

Mudanças na persistência da inflação brasileira: uma análise a partir de testes de quebra estrutural

Changes in the persistence of Brazilian inflation: an analysis from structural break test

Rodolfo Herald da Costa Campos ^a

José Alderir da Silva ^b

Thiago Geovane Pereira Gomes ^c

Francisco Danilo Ferreira da Silva ^d

Vagner dos Santos Torres ^e

Resumo: A persistência da inflação está relacionada com o grau em que os valores futuros de inflação estão relacionados com os choques passados, ou ainda, com a velocidade de ajuste de sua trajetória para o equilíbrio de longo prazo. Este artigo tem como objetivo mensurar a persistência da inflação no período pós Plano Real e verificar possíveis instabilidades neste parâmetro. Modelos univariados e estruturais são utilizados para mensurar a persistência da inflação. Os resultados encontrados sugerem a existência de instabilidades no parâmetro da persistência, com uma diminuição neste valor após a adoção do sistema de metas para a inflação.

Palavras-chave: Inflação. Persistência. Testes de Quebra Estrutural.

Classificação JEL: E31; E52; C22.

Abstract: Inflation persistence is associated to the degree to which future inflation values are related to past shocks, or even to the speed of adjustment of its trajectory towards long-run equilibrium. This article aims to measure the persistence of inflation in the post-Real Plan period and verify possible instabilities in this parameter. Univariate and structural models are used to measure the persistence of inflation. The results suggest the existence of instabilities in the persistence parameter, with a decrease in this value after the adoption of the inflation targeting system.

Keywords: Inflation. Persistence. Structural Break Tests.

JEL Classification: E31; E52; C22.

^a Professor Doutor em Economia (UERN). E-mail: rodolfocampos@uern.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1335-9226>.

^b Professor Doutor em Economia (UFERSA). E-mail: jose.silva@ufersa.edu.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1514-6999>.

^c Professor Doutor em Economia (UERN). E-mail: thiagogeovaneps@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8837-547X>.

^d Professor Doutor em Economia (UERN). E-mail: ffdaniлоferreira@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8412-7540>.

^e Mestrando em Economia (UFRN). E-mail: vagner.economista@bol.com.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5048-7150>.

1. Introdução

Em economia, persistência refere-se à tendência que uma variável pode apresentar de ficar longe de seu nível médio por um período prolongado, quando perturbada, ausente outras forças econômicas que podem mover sua trajetória para fora de sua média². Considerando a inflação como variável econômica de interesse, o fenômeno da persistência inflacionária pode ser definido como a velocidade com que a taxa de variação do nível de preços converge para sua meta, ou seu nível de equilíbrio inicial, após um choque, mantendo-se constantes outras forças econômicas que podem movê-la. Nesse sentido, de acordo com essa definição, se a velocidade de retorno da inflação à sua meta, ou sua média, é lenta, o processo inflacionário é dito persistente. Caso contrário, se a velocidade de retorno for rápida, o processo inflacionário não apresenta persistência em sua dinâmica temporal.

Nesse contexto, segundo Fuhrer (1995), a persistência da inflação está intimamente relacionada com o grau em que os valores futuros de inflação estão relacionados com os choques passados ou, como dito anteriormente, com a velocidade de ajuste para seu equilíbrio de longo prazo. Não por acaso, a medida de persistência de inflação está no cerne das preocupações entre macroeconomistas e bancos centrais de todo o mundo. Considerando uma perspectiva de política monetária, o custo de desinflação depende do montante de inércia presente no processo inflacionário e, se esse processo é persistente, os custos em relação ao crescimento no produto, por exemplo, podem ser maiores. Portanto, a fim de projetar uma política monetária ótima, é necessário conhecer esse importante parâmetro da economia.

Muitos economistas consideram que a inflação a médio e longo prazo é um fenômeno monetário, ou seja, inteiramente determinado pela política monetária adotada pelos bancos centrais³. Entretanto, em curtos horizontes de tempo, vários choques macroeconômicos, incluindo variações na atividade econômica ou custos de produção, podem mover a inflação temporariamente para longe de sua meta. Nesse contexto, Mishkin (2000) mostra que a resposta apropriada por parte da autoridade econômica a um choque sobre a inflação depende do efeito derivado ser ou não persistente.

Por outro lado, o horizonte o qual a política monetária é definida deve levar em conta a persistência da inflação: em caso de choques sobre a inflação, se esta variável for pouco persistente ela poderá ser controlada, por meio de políticas monetárias, num período de tempo mais curto do que se for muito persistente. Portanto, torna-se necessário entender os determinantes da inflação e seu o processo dinâmico ao longo do tempo, assim como a estrutura de sua persistência a choques monetários, para a condução de uma política adequada.

² Fuhrer e Moore (1995).

³ Cagan (1956).

Em relação às medidas de persistência da inflação, a literatura⁴ geralmente tem considerado duas abordagens distintas. A primeira abordagem leva em conta que o processo gerador de dados para a inflação segue um modelo univariado de séries temporais, geralmente um processo autorregressivo de ordem (AR(ρ)), enquanto que a outra utiliza modelos econométricos estruturais com o intuito de explicar o comportamento passado da inflação e analisar sua persistência.

A primeira medida de persistência acima mencionada, que considera que o passado da inflação pode ser explicado a partir de um modelo de séries temporais univariado, é conhecida na literatura como persistência na forma reduzida (Fuhrer, 2010). Essa medida na forma reduzida refere-se a uma propriedade empírica da série de inflação observada, sem interpretação econômica e, geralmente, considera-se um simples modelo autorregressivo para representar a trajetória passada da inflação, onde os choques são medidos no componente de ruído branco desse processo. A partir da estimação desse modelo, são encontradas as várias medidas de persistência para a série. Em geral, entre as principais medidas que ajudam a capturar a persistência da inflação na forma reduzida, as mais comuns utilizadas na literatura são: testes de raiz unitária convencionais, função de autocorrelação da série de inflação, primeira autocorrelação da série de inflação, raiz dominante do processo autorregressivo univariado para a inflação, soma dos coeficientes a partir de um processo autorregressivo (AR(ρ)) univariado para a inflação, decomposição dos componentes não observados da inflação que estimam as contribuições relativas dos componentes da inflação transitórios e permanentes.

