

EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO, METAS PERCEBIDAS PELOS AGENTES E CREDIBILIDADE DAS AUTORIDADES MONETÁRIAS¹

Luciano Vereda²

Victor Mamede³

Daniel Karp⁴

Renato Lerípio⁵

Neste trabalho, utilizamos a dinâmica observada da taxa de inflação e da estrutura a termo das expectativas de inflação futura (relativas aos horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses) para estimar a trajetória da tendência de longo prazo da inflação. Essa tendência é tratada como uma variável latente em um modelo em espaço de estado, sendo estimada utilizando o filtro de Kalman. Comparando os seus valores com a meta de inflação perseguida pelo Banco Central do Brasil (BCB), consegue-se avaliar a ancoragem das expectativas e a credibilidade das autoridades monetárias. Observamos movimentos acentuados da credibilidade entre novembro de 2001 e setembro de 2019, com uma deterioração contínua iniciada em meados de 2007 e interrompida em 2016.

Palavras-chave: credibilidade; política monetária; expectativas de inflação; metas implícitas.

INFLATION EXPECTATIONS, IMPLICIT TARGETS AND THE CREDIBILITY OF MONETARY AUTHORITIES

This paper explores the dynamics of the inflation rate and the term structure of expected inflation (which refers to the 12, 24, 36 and 48 months-ahead inflation expectations) to estimate the path of the long-term inflation trend. This trend is treated as a latent variable in a state space model, which is then estimated using the Kalman filter. The trend is compared with the inflation target pursued by the Central Bank of Brazil (CBB), which allows assessing the anchoring of inflation expectations and monetary policy credibility. Overall, we show that there were sizeable changes in CBB's credibility between November 2001 and September 2019, with a continuous deterioration since mid-2007 and a recovery starting in 2016.

Keywords: credibility; monetary policy; inflation expectations; perceived targets.

JEL: C22; E31; E32; E52.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art1>

2. Professor associado da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF). *E-mail:* <lvereda@gmail.com>.

3. Economista da Gerência Executiva de Performance e Orçamento (Gepor) da Petrobras Transporte S.A. (Transpetro). *E-mail:* <victorhfmamede@gmail.com>.

4. Economista sênior do Departamento de Pesquisa Macroeconômica do Banco Santander Brasil. *E-mail:* <danielkarp@id.uff.br>.

5. Analista sênior do departamento de pesquisa quantitativa da Itaú Asset Management. *E-mail:* <leripio Renato@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

A credibilidade das autoridades monetárias é fundamental para o bem-estar social e a estabilidade econômica.⁶ Devido à sua importância, vários autores trataram de defini-la e de propor maneiras de medi-la empiricamente. Há várias definições elucidativas,⁷ sendo algumas adequadas a testes empíricos. Um bom exemplo é a definição de Bordo e Siklos (2015, p. 2), segundo quem “(...) *credibility is best thought of as a flow like variable that changes as observed inflation is seen to deviate from a time-varying inflation objective, which need not be explicit or publicly announced*”.

Com relação à sua medição, os artigos mais recentes focam na construção de *proxies* passíveis de serem calculadas em tempo real. Como a credibilidade é uma variável que não pode ser observada diretamente, vários artigos da literatura internacional propõem utilizar modelos em espaço de estado estimados por máxima verossimilhança em conjunto com as recursões de Kalman. Neste trabalho, optamos por aplicar o modelo proposto por Kozicki e Tinsley (2012), que é um dos mais relevantes. De acordo com ele, tanto a inflação quanto as suas expectativas para diversos horizontes refletem valores defasados da taxa de inflação e uma componente que captura a sua tendência de longo prazo. Após escrever o modelo na forma de espaço de estado e estimá-lo, os autores obtêm a trajetória temporal da inflação de longo prazo percebida pelos agentes – que Kozicki e Tinsley (2012) denominam *shifting inflation endpoint*. Comparando os seus valores com as metas de inflação perseguidas pelas autoridades monetárias, mede-se a credibilidade no espírito proposto por Bordo e Siklos (2015), ou seja, com base na distância entre as duas séries.

Consideramos a aplicação dessa metodologia ao caso brasileiro relevante por alguns motivos. Além de ser pioneira, ela corrige dois aspectos da literatura brasileira sobre o tema. O primeiro é que a maior parte dos trabalhos utiliza as expectativas para a inflação acumulada nos próximos doze meses a fim de avaliar a credibilidade das autoridades monetárias.⁸ No entanto, a tendência internacional (De Pooter *et al.*, 2014; Demertzis, Marcellino e Viegi, 2012) é utilizar expectativas para prazos

6. Vários trabalhos embasam essa visão, como as contribuições seminais de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). O primeiro trabalho mostra que autoridades monetárias atuando discricionariamente não maximizam o bem-estar social, enquanto que o segundo demonstra que banqueiros centrais preocupados com a sua reputação podem fazer a economia operar próxima do equilíbrio com comprometimento, este sim considerado ótimo. Outro trabalho digno de nota é Blinder (2000), que mostra como banqueiros centrais e economistas em geral enxergam a importância da credibilidade e as estratégias disponíveis para construí-la.

7. Por exemplo, Cukierman e Meltzer (1986, p. 1.108) definem credibilidade como “(...) *the absolute value of the difference between the policymaker’s plans and the public’s beliefs about those plans*”, enquanto Blinder (2000, p. 64-65) relaciona credibilidade com a capacidade de as autoridades monetárias convencerem o público de que os seus pronunciamentos são críveis, “(...) *even though you are bound by no rule and may have an incentive to renege*”.

8. Na seção 2 fazemos uma breve análise da literatura brasileira, ressaltando este aspecto e enfatizando também a escassa utilização de modelos em espaço de estado.

mais longos, que propiciam melhores avaliações.⁹ Como a metodologia proposta por Kozicki e Tinsley gera uma medida da tendência de longo prazo da taxa de inflação (que pode ser vista como a percepção que os agentes econômicos têm da meta de inflação que o Banco Central do Brasil – BCB persegue no longo prazo), ela contorna essa limitação.¹⁰

O segundo aspecto é o pressuposto implícito de que as expectativas de inflação informadas em pesquisas refletem com exatidão as crenças dos agentes que as fornecem. Veremos na seção 2 que esse pressuposto é problemático. Logo, modelos que não o adotam têm potencial para retratar melhor o comportamento da credibilidade. Mais uma vez o modelo de Kozicki e Tinsley surge como uma alternativa, pois a tendência de longo prazo da taxa de inflação não é estimada supondo que as expectativas de inflação coletadas em pesquisas sejam indicadores perfeitos das expectativas verdadeiras (ou ideais) dos agentes econômicos.

Por fim, a última contribuição é adaptar o modelo de Kozicki e Tinsley (2012) aos dados disponíveis no Brasil, onde a divulgação das expectativas para prazos mais longos (que são os mais importantes para estimar a tendência de longo prazo da taxa de inflação) só começou em fins de 2001. Isto faz com que a amostra de estimação disponível no Brasil difira daquela utilizada por Kozicki e Tinsley, recomendando mudanças no modelo original sem prejudicar a sua capacidade de estimar a *shifting inflation endpoint*.¹¹

Com relação aos exercícios empíricos, o modelo adaptado foi estimado com dados mensais relativos à inflação observada e à estrutura a termo das expectativas de inflação futura, que contém projeções para os horizontes de 12, 24, 36 e 48 meses. Os seus vértices foram interpolados seguindo Doornik, Fritsche e Slacalek (2012), que sugerem um método simples para obtê-los com base nas projeções de mercado para a inflação acumulada no ano corrente, no ano seguinte e nos três anos imediatamente posteriores. Todos os dados primários foram extraídos do sítio administrado pelo BCB e se referem ao período entre novembro de 2001 e setembro de 2019.

9. Conforme dito em De Pooter *et al.* (2014, p. 338): “*Emerging-market economies (EMEs) tend to be subject to particularly large and frequent disturbances to the economy (...) and these disturbances at times can drive inflation away from the target. Furthermore, monetary policy influences inflation with a considerable lag and there is uncertainty about the transmission process itself. These circumstances will influence inflation expectations over the short and medium term. But if the central bank is viewed as being credibly committed to bringing inflation back to the inflation goal, shocks that affect inflation should be viewed as transitory and should therefore not influence long-term inflation expectations*”.

10. Devemos ressaltar que a estimação da tendência de longo prazo da taxa de inflação não serve apenas para avaliar a credibilidade das autoridades monetárias, nem tampouco interessa somente a acadêmicos e *policymakers*. Com efeito, esta medida é útil para quaisquer agentes que precisam tomar decisões para horizontes longos (como adquirir ativos financeiros/contrair dívidas de longo prazo e implementar projetos de investimento de longa maturação).

11. Em essência, nós optamos por limitar o número de parâmetros da lei de movimento da taxa de inflação mensal e aumentar o número de expectativas tratadas nas equações de medição. Mais detalhes podem ser vistos na seção 3.

Os exercícios mostram que houve uma deterioração contínua da credibilidade das autoridades monetárias brasileiras entre 2007 e 2016, seguida de uma rápida recuperação desencadeada pela troca de comando do BCB realizada em junho desse ano. Os resultados também sugerem que as medidas usuais de credibilidade calculadas com base nas expectativas de inflação para os próximos doze meses tendem a exagerar a sua deterioração, ou seja, fornecem um retrato mais “dramático” do que o baseado na tendência de longo prazo da taxa de inflação.

Além desta introdução, esse artigo possui seis seções. A seção 2 faz um apanhado das diversas maneiras de se medir credibilidade propostas nas literaturas nacional e internacional. A seção 3 apresenta o modelo econométrico proposto por Kozicki e Tinsley (2012) e a variante que levamos a dados brasileiros. A seção 4 descreve os dados utilizados e a metodologia que seguimos para obter a estrutura a termo das expectativas de inflação futura. A seção 5 apresenta os resultados de estimação do modelo em espaço de estado, analisa a trajetória seguida pela tendência de longo prazo da inflação e faz uma avaliação do sucesso do BCB em ancorar as expectativas de longo prazo. A seção 6 apresenta comparações com os resultados oriundos de outras medidas de credibilidade propostas na literatura, focando no impacto de se utilizar expectativas de longo prazo. O trabalho se encerra com a seção 7, que resume os principais resultados e indica caminhos para pesquisas futuras. Há também o apêndice A, complementando o trabalho e verificando a robustez dos resultados de estimação com relação à amostra utilizada.

2 UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura internacional, a avaliação da credibilidade dos bancos centrais foi abordada por vários autores sob os mais diversos ângulos.¹² Esforços recentes desenvolveram medidas de credibilidade reconhecendo que ela não pode ser observada diretamente, ou seja, que ela deve ser estimada com base no impacto provocado sobre variáveis econômicas e/ou financeiras observáveis. Por conta disso, vários artigos da literatura internacional propõem estudar a credibilidade das autoridades monetárias utilizando modelos em espaço de estado. Bons exemplos são os de Hardouvelis e Barnhart (1989), que estudam a resposta dos preços das *commodities* a mudanças não antecipadas no agregado monetário M1 nos Estados Unidos; e de Demertzis, Marcellino e Viegli (2012), que focam na relação entre a inflação observada e as expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de dez anos. Sob a hipótese nula de autoridades monetárias totalmente críveis, as expectativas de inflação de longo prazo se isolam da inflação passada e tendem para uma meta de inflação que, no caso americano, não é explícita.

