

Queda e Ascensão da Inflação no Brasil: uma análise comparativa entre as gestões de Meirelles e de Tombini

Frederico Nascimento Dutra*

Resumo

Este trabalho utiliza um modelo TVP-VAR para analisar as mudanças ocorridas na inflação entre os períodos em que Henrique Meirelles e Alexandre Tombini ocuparam a presidência do Banco Central. As evidências apontadas por este modelo indicaram um aumento da persistência do hiato da inflação no período de Tombini, em comparação com o de Meirelles. Houve indícios, também, de aumento da tendência e da volatilidade da inflação na gestão de Tombini. Para investigar as causas relacionadas a estas mudanças na dinâmica inflacionária, estimou-se um mesmo modelo DSGE para cada uma das gestões. As análises derivadas deste modelo se mostraram em linha com as do TVP-VAR, tal que apresentaram, também, aumento da persistência do hiato, bem como da volatilidade e da tendência da inflação. A partir de uma análise contrafactual conduzida com o modelo DSGE, verificou-se que a política monetária na gestão de Tombini se mostrou como o fator preponderante para explicar o aumento da volatilidade e da persistência do hiato da inflação.

Palavras-chaves: persistência do hiato da inflação, Meirelles, Tombini, TVP-VAR, DSGE.

Abstract

This paper uses a TVP-VAR model to analyze the changes in inflation between the chairmanships of Meirelles and Tombini. The evidence pointed out by this model indicated an increase in the inflation-gap persistence in the period of Tombini, in comparison with the one of Meirelles. There was also evidence of an increase in the trend and volatility of inflation in Tombini's management. In order to investigate the causes related to these changes in inflation dynamics, we estimated the same DSGE model for each of the managements. The analyzes derived from this model were in line with those of TVP-VAR, which also showed an increase in the inflation-gap persistence, as well as the volatility and inflation trend. From a counterfactual analysis conducted with the DSGE model, it was verified that the monetary policy in Tombini's management proved to be the predominant factor to explain the increase in volatility and the inflation-gap persistence.

Keywords: inflation-gap persistence, Meirelles, Tombini, TVP-VAR, DSGE.

Classificação JEL: E12; E31; E52; E58.

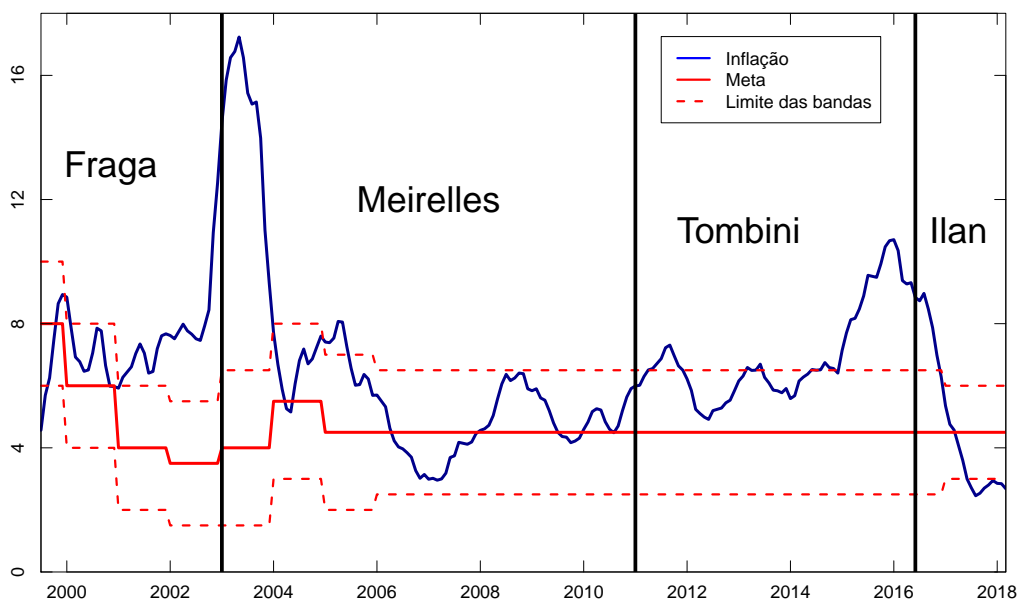
Área 6: Macroeconomia.

*Mestrando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). E-mail: fredndutra@gmail.com.

1 Introdução

A implementação do Sistema de Metas de Inflação (SMI), no Brasil, impôs grandes desafios ao Banco Central (BC), no tocante à forma de condução da política monetária a ser delineada, com o intuito de se realizar o cumprimento das metas definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN)¹. Com Armínio Fraga ocupando o cargo de presidente do BC nos primeiros anos do SMI – de 1999 a 2002 – observou-se contínuas mudanças na meta fixada pelo CMN, fato este que não impediu que a inflação terminasse acima da meta nos anos de 2001 e 2002², como apresentado na figura 1. Após este período inicial turbulento para a política monetária, verificou-se uma mudança no cenário econômico nos anos subsequentes. De 2004 a 2014, houve o cumprimento das metas do CMN, assim como uma maior estabilidade na definição destas³. A observância de resultados compatíveis com o objetivo de controle da taxa de inflação, todavia, não foram constatados em 2015, quando houve – depois de mais de uma década – um novo descumprimento da meta. Neste período, marcado pela queda e ascensão da inflação brasileira, dois economistas estiveram à frente do BC: Henrique de Campos Meirelles e Alexandre Antônio Tombini.

Figura 1: Inflação efetiva e meta de inflação no período de julho de 1999 a março de 2018.



Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Notas: Inflação efetiva calculada a partir da taxa acumulada de 12 meses do IPCA. A linha vermelha cheia representa a meta de inflação definida pelo CMN, enquanto que as linhas pontilhadas representam as bandas inferior e superior da meta.

Meirelles assumiu a presidência do BC em janeiro de 2003, permanecendo no cargo até dezembro de 2010. Logo no primeiro ano de seu mandato ele enfrentou o desafio de trazer a inflação de volta à meta fixada pelo

¹A Resolução Nº 2.615, de 30 de junho de 1999, do BC do Brasil, definiu o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) como o índice de preços relacionado às metas para a inflação.

²O parágrafo único do artigo 4º do Decreto Nº 3.088 de 21 de junho de 1999 estabelece que, no caso de não cumprimento da meta de inflação fixada pelo CMN, o presidente do BC terá que divulgar uma carta aberta ao Ministro da Fazenda, explicando as razões para o descumprimento da meta, bem como as devidas providências para assegurar o retorno da inflação aos limites estabelecidos.

³Tanto a meta quanto a banda permaneceram as mesmas de 2006 a 2016, apresentando os valores de 4,5% e 2%, respectivamente.

CMN. Entretanto, apesar da inflação de 2003 ter sido menor do que a de 2002, ela terminou o ano acima da meta. Já o período posterior, de 2004 a 2010, foi caracterizado pelo cumprimento da meta de inflação em todos os anos. Tal como enfatizado por Mendonça (2007), o sucesso do BC em conseguir cumprir a meta, de forma consecutiva e por um período longo, promove uma melhora em sua reputação. Isto, por sua vez, faz com que os agentes acreditem na capacidade da autoridade monetária de controlar a inflação, o que implica em ganhos de credibilidade, ao se conseguir ancorar as expectativas.

O sucessor de Meirelles no BC foi Alexandre Tombini, que assumiu o cargo de presidente da instituição em janeiro de 2011. Já em 2011, contudo, houve dificuldades de se cumprir a meta, com a inflação terminando o ano exatamente no limite superior da banda, de 6,5%. Nos três anos seguintes, a inflação continuou alta, tal que, para os anos de 2012, 2013 e 2014, a inflação ficou em 5,8%, 5,9% e 6,4%, respectivamente. Em 2015, após mais de uma década de sucesso no cumprimento da meta, a inflação acabou ficando fora do intervalo de tolerância. Neste ano, a inflação ficou em 10,7%, bem acima dos 6,5%, fixado como o teto da meta. O mandato de Tombini acabou no começo de junho de 2016, quando foi substituído por Ilan Goldfajn.

