Fuller (1979); Elliott; Rothenberg; Stock (1996); Phillips; Perron (1988); Kwiatkowski *et al.* (1992).

( $d = 1$ ), enquanto o último testa a hipótese nula de estacionariedade ( $d = 0$ ). A esses testes somam-se vários outros que levam em conta algum tipo de quebra estrutural, como é o caso de Perron (1989, 1997), Zivot e Andrews (1992), Clemente, Montañés e Reyes (1998), Lee e Strazicich (2001, 2003).

Outra possibilidade para se analisar a persistência inflacionária de forma univariada é utilizar os modelos ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average), 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, os modelos ARFIMA auxiliam na resolução do problema amplamente conhecido do baixo poder dos tradicionais testes de raiz unitária.

De acordo com Hamilton (1994), um modelo ARMA ( $p, q$ ) básico pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \xi_t + \beta_1 \xi_{t-1} + \dots + \beta_n \xi_{t-n} \quad (1)$$

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

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

$$(1 - L)^d y_t = \Phi(L) u_t \quad (2)$$

com  $\sum_{j=0}^{\infty} |\Phi_j| < \infty$ . 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, tal como exposto em Granger e Joyeux (1980), Hosking (1981), Hamilton (1994).

As autocorrelações das séries estacionárias ARMA podem ter um decréscimo exponencial, ao passo que séries fracionalmente integradas possuem decréscimos hiperbólicos. Em outras palavras, enquanto os coeficientes de impulso-resposta de um processo ARMA estacionário desaparecem geometricamente, um processo de memória longa implica um desaparecimento bem devagar. Por conta dessa característica, séries fracionalmente integradas também são denominadas de séries com memória longa.

Se  $0 \leq d \leq 0,5$ , a série é estacionária, com reversão à média e com um processo de memória longa. Se  $0,5 < d \leq 1$ , a série não é estacionária, mas permanece com reversão à média. Se  $d \geq 1$ , a série não é estacionária e não possui reversão à média (Gil-Alana, 2001). Se  $-0,5 < d < 0$ , o processo é chamado de memória intermediária ou sobrediferenciado.

Três métodos de estimação dos modelos ARFIMA são mais comuns: Máxima Verossimilhança Exata (Exact Maximum Likelihood – EML), Perfil Modificado de Verossimilhança (Modified Profile Likelihood – MPL) e Mínimos Quadrados Não Lineares (Nonlinear Least Squares – NLS).<sup>2</sup> Por definição, ambos EML e MPL impõem  $-1 < d < 0,5$ . O MPL é preferido em relação ao EML se o modelo incluir variáveis regressoras e se a amostra for pequena. A metodologia NLS permite que  $d > -0,5$  e pode ser utilizada na estimativa de séries não estacionárias (Baillie *et al.*, 1996). Uma vez que as séries examinadas parecem ser não estacionárias, a metodologia EML não se aplica porque ela é seriamente viesada para baixo para valores de 'd' próximos de 0,5 e maiores que 0,5. Dessa maneira, utilizaremos a metodologia NLS, pois esta não sofre destes vieses usuais.<sup>3</sup>

Ainda existem os chamados estimadores não paramétricos, capazes de estimar de forma direta o valor de 'd' sem a necessidade dos coeficientes autorregressivos e de médias móveis. Neste caso, a estimativa é realizada com base no periodograma, não dependendo da estimativa da memória de curto prazo (coeficientes autorregressivos). Esta metodologia é aplicada nos trabalhos de Granger e Hyung (2004) e Marques e Pesavento (2015), por exemplo. Além disso, os limites para a estimativa do parâmetro 'd' se referem à classe de estimadores paramétricos. No caso dos estimadores não paramétricos a operacionalização se dá via estimativa do parâmetro 'd' utilizando-se a variável em primeira diferença. Posteriormente, soma-se o valor um (1) ao 'd' estimado (Reisen *et al.*, 2001).