12. A lista é extensa e inclui Perry (1983), Blanchard (1984), Cukierman e Meltzer (1986), Svensson (1993), Bomfim e Rudebusch (2000), Cecchetti e Krause (2002), Laxton e N'Diaye (2002), Johnson (1998; 2002), Clarida e Waldman (2007), Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), Mariscal, Wong e Howells (2011), Bordo e Siklos (2015) e Izyziak e Paloviita (2017).

Na literatura brasileira, a referida ferramenta é usada em Teles e Nemoto (2005), que estimam o modelo de Lucas (1973) para mensurar a magnitude do *trade-off* entre inflação e produto no Brasil; Nogueira (2009), que adota a mesma metodologia para dados de inflação e produto de Suécia, Reino Unido, Brasil e México; e Moreira (2016), que propõe uma equação baseada na curva de Phillips para as expectativas da inflação acumulada nos doze meses seguintes e a estimam, levando em conta que: i) o impacto da inflação passada pode mudar ao longo do tempo; e ii) que o coeficiente que mede esse impacto funciona como uma medida de credibilidade das autoridades monetárias.

A literatura brasileira sobre medidas de credibilidade não obtidas por meio de modelos em espaço de estados é numerosa. Podemos destacar os trabalhos de Nahon e Meurer (2005; 2009), Mendonça (2004), Mendonça e Souza (2007; 2009), Lowenkron e Garcia (2007), Garcia e Guillén (2014) e Silva e Issler (2018).¹³ As quatro primeiras obras se baseiam em Cecchetti e Krause (2002) e propõem medidas que são, em essência, funções das expectativas de inflação para os próximos doze meses, de sua distância com relação à meta de inflação fixada para os próximos doze meses (que é obtida interpolando as metas divulgadas para os anos corrente e seguinte) e da sua relação com os limites superior e inferior da banda de tolerância seguida pelo BCB (que também são interpolados).

Lowenkron e Garcia (2007) investigam duas relações: i) a que existe entre os desvios da meta de inflação estabelecida para os próximos doze meses e a inflação esperada pelos agentes para os próximos doze meses, por um lado, e as surpresas inflacionárias, por outro; e ii) a que existe entre o prêmio de risco inflacionário vigente em operações de doze meses e essas surpresas inflacionárias. Os autores realizam testes econométricos com dados de janeiro de 2002 a março de 2006 a fim de avaliar a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras.

Garcia e Guillén (2014), por sua vez, utilizam as expectativas de inflação a nível individual para calcular um índice de credibilidade que depende das probabilidades de um/a agente ser otimista ou pessimista (de acordo com critérios que os autores estabelecem), dado que ele/a foi pessimista no mês anterior. De acordo com os autores, se um banco central (BC) possui credibilidade total, então a probabilidade de um/a agente ser pessimista, dado que ele/a foi pessimista no mês anterior, é a mesma de se tornar otimista.

13. Devemos destacar também três trabalhos estrangeiros, porém focados em economias emergentes e/ou latino-americanas: Mariscal, Powell e Tavella (2014), Sousa e Yetman (2016) e De Pooter *et al.* (2014). Em comum aos três está a inclusão do Brasil na amostra de países estudados, a tentativa de trabalhar com horizontes prospectivos longos (seja em projeções oriundas de *surveys*, seja em expectativas implícitas nas chamadas *break-even inflation rates*) e a execução de testes de ancoragem, ou seja, que medem a sensibilidade das expectativas de médio e longo prazo com relação aos dados mais recentes de inflação (via de regra o último dado disponível no momento em que a projeção é calculada) ou aos anúncios macroeconômicos – à *la* Gürkaynak, Levin e Swanson (2010).

Finalmente, Silva e Issler (2018) utilizam as expectativas de inflação para os próximos doze meses coletadas pelo BCB em um modelo de dados em painel.¹⁴ Sua estimação permite calcular *proxies* das verdadeiras expectativas de inflação dos agentes pesquisados (que são uma função afim da expectativa condicional da inflação), assim como uma banda de confiança de 95% em torno delas. Por fim, os autores avaliam a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras verificando se a meta de inflação perseguida pelo BCB está ou não dentro dessa banda.

Os parágrafos anteriores mostram que a maior parte dos trabalhos voltados ao Brasil utiliza as expectativas de inflação para os próximos doze meses como insumo para calcular medidas de credibilidade. Conforme mencionado na seção 1, essa escolha é problemática porque nem sempre as elevações na inflação corrente e nas suas expectativas de curto prazo indicam uma piora na credibilidade – com efeito, esta não se deteriora quando as expectativas de longo prazo permanecem ancoradas. A utilização da metodologia de Kozicki e Tinsley (2012) para estimar a tendência de longo prazo da taxa de inflação e aplicá-la ao cálculo de medidas concretas de credibilidade é, portanto, uma contribuição importante no contexto da literatura nacional.

Outro ponto relevante é que a maior parte dos trabalhos voltados para o Brasil assume implicitamente que as expectativas de inflação informadas em pesquisas são “limpas”, ou seja, que elas espelham com exatidão às crenças dos agentes que as fornecem.¹⁵ A literatura, porém, reúne evidências que sugerem o contrário. De acordo com Forsells e Kenny (2002, p. 10), é possível que “(...) *individuals do not reveal their true expectations when responding to surveys (...)* [Indeed, they] *have little incentive to reveal their true forecasts, since they lose nothing if such forecasts are erroneous*”. Silva e Issler (2018) levantam outros problemas, como a presença de viés e a rigidez informacional que afeta o processo de formação das expectativas. Assim, o reconhecimento de que há diferenças entre as expectativas de inflação “ideais” e aquelas que os agentes informam em pesquisas pode ser importante na avaliação da credibilidade. Mais uma vez, o modelo proposto por Kozicki e Tinsley surge como uma alternativa interessante, pois a tendência de longo prazo da taxa de inflação é estimada supondo que as expectativas de inflação coletadas em pesquisas dependem das suas contrapartes “limpas” (que emanam do modelo assumido para o processo gerador de dados inflacionários) e de ruídos que as afastam dessa referência ideal.

14. Ao contrário da maior parte dos trabalhos aplicados ao Brasil, Silva e Issler (2018) trabalham com as expectativas de cada indivíduo e não com o consenso de mercado, representado pelo valor médio das expectativas reportadas por cada indivíduo.

15. Assim, elas podem ser aplicadas diretamente ao cálculo das diversas medidas de credibilidade propostas na literatura. Os trabalhos de Nahon e Meurer (2005; 2009), Mendonça (2004) e Mendonça e Souza (2007; 2009) são bons exemplos dessa abordagem.

3 O MODELO DE KOZICKI E TINSLEY: VERSÕES ORIGINAL E ADAPTADA

Nesta seção, descrevemos o modelo proposto por Kozicki e Tinsley (2012), assim como a versão que aplicamos a dados brasileiros. As duas versões permitem estimar as expectativas dos agentes acerca do comportamento de longo prazo da taxa de inflação. Ambas exploram a informação contida nas trajetórias observadas da taxa de inflação e das expectativas de inflação para diversos prazos, que são colhidas em pesquisas de opinião.¹⁶ Conforme dito na seção 1, a estimativa da tendência de longo prazo da taxa de inflação ajuda a avaliar a credibilidade das autoridades monetárias, pois não incorpora os efeitos transitórios dos choques e foca naturalmente na questão da ancoragem das expectativas de longo prazo.

Para entender as diferenças entre as duas implementações, é necessário caracterizar os dados utilizados no artigo de Kozicki e Tinsley (2012) e aqueles utilizados neste artigo. Kozicki e Tinsley trabalham com dados mensais da inflação ao consumidor – *consumer price index* (CPI) sem ajustamento sazonal – observados desde 1955. Com relação às expectativas, os autores utilizam a *Livingston Survey* para construir três séries relativas aos horizontes prospectivos de seis meses, doze meses e dez anos. Estas séries, porém, têm uma história limitada: todas contêm duas observações para cada ano, sendo que a série relativa ao horizonte prospectivo de dez anos começa apenas em 1991. Consequentemente, a amostra utilizada por Kozicki e Tinsley é rica em dados de inflação mensal (possuindo algo em torno de seiscentos observações), mas limitada nas expectativas – com efeito, os autores têm em mãos aproximadamente cem observações para os horizontes de seis e doze meses e menos de trinta observações para o horizonte de dez anos. A fim de representar bem o comportamento sazonal da inflação mensal (cujos dados predominam na amostra), os autores utilizam uma estrutura autorregressiva com treze defasagens. Desta maneira, o modelo original tem dezesseis hiperparâmetros e quatro equações de medição, a primeira relativa à inflação mensal e as outras três para as séries de expectativas.

Esta situação contrasta com o caso brasileiro. Em primeiro lugar, é preciso reconhecer que o processo gerador de dados de inflação mensal mudou em 1999, com a adoção dos regimes de metas de inflação e câmbio flutuante. Deste modo, a amostra brasileira contém algo em torno de 240 observações de inflação mensal, o que é menos da metade do número de observações utilizadas por Kozicki e Tinsley. Em se tratando das expectativas, o BCB disponibiliza as projeções de mercado para a inflação acumulada no ano corrente, no ano seguinte e nos três anos posteriores desde novembro de 2001 – ou seja, há mais de duzentas observações mensais de expectativas relativas a horizontes curtos, médios e longos.

16. De acordo com Kozicki e Tinsley (2012), a utilização das expectativas permite capturar mudanças estruturais que ainda não se manifestaram nos dados históricos.

As diferenças entre as duas situações recomendam adaptar o modelo original em duas dimensões. Na primeira, ampliamos o número de equações de medição porque é possível explorar o conteúdo informacional de mais séries de expectativas, todas elas medidas na frequência mensal e contendo mais observações. Na segunda, o menor número de observações da inflação mensal recomenda limitar o número de parâmetros na sua lei de formação. A maneira mais prática de fazer isso é eliminar a preocupação com a sazonalidade, poupando a utilização das treze defasagens. Para isso, estimamos a versão modificada com dados mensais da inflação medida pelo índice de preços no consumidor (IPCA), com ajustamento sazonal e com dados de inflação esperada para horizontes prospectivos múltiplos de doze meses.¹⁷ Após estes ajustes, o modelo passa a contar com quatro hiperparâmetros e cinco equações de medição.

Passemos agora à descrição das duas versões. De acordo com o modelo original, o processo gerador de dados da inflação mensal segue:

$$\pi_t = c_t + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \dots + \alpha_{p-1}\pi_{t-p+1} + \alpha_p\pi_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que $c_t = (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3 - \dots - \alpha_{p-1} - \alpha_p)\mu_t$. A variável π_t é a taxa de inflação e μ_t a *shifting inflation endpoint*. O número de defasagens p é ajustado em treze para capturar o comportamento sazonal de π_t . O choque ε_t é um ruído branco com distribuição incondicional normal de média zero e desvio padrão σ_ε^2 . A lei de movimento assumida para a *shifting inflation endpoint* é:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t. \quad (2)$$

Ou seja, a variável μ_t evolui como um passeio aleatório.¹⁸ O choque η_t também é um ruído branco com distribuição incondicional normal de média zero e desvio padrão σ_η^2 . Assume-se que ε_t é ortogonal a η_t .