Já os modelos estruturais de inflação consideram que outras variáveis econômicas podem alterar sua trajetória temporal de equilíbrio de longo prazo e, portanto, sua persistência. Nesse sentido, conforme Belaire-Franch (2017), a persistência é gerada por outras forças econômicas que podem levar a inflação para fora de seu nível de equilíbrio inicial ou sua meta, estabelecida pelo Banco Central. Essa abordagem assume uma relação causal econômica implícita ou explicitamente entre inflação e seus possíveis determinantes (usualmente, considera-se que o passado histórico da inflação possa ser modelado por uma Curva de Phillips ou um modelo VAR estrutural).

A principal diferença entre essas duas abordagens está no fato de que, na abordagem que considera a inflação como um processo univariado, os choques em relação à inflação não são identificados, no sentido em que não se pode obter uma interpretação econômica, ou seja, esses choques são geralmente considerados como uma medida sintética de todos os choques que afetam a inflação em um determinado período (choques de política monetária, choques de produtividade, choques externos no preço do petróleo, etc.).

Por outro lado, a abordagem que considera que outras variáveis podem explicar o passado histórico da inflação – a abordagem estrutural (ou a partir de um modelo

⁴ Ver, por exemplo, Galí e Gertler (1999), Fuhrer e Moore (1995), Canarella e Miller (2016) e Belaire-Franch (2017).

multivariado) – tenta identificar os diferentes choques que atingem a inflação, permitindo uma análise da persistência em relação a um choque específico.

Para a economia brasileira, a década de 80 e início da década de 90 foram caracterizadas por elevados níveis de inflação e experiências frustradas de estabilização do nível de preços (Plano Cruzado, em 1986; Plano Bresser, em 1987; Plano Verão em 1989; Planos Collor I e II, em 1990 e 1991). Em meados de 1994, com o Plano Real, a estabilização de preços foi alcançada. No campo da política monetária, em 1999, a economia brasileira adotou o um regime de metas de inflação, definindo uma meta para a variação do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo). Todas essas mudanças de política monetária e de cenários econômicos acabaram afetando o nível de persistência da inflação na economia e, nesse contexto, a temática de estudo desta pesquisa propõe analisar a dinâmica e a persistência da inflação brasileira, modelando seu processo gerador de dados e verificando a estabilidade de sua persistência no tempo, para o período entre 1995 e 2020.

Assim, o objetivo deste artigo é mensurar a persistência da inflação no Brasil, verificando possíveis instabilidades estruturais neste parâmetro, que podem estar associadas à mudanças na condução de política monetária ou outros fatores econômicos. Para isso são utilizados dados mensais para o IPCA e suas agregações entre 1995 e 2020 e empregadas as abordagens usuais encontradas na literatura para esta análise (modelos univariados e estruturais). Após isso, utilizam-se testes estatísticos para investigar se essas relações estão sujeitas a mudanças estruturais no parâmetro que mensura a persistência. A aplicação dos testes de mudança estrutural sugeridos por Bai e Perron (1998, 2003) sugere a existência de instabilidade no parâmetro da persistência, com uma diminuição da persistência da inflação após a adoção do sistema de metas para a inflação, em 1999.

Além desta introdução, o presente artigo está dividido em mais quatro seções. A próxima seção realiza uma breve revisão da literatura empírica sobre o assunto, destacando as medidas de persistência e os métodos empíricos usados para mensurá-la. A terceira seção descreve a utilização dos modelos univariados e a utilização da abordagem estrutural na análise da persistência do processo inflacionário. A quarta seção descreve a base de dados e as variáveis utilizadas na estimação empírica. Os resultados dos modelos estimados e dos testes de mudança estrutural encontram-se na quarta seção. Na última seção são apresentadas as considerações finais e as análises de política dos resultados.

2. Revisão de literatura

Em relação a literatura estrangeira sobre o assunto, a maioria dos trabalhos tem considerado que a inflação segue um processo univariado autorregressivo e, partir da estimação desse modelo, tem calculado as medidas de persistência.

Entretanto, os trabalhos mais recentes que utilizam essa metodologia consideram que o processo gerador de dados para a inflação pode não ser estável no tempo, sofrendo

mudanças de acordo com regimes de política monetária ou outros eventos econômicos que podem mudar sua trajetória temporal para fora de seu equilíbrio ou meta estipulada pelos Bancos Centrais. Em adição a essas estimações, esses trabalhos geralmente têm empregado técnicas de séries temporais como testes de mudança estrutural⁵ nas relações estimadas, modelos com parâmetros variantes no tempo, e testes de mudança em persistência⁶, para detectar possíveis mudanças estruturais na trajetória estimada para inflação e verificar a estabilidade do parâmetro de persistência da inflação.

Levin e Piger (2003) aplicaram métodos econométricos clássicos e bayesianos para caracterizar o comportamento dinâmico da inflação em um conjunto de 12 países para uma amostra trimestral compreendida entre 1984.1 a 2003.4, utilizando diferentes índices de preços para cada país. Os autores estimam um modelo autorregressivo univariado para a inflação e consideram a possibilidade de uma quebra estrutural em uma data desconhecida. Esses autores concluem que, permitindo uma quebra no intercepto do processo autorregressivo, a estimativa para o parâmetro de persistência da inflação diminui na maioria dos países em sua amostra. Para os EUA, encontram ainda que o parâmetro da persistência da inflação, medida pelo deflator do PNB, tem magnitude de 0,92 no período analisado e, considerando a existência de quebras estruturais nessa relação, esse parâmetro diminui para 0,36.

O'Really e Whellan (2005) analisam a estabilidade no tempo do processo inflacionário para a Europa (Zona do Euro) entre 1970 e 2004, utilizando como medida de persistência para a inflação a soma dos coeficientes da variável dependente defasada. Considerando dados trimestrais a partir de um deflator para o PNB ajustado sazonalmente, esses autores encontram que há pouca instabilidade nos parâmetros que medem a persistência do processo inflacionário para a Zona do Euro. Os resultados dos testes de mudança estrutural são consistentes para nenhuma mudança sobre esses coeficientes, com o parâmetro de persistência da inflação próximo a 1. De acordo com esses resultados, os autores concluem que a trajetória da inflação para esse grupo de países tem uma representação estável na forma reduzida, com um alto nível persistência.

