

Persistência e Volatilidade do *Gap* da Inflação[♦]

Sidney Caetano¹

Nelson da Silva²

Guilherme Moura³

Resumo

Neste artigo, estimamos uma tendência para a inflação brasileira com a finalidade de apresentar uma medida alternativa de inflação de longo prazo e trazer um novo complemento aos tradicionais núcleos de inflação. Além da análise econômica do comportamento dessa estimativa, aplica-se uma avaliação de capacidade preditiva em pseudo tempo real. A obtenção da tendência também permitiu verificarmos a dinâmica da persistência e da volatilidade do *gap* da inflação durante o atual regime monetário. No período em análise, os resultados revelam-se correlacionados com a conjuntura brasileira, com contribuições positivas da tendência no processo preditivo da inflação. Ainda, eles mostram uma resistência de convergência da taxa de inflação aos níveis preestabelecidos pelo CMN, diante de um considerável nível de persistência do *gap* da inflação. Já a volatilidade do *gap* corrobora e identifica ao mesmo tempo as grandes oscilações presentes no cenário econômico doméstico e externo.

Palavras-chave

Política monetária; Tendência inflacionária; *gap* da Inflação.

Abstract

In this article, we estimate a trend for Brazilian inflation in order to present an alternative measure of long-term inflation and provide a complement to the traditional core inflation measures. In addition to the economic analysis of the behavior of this estimation, a pseudo-real-time

♦ Os autores agradecem os comentários dos pareceristas que contribuíram para um avanço e melhor entendimento do trabalho. Os eventuais erros e omissões são de nossa inteira responsabilidade. Este Artigo não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

¹ Professor – Departamento de Economia – Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF).
Campus Universitário – Martelos – CEP: 36036-330 – Juiz de Fora - MG – Brasil – E-mail: sidneym-caetano@gmail.com
ORCID: [0000-0002-2196-2095](https://orcid.org/0000-0002-2196-2095). O autor é grato ao apoio financeiro da FAPEMIG (PPM 00430/17) e do CNPq (Processo 308171/2016-0).

² Analista – Departamento de Estudos e Pesquisas - Banco Central do Brasil – Ed. Sede - Depep 12º andar.
Asa Sul – CEP: 70074-900 – Brasília - DF – Brasil – E-mail: nelson.silva@bcb.gov.br
ORCID: [0000-0002-0669-0167](https://orcid.org/0000-0002-0669-0167).

³ Professor – Departamento de Economia e Relações Internacionais - Univ. Federal de Santa Catarina (UFSC) – Campus Reitor João David Ferreira Lima, s/nº – Centro Socioeconômico - Trindade CEP: 88040-900 – Florianópolis - SC – Brasil – E-mail: guilherme.moura@ufsc.br – ORCID: [0000-0003-2351-1850](https://orcid.org/0000-0003-2351-1850). O autor é grato ao apoio financeiro concedido pelo CNPq (Processo 303843/2019-5).
Recebido: 18/09/2021. Aceito: 12/07/2022.
Editor Responsável: Bruno de Paula Rocha



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

predictive capability assessment is applied. Obtaining the trend also allowed us to verify the dynamics of the persistence and volatility of the inflation gap during the current monetary regime. In the period under review, the results are correlated with the Brazilian situation, with positive contributions from the trend in the inflation prediction process. Still, they show a resistance convergence of the inflation rate to the levels pre-established by the CMN, in view of a considerable persistence of the inflation gap. The volatility of the gap, on the other hand, corroborates and identifies, at the same time, the great oscillations present in the domestic and external economic scenario.

Keywords

Monetary policy; Trend Inflation; Inflation-Gap.

JEL Classification

E31; E52; E58.

1. Introdução

Conforme destaca Ascari e Sbordone (2014), a noção de estabilidade de preços, definida na teoria monetária moderna e na prática atual dos bancos centrais, é tipicamente associada a uma taxa moderada de inflação de preços. Em um regime típico de metas para a inflação, anuncia-se uma meta explícita, geralmente uma inflação pontual com um intervalo de tolerância, como é o caso do Brasil, mas também existem casos de uma meta implícita, conforme a economia americana até 2012¹. Portanto, são países que buscam manter a inflação sob controle, ao redor de um alvo de inflação positivo. A escolha desse regime monetário tem sido relacionada, nem que seja parcialmente, a quedas na persistência da taxa de inflação Cogley e Sargent 2005; Stock e Watson 2007, 2010; Koop e Potter 2007; Cogley, Primiceri e Sargent 2010; Faust e Wright 2013; Chan *et al.* 2013. Uma política monetária bem sucedida que estabiliza as expectativas de inflação de longo prazo implicitamente afeta a tendência e a persistência da inflação (Chan, Koop e Potter 2013).

No que se refere à persistência da taxa de inflação, podemos observar na literatura o uso de dois conceitos: um referente ao nível da taxa de inflação e outro relacionado ao *gap* da taxa de inflação. O primeiro conceito relaciona o nível da taxa de inflação corrente à dinâmica inflacionária de

¹ O Fed anunciou em janeiro de 2012 que considerava que o objetivo de estabilidade de preços era representado por uma inflação de 2% (Federal Reserve Bank of Cleveland s.d.).

períodos anteriores, efeito que se manifesta, por exemplo, por meio de mecanismos de indexação formal e/ou informal (Resende 1985; Simonsen 1995). Já o *gap* da taxa de inflação pode ser definido como a diferença entre o nível da taxa de inflação e uma medida de inflação de longo prazo do banco central (Cogley, Primiceri e Sargent 2010). Uma vantagem dessa decomposição é o fato de permitir analisar a dinâmica da inflação por meio de mudanças na sua tendência e na persistência do *gap* da inflação. O *gap* da taxa de inflação pode ser relacionado, por exemplo, ao trabalho de Beveridge e Nelson (1981) que por meio de uma nova abordagem permitiu a decomposição de uma série de tempo econômica em componentes permanente e transitório. Assim, a taxa de inflação pôde ser decomposta em um componente de tendência (τ_t) e outro cíclico (c_t), sendo este último interpretado como *gap* da taxa de inflação. A tendência é definida em termos de horizonte de previsão infinita, $\tau_t = \lim_{j \rightarrow \infty} E_t[\pi_{t+j}]$, tornando-se o nível no qual se espera a taxa de inflação estabilizar após as flutuações se dissiparem.

O presente trabalho se vale da decomposição da taxa de inflação em uma tendência estocástica e um *gap* da taxa de inflação para analisar não só a tendência da inflação, mas também a diferença temporária entre a taxa de inflação observada e sua tendência estimada. Conforme Cogley, Primiceri e Sargent (2010): “In general equilibrium models, trend inflation is typically pinned down by a central bank’ long-run target”. Neste sentido, é possível relacionar movimentos na tendência inflacionária brasileira com alterações na “meta” de inflação, o que se encaixa dentro do atual regime monetário do país. Segundo Ascari e Sbordone (2014), “[...] accounting for the evolution of trend inflation in empirical models of inflation dynamics allows a better definition of the properties of the inflation gap, the variable that matters to policymakers.” Note que o *gap* da taxa de inflação pode ser visto como um hiato econômico entre a taxa de inflação e o seu nível de equilíbrio. Logo, desvios transitórios e permanentes são possíveis diante de choques diversos (Ireland 2007). Portanto, esta é uma informação importante para o *policymaker*, pois uma maior persistência do *gap* da inflação sinaliza uma demora no processo de retorno da inflação à sua meta.

Apesar da crescente literatura internacional sobre tendência e *gap* da taxa de inflação, no Brasil persiste certa carência de estudos sobre esses temas, em especial, relacionado ao *gap* da taxa de inflação. Contudo, atenção é dada na literatura à questão da persistência inflacionária. Nessa linha,

medidas de persistência baseadas em modelos autorregressivos univariados têm sido propostas, bem como olhares sobre coeficientes de inflação passados estimados em alguma especificação da Curva de Phillips e por meio da implementação de testes de raiz unitária (Laurini 2013; Oliveira e Petrassi 2014). Ainda podemos citar a persistência inflacionária sendo investigada por meio de modelo multivariado de componentes não-observados (Machado e Portugal 2014). Todavia, cabe destacar significativa atenção direcionada ao núcleo da inflação (Silva Filho e Figueiredo 2011, 2014; Santos e Castelar 2016; Ferreira, Mattos e Ardeo 2017). Núcleos de inflação são medidas que buscam captar a tendência da taxa de inflação, expurgando-se as variações de componentes mais voláteis (núcleo por exclusão) ou excluindo-se da taxa de inflação cheia, a cada mês, os itens que apresentaram maior volatilidade no período (núcleo de médias aparadas).