## 5 Dados e estatística descritiva

A ênfase do artigo é a análise dos preços dos serviços. Para isso, serão examinados tanto o IPCA-Serviços, tendo como fonte o Banco Central do Brasil, e denominado aqui simplesmente de "Serviços", quanto os itens de mais peso dentro da cesta de serviços: refeição, aluguel residencial, empregado doméstico, lanche, conserto de automóvel, condomínio. Esse con-

2 Esses métodos estão disponíveis no pacote econômétrico OxMetrics de Doornik e Ooms (2001).

3 Certamente, o estudo paramétrico aqui proposto possui algumas limitações, tais como a restrição da estimativa do coeficiente fracionário. Reisen *et al.* (2001) são uma boa referência para resultados de simulações e comparações entre estimativas paramétricas e semiparamétricas.

junto de itens representa 52% do peso da inflação de serviços. Além disso, haverá comparações com a taxa de inflação do IPCA e com a inflação desagregada de bens (duráveis, semiduráveis e não duráveis). O recorte temporal vai de agosto de 1999 a fevereiro de 2017.

A estatística descritiva dos dados está disposta na Tabela 3. No que diz respeito às variações do IPCA, dos preços dos serviços e dos bens (duráveis, semiduráveis e não duráveis), as maiores médias e as maiores medianas se referem-se aos bens não duráveis, seguidos de serviços e IPCA. Quanto às desagregações da cesta de serviços, as médias e medianas possuem taxas consideráveis, com exceção dos preços dos aluguéis, traduzindo-se, também, em desvios-padrão elevados.

Tabela 3 **Estatística descritiva – taxas de inflação (% ao mês)**

	<b>Média</b>	<b>Mediana</b>	<b>Máximo</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Desvio Padrão</b>
<b>IPCA</b>	0,54	0,48	3,02	-0,21	0,38
<b>Bens duráveis</b>	0,20	0,18	4,39	-2,59	0,54
<b>Bens semiduráveis</b>	0,49	0,51	1,50	-1,05	0,41
<b>Bens não duráveis</b>	0,61	0,56	4,42	-0,89	0,72
<b>Serviços</b>	0,56	0,48	2,28	-0,70	0,40
<b>Serviços – Refeição</b>	0,71	0,69	2,45	-1,06	0,48
<b>Serviços – Lanche</b>	0,70	0,65	2,58	-1,01	0,57
<b>Serviços – Empregado doméstico</b>	0,76	0,69	10,46	-1,25	0,89
<b>Serviços – Conserto de automóveis</b>	0,56	0,57	2,63	-2,51	0,66
<b>Serviços – Condomínios</b>	0,56	0,56	3,01	-0,90	0,46
<b>Serviços – Aluguel</b>	0,40	0,39	2,23	-0,48	0,38

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados pelo software Eviews.

## 6 Resultados

### 6.1 Testes de raiz unitária

O primeiro passo para a análise da hipótese do Dilema da Persistência da Inflação de Serviços é o exame dos testes convencionais de raiz unitária. Lembramos que, nesses casos, a estimativa da ordem de integração ' $d$ ' das séries somente é capaz de gerar 2 valores inteiros: a)  $d = 0$ , para a série

estacionária e caracterizando ausência de persistência; b)  $d = 1$ , para casos de não estacionariedade, caracterizando persistência total.

Os resultados reportados na Tabela 4 mostram convergência de resultados (estacionariedade) apenas para os casos do IPCA, preços de bens não duráveis e preços de serviços relativos a refeição e conserto de automóveis. Para as outras séries os resultados são dúbios. No caso dos preços dos serviços e dos aluguéis há uma indicação de não estacionariedade e, por conseguinte, alta persistência. Já para as outras desagregações dos preços de serviços indicam estacionariedade, ou seja, baixa persistência inflacionária. De toda forma, esses resultados reforçam a necessidade de métodos econometríticos adicionais mais robustos para a análise da persistência de inflação dos preços de serviços.

Tabela 4 Testes de raiz unitária

	Estatísticas de teste			
	ADF	PP	DF-GLS	KPSS
IPCA	-6,60*	-6,36*	-6,60*	0,21
Bens duráveis	-6,49	-9,42	-5,86*	0,78*
Bens semiduráveis	-1,43	-10,85*	-0,86	0,70*
Bens não duráveis	-6,90*	-6,12*	-5,72*	0,06
Serviços	-2,52	-12,87*	-0,26	0,87*
Serviços – Refeição	-11,03*	-11,43*	-3,59*	0,09
Serviços – Lanche	-11,30*	-11,30*	-1,18	0,55
Serviços – Empregado doméstico	-13,91*	-14,45*	-0,64	0,31
Serviços – Conserto de automóveis	-16,26*	-16,20*	15,05*	0,16
Serviços – Condomínios	-11,10*	-11,04*	-2,65	0,17
Serviços – Aluguel	-2,86	-5,89*	-1,45	1,40*

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados pelo software Eviews.

