

# Regimes Inflacionários e Ciclos Econômicos: A Experiência Brasileira Pós-Plano Real

LUCKAS SABIONI LOPES\*

THIAGO COSTA SOARES\*

## Sumário

1. Introdução ..... 410
2. A formação de expectativas inflacionárias e sua relação com as mudanças nos regimes ..... 412
3. Resultados ..... 417
4. Conclusão ..... 425

## Palavras-chave

Inflação, incerteza, ciclos econômicos, cadeias de Markov

## JEL Codes

E3, E58

## Resumo • Abstract

Este artigo avalia a dinâmica da inflação brasileira entre 1995 e 2016. Com modelos markovianos, derivam-se medidas de incertezas associadas ao regime inflacionário e aos choques aleatórios do período. Os resultados revelam que o nível e a variabilidade da inflação se reduziram após a adoção do sistema de metas para inflação. No mesmo período, também se observaram quedas nas incertezas relacionadas à condução da política monetária, com exceção do pós-2015, quando a inflação se acelerou e as instabilidades se elevaram consideravelmente. Mostra-se que choques nas incertezas advindas das políticas do banco central impactam negativamente a produção, o consumo e o investimento no país.

## 1. Introdução

O Brasil conviveu com elevadas taxas de inflação durante décadas. Por exemplo, em 1989 o índice de preços cresceu 1.973% e, em 1993, um máximo histórico de aproximadamente 2.500% foi alcançado.<sup>1</sup> Embora a reforma monetária do Plano Real em 1994 tenha conseguido reduzir a aceleração dos preços (média atual em torno de 7% a.a.), o país ainda exibe números para a inflação que são quatro, ou cinco vezes maiores que os observados em países mais desenvolvidos, como os Estados Unidos da América (EUA, 1,3% a.a.), Inglaterra (1,7% a.a.) e França (0,84% a.a.).<sup>2</sup>

Com o intuito de manter a inflação controlada, a política monetária no Brasil mudou de um sistema de câmbio administrado (CA), em operação entre 1995 e meados de 1999, para o de metas para a inflação (IT<sup>3</sup>), utilizado desde então. Os valores médios da inflação caíram no período, passando de 9% (CA) para 7% a.a. (IT), e o desvio padrão se reduziu de 11 (CA) para cinco pontos percentuais (IT). Assim, percebe-se que as variações nos preços se tornaram menores e menos voláteis desde a adoção do IT.

\* Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia, Av. Dr. Raimundo Monteiro de Rezende, 330, Centro, Governador Valadares, MG, CEP 35010-177, Brasil.

✉ [lucas.lobes@ufjf.edu.br](mailto:lucas.lobes@ufjf.edu.br) ✉ [thiago.costa@ufjf.edu.br](mailto:thiago.costa@ufjf.edu.br)

<sup>1</sup> Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA.

<sup>2</sup> Médias do período 2012–2015. Dados obtidos no FRED® Economic Data (<https://fred.stlouisfed.org>).

<sup>3</sup> Do termo em inglês inflation targeting.

Dessa forma, pesquisas buscaram examinar a contribuição do novo sistema para a diminuição da inflação brasileira. Por exemplo, [Barbosa-Filho \(2008\)](#), ao estudar diversas séries de tempo entre 1994 e 2006, concluiu que o IT obteve êxito na redução do nível de preços após as crises de confiança de 1999 e 2002. Por outro lado, [Mello e Moccero \(2011\)](#), estimando um sistema de equações novo keynesiano em um período similar, argumentaram que o ambiente macroeconômico favorável foi mais importante do que a alteração da política monetária para a estabilização dos preços.

A divergência entre os resultados de [Barbosa-Filho \(2008\)](#) e [Mello e Moccero \(2011\)](#) pode ser atribuída, em outros fatores, ao curto período analisado desde a implementação do sistema IT no Brasil. [Carvalho e Minella \(2012\)](#) ponderaram que a credibilidade do sistema de metas para a inflação ainda está em processo de construção. Suas evidências econométricas mostraram que as metas perseguidas pelo Banco Central do Brasil (BCB) tenderam a guiar as expectativas inflacionárias mais significativamente após os choques cambiais de 2002–2003. Dessa forma, estudos anteriores que consideraram séries de tempo que se estendem pouco após esses eventos podem não capturar os desdobramentos da política monetária no IT.

Nesse contexto, o presente artigo procura novas evidências acerca da dinâmica inflacionária brasileira que podem estar interligadas com a mudança ocorrida na política monetária em 1999. A estratégia empírica foi desenvolvida em duas etapas. Na primeira, estimam-se probabilidades de ocorrência de três regimes inflacionários (inflação baixa, média e alta) com o método de cadeias de Markov ([Hamilton, 1989](#)). Em seguida, constroem-se indicadores de incerteza inflacionária que se associam às alterações da política monetária e aos choques exógenos que atingem a economia (com o método de [Evans & Wachtel, 1993](#)). Dessa forma, um tópico adicional de pesquisa é abordado aqui, qual seja: a relação recente entre incertezas inflacionárias e atividade econômica no país.