Portanto, é o objetivo do presente trabalho apresentar estimativas e discussões atuais sobre o comportamento da tendência inflacionária, bem como da persistência e da volatilidade do *gap* da inflação, o que contribui para o entendimento da dinâmica da inflação brasileira e da velocidade com que a inflação se aproxima da meta de inflação (Cogley, Primiceri e Sargent 2010). É importante perceber que tal análise não precisa ser vista como substituta às análises de persistência do nível da inflação citadas acima. O objetivo é preencher uma lacuna na literatura no que se refere a análise do *gap* da inflação, sua persistência e volatilidade, bem como apresentar métodos que permitam estimar a tendência da inflação de forma a melhorar as previsões para a inflação observada.

Para alcançarmos esses objetivos, fazemos uso do estudo de Chan, Koop e Potter (2013), onde os autores propõem um novo modelo de componentes não observados para modelar a taxa de inflação, a tendência da inflação e o *gap* da inflação dos EUA. Chama atenção a presença de três características, a saber: i) a tendência da inflação é limitada, superior e inferiormente; ii) permite um grau de persistência no componente transitório da inflação que seja variável no tempo; e iii) a presença de volatilidade estocástica. O modelo de espaço de estados não linear é mais realista que um modelo com uma especificação *random walk* para a tendência inflacionária, já que não permite a tendência crescer de forma ilimitada. Ainda, os resultados empíricos produziram medidas mais sensíveis de tendência inflacionária do que as alternativas presentes na literatura supracitada.

Este último ponto aparece em nossos resultados quando comparamos a tendência da inflação com a meta de inflação estimada em Machado e Portugal (2014). Ainda, os exercícios revelaram um adicional de informação contido nessa medida, o que contribui nas projeções de inflação para horizontes acima de um trimestre.

2. Modelo de Tendência Inflacionária

Chan, Koop e Potter (2013) propõem um modelo que limita a variação da tendência inflacionária, superior e inferiormente, diferenciando-se dos modelos cuja *trend* evolui de acordo com um *random walk*. Esse modelo garante que a tendência repouse dentro de um intervalo, cujos limites podem ser fixados ou estimados a partir dos dados. Ainda, o modelo permite que o nível de persistência relativo ao componente transitório da taxa de inflação seja variável no tempo. Em um exercício empírico com a inflação americana (*Consumer Price Index*, CPI), os autores consideraram que o modelo teve bastante sucesso ao produzir medidas mais sensíveis de tendência e melhores previsões do que outras alternativas tradicionais.

Uma grande variedade de modelos para inflação pode ser colocada na seguinte estrutura de componentes não observados:

$$\pi_t = \tau_t + c_t \quad (1)$$

em que π_t corresponde a uma medida observada da taxa de inflação, τ_t à tendência inflacionária e c_t ao *gap* da taxa de inflação. Ademais, a tendência inflacionária e o *gap* inflacionário satisfazem, com probabilidade 1,

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t[\pi_{t+j}] = E_t[\tau_{t+j}] \quad (2)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t[c_{t+j}] = 0 \quad (3)$$

Um modelo simples com uma constante nessa estrutura seria:

$$\tau_t = \tau \quad (4)$$

$$c_t = \rho_1 c_{t-1} - \dots - \rho_p c_{t-p} + \epsilon_t \quad (5)$$

com $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_c^2)$. Note que a condição (3) impõe restrições ao processo estocástico usado para modelar o *gap* da inflação. Em relação à representação em (5), (3) impõe restrições sobre ρ_1, \dots, ρ_p .²

Outra possibilidade interessante seria um modelo de tendência local com volatilidade estocástica, h_t :

$$\begin{aligned}\tau_t &= \tau_{t-1} + \epsilon_t^\tau, \\ c_t &= \epsilon_t \exp\left(\frac{h_t}{2}\right), \\ h_t &= h_{t-1} + \epsilon_t^h,\end{aligned}$$

em que $\epsilon_t^\tau \sim N(0, \sigma_\tau^2)$, $\epsilon_t \sim N(0, 1)$ e $\epsilon_t^h \sim N(0, \sigma_h^2)$. Assume-se que esses erros sejam independentes entre si e uns dos outros em todas as defasagens.

Considerando a hipótese de que o conjunto de informações seja $\{\tau_t', c_t', \tau_{t-1}', c_{t-1}', \dots\}$, então $\lim_{j \rightarrow \infty} E_t[\pi_{t+j}] = E_t[\tau_{t+j}] = \tau_t$. Nessa especificação, a tendência inflacionária é um passeio aleatório sem direção. Nesse caso, a tendência da taxa de inflação e as expectativas de inflação de longo prazo evoluem sem qualquer restrição. Tal fato seria inconsistente com a ideia de que a autoridade monetária pode, de forma implícita ou explícita, ter uma meta de inflação e agir decisivamente quando a taxa de inflação se move para fora do intervalo de tolerância. Para resolver essa falta de consistência teórica, Chan, Koop e Potter (2013) propõem um modelo de componentes não observados com uma autorregressão de ordem um para o *gap* da taxa de inflação, com as seguintes características:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \tau_t + c_t, \\ (\pi_t - \tau_t) &= \rho_t(\pi_{t-1} - \tau_{t-1}) + \epsilon_t \exp\left(\frac{h_t}{2}\right), \\ \tau_t &= \tau_{t-1} + \epsilon_t^\tau, \\ h_t &= h_{t-1} + \epsilon_t^h, \\ \rho_t &= \rho_{t-1} + \epsilon_t^\rho,\end{aligned} \tag{6}$$

em que $\epsilon_t \sim N(0, 1)$ e $\epsilon_t^h \sim N(0, \sigma_h^2)$. Note que a volatilidade do *gap* da taxa de inflação, definida por $\exp\left(\frac{h_t}{2}\right)$, corresponde ao desvio padrão do *gap* de inflação.

² Mais especificamente, a condição imposta em (5) é que todas as raízes do polinômio $1 - \rho_1 z - \rho_2 z^2 - \dots - \rho_p z^p$ estejam fora do círculo unitário para todo $z \in \mathcal{C}$.

No presente estudo, examinamos as implicações de limitar ou não o comportamento de τ .

Considerando a questão da restrição da tendência da inflação, assume-se que a inovação presente na equação de estado tenha a seguinte forma:

$$\epsilon_t^\tau \sim TN(a - \tau_{t-1}, b - \tau_{t-1}; 0, \sigma_\tau^2)$$

em que $TN(r, s; \mu, \sigma^2)$ denota uma variável aleatória gaussiana, com média μ e variância σ^2 , truncada fora do intervalo $[r, s]$ (sua função densidade de probabilidade é nula fora do intervalo mencionado).

Dentre as propriedades desse processo delimitado, destaca-se, por exemplo, uma média incondicional de $\frac{b-a}{2}$, além de uma expectativa condicional correspondendo à:

$$E_t[\tau_{t+1}] = \tau_t + \sigma_\tau \left[\frac{\phi\left(\frac{a - \tau_t}{\sigma_\tau}\right) - \phi\left(\frac{b - \tau_t}{\sigma_\tau}\right)}{\Phi\left(\frac{b - \tau_t}{\sigma_\tau}\right) - \Phi\left(\frac{a - \tau_t}{\sigma_\tau}\right)} \right], a \leq \tau_t \leq b \tag{7}$$

Pode-se verificar ainda que, se $\sigma_\tau < (1/2)\min\{|\tau_t - a|, |\tau_t - b|\}$, a média condicional e a média incondicional serão bem próximas.

Uma vez que a média condicional do processo do *gap* da taxa de inflação converge para zero à medida que o horizonte de previsão aumenta, poder-se-ia pensar em restringir a variação de ρ_t dentro do círculo unitário. Ademais, faz sentido pensar que a autocorrelação de primeira ordem do *gap* da inflação seja positiva. Portanto, podemos optar por restringir a variação de ρ_t no intervalo $(0,1)$. Suponha que $\epsilon_t^\rho \sim TN(a_\rho - \rho_{t-1}, b_\rho - \rho_{t-1}; 0, \sigma_\rho^2)$. Características similares ao caso do processo τ_t são aplicadas ao processo delimitado de ρ_t , isto é,

$$E_t[\rho_{t+1}] = \rho_t + \sigma_\rho \left[\frac{\phi\left(\frac{a_\rho - \rho_t}{\sigma_\rho}\right) - \phi\left(\frac{b_\rho - \rho_t}{\sigma_\rho}\right)}{\Phi\left(\frac{b_\rho - \rho_t}{\sigma_\rho}\right) - \Phi\left(\frac{a_\rho - \rho_t}{\sigma_\rho}\right)} \right], a_\rho < \rho_t < b_\rho \tag{8}$$

em que $a_\rho = 0$ e $b_\rho = 1$, pelos motivos acima mencionados.