Definindo $\alpha(L) \triangleq \alpha_1 + \alpha_2L + \dots + \alpha_pL^{p-1}$ e supondo que todas as raízes desse polinômio no operador *lag* estão fora do círculo unitário, é possível demonstrar que $\lim_{k \rightarrow \infty} E_t \pi_{t+k} = \mu_t$. Colocando em palavras, a variável μ_t representa o nível para o qual as expectativas de inflação convergem à medida que o horizonte prospectivo se alonga ou, conforme colocado por Kozicki e Tinsley (2012, p. 153), “(...) *intuitively, because the inflation endpoint is the conditional long-horizon forecast of inflation generated by the model, in a model of private sector expectations it can be thought of as the private sector perception of the inflation target*”.

17. Conforme adiantado na seção 1, extraímos da estrutura a termo das expectativas de inflação futura (que contém expectativas para os horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses) as séries de expectativas utilizadas para estimar o modelo modificado.

18. Para justificar essa hipótese os autores afirmam que “(...) *the endpoint represents the level at which inflation forecasts are expected to eventually converge... If survey participants could forecast future changes to their perceptions of the level at which inflation would stabilize, then such changes would be immediately incorporated. Consequently, changes in the endpoint should not be forecastable*”.

Definindo o vetor z_t de dimensões $p \times 1$ como $z_t \triangleq [\pi_t \ \pi_{t-1} \ \dots \ \pi_{t-p+1}]^{tr}$ ¹⁹ e os vetores auxiliares l_1 e l (ambos de dimensões $p \times 1$) como $l_1 \triangleq [1 \ 0 \ \dots \ 0]^{tr}$ e $l \triangleq [1 \ 1 \ \dots \ 1]^{tr}$, reescrevemos a equação (1) da seguinte maneira:

$$z_t = (I - C)\mu_t + Cz_{t-1} + l_1 \varepsilon_t, \quad (3)$$

em que I é a matriz identidade de dimensões $p \times p$ e C é a matriz $p \times p$ definida como:

$$C \triangleq \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \dots & \alpha_{p-1} & \alpha_p \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}_{p \times p}. \quad (4)$$

Logo, a variável de interesse π_t obedece:

$$\pi_t = l_1^{tr} z_t = l_1^{tr} (I - C)\mu_t + l_1^{tr} Cz_{t-1} + l_1^{tr} l_1 \varepsilon_t. \quad (5)$$

O resultado da equação (3) serve para escrever uma expressão geral para as expectativas k meses à frente da variável z_t :

$$E_t z_{t+k} = (I - C^k)\mu_t + C^k z_t. \quad (6)$$

O resultado da equação (6) é utilizado para calcular a soma dessas expectativas para os próximos K meses, denotada por $S_{t,t+K}^e$:

$$S_{t,t+K}^e = \sum_{k=1}^K E_t z_{t+k} = \sum_{k=1}^K ((I - C^k)\mu_t + C^k z_t) = \left(KI - \sum_{k=1}^K C^k \right) \mu_t + \left(\sum_{k=1}^K C^k \right) z_t. \quad (7)$$

A média mensal da inflação esperada para o intervalo compreendido entre o mês corrente e K meses depois é $\frac{l_1^{tr} S_{t,t+K}^e}{K}$. O modelo proposto por Kozicki e Tinsley é formado pelas equações (2), (5) e (7) sendo dado por:

$$\begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} E_t z_{t+k} \\ \vdots \\ \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} E_t z_{t+k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} l_1^{tr} (I - C)l & 0 \\ 0 & \left(I - \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} C^k \right) l \\ \vdots & \vdots \\ 0 & \left(I - \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} C^k \right) l \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ \mu_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} l_1^{tr} C \\ \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} C^k \\ \vdots \\ \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} C^k \end{bmatrix} z_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \eta_{K_1,t} \\ \vdots \\ \eta_{K_n,t} \end{bmatrix}; \quad (8)$$

$$s_t = s_{t-1} + \eta_{t+1}; \quad (9)$$

19. Adotamos a notação x^{tr} para a transposta da matriz (ou do vetor) x .

$$\mu_t = s_{t-1}. \quad (10)$$

Repare na presença de um estado auxiliar s_t (cuja primeira defasagem é o *shifting inflation endpoint* μ_t), que serve para finalizar a montagem da versão em espaço de estado.

Os erros $\eta_{K_1,t}, \dots, \eta_{K_n,t}$ representam os desvios entre as expectativas reportadas pelos agentes e aquelas que seriam observadas caso a inflação fosse gerada pela equação (1) e os agentes utilizassem esta especificação para calcular as suas expectativas.²⁰ Kozicki e Tinsley assumem que: i) esses erros não apresentam autocorrelação serial;²¹ ii) a matriz de variância e covariância de $[\varepsilon_{t+1} \quad \eta_{K_1,t} \quad \dots \quad \eta_{K_n,t}]^r$ é diagonal; e iii) $Var(\eta_{K_1,t}) = \dots = Var(\eta_{K_n,t}) = \sigma^2$. Estas hipóteses também serão assumidas na versão modificada do modelo, que descreveremos a seguir.

A nossa adaptação do modelo estabelece que o processo gerador de dados da inflação segue:

$$\pi_t = c_t + \phi\pi_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

em que $c_t = (1-\phi)\mu_t$. A inflação mensal medida pelo IPCA é dessazonalizada, a priori, a fim de eliminar os *lags* 2,3...,13 da lei de movimento da equação (1).²² A retirada desses *lags* dispensa a estimação dos $p-1$ hiperparâmetros $\alpha_2, \dots, \alpha_p$. A troca da equação (1) pela equação (11) gera as seguintes mudanças no arcabouço original, conforme a seguir descrito.

- 1) O vetor z_t passa a ter dois componentes, sendo definido como $z_t \triangleq [\pi_t \quad \pi_{t-1}]^r$. Os vetores auxiliares t_1 e t (ambos de dimensões 2×1) são definidos como $t_1 \triangleq [1 \quad 0]^r$ e $t \triangleq [1 \quad 1]^r$.
- 2) A representação da equação (3) continua válida, mas I passa a ser a matriz identidade de dimensões 2×2 e C passa a ser:

$$C = \begin{bmatrix} \phi & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}. \quad (12)$$

- 3) O resultado da equação (7) se torna:

20. O afastamento entre as expectativas *model-based* e aquelas coletadas em pesquisas ocorre por pelo menos dois motivos: i) os agentes podem usar outros modelos para descrever e prever a dinâmica da inflação; e ii) as expectativas reportadas em *surveys* estão sujeitas a ruídos que as afastam das verdadeiras expectativas dos agentes.

21. Segundo Kozicki e Tinsley (2012, p. 158), "(...) as both the survey data and the AR-based average inflation forecast are conditioned on information in t , the approximation error does not reflect differences between actual inflation and predictions".

22. Utilizamos o método das *dummies* determinísticas para extrair a componente sazonal da série mensal de inflação observada. Os resultados de estimação da tendência de longo prazo não mudam caso a extração seja feita usando *moving average methods*.

$$\sum_{k=1}^K E_t \pi_{t+k} = \left(K - \phi(1 + \phi + \dots + \phi^{K-1}) \right) \mu_t + \phi(1 + \phi + \dots + \phi^{K-1}) \pi_t. \quad (13)$$

4) A versão em espaço de estados passa a ter as equações (9), (10) e...

$$\begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} E_t \pi_{t+k} \\ \vdots \\ \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} E_t \pi_{t+k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-\phi & 0 \\ 0 & 1 - \frac{\phi}{K_1} \frac{1-\phi^{K_1}}{1-\phi} \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 1 - \frac{\phi}{K_n} \frac{1-\phi^{K_n}}{1-\phi} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ \mu_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi \\ \frac{\phi}{K_1} \frac{1-\phi^{K_1}}{1-\phi} \\ \vdots \\ \frac{\phi}{K_n} \frac{1-\phi^{K_n}}{1-\phi} \end{bmatrix} \pi_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \eta_{K_1,t} \\ \vdots \\ \eta_{K_n,t} \end{bmatrix}. \quad (14)$$

5) Os erros $\eta_{K_1,t}, \dots, \eta_{K_n,t}$ controlam não só os problemas citados anteriormente, mas também os desvios entre as expectativas reportadas pelos agentes em pesquisas (que se referem à inflação sem ajuste sazonal) e as expectativas que seriam observadas caso a inflação fosse gerada pela equação (11), que desconsidera o componente sazonal.²³

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS UTILIZADOS NA ESTIMAÇÃO

Para estimar o modelo descrito na seção 3 utilizamos a taxa de inflação medida pelo IPCA, que corresponde à série mensal disponibilizada pelo BCB, e as expectativas de inflação para os quatro horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses, que são obtidas com base na coleta realizada pelo BCB.²⁴

Neste trabalho, optamos por converter as projeções para anos fechados (também chamadas de evento fixo) em projeções de horizonte fixo, ou seja, projeções para horizontes prospectivos que não variam no tempo. Esse procedimento (que se baseia na interpolação proposta por Dovern, Fritsche e Slacalek, 2012) resulta em quatro séries temporais expressas na frequência mensal que informam a inflação esperada para os próximos 12, 24, 36 e 48 meses. Fazemos assim para nos poupar da preocupação com elementos sazonais e para obter as séries temporais necessárias para estimar o modelo composto pelas equações (9), (10) e (14).

O procedimento utilizado para obtê-las começa convertendo as projeções de evento fixo em projeções de horizonte fixo. Isso é feito seguindo:

23. O fato de os horizontes prospectivos serem múltiplos de doze contribui para que essas discrepâncias sejam pequenas.

24. A referida coleta alimenta o sistema de expectativas de mercado, que é gerenciado pelo Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin) do BCB. Todo dia útil as projeções repassadas pelos participantes são consolidadas e, usando esses dados, o Gerin obtém as distribuições de expectativas e calcula as estatísticas necessárias para caracterizá-las (médias, medianas, valores mínimos e máximos, desvios-padrão e coeficientes de variação). No que diz respeito às expectativas da inflação medida pelo IPCA, o Gerin coleta vinte e três projeções, sendo dezoito mensais (a partir do mês posterior ao último número divulgado) e cinco anuais (do ano posterior ao último dado anual conhecido até quatro anos depois). As estatísticas relativas às distribuições de expectativas são divulgadas diariamente.

$$E_t \pi^{(12j \rightarrow 12(j+1))} = 100 \left[\left(1 + \frac{E_t \pi^{(a+j)}}{100} \right)^{\frac{12-(m-1)}{12}} \left(1 + \frac{E_t \pi^{(a+j+1)}}{100} \right)^{\frac{m-1}{12}} - 1 \right], \quad j = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (15)$$

em que t é o dia no qual as projeções de evento fixo são feitas e m e a são o mês e o ano contendo t , respectivamente. A variável $E_t \pi^{(a+j)}$ representa a média da distribuição das projeções informadas pelos agentes no dia t para a inflação acumulada no ano $a+j$ ($j=0,1,2,3$),²⁵ enquanto que $E_t \pi^{(12j \rightarrow 12(j+1))}$ é a expectativa de inflação interpolada para os doze meses entre $t+12j$ e $t+12(j+1)$.²⁶ Ao final desta etapa, obtemos quatro séries diárias com as expectativas da inflação acumulada em janelas sucessivas de doze meses.