Dada esta análise descritiva da inflação brasileira, uma pergunta importante relacionada à política monetária deste período é: “*por que houve queda da inflação na gestão de Meirelles e aumento na de Tombini?*”. Para responder a esta questão é imprescindível que se identifiquem os fatores preponderantes que ditam a evolução da dinâmica inflacionária. Segundo Dossche e Everaert (2005), a inflação é, no longo prazo, um fenômeno puramente determinado pela política monetária sendo que, no curto prazo, diversos fatores - tais como choques macroeconômicos, variações no nível de atividade, choques de custos, dentre outros - fazem a inflação efetiva se afastar da meta perseguida pela autoridade monetária. Esta diferença entre a inflação efetiva e a meta almejada pelo BC é o hiato da inflação. Isto posto, pode-se avaliar o tempo que demora para os efeitos de um choque na inflação se dissiparem a partir da mensuração da persistência do hiato da inflação, possibilitando, desta forma, que se faça uma análise a respeito da velocidade e da eficácia com a qual o BC traz a inflação de volta à meta desejada.

Com o objetivo de analisar as causas desta queda na inflação durante a gestão de Meirelles (2003-2010), e posterior aumento dela na gestão de Tombini (2011-2016), foi estimado um modelo de vetores autorregressivos com parâmetros variantes no tempo e com volatilidade estocástica (TVP-VAR), a partir de uma abordagem Bayesiana. Foram incluídas três variáveis no TVP-VAR: inflação, taxa de juros e produto interno bruto (PIB). Tal como em Cogley, Primiceri e Sargent (2010), utilizou-se o TVP-VAR estimado para calcular a tendência, a volatilidade e o grau de persistência do hiato da inflação.

Após a análise das propriedades latentes da inflação, obtidas a partir do modelo TVP-VAR, estimou-se um modelo *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE) Novo Keynesiano, com o objetivo de explorar as causas das mudanças na dinâmica inflacionária entre os mandatos de Meirelles e de Tombini. Desta forma, a partir de exercícios contrafactuais entre as duas gestões, pretendeu-se obter um entendimento se estas mudanças foram causadas por fatores relacionados à condução da política monetária de cada período ou se elas se deveram a fatores alheios à política econômica seguida pelo BC – alterações na persistência e/ou variância dos choques de custos, por exemplo.

O presente estudo está dividido em seis sessões, incluindo esta introdução. Na seção 2 é apresentada a revisão da literatura. A seção 3 descreve a especificação do modelo TVP-VAR utilizado neste estudo. Na seção 4 são apresentados os resultados das estimativas para a tendência e volatilidade da inflação, bem como para a persistência do hiato da inflação, obtidas através do TVP-VAR. Na seção 5 é apresentada a estrutura e estimação do modelo DSGE, assim como os resultados de um exercício contrafactual entre as gestões de Meirelles e de Tombini. Na seção 6 são apresentadas as conclusões do trabalho.

2 Revisão da Literatura

Apesar da diminuição da taxa de inflação após a implementação do Plano Real em 1994, não se pode dizer o mesmo para a persistência da inflação. De acordo com o BCB (2008), este fato pode estar associado a dois fatores: (i) a possibilidade de a memória inflacionária ainda ser persistente, já que há altas taxas de inflação no Brasil há décadas; (ii) alto grau de indexação dos contratos, tanto para os bens e serviços administrados por contrato e monitorados quanto para os de preços livres, devido a cláusulas contratuais de reajuste. Estas são, portanto, possíveis causas para explicar o porquê de o Brasil, entre 1999 e 2017, não ter cumprido as metas estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) em 5 dos apenas 19 anos de vigência do SMI⁴: 2001, 2002, 2003, 2015 e 2017.

As estimativas da persistência do hiato da inflação são obtidas, normalmente, a partir de modelos TVP-VAR, tais como em Cogley e Sargent (2001), Cogley e Sargent (2005) e Cogley, Primiceri e Sargent (2010). Em estudos deste tipo, utilizam-se diversas formas para o cômputo do grau de persistência: variância do erro de previsão, análise das maiores raízes do polinômio característico do modelo, espectro normalizado da inflação, dentre outros.

A distinção entre persistência da inflação e do hiato da inflação é enfatizada por Cogley, Primiceri e Sargent (2010). Segundo estes autores, a mensuração da persistência do hiato é mais importante se o foco do estudo é entender a velocidade e a eficácia do BC em manter a inflação efetiva perto de sua meta almejada. Já a persistência da inflação é um tema mais relevante em trabalhos que buscam analisar o apreçamento de ativos nominais de longo prazo.

Há uma lacuna na literatura brasileira quanto aos estudos voltados à mensuração da persistência do hiato da inflação, ainda mais com o intuito de explicar a queda e a ascensão da inflação no período de vigência do SMI, entre as gestões de Meirelles e de Tombini. Dos poucos estudos que procuram estimar a persistência, para o caso brasileiro, nenhum deles foca no hiato, e sim na inflação efetiva. Nestes trabalhos, tais como os de Machado e Portugal (2014), Roache (2014) e Gaglianone, Guillén e Figueiredo (2015), as evidências apontam, em geral, para um declínio da persistência no período de vigência do SMI, sendo que este padrão desaparece quando séries para expectativas são incluídas na análise. Isto posto, há uma grande limitação na interpretação dos resultados destes estudos, uma vez que não se consegue distinguir se a persistência da inflação decorre de choques exógenos ou se são resultantes de mudanças na política econômica da autoridade monetária (alterações na meta de longo prazo do BC para a inflação).

3 Modelo TVP-VAR

Apresenta-se, nesta seção, o modelo TVP-VAR utilizado neste trabalho. Tendo como base o estudo de Primiceri (2005), o modelo é caracterizado por permitir que tanto os coeficientes quanto a matriz de covariância da equação de medida variem no tempo. O TVP-VAR é estimado com métodos Bayesianos, sendo utilizadas três variáveis: inflação, taxa de juros e PIB.

3.1 O Modelo

O TVP-VAR é um modelo multivariado que permite analisar a evolução da dinâmica conjunta de séries temporais, sendo que tanto os coeficientes autorregressivos quanto as matrizes de covariância podem variar no tempo. As mudanças nos coeficientes se justificam pois, deste modo, se pode analisar a ocorrência de possíveis

⁴O parágrafo único do artigo 4º do Decreto Nº 3.088 de 21 de junho de 1999 estabelece que, no caso de não cumprimento da meta de inflação fixada pelo CMN, o presidente do BC terá que divulgar uma carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda, explicando as razões para o descumprimento da meta.

relações não-lineares entre as séries, bem como variações na estrutura de defasagem do modelo ao longo do tempo. Já a volatilidade estocástica multivariada, estimada a partir das matrizes de covariância, permite explorar efeitos heterocedásticos dos choques, bem como não-linearidades nas relações contemporâneas entre as variáveis. Estruturando-se o modelo desta forma, torna-se possível distinguir se a variação da estrutura linear, no tempo, decorre de mudanças na magnitude dos choques ou se ela é derivada de mecanismos de propagação. O TVP-VAR, portanto, é um modelo adequado para se fazer inferências a respeito de variações nas propriedades latentes da inflação – tendência, volatilidade e previsibilidade do hiato.