2.1. Distribuições *a priori*

O modelo apresentado envolve três estados latentes que dependem de seus valores iniciais. As distribuições *a priori* para esses valores iniciais τ_1 , ρ_1 e h_1 são dadas por:

$$\begin{aligned}\tau_1 &\sim TN(a, b; \tau_0, \omega_\tau^2), \\ \rho_1 &\sim TN(0, 1; \rho_0, \omega_\rho^2), \\ h_1 &\sim N(h_0, \omega_h^2),\end{aligned}$$

em que τ_0 , ω_τ^2 , ρ_0 , ω_ρ^2 , h_0 , ω_h^2 , a e b são hiperparâmetros fixados em $\tau_0 = \rho_0 = h_0 = 0$ e $\omega_\tau^2 = \omega_h^2 = 5$. Estes valores para as médias e variâncias das distribuições *a priori* refletem a grande incerteza em relação aos valores iniciais dessas variáveis. Os limites representados por a e b são discutidos na Seção 3.

Os parâmetros restantes do modelo são definidos pelo vetor $\theta = (\sigma_\tau^2, \sigma_\rho^2, \sigma_h^2)$, com distribuição *a priori* $p(\theta) = p(\sigma_\tau^2)p(\sigma_\rho^2)p(\sigma_h^2)$, em que

- $\sigma_\tau^2 \sim IG(v_\tau, S_\tau)$;
- $\sigma_\rho^2 \sim IG(v_\rho, S_\rho)$;
- $\sigma_h^2 \sim IG(v_h, S_h)$;

e $IG(., .)$ representa a distribuição Gama-Inversa.

Este trabalho utiliza distribuições *a priori* menos informativas do que as de Chan, Koop e Potter (2013) e fixa $v_\tau = v_\rho = v_h = 2$, $S_\tau = 0.005$, $S_\rho = 0.001$ e $S_h = 0.05$. Chan, Koop e Potter (2013) argumentam em favor de suas escolhas para os hiperparâmetros utilizando resultados de estudos anteriores como, por exemplo, o de Stock e Watson (2007). Porém, a incerteza em relação ao comportamento da tendência da inflação brasileira é maior, o que motiva o uso de distribuições *a priori* menos informativas.

A partir das distribuições *a priori* estabelecidas para os parâmetros do modelo postulado em (6), pode-se gerar cadeias das distribuições *a posteriori* utilizando simulações de Monte Carlo. Vale destacar, contudo, que métodos convencionais de inferência para modelos de espaço de estados não são adequados, como bem mencionado por Chan, Koop e Potter (2013). Restrições como impor $a < \tau < b$ ou $0 < \rho < 1$, bem como o perfil

não linear apresentado pelo termo da volatilidade h , impedem o uso de métodos convencionais, comuns para modelos de espaço de estados, para gerar cadeias das distribuições *a posteriori*. Em situações como essa, pode-se utilizar a abordagem de Chan e Strachan (2012), que são apropriadas para gerar observações *a posteriori* em modelos de espaço de estados não lineares. Através do algoritmo proposto por esses autores, é possível aproximar a densidade $p(\tau|y, h, \rho, \theta)$ por uma densidade gaussiana. Através dessa aproximação, observações *a posteriori* de τ são geradas pelo algoritmo Metropolis-Hasting de aceitação-rejeição. Esse algoritmo também é usado para gerar observações *a posteriori* de ρ e h . Com relação à geração de observações *a posteriori* de σ_τ^2 e σ_ρ^2 , utiliza-se o algoritmo Metropolis-Hasting de cadeias independentes. Por último, pode-se verificar que $p(\sigma_h^2|y, \tau, h)$ será a densidade de uma gama inversa, que pode ser gerada em pacotes como MATLAB, por exemplo.³

3. Resultados Empíricos

3.1. Os Dados

Os dados de taxa de inflação utilizados nos exercícios correspondem à variação percentual do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A amostra cobre o período entre julho de 1999 a março de 2021. Dentro do conjunto de índices de preços ao consumidor, o IPCA foi escolhido para ser o índice da meta por ser o de maior abrangência: mede a inflação para domicílios com renda entre 1 e 40 salários mínimos em 13 cidades ou regiões metropolitanas. As taxas de inflação foram acumuladas em 12 meses, pois no Brasil a meta para a inflação é definida em termos da variação anual do IPCA. O período é referente ao atual regime monetário brasileiro, que surgiu formalmente por meio do Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999, instituindo o regime monetário de metas em um ambiente de inflação elevada, complementando a transição para o câmbio flutuante realizado seis meses antes. As metas de inflação são fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e as taxas de inflação efetivas no Brasil, durante o período de estudo, podem ser observadas na Tabela 1. Ao longo do regime de metas de inflação analisado, o CMN define uma

³ Maiores detalhes podem ser obtidos no apêndice associado ao artigo de Chan, Koop e Potter (2013).

inflação acumulada de 171,47% até 2020, enquanto o acumulado efetivo é de 281,34%, acima da meta mas abaixo do limite superior de tolerância acumulado da meta (309,75%). Desconsiderando o ano de 1999, já que o regime praticamente inicia no terceiro trimestre deste ano, observamos 151,36% para a meta contra 272,50% de inflação observada.

Tabela 1 - Metas de Inflação do CMN e Inflação Efetiva

	Meta (%)	Banda (p.p.)	IPCA (%)	Meta acumulado (%)		IPCA acumulado (%)
				(Centro)	(Limite superior)	
1999	8,00	2,0	8,94	8,00	10,00	8,94
2000	6,00	2,0	5,97	14,48	18,80	15,44
2001	4,00	2,0	7,67	19,06	25,93	24,30
2002	3,50	2,0	12,53	23,23	32,85	39,87
2003*	4,00	2,5	9,30	28,16	41,49	52,88
2004*	5,50	2,5	7,60	35,20	52,81	64,50
2005	4,50	2,5	5,69	41,29	63,51	73,86
2006	4,50	2,0	3,14	47,65	74,13	79,32
2007	4,50	2,0	4,46	54,29	85,45	87,32
2008	4,50	2,0	5,90	61,23	97,51	98,37
2009	4,50	2,0	4,31	68,49	110,34	106,92
2010	4,50	2,0	5,91	76,07	124,02	119,15
2011	4,50	2,0	6,50	83,99	138,58	133,39
2012	4,50	2,0	5,84	92,27	154,09	147,02
2013	4,50	2,0	5,91	100,93	170,60	161,62
2014	4,50	2,0	6,41	109,97	188,19	178,39
2015	4,50	2,0	10,67	119,42	206,92	208,09
2016	4,50	2,0	6,29	129,29	226,87	227,47
2017	4,50	1,5	2,95	139,61	246,48	237,13
2018	4,50	1,5	3,75	150,39	267,27	249,78
2019	4,25	1,5	4,31	161,03	288,39	264,85
2020	4,00	1,5	4,52	171,47	309,75	281,34
2021	3,75	1,5	6,67**	181,65	331,27	306,79
2022	3,50	1,5	3,80**	191,51	352,83	322,26
2023	3,25	1,5	3,25**	200,99	374,34	335,98
2024	3,00	1,5	3,00**	210,01	395,68	349,06

Fonte: BCB. Dados calculados pelos autores. A Carta Aberta do Banco Central do Brasil (2003), estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004. * Para 2003 usamos meta de inflação de 4% (Resolução 2.972 de 27/6/2002), enquanto para 2004 de 5,5% (Resolução 3.108 de 25/6/2003). ** Expectativas de Inflação - IPCA (em %) - Mediana (Focus/BCB - 23/07/2021).

A opção pela adoção do conceito de meta para inflação, também denominado *Inflation Targeting (IT)*, no manuseio da política monetária tem como principal objetivo assegurar a estabilidade de preços e o poder de

compra da moeda nacional. Para tanto, o Banco Central do Brasil (BCB) se compromete a atuar de forma a garantir que a taxa de inflação esteja em linha com uma meta preestabelecida, anunciada publicamente pelo CMN. A principal vantagem desse sistema é explicitar o objetivo da autoridade monetária, tornando transparente a meta que se persegue e dando ciência à sociedade do compromisso absoluto com a contenção da inflação. O regime brasileiro considera um índice “cheio” como referência, em linha com a grande maioria dos países que adotam metas formais para a inflação.