Utilizando dados trimestrais do deflator do PNB para o período entre 1947 - 2001, Pivetta e Reis (2007) analisaram mudanças na trajetória do parâmetro da persistência da inflação americana. Considerando a utilização de modelos de regressão com parâmetros variantes no tempo, esses autores encontram evidências empíricas de que a trajetória da inflação para o período analisado é caracterizada por um processo com persistência elevada e aproximadamente constante no tempo.

Em Noriega et al. (2013), testes de mudança em persistência seguindo a metodologia proposta por Leybourne et al. (2007) foram utilizados para verificar a existência de múltiplas mudanças em persistência na taxa de inflação de 45 países, entre 1960 e 1998. Seus resultados encontram evidências empíricas de que a trajetória do processo

⁵ Os testes de mudança estrutural propostos por Andrews (1993) e Bai e Perron (1998; 2003) são exemplos de metodologias econométricas utilizadas na literatura para verificar instabilidades nos parâmetros de uma equação estimada.

⁶ Por exemplo, Leybourne et al. (2007) e Kejriwal et al.(2013).

inflacionário desses países pode ser caracterizada por mudanças entre processos $I(0)$ e $I(1)$ ao longo do período considerado. Além disso, os resultados dos testes de mudança em persistência são consistentes com os episódios históricos de elevada inflação ocorridos em alguns países.

Belaire-Franch (2017) utiliza mesma base de dados de Noriega et al. (2013), mas adota a metodologia proposta por Kejriwal et al. (2013), e encontra evidências empíricas de múltiplas mudanças em persistência nos processos de inflação desse grupo de países.

Em relação à literatura nacional sobre o assunto, Cati et al. (1999) estudaram o processo inflacionário brasileiro entre 1974 - 2003, período caracterizado pela grande influência dos vários planos de estabilização para a inflação. Estas intervenções governamentais agiram como inliers, pois a inflação era reduzida apenas temporariamente e retornava a sua trajetória inicial após um curto período de tempo. A partir de testes de raiz unitária padrões, os autores encontram evidências empíricas de que as séries para inflação são estacionárias e as perturbações observadas possuem somente efeitos temporários. Entretanto, quando estatísticas de teste que levam em conta os planos de estabilização, os resultados mostram que o comportamento da taxa de inflação brasileira no período analisado é instável e extremamente persistente.

Campêlo e Cribari-Neto (2003) consideram a utilização de testes de raiz unitária robustos a inliers e mudanças estruturais, sem a necessidade do emprego de variáveis dummy, como em Cati et al. (1999). Utilizando séries mensais de IPCA e IGP-DI para o período entre 1944 e 2000, esses autores encontram evidências empíricas da presença de inércia inflacionária que, ao contrário do resultado encontrado por Cati et al. (1999), se mostra pequena.

Leme e Silva (2011) estudam a persistência da série de inflação obtida a partir do IPCA, da taxa real de juros e das expectativas de inflação no Brasil através de modelos autorregressivos de integração fracionada (Modelos ARFIMA) e testes de raiz unitária robustos a existência de quebras estruturais na série. Utilizando dados mensais entre 1999 e 2010, esses autores concluem que a taxa de inflação brasileira pode ser considerada estacionária, com reversão à média e algum grau de persistência.

Machado e Portugal (2014) usam um modelo multivariado com componentes não-observados, estimado a partir de técnicas bayesianas, para mensurar a persistência da inflação no Brasil entre 1995 e 2011. Seus resultados sugerem que a persistência da inflação intrínseca tem diminuído com o tempo. Entretanto, ao considerar a persistência baseada nas expectativas, os resultados mostram que ela permaneceu alta e não se alterou no período estudado.

O trabalho de Borges e Silva (2019) usa modelos Modelos Autorregressivos de Integração Fracionária (ARFIMA) para mensurar a persistência da inflação de serviços, para o IPCA e para a inflação desagregada de bens para o período compreendido entre agosto de 1999 à fevereiro de 2017. Além desta metodologia, os autores consideram ainda a utilização de testes de quebra estrutural para verificar possíveis instabilidades nos parâmetros das relações estimadas. As evidências empíricas apontam que a persistência da inflação de serviços é maior do que a observada no IPCA geral e nos preços de bens. Ao

considerar a existência de quebras estruturais nos parâmetros, observa-se que a inflação de serviços se mostra antipersistente e estacionária. Esse mesmo comportamento é observado para os principais itens componentes da cesta de serviços.

Tabela 1: Sumário de trabalhos empíricos

Trabalhos Empíricos	Unidade da Amostra	Índice de Preços utilizado	Período da Análise	Medida de Persistência da Inflação	Metodologia Econométrica	Resultados
Levin e Piger (2004)	Conjunto de 12 países (Austrália, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos.	Deflator do GDP, CPI, Core CPI e PCE.	Dados mensais entre 1984:01 – 2003:12.	Soma dos coeficientes em um $AR(p)$ univariado	Testes de Mudança Estrutural seguindo Quandt (1960) – Andrews (1993) e Chow (1960) e Métodos Bayesianos	Ao permitir uma quebra no intercepto do processo autorregressivo, a estimativa para o parâmetro de persistência da inflação diminui na maioria dos países considerados na amostra.
O'Really e Whellan (2005)	Zona do Euro	Deflator do GDP e HICP	Dados trimestrais entre 1970:01 – 2002:04.	Soma dos coeficientes em um $AR(p)$ univariado e estimativa para uma Curva de Phillips na forma reduzida.	Testes de Mudança Estrutural seguindo Quandt (1960) – Andrews (1993) e Chow (1960)	Alto nível de persistência da inflação (estimativa do parâmetro de persistência próximo a 1) com uma representação estável na forma reduzida para a inflação.
Pivetta e Reis (2007)	EUA	Deflator do GDP	Dados trimestrais entre 1947:02 – 2001:03.	Maior raiz autorregressiva de $AR(p)$ univariado, soma dos coeficientes de um	Estimativas Bayesianas com parâmetros variantes no tempo	Nível de persistência da inflação relativamente alto e constante no tempo.