O procedimento continua fazendo a composição das expectativas produzidas no passo anterior. Isso é feito por meio da seguinte fórmula:

$$1 + \frac{E_t \pi^{(12(j+1))}}{100} = \left[\left(1 + \frac{E_t \pi^{(0 \rightarrow 12)}}{100} \right) \left(1 + \frac{E_t \pi^{(12 \rightarrow 24)}}{100} \right) \dots \left(1 + \frac{E_t \pi^{(12j \rightarrow 12(j+1))}}{100} \right) \right]^{\frac{12}{12(j+1)}}. \quad (16)$$

Ao final desta etapa, temos quatro séries diárias formadas pelas expectativas da inflação acumulada em intervalos de 12, 24, 36 e 48 meses (denotadas $E_t \pi^{(12)}$, $E_t \pi^{(24)}$, ...), todas elas expressas em porcentagem ao ano (a.a.). O passo final é calcular as médias mensais de etc., que são as séries utilizadas na estimação do modelo em espaço de estados. Uma fórmula análoga à equação (15) é utilizada para interpolar as metas de inflação fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) para os anos corrente e seguinte, assim como os limites superior e inferior das bandas fixadas em torno delas. O cálculo de médias mensais é adotado por dois motivos: i) suavizar os efeitos dos “saltos” ou “descontinuidades” que afetam as séries diárias;²⁷ e ii) compatibilizar a frequência das séries de expectativas com a frequência da inflação medida pelo IPCA. Como os dados originais de expectativas de mercado começam em 6 de novembro

25. Ou seja, $E_t \pi^{(a)}$ denota a média da distribuição de expectativas para a inflação acumulada ao longo do ano corrente (a), $E_t \pi^{(a+1)}$ denota a média da distribuição de expectativas para a inflação acumulada ao longo do ano seguinte ($a+1$) e assim por diante.

26. Ou seja, $E_t \pi^{(0 \rightarrow 12)}$ denota a inflação acumulada nos doze meses que sucedem o dia t , $E_t \pi^{(12 \rightarrow 24)}$ denota a inflação acumulada na janela de doze meses imediatamente posterior e assim por diante.

27. As expectativas individuais e as estatísticas relativas às suas distribuições estão sujeitas à ocorrência de “saltos”, entendidos como mudanças significativas de valor em datas específicas. As causas desse fenômeno são: i) a tendência dos participantes da pesquisa atualizarem as projeções fornecidas ao BCB na sexta-feira, dado que as informações desse dia são utilizadas para confeccionar o Relatório Focus; ii) a tendência dos participantes da pesquisa atualizarem as projeções fornecidas ao BCB nas chamadas datas de referência, pois as instituições que não têm projeções válidas (ou seja, que foram informadas nos últimos trinta dias) nesses dias específicos são excluídas do *ranking* mensal que o BCB elabora, o chamado *Top 5*; e iii) a possibilidade dos agentes reformularem as expectativas logo após as datas de divulgação dos principais indicadores econômicos e financeiros.

de 2001 e terminam em 30 de setembro de 2019,²⁸ conseguimos obter quatro séries temporais com 215 observações cada uma.

O gráfico 1 mostra as trajetórias das expectativas de inflação medida pelo IPCA para os horizontes fixos de 12, 24, 36 e 48 meses entre janeiro de 2000 e setembro de 2019. As expectativas sobem fortemente no final de 2002, caindo de forma sustentada até meados de 2007. O período desfavorável coincide com as incertezas geradas pela possibilidade do candidato Luís Inácio Lula da Silva vencer as eleições presidenciais de 2002. O período benigno observado em seguida reflete fatores como a preservação dos fundamentos macroeconômicos construídos ao longo dos mandatos presidenciais de Fernando Henrique Cardoso.²⁹ O período favorável é interrompido em meados de 2007, quando as expectativas assumem uma trajetória ascendente.³⁰ Outra mudança ocorre com o *impeachment* da presidenta Dilma Rousseff, sacramentado em 31 de agosto de 2016 pelo Senado Federal. Com efeito, a mudança na condução da política econômica e a escolha de Henrique Meirelles e Ilan Goldfajn para os postos de ministro da Fazenda e presidente do BCB, respectivamente, geram uma mudança favorável nas expectativas de mercado, que rapidamente convergem para números mais próximos da meta de 4,5% válida em 2017.³¹ Nota-se que a série de inflação observada é mais ruidosa que as demais,³² o que dificulta estimar o *shifting inflation endpoint* somente a partir dela. Compreende-se, portanto, a proposta de Kozicki e Tinsley (2012) de incluir expectativas ao conjunto informacional utilizado na estimação.

28. Muito embora a pesquisa de expectativas de mercado tenha começado em maio de 1999, inicialmente os agentes informavam apenas projeções para os anos corrente e seguinte. Somente a partir de novembro de 2001 é que o padrão atual (projeções para o ano corrente, para o ano seguinte e para os três anos subsequentes) passou a ser adotado.

29. Eventos importantes no estabelecimento desses fundamentos foram o Plano Real e a adoção do regime de metas de inflação. Alguns identificam até mesmo um aprofundamento desses fundamentos ao longo do primeiro mandato de Luís Inácio Lula da Silva, conforme exemplificado pela manutenção de *superávits* primários em torno de 3,5% (medição como proporção do produto interno bruto – PIB) até a crise econômico-financeira global de 2008-2009.

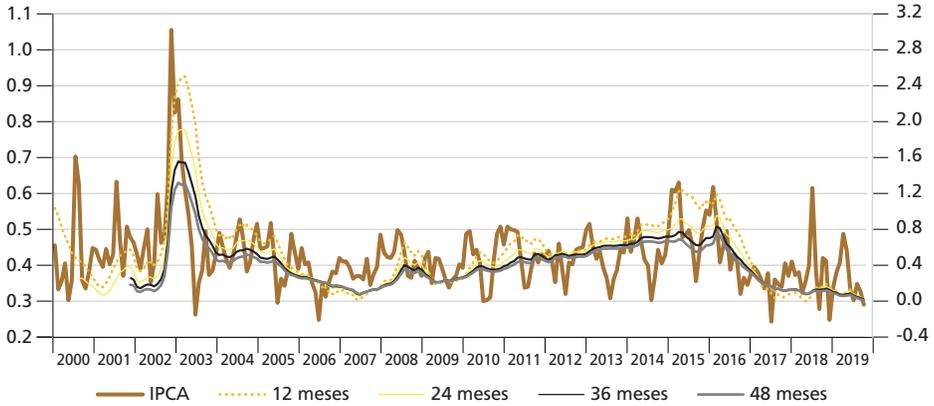
30. Muitos atribuem essa deterioração aos efeitos da crise global de 2008-2009 e à menor aderência aos fundamentos macroeconômicos vigentes até então, com o advento da chamada “Nova Matriz Macroeconômica”.

31. Há de se ressaltar também os efeitos desinflacionários das taxas de crescimento negativas observadas em 2015 e 2016.

32. O mesmo ocorre com a inflação dessazonalizada, que não está representada no gráfico para não prejudicar a visualização.

GRÁFICO 1

Trajetória da inflação e das suas projeções para diversos horizontes (2000-2019)



Fonte: A inflação medida pelo IPCA foi retirada do banco de séries temporais administrado pelo BCB. A informação relativa à estrutura a termo das expectativas de inflação é de elaboração própria e deriva das expectativas de evento fixo divulgadas pelo BCB.

Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da inflação medida pelo IPCA (linha dourada; eixo da direita) e das expectativas de inflação para quatro horizontes prospectivos diferentes, quais sejam, 12, 24, 36 e 48 meses (linhas amarelas pontilhada, com traço fino, preta e cinza, respectivamente; eixo da esquerda). A inflação observada e as expectativas são medidas em porcentagem ao mês. A amostra começa em janeiro de 2000 e termina em setembro de 2019.

5 ESTIMAÇÃO DO MODELO E AVALIAÇÃO DA CREDIBILIDADE

A tabela 1 mostra os valores estimados para os hiperparâmetros da versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley – equações (9), (10) e (14). Temos um total de quatro hiperparâmetros: o coeficiente autoregressivo da lei de formação da inflação mensal (ϕ), o desvio padrão do choque dessa equação (σ_ε), o desvio padrão do choque na lei de movimento da *shifting inflation endpoint* (σ_η) e o desvio padrão dos erros das demais equações de medição, que representam as diferenças entre as expectativas coletadas em pesquisas e aquelas coerentes com o modelo (σ). A estimação foi realizada com dados mensais pertencentes ao intervalo entre novembro de 2001 e setembro de 2019, dados esses expressos na forma logarítmica.³³

33. Ou seja, se x é o dado de inflação expresso em porcentagem ao mês, então utiliza-se a medida $\log\left(1 + \frac{x}{100}\right)$.

A aplicação do operador *log* é conveniente, porque o cálculo da inflação acumulada em vários períodos é feito utilizando somas e não multiplicações.

TABELA 1
Estimação dos hiperparâmetros da versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley (2012)

ϕ	σ_ε	σ_η	σ
0.57***	0.00262***	0.00020***	0.00028***
{0.008149}	{0.000046}	{0.000008}	{0.000002}

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores estimados para os hiperparâmetros do modelo de Kozicki e Tinsley (versão adaptada). A amostra contém dados mensais observados entre novembro de 2001 e setembro de 2019. A taxa de inflação mensal (medida em porcentagem ao mês) e as expectativas para os horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses são utilizadas como variáveis explicadas nas equações de medição. As expectativas referem-se à inflação média esperada para o período, sendo a média expressa em porcentagem ao mês. Todos os dados de inflação foram expressos na forma logarítmica $\log\left(1 + \frac{x}{100}\right)$. O sobrescrito *** indica que não há rejeição da hipótese nula de que o parâmetro em questão é zero ao nível de significância de 0.01. Os erros padrão dos coeficientes estão entre chaves.

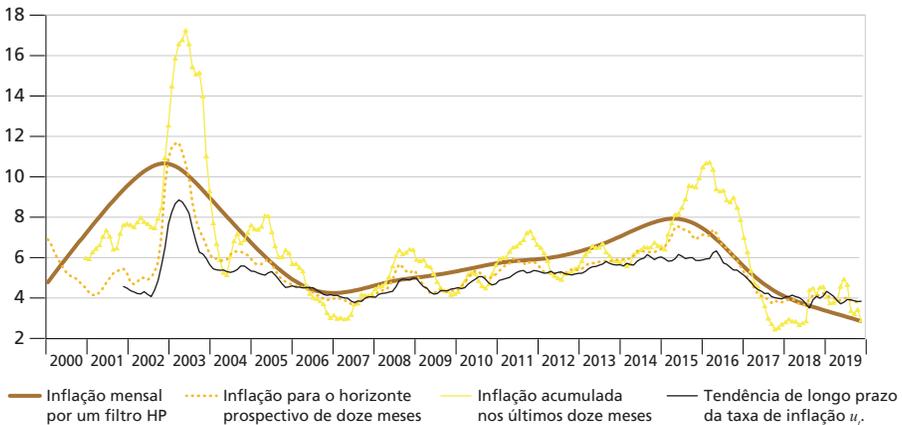
Os resultados indicam que a inflação mensal observada no período t corresponde à soma ponderada da inflação de $t-1$ (cujo peso é $\phi \approx 0.6$) e da *shifting inflation endpoint* (cujo peso é $1-\phi \approx 0.4$). Os pesos de μ_t na formação das expectativas para os prazos de 12, 24, 36 e 48 meses são 0.89, 0.94, 0.96 e 0.97, respectivamente. Os pesos de π_{t-1} igualam os simétricos desses pesos somados à unidade. Verifica-se que os pesos atribuídos a μ_t crescem com o horizonte prospectivo e que as expectativas são fortemente afetadas pela *shifting inflation endpoint*. O valor estimado para σ_ε (0.0026) corresponde a 9% do valor máximo da inflação mensal dessazonalizada observada entre janeiro de 2000 e agosto de 2017 (0.0289, valor que ocorre em novembro de 2002) e 20% do valor máximo observado depois de janeiro de 2005 (0.0128, valor que ocorre em março de 2015). Por sua vez, o valor estimado para σ_η (0.00020) equivale a 3% do valor máximo estimado para a *shifting inflation endpoint* μ_t entre novembro de 2001 e julho de 2017 (0.0071, valor que ocorre em março de 2003) e a 4% do valor máximo observado depois de janeiro de 2005 (0.0051, valor que ocorre em março de 2016). Os dois últimos resultados sugerem que a tendência de longo prazo da taxa de inflação muda lentamente, característica que também deveria se manifestar nas medidas de credibilidade.