O modelo TVP-VAR pode ser representado na forma de espaço de estados, tal que, define-se a equação de medida como:

$$y_t = B_{0,t} + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

onde y_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas observadas; $B_{0,t}$ é um vetor $n \times 1$ de coeficientes variantes no tempo que multiplicam termos constantes; $B_{i,t}$, $i = 1, \dots, p$, são matrizes $n \times n$ de coeficientes variantes no tempo que multiplicam os valores defasados de y_t ; u_t são choques heterocedásticos não observáveis com matriz de covariância Ω_t . Considerando-se a fatoração triangular de Ω_t , tem-se:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' A_t^{-1'}, \quad (2)$$

onde A_t é uma matriz triangular inferior:

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \dots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix}, \quad (3)$$

e Σ_t é uma matriz diagonal:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Juntando as equações (2), (3) e (4), pode-se reescrever (1) como:

$$y_t = B_{0,t} + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + A_t^{-1} \Sigma_t \epsilon_t, \quad (5)$$

$$V(\epsilon_t) = I_n.$$

Empilhando-se no vetor B_t todos os coeficientes $B_{i,t}$, $i = 0, \dots, p$, pode-se reescrever (5) como:

$$y_t = X_t B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \epsilon_t, \quad (6)$$

$$X_t = I_n \otimes [1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p}],$$

onde o símbolo \otimes denota o produto Kronecker.

Para definir a equação de transição de estados do TVP-VAR, denota-se α_t como sendo o vetor de elementos diferentes de 0 e de 1 da matriz A_t (empilhada pelas linhas) e σ_t como sendo o vetor dos elementos da diagonal da matriz Σ_t . Portanto, define-se a dinâmica dos parâmetros variantes no tempo como:

$$B_t = B_{t-1} + v_t, \quad (7)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t, \quad (8)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t. \quad (9)$$

Os elementos de B_t , assim como os elementos livres da matriz A_t , são modelados como passeios aleatórios. Em relação à lei de movimento dos desvios-padrão (σ_t), se assume que eles evoluem no tempo como passeios aleatórios geométricos, tal que eles pertencem à classe dos modelos de volatilidade estocástica. Para os choques do modelo, se assume que eles tem distribuição normal multivariada, sendo que sua matriz de covariância é dada por:

$$V = \text{Var} \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix}, \quad (10)$$

onde I_n é uma matriz identidade de ordem n ; Q , S e W são matrizes positiva definidas. Reescrevendo-se o modelo TVP-VAR, na forma compacta, tem-se:

$$z_t = \mu_t + \Theta_t z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}, \quad (11)$$

onde:

$$z_t := \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}_{(np \times 1)}; \quad \mu_t := \begin{bmatrix} B_{0,t} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{(np \times 1)}; \quad \Theta_t := \begin{bmatrix} B_{1,t} & B_{2,t} & \dots & B_{p-1,t} & B_{p,t} \\ I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_n & 0 \end{bmatrix}_{(np \times np)}; \quad \varepsilon_{z,t} := \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{(np \times 1)}.$$

A partir da equação 11 é possível fazer o cálculo das $n \cdot p$ raízes do polinômio característico do modelo⁵, computar as previsões múltiplos passos à frente das variáveis endógenas e obter estimativas para a tendência da inflação, interpretada como sendo a meta de longo prazo almejada pelo BC. Assumindo que os parâmetros do TVP-VAR se manterão constantes em seus valores correntes para o cômputo das previsões das variáveis, bem como de que Θ_t é não explosivo para todos os períodos, torna-se possível obter aproximações locais para o primeiro e segundo momentos de z_t . A aproximação da média incondicional de z_t é dada por:

$$\bar{z}_t \approx (I - \Theta_t)^{-1} \mu_t \quad (12)$$

Definindo-se $\hat{z}_t = z_t - \bar{z}_t$, tem-se $\Theta_t^j \hat{z}_t$ como sendo a previsão j passos à frente do hiato das variáveis. A variância do erro de previsão, portanto, pode ser aproximada como:

$$\text{var}_t(\hat{z}_{t+j}) \approx \sum_{h=0}^{j-1} (\Theta_t^h) \text{var}(\varepsilon_{z,t+1}) (\Theta_t^h)' \quad (13)$$

⁵De forma análoga a um modelo VAR linear, tem-se que o TVP-VAR será um processo estacionário se $\det(I_{np} - \Theta_t \zeta) \neq 0$, $|\zeta| \leq 1$, $\forall t \in \{1, \dots, T\}$, ou seja, não pode ter raízes dentro ou sobre o círculo unitário complexo. Esta condição garante a existência de $(I - \Theta_t)^{-1}$, para $t = 1, 2, \dots, T$.

Ao se tomar o limite da variância condicional à medida que o horizonte de previsão j aumenta, calcula-se a variância incondicional aproximada de \hat{z}_{t+1} como:

$$\text{var}(\hat{z}_{t+1}) \approx \sum_{h=0}^{\infty} (\Theta_t^h) \text{var}(\varepsilon_{z,t+1}) (\Theta_t^h)' \quad (14)$$

Adota-se, neste trabalho, a mesma forma de análise utilizada em Cogley, Primiceri e Sargent (2010). Por conseguinte, para se mensurar a persistência no período t , calcula-se a fração da variação total do hiato da inflação, j períodos à frente de t , que se deve somente aos choques passados, relativo aos choques que ocorrerão no futuro. Esta definição é equivalente a um menos a proporção da variação total devida somente aos choques futuros. Além disto, como o erro de previsão é determinado por choques futuros, torna-se possível definir a medida de persistência do hiato em termos da razão entre a variância do erro de previsão condicional e a incondicional:

$$R_{jt}^2 = 1 - \frac{\text{var}_t(e_{\pi} \hat{z}_{t+j})}{\text{var}(e_{\pi} \hat{z}_{t+j})} \approx 1 - \frac{e_{\pi} [\sum_{h=0}^{j-1} (\Theta_t^h) \text{var}(\varepsilon_{z,t+1}) (\Theta_t^h)'] e_{\pi}'}{e_{\pi} [\sum_{h=0}^{\infty} (\Theta_t^h) \text{var}(\varepsilon_{z,t+1}) (\Theta_t^h)'] e_{\pi}'} \quad (15)$$

onde e_{π} é um vetor de seleção para a variável de inflação. Sendo R_{jt}^2 análoga à estatística de R^2 para previsões⁶ j períodos à frente, tem-se que $0 \leq R_{jt}^2 \leq 1$, $\lim_{j \rightarrow \infty} R_{jt}^2 = 0$, $\forall t \in \{1, \dots, T\}$. A velocidade de convergência de R_{jt}^2 , portanto, reflete o grau de persistência do hiato. Se os choques passados se dissipam de forma acelerada, fazendo com que R_{jt}^2 convirja rapidamente para zero, então se diz que o hiato é fracamente persistente. Caso contrário, se R_{jt}^2 convergir lentamente para zero, se diz que o hiato é fortemente persistente.

3.2 Estimação do Modelo

Métodos bayesianos serão empregados a fim de se obter as distribuições a posteriori dos parâmetros de interesse, ou seja, B^T , A^T , Σ^T e os hiperparâmetros da matriz de covariância V . Segundo Primiceri (2005), este tipo de abordagem tem a vantagem – em relação à estimação clássica – de tornar possível dividir o problema original de estimativa dos parâmetros em outros menores e mais simples, mostrando-se eficiente em lidar com problemas de alta dimensão do espaço paramétrico, bem como a presença de não-linearidades no modelo. Neste trabalho será empregado, portanto, o amostrador de Gibbs para se obter a estimativa da distribuição a posteriori dos parâmetros, em conjunto com a restrição proposta por Cogley e Sargent (2001) para a estacionariedade da matriz dos coeficientes autorregressivos. Tal como em Primiceri (2005) e Cogley, Sargent e Primiceri (2010), estimou-se o modelo com 2 defasagens. Maiores detalhes da estimação do modelo TVP-VAR podem ser encontrados em Primiceri (2005).

A base de dados utilizada para as estimativas do TVP-VAR é constituída de três variáveis, em frequência mensal:

- Taxa de juros nominal: taxa média ajustada dos financiamentos diários apurados da SELIC para títulos federais, fixada pelo COPOM. Disponível em frequência diária, em pontos percentuais. Os dados são convertidos em frequência mensal ao se calcular a média correspondente da série em cada mês.
- Inflação: IPCA, calculado pelo IBGE. Disponível em frequência mensal, em pontos percentuais. Utiliza-se a taxa acumulada da série dos últimos 12 meses.