A literatura econômica com o foco sobre as adversidades da inflação no contexto macroeconômico tem crescido rapidamente.<sup>4</sup> Entre os estudos aplicados à economia brasileira, tem-se [Teixeira \(1991\)](#), que analisou dados de 1970 a 1985 com modelos de heterocedasticidade condicional univariados (ARCH) para a inflação e o produto real, encontrando que a volatilidade da inflação teve impacto negativo, porém não significativo, sobre as taxas de crescimento da economia. [Vale \(2005\)](#) avançou ao estimar sistemas GARCH para a inflação e o produto no período de 1975 a 2001. Seus resultados também não comprovaram efeitos estatisticamente significativos da volatilidade inflacionária sobre a atividade econômica real. [Silva Filho \(2007\)](#) procurou estimar os efeitos da incerteza inflacionária sobre o investimento em máquinas e equipamentos entre 1980 e 2003. O autor considerou como proxies da incerteza os erros de previsão da inflação derivados de modelos autorregressivos simples. Os resultados obtidos mostraram que a incerteza inflacionária afetou negativa e significativamente a acumulação de capital no país. Por sua vez, [Costa Filho \(2014\)](#) analisou os efeitos da incerteza em um sentido geral sobre a atividade econômica, empregando como proxy o número de vezes em que a palavra incerteza foi utilizada em artigos de veículos de mídia selecionados. Suas funções de impulso-reposta para o período de 2004 a 2013

---

<sup>4</sup>É válido destacar que muitos bancos centrais têm dado crescente ênfase à estabilidade de preços como objetivo central da política monetária, baseados em pesquisas que indicam que inflação elevada e volátil produz efeitos danosos à economia (por exemplo, [Friedman, 1977](#); [Gregorio, 1992](#); [Fischer, 1993](#); e [Evans & Wachtel, 1993](#), entre outros).

indicaram que a produção industrial e o emprego responderam negativamente à elevação da incerteza.

É importante ressaltar, contudo, que modelos autorregressivos clássicos e heterocedásticos, do tipo AR, VAR, ARCH e GARCH, entre outros mais simples, podem produzir estimativas não satisfatórias da incerteza inflacionária porque eles ignoram as instabilidades estruturais causadas por mudanças nos regimes da inflação. Como demonstrado por [Evans e Wachtel \(1993\)](#), os modelos markovianos proporcionam a divisão do erro de previsão da inflação em dois componentes, um associado com as incertezas das realizações futuras da inflação por si, e outro relacionado com as dificuldades de se realizar previsões quando a condução da política monetária pode se alterar. Assim, a presente pesquisa contribui fornecendo estimativas inéditas dessas medidas de incerteza, as quais estão diretamente associadas com as instabilidades geradas por um processo inflacionário sujeito a mudanças de regime. Tal discussão assume revelada importância, uma vez que, mesmo sob o IT, as expectativas de inflação se distanciaram consistentemente da meta de 4,5% definida pelo BCB nos últimos anos da amostra estudada.<sup>5</sup>

O restante do artigo está organizado como a seguir. A [seção 2](#) analisa as fontes de incerteza inflacionária e as relaciona com o modelo markoviano estimado. A [seção 3](#) apresenta os principais resultados e discussões. Por fim, a [seção 4](#) as conclusões da pesquisa.

## 2. A formação de expectativas inflacionárias e sua relação com as mudanças nos regimes

Diversos estudos indicam que os erros de previsão da inflação, presentes nas pesquisas realizadas pelo BCB, são serialmente correlacionados. Este resultado tem sido interpretado de duas maneiras. Na primeira, encontra-se que a formação das expectativas não atende à hipótese de racionalidade, uma vez que os agentes estariam ignorando informações relevantes em seu processo decisório. [Carvalho e Bugarin \(2006\)](#) e [Kohlscheen \(2012\)](#) apresentam argumentos nessa direção. [Lima e Alves \(2011\)](#) sugerem, inclusive, cautela por parte do BCB ao considerar as previsões de mercado em sua formulação de política.

Na segunda linha interpretativa, defende-se que as incertezas quanto ao regime inflacionário corrente e futuro dificultam a realização de boas previsões, mesmo quando os agentes usam racionalmente toda a informação disponível. Segundo [Evans e Wachtel \(1993\)](#), se os participantes do mercado estão antecipando uma mudança no processo inflacionário, ou se eles ainda estão tomando conhecimento de alguma alteração já ocorrida, seus erros de previsão, embora racionais, serão autocorrelacionados e diferentes de zero na média. O restante desta seção irá desenvolver a lógica subjacente a esse raciocínio. Cabe destacar agora que um número crescente de pesquisas na literatura nacional vem especificando a inflação como um processo temporal com mudanças de regimes, modelagem assumida nesta pesquisa ([Chauvet, 2001](#); [Figueiredo & Marques, 2011](#); e [Guillén & Garcia, 2014](#), entre outros).