O peso de μ_t na lei de formação das expectativas de inflação para os próximos 48 meses (qual seja, 0.97) sugere que esta é uma boa *proxy* da tendência de longo prazo da taxa de inflação. Isso ocorre a despeito dos ruídos existentes em expectativas retiradas de pesquisas. Trata-se, porém, de um resultado *ex post*: somente estimando ϕ é possível dizer que estas expectativas estão próximas de μ_t . Adicionalmente, é necessário estimar continuamente a versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley (2012) para assegurar que a qualidade dessa *proxy* se mantém.

O gráfico 2 mostra a trajetória da *shifting inflation endpoint* μ_t (linha preta)³⁴ e a compara com duas medidas simples de tendência da taxa de inflação: a inflação acumulada nos últimos doze meses (linha amarela pontuada por pequenos triângulos) e o resultado da passagem da série mensal de inflação dessazonalizada por um filtro Hodrick–Prescott – HP (linha dourada). O gráfico 2 também mostra a trajetória da expectativa de inflação para o prazo de doze meses (linha pontilhada), que costuma ser utilizada no cálculo de medidas de credibilidade aplicadas ao Brasil. Todas as taxas são convertidas para porcentagem a.a. Tanto a série de inflação acumulada nos últimos doze meses quanto a série extraída pelo filtro HP superestimam a tendência de longo prazo da taxa de inflação. A série de inflação acumulada nos últimos doze meses exibe variabilidade excessiva, incompatível com a evolução gradual que esperamos para as percepções de mercado acerca da tendência de longo prazo da taxa de inflação.³⁵ Estes resultados mostram que há desvios consideráveis entre as tendências estimadas com métodos simples e a *shifting inflation endpoint*.

GRÁFICO 2

Comparação entre diferentes medidas de tendência da taxa de inflação (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t (linha preta), da inflação acumulada nos últimos doze meses (linha amarela pontuada por pequenos triângulos), do resultado da passagem da série dessazonalizada de inflação mensal por um filtro HP (linha dourada) e das expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses (linha pontilhada). Todas as séries são medidas em porcentagem a.a. A amostra utilizada para estimar a trajetória de μ_t começa em novembro de 2001 e termina em setembro de 2019.

34. Trata-se da trajetória suavizada da variável de estado μ . O apêndice A mostra que os resultados se mantêm quando trabalhamos com subamostras menores, relativas aos períodos no qual o BCB foi comandado por Henrique Meirelles (janeiro de 2003 a dezembro de 2010), Alexandre Tombini (de janeiro de 2011 a maio de 2016) e Ilan Goldfajn (de junho de 2016 a fevereiro de 2019).

35. Muito embora reconheçamos que choques intensos e eventos traumáticos que abalem a economia possam alterar a dinâmica da tendência de forma abrupta. Essa, porém, não é a situação mais provável.

A série correspondente às expectativas de inflação para os próximos doze meses está razoavelmente alinhada com μ_t , porém há maior variabilidade e descolamentos em 2008, 2011, 2015 e 2017. O descolamento de 2008 reflete as perturbações introduzidas pela crise econômica e financeira internacional, enquanto que o movimento observado em 2011 reflete as pressões de preços administrados ocorridas no primeiro trimestre, a escalada dos preços das *commodities* nos mercados internacionais (concentrada no segundo semestre de 2010 e primeiro trimestre de 2011) e pressões de demanda oriundas da expansão do crédito. O afastamento de 2015, por sua vez, se deve aos reajustes significativos de preços administrados promovidos pelo governo ao longo do período (especialmente nas tarifas de energia elétrica) e às pressões persistentes do mercado de câmbio, que se intensificaram a partir do final de 2014. Por fim, o leve descolamento observado entre fins de 2017 e início de 2018 reflete a forte queda do produto ocorrida em 2015 e 2016, a elevação contínua da taxa Sistema Especial de Liquidação de Custódia (Selic) e os efeitos positivos da troca de comando no BCB.³⁶ Em todos os casos, as expectativas de curto prazo foram mais afetadas (o que demonstra que elas são mais sensíveis aos choques) e apontam para uma deterioração da credibilidade maior do que a sugerida pela tendência de longo prazo da taxa de inflação.

Esta impressão é confirmada no gráfico 3, que mostra a trajetória da *shifting inflation endpoint* μ_t (linha cinza) e a compara com a trajetória da expectativa de inflação relativa ao prazo de doze meses (linha dourada), da meta de inflação interpolada com base nas metas válidas para os anos corrente e seguinte (linha preta) e dos limites inferior e superior dessas metas, também interpolados (linhas pontilhadas). Lembramos que a meta e seus limites foram obtidos seguindo procedimento descrito na seção 4.³⁷ Todas as taxas são convertidas para porcentagem a.a.

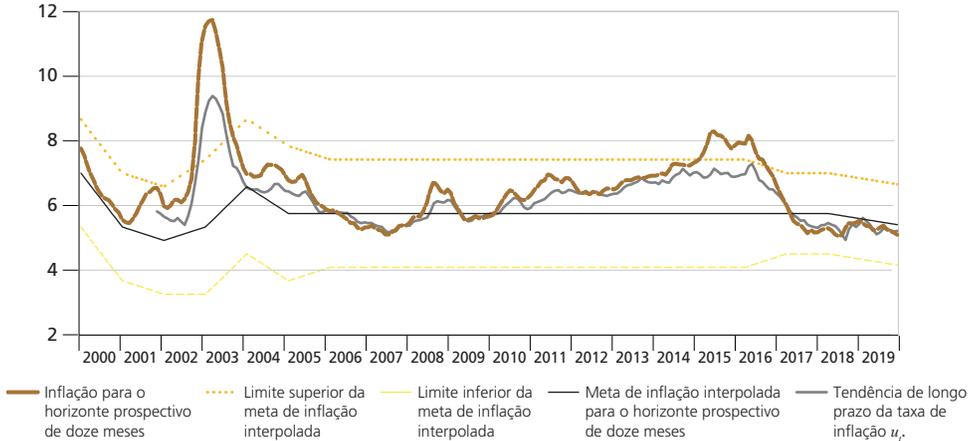
Notamos a presença de quatro movimentos fundamentais: i) a forte deterioração ocorrida ao longo de 2002, que afastou as expectativas da meta e colocou em risco a sua ancoragem; ii) a queda ocorrida a partir do primeiro trimestre de 2003 até meados de 2007 (à princípio acelerada e depois mais paulatina), que reconduziu as expectativas para a meta e ajudou a recuperar a credibilidade do BCB; iii) a formação de uma tendência prolongada de aumento das expectativas de inflação, com as projeções para os próximos doze meses rompendo o limite superior da banda de tolerância no início de 2015; e iv) o novo retorno das expectativas para a meta, com as projeções para os próximos doze meses voltando aos limites definidos pela banda de tolerância em agosto de 2016 e a *shifting inflation endpoint* μ_t ficando abaixo da meta de inflação para os próximos doze meses depois de março de 2017. O gráfico 3 mostra que, apesar das dinâmicas da *shifting inflation endpoint* μ_t e da expectativa de inflação relativa ao prazo de doze meses serem semelhantes, a avaliação sugerida

36. Com efeito, a taxa de crescimento do PIB brasileiro foi de -3,55% em 2015 e de -3,47% em 2016. Por sua vez, a Selic sobe de 7,25% a.a. no início de 2013 para 14,25% a.a. em agosto de 2015.

37. Tomamos como referência para as metas a série no 13521 elaborada pelo BCB, que foi coletada no banco de dados mantido pela referida instituição (disponível em: <<https://bit.ly/31LIDN>>).

por esta última com relação à ancoragem das expectativas e à credibilidade do BCB foi menos favorável.

GRÁFICO 3
Meta de inflação e seus limites versus tendência de longo prazo da taxa de inflação (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t (linha cinza), das expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses (linha dourada), da meta de inflação interpolada com base nas metas válidas para os anos corrente e seguinte (linha preta) e dos limites inferior e superior dessas metas, também interpolados (linhas pontilhadas). Todas as séries são medidas em porcentagem a.a. A amostra utilizada para estimar μ_t começa em novembro de 2001 e termina em setembro de 2019.

6 COMPARAÇÃO COM OUTRAS METODOLOGIAS

O objetivo desta seção é fazer comparações entre os resultados de medidas concretas de credibilidade calculados com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação e em expectativas de curto prazo. Apesar das dinâmicas de μ_t e das expectativas da inflação para os próximos doze meses serem semelhantes, o retrato sugerido pelas últimas é eventualmente mais pessimista do que aquele apontado pela tendência de longo prazo. O “teste de estresse”, ocorrido em fins de 2014/princípios de 2015, é informativo a esse respeito: as expectativas de inflação para os próximos doze meses rompem a barreira superior da banda no início de 2015, sugerindo uma situação bastante desfavorável para a credibilidade do BCB, enquanto que a tendência μ_t se movimenta de forma ascendente, porém não supera esse teto (ver gráfico 3).

As comparações são feitas elegendo alguns índices de credibilidade propostos pela literatura e verificando como eles se comportam quando as expectativas da inflação acumulada nos próximos doze meses são substituídas pela tendência de longo prazo da taxa de inflação. Os “eleitos” são os índices de credibilidade

propostos em Bomfim e Rudebusch (2000), Mendonça e Souza (2007) e Demertzis, Marcellino e Viegi (2012). O primeiro foi escolhido por sua relevância na literatura internacional, o segundo por sua importância na literatura nacional e o terceiro por adotar a mesma ferramenta econométrica, a saber, modelos em espaço de estado.

A medida de credibilidade *forward looking* proposta por Bomfim e Rudebusch (2000) é definida da seguinte forma:

$$\lambda_t = 1 - \alpha \left| \pi_t^e - \pi_t^{**} \right|, \quad (17)$$

em que λ_t é a medida da credibilidade do BC no instante t , π_t^e é a expectativa dos agentes para a inflação futura e π_t^{**} é a meta informada pelo BC à sociedade. Os autores trabalham com $\alpha = 0.67$ nas simulações por eles executadas, valor esse que também adotamos.³⁸ A medida λ_t assume valor máximo de um quando $\pi_t^e = \pi_t^{**}$ e cai à medida que π_t^e se afasta de π_t^{**} . A medida λ_t assume valor zero quando $|\pi_t^e - \pi_t^{**}| = 1.5$ e torna-se negativa quando o valor absoluto da diferença $\pi_t^e - \pi_t^{**}$ supera esse limiar.