⁶Como enfatizado por Cogley, Primiceri e Sargent (2010), a estatística de R_{jt}^2 fornece, na verdade, “pseudo-previsões”, em vista do fato de não envolver problemas relacionados a previsões em tempo real no seu cômputo. Como o objetivo deste trabalho é o de fazer uma análise retrospectiva, utiliza-se toda a amostra para o cálculo de cada um dos parâmetros (os parâmetros são calculados a partir de recursões para trás, com o suavizador de Kalman).

- PIB: indicador produzido pelo BC como estimativa do PIB oficial, calculado via interpolação dos valores trimestrais já divulgados pelo IBGE ou dos projetados. Disponível em frequência mensal, em valores correntes (R\$ milhões). Utiliza-se a taxa de crescimento anual da série, deflacionada pelo IPCA.

O período amostral se estende desde janeiro de 2000 até maio de 2016, representando um total de 197 observações para cada variável. Todas as três séries são obtidas através do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BC⁷, sendo que os códigos da taxa de juros, da inflação e do PIB são, respectivamente, 11, 433 e 4380.

3.3 Distribuições a Priori

Foram utilizados dados dos anos anteriores à gestão de Meirelles (34 observações, de 2000/01 a 2002/10) para calibrar as distribuições a priori, a fim de que a inferência Bayesiana pudesse ser feita desde o primeiro mês do mandato de Meirelles à frente do BC. Desta forma, utilizam-se as estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) de um VAR linear com dados deste período inicial para a definição dos valores de média e variância das distribuições a priori. Com base em Primiceri (2005), resume-se as distribuições a priori com a seguinte configuração:

$$\begin{aligned}
B_0 &\sim \mathcal{N}(\hat{B}_{MQO}, 4 \cdot V(\hat{B}_{MQO})), \\
A_0 &\sim \mathcal{N}(\hat{A}_{MQO}, 4 \cdot V(\hat{A}_{MQO})), \\
\log \sigma_0 &\sim \mathcal{N}(\log \hat{\sigma}_{MQO}, I_n), \\
Q &\sim IW(k_Q^2 \cdot 34 \cdot V(\hat{B}_{MQO}), 34), \\
W &\sim IW(k_W^2 \cdot 4 \cdot I_n, 4), \\
S_1 &\sim IW(k_S^2 \cdot 2 \cdot V(\hat{A}_{1,MQO}), 2), \\
S_2 &\sim IW(k_S^2 \cdot 3 \cdot V(\hat{A}_{2,MQO}), 3),
\end{aligned}$$

onde $\mathcal{N}(\cdot)$ denota uma distribuição normal e $IW(\cdot)$ uma distribuição Wishart-inversa. S_1 e S_2 denotam os dois blocos de S , enquanto que $\hat{A}_{1,MQO}$ e $\hat{A}_{2,MQO}$ são os dois blocos de \hat{A}_{MQO} . Os graus de liberdade para Q foram definidos para 34, dado que este é o tamanho da amostra usada para a obtenção das distribuições a priori. As demais escolhas seguem Primiceri (2005), a fim de se obter distribuições a priori difusas e não informativas, com o intuito de que a posteriori seja dominada pelos dados, com $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ e $k_W = 0,01$.

4 Propriedades da inflação

Analisa-se, nesta seção, os resultados obtidos a partir do TVP-VAR estimado. Com o objetivo de explorar as características das propriedades da inflação, apresentam-se mensurações para a tendência e volatilidade da inflação, bem como para a persistência do hiato da inflação, em termos de sua previsibilidade.

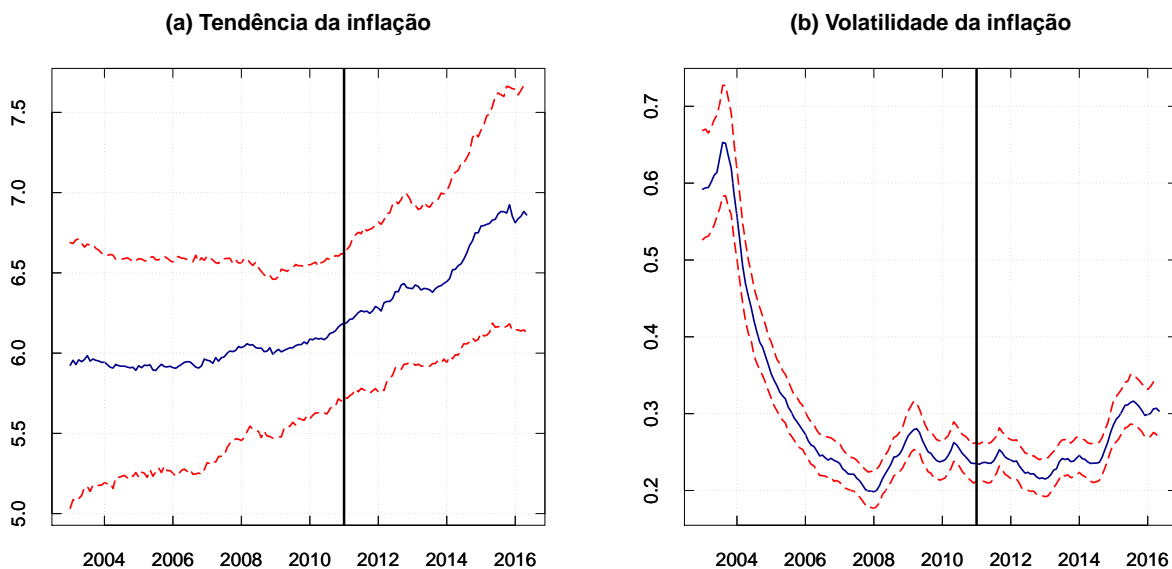
4.1 Tendência e volatilidade da inflação

A figura 2 apresenta a evolução da mediana e do intervalo interquartil da tendência e da volatilidade da inflação, estimadas a partir do modelo TVP-VAR. Em linhas gerais, percebe-se que a mediana da tendência da inflação

⁷Disponível em <https://www3.bcb.gov.br/sqspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.

se mostrou relativamente estável durante a gestão de Meirelles, apresentando uma média de 5,98% e desvio padrão de 0,07%. Por outro lado, durante a gestão de Tombini, a tendência da inflação apresentou aumento quase que contínuo. As evidências apontam, portanto, para uma possível mudança no comportamento da autoridade monetária, indicando que o BC passara a ter uma conduta mais leniente no combate à inflação no período de Tombini, em comparação com o de Meirelles.

Figura 2: Tendência e volatilidade da inflação no período de 2003/01 a 2016/05.



Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Notas: A linha azul representa a mediana da tendência da inflação, no painel (a), e a mediana do desvio padrão dos choques da inflação, no painel (b). As linhas vermelhas representam os 25^o e 75^o percentis, calculados a partir da distribuição a posteriori dos parâmetros. A linha vertical preta indica o início da gestão de Tombini.

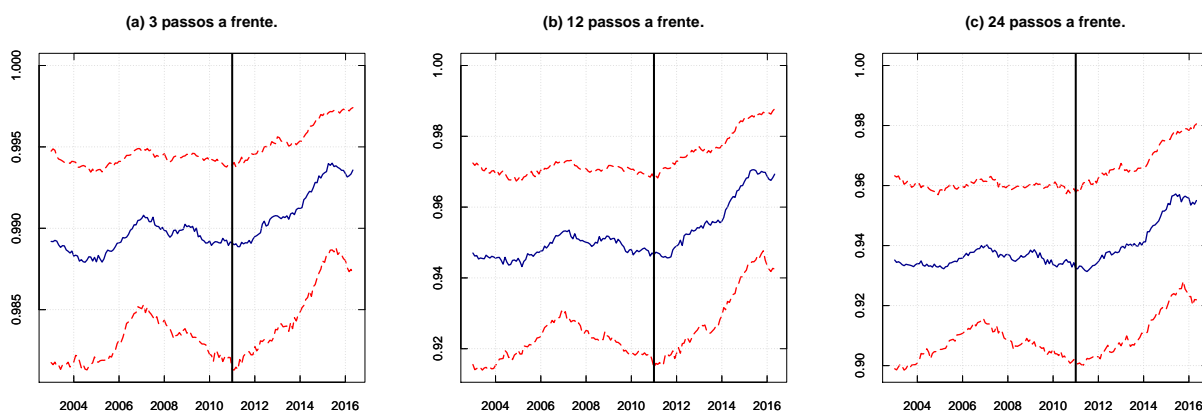
Em relação à volatilidade da inflação, as evidências apontam para um declínio desta variável no período de Meirelles, principalmente após a inflação ter voltado à meta fixada pelo CMN (de 2004 em diante). Durante boa parte da gestão de Tombini, se observou a volatilidade num patamar estável. De 2014 até o final de seu mandato, contudo, houve aumento do desvio padrão dos choques. Este intervalo de maior instabilidade pode estar associado a mudanças no objetivo de longo prazo do BC, uma vez que a tendência da inflação aumentou neste período.