				$AR(p)$ e meia-vida (“ <i>half-life</i> ”).		
Noriega et al (2013)	Conjunto de 45 economias	Índice de Preços ao Consumidor (CPI)	Dados Trimestrais e Mensais entre 1960 e 2008.	Modelos Univariados autorregressivos	Teste de mudanças em persistência de Leybourne (2007)	Caracterizada por processos com múltiplas mudanças em persistência ($I(0) - I(1) - I(0)$)
Belaire-Franch (2017)	Mesma base de dados de Noriega <i>et al</i> (2013)	Índice de Preços ao Consumidor (CPI)	Dados Trimestrais e Mensais entre 1960 e 2008.	Modelos Univariados autorregressivos	Teste de mudanças em persistência de Kerijwal <i>et al</i> (2013)	Caracterizada por processos com múltiplas mudanças em persistência ($I(0) - I(1) - I(0)$)
Cati et al. (1999)	Brasil	IPCA	Dados mensais entre 1974:1 a 1993:6	Modelos Autorregressivos univariados para a inflação	Teste de Raiz Unitária de Dickey e Fuller (1981) – ADF, Phillips e Perron (1988) e Stock (1990) e Ng - Perron (1996) usual e modificado para levar em conta a presença de <i>inliers</i> .	Testes de raiz unitária usuais apontam para a estacionariedade da série de inflação. Testes modificados para leva em conta a presença de <i>inliers</i> apontam uma inflação altamente persistentes e não estacionária.
Campêlo e Cribari-Neto (2003)	Brasil	IPCA e IGP-DI	Dois períodos distintos: Dados mensais entre 1974:1 – 1993:6 e entre 1944.2 – 2000.2.	Modelos autorregressivos univariados para a inflação e uma medida não-paramétrica de persistência de longo prazo: razão de variâncias (Cochrane, 1988)	Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (1981) – ADF, e Testes de Raiz Unitária robustos – Testes propostos por Hasan and Koenker (1997) e Thompson (2001).	Testes de raiz unitária robustos produzem a mesma conclusão dos testes de raiz unitária modificados por Cati <i>et al.</i> (1999). Entretanto a presença de inércia inflacionária é pequena e independente da medida de persistência ou da amostra utilizada.

Yoon (2003)	Brasil	IPCA	Dados mensais entre 1974:1 a 1993:6	Modelos autorregressivos univariados para a inflação	Teste de Raiz Unitária proposto por Ng e Perron (2001)	Taxa de inflação brasileira é não estacionária. Elevado grau de persistência inflacionária.
Leme e Silva (2011)	Brasil	IPCA	Dados mensais entre 1999:7 e 2010:12	Modelos <i>ARFIMA</i>	Testes de Raiz Unitária convencionais (ADF e KPSS) e Testes de Raiz Unitária com quebras (segundo Lee e Strazicich (2003))	Taxa de inflação estacionária, com algum grau de persistência.
Machado e Portugal (2014)	Brasil	IPCA	Dados mensais entre 1995 e 2011	Persistência intrínseca, extrínseca e baseada nas expectativas	Modelos univariados e modelos multivariados de componentes não-observados	Persistência intrínseca diminuiu ao longo do tempo. Persistência da inflação baseada nas expectativas manteve-se elevada e quase inalterada no período considerado.
Borges e Silva (2019)	Brasil	IPCA e desagregados	Dados mensais entre 1999:8 – 2017:2	Modelos <i>ARFIMA</i>	Testes de Raiz unitária, ordem de integração <i>d</i> fracionária (<i>ARFIMA</i>) e testes de quebra estrutural	Persistência da inflação de serviços é maior do que a persistência do IPCA e nos preços dos bens.

Fonte: Elaboração própria através da revisão de literatura empírica e dos trabalhos relacionados.

3. Metodologia

Na tentativa de aferir o grau de persistência da inflação, alguns autores têm considerado a observação de determinadas propriedades estatísticas da série histórica para a inflação, obtidos principalmente através da realização de testes de raiz unitária convencionais, análise da função de autocorrelação e análise da primeira autocorrelação da série de inflação. Uma parte dessa literatura⁷ tem se concentrado na estimação de modelos de séries temporais univariados para analisar o grau de persistência da variação do nível de preços, geralmente considerando que o passado histórico da série de inflação segue um modelo autorregressivo (AR(ρ)). A partir da estimação desse modelo, consideram como medida de persistência da inflação a soma dos valores defasados φ_j no seguinte modelo:

$$\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^k \varphi_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde μ é a média da inflação e ε_t é um termo de erro aleatório serialmente não correlacionado, mas que pode ser heterocedástico. Outra medida considera a maior raiz autorregressiva (ou a raiz dominante), representado pelo parâmetro ρ , a partir da estimação do seguinte modelo autorregressivo:

$$\pi_t = \mu + \rho \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

O modelo em (2) é uma equação como a utilizada no teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado (Dickey & Fuller, 1981). O parâmetro de persistência é $\rho = \sum_{j=1}^k \varphi_j$ e os parâmetros ψ_k , associados à $\Delta \pi_{t-j}$, são simples transformações a partir dos coeficientes autorregressivos da equação em (1). Os termos defasados da variável dependente utilizados como regressores em (3) descrevem como os choques na inflação em t , inclusive os oriundos de políticas monetárias, são propagados ao longo do tempo (O'Reilly; Whelan; 2005).

Nas relações em (1) e (2), a dinâmica da inflação depende apenas de sua média μ , de seus componentes autorregressivos e de um termo de erro. Uma estimativa de persistência baseada em uma dessas equações é conhecida na literatura como uma medida incondicional de persistência (ou medida de persistência na forma reduzida).

Entretanto, alguns pesquisadores⁸ têm se questionado se a persistência da inflação é algo inerente da economia ou se depende de uma determinada amostra. Os modelos de inflação estruturais ajudam a entender como outras variáveis econômicas, além da própria

⁷ Ver Levin e Piger (2003), Pivetta e Reis (2003) e O'reilly e Whelan (2005).

⁸ Por exemplo, Calvo (1983), Rotemberg (1983) e Galí e Gertler (1999).

inflação em períodos passados, podem afetar a trajetória histórica da inflação. Muitos economistas consideram que possíveis mudanças nas metas de inflação do banco central, expectativas dos agentes sobre a inflação futura e outras variáveis econômicas (produto ou) podem mover a trajetória da inflação para fora de seu equilíbrio de longo prazo. Nesse caso, a persistência pode ter sido gerada ou herdada por essas outras variáveis econômicas.