O gráfico 4 mostra os resultados no cenário onde é aplicada a medida proposta por Bomfim e Rudebusch (2000) à série de expectativas de inflação para os próximos doze meses (ou seja, esta série é colocada no lugar de π_t^e ; o resultado é representado por uma linha amarela) e à tendência de longo prazo da taxa de inflação (ou seja, $\pi_t^e = \mu_t$; o resultado é representado por uma linha pontilhada). Em ambos os casos π_t^{**} iguala a meta de inflação calculada para os próximos doze meses, que é obtida de acordo com procedimento descrito na seção 3. A linha horizontal na cor preta passando por $\lambda_t = 1$ mostra o nível máximo de credibilidade que o BCB tangencia algumas vezes entre 2004 e 2010 e após 2017.

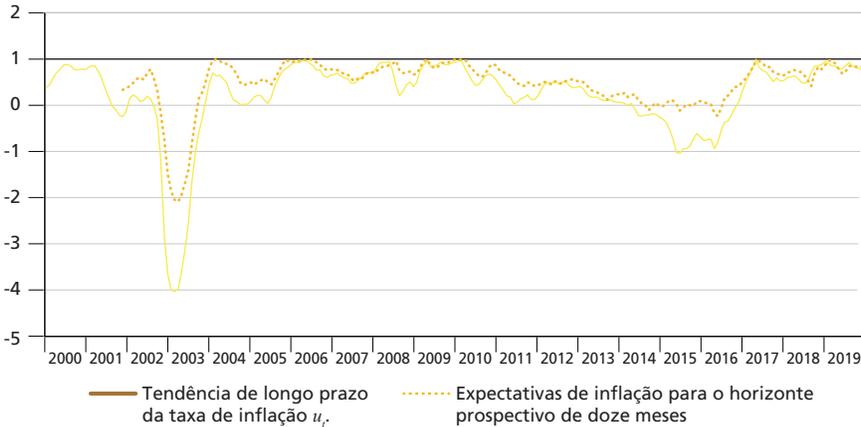
Os resultados mostram que as duas séries refletem os quatro movimentos básicos identificados na seção 5, a saber, forte deterioração em 2002, recuperação da credibilidade de 2003 a 2007, deterioração paulatina da credibilidade de 2008 em diante e nova recuperação a partir de 2016. Os principais eventos econômicos e políticos que geraram essa dinâmica foram discutidos nas seções 4 e 5 (ver a análise dos resultados dos gráficos 1 e 2). Se a impressão geral deixada pelas duas séries é a mesma, o mesmo não vale para outros aspectos da sua dinâmica. É possível verificar que a linha amarela está quase sempre abaixo da linha pontilhada, sendo o afastamento bastante pronunciado no início de 2003 e entre 2015 e 2016.³⁹ Este resultado aponta

38. Acerca dessa escolha, Bomfim e Rudebusch (2000, p. 719) comentam: "In our simulations, we set $\alpha = 0.67$, which translates into a three percentage point range of credibility around the target".

39. Uma forma de demonstrar quantitativamente que as duas séries são diferentes é estimar a regressão $\lambda_{BR,t} = a + b\lambda_{KT,t} + \varepsilon_t$, por *fully modified ordinary least squares* (FMOLS), em que $\lambda_{BR,t}$ é a medida de credibilidade proposta por Bomfim e Rudebusch calculada com base nas expectativas de inflação para os próximos doze meses, e $\lambda_{KT,t}$ é a mesma medida calculada com base em μ_t . Os valores estimados para a e b são -0.60 e 1.62, respectivamente, com estatísticas t iguais a -15.18 e 29.57. O R^2 ajustado da regressão é igual a 0.93. Os valores estimados para a e b sugerem que $\lambda_{BR,t}$ está abaixo de $\lambda_{KT,t}$ e é mais volátil. Essas conclusões se mantêm mesmo que a regressão seja estimada por *ordinary least squares*.

para a ocorrência de choques que afetam bastante as expectativas de inflação para os próximos doze meses, contribuindo para pintar um retrato mais desfavorável da ancoragem das expectativas (e da credibilidade das autoridades monetárias) do que aquele que emana ao utilizarmos a tendência de longo prazo da taxa de inflação.

GRÁFICO 4
Avaliação da credibilidade de acordo com Bomfim e Rudebusch (2000) (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da medida de credibilidade *forward looking* proposta por Bomfim e Rudebusch (2000). A linha amarela aplica a medida de Bomfim e Rudebusch (2000) às expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses, enquanto que a linha pontilhada resulta do cálculo com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t . Define-se a medida *forward looking* λ_t como $\lambda_t = 1 - \alpha |\pi_t^e - \pi_t^{**}|$ em que π_t^e é o termo de expectativas e π_t^{**} é a meta perseguida pelo BC, que no caso é a nossa meta interpolada com base nas metas válidas para os anos corrente e seguinte. Assume-se que $\alpha = 0.67$, valor utilizado por Bomfim e Rudebusch (2000). A linha horizontal preta marca o valor máximo que a credibilidade pode assumir, qual seja, 1.

Assim como a medida de Bomfim e Rudebusch (2000), a medida proposta por Mendonça e Souza (2007) é calculada com base na diferença $\pi_t^e - \pi_t^{**}$. A fórmula exata é:

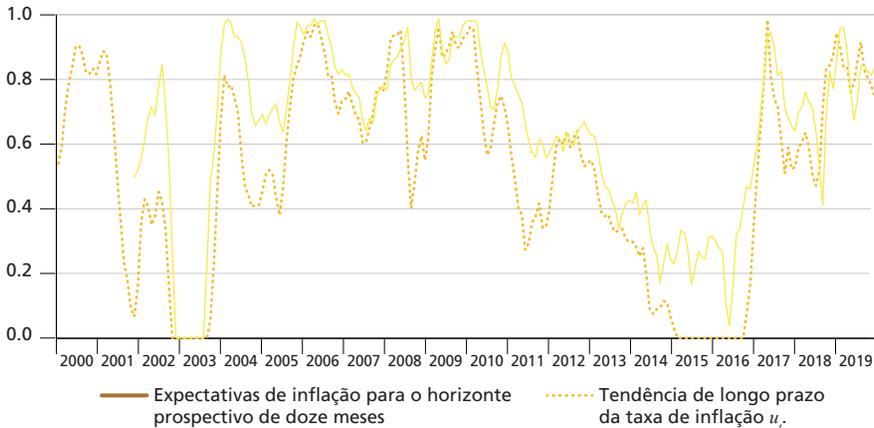
$$\lambda_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \pi_t^e = \pi_t^{**} \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^{\text{sup}} - \pi_t^{**}} \times (\pi_t^e - \pi_t^{**}) & \text{se } \pi_t^{**} < \pi_t^e < \pi_t^{\text{sup}} \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^{**} - \pi_t^{\text{inf}}} \times (\pi_t^{**} - \pi_t^e) & \text{se } \pi_t^{\text{inf}} < \pi_t^e < \pi_t^{**} \\ 0 & \text{se } \pi_t^e \geq \pi_t^{\text{sup}} \text{ ou } \pi_t^e \leq \pi_t^{\text{inf}} \end{cases} \quad (18)$$

De acordo com a equação (18), quando $\pi_t^e - \pi_t^{**}$ o resultado é máximo e igual a um. O resultado é zero quando π_t^e está abaixo (acima) do limite inferior π_t^{inf} (superior π_t^{sup})

da meta e gravita entre zero e um se a expectativa oscila dentro da banda de tolerância (aproximando-se de zero quando a expectativa testa esses limites).

O gráfico 5 mostra os resultados de se avaliar a credibilidade das autoridades monetárias com base na medida proposta por Mendonça e Souza (2007). A primeira avaliação usa as expectativas de inflação para os próximos doze meses, colocando-a no lugar de π_t^e (o resultado é representado pela linha pontilhada). Por sua vez, aplicamos na segunda avaliação a tendência de longo prazo da taxa de inflação, ou seja, fazemos $\pi_t^e = \mu_t$ (o resultado representado por uma linha amarela). De novo as duas séries refletem os quatro movimentos básicos discutidos na seção 5, além de confirmarem a impressão de que as expectativas de inflação de doze meses geram resultados mais pessimistas.⁴⁰

GRÁFICO 5
Avaliação da credibilidade de acordo com Mendonça e Souza (2007) (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da medida de credibilidade proposta por Mendonça e Souza (2007). A linha pontilhada resulta da aplicação da medida às expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses, conforme proposta original. A linha amarela resulta do cálculo com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t .

Agora, serão comparados os resultados alcançados pelo modelo de Kozicki e Tinsley (2012) com aqueles oriundos de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012), que propõem aplicar um *time-varying parameter vector autoregressive model* (TVP-VAR) a dados de inflação e suas expectativas para prazos mais longos. Nesse caso, são comparadas duas maneiras distintas de se estimar a percepção dos agentes para a meta de inflação

40. Uma forma de demonstrar quantitativamente que as duas séries são diferentes é estimar a regressão $\lambda_{MS,t} = a + b\lambda_{KT,t} + \varepsilon_t$, por FMOLS, em que $\lambda_{MS,t}$ é a medida de credibilidade proposta por Mendonça e Souza (2007) calculada com base nas expectativas de inflação para os próximos doze meses e $\lambda_{KT,t}$ é a mesma medida calculada com base em μ_t . Os valores estimados para a e b são -0.21 e 1.11, respectivamente, com estatísticas t iguais a -4.73 e 17.63. O R^2 ajustado da regressão é igual a 0.82. Os valores estimados para a e b sugerem que $\lambda_{MS,t}$ está abaixo de $\lambda_{KT,t}$ e é mais volátil. Essas conclusões se mantêm mesmo que a regressão seja estimada por *ordinary least squares*.

perseguida pelo BC. A metodologia de Demertzis, Marcellino e Vieg (2012) também gera uma medida da credibilidade do BC, desta vez ligada à percepção do quanto as metas influenciam o processo de formação das expectativas de longo prazo. As duas metodologias – Kozicki e Tinsley (2012), por um lado, e Demertzis, Marcellino e Vieg (2012), por outro – fazem uso de modelos em espaço de estado estimados por meio do filtro de Kalman.