4.2 Houve mudanças na persistência do hiato da inflação?

Para analisar a inflação, em termos da previsibilidade do seu hiato, calcularam-se as estatísticas de R_{jt}^2 a partir do TVP-VAR estimado, tal como definido na equação 15, para $j = 3, 12$ e 24 meses. A figura 3 mostra a evolução da mediana e do intervalo interquartil das estatísticas de R_{jt}^2 .

Observa-se primeiramente que, para os três horizontes considerados, a evolução do R_{jt}^2 apresenta um formato similar. O hiato da inflação mostrou, também, ser fortemente persistente. Mesmo ao se considerar o horizonte de 24 meses, as estatísticas mostraram valores altos, estando acima de 0,9 durante todo o período analisado.

Figura 3: Estatísticas de $R_{j,t}^2$ no período de 2003/01 a 2016/05.



Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Notas: A linha azul representa a mediana da estatística de R^2 . As linhas vermelhas representam os 25º e 75º percentis, calculados a partir da distribuição a posteriori dos parâmetros.

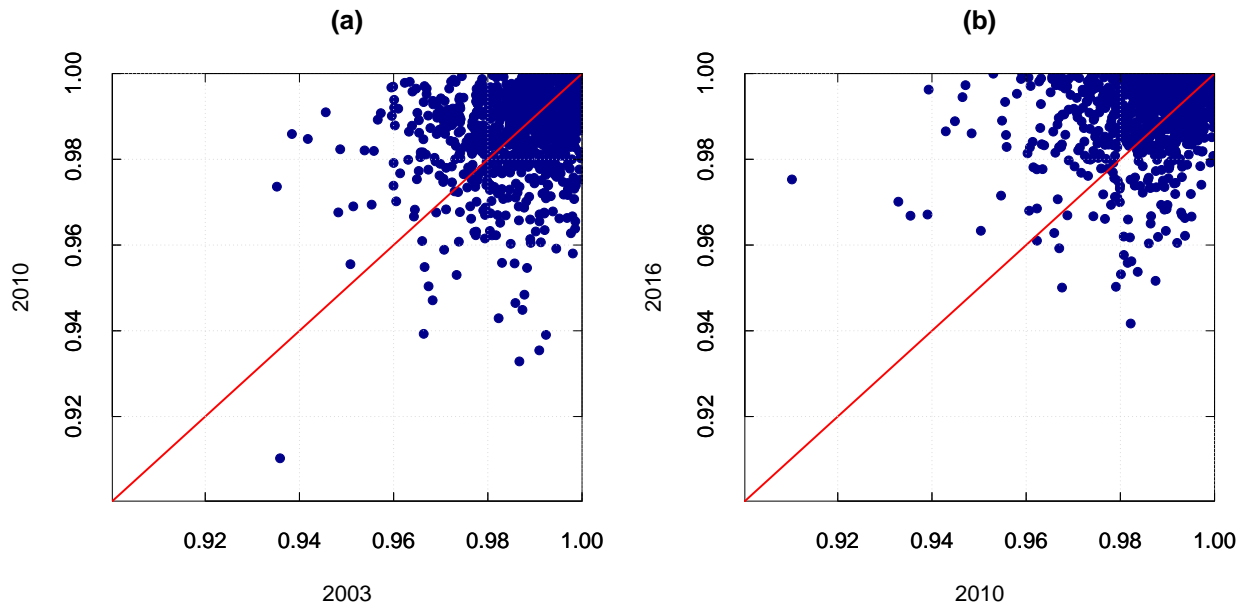
Na gestão de Meirelles, a mediana do R_{jt}^2 se manteve relativamente estável para os três horizontes, sendo que na segunda metade do mandato os valores ficaram, em geral, um pouco acima dos da primeira metade, para $j = 3$. Este mesmo padrão é menos evidente para $j = 24$. O período de Tombini, no entanto, apresentou aumento da previsibilidade do hiato da inflação, mostrando uma clara tendência de aumento do R_{jt}^2 , independentemente do horizonte considerado, principalmente a partir de meados de 2011. As evidências, portanto, apontam para um aumento da persistência do hiato da inflação na gestão de Tombini, em comparação com Meirelles.

Apesar da aparente mudança na persistência do hiato da inflação, há incerteza quanto à significância estatística a respeito deste fato. Cogley, Primiceri e Sargent (2010) testam esta hipótese ao examinar a distribuição conjunta a posteriori de $(R_{jt}^2, R_{j\tau}^2)$, para os pares das estatísticas nos períodos (t, τ) . Dos muitos pares possíveis de serem analisados, escolhem-se dois deles: 2003/01 - 2010/12 e 2010/12 - 2016/05, fixando $j = 3$. Desta forma, compara-se a distribuição conjunta das estatísticas de R_{jt}^2 do início e do final de cada um dos mandatos. A partir do par $(R_{3,2003}^2, R_{3,2010}^2)$, verifica-se se houve mudanças desta estatística durante o mandato de Meirelles. A fim de comparar a significância estatística entre os dois mandatos, analisa-se o par $(R_{3,2010}^2, R_{3,2016}^2)$.

A figura 4 apresenta a distribuição conjunta dos pares considerados. Os pontos perto da linha vermelha (45°) representam pares para os quais houve pouca ou nenhuma mudança entre os anos considerados em cada painel. Desta forma, definindo genericamente o ano da abcissa do gráfico como x e o da ordenada como y , ocorre uma queda na previsibilidade ($R_{3,y}^2 < R_{3,x}^2$) se o ponto amostrado da distribuição conjunta estiver abaixo da linha vermelha. De modo análogo, diz-se que há aumento da previsibilidade ($R_{3,y}^2 > R_{3,x}^2$) se o ponto estiver acima desta linha.

No painel (a), ao se analisar o início e o final do mandato de Meirelles, observa-se que não há uma distinção visual evidente há respeito de mudanças no R_{jt}^2 . No painel (b), que compara os anos finais dos períodos de Meirelles e de Tombini, também não se verificam grandes indícios de mudanças, havendo uma aparente concentração maior acima da linha de 45° , ou seja, possível aumento da previsibilidade em 2016, comparado com 2010.

Figura 4: Distribuição conjunta das estatísticas R_{jt}^2 .



Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Notas: Cada ponto, em cada painel, representa uma amostragem da distribuição conjunta a posteriori dos anos nos eixos da abcissa e da ordenada.

Outra forma de analisar se houve mudanças na previsibilidade do hiato é através do cálculo da proporção das amostragens de cada R_{jt}^2 a posteriori que estão acima da linha de 45° . Analisa-se, deste modo, a probabilidade de ter havido um aumento de R_{jt}^2 entre 2003 e 2010 e entre 2010 e 2016. A tabela 1 reporta estas probabilidades, para $j = 3, 12$ e 24 meses.