Nota: \* indica rejeição de  $H_0$  a 5% ADF, PP e DF-GLS ( $H_0$ : Raiz Unitária); KPSS ( $H_0$ : Estacionariedade). Todos os testes incluem uma constante.

## 6.2 Modelos ARFIMA convencionais

Quanto aos modelos de memória longa (ARFIMA), o primeiro passo é fazer estimativas sem os componentes autorregressivos e de média móvel, AR e MA, isto é, modelos ARFIMA (0,  $d$ , 0). O intuito é analisar se os parâmetros

$'d'$  estão mais próximos de 0 ou de 1, com finalidade de verificar a estacionariedade ou não das séries. Posteriormente, parte-se para a estimação de mais 15 modelos ARFIMA ( $p, d, q$ ) para cada série, desta vez com defasagens de até três períodos para o componente AR e o MA. Feito isso, utiliza-se o Critério de Schwarz (SBC) para selecionar os melhores modelos com as defasagens mais apropriadas. A coluna 1 da Tabela 5 reporta os testes para os modelos ARFIMA (0,  $d$ , 0). Os valores de  $'d'$  para o IPCA e para bens não duráveis são superiores a 0,5 e inferiores a 1, indicando não estacionariedade dessas séries, alta persistência, mas reversão à média a longo prazo. Para os casos dos bens duráveis e semiduráveis, refeição, lanche, condomínios, aluguel e serviços, propriamente ditos, os resultados apontam para parâmetros inferiores a 0,5, indicando estacionariedade e baixa persistência, embora “serviços” não seja estatisticamente significante. Já para os preços relativos a empregado doméstico e conserto de automóveis há indicação de antipersistência.

O próximo passo é a análise dos modelos ARFIMA ( $p, d, q$ ), cujas defasagens das partes AR e MA estão reportadas na coluna 2 da Tabela 5, e os parâmetros  $'d'$  estão listados na coluna 3. IPCA ( $d = 0,31$ ), e bens não duráveis ( $d = 0,39$ ) se juntam aos preços de bens duráveis ( $d = 0,35$ ) e bens semiduráveis ( $d = 0,35$ ), todos com características de estacionariedade, com baixa persistência. Por outro lado, a inflação de serviços ( $d = 0,67$ ) passa a ser não estacionária, indicando maior persistência do que o IPCA e os preços dos bens duráveis, semiduráveis e não duráveis.

Para os principais preços da cesta de serviços, refeição ( $d = 0,21$ ), lanche ( $d = 0,19$ ) e condomínios ( $d = 0,18$ ), os resultados são idênticos aos da coluna 1, com parâmetros inferiores a 0,5 e indicação de estacionariedade e baixa persistência. Para os preços de serviços relativos a empregado doméstico há indicação de antipersistência.

Desse modo, até este ponto, a análise dos modelos nos leva a concluir que a hipótese do Dilema da Persistência da Inflação de Serviços não se aplica para o caso brasileiro, uma vez que, nesse caso, a taxa de inflação se mostra mais persistente que a inflação de bens. No entanto, essa conclusão inicial pode estar sendo afetada por quebras estruturais, o que torna necessário algum tipo de teste adicional que leve em conta o devido tratamento dessas possíveis quebras.

Fazendo algumas comparações com alguns estudos anteriores referentes apenas ao IPCA podemos notar que Baillie *et al.* (1996) encontraram um parâmetro  $'d' = 0,59$  para o IPC brasileiro referente ao período de 1957 a

1991. Gomes da Silva e Leme (2011) examinaram o IPCA para o período de jul. 1999-dez. 2010, encontrando ' $d$ ' = 0,43. Gomes da Silva e Vieira (2013) analisaram as taxas de inflação (IPCA) das regiões metropolitanas brasileiras e encontraram parâmetros ' $d$ ' entre 0,25 e 0,47. Reisen *et al.* (2003) e Figueiredo e Marques (2011) investigaram os dados do IGP-DI, em diferentes períodos, encontrando processos de memória longa, mas com reversão à média a longo prazo.