Demertzis, Marcellino e Vieg (2012) propõem o seguinte modelo para caracterizar a dinâmica conjunta da inflação mensal e das suas expectativas de longo prazo:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_t^e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11t} & b_{12t} \\ b_{21t} & b_{22t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-1}^e \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}. \quad (19)$$

Em que π_t é a inflação medida pelo IPCA e π_t^e é a expectativa dos agentes para a inflação média observada nos 48 meses seguintes. Ambas as variáveis são medidas em porcentagem ao mês. Os coeficientes do VAR (a_{1t} , a_{2t} , b_{11t} , b_{12t} , b_{21t} e b_{22t}) variam no tempo e seguem passeios aleatórios, cujos choques são descorrelatados entre si e com os choques e_{1t} e e_{2t} . Todos os choques são homocedásticos e desprovidos de autocorrelação serial. A estimativa para a meta de inflação implícita é função dos coeficientes do TVP-VAR e da medida de credibilidade λ_t :

$$\pi_t^{**} = \frac{a_{2t}}{(1-b_{22t})\lambda_t}. \quad (20)$$

A medida de credibilidade λ_t , por sua vez, também depende dos coeficientes do TVP-VAR:

$$\lambda_t = 1 - \frac{b_{21t}}{1-b_{22t}}. \quad (21)$$

Os resultados das equações (20) e (21) emanam da equação (19) (comportamento de equilíbrio) e da seguinte equação de formação de expectativas:

$$\pi_t^e = \lambda_t \pi_t^{**} + (1-\lambda_t) \pi_{t-1}, \quad (22)$$

em que π_t^{**} é a meta de inflação que os agentes acham que o BC persegue. A harmonização dos resultados de equilíbrio com a equação acima fornece as equações (20) e (21). Como a credibilidade do BC depende da capacidade da meta π_t^{**} atrair as expectativas de longo prazo da taxa de inflação, segue que esta aumenta com λ_t .

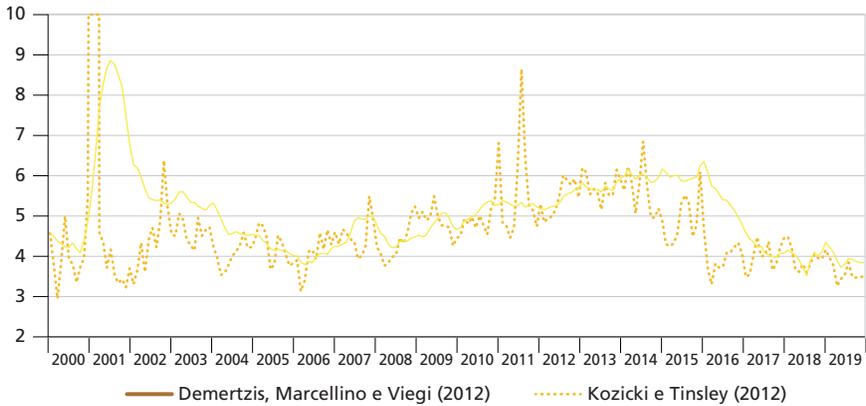
A aplicação de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) para dados brasileiros não é pioneira. O trabalho de Fernandes (2013) já havia tentado essa implementação, porém a autora utilizou expectativas para o prazo de doze meses (o que é problemático) e a *break-even inflation rate* de sessenta meses como *proxy* para as expectativas de inflação para o mesmo prazo. Contudo, essa *proxy* é inadequada, pois resulta da soma das expectativas com o prêmio de risco inflacionário, que funciona como um erro de medida. Na hipótese de o prêmio ser crescente com as expectativas (o que é provável), quebra-se a condição de exogeneidade do regressor π_{t-1}^e , que é essencial na estimação do modelo em espaço de estados. Assim, consideramos que a utilização das expectativas de inflação de 48 meses no arcabouço de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) é um avanço em aplicações para o Brasil.

O gráfico 6 mostra o resultado da extração da trajetória de π_t^{**} aplicando-se a metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada), e a compara com o *shifting inflation endpoint* estimado com base em Kozicki e Tinsley (2012) (linha amarela). A escala da esquerda foi truncada em 10% a.a. para preservar a qualidade da comparação visual, prejudicada pela presença de *outliers* em 2002. Com efeito, a percepção da meta de inflação estimada com base na metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) supera 30% a.a. em outubro de 2002. É possível constatar que as duas séries têm dinâmica semelhante, apesar de geradas por técnicas distintas. Deve-se, porém, reconhecer o caráter mais ruidoso da série obtida com base no TVP-VAR.

Finalmente, o gráfico 7 mostra o resultado da medida de credibilidade λ_t obtida com base na metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada), assim como uma versão suavizada obtida por meio do filtro HP (linha amarela). A série correspondente à tendência atinge o seu valor mínimo em novembro de 2002 e recupera-se até meados de 2006. Ela volta a cair, atinge um mínimo local em fins de 2008 e a partir daí se recupera paulatinamente, atingindo um máximo global no final da amostra considerada.

GRÁFICO 6

Comparando as medidas de percepção da meta de inflação oriundas das metodologias de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) e de Kozicki e Tinsley (2012) (2000-2019)



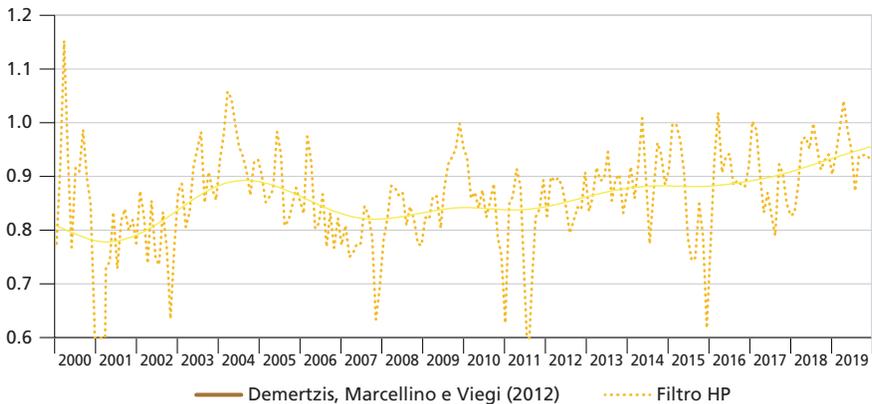
Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias das percepções das metas de inflação estimadas com base em Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada) e Kozicki e Tinsley (2012) (linha amarela). Há *outliers* importantes no final de 2002 (pois a linha pontilhada alcança valores maiores do que 30%), o que nos levou a truncar a escala da esquerda em 10% a.a. para preservar a qualidade da comparação visual. As duas séries foram obtidas com base em uma amostra que começa em novembro de 2001 e termina em setembro de 2019. As taxas são expressas em porcentagem a.a.

Nota-se que a trajetória suavizada de λ_t é compatível com resultados anteriores, a saber, que a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras foi afetada pela crise de confiança de 2002 e pela crise econômica e financeira mundial de 2008. No entanto, não há como compará-la diretamente com as medidas de credibilidade propostas por Bomfim e Rudebusch (2000) e Mendonça e Souza (2007). Com efeito, a metodologia proposta por Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) acompanha o comportamento da credibilidade em duas dimensões: i) a diferença entre as percepções do mercado acerca da meta perseguida pelo BC e a meta que foi divulgada para a sociedade; e ii) a capacidade da meta percebida pelos agentes servir de referência na formação das expectativas de longo prazo. A metodologia de Kozicki e Tinsley (2012) foca na estimação das percepções do mercado para a meta perseguida pelo BC, que é então comparada com a meta divulgada. As medidas de credibilidade propostas por Bomfim e Rudebusch (2000) e Mendonça e Souza (2007), por sua vez, são obtidas com base na distância entre as expectativas para o prazo de doze meses e a meta tornada pública. Todos esses autores abordam a primeira dimensão do fenômeno, mas não trabalham o segundo.

Cabe ressaltar que há um terceiro aspecto da credibilidade que é pouco explorado na literatura, qual seja, a incerteza com relação à capacidade do BC atingir a meta estabelecida. Com efeito, um BC que cumpre a meta à risca a todo período não pode ser avaliado da mesma forma que um outro que só é capaz de cumprir a meta na média, porém admitindo desvios consideráveis de tempos em tempos. Até onde vai o nosso conhecimento a literatura não fornece uma metodologia que leve em conta esses três aspectos da credibilidade simultaneamente.

GRÁFICO 7
Índice de credibilidade proposto por Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetória da medida de credibilidade proposta por Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada) e da sua tendência calculada por meio de um filtro HP (linha amarela). A escala da esquerda foi truncada para permitir uma melhor apreciação visual, prejudicada pela presença de *outliers* em 2002. A amostra utilizada na estimação do TVP-VAR começa em novembro de 2001 e termina em julho de 2017. Os resultados foram obtidos com base nas expectativas de inflação para os próximos 48 meses.

Em suma, as medidas de credibilidade calculadas com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação, bem como aquelas obtidas a partir das expectativas para o prazo de doze meses à frente, mostram um retrato compatível com os quatro movimentos básicos identificados na seção 5, a saber, forte deterioração em 2002, recuperação da credibilidade de 2003 a 2007, deterioração paulatina da credibilidade de 2008 em diante e nova recuperação a partir de 2016. Os principais eventos econômicos e políticos que geraram essa dinâmica foram discutidos nas seções 4 e 5, com destaque para a crise de confiança ocorrida em 2002, o respeito aos fundamentos macroeconômicos (que perdurou até a crise global de 2008-2009), os distúrbios provocados pela crise do *Subprime*, a mudança de comando no BCB (ocorrida em 2016) e a crise econômica que atingiu a economia brasileira em 2015 e 2016. No entanto, a avaliação da ancoragem das expectativas e da credibilidade das autoridades monetárias tende a ser mais desfavorável quando utilizamos expectativas curtas, dado que elas também refletem a reação natural aos choques e às medidas de compensação adotadas.

7 CONCLUSÕES

Neste trabalho, utilizamos a dinâmica observada da taxa de inflação e da estrutura a termo das expectativas de inflação futura (que contêm expectativas para os horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses, todas derivadas das projeções de evento fixo coletadas pelo BCB) para estimar a trajetória da tendência de longo prazo da taxa de inflação. Esta tendência reflete a percepção do mercado acerca da meta efetivamente perseguida pelo BCB, sendo estimada seguindo metodologia proposta em Kozicki e Tinsley (2012). Segundo esta técnica, a tendência é tratada como uma variável latente em um modelo em espaço de estado e estimada usando o filtro de Kalman. Comparando os valores assumidos pela *shifting inflation endpoint* com a meta de inflação perseguida pelo BCB é possível analisar a ancoragem das expectativas de longo prazo e avaliar a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras.

Este artigo preenche lacunas importantes da literatura brasileira sobre o tema. Com efeito, a maior parte dos trabalhos aplicados ao Brasil utiliza as expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses a fim de avaliar a credibilidade do BCB. No entanto, a tendência internacional é utilizar expectativas de longo prazo, pois as projeções de curto prazo podem se afastar das metas (por força dos choques e das medidas de compensação porventura adotadas) sem que isso gere piora da ancoragem das expectativas ou perda de credibilidade. Outro ponto importante é a utilização direta das expectativas de inflação para os próximos doze meses no cálculo de medidas específicas de credibilidade. Isto não é recomendável, porque as projeções informadas em pesquisas não coincidem necessariamente com as crenças verdadeiras dos agentes. As duas dificuldades são enfrentadas estimando uma versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley (2012) e utilizando a trajetória da tendência de longo prazo da taxa de inflação na análise da ancoragem das expectativas e da credibilidade do BCB.