A literatura que estuda as fontes de persistência estrutural da inflação na economia geralmente tem estimado modelos estruturais baseados nas contribuições de Calvo (1983) e Rotemberg (1983), utilizando uma equação de Euler para a inflação da seguinte forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Na equação em (3), a inflação é função da expectativa de inflação futura e de uma medida de hiato do produto ou custo marginal das firmas. Para incorporar o caráter *backward-looking* da dinâmica inflacionária, que representa seu componente de persistência intrínseco, Galí e Gertler (1999) incorpora na equação em (3) os termos defasados da inflação, produzindo a seguinte curva de Phillips aumentada:

$$\pi_t = \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_f E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

A literatura recente que tem considerado modelos estruturais para descrever o comportamento da inflação da economia tem estimado relações baseadas na expressão em (4) e, posteriormente, analisado o grau e a estabilidade do parâmetro de persistência, λ_b , utilizando métodos de econometria de séries temporais como modelos com parâmetros variantes no tempo e testes de mudança estrutural nas relações estimadas, como por exemplo os testes de Andrews (1993) e Bai e Perron (2003), para verificar a estabilidade dos parâmetros de persistência no período analisado.

A metodologia a ser utilizada neste trabalho para análise da persistência da inflação no Brasil segue, principalmente, a utilizada por O'Really e Whelan (2005), onde serão estimados dois modelos para representar a trajetória histórica da inflação brasileira, considerando primeiro uma medida de persistência incondicional baseada no modelo univariado em (2). O segundo modelo considera a inclusão de variáveis que podem afetar a dinâmica da inflação no período como, por exemplo, o hiato do produto, câmbio, e pode ser descrito pela seguinte equação:

$$\pi_t = \mu + \rho \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta \pi_{t-j} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

A variável y_t representa essas outras variáveis que podem afetar na persistência a inflação. As defasagens do modelo (2) e (5) são escolhidas de acordo com os critérios de informação disponíveis (AIC, BIC ou Hanna-Quin), a serem escolhidos posteriormente.

Em adição a essa metodologia, aplica-se teste de mudança estrutural proposto em Bai e Perron (1998, 2003) às relações estimadas para verificar a estabilidade do parâmetro da persistência da inflação no período analisado. As possíveis datas das quebras identificadas podem ser comparadas com mudanças de política por parte da autoridade monetária ou outros eventos que possam ter mudado a trajetória da dinâmica inflacionária e, por conseguinte, sua persistência. Descrito o método de análise, a próxima seção realiza a descrição dos dados e os resultados obtidos.

4. Base de Dados, Estatísticas Descritivas e Resultados

4.1. Base de Dados e Estatísticas Descritivas

Os dados utilizados nesta pesquisa correspondem as taxas de crescimento mensais do IPCA geral e do IPCA à preços livres e monitorados entre janeiro de 1995 e dezembro de 2020, extraídos da página do Ipeadata. Para análise dos modelos estruturais, utilizaram-se ainda a taxa de câmbio nominal R\$/US\$ e, para a construção da *proxy* para o hiato do produto, o índice de produção industrial – produção física⁹ e a estimativa para o PIB mensal. Abaixo segue as principais estatísticas descritivas dos índices de preços utilizados na pesquisa.

Tabela 2: Estatísticas descritivas do IPCA geral, IPCA a preços monitorados e IPCA a preços livres - % a.m.

Estatísticas Descritivas	IPCA Geral (% a.m.)	IPCA – Preços Monitorados (% a.m.)	IPCA – Preços Livres (% a.m.)
Média	0.54	0.73	0.50
Mediana	0.46	0.44	0.44
Máximo	3.02	5.86	2.99
Mínimo	-0.51	-2.06	-0.45
Desvio-Padrão	0.46	1.03	0.46
Observações	312	312	312

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados obtidos no Ipeadata.

A média do IPCA geral no período analisado foi de 0,547%, com desvio padrão de 0,468%. Considerado os índices desagregados, a média do IPCA a preços monitorados para o período foi de 0,733% e do IPCA a preços livres, 0,503%. Em relação ao desvio-padrão, há uma maior volatilidade do IPCA à preços monitorados em relação ao IPCA a preços livres.

⁹ Para utilizar uma série de produção industrial mais longa, encadeou-se as séries de produção industrial disponíveis. A nova série encadeada tem data-base 2012.

4.2. Resultados

Para verificar a possível existência de mudanças estruturais nos parâmetros das relações (2) e (5), será utilizado o teste proposto por Bai e Perron (2003). A utilização do teste de mudanças estruturais proposto requer que as séries utilizadas na regressão sejam estacionárias.

Para verificar a ordem de integração das variáveis utilizadas, testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1981) e Phillips e Perron (1988) foram conduzidos para essas séries¹⁰ e reportaram evidências empíricas de estacionariedade no período em análise, considerando intercepto e intercepto e tendência na especificação da equação de teste. Os resultados destes testes encontram-se nas tabelas 3 e 4.

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária de Dickey e Fuller

Teste de ADF								
Hipótese Nula: Raiz Unitária								
Variáveis	Especificação da Equação de Teste							
	Intercepto				Intercepto e Tendência Linear			
	t-Stat	Prob.	Lag	Max Lag	t-Stat	Prob.	Lag	Max Lag
IPCA GERAL	-7.28***	0.00	0	12	-7.46***	0.00	0	12
IPCA – PM	-5.54***	0.00	3	12	-12.80***	0.00	0	12
IPCA – PL	-7.27***	0.00	0	12	-7.29***	0.00	0	12

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 4: Teste de Raiz Unitária de Phillips e Perron

Teste de Phillips e Perron				
Hipótese Nula: Raiz Unitária				
Variáveis	Especificação da Equação de Teste			
	Intercepto		Intercepto e Tendência Linear	
	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.
IPCA GERAL	-6.94***	0.00	-7.14***	0.00
IPCA – PM	-12.96***	0.00	-13.26***	0.00
IPCA – PL	-7.00***	0.00	-7.03***	0.00

Fonte: Elaboração Própria.

¹⁰ A análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial não indicam evidências de padrões de sazonalidade nas séries consideradas nesta análise.

Seguindo a proposta de Levin e Piger (2003), Pivetta e Reis (2003) e O'reilly e Whelan (2005), estimaram-se os seguintes modelos:

$$\pi_t^J = \mu + \rho\pi_{t-1}^J + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta\pi_{t-j}^J + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que J é o índice (IPCA Geral, IPCA preços monitorados e IPCA preços livres) utilizado para a inflação π_t^J no período t e k é o número de defasagens. Para a escolha das defasagens em $\sum_{j=1}^k \psi_{j-1} \Delta\pi_{t-j}^J$ no modelo acima, utilizou-se o critério de Schwarz¹¹.