### 6.3 Modelos ARFIMA e quebras estruturais

Nesta subseção considera-se a possibilidade de quebras estruturais nas séries estudadas serem causadoras de uma superestimação do parâmetro ' $d$ ', uma vez que os modelos anteriormente apresentados não as consideram. Para testar essa possibilidade, lança-se mão do procedimento de Granger e Hyung (2004), realizando previamente a seleção das datas das quebras via Teste de Múltiplas Quebras de Bai-Perron, tal como em Bai e Perron (2003). O procedimento tem a seguinte sequência: a) Estimam-se as datas das quebras pelo Método de Bai-Perron; b) Obtém-se os resíduos estimados; c) Estima-se o coeficiente fracionário, via Metodologia ARFIMA; d) Caso os processos de memória longa anteriormente encontrados tenham sido causados pela omissão das quebras estruturais, espera-se encontrar, via procedimento de Granger e Hyung (2004), parâmetros ' $d$ ' inferiores aos reportados na coluna 3 da Tabela 5.

Mas antes de passarmos à análise específica das quebras para cada caso, fizemos o seguinte exercício: a coluna 4 da Tabela 5 mostra que, para o IPCA, a data da quebra detectada pelo Teste de Bai-Perron foi maio de 2003. Aplicamos a estimação do Modelo ARFIMA sem defasagens para IPCA e preços dos bens duráveis, bens semiduráveis, bens não duráveis e serviços somente para uma ideia da influência dessa visível quebra. Os resultados foram: IPCA ( $d = 0,59$ ), bens duráveis ( $d = 0,39$ ), bens semiduráveis ( $d = 0,23$ ), bens não duráveis ( $d = 0,62$ ), e serviços ( $d = 0,07$ ), sendo o coeficiente referente aos serviços o único não estatisticamente significante. Na comparação com a coluna 1, percebe-se que os valores encontrados, para o período após maio de 2003, ficaram bem próximos dos encontrados nas estimativas da amostra completa, ou seja, a persistência a ser verificada nas séries parece não ter influência significativa advinda desse período de

alta inflação no Brasil. A coluna 4 da Tabela 5 também reporta as datas das quebras selecionadas via Teste de Bai-Perron. O maior número de quebras detectado foi para os preços dos bens duráveis, com três quebras, ao passo que para o caso dos preços dos serviços referentes a empregado doméstico e conserto de automóveis não foram detectadas quebras.

Tabela 5 Estimação do parâmetro de persistência – taxas mensais de inflação

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ARFIMA (0, d, 0)	ARFIMA (p, d, q)		Procedimento de Granger e Hyung	
	<i>d</i> [p valor]	ARMA (p, q)	<i>d</i> [p valor]	Teste de Bai Perron (Datas das Quebras)	ARFIMA (0, d, 0)
IPCA	0,60 [0,00]	(0,1)	0,31 [0,00]	2003/maio	0,53 [0,00]
Bens duráveis	0,34 [0,00]	(3,3)	0,35 [0,00]	2002/set. 2009/set. 2012/ago.	0,22 [0,00]
Bens semiduráveis	0,27 [0,00]	(3,3)	0,35 [0,00]	2005/jan.	0,08 [0,31]
Bens não duráveis	0,73 [0,00]	(0,1)	0,39 [0,00]	2003/maio	0,69 [0,00]
Serviços	0,08 [0,13]	(1,1)	0,67 [0,01]	2010/jan.	-0,02 [0,76]
Serviços – Refeição	0,21 [0,00]	(0,0)	0,21 [0,00]	2003/jun. 2007/nov.	0,08 [0,16]
Serviços – Lanche	0,19 [0,00]	(0,0)	0,19 [0,00]	2003/jul.	0,05 [0,43]
Serviços – Empregado doméstico	-0,04 [0,46]	(0,1)	-0,14 [0,05]	não	não
Serviços – Conserto de automóveis	-0,06 [0,21]	(3,0)	0,28 [0,01]	não	não
Serviços – Condomínios	0,18 [0,00]	(0,0)	0,18 [0,00]	2006/jun.	0,08 [0,24]
Serviços – Aluguel	0,45 [0,00]	(0,1)	1,23 [0,00]	2004/fev. 2013/jan.	0,08 [0,19]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados pelo software Eviews.