[Evans e Wachtel \(1993\)](#) descrevem os efeitos de diferentes regimes inflacionários por meio de um exemplo simples: suponha-se que a inflação oscile entre dois processos temporais

---

<sup>5</sup> As expectativas ficam mais nitidamente desancoradas após meados de 2012, atingindo um pico de 7,3% a.a. em janeiro de 2016. Desde a segunda metade deste ano, entretanto, as previsões de mercado têm convergido para o centro da meta definida pelo Banco Central — em janeiro de 2018, a inflação esperada para doze meses à frente foi de 3,98%.

de acordo com uma variável (estado) não observável,  $s_t$ , que assume os valores um ( $s_t = 1$ ) ou zero ( $s_t = 0$ ). Denota-se por  $P_t = P(s_{t+1} = 1 | \Omega_t)$  a probabilidade de que a inflação,  $\pi$ , seja determinada pelo processo temporal associado ao estado 1, dado o conjunto de informações disponíveis para os agentes no tempo  $t$ ,  $\Omega_t$ . Nesse sentido, a taxa de inflação esperada é

$$\mathbb{E}_t \pi_{t+1} = P_t \mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 1, \Omega_t] + (1 - P_t) \mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 0, \Omega_t]. \quad (1)$$

A equação (1) indica que a inflação prevista para o próximo período é uma média ponderada de seu valor condicionada ao regime inflacionário em que a economia se encontra, isto é, estado um ou estado zero. Os pesos são as probabilidades imputadas a cada diferente estado. De acordo com Evans e Wachtel (1993), a equação (1) pode ser originada quando os agentes se deparam com incertezas associadas ao regime inflacionário. Por exemplo, caso ocorra uma mudança na conduta do banco central, os agentes podem levar algum tempo averiguando se a política realmente está em curso. Neste caso, as probabilidades associadas a cada estado serão atualizadas com a introdução de novas observações e a previsão da inflação será dada por (1). Quando os agentes estão, finalmente, certos de que o regime inflacionário se alterou, a sua probabilidade converge para a unidade.

A principal questão que surge com a equação (1) é que expectativas formadas racionalmente podem apresentar viés sistemático. Por exemplo, se a inflação segue o processo temporal do estado um, o erro de previsão *ex post* é definido por

$$\begin{aligned} \pi_{t+1} - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} = & (\pi_{t+1} - \mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 1, \Omega_t]) \\ & + (1 - P_t)(\mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 1, \Omega_t] - \mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 0, \Omega_t]). \end{aligned} \quad (2)$$

O primeiro termo entre os parênteses do lado direito da equação (2) tem média zero e é não correlacionado, porque se assumiu que em  $t + 1$  a inflação está no regime um.<sup>6</sup> Em outras palavras, espera-se que os erros de previsão sejam independentes com expectativas racionais e que os agentes tenham conhecimento do processo temporal que a inflação segue.

O segundo elemento do lado direito de (2) diz respeito ao erro de previsão relacionado com a incerteza quanto ao regime inflacionário. Percebe-se que ele é a diferença da inflação esperada em cada estado, ponderado pela probabilidade de a inflação estar, de fato, em  $s_{t+1} = 0$ . Este termo é diferente de zero, enquanto os agentes considerarem a fração  $(1 - P_t)$  positiva e que a inflação se comporta de maneira diferente nos dois estados da economia. De maneira geral, a diferença  $\mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 1, \Omega_t] - \mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 0, \Omega_t]$  pode ser correlacionada com as informações disponíveis em  $t$  ( $\Omega_t$ ), as quais incluem erros de previsão passados. Assim, os erros de previsão não serão independentes e irão apresentar viés *ex post*, mesmo quando os agentes utilizam toda a informação disponível ao estimar a inflação futura.

É possível decompor a incerteza inflacionária na presença de mudanças de regimes em dois componentes. Como mostra a equação (3), a variância da inflação para  $k$  períodos à frente é representada por (Evans & Wachtel, 1993):

$$\text{Var}(\pi_{t+k} | \Omega_t) = \mathbb{E}[\text{Var}(\pi_{t+k} | \Omega_t, s_{t+k} | \Omega_t)] + \text{Var}(\mathbb{E}[\pi_{t+k} | \Omega_t, s_{t+k} | \Omega_t]). \quad (3)$$

Na equação anterior, o primeiro termo do lado direito é a expectativa da variância da inflação ao longo dos diferentes estados, dado que os agentes sabem em qual regime a inflação estará

<sup>6</sup> $\mathbb{E}[\pi_{t+1} - \mathbb{E}[\pi_{t+1} | s_{t+1} = 1, \Omega_t] | \Omega_t] = 0$ .

em  $t + k$ . O segundo termo mede a variância condicional da inflação esperada quando o estado futuro é desconhecido. Se as expectativas são independentes dos estados futuros, tem-se que  $\text{Var}(\mathbb{E}[\pi_{t+k} | \Omega_t, s_{t+k} | \Omega_t]) = 0$  e, com isso, o primeiro termo do lado direito de (3) se resumirá em  $\text{Var}(\pi_{t+k} | \Omega_t)$ . Neste caso, a única fonte de incerteza seria aquela originada dos choques não antecipados na inflação entre  $t$  e  $t + k$ . A literatura se refere a este componente da incerteza como certo equivalente (CE).