Posteriormente, utilizou-se o teste de quebras estruturais proposto por Bai e Perron (1998, 2003) para inferir sobre possíveis mudanças nos parâmetros da relação em (6), em particular, no parâmetro ρ , que mensura a persistência da inflação no modelo proposto.

Para estimação do número de quebras, Bai e Perron (2003) sugerem o procedimento sequencial de teste $SupF_T(\ell | \ell + 1)$ a partir das estimativas sequenciais das quebras. Entretanto, na presença de múltiplas quebras, os autores sugerem verificar se os testes $UDmax$ e $WDmax$ ¹² apontam evidências para no mínimo uma quebra nas relações estimadas. Se esses testes indicarem evidências de, no mínimo, uma quebra, então o número de quebras pode ser decidido baseado na verificação sequencial das estatísticas de teste $SupF_T(\ell | \ell + 1)$, construídas utilizando minimizadores globais para as datas das quebras. Seleciona-se o número m de quebras até que os testes $SupF_T(\ell | \ell + 1)$ sejam insignificantes em algum $\ell \geq m$.

Nas tabelas (5) e (6) seguem os resultados dos testes de mudança estrutural de Bai e Perron (1998, 2003) e dos modelos estimados a partir dos resultados deste teste. Na condução do teste, foram permitidas no máximo 5 quebras, com um *trimming* $\varepsilon = 0.15$.

¹¹ O número de defasagens para os modelos com IPCA Geral, IPCA a preços livres e IPCA a preços monitorados é de 8, 7 e 6, respectivamente.

¹² Quando não há a necessidade de pré-especificar um número particular de quebras em uma regressão, Bai e Perron (2003) sugerem os testes $UDMax$ e $WDMAX$. A hipótese nula destes testes é a de que não há nenhuma quebra estrutural, contra a alternativa de que há um número de quebras dado por algum limite superior M .

Tabela 5: Testes de quebras: teste de ℓ quebras vs. nenhuma (double maximum tests)

Teste de ℓ quebras vs. nenhuma (Double Maximum Tests) - $UD \max F_T$ e $WD \max F_T$						
	IPCA Geral		IPCA Preços Livres		IPCA Preços Monitorados	
	$UD \max F_T$	$WD \max F_T$	$UD \max F_T$	$WD \max F_T$	$UD \max F_T$	$WD \max F_T$
Estatística de Teste	25.59*	25.59	28.42*	41.04*	27.88*	27.88*
Valores Críticos	24.90	26.62	23.38	24.99	21.70	23.31
Número de Quebras	1	0	3	5	1	1

Teste de ℓ vs $\ell+1$ quebras - $SupF_T(\ell | \ell+1)$

	IPCA Geral		IPCA Preços Livres	IPCA Preços Monitorados	
	$SupF(1 0)$	$SupF(2 1)$	$SupF(1 0)$	$SupF(1 0)$	$SupF(2 1)$
Estatística de Teste	25.59*	13.03	17.27	27.88*	13.53
Valores Críticos	24.65	26.92	23.06	21.41	23.62
Datas das Quebras	1999.08		–	1999.09	

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados do teste sequencial $SupF_T(\ell+1|\ell)$, sugeridos por Bai e Perron (1998, 2003) apontam para uma quebra nos modelos que consideram o IPCA geral (em 1999.08) e o IPCA a preços monitorados (em 1999.09), indicando a existência de dois regimes delimitados pelas datas das quebras estimadas. Não houve evidências de quebras para o modelo estimado com o IPCA a preços livres. A Tabela 6 considera a estimação dessas relações nos regimes considerados pelas datas das quebras.

Tabela 6: Modelos na Forma Reduzida

	$\pi_t^{GERAL} = \mu + \rho\pi_{t-1}^{GERAL} + \sum_{j=1}^8 \psi_j \Delta\pi_{t-j}^{GERAL} + \varepsilon_t$		$\pi_t^{PL} = \mu + \rho\pi_{t-1}^{PL} + \sum_{j=1}^7 \psi_j \Delta\pi_{t-j}^{PL} + \varepsilon_t$	$\pi_t^{MONIT} = \mu + \rho\pi_{t-1}^{MONIT} + \sum_{k=1}^6 \psi_j \Delta\pi_{t-j}^{MONIT} + \varepsilon_t$	
	1995.01–1999.07	1999.08-2020.12	1995.01 – 2020.12	1995.08–1999.08	1999.09–2020.12
μ	0.091	0.151***	0.127***	0.521**	0.283***
	(0.073)	(0.045)	(0.032)	(0.231)	(0.086)
ρ	0.772***	0.701***	0.722***	0.596***	0.509***
	(0.097)	(0.082)	(0.057)	(0.14)	(0.113)
R²	0.514		0.512	0.267	
R² Ajustado	0.487		0.498	0.229	
Erro-Padrão da Regressão	0.294		0.278	0.843	
SQR	24.520		22.818	205.429	
Estatística <i>F</i>	15.771		0.512	7.006	
Probabilidade Estatística <i>F</i>	0.000		0.499	0.000	
Durbin-Watson	1.950		2.063	1.945	

Fonte: Elaboração Própria.

Observações: 1) Erros padrão em parêntesis. 2) * significância a 10%; ** significância a 5%; *** significância a 1%.

Para o modelo que considera o IPCA Geral, a data da quebra delimitou dois regimes, 1995.01 – 1999.07 e 1999.08 – 2020.12. O parâmetro que mensura o grau de persistência de inflação foi de 0,77 no primeiro regime para 0,70 no segundo regime.

Considerando o IPCA a preços monitorados, os resultados do teste de quebra estrutural apontam para uma data da quebra em 1999.09, delimitando também dois regimes: 1995.01 – 1999.08 e 1999.09 – 2020.12. O parâmetro de persistência para essa medida de inflação diminuiu de 0,60 para 0,51 entre os regimes. Não houve evidências de quebras estruturais para a equação que considera o IPCA à preços livres, onde a medida de persistência para o período total foi estimada em 0,72.