A tendência de longo prazo da taxa de inflação é utilizada para calcular as medidas específicas de credibilidade propostas por Bomfim e Rudebusch (2000) e Mendonça e Souza (2007), sendo os resultados comparados com aqueles provenientes da utilização das expectativas de inflação para os próximos doze meses. Ambos os exercícios apontam para movimentos acentuados da credibilidade entre novembro de 2001 e setembro de 2019, com uma deterioração contínua observada desde meados de 2007 e uma recuperação iniciada em 2016. No entanto, os resultados mostram que a utilização de expectativas curtas tende a superestimar o grau de desancoragem das expectativas e as alterações da credibilidade. Por fim, a *shifting inflation endpoint* estimada à la Kozicki e Tinsley (2012) e a percepção da meta de inflação obtida com base na metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegli (2012) seguem trajetórias semelhantes, sendo a segunda mais volátil.

As implicações de política econômica oriundas dos nossos resultados podem ser divididas em “operacionais” e “normativas”. Em termos operacionais, fortalece-se a percepção de que é arriscado utilizar as projeções de inflação para os próximos doze meses ao analisar a ancoragem das expectativas e o comportamento da credibilidade. Com efeito, o BCB fornece dados diários de expectativas de inflação para horizontes prospectivos curtos, médios e longos, de modo que a utilização de expectativas longas é perfeitamente viável. Conforme visto na seção 5, uma opção “barata” é derivar a estrutura a termo das expectativas de inflação futura (com base na metodologia de Dovern, Fritsche e Slacalek, 2012) e utilizar a expectativa de inflação para o horizonte de 48 meses como *proxy* da percepção dos agentes acerca da meta de inflação efetivamente perseguida pelo BCB.

No campo da economia normativa, os resultados são compatíveis com a noção de que desprezar as boas práticas de gestão macroeconômica (ou a mera suspeita de que isso possa ocorrer) afeta negativamente o desempenho da economia, em particular o processo de formação das expectativas de inflação. Com efeito, a violação recorrente das metas pode desancorar as expectativas, visto que os agentes deixam de usá-las como referência para definir as suas projeções de inflação. Por fim, a troca de comando no BCB, ocorrida em 2016 (e o seu impacto na estrutura a termo das expectativas de inflação), pode ser interpretada à luz do trabalho de Rogoff (1985), que defende a nomeação de um banqueiro central conservador (ou seja, cujo peso atribuído à estabilização do produto na função de bem-estar social é menor do que aquele atribuído pela sociedade em geral) para sinalizar o comprometimento das autoridades monetárias com o objetivo de inflação baixa e estável.

Sugerimos para pesquisa futura o estudo de outras maneiras de medir credibilidade, que incorporem simultaneamente os três aspectos do fenômeno: i) alinhamento entre expectativas de longo prazo e metas divulgadas; ii) poder de atração das metas percebidas pelos agentes; e iii) incerteza nos resultados atingidos pelo BC em termos de respeito às metas estabelecidas.

REFERÊNCIAS

- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. **Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy**. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, p. 101-121, 1983.
- BLANCHARD, O. J. The Lucas critique and the volcker deflation. **American Economic Review**, v. 74, n. 2, p. 211-15, 1984.
- BLINDER, A. S. Central Bank credibility: why do we care? How do we build it? **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1.421-1.431, 2000.

BOMFIM, A.; RUDEBUSCH, G. Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility. **Journal of Money Credit and Banking**, v. 32, p. 707-721, 2000.

BORDO, M. D.; SIKLOS, P. L. **Central Bank credibility: an historical and quantitative exploration**. Cambridge, US: NBER, 2015. (NBER Working Paper Series, n. 20824).

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central Bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 82, p. 47-59, 2002.

CLARIDA, R.; WALDMAN, D. **Is bad news about inflation good news for the exchange rate?** Cambridge, US: NBER, 2007. (NBER Working Paper Series, n. 13010).

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. **Econometrica**, v. 54, n. 5, p. 1.099-1.128, 1986.

DEMERTZIS, M.; MARCELLINO, M.; VIEGI, N. A credibility proxy: tracking US monetary developments. **The B.E. Journal of Macroeconomics Topics**, v. 12, n. 1, 2012.

DE POOTER, M. *et al.* Are long-term inflation expectations well anchored in Brazil, Chile, and Mexico? **International Journal of Central Banking**, v. 10, n. 2, p. 337-400, 2014.

DOVERN, J.; FRITSCHKE U.; SLACALEK, J. Disagreement among forecasters in G7 countries. **The Review of Economics and Statistics**, v. 94, n. 4, p. 1.081-1.096, 2012.

FERNANDES, C. M. **The credibility of monetary policy in Brazil: an econometric time series analysis approach**. Amsterdam: Msc in Economics, Monetary Policy & Banking, 2013.

GUILLÉN, D.; GARCIA, M. G. P. Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 2, p. 197-223, 2014.

GÜRKAYNAK, R. S.; LEVIN, A. T.; SWANSON, E. T. Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? Evidence from long-term bond yields in the U.S., U.K., and Sweden. **Journal of the European Economic Association**, v. 8, n. 6, p. 1.208-1.242, 2010.

HARDOUVELIS, A.; BARNHART, W. The evolution of federal reserve credibility: 1978-1984. **The Review of Economics and Statistics**, v. 71, n. 3, p. 385-393, 1989.

JOHNSON, D. R. The credibility of monetary policy: international evidence based on surveys of expected inflation price stability. *In*: MACKLEM, T. (Ed.). **Price stability, inflation targets and monetary policy**. Montreal: Bank of Canada, 1998. p. 361-395.

_____. The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: evidence from an 11 Country Panel. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 1.521-1.138, 2002.

KOZICKI, S.; TINSLEY, P. A. **Survey-based estimates of the term structure of expected U.S. inflation**. Montreal: Bank of Canada, 2006. (Working Paper, n. 2006-46).

_____. Effective use of survey information in estimating the evolution of expected inflation. **Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing**, v. 44, n. 1, p. 145-169, 2012.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 85, n. 3, p. 473-91, 1977.

LAXTON, D.; N'DIAYE, P. **Monetary policy credibility and the unemployment inflation trade-off: some evidence from 17 industrialized economies**. Washington: IMF, 2002. (IMF Working Paper).

LOWENKRON, A.; GARCIA, M. G. P. **Monetary policy credibility and inflation risk premium: a model with application to Brazilian data**. Rio de Janeiro: Department of Economics/PUC-Rio, 2007. (Texto para Discussão, n. 543).

LUCAS, R. Some international evidence on output-inflation trade-offs. **The American Economic Review**, v. 63, n. 3, p. 26-334, 1973.

ŁYZIAK, T.; PALOVIITA, M. Anchoring of inflation expectations in the Euro Area: recent evidence based on survey data. **European Journal of Political Economy**, Elsevier, v. 46, p. 52-73, 2017.

MARISCAL, I. B.; WONG, W.; HOWELLS, P. **Measuring the policymaker's credibility: the Bank of England in 'nice' and 'not-so-nice' times**. Bristol: University of the West of England, 2011. (Working Papers).

MARISCAL, R.; POWELL, A.; TAVELLA, P. **On the credibility of inflation targeting regimes in Latin America**. Washington: Inter-American Development Bank, 2014. (IDB Working Paper Series, n. IDB-WP-504).

MENDONÇA, H. F. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 3, p. 344-350, 2004.

MENDONÇA, H.; SOUZA, G. J. G. Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 2, p. 247-282, 2007.

_____. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, p. 1.228-1.238, 2009.

MOREIRA, R. R. Measuring the structural credibility of monetary policy by expected inflation determinants: a Kalman Filter approach for Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 36, n. 2, p. 287-309, 2016.

NAHON, B.; MEURER, R. A relação entre a credibilidade do Banco Central e a inflação no Brasil do regime de metas inflacionárias. *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 34., 2005, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. Anais... Porto Alegre: Anpec, 2005. Disponível em: <<https://bit.ly/39MRGhK>>.

_____. Measuring Brazilian Central Bank credibility under inflation targeting. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 27, p. 72-81, 2009.

NOGUEIRA, R. P. Testing credibility with time-varying coefficients. **Applied Economics Letters**, v. 16, n. 18, p. 1.813-1.817, 2009.

OLIVEIRA, A. F.; ISSLER, J. V. **Central bank credibility and inflation expectations: a microfounded forecasting approach**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2018. Mimeografado. (Prêmio Banco Central de Economia e Finanças – 3º lugar).

PERRY, G. What have we learned from disinflation? **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2, p. 587-602, 1983.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to a monetary target. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, p. 1.169-1.190, 1985.

SOUSA, R.; YETMAN, J. **Inflation expectations and monetary policy**. Basileia: Bank of International Settlements, 2016. (Working Papers, n. 89).

SVENSSON, L. E. O. **The simplest test of inflation target credibility**. Washington: NBER, 1993. (Working Paper Series, n. 4604).

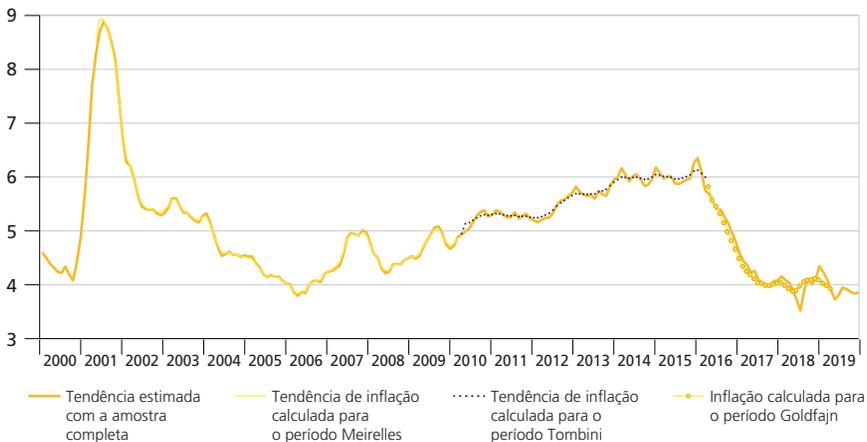
TELES, V. K.; NEMOTO, J. O regime de metas de inflação do Brasil é crível? **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 3, p. 483-505, 2005.

APÊNDICE A

TESTE DE ROBUSTEZ

O gráfico A.1 mostra a trajetória suavizada de μ_t obtida após estimar o modelo com a amostra completa (novembro de 2001 a setembro de 2019; resultado representado por uma linha dourada) e com três subamostras: a primeira corresponde a Henrique Meirelles na presidência do BCB (janeiro de 2003 a dezembro de 2010; resultado representado por uma linha amarela), a segunda corresponde à administração Alexandre Tombini (janeiro de 2011 a maio de 2016; resultado representado por uma linha preta) e a terceira correspondente ao período Ilan Goldfajn (junho de 2016 a fevereiro de 2019; resultado representado por uma linha preta). O fato de as quatro linhas estarem muito próximas entre si comprova que os resultados são robustos à utilização de subamostras.

GRÁFICO A.1
Comparação em subamostras (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: O gráfico compara as tendências de inflação de longo prazo estimadas com a amostra completa e em subamostras. A linha dourada representa a tendência estimada com a amostra completa. A linha amarela é a tendência de inflação calculada para o período Meirelles (janeiro de 2003 a dezembro de 2010). A linha preta é a tendência de inflação calculada para o período Tombini (janeiro de 2011 a maio de 2016). A linha amarela pontilhada por pequenos círculos representa a tendência de inflação calculada para o período Goldfajn (junho de 2016 a fevereiro de 2019). Em todos os casos as taxas são medidas em porcentagem a.a.

Originais submetidos em: set. 2017.

Última versão recebida em: dez. 2019.

Aprovada em: dez. 2019.