Tabela 1: Probabilidade de mudança do R_{jt}^2

Pares	3 passos	12 passos	24 passos
	à frente	à frente	à frente
2003, 2010	54,6	53,7	54,4
2010, 2016	66,5	69,3	65,2

Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Analisando a primeira linha, observa-se que a probabilidade da previsibilidade do hiato da inflação ter aumentado, de 2003 a 2010, está perto de 50%. Tal como exibido anteriormente no gráfico 4, não há uma distinção clara entre as estatísticas destes dois anos. Ou seja, as evidências apontam para uma estabilidade do R_{jt}^2 durante o período de Meirelles. Na segunda linha, nota-se que a probabilidade do R_{jt}^2 ter aumentado durante o período de Tombini chega a 69% para $j = 12$, ficando próxima a 65% para $j = 3$ e 24 . Apesar deste valor não ser muito elevado, há um possível indício de mudança na persistência do hiato. Estas evidências, apesar de não serem robustas, fornecem uma possível indicação de aumento da persistência do hiato no período de Tombini, em comparação com o de Meirelles.

5 Análise Estrutural

As análises obtidas na seção anterior indicaram que houve uma possível mudança na dinâmica inflacionária ao longo das gestões de Meirelles e Tombini. Tanto a tendência quanto a volatilidade da inflação apresentaram evidências de aumento, do período de Meirelles para o de Tombini. A persistência do hiato da inflação se mostrou crescente durante o período de Tombini, apesar de as evidências não serem robustas.

Não foi possível, contudo, fazer inferências a respeito das causas destas mudanças. Em decorrência disto, estima-se, nesta seção, um mesmo modelo DSGE Novo Keynesiano para duas partições da amostra, a fim de que se possa analisar quais os fundamentos econômicos que podem explicar estas alterações nas propriedades da inflação indicadas pelo modelo TVP-VAR. A especificação do modelo DSGE se baseia, principalmente, no trabalho de Cogley, Primiceri e Sargent (2010). Tendo como foco a análise de política monetária, estima-se um modelo de pequena escala e, portanto, estruturado como sendo uma economia fechada e sem autoridade fiscal. Através do DSGE pretende-se, por conseguinte, oferecer uma explicação estrutural para as evidências de aumento da tendência e da volatilidade, bem como investigar possíveis alterações da persistência do hiato da inflação na gestão de Tombini, em comparação com a de Meirelles.

5.1 O Modelo

O modelo é composto de uma família representativa, um *continuum* de firmas em concorrência monopolística e governo. A família representativa maximiza a utilidade intertemporal sujeita à sua restrição orçamentária:

$$\max E_t \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s b_{t+s} \left[\log(C_{t+s} - hC_{t+s-1}) - \varphi \int_0^1 \frac{L_{t+s}(i)^{1+v}}{1+v} di \right], \quad (16)$$

$$s.a. \int_0^1 P_t(i)C_t(i)di + B_t + T_t \leq R_{t-1}B_{t-1} + \Pi_t + \int_0^1 W_t(i)L_t(i)di, \quad (17)$$

onde δ é o fator de desconto intertemporal, B_t representa os títulos do governo com maturidade de um período, T_t denota os impostos líquidos do tipo *lump-sum*, R_t é a taxa de juros nominal bruta, Π_t representa os lucros que as firmas pagam à família e φ é um parâmetro de escala. Os parâmetros h e v definem, respectivamente, o grau de formação de hábito interno e o inverso da elasticidade Frisch de oferta de trabalho. C_t é um agregado Dixit-Stiglitz de bens individuais indexados por $i \in (0, 1)$, que têm algum grau de diferenciação, tal que:

$$C_t = \left[\int_0^1 C_t(i)^{\frac{1}{1+\theta_t}} di \right]^{1+\theta_t}. \quad (18)$$

$P_t(i)$ é o preço do bem i , $L_t(i)$ denota o trabalho do tipo i que é usado para produzir o bem i , e $W_t(i)$ é o respectivo salário nominal. Os choques exógenos b_t e θ_t seguem os seguintes processos estocásticos:

$$\log b_t = \rho_b \log b_{t-1} + \varepsilon_{b,t}, \quad (19)$$

$$\log \theta_t = (1 - \rho_\theta) \log \theta + \rho_\theta \log \theta_{t-1} + \varepsilon_{\theta,t}. \quad (20)$$

A variável b_t é um choque de preferência intertemporal que perturba o fator de desconto, e θ_t é um choque que afeta o *mark-up* desejado pelas firmas. Cada um dos bens diferenciados é produzido por firmas em concorrência monopolística, usando-se uma função de produção linear:

$$Y_t(i) = A_t L_t(i), \quad (21)$$

onde $Y_t(i)$ é o bem i produzido e A_t representa a produtividade agregada do trabalho. A_t segue um processo com raiz unitária, com taxa de crescimento $z_t \equiv \log(A_t/A_{t-1})$:

$$z_t = (1 - \rho_z)\gamma + \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}. \quad (22)$$

Com base em Calvo (1983), tem-se que, a cada período do tempo, uma fração ξ de firmas não consegue reajustar seus preços, indexando-os ao valor da inflação do estado estacionário. As firmas procuram escolher o preço ($\tilde{P}_t(i)$) que maximiza a esperança do valor presente de seus lucros futuros que serão gerados enquanto o preço se mantiver fixo, respeitando a condição de minimização de custos:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \xi^s \delta^s \lambda_{t+s} [\pi \tilde{P}_t(i) Y_{t+s}(i) - W_{t+s}(i) L_{t+s}(i)], \quad (23)$$

onde π é taxa de inflação bruta no estado estacionário e λ_{t+s} é a utilidade marginal do consumo. A autoridade monetária define a taxa de juros nominal de curto prazo seguindo uma Regra de Taylor:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho_R} \left[\left(\frac{\bar{\pi}_{4,t}}{(\pi_t^*)^4} \right)^{\phi_{\pi/4}} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\phi_Y} \right]^{1-\rho_R} e^{\varepsilon_{R,t}}. \quad (24)$$

Deste modo, tem-se que o BC suaviza a trajetória da taxa de juros respondendo a dois hiatos: desvio da taxa de inflação anual ($\bar{\pi}_{4,t}$) de sua meta de inflação de longo prazo variante no tempo e a diferença entre o produto efetivo e seu respectivo nível a preços flexíveis. Assim como em Ireland (2007), define-se a meta de inflação como um processo exógeno aleatório:

$$\log \pi_t^* = (1 - \rho_*) \log \pi + \rho_* \log \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{*,t}. \quad (25)$$

As variáveis de consumo, salários reais e produto seguem uma trajetória de crescimento estocástica, uma vez que o processo tecnológico, A_t , tem uma raiz unitária. A solução do modelo, portanto, consiste em reescrever essas variáveis em termos de desvio de A_t e, posteriormente, encontrar a aproximação log-linear em torno do estado estacionário não estocástico.

5.2 Estimação do Modelo e Inferência Bayesiana

Estima-se o modelo DSGE através da abordagem Bayesiana, tal que, desta forma, permite-se incorporar informações a priori para a estimação dos parâmetros, além daquelas contidas nas séries do vetor de variáveis observadas (AN; SCHORFHEIDE, 2007). Maiores detalhes da estimação do modelo podem ser vistos em Cogley, Primiceri e Sargent (2010).

As variáveis utilizadas para a estimação do DSGE são as mesmas do TVP-VAR, porém, o PIB é tomado termos nominais, ao invés de ser deflacionado pelo IPCA, como no TVP-VAR. Como os parâmetros do DSGE são ajustados para séries trimestrais, converte-se os dados mensais para base trimestral ao se tomar o último mês de cada trimestre. Posteriormente, calcula-se a taxa de crescimento trimestral correspondente.