Contudo, quando a possibilidade de mudanças no regime inflacionário é considerada pelos agentes econômicos, o segundo termo do lado direito de (3) é positivo. Como ele identifica os efeitos das mudanças de regimes sobre a incerteza das previsões da inflação futura, Evans e Wachtel (1993) o chamam de incerteza do regime (RU, da expressão em inglês *regime uncertainty*). Logo, a variância da inflação pode ser constituída de dois componentes: i) aquele comumente associado aos choques exógenos da inflação (CE); e outro que surge em função da incerteza do regime em que a inflação se encontra hoje e em  $k$  períodos à frente (RU).

Com o intuito de distinguir mais claramente a diferença existente entre as duas fontes de incerteza inflacionária (CE e RU), é válido pensar em dois casos extremos. Primeiro, imagina-se que não exista incerteza do regime inflacionário da economia. O público reconhece a aversão à inflação dos encarregados pela política monetária e confia plenamente que um valor estabelecido para a inflação será perseguido (no caso brasileiro, a meta para a inflação). Neste caso, a única fonte de variabilidade da inflação será devido aos choques estocásticos, isto é, os agentes reconhecem que a inflação é uma variável aleatória com certa distribuição de probabilidade. Ao longo do tempo, choques positivos e negativos se cancelariam e o erro de previsão ( $\pi_{t+k} - \mathbb{E}_t[\pi_{t+k}]$ ) deveria se comportar como um ruído branco. Este raciocínio é representado pela fração CE da variabilidade inflacionária em (3).<sup>7</sup>

Por outro lado, assumamos que a inflação é completamente determinada pelo Banco Central, que escolhe seu valor de acordo com suas preferências e funções de bem estar social. Porém, o público não sabe exatamente se o(a) presidente do banco é avesso(a) à inflação ou se ele ou ela aceita uma taxa de inflação mais alta. Nesta situação, a economia iria oscilar entre conjunturas inflacionárias. Em um ambiente de máxima incerteza, a inflação esperada seria igual à média das taxas de inflação vigente nos dois regimes, ou seja,  $\mathbb{E}[\pi_{t+k}] = \pi^e = 0,5 \times \pi_{\text{baixa}} + 0,5 \times \pi_{\text{alta}}$ , e a sua variabilidade seria igual à  $\text{Var}(\pi_{t+k}) = 0,5 \times (\pi^e - \pi_{\text{baixa}})^2 + 0,5 \times (\pi^e - \pi_{\text{alta}})^2 > 0$ .

Tal componente está associado com a incerteza inflacionária gerada pelas mudanças na política. O erro de previsão oriundo de RU não é necessariamente igual a zero, uma vez que os agentes podem utilizar erros passados para atualizar as probabilidades de que o regime mude no futuro, um processo que pode ser demorado.

Algumas pesquisas recentes mostram que a incerteza do regime inflacionário parece ser um importante componente dos desvios da inflação prevista de seus valores observados. Por exemplo, Carvalho e Minella (2012) encontraram que as previsões dos profissionais de mercado têm um desempenho melhor do que as resultantes da aplicação de modelos estatísticos uni e multivariados (AR, ARMA, VAR, etc.). Segundo os autores, o conjunto de informações utilizado pelos profissionais pode ser mais amplo, combinando o julgamento a

<sup>7</sup>Este raciocínio só é estritamente válido caso o banco central consiga (e queira) ajustar o desvio inflacionário imediatamente e para o horizonte de planejamento  $k = 1$ . Nas situações em que o banco central pondera os desvios do produto ao longo do potencial e para horizontes mais longos, o erro de previsão pode assumir um comportamento do tipo média móvel.

resultados de modelos econométricos diversos. Adicionalmente [Carvalho e Minella \(2012\)](#) ressaltam que o erro de previsão nas pesquisas realizadas pelo BCB é dominado por um componente que afeta os respondentes de maneira similar, o que pode ser explicado pelas incertezas geradas por mudanças nos regimes inflacionários.

Na próxima seção apresenta-se um modelo de séries temporais para a inflação que permite mudanças nos regimes (um modelo markoviano), capaz de distinguir as frações da variabilidade inflacionária que se referem ao certo equivalente e à incerteza do regime. Em seguida, estas medidas são utilizadas na análise do impacto das incertezas inflacionárias sobre a atividade econômica real por meio do método de vetores autorregressivos (VAR).

## 2.1 Um modelo markoviano para a inflação brasileira e seus estimadores de CE e RU

As medidas de CE e RU dependem dos parâmetros do modelo markoviano selecionado. Neste artigo, após uma série de testes com especificações alternativas ter sido realizada, a versão estimada e analisada foi uma com três estados para a média e a variância, apresentando a seguinte formulação:<sup>8</sup>

$$\pi_{0,t} = \pi_0 + v_{0,t}, \quad v_{0,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_0^2), \quad (4)$$

$$\pi_{1,t} = \pi_1 + v_{1,t}, \quad v_{1,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_1^2), \quad (5)$$

$$\pi_{2,t} = \pi_2 + v_{2,t}, \quad v_{2,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_2^2). \quad (6)$$

Veja-se que as equações (4), (5) e (6) consideram que a série de tempo da inflação brasileira pode oscilar entre três regimes estacionários, 0 (zero), 1 (um) e 2 (dois), com médias e variâncias diferentes.<sup>9</sup> Esta formulação permite, ainda, que os agentes respondam de maneira assimétrica aos choques de baixa e alta inflação, como encontrado por [Silva Filho \(2007\)](#). Por fim, os resultados obtidos com a estimação deste modelo pareceram reproduzir bem as características dos erros de previsão dos analistas de mercado no país, como se mostra na próxima seção, e a associação empírica positiva entre inflação e sua volatilidade (averiguada por [Vale, 2005](#)).