A equação em (6) considera que apenas os choques passados da inflação afetam sua persistência. Entretanto, mudanças na persistência da inflação podem estar associadas à mudanças nos determinantes subjacentes da inflação (O'Really; Whelan, 2005; Fuhrer, 2010). Ademais, mudanças no comportamento da inflação também podem estar associadas ao comportamento sistemático do banco central, considerando que o *policymaker* pode seguir uma regra de Taylor com metas de inflação na definição da política monetária¹³. Com efeito, a segunda especificação considera a inclusão de variáveis que podem afetar a dinâmica da inflação no período como, por exemplo, o hiato do produto e a taxa de câmbio¹⁴, e pode ser descrito pela seguinte equação:

$$\pi_t^{IPCA} = \mu + \rho\pi_{t-1}^{IPCA} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta\pi_{t-j}^J + \theta y_t + \gamma \Delta e_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que π_t^{IPCA} é a inflação medida pelo IPCA, y_t é uma proxy para o hiato do produto, obtido a partir do filtro de Hodrick-Prescott aplicado a série do índice de produção industrial e do PIB real mensal ajustados sazonalmente, e_t é a taxa de câmbio nominal R\$/US\$ e k é o número de defasagens. Para a escolha das defasagens em $\sum_{j=1}^k \psi_j \Delta\pi_{t-j}^J$ no modelo em (7) utilizou-se o critério de Schwarz¹⁵.

¹³ Curvas de Phillips usualmente incluem em sua especificação econométrica alguma proxy para o impacto da atividade econômica sobre o nível de preços correntes, tal como o hiato do produto. O'Really e Whelan (2005) descrevem as razões para incluir o nível de atividade econômica nas especificações econométricas utilizadas para mensurar o nível de persistência da inflação. Em particular, modelos que incluem as expectativas de inflação consideram que inflação esperada é uma média ponderada dos valores passados realizados de inflação. Como há um feedback negativo da inflação para o hiato do produto, pois o banco central pode seguir uma regra de Taylor, modelos univariados podem subestimar o verdadeiro valor do parâmetro estrutural que mensura a persistência da inflação (O'Really; Whelan, 2005).

¹⁴ Na estimação de curvas de Phillips, uma *proxy* usual para representar o choque de oferta em modelos é a taxa de câmbio. Em economias com histórico de inflação elevada, como é caso do Brasil, há uma maior facilidade dos agentes repassarem os custos e, portanto, elevar os preços. Com efeito, maior será a persistência da inflação, o que facilita os agentes repassarem os efeitos da taxa de câmbio sobre os preços, intensificando o efeito *pass-through* de uma depreciação da taxa de câmbio para a inflação (Maciel, 2006).

¹⁵ O número de defasagens indicada pelo critério de Schwarz foi de 7 para os modelos que utilizam o índice de produção industrial e PIB mensal para calcular a *proxy* para o hiato do produto.

Tabela 7: Testes de quebras: teste de ℓ quebras vs. nenhuma (*double maximum tests*)

Teste de ℓ quebras vs. nenhuma (<i>Double Maximum Tests</i>) - $UD \max F_T$ e $WD \max F_T$				
	(I)		(II)	
	\cdot	$WD \max F_T$	$UD \max F_T$	$WD \max F_T$
Estatística de Teste	34.82**	34.82**	32.35**	32.35**
Valores Críticos	27.23	29.06	27.23	29.06
Número de Quebras	1	1	1	1

Teste de ℓ vs $\ell + 1$ quebras – $SupF_T(\ell | \ell + 1)$

	(I)		(II)	
	$SupF(1 0)$	$SupF(2 1)$	$SupF(1 0)$	$SupF(2 1)$
Estatística de Teste	34.82**	17.93	32.35**	18.54
Valores Críticos	27.03	29.24	27.03	29.24
Datas das Quebras	1999.08		1999.08	

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados do teste sequencial $SupF_T(\ell + 1 | \ell)$ apontam também para uma quebra nas relações (I) e (II), onde a proxy para o hiato do produto é mensurada a partir do índice de produção industrial (I) e pela estimativa do PIB mensal (II), indicando a existência de dois regimes delimitados pelas datas das quebras estimadas. A Tabela 8 considera a estimação dessas relações nos regimes considerados pelas datas das quebras.

Tabela 8: Modelos na Forma Estrutural

	1995.01 – 1999.07	1999.08-2020.12	1995.01 – 1999.07	1999.08-2020.12
μ	0.062	0.166***	0.078	0.183***
	(0.076)	(0.044)	(0.080)	(0.045)
ρ	0.777***	0.675***	0.785***	0.640***
	(0.099)	(0.079)	(0.097)	(0.082)
θ	-0.024	0.008	-0.000	-0.000
	(0.023)	(0.005)	(0.000)	(0.000)
γ	0.025**	-0.005	0.028***	-0.0045
	(0.010)	(0.005)	(0.009)	(0.005)
R²	0.523		0.520	
R² Ajustado	0.487		0.484	
Erro-Padrão da Regressão	0.293		0.294	
SQR	24.203		24.337	
Estatística F	14.708		14.553	
Probabilidade (Estatística F)	0.000		0.000	
Durbin-Watson	2.016		2.009	

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados dos testes de mudança estrutural apontam para uma quebra em 1999.08 para os modelos (I) e (II), delimitando dois regimes: 1995.01 – 1999.07 e 1999.08 – 2020.12. Em ambos os modelos, o parâmetro que mensura o grau de persistência diminui entre os regimes: de 0,78 para 0,67 no modelo (I) e de 0,78 para 0,64, para o modelo (II). Os valores p associados ao parâmetro de persistência são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%. O parâmetro que mensura os efeitos de variações na taxa de câmbio sobre a inflação foi positivo e estatisticamente significativo. O parâmetro que mensura o impacto do hiato do produto em ambas as especificações é estatisticamente significativo.

Estes resultados estão alinhados com as evidências empíricas encontradas em Canarella e Miller (2016), onde há pelo menos uma quebra estrutural na persistência inflação em quatro países de sua amostra (Canadá, Islândia, México e Coreia do Sul) e essa quebra coincide com a implementação do sistema de metas para inflação. Para o Brasil, o estudo de Machado e Portugal (2014) mostra que a persistência intrínseca da inflação diminuiu ao longo do tempo no entre 1995 e 2011. Segundo os autores, este resultado pode ser associado à adoção do regime de metas de inflação, que permitiu o

Banco Central ancorar as expectativas de inflação à metas pré-estabelecidas pela autoridade monetária, o que resultou em uma melhora em sua credibilidade. Entretanto, ao considerar a persistência baseada nas expectativas, esse parâmetro mostrou-se elevado e não se alterou no período considerado.