O modelo possui 19 parâmetros, sendo que 3 são calibrados e 16 são estimados. A tabela 2 descreve as distribuições a priori de todos os parâmetros. Elas estão em linha com as utilizadas em Cogley, Primiceri e Sargent (2010), com excessão de dois parâmetros, v e σ_* . A elasticidade Frisch de oferta de trabalho ($1/v$) é calibrada para o valor de 1, a fim de que seja condizente com a economia brasileira, assim como em Castro et. al. (2011). Tal como em Cogley, Primiceri e Sargent (2010), especifica-se a priori para o desvio padrão dos choques da meta de inflação como sendo pouco informativa, de modo a deixar que os dados dominem a posteriori. Adota-se, desta forma, uma distribuição a priori uniforme com valores no intervalo $[0,05, 0,30]$. Com o objetivo de capturar os movimentos de baixa frequência da meta de inflação, calibra-se o parâmetro de

autocorrelação (ρ_*) como sendo 0,995. Por conseguinte, adiciona-se alta persistência à meta de inflação sem que se incorra no problema de o modelo não ter um estado estacionário não estocástico no caso desta série apresentar raiz unitária (caso em que $\rho_* = 1$).

Tabela 2: Distribuição a priori dos parâmetros do modelo DSGE

Parâmetro	Priori		
	Distribuição	Média	Desvio padrão
v	Calibrado	1	—
θ	Calibrado	0,1	—
100γ	Normal	0,475	0,025
$100(\pi - 1)$	Normal	0,5	0,1
$100(\delta^{-1} - 1)$	Gama	0,25	0,1
h	Beta	0,5	0,1
ξ	Beta	0,66	0,1
φ_π	Normal	1,7	0,3
φ_y	Gama	0,3	0,2
ρ_R	Beta	0,6	0,2
ρ_z	Beta	0,4	0,2
ρ_θ	Beta	0,6	0,2
ρ_*	Calibrado	0,995	—
ρ_b	Beta	0,6	0,2
$100\sigma_R$	Gama Inversa	0,15	1
$100\sigma_z$	Gama Inversa	1	1
$100\sigma_\theta$	Gama Inversa	0,15	1
$100\sigma_*$	Uniforme	0,175	0,072
$100\sigma_b$	Gama Inversa	1	1

Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

5.3 Resultados das estimativas

Com o intuito de comparar a dinâmica inflacionária da gestão de Meirelles com a de Tombini, estima-se o modelo a partir de uma partição da amostra. Para Meirelles, utiliza-se os dados no período de 2004/T1 a 2010/T4. Exclui-se o primeiro ano de sua gestão a fim de se evitar um viés na análise, uma vez que a inflação estava longe da meta estabelecida pelo CMN quando assumiu a presidência do BC, em 2003. Desta forma, tendo que implementar um processo de desinflação logo no começo de seu mandato, e em decorrência da defasagem dos efeitos da política monetária, não se considera o ano de 2003 para a análise de Meirelles, de forma a não levar em conta os efeitos remanescentes da política monetária da gestão anterior, de Armínio Fraga. No caso de Tombini, por ter assumido o cargo com inflação estável e dentro da meta fixada pelo CMN, considera-se para sua análise o período total de seu mandato, tal que os dados abragem o intervalo de 2011/T1 a 2016/T1.

Tabela 3: Distribuição a posteriori dos parâmetros do modelo DSGE

Parâmetro	Meirelles (2004-2010)			Tombini (2011-2016)		
	Mediana	25º percentil	75º percentil	Mediana	25º percentil	75º percentil
100γ	0,476	0,459	0,493	0,473	0,457	0,490
$100(\pi - 1)$	0,411	0,373	0,455	0,522	0,461	0,581
$100(\delta^{-1} - 1)$	0,192	0,145	0,248	0,170	0,131	0,216
h	0,860	0,830	0,884	0,890	0,870	0,907
ξ	0,782	0,738	0,821	0,761	0,716	0,803
φ_π	1,693	1,504	1,884	1,734	1,537	1,929
φ_y	0,444	0,311	0,602	0,436	0,301	0,605
ρ_R	0,632	0,505	0,731	0,738	0,664	0,799
ρ_z	0,652	0,587	0,709	0,577	0,495	0,639
ρ_θ	0,432	0,361	0,495	0,382	0,296	0,463
ρ_b	0,804	0,722	0,867	0,648	0,495	0,781
$100\sigma_R$	0,049	0,042	0,055	0,045	0,040	0,051
$100\sigma_z$	1,272	1,112	1,468	1,259	1,086	1,486
$100\sigma_\theta$	0,036	0,032	0,041	0,040	0,035	0,046
$100\sigma_*$	0,003	0,001	0,005	0,010	0,008	0,014
$100\sigma_b$	1,150	0,900	1,470	0,656	0,518	0,853

Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Observa-se, na tabela 3, a posteriori dos parâmetros estruturais estimados. Analisando-se os parâmetros de política monetária, pode-se notar que houve um aumento do parâmetro da Regra de Taylor relativo à inflação (φ_π), de 1,69 na gestão de Meirelles para 1,73 na de Tombini. Houve aumento, também, do parâmetro de suavização da taxa de juros (ρ_R), de 0,63 para 0,74, bem como do estado estacionário da inflação (π), que passou de 6,73% *a.a.* para 8,59% *a.a.* Já os parâmetros relacionados ao hiato do produto (φ_y) e variância dos choques da taxa de juros (σ_R), se mantiveram praticamente inalterados para os dois períodos. A variância dos choques da meta de inflação (σ_*), por outro lado, apresentou uma mudança significativa, aumentando 233%, passando de 0,003 no período de Meirelles para 0,010 no de Tombini. Este resultado está em linha com a análise do modelo TVP-VAR, que indicara um aumento da volatilidade da inflação.

A respeito dos parâmetros não relacionados à política econômica, não se observam muitas mudanças, o que está em linha com o pressuposto de eles serem invariantes à política econômica. As alterações mais perceptíveis ocorreram para os choques de preferência intertemporal, tal que, tanto sua persistência (ρ_b) quanto sua variância (σ_b) diminuíram do período de Meirelles para o de Tombini, de 0,80 para 0,65 e de 1,15 para 0,66, respectivamente.

A tabela 4 mostra as mudanças percentuais para a volatilidade e previsibilidade da inflação. A partir da mediana da posteriori dos parâmetros, calcula-se o quanto que o desvio padrão incondicional da inflação (coluna 1) e o quanto que as estatísticas de R^2 para previsibilidade do hiato da inflação (colunas 2 a 4) – para os horizontes de 1, 4 e 8 trimestres à frente – aumentaram da gestão de Meirelles para a de Tombini.

Tabela 4: Mudança percentual da volatilidade e da previsibilidade da inflação subjacentes ao modelo DSGE.

	$100 \times \text{desv. pad. } (\hat{\pi}_t)$	R_1^2	R_4^2	R_8^2
Meirelles (2004/T1 - 2010/T4)	9,2	0,375	0,145	0,071
Tombini (2011/T1 - 2016/T1)	19,2	0,663	0,498	0,421
Mudança percentual	108,5	76,8	244,6	494,5

Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Nesta análise, define-se o hiato da inflação como sendo a diferença entre a inflação efetiva e a meta de inflação de longo prazo do BC. Os resultados obtidos a partir do DSGE corroboram com a análise feita com o TVP-VAR, uma vez que se observa um aumento tanto da volatilidade – de 109% – quanto da previsibilidade – 495% para R_8^2 – da inflação do período de Meirelles para o de Tombini.

5.4 Análise contrafactual

Dado que o DSGE conseguiu replicar, de modo geral, as evidências estatísticas do TVP-VAR, procede-se a uma análise contrafactual. Executam-se dois experimentos, a fim de que se possa responder as seguintes perguntas:

- (a) “*Se as condições macroeconômicas enfrentadas por Tombini tivessem sido as mesmas do período de Meirelles, a volatilidade e a previsibilidade do hiato da inflação teriam sido menores?*”
- (b) “*Se Meirelles estivesse no lugar de Tombini, de 2011 a 2016, a volatilidade e a previsibilidade do hiato da inflação teriam sido menores?*”

Para responder à pergunta (a), combinam-se os parâmetros da política monetária – dados pela Regra de Taylor ($[\varphi_\pi, \varphi_y, \rho_R, \sigma_R, \sigma_*]$) – do período de Tombini, com os parâmetros do setor privado do período de Meirelles. Deste modo, analisa-se a influência da autoridade monetária na determinação do processo inflacionário. De forma análoga, no experimento (b), combinam-se os parâmetros do setor privado do período de Tombini com os parâmetros da Regra de Taylor de Meirelles. Neste cenário, analisa-se a contribuição de fatores alheios à política monetária para a dinâmica inflacionária.