Nota: Todas estimativas do Teste de Múltiplas Quebras de Bai-Perron com constante e tendência, exceto Serviços (somente com constante).

A coluna 5 da Tabela 5 reporta os novos modelos ARFIMA  $(0, d, 0)$  baseados no procedimento de Granger e Hyung (2004). Para o IPCA, tem-se  $d = 0,53$ , contra  $0,60$  na estimativa anterior (coluna 1). Para os preços dos bens, destaque para a queda verificada nos semiduráveis de  $d = 0,35$  para  $d = 0,08$ , ou seja, para esse caso fica aparente que o grau de persistência pode ser considerado ainda menor, dada a influência da quebra.

No caso específico dos serviços, a coluna 5 mostra um caso de antipersistência ( $d = -0,02$ ), ainda que sem significância estatística, contra  $d = 0,67$  na estimativa do ARFIMA convencional. Isso indica uma possível influência das quebras estruturais na estimativa do parâmetro ' $d$ ' da inflação de serviços, levando a série a mostrar características de antipersistência, embora a análise inicial indicasse ser não estacionária. Vale dizer que foram realizados testes adicionais com diferentes defasagens e a antipersistência continuou se verificando.

A aplicação do procedimento de Granger e Hyung (2004), para análise dos resíduos dos principais itens da cesta de serviços, mostra comportamento similar de queda do parâmetro ' $d$ '. Isso indica certa influência de quebras estruturais no processo e, por conseguinte, menor persistência do que anteriormente verificada. No caso da taxa de inflação do aluguel, por exemplo, o parâmetro ' $d$ ' anterior era igual a  $1,23$ , caindo para  $d = 0,08$  com a aplicação do referido procedimento.

Assim, quando tratadas as quebras estruturais nas séries, os resultados passam a sugerir que o Dilema da Persistência da Inflação de Serviços pode também acontecer no caso do Brasil. Em outras palavras, a suposição de que a falta de concorrência internacional levaria a inflação de serviços a ser mais persistente (mais inercial) do que a inflação de bens parece não se aplicar aos dados brasileiros. Como já mencionado anteriormente, esse resultado contraintuitivo já havia sido relatado nos trabalhos de Altissimo *et al.* (2006), Coricelli e Horvath (2006) e Clark (2006), para países europeus e para os EUA.

Esse fato poderia causar algum estranhamento, uma vez que, por serem não comercializáveis, os mercados de serviços são menos concorrenzialis e poderiam, em tese, gerar taxa de inflação mais persistente. No entanto, esse resultado pode encontrar uma explicação no trabalho de Babetskii *et al.* (2007), já que em mercados menos expostos à competição há maior dispersão de preços, devido à menor penalidade em termos competitivos àqueles agentes que divergem muito seu preço da média. Assim, a per-

sistência da inflação desses mercados pode se mostrar menor que a de mercados mais competitivos, como o de bens, onde há menor dispersão dos preços.

## 7 Conclusão

O presente estudo analisou o fenômeno da persistência inflacionária dos preços dos serviços no Brasil, com enfoque especial no chamado Dilema da Persistência da Inflação de Serviços. Para isso, comparações foram feitas com o Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) e com a desagregação do IPCA relativa aos preços dos bens. O período de análise foi de agosto de 1999 a fevereiro de 2017, e a metodologia econométrica utilizada baseou-se nos modelos ARFIMA, aliados a testes com quebras estruturais e procedimento de Granger e Hyung (2004).

A começar pelos testes de raiz unitária mais comuns, os resultados apontaram para estacionariedade do IPCA, preços de bens não duráveis e preços dos serviços relativos a refeição e conserto de automóveis, mas foram dúbios para as demais séries. No caso dos serviços e preços dos alugueis, houve indicação de alta persistência, ao passo que as outras desagregações dos preços de serviços indicaram baixa persistência inflacionária.