Para fins de comparação, utilizamos núcleos da inflação, uma vez que também podem ser usados como *proxies* de inflação de longo prazo. Especificamente, quatro núcleos disponibilizados pelo BCB, a saber: médias aparadas com suavização (IPCA-MS); por exclusão do subgrupo alimentação no domicílio e do segmento de administrados (IPCA-EX0); por exclusão de 10 dos 16 itens do subgrupo alimentação no domicílio, além dos itens combustíveis domésticos e combustíveis de veículos (IPCA-EX1); e dupla ponderação (IPCA-DP)⁴. Núcleos de inflação são medidas que buscam captar a tendência da inflação, expurgando-se as variações de componentes mais voláteis. Um exemplo comum de núcleo de inflação é o núcleo por exclusão, calculado retirando-se da inflação o comportamento de preços de determinados itens, como alimentos e derivados de petróleo. Outra forma comum de núcleo é o de médias aparadas, que exclui da inflação cheia, a cada mês, os itens que apresentaram maior volatilidade no período. Ainda, o núcleo de dupla ponderação ajusta os pesos originais de cada item de acordo com sua volatilidade relativa para reduzir a importância de componentes mais voláteis. Independentemente da forma de cálculo, medidas adequadas de núcleo de inflação devem apresentar a mesma trajetória de longo prazo que a inflação cheia, com exceção dos casos em que a variação de preços dos itens excluídos seja de natureza permanente.

Dessa forma, tornam-se importantes as estimativas apresentadas e discutidas na Seção 4, no sentido de ser uma alternativa de captar essa tendência de longo prazo da inflação, que, por sua vez, é uma variável não observada dentro da política monetária.

⁴ Atualmente, o BCB divulga também outras medidas de núcleo de inflação. Os dados desses outros núcleos existem somente para depois da amostra utilizada neste trabalho e, por conta disso, não foram incluídos. Sobre a definição e a cronologia dos núcleos de inflação, sugere-se ao leitor consultar Silva Filho e Figueiredo (2014).

3.2. Estimativa do Modelo

Uma vantagem de se modelar a tendência inflacionária por meio do modelo de Chan, Koop e Potter (2013) é a possibilidade de se estabelecer limites nos quais a série deve estar contida. Isso permite maior consistência teórica. Vale ressaltar, contudo, que é importante considerar um intervalo no qual faça sentido a tendência de a inflação permanecer contida durante todo o período de estudo. Neste trabalho, utilizamos o intervalo $[0,13]$ ($a = 0$ e $b = 13$ no modelo), que reflete o fato de a taxa de inflação, no período entre julho de 1999 e março de 2021, não ter apresentado deflação, e nem uma tendência inflacionária que indique valor acima de 13% ao ano. Ao mesmo tempo, não estabelecemos um intervalo muito pequeno, tal como o intervalo de tolerância da meta de inflação definido pelo CMN, para evitar restringir de forma severa a variação da série utilizada, correndo o risco de induzir a resultados pouco confiáveis. Conforme podemos ver no Apêndice, as Figuras 6, 7 e 8 mostram um exercício sem limitar a tendência, ou seja, sem restrições (*unbounded*). Entretanto, nenhuma diferença significativa foi observada em relação à tendência e persistência estimadas usando o intervalo $[0,13]$. Uma comparação dos modelos com tendência limitada e irrestrito seria bem interessante. Porém, infelizmente, a verossimilhança marginal, ingrediente fundamental do fator de Bayes, não pode ser encontrada em forma fechada para os modelos aqui considerados⁵.

Utilizamos o método de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) para estimar as médias *a posteriori* da tendência inflacionária e da persistência e volatilidade do *gap* da taxa de inflação. Para isso, após um período de aquecimento (*burn-in*) de tamanho 100.000, geramos cadeias de tamanho 1.000.000 via MCMC. Com o intuito de reduzir a correlação inerente nas cadeias, selecionamos uma subamostra de elementos com espaçamento de tamanho $L = 1.000$, resultando em cadeias de tamanho $N = 1.000$. Feito isso, pudemos verificar uma redução substancial na autocorrelação dessas cadeias. A título de ilustração, vamos considerar os correlogramas resultantes das cadeias geradas para τ_1 , τ_{107} e τ_{213} , antes e depois de serem

⁵ Os métodos de MCMC revolucionaram a estatística Bayesiana ao permitirem a aproximação precisa de distribuições *a posteriori* para quase todos os tipos de modelos. Entretanto, estes métodos não nos dão diretamente a verossimilhança marginal, ingrediente fundamental na seleção e comparação Bayesiana de modelos e que determina o fator de Bayes. Existem alguns métodos para aproximação da verossimilhança marginal, porém, o caráter não linear dos modelos utilizados no nosso estudo, bem como os limites impostos em ρ_t e τ_t dificultam o uso de métodos de aproximação da verossimilhança marginal. Talvez seja possível desenvolver um algoritmo específico para realizar tal cálculo de forma precisa, mas isso foge ao escopo do presente trabalho.

espaçadas. Note que esses três valores correspondem aos meses de julho de 1999, maio de 2008 e março de 2017 da série das tendências inflacionárias. Os resultados são apresentados na Figura 1.

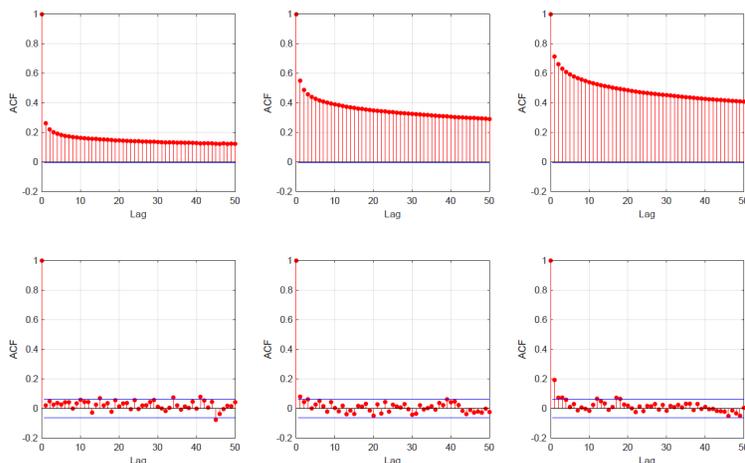


Figura 1 - Correlogramas das cadeias geradas para τ_1 (esquerda), (centro) e (direita), antes (acima) e depois (abaixo) de serem espaçadas em lags de tamanho 1.000.

3.3. Tendência e Gap da Inflação

As séries resultantes de nossas estimativas são baseadas em médias amostrais das cadeias geradas e espaçadas, as quais podem ser observadas nas Figuras 2, 3 e 4. A Figura 2 mostra a média *a posteriori* da tendência inflacionária para o modelo autorregressivo restrito, apresentado em (6), bem como a taxa de inflação. Para melhor visualização, essa tendência é acompanhada também da meta de inflação e seus limites inferiores e superiores de intervalo de tolerância. A Figura 3 mostra as estimativas de ρ variando ao longo do tempo, que no modelo implica na persistência do *gap* da taxa de inflação, sendo esse último definido como o desvio da inflação em relação à sua tendência. As estimativas presentes na Figura 4 mostram a volatilidade do *gap* da taxa de inflação. Os resultados empíricos mostram-se bastante relacionados com os acontecimentos conjunturais da economia brasileira ao longo do regime de metas de inflação, conforme discutido a seguir.

As estimativas apresentadas nas Figuras 2, 3 e 4 revelam, no início do novo regime monetário, uma elevação da tendência inflacionária, uma trajetória crescente da persistência e um nível alto de volatilidade do *gap* da inflação, seguido de comportamento de queda. Entretanto, quando se analisa o começo do regime de metas para inflação, observamos que a taxa de inflação, em 1999, não disparou diante da forte desvalorização cambial observada. Nos dois primeiros anos do programa, a inflação medida pela variação do IPCA situou-se em 8,9% e 6,0%, em 1999 e 2000, respectivamente. Assim, a inflação permaneceu dentro dos intervalos de tolerância estabelecidos pelo CMN, como pode ser observado na Tabela 1.

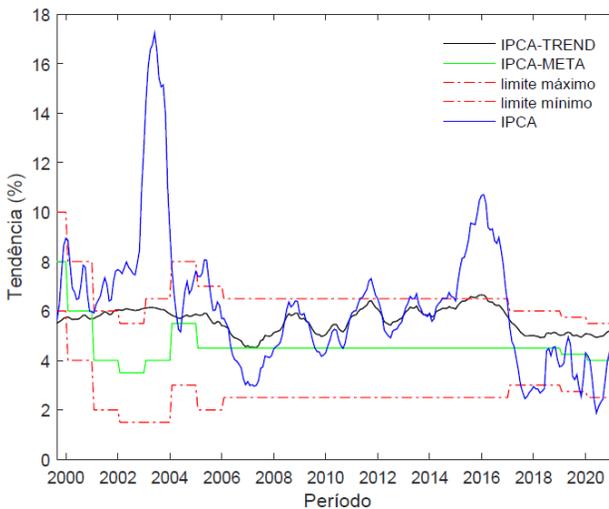


Figura 2 - Média *a posteriori* da tendência da inflação, τ_t (IPCA-TREND); IPCA (em % 12 meses); Meta de inflação (IPCA-META); Limites do intervalo de tolerância da meta de inflação (máximo/mínimo).