No modelo de regimes markovianos, a variável estado não observável ( $s_t = 0, 1, 2$ ) segue uma cadeia em que a probabilidade de transição é definida por

$$p_{i,j} = P(s_{t+1} = i | s_t = j), \quad (7)$$

para  $i, j = 0, 1, 2$ . Em (7), a probabilidade de mudança do regime  $j$ , em  $t$ , para  $i$ , em  $t + 1$ , depende apenas do estado atual em que a variável se encontra. A matriz completa de

<sup>8</sup>Modelos mais parametrizados para a dinâmica inflacionária foram testados. No caso em que foi possibilitado um termo AR(1) diferente em cada regime, as regressões apresentaram informações não condizentes com fatos estilizados pela literatura, como a correlação positiva entre inflação e sua volatilidade, além de regimes com probabilidades que não correspondiam com a realidade brasileira. A inclusão de um termo AR(1) comum proporcionou um coeficiente estatisticamente significativo e resíduos mais bem comportados. Porém, as medidas de interesse, CE e RU, são muito pouco afetadas. Como pode ser verificado com as equações (9) e (10), as únicas alterações se dão nas probabilidades  $k$  períodos à frente. Ainda assim, as séries obtidas foram similares àquelas apresentadas na pesquisa, principalmente em horizontes mais longos, em função da suavização das probabilidades e do termo autorregressivo no tempo. Em suma, incluir um termo AR(1) comum na regressão markoviana não altera as conclusões centrais do artigo.

<sup>9</sup>Testes prévios do tipo ADF padrão e com quebras estruturais indicaram que a inflação no período de 1995 a 2016 é um processo temporal estacionário.



probabilidades de transição  $P_3$  é escrita como

$$P_3 = \begin{bmatrix} p_{0,1} & p_{0,2} & p_{0,2} \\ p_{1,0} & p_{1,1} & p_{1,2} \\ p_{2,0} & p_{2,1} & p_{2,2} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

O conjunto de parâmetros das equações (4)–(6) e as probabilidades definidas em (8) são obtidos com o método de máxima verossimilhança proposto por [Hamilton \(1989\)](#) e com o algoritmo de suavização de [Kim \(1994\)](#).

De posse das estimativas, o termo certo equivalente (CE) apresentado em (3) é escrito em termos dos parâmetros do modelo como

$$\begin{aligned} \mathbb{E} [\text{Var} (\pi_{t+k} | \Omega_t, s_{t+k}) | \Omega_t] \\ = \sum_{i=0,1,2} \text{Var} (\pi_{i,t+k} | \Omega_t) P (s_{t+k} = i | \Omega_t) \\ = \sigma_0^2 P (s_{t+k} = 0 | \Omega_t) + \sigma_1^2 P (s_{t+k} = 1 | \Omega_t) + \sigma_2^2 P (s_{t+k} = 2 | \Omega_t). \end{aligned} \quad (9)$$

A parcela RU é composta do somatório do quadrado das diferenças da inflação esperada em cada par de regimes, ponderada por suas probabilidades de ocorrência. Matematicamente,

$$\begin{aligned} \text{Var} \{ \mathbb{E} [\pi_{t+k} | \Omega_t, s_{t+k}] | \Omega_t \} \\ = \{ \mathbb{E} [\pi_{0,t+k} | \Omega_t] - \mathbb{E} [\pi_{1,t+k} | \Omega_t] \}^2 \times P (s_{t+k} = 0 | \Omega_t) P (s_{t+k} = 1 | \Omega_t) \\ + \{ \mathbb{E} (\pi_{0,t+k} | \Omega_t) - \mathbb{E} (\pi_{2,t+k} | \Omega_t) \}^2 \times P (s_{t+k} = 0 | \Omega_t) P (s_{t+k} = 2 | \Omega_t) \\ + \{ \mathbb{E} (\pi_{1,t+k} | \Omega_t) - \mathbb{E} (\pi_{2,t+k} | \Omega_t) \}^2 \times P (s_{t+k} = 1 | \Omega_t) P (s_{t+k} = 2 | \Omega_t). \end{aligned} \quad (10)$$

Ao substituir em (10) a configuração do modelo markoviano assumida nesta pesquisa, encontra-se que

$$\begin{aligned} \text{Var} \{ \mathbb{E} [\pi_{t+k} | \Omega_t, s_{t+k}] | \Omega_t \} \\ = (\pi_0 - \pi_1)^2 \times P (s_{t+k} = 0 | \Omega_t) P (s_{t+k} = 1 | \Omega_t) \\ + (\pi_0 - \pi_2)^2 \times P (s_{t+k} = 0 | \Omega_t) P (s_{t+k} = 2 | \Omega_t) \\ + (\pi_1 - \pi_2)^2 \times P (s_{t+k} = 1 | \Omega_t) P (s_{t+k} = 2 | \Omega_t). \end{aligned} \quad (11)$$