Quanto aos modelos ARFIMA, as estimações iniciais, sem se levar em conta a questão da quebra estrutural, apontaram para estacionariedade nos parâmetros ' $d$ ' encontrados em todas as séries, com exceção de serviços e aluguel. No primeiro caso, os resultados indicaram não estacionariedade, apesar de haver reversão à média. No segundo caso,  $d > 1$ , a indicação foi de um processo altamente persistente.

No entanto, quando foram consideradas quebras na estimação do modelo, o coeficiente de serviços se tornou negativo, dando sinais de anti-persistência. Além disso, o coeficiente de aluguel aproximou-se de zero, indicando grande influência de quebras estruturais nos dois casos. Curioso também observar que, embora todas as séries mostrassem redução na persistência, quando as quebras foram tratadas, IPCA e bens não duráveis tiveram comportamento oposto, com parâmetros ' $d$ ' superiores a 0,5.

De um modo geral, os resultados relatados neste artigo são uma indicação da existência do Dilema da Persistência na Inflação de Serviços no Brasil. O fato de esse comportamento inercial dos preços dos serviços ser

inferior ao encontrado nos preços dos bens adiciona evidências a favor da aplicabilidade do dilema para o caso do país, aumentando a necessidade de pesquisas que fundamentem respostas à questão. Além disso, pesquisas adicionais seriam importantes para a análise da volatilidade da taxa de inflação.

## Referências

- AHMAD, N. Asymmetric Behavior of Goods and Services Inflation in Malaysia. *International Review of Business Research Papers*, v. 7, n. 4, p. 130-139, 2011.
- ALTISSIMO, F.; EHRMANN, M.; SMETS, F. Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Area – A Summary of the IPN Evidence. *European Central Bank, Occasional Paper*, 46, 2006.
- ALTISSIMO, F.; MOJON, B.; ZAFFARONI, P. Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation? *Journal of Monetary Economics*, v. 56, p. 231-241, 2009.
- BABETSKII, I.; CORICELLI, F.; HORVÁTH, R. Measuring and Explaining Inflation Persistence Disaggregate Evidence on the Czech Republic. *Czech National Bank, Research Department Working Papers*, 2007/1, 2007.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, n. 1, p. 1-22, 2003.
- BAILLIE, R. T.; CHUNG, C.; TIESLAU, M. A. Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model. *Journal of Applied Econometrics*, v. 11, n. 1, p. 23-40, 1996.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Previsão de inflação com Curvas de Phillips com preços desagregados. *Relatório de inflação*, v. 12, n. 1, março, 2010.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). SGS – Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Acesso em fevereiro de 2017.
- BAUMOL, W. J. The Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review*, v. 57, n. 3, p. 415-426, 1967.
- CLARK, T. Disaggregate Evidence on the Persistence in Consumer Price Inflation. *Journal of Applied Econometrics*, v. 21, 563-587, 2006.
- CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean. *Economics Letters*, v. 59, n. 2, p. 175-182, 1998.
- CORICELLI, F.; HORVÁTH, R. Price Setting Behavior: Micro Evidence on Slovakia. *Centre for Economic Policy Research, CEPR Discussion Paper*, 5445, 2006.
- CORICELLI, F.; HORVÁTH, R. Price Setting and Market Structure: An Empirical Analysis of Micro Data in Slovakia. *Managerial and Decision Economics*, v. 31, n. 2-3, p. 209-233, 2010.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, 366, 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*, v. 8, n. 2, 2004.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, J. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ESTEVE, V.; GIL-PAREJA, S.; MARTÍNEZ-SERRANO, J. A.; LLORCA-VIVERO, R. Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment between Goods and Services Inflation in the United States. *Economic Modelling*, v. 28, n. 6, p. 1033-1039, 2006.
- FIGUEIREDO, E. A.; MARQUES, A. M. Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um Modelo ARFIMA-FIGARCH. *Estudos Econômicos*, v. 39, n. 2, p. 437-458, 2009.
- FIGUEIREDO, E. A.; MARQUES, A. M. Inflação inercial sob mudanças de regime: análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944-2009. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 3, p. 443-457, 2011.
- GAGNON, E.; SABOURIN, P.; LAVOIE, S. The Comparative Growth of Goods and Services Prices. *Bank of Canada Review*, p. 3-10, 2004.
- GIL-ALANA, L. A. The Persistence of Unemployment in the USA and Europe in Terms of Fractionally ARIMA Models. *Applied Economics*, v. 33, n. 10, p. 1263-1269, 2001.
- GIL-ALANA, L. Testing and Forecasting the Degree of Integration US Inflation Rate. *Journal of Forecasting*, v. 24, n. 3, p. 173-187, 2005.
- GIOVANNETTI, L. F. *Inflação de serviços no Brasil: pressão de demanda ou de custos?* 2013. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas. 2013. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/11363>>. Acesso em: 15 out. 2014.
- GOMES DA SILVA, C.; 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.
- GOMES DA SILVA, C.; VIEIRA, F. V. Persistência inflacionária regional brasileira: uma aplicação dos modelos ARFIMA. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 1, p. 117-136, 2013.
- 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*, v. 11, n. 3, p. 399-421, 2004.
- GRANGER, C.; JOYEUX, R. An Introduction to Long Memory Time Series and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, v. 1, p. 15-29, 1980.
- HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- HOSKING, J. R. M. Modeling Persistence in Hydrological Time Series Using Fractional Differencing. *Water Resources Research*, v. 20, n. 12, p. 1898-908, 1981.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor – SNIPC. Rio de Janeiro, 2017.
- JULIUS, D.; BUTLER, J. Inflation and Growth in a Service Economy. *Bank of England Quarterly Bulletin*, v. 38, n. 4, p. 338-346, 1998.