A Figura 2, além de destacar certo crescimento da tendência da inflação, mostra que foram necessários mais de seis anos, dentro do período de estudo, para que a inflação retornasse às proximidades do nível de tendência da taxa de inflação (dezembro de 2005). Esses resultados diferem da meta de inflação estimada em Machado e Portugal (2014), cujos maiores índices são observados por volta de 2001, e depois caíram vigorosamente até o 1º trimestre de 2006. Depois disso, estabilizaram-se bastante. Todavia, choques externos e internos se fizeram presentes na economia brasileira desviando a taxa de inflação de sua tendência e da meta oficial de inflação de 2001, por exemplo. Na Carta Aberta do Banco

Central do Brasil (2002), podemos observar as razões da inflação ter sido observada em 7,7%, ao final de 2001, ou seja, devem-se à desaceleração da economia mundial, ao contágio proveniente da crise argentina e aos ataques terroristas nos Estados Unidos, por produzirem forte pressão de depreciação do real, que acabaram pressionando os preços internos. No âmbito doméstico, destaca-se o crescimento dos preços administrados por contrato, principalmente das tarifas de energia elétrica. Ainda com base na Figura 2, podemos observar inicialmente que a estimativa da tendência vai na direção contrária da meta oficial de inflação, veja também Tabela 1, ultrapassando o limite superior de tolerância em um breve período. Esse resultado diverge das perspectivas iniciais sobre a inflação, em relação à meta de 2002 e seguintes, já que se acreditava na baixa probabilidade de que novos choques ocorressem.⁶ O valor efetivo de inflação ficou distante de sua meta ao registrar alta de 12,5% em 2002, ultrapassando o limite superior do intervalo de tolerância ($1,50\% \leq \pi \leq 5,50\%$). Segundo a Carta Aberta do Banco Central do Brasil (2003), esse resultado negativo pode ser atribuído novamente à forte depreciação cambial, à evolução dos preços administrados por contrato e monitorados, e à deterioração das expectativas para a inflação. Isso decorrente, entre outros motivos, de severa crise de confiança na evolução da economia brasileira e de forte aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais.

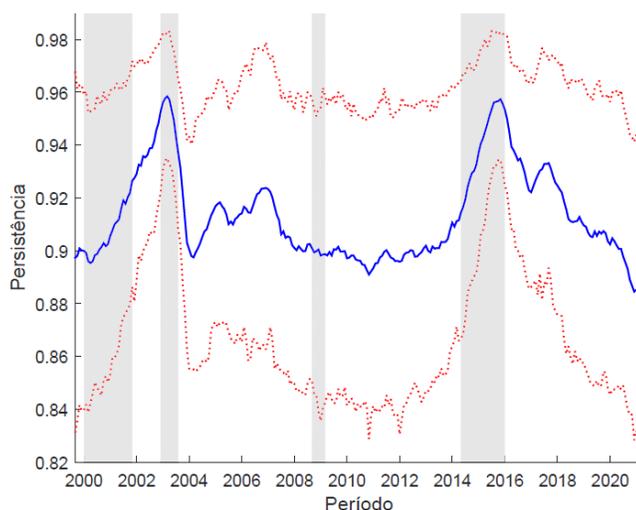


Figura 3 - Média *a posteriori* da persistência, ρ_t (linha azul); quantis 16 e 84% (linhas vermelhas); e cronologia mensal dos ciclos de negócios, segundo CODACE (áreas sombreadas).

⁶ Como destacado no parágrafo 20 da Carta Aberta de 2002, a projeção para inflação em 2002 foi de 3,7%, próxima da meta fixada em 3,5% ao ano.

Diante disso, seria de se esperar um aumento na persistência do *gap* de inflação no começo do regime de metas, aumento esse que se estendeu até 2003, conforme destacado na Figura 3. Posteriormente, observa-se uma forte queda da persistência, retornando aos níveis iniciais do regime de metas. Em seguida, podemos notar outro aumento relativo mas não suficiente para desviar por muito tempo dos níveis anteriores. Contudo, as estimativas revelam um alto nível de persistência do *gap* da taxa de inflação presente no Brasil (cerca de 0,9), destacando, assim, os desafios para reduzi-la. O cenário ficou ainda menos favorável a partir de 2014 com a recessão econômica (2014-16) e a crise política. Esse ambiente adverso levou a maiores níveis de tendência inflacionária e de persistência do *gap* da inflação. Chama atenção o fato de observarmos, dentro do maior período de manutenção da meta e do intervalo de tolerância, uma inversão de sentido da tendência inflacionária. Isto é, apesar de observarmos uma queda na tendência e na persistência pós 2003, onde a tendência se aproxima da meta de inflação, notamos uma mudança de direção nítida a partir do primeiro trimestre de 2007 em direção ao limite superior de tolerância. É visível também um aumento da taxa de inflação, que, apesar de se encontrar dentro do intervalo de tolerância, tende a caminhar na direção do limite superior. Observamos também um desvio da inflação a partir de 2014, aumentando de forma significativa em 2015. Contudo, a partir de 2016 inicia-se um processo de forte queda acompanhado de maior credibilidade e ações que levaram a taxa de inflação para níveis até menores que a meta de inflação. Esse comportamento da inflação é acompanhado de uma queda da sua tendência e da persistência do *gap* da taxa de inflação. Essas discussões podem ser complementadas com a Figura 4, que destaca as estimativas da volatilidade do *gap* da inflação. Notamos um alto nível inicial de volatilidade, que cai com os bons resultados iniciais do regime de metas, mas logo aumenta diante da crise de confiança entre outros efeitos negativos destacados. Em seguida, uma menor redução dessa volatilidade acompanha as quedas tanto da tendência quanto da persistência, permanecendo em um nível baixo até que os efeitos negativos da recessão 2014-16 elevam a volatilidade para um maior nível.

A manutenção da política macroeconômica de estabilidade em 2003, incluindo o regime de metas para inflação, reafirmou o compromisso de combate à inflação e preservação do superávit primário. Aparentemente, esses compromissos foram relevantes para gerar um melhor ambiente econômico, refletido nos anos seguintes na mudança da tendência e na redução da persistência (Figuras 2 e 3), de tal forma que o CMN estipulou que a

meta para a inflação seria de 5,5% para 2004 e de 4,5% para 2005, ambas com um intervalo de tolerância de mais ou menos 2,5 pontos percentuais. No efetivo, em 2004 e 2005, a inflação registrou alta de 7,6% e 5,7% no IPCA, respectivamente; ambas dentro do intervalo de tolerância fixado em junho de 2003. Contudo, as estimativas presentes na Figura 4 revelam um alto nível de incerteza. Os repiques, como os observados em 1999, 2002/2003 e, em menor escala, 2004, podem ter como um dos fatores de explicação a existência de mecanismos de indexação (formais ou informais), conforme destacado acima nas Cartas Abertas do BCB.

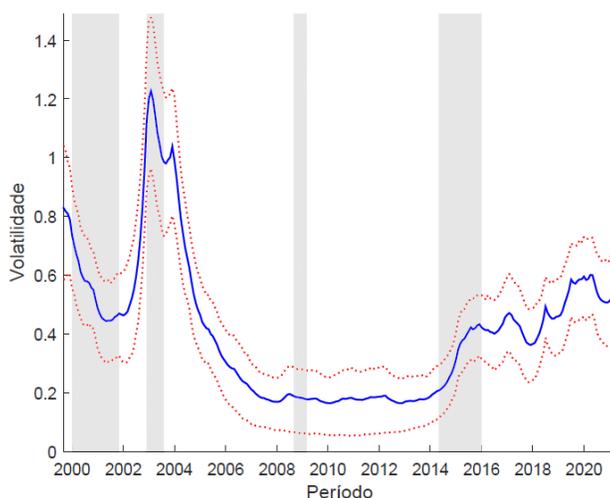


Figura 4 - Média *a posteriori* da volatilidade do *gap da inflação* (linha azul); quantis 16 e 84% (linhas vermelhas); e cronologia mensal dos ciclos de negócios, segundo CODACE (áreas sombreadas).