Em (9) e (11), as probabilidades de ocorrência de cada estado  $k$  períodos à frente são obtidas da matriz de probabilidades de transição ( $P_3$ ) e das probabilidades suavizadas encontradas pelo algoritmo de estimação. A título de ilustração, a equação (12) mostra o procedimento para os cálculos referentes ao regime zero ([Evans & Wachtel, 1993](#)):

$$P (s_{t+k} = 0 | \Omega_t) = [1 \quad 0 \quad 0] P_3^k \begin{bmatrix} P (s_t = 0 | \Omega_t) \\ P (s_t = 1 | \Omega_t) \\ P (s_t = 2 | \Omega_t) \end{bmatrix}, \quad (12)$$

Em resumo, as equações (9) e (11) permitem estimar as frações do erro de previsão para  $k$  períodos à frente relacionadas ao erro originado por choques exógenos nas realizações da inflação (CE) e pelas incertezas quanto aos regimes que a inflação pode se encontrar (RU). Ressalta-se que CE e RU são séries temporais, as quais podem ser utilizadas na avaliação dos efeitos das incertezas sobre a atividade econômica real no país, inclusive por pesquisas posteriores. As seções seguintes apresentam os resultados obtidos com tais análises.

### 3. Resultados

Uma primeira questão analisada diz respeito a possível ocorrência de mudanças estruturais na dinâmica da inflação brasileira. Especificamente, pretende-se mostrar, por meio da estimação de modelos markovianos, que a implantação do Plano Real introduziu uma forte quebra estrutural na série temporal da inflação medida pelo IPCA. A adoção do sistema de metas, por outro lado, produziu resultados menos expressivos nesse sentido. Dessa forma, mesmo tendo como foco o período entre 1995 e 2016, é interessante estender brevemente a amostra de dados para os anos de 1980. A [Tabela 1](#) traz os resultados das estimações dos modelos com dois e três regimes para a média e a variância, considerando a série de valores mensais da taxa de inflação — MS(2) e MS(3), respectivamente.<sup>10</sup>

A regressão com dois estados divide a dinâmica inflacionária brasileira em períodos de inflação baixa e estável (regime zero) e de inflação alta e instável (regime um).<sup>11</sup> Como pode ser visto na [Figura 1\(a\)](#), há uma clara concentração do estado de inflação alta (áreas cinza) nos primeiros anos da amostra. As únicas exceções ocorrem nos meses de ajustamento entre 1995 e 1996 e no episódio do choque cambial de 2002/2003. Quanto às probabilidades de transição, o modelo estimado mostra que a duração esperada dos diferentes regimes é elevada, respectivamente, 125 e 65 meses nos regimes R0 e R1. Ademais, o baixo valor para  $p_{1,0}$  (menor que 1%) indica que a probabilidade de a economia brasileira visitar um regime de inflação tal como observado nos anos de 1980 e início da década de 1990 é extremamente

**Tabela 1.** Resultados dos modelos markovianos, amostra de dados 1980–2016.

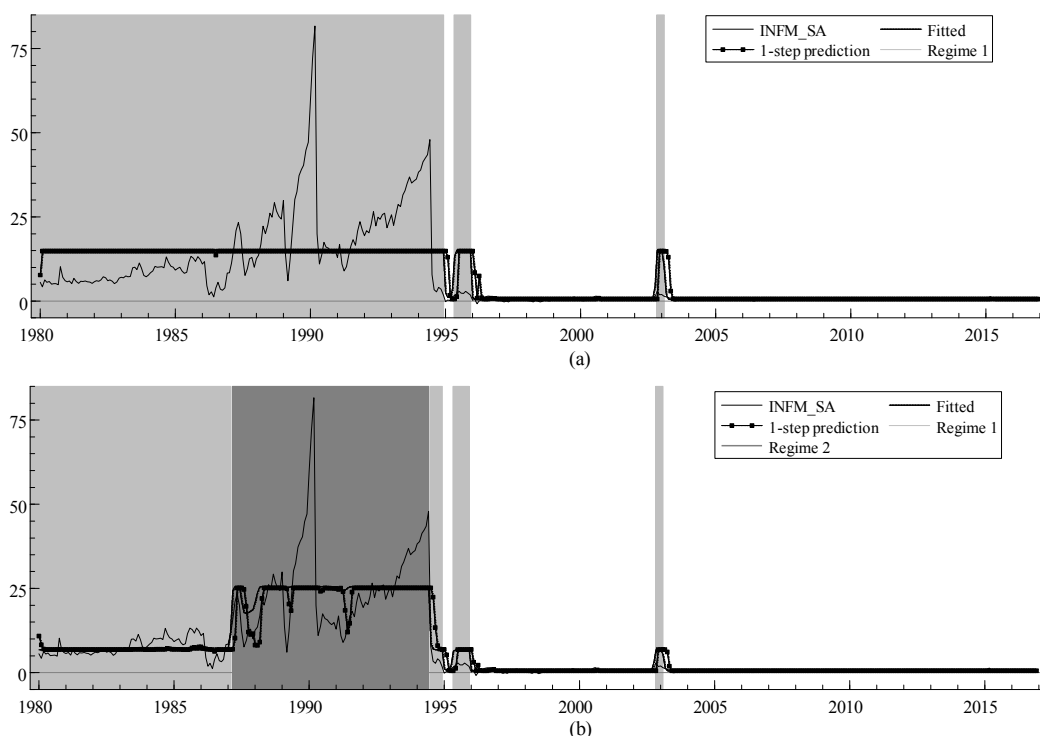
Coeficiente	MS(2)		MS(3)	
	Valor estimado	Valor-p	Valor estimado	Valor-p
$\pi_0$	0,499	0,000	0,498	0,000
$\pi_1$	15,113	0,000	6,758	0,000
$\pi_2$	—	—	25,501	0,000
$\sigma_0$	0,327	0,000	0,325	0,000
$\sigma_1$	13,021	0,000	3,195	0,000
$\sigma_2$	—	—	13,182	0,000
$p_{0,0}$	0,992	0,000	0,992	0,000
$p_{0,1}$	0,015	0,086	0,028	0,085
$p_{1,1}$	—	—	0,958	0,000
$p_{1,2}$	—	—	0,018	0,412
Estatística AIC	3,932	—	3,324	—
Teste LR de linearidade				
$\chi^2(4)$	1673,3	0,000		
$\chi^2(8)$			1950,9	0,000