Conclusão

Este artigo procurou investigar mudanças estruturais na persistência da inflação a partir do IPCA e seus desagregados. Testes de quebras estruturais de Bai e Perron (1998, 2003) foram aplicados à modelos na forma reduzida e estruturais para o IPCA e desagregados e indicam a existência uma quebra estrutural no parâmetro que mensura a persistência da inflação neste modelo.

As datas das quebras estimadas delimitam dois regimes, onde há evidências empíricas de uma diminuição no parâmetro que mensura a persistência da inflação entre esses regimes. As datas das quebras estimadas coincidem com a implementação do regime de metas de inflação no Brasil, onde o primeiro regime é caracterizado por uma elevada persistência, com uma diminuição no valor desse parâmetro no segundo regime, após a adoção do regime de metas de inflação.

Esses resultados empíricos sugerem que a implantação do regime de metas de inflação exerceu papel importante na queda da persistência durante o período analisado. Tais resultados estão na linha de Canarella e Miller (2016), que encontraram evidências empíricas de uma diminuição na persistência da inflação para alguns países após a adoção do regime de metas de inflação, e Machado e Portugal (2014), que mostram que a persistência intrínseca da inflação para o Brasil tem diminuído ao longo do tempo, principalmente após a adoção do sistema de metas para a inflação.

Entretanto, esses resultados a respeito de uma diminuição da persistência da inflação encontrados na literatura devem ser interpretados com cautela, principalmente se forem baseados em medidas intrínsecas de persistência ou que consideram a inflação na forma reduzida, a partir de modelos univariados. Ao considerar medidas de persistência baseadas nas expectativas, Machado e Portugal (2014) encontram que o parâmetro de persistência se mantém elevado e estável ao longo do tempo. Os autores argumentam que as distorções nas expectativas têm sido claramente uma importante fonte de persistência ao longo do tempo, ao contrário da visão que considera medidas de persistência na forma intrínseca.

Referências

- ANDREWS, D.W.K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61: 821–856.
- BAI, J.; PERRON, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66: 47–78.

- BAI, J.; PERRON, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, 18: 1–22.
- BELAIRE-FRANCH, J. (2017). A note on the evidence of inflation persistence around the world. **Empirical Economics**, 74(2).
- BORGES, G. M.; SILVA, C. G. (2019). Uma análise do dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil. **Nova Economia**, 29(2), 541–563.
- CAGAN, P. (1956). **The Monetary Dynamics of Hiperinflation**. In: Friedman, M (Ed.). *Studies in the quantity theory of Money*.
- CALVO, G.A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, 12 (3), p. 383 – 398.
- CAMPÊLO, A.K. & CRIBARI-NETO, F. (2003). Inflation Inertia and Inliers: The Case of Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, 57(4), p. 713-739.
- CANARELLA, G., MILLER, S.M. (2016), Inflation persistence and structural breaks: The experience of inflation targeting countries and the USA. **Journal of Economic Studies**, Vol. 43 No. 6, pp. 980-1005.
- CATI, R.C.; GARCIA, M.G.P. & PERRON, P. (1999). Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data. **Journal of Applied Econometrics**, 14 (1), p. 27-56.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-73, 1981.
- FUHRER, J. C. (2010). **Inflation Persistence**. Handbook of Monetary Economics (Vol. 3). Elsevier Ltda.
- FUHRER, J. C. (1995). The persistence of inflation and the cost of disinflation. **New England Economic Review**, p. 3-16.
- FUHRER, J.; MOORE, G. (1995). Inflation Persistence. **Quarterly Journal of Economics**, 110(1), p. 127-159.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. **Journal of Monetary Economics**. 44, p. 195 – 222.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. (2011). **Inflation Persistence**. In: Friedman, Benjamim M.; Woodford, Michael. (Ed.). *Handbook of Monetary Economics*. Elsevier.
- KEJRIWAL M, PERRON P, ZHOU J. (2013). Wald tests for detecting multiple structural changes in persistence. **Econometric Theory**, 29: 289–323.

- LEVIN, ANDREW; PIGER, JEREMY (2003). Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies? **Federal Reserve Bank of St. Louis**. Working Paper.
- LEYBOURNE, S; KIM, T; TAYLOR, A. M. R. (2007). Detecting multiple changes in persistence. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, 11(3):132.
- MACHADO, V. d. G.; PORTUGAL, M. S. Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 2, p. 225–241, 2014.
- MACIEL, L. F. P. **Pass-through Cambial: Uma Estimação para o Caso Brasileiro**. (2006). Dissertação (Mestrado em Economia). Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro p. 44.
- MISHKIN, F. S. (2000). What Should Central Banks Do? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review** 82(6): 1–13.
- NG, S. & PERRON, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests With Good Size and Power. **Econometrica**, 69, p. 1519–54.
- NORIEGA, A.E.; CAPISTRÁN, C.; RAMOS-FRANCIA, M. (2013) On the dynamics of inflation persistence around the world. **Empirical Economics**, 44:1243–1265.
- O'REILLY, G.; WHELAN, K. (2005). Has Euro-area inflation persistence changed over time? **Review of Economics and Statistics**, 87 (4), p. 709-720.
- PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 75(2), p. 335 – 346.
- PIVETTA, F.; REIS, R. (2007). The persistence of inflation in the United States. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 31, p. 1326 – 1358.
- ROTEMBERG, J.J. (1983). Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment. **American Economic Review**. 73 (3), p. 433 – 436.
- ROTEMBERG, J.J. (1982). Sticky Prices in the United States. **Journal of Political Economy**. 90 (6), p. 1187 – 1211.
- SILVA, C. G.; LEME, M.C.S. (2011). An analysis of the degrees of persistence inflation, inflation expectations, and real interest rate in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65 n. 3, p. 289-302.
- YOON, G. (2003). The Time Series Behaviour of Brazilian Inflation Rate: New Evidence From Unit Root Tests With Good Size and Power. **Applied Economics Letters**, 10, p. 627-631.