Para 2006 e 2007, conforme a Resolução nº 3.210, de junho de 2004, e a Resolução nº 3.291, de junho de 2005, as metas fixadas foram de 4,5% a.a., com uma banda bilateral equivalente à inicial do regime monetário, de 2 p.p. para mais e para menos. Essa decisão coincide com a reversão da inclinação da tendência e a redução da persistência e volatilidade do *gap* da inflação mostradas nas Figuras 2 a 4. Em 2006, esperava-se que a taxa de inflação ficasse próxima da meta (4,5% a.a.). A surpresa veio quando esta caminhava para ficar abaixo da meta de inflação. Em 2008, o ritmo da atividade econômica registrou dois períodos distintos. No primeiro, observado nos três primeiros trimestres do ano, a economia brasileira cresceu a taxas elevadas, sustentada por expansões acentuadas no consumo e no investimento privados, passando a evidenciar, a seguir,

os impactos do acirramento da crise financeira internacional, tanto sobre os canais de crédito, quanto sobre as expectativas dos agentes econômicos. Em 2009, a economia inicia um processo de recuperação, caminhando para registrar, em 2010, um crescimento anual expressivo (o PIB cresceu 7,5%), que gerou impactos sobre a trajetória da inflação, em especial no segmento de serviços. No ano seguinte, em parte pelos efeitos da crise internacional, a economia brasileira registra crescimento menor, 2,7%. A expansão econômica foi sustentada pela demanda doméstica, apoiada nos gastos do governo, tais como na manutenção dos programas de distribuição de renda. No entanto, a economia brasileira apresenta menor dinamismo em 2012, 1,9%, e uma recuperação em 2013, evidenciada pelo crescimento anual de 3,0% do PIB, sustentado, em especial, pelo desempenho da agropecuária.

Todavia, destacamos um aumento da tendência da inflação a partir de 2007, não acompanhado de um aumento da persistência e nem de uma maior volatilidade do *gap* da inflação. A estimativa da tendência da taxa de inflação, presente na Figura 2, mostra essa mudança negativa de direção na taxa de inflação, corroborando, assim, uma visão do mercado de mudança no ambiente econômico (Pastore, Gazzano e Pinotti 2015).

A partir de 2014, a atividade econômica registra desempenho adverso, refletido por uma atividade mundial lenta e, principalmente, pela desaceleração da atividade interna, acompanhada por índices menos favoráveis de confiança dos empresários e consumidores sobre o futuro da economia. Destaca-se, ainda, o realinhamento dos preços monitorados e o aumento da inflação de serviços. Nesse contexto, as estimativas presentes nas Figura 3 e 4, que mostram o aumento da persistência e da volatilidade do *gap* da inflação, refletem o maior ambiente de incerteza. Conforme mostra Ferreira et al. (2017), apesar da alta volatilidade no Indicador de Incerteza da Economia Brasil (IIE-Br/FGV) prejudicar o reconhecimento da data de início da sua trajetória de crescimento a partir de 2014, foi significativa a mudança de patamar da incerteza brasileira a partir desse ano.

O cenário se manteve adverso em 2015, devido à crise de confiança dos agentes econômicos, sustentada por fatores econômicos e políticos. Isso levou o PIB a um recuo de 3,8% no ano, e os índices de preços ao consumidor a um crescimento associado a ajustes de preços relativos na economia. A inflação medida pela variação do IPCA atingiu um patamar de 10,67%, extrapolando novamente o limite de tolerância estipulado pelo CMN.

Segundo a Carta Aberta do Banco Central do Brasil (2015), o nível de inflação de 2015 refletiu, em grande parte, os efeitos de dois importantes processos de ajustes de preços relativos na economia – o realinhamento dos preços administrados por contrato (“preços administrados”) em relação aos chamados “preços livres” (variação do IPCA excluindo os preços administrados), e o realinhamento dos preços domésticos em relação aos internacionais –, observados desde o final de 2014, e que se estenderam ao longo de 2015. Além do processo de ajuste entre preços administrados e preços livres, o realinhamento entre preços domésticos e preços internacionais também foi fator importante para explicar o comportamento da elevada inflação ao longo de 2015. Pós recessão 2014-16, as estimativas da tendência e persistência, principalmente esta última, acompanham as mudanças na economia, em especial, na política monetária. A tendência inflacionária estimada permaneceu em níveis mais próximos das metas de inflação e apresentou inclinação mais neutra. Entretanto, a incerteza presente no *gap* da inflação se mostra resistente às dificuldades ainda presentes na economia brasileira, dificuldades essas reforçadas com o início da pandemia de saúde pública, em março de 2020, com o forte impacto do choque negativo da Covid-19.

Os resultados ao fim da amostra sinalizam valores de tendência e de volatilidade do *gap* da inflação que não acompanham o nível de queda da inflação efetiva. Estes comportamentos das estimativas mostram que elas não seguem mecanicamente a inflação efetiva e recomendam, para aquele momento, “maior cautela” para o cenário inflacionário do que o descrito por variáveis inflacionárias mais usuais (inflação cheia e núcleos, por exemplo).

4. Capacidade Preditiva da Tendência da Taxa de Inflação (Pseudo Tempo Real)

Nesta seção, avaliamos se a tendência da taxa de inflação obtida por meio do modelo de componentes não observados, equação (6), contribui para a projeção da taxa de inflação. Para fins comparativos, usamos algumas estimativas de núcleo, descritas na Seção 3.1. Em tese, a tendência e os núcleos da taxa de inflação deveriam ajudar na tarefa de prever a inflação, pois a mesma tende a se aproximar de sua tendência para corrigir os desvios comumente observados ao longo do tempo.

A Figura 5 destaca o comportamento da taxa de inflação relativamente às trajetórias da sua tendência estimada (IPCA-TREND) e de quatro núcleos de inflação disponibilizados pelo BCB.

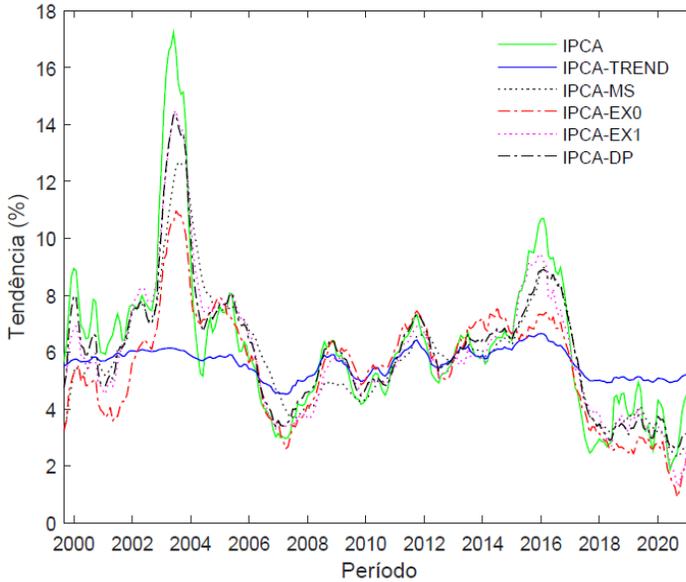


Figura 5 - Inflação (IPCA), tendência da inflação (IPCA-TREND), médias aparadas com suavização (IPCA-MS); por exclusão do subgrupo alimentação no domicílio e do segmento de administrados (IPCA-EX0); por exclusão de 10 dos 16 itens do subgrupo alimentação no domicílio, além dos itens combustíveis domésticos e combustíveis de veículos (IPCA-EX1); e dupla ponderação (IPCA-DP).

A relevância da tendência e dos núcleos no processo de previsão da inflação indica se os mesmos contêm ou não informação adicional, além da que já está embutida na própria série temporal da taxa de inflação. Por simplicidade, seguimos a abordagem de Bermingham (2010), na qual se considera o seguinte modelo:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t - \pi_t^*) + e_{t+h} \quad (9)$$

em que π_t é a taxa de inflação no período t e π_t^* é a medida de núcleo (tendência) da taxa de inflação. O termo do lado direito da equação (9) implica que a diferença entre a inflação e o núcleo (tendência) no período t ajuda na previsão da inflação h períodos adiante de t . A razão dessa

premissa é que se a diferença entre a inflação e sua *proxy* de longo prazo (medida pelo núcleo ou por uma estimativa de tendência) é relevante em dado período, espera-se que a primeira se mova na direção da *proxy* nos períodos seguintes.

A previsão da inflação para o período $t + h$ é obtida a partir das informações das estimativas da tendência da inflação e dos parâmetros estimados na equação (9), usando primeiramente dados até t (inclusive). Na previsão seguinte, $t + h + 1$, o modelo com a tendência é novamente estimado e projetamos a inflação com base nas informações até $t + 1$. Esse processo, em pseudo tempo real, implica o uso do conjunto informacional restrito ao que estaria disponível até o momento da realização do exercício de previsão, em cada ponto do tempo. Portanto, estamos excluindo informação futura sobre as variáveis envolvidas. Os resultados obtidos nesses exercícios são comparados às estimativas de um modelo tradicional ARIMA, selecionado automaticamente pelo critério AIC. A medida comparativa é a raiz do erro médio quadrático (RMSE), calculada considerando-se 24 previsões fora da amostra. De forma complementar, observamos a habilidade preditiva, utilizando o teste de Diebold-Mariano modificado proposto por Harvey, Leybourne e Newbold (1997). Processo semelhante é aplicado aos núcleos, mas como não se alteram ao longo do tempo, conforme ocorre no modelo 6, não é preciso obter uma nova estimativa de cada um deles em cada etapa de previsão, ou seja, repete-se a série de núcleo usada no passo anterior, apenas com uma nova observação adicionada.