Notas: Dados dessazonalizados com o método aditivo *Census* X-12. As probabilidades não apresentadas podem ser obtidas de (8) e pelo fato de que suas linhas e, ou, colunas somam um. Testes LR de linearidade indicam que os estados markovianos são significativos.

<sup>10</sup>Como os valores para a taxa de inflação no período de 1985 a 1994 são elevados, a anualização dos valores mensais observados não produziu bons resultados nos modelos econométricos.

<sup>11</sup>Doravante, refere-se aos regimes  $i$ ,  $i = 0, 1, 2$ , como R0, R1 ou R2.





Notas: O eixo vertical representa os valores da inflação; as áreas em escala de cinza, os diferentes estados markovianos.

**Figura 1.** Regimes inflacionários nos modelos markovianos de dois (a) e três (b) estados, 1980–2016.

baixa. Pode-se dizer, portanto, que a implantação do Plano Real introduziu uma quebra estrutural na dinâmica da inflação no país.

Por sua vez, o modelo MS(3) caracteriza, nos regimes R0, R1 e R2, estados de inflação baixa, média e alta na amostra. É possível perceber, ainda, que a variância se eleva conjuntamente com a estimativa da inflação em cada estado, refletindo uma associação positiva entre a taxa de inflação e sua volatilidade, amplamente documentada na literatura como um fato estilizado (Okun, 1971; Friedman, 1977; Ball & Cecchetti, 1990; Evans & Wachtel, 1993, entre outros).

A Figura 1(b) representa graficamente as probabilidades suavizadas do modelo MS(3). As áreas cinza claras e escuras denotam os períodos de inflação média e alta, respectivamente. Nota-se que a datação obtida é muito similar à proposta por Minella (2003). O principal ponto que emerge dessa figura é a dificuldade de se visualizar claramente diferenças da dinâmica inflacionária no início do Plano Real e no período de implementação do sistema de metas. A fim de analisar esta questão mais a fundo, estimam-se os modelos de cadeias de Markov com dois e três estados na amostra restrita aos anos mais recentes.

Como descrito na Tabela 2, o modelo de dois regimes na amostra 1995–2016 traça períodos de inflação baixa e estável (R0) e de inflação alta e instável (R1). Em termos anuais, esses estados estão associados com taxas de inflação de 5,7% e 16,4% a.a. A duração esperada de R0 é de 60 meses e a de R1 é bastante inferior, de oito meses. Dessa forma, o modelo markoviano com dois estados indica que a inflação brasileira oscila na maior parte do tempo ao longo de uma taxa de inflação de 6% a.a., com períodos mais curtos em que a inflação se acelera em função de choques. A Figura 2(a) representa as probabilidades suavizadas

**Tabela 2.** Resultados dos modelos markovianos, amostra de dados 1995-2016.

Coeficiente	MS(2)		MS(3)	
	Valor estimado	Valor-p	Valor estimado	Valor-p
$\pi_0$	0,464	0,000	0,449	0,000
$\pi_1$	1,276	0,000	0,507	0,000
$\pi_2$	—	—	1,862	0,000
$\sigma_0$	0,261	0,000	0,177	0,000
$\sigma_1$	0,857	0,000	0,385	0,000
$\sigma_2$	—	—	0,592	0,000
$p_{0,0}$	0,983	0,000	0,989	0,000
$p_{0,1}$	0,120	0,068	0,013	0,341
$p_{1,1}$	—	—	0,959	0,000
$p_{1,2}$	—	—	0,183	0,000
Estatística AIC	0,678	—	0,524	—
Teste LR de linearidade				
$\chi^2(4)$				
$\chi^2(8)$				