- KROCH, E. Tracking Inflation in the Service Sector. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, v. 16, n. 2, p. 30-35, 1991.
- 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*, v. 54, n. 2-3, p. 159-178, 1992.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 63, n. 5, p. 535-558, 2001.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1082-1089, 2003.
- LÜNNEMANN, P.; MATHÄ, T. Y. Rigidities and Inflation Persistence of Services and Regulated Prices. *Managerial and Decision Economics*, v. 31, n. 2-3, p. 198-208, 2010.
- MARQUES, A. M.; PESAVENTO, F. Searching for Long-Range Dependence in Real Effective Exchange Rate: Towards Parity? *Estudos Econômicos*, v. 45, n. 4, p. 821-857, 2015.
- PEACH, R.; RICH, R.; ANTONIADES, A. The Historical and Recent Behavior of Goods and Services Inflation. *FRBNY Economic Policy Review*, p. 18-31, Dec. 2004.
- PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-401, 1989.
- PERRON, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- PRUD'HOMME, M.; KOSTENBAUER, K. Service Inflation: Why Is It Higher? A Partial Examination of the Causes. *Prices Division, Statistics Canada. Catalogue n. 62F0014MPB*, Series n. 5, 1997.
- RAPPOPORT, P. Inflation in the Service Sector. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, p. 35-45, 1987.
- REISEN, V. A.; TOSCANO, E. M. M.; ABRAHAM, B. Parametric and Semi-Parametric Estimations of Stationary Univariate ARFIMA Models. *Brazilian Journal of Probability and Statistics*, v. 14, p. 185-206, 2001.
- REISEN, V. A.; CRIBARI-NETO, F.; JENSEN, M. Long Memory Inflationary Dynamics: The case of Brazil. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, v. 7, p. 1157-1173, 2003.
- SANCHEZ, M. Why is Services Inflation Higher than Goods Inflation in the Euro Area? *European Central Bank Working Paper*. Frankfurt, Germany, 2008.
- SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA – MINISTÉRIO DA FAZENDA (SPE-MF). Informativo Econômico – IPCA, março de 2017.
- 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*, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

## Sobre os autores

*Gustavo Mapeli Borges – gustavomapeli@gmail.com*

Said Business School/Department of Economics, University of Oxford, Oxford, United Kingdom.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8701-2076>.

*Cleomar Gomes da Silva – cleomargomes@ufu.br*

Instituto de Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU), Uberlândia, Minas Gerais, Brasil. Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia (PPGE-UFU).

Pesquisador CNPq.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1543-9097>.

Cleomar Gomes da Silva agradece o apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG).

## Sobre o artigo

Recebido em 2 de novembro de 2016. Aprovado em 31 de maio de 2017.



This article is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License.