A primeira amostra compreende o período agosto de 1999 a abril de 2018. Calcula-se a tendência para esse período e estimam-se 12 regressões da forma descrita na equação (9) para que se tenha previsões até 12 passos à frente ($h = 1, 2, \dots, 12$). O processo supracitado é repetido com a adição de uma observação de cada vez até que se atinja o final da amostra, março de 2020. Ao final, teremos 24 previsões para cada horizonte, sendo a última projeção correspondente a março de 2021.

Registram-se os resultados desses exercícios na Tabela 2. Os valores calculados mostram a razão entre a RMSE da previsão da inflação com a presença da tendência ou núcleo na equação (9) e a RMSE de um modelo padrão ARIMA para a inflação. Valores acima de 1 indicam performance inferior da previsão baseada na equação (9) relativamente ao modelo ARIMA. Em relação ao horizonte até um trimestre, nem a tendência estimada e nem os núcleos ajudaram na previsão da inflação comparativamente ao que se

obtem utilizando a informação contida na própria série da taxa de inflação. Essa conclusão independe do horizonte de previsão, mas somente para os núcleos. A partir de um horizonte maior que três meses, a tendência ajuda significativamente na previsão. Tais resultados são corroborados pelos testes de Diebold-Mariano modificado, quando consideramos horizontes a partir de seis meses, dado a rejeição da hipótese nula de mesma habilidade preditiva aos níveis de significância de 10% e 5% (ver Tabela 2). Ainda que a abordagem seja simples, o exercício torna-se importante porque mostra que a capacidade preditiva da tendência estimada através da metodologia de Chan, Koop e Potter (2013) é consideravelmente superior ao poder de previsão dos núcleos tradicionais.

Tabela 2 - Razão entre a raiz do erro médio quadrático (RMSE) da previsão da inflação com a presença da tendência ou núcleo (Eq. 9) e a RMSE de um modelo ARIMA para a inflação

h	IPCA-TREND	IPCA-MS	IPCA-EX0	IPCA-EX1	IPCA-DP	META
1	1,32	1,45	1,38	1,39	1,57	1,83
2	1,12	1,31	1,21	1,21	1,46	1,02
3	1,01	1,31	1,20	1,17	1,55	0,92
4	0,87	1,28	1,17	1,10	1,60	0,85
5	0,74	1,20	1,11	1,02	1,57	0,77*
6	0,62*	1,16	1,09	0,97	1,58	0,75*
7	0,49**	1,17	1,13	0,96	1,62	0,74
8	0,39**	1,18	1,18	0,97	1,64	0,73
9	0,42**	1,21	1,24	1,00	1,64	0,72*
10	0,52**	1,24	1,30	1,03	1,64	0,70*
11	0,55*	1,22	1,30	1,01	1,56	0,66*
12	0,58*	1,18	1,28	0,98	1,45	0,64*

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula de mesma habilidade preditiva aos níveis de 10% e 5% de significância, respectivamente, utilizando o teste de Diebold-Mariano modificado proposto por Harvey, Leybourne e Newbold (1997).

A baixa capacidade preditiva dos núcleos de inflação brasileiros tem sido documentada na literatura (Silva Filho e Figueiredo 2011, 2014; Santos e Castelar 2016; e Ferreira, Mattos e Ardeo 2017). Entretanto, alguns autores têm questionado a importância do desempenho preditivo como um dos critérios de avaliação da adequação de uma medida de tendência de inflação (Khan, Morel e Sabourin 2015; Nolzco, Pincheira e Selaive 2016). Um dos argumentos é que somente a meta é que deveria ajudar na previsão em

um regime bem sucedido de metas de inflação,⁷ onde o poder preditivo das variáveis deveria ser melhorado pelas decisões de política monetária. Seguindo Khan, Morel e Sabourin (2015), de forma complementar, verificamos essa relação entre a RMSE decorrente da previsão da inflação usando a meta oficial de inflação e a RMSE da inflação prevista pelo modelo ARIMA. Os resultados, apresentados na Tabela 2, mostram, de fato, RMSE menor que 1 para $h > 2$, sinalizando que para horizontes acima de 2 meses a meta de inflação tem desempenho relativamente melhor que o modelo ARIMA na previsão de inflação.⁸ Se o critério preditivo é necessário para avaliar a qualidade da tendência, é uma questão ainda em debate e demanda maior investigação, o que extrapola o escopo deste trabalho.

5. Considerações Finais

Por meio do modelo de componentes não observados de Chan, Koop e Potter (2013), estimamos a tendência da taxa de inflação brasileira ao longo do atual regime monetário de metas para a inflação. Tais estimativas permitiram, ainda, avaliar a dinâmica da persistência e da volatilidade do *gap* da inflação.

Os resultados empíricos mostraram-se bastante relacionados com os acontecimentos conjunturais da economia, onde destacamos uma relativa mudança de tendência da taxa de inflação a partir de 2007, com uma reversão somente após a recessão de 2014-16. Para a amostra analisada, de julho de 1999 a março de 2021, o nível estimado da tendência da taxa de inflação permaneceu, em sua maioria, acima dos níveis preestabelecidos pelo CMN. É razoável supor que o patamar relativamente elevado da persistência do *gap* da taxa de inflação contribuiu negativamente para o processo de convergência inflacionário. Já a volatilidade do *gap* da taxa de inflação corrobora e identifica ao mesmo tempo as fortes oscilações presentes no cenário econômico doméstico e externo.

⁷ Outros argumentos incluem: exclusão de itens nos quais os indivíduos alocam uma fração não trivial da sua renda; distinção imprecisa entre choques de demanda e oferta, acentuada pela incorporação no IPC de produtos mais intensivos em trabalho e com componentes não comercializáveis; e pressão nos preços em geral decorrentes das variações no consumo de energia desencadeado por alterações nos preços relativos.

⁸ Usando apenas os valores passados dos núcleos na previsão da inflação, também observamos melhora da performance em relação ao modelo ARIMA.

Adicionalmente, examinamos a performance preditiva da tendência da taxa de inflação estimada pelo modelo representado na equação (6), bem como de tradicionais núcleos de inflação disponibilizados pelo BCB e de seu alvo oficial (meta de inflação), de forma a avaliar sob um determinado critério a adequação dessas como uma *proxy* de inflação de longo prazo. Os resultados revelaram um adicional de informação contido na medida de tendência da taxa de inflação, que contribui significativamente nas projeções de inflação para horizontes acima de um trimestre, relativamente aos núcleos e à própria meta de inflação. Se o critério preditivo é realmente relevante para complementar o sucesso do modelo, essa é uma questão ainda em debate e demanda maior investigação a cargo de futuros desenvolvimentos.

De forma geral, o bom desempenho do modelo e a importância da problemática discutida, além da carência de pesquisas sobre o assunto no país, tornam-se uma forte e positiva motivação para futuras pesquisas. Além de abrir possibilidades para explorar maiores complexidades em termos de diferentes tipos de modelagem, os exercícios podem envolver outras variáveis macroeconômicas relevantes, tais como produto e expectativas de inflação, por exemplo. Ainda, pode-se tentar usar um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) que destaca a importância de mudanças na meta de inflação dos bancos centrais (Cogley, Primiceri e Sargent 2010).

Referências

Ascari, Guido e Argia M. Sbordone. 2014. "The macroeconomics of trend inflation". *Journal of Economic Literature* 52 (3): 679-739.

Banco Central do Brasil. 2002. "Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda". 21 de janeiro de 2003. Acesso em março de 2021. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/controleinflacao/controleinflacao_docs/carta_aberta/carta2002.pdf

Banco Central do Brasil. 2003. "Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda". 19 de fevereiro de 2004. Acesso em março de 2021. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/controleinflacao/controleinflacao_docs/carta_aberta/carta2003.pdf

Banco Central do Brasil. 2015. "Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda". 08 de janeiro de 2016. Acesso em março de 2021. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/controleinflacao/controleinflacao_docs/carta_aberta/carta2015.pdf

Bermingham, Colin. 2010. "A critical assessment of existing estimates of us core inflation". *Journal of Macroeconomics* 32 (4): 993-1007.