A tabela 5 reporta os resultados deste exercício contrafactual. Os valores apresentados representam a proporção da mudança hipotética contrafactual sobre a mudança total entre os dois períodos:

$$100 \times \frac{\text{Mudança contrafactual}}{\text{Mudança total}}.$$

Na mudança contrafactual, calcula-se a alteração, em termos percentuais, da estatística de interesse – desvio padrão da inflação e R^2 – resultante dos experimentos (a) e (b) em relação ao valor correspondente para o período de Meirelles (primeira linha da tabela 4). A mudança total é dada pelos valores da última linha da tabela 4 (mudança percentual). Um valor positivo significa que o contrafactual foi na mesma direção que a mudança total, ou seja, houve aumento da estatística analisada. Um valor negativo significa que a mudança foi na direção oposta à mudança total. Em decorrência do fato do modelo ser não linear nos parâmetros, tem-se que o resultado final dos dois números não somará, necessariamente, 100%, uma vez que a mudança total não é a soma dos efeitos das alterações nos parâmetros de política monetária e do setor privado. Os valores da tabela 5, portanto, apresentam uma decomposição da variação das estatísticas da inflação, a fim de que se possa inferir acerca da magnitude da influência da política monetária na determinação do processo inflacionário.

Tabela 5: Análise contrafactual baseada no modelo DSGE.

Coeficientes	Volatilidade	Persistência		
		R_1^2	R_4^2	R_8^2
(a) Pol. monet. de Tombini, setor privado de Meirelles	89	76	83	88
(b) Pol. monet. de Meirelles, setor privado de Tombini	7	28	16	6

Fonte: Elaborada pelo autor (2018).

Observa-se, primeiramente, que todos os valores contrafactuais foram positivos, ou seja, mesmo se Meirelles tivesse continuado à frente do BC teria havido aumento das estatísticas da inflação. Ou, de forma análoga, mesmo se Tombini tivesse enfrentado condições macroeconômicas similares às de Meirelles, também iria ter ocorrido aumento dessas estatísticas.

A política monetária parece ser o fator de maior relevância na determinação da dinâmica inflacionária. A forma como foi conduzida a política monetária, no mandato de Tombini, responde por 89% do aumento da volatilidade da inflação. Os parâmetros do setor privado, entretanto, respondem por apenas 7% do aumento desta estatística.

Analisando-se a persistência do hiato da inflação, obtém-se um cenário similar. Para o horizonte de um trimestre, a política de Tombini é responsável por 76% do aumento da persistência, enquanto que os fatores não ligados à política econômica respondem por 28% deste aumento. Ao se considerar horizontes de análise mais longos, há um acréscimo ainda maior da contribuição da política monetária como responsável pelo aumento da persistência. Para um e dois anos à frente, a política de Tombini responde, respectivamente, por 83% e 88% do aumento da persistência. Estes resultados indicam que a gestão de Tombini foi o fator preponderante para explicar o aumento da volatilidade e da persistência do hiato da inflação.

6 Conclusão

Com o intuito de entender as causas do aumento da inflação na gestão de Tombini, em comparação com a de Meirelles, estimou-se um modelo TVP-VAR. Os resultados deste modelo apresentaram evidências de aumento da persistência do hiato da inflação – mensurada em termos de sua previsibilidade – no período de Tombini, em comparação com o de Meirelles. Houve indícios, também, de aumento da tendência e da volatilidade da inflação no período de Tombini à frente do BC.

Para investigar os fatores econômicos subjacentes a estas evidências de alteração da dinâmica inflacionária, estimou-se um mesmo modelo DSGE Novo Keynesiano, para cada um dos períodos. A análise feita a partir deste modelo mostrou evidências de significativas mudanças nas propriedades da inflação, em linha com os resultados obtidos com o TVP-VAR. Com base em um exercício contrafactual, estimou-se o quão relevante foi a condução da política monetária como fator explicativo para o aumento da volatilidade e da persistência do hiato da inflação do período de Meirelles para o de Tombini. No modelo DSGE, a política monetária adotada por Tombini acabou se mostrando como a causa preponderante para explicar o aumento da persistência do hiato, bem como da volatilidade da inflação.

Uma possível linha de extensão deste estudo pode ser a investigação acerca das causas por trás das mudanças na tendência da inflação, interpretada como sendo a meta de inflação de longo prazo do BC, bem como as restrições que o SMI impõe à liberdade dos gestores do BC na definição da condução da política monetária.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric reviews*, v. 26, n. 2–4, p. 113–172, 2007.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Carta aberta - 2002. Brasília, jan. 2002. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta.pdf>. Acesso em: 21 dez. 2017.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Carta aberta - 2003. Brasília, jan. 2003. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta2003.pdf>. Acesso em: 21 dez. 2017.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Carta aberta - 2004. Brasília, fev. 2004. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta2004.pdf>. Acesso em: 21 dez. 2017.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Carta aberta - 2016. Brasília, jan. 2016. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta2016.pdf>. Acesso em: 21 dez. 2017.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Relatório de inflação. Brasília, dez. 2008. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2008/12/ri200812b8p.pdf>. Acesso em: 14 dez. 2017.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. 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*, v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, 383-398, 1983.
- CASTRO, M. R.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; dos SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. SAMBA: Stochastic analytical model with a bayesian approach. Banco Central do Brasil, Working Papers Series, n. 239, abr. 2011.
- CECCHETTI, S. G.; DEBELLE, G. Has the inflation process changed? *Economic Policy*, v. 21, p. 311–352, 2006.
- COGLEY, T.; PRIMICERI, G. E.; SARGENT, T. J. Inflation-Gap Persistence in the US. *American Economic Journal: Macroeconomics*. American Economic Association, v. 2, n. 1, p. 43-69, jan. 2010.
- COGLEY, T.; SARGENT, T. J. Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 16, n. 1, p. 331–373, jan. 2001.
- COGLEY, T.; SARGENT, T. J. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post wwii us. *Review of Economic dynamics*, Elsevier, v. 8, n. 2, p. 262–302, 2005.
- DOSSCHE, M.; EVERAERT, G. Measuring inflation persistence: A structural time series approach. Working Paper 495, ECB, 2005.

- GAGLIANONE, W. P.; GUILLÉN, O. T. C.; FIGUEIREDO, F. M. R. Local Unit Root and Inflationary Inertia in Brazil. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 406, nov. 2015.
- GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. (Orgs.) *Economia brasileira contemporânea (1945-2004)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.
- KIM, S.; SHEPARD, N.; CHIB, S. Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with ARCH models. *Review of Economic Studies*, v. 65, p. 361-393, 1998.
- KREPS, D. M. *Anticipated utility and dynamic choice*. Frontiers of research in economic theory, Cambridge, 1998.
- MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S. Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 68, n. 2, p. 225-241, jun. 2014.
- MENDONÇA, H. F. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 431-451, Set. 2007.
- OLIVEIRA, F. N.; PETRASSI, M. B. S. Is Inflation Persistence Over?. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 68, n. 3, p. 393-422, set. 2014.
- PIVETTA, F.; REIS, R. The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 31, p. 1326–1358, 2007.
- PRIMICERI, G. E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, v. 72, n. 3, p. 821–852, 2005.
- ROACHE, S. K. Inflation Persistence in Brazil - A Cross Country Comparison. IMF Working Paper Series, n. 14/55, abr. 2014.
- SIMS, C. A. Evolving Post-World War II US Inflation Dynamics: Comment. NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, v. 16, p. 373–379, 2001.
- STOCK, J. H. Evolving Post-World War II US Inflation Dynamics: Comment. NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, v. 16, p. 379–387, 2001.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model. *Journal of the American Statistical Association*, v. 93, p. 349-358. 1998.