- Beveridge, Stephen e Charles R. Nelson. 1981. "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'". *Journal of Monetary Economics* 7 (2): 151-174.
- Chan, Joshua e Rodney Strachan. 2012. "Estimation in Non-Linear Non-Gaussian State Space Models with Precision-Based Methods". CAMA Working Paper Series. Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Australian National University. Março. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2025754.
- Chan, Joshua, Gary Koop e Simon M. Potter. 2013. "A new model of trend inflation". *Journal of Business and Economic Statistics* 31 (1): 94-106.
- Cogley, Timothy, Giorgio E. Primiceri e Thomas J. Sargent. 2010. "Inflation-gap persistence in the US". *American Economic Journal: Macroeconomics* 2 (1): 43-69.
- Cogley, Timothy e Thomas J. Sargent. 2005. "Drift and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII US". *Review of Economic Dynamics* 8 (2): 262-302.
- Faust, Jon e Jonathan Wright. 2013. "Forecasting inflation" In *Handbook of Economic Forecasting*, Volume 2A, editado por Graham Elliott e Allan Timmermann, 2-56. Amsterdam: North Holland.
- Federal Reserve Bank of Cleveland. s.d. "Why Does the Fed Care about Inflation?". Acesso em março de 2021. <https://www.clevelandfed.org/en/our-research/center-for-inflation-research/inflation-101/why-does-the-fed-care-get-technical.aspx>.
- Ferreira, Pedro Costa, Daiane M. de Mattos e Vagner L. Ardeo. 2017. "Triple-filter core inflation: a measure of the inflation trajectory". *Revista Brasileira de Economia* 71 (4): 397-411.
- Ferreira, Pedro Costa, Ingrid C. L. de Oliveira, Lucas F. Lima e Anna C. S. Barros. 2017. "Medindo a incerteza econômica no Brasil". Textos Para Discussão. IBRE. Junho.
- Harvey, David, Stephen Leybourne e Paul Newbold. 1997. "Testing the equality of prediction mean squared errors" *International Journal of Forecasting* 13 (2): 281-291.
- Ireland, Peter. N. 2007. "Changes in the federal reserve's inflation target: Causes and consequences". *Journal of Money, Credit and Banking* 39 (8): 1851-1882.
- Khan, Mikael, Louis Morel e Patrick Sabourin. 2015. "A comprehensive evaluation of measures of core inflation for Canada.". Discussion Paper. Bank of Canada. Dezembro.
- Koop, Gary e Simon M. Potter. 2007. "Estimation and forecasting in models with multiple breaks". *Review of Economic Studies* 74 (3): 763-789.
- Laurini, Márcio P. 2013. "A dynamic econometric model for inflationary inertia in Brazil." *Journal of Statistical and Econometric Methods* 2 (2): 51-83.
- Machado, Vicente da Gama e Marcelo S. Portugal. 2014. "Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model". *Revista Brasileira de Economia* 68 (2): 225-241.
- Nolazco, Jose Luís, Pablo Pincheira e Jorge Selaive. 2016. "The evasive predictive ability of core inflation". Working Paper. BBVA Bank, Economic Research Department. Janeiro.
- Oliveira, Fernando N. de e Myrian Petrassi. 2014. "Is inflation persistence over?". *Revista Brasileira de Economia* 68 (3): 393-422.
- Pastore, Affonso Celso, Marcelo Gazzano e Maria Cristina Pinotti. 2015. "A crise internacional e a mudança na política econômica". In *Inflação e crises: o papel da moeda*, editado por Affonso Celso Pastore. Rio de Janeiro: Elsevier.
- Resende, André Lara. 1985. "A moeda indexada: uma proposta para eliminar a inflação inercial". *Brazilian Journal of Political Economy* 5 (2): 130-134.
- Santos, Cristiano e Ivan Castelar. 2016. "Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil". *Economia Aplicada* 20 (1): 35-56.
- Silva Filho, Tito N. T. e Francisco M. R. Figueiredo. 2011. "Has core inflation been doing a good job in Brazil?". *Revista Brasileira de Economia* 65 (2): 207-233.

Silva Filho, Tito N. T. e Francisco M. R. Figueiredo. 2014. "Revisitando as Medidas de Núcleo de Inflação do Banco Central do Brasil". Texto Para Discussão. Banco Central do Brasil. Maio.

Simonsen, Mario Henrique. 1995. "30 Anos de Indexação". Rio de Janeiro: Editora FGV

Stock, James H. e Mark W. Watson. 2007. "Why has U.S. inflation become harder to forecast?". *Journal of Money, Credit and Banking* 39 (1): 3-33.

Stock, James H. e Mark W. Watson. 2010. "Modeling inflation after the crisis" Artigo apresentado no simpósio Economic Policy Symposium, do Federal Reserve Bank of Kansas City, "Macroeconomic Policy: Post-Crisis and Risks Ahead", Jackson Hole, Wyoming, August 26-28.

Apêndice

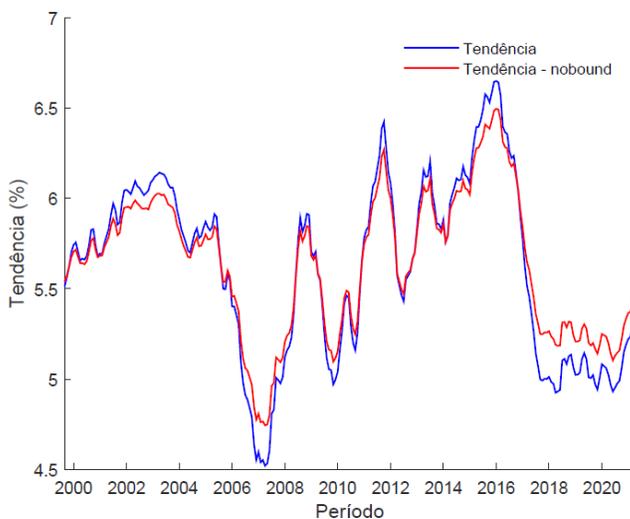


Figura 6 - Média *a posteriori* da tendência da inflação, τ_t : modelo restrito (linha azul) e modelo irrestrito/*nobound* (linha vermelha).

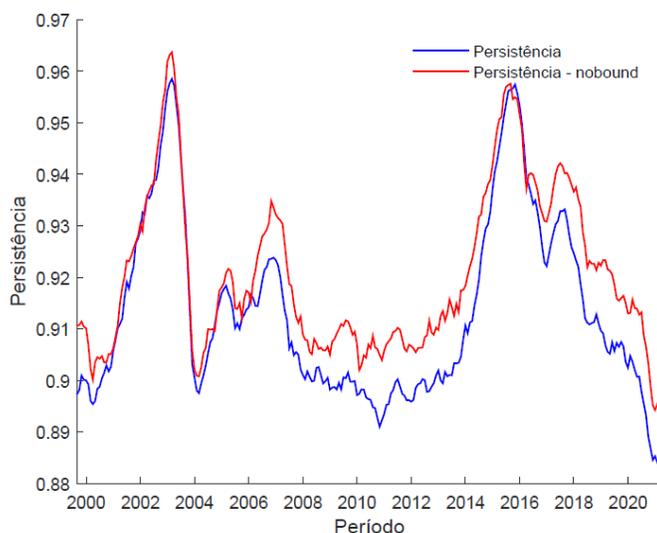


Figura 7 - Média *a posteriori* da persistência, ρ_t : modelo restrito (linha azul) e modelo irrestrito/nobound (linha vermelha).

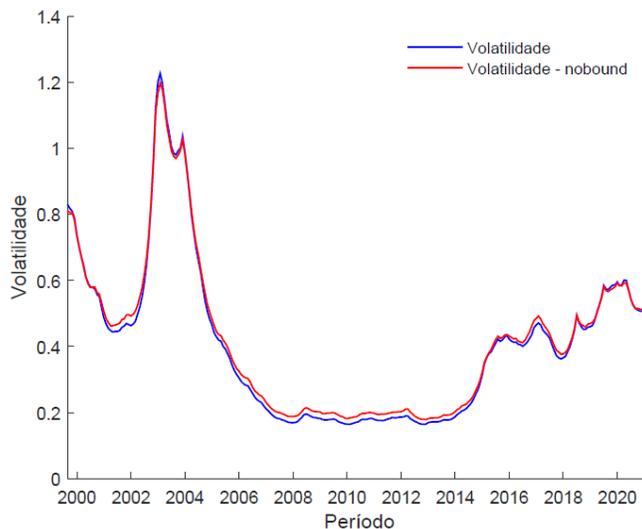


Figura 8 - Média *a posteriori* da volatilidade do gap da inflação: modelo restrito (linha azul) e modelo irrestrito/nobound (linha vermelha).