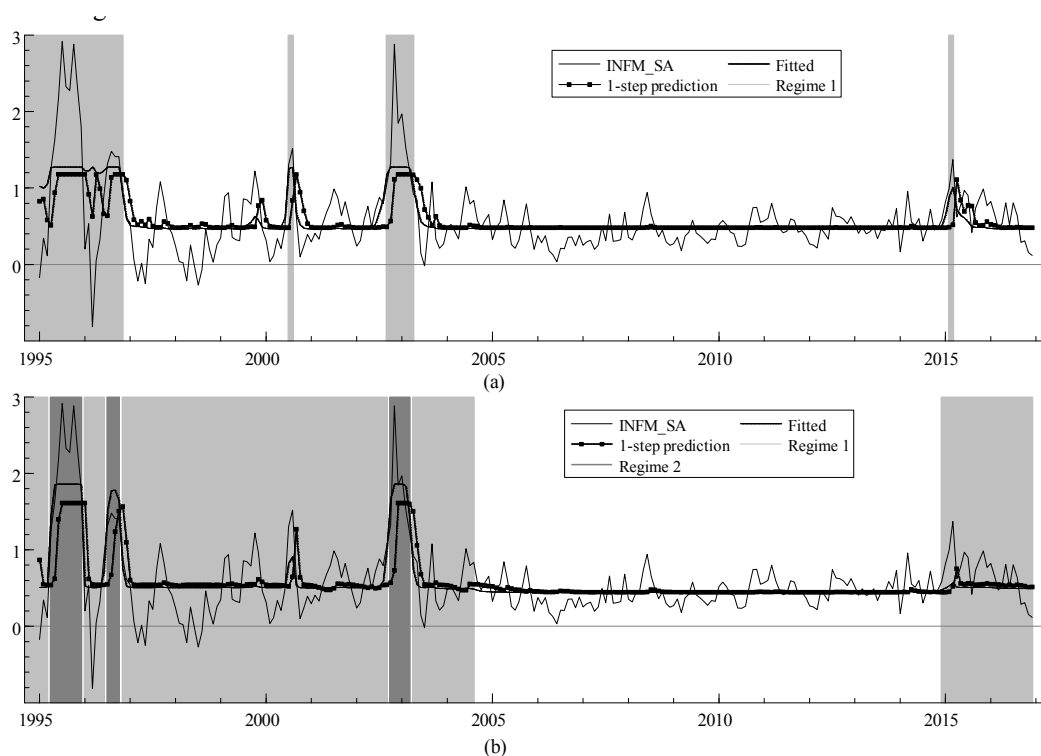
Notas: Dados dessazonalizados com o método aditivo *Census* X-12. As probabilidades não apresentadas podem ser obtidas de (8) e pelo fato de que suas linhas e, ou, colunas somam um. Testes LR de linearidade indicam que os estados markovianos são significativos.

de R0 (áreas claras) e R1 (áreas cinza). Ainda, veja-se que o modelo MS(2) da [Tabela 2](#) e [Figura 2\(a\)](#) também não indica qualquer alteração substancial no comportamento da inflação após a implantação do IT no país. Os resultados do modelo MS(3) apresentados na [Tabela 2](#) caracteriza a inflação brasileira variando em regimes de inflação baixa e estável (R0, 5,5% a.a.), média (R1, 6,3% a.a.) e alta e instável (R2, 24,8% a.a.). As durações de cada regime foram de, respectivamente, 91, 24 e seis meses, ou seja, R0 e R1 são mais frequentes na amostra.<sup>12</sup>

Diferente dos demais modelos estimados, o MS(3) na amostra 1995–2016 indica que o sistema de metas pode ter, de fato, produzido efeitos favoráveis sobre a inflação no país. Por exemplo, a [Figura 2\(b\)](#) descreve que o regime de inflação baixa e estável vigorou apenas após a implantação do IT. Especificamente, R0 foi verificado no período que variou de setembro de 2004 a dezembro de 2014. Além disso, o regime de inflação alta e instável ocorreu em 19 meses da amostra. Destes, 13 (ou 68%) se localizaram entre 1995 e 1996. A [Tabela 3](#) resume a classificação dos regimes durante as duas abordagens de política monetária no Brasil pós-Real, a saber, de câmbio administrado (1.995 a junho de 1999) e de metas para a inflação (julho de 1999 em diante).

A [Tabela 3](#) traz informações relevantes em termos da comparação do desempenho das duas abordagens de política monetária no país. Percebe-se que, nos 45 meses de adoção do sistema de câmbio administrado, a inflação oscilou entre os regimes de inflação média e alta. Após a adoção do sistema de metas, a inflação observada passa a oscilar, em 97% dos

<sup>12</sup>Destaca-se que todos os modelos estimados calcularam a inflação no regime de baixos preços em torno de 5,5 a 6% a.a. Tal fato pode estar associado com um viés inflacionário do BCB, uma vez que a meta para a inflação é de 4,5% desde 2005.



Notas: O eixo vertical representa os valores da inflação; as áreas em escala de cinza, os diferentes estados markovianos.

**Figura 2.** Regimes inflacionários nos modelos markovianos de dois (a) e três (b) estados, 1995–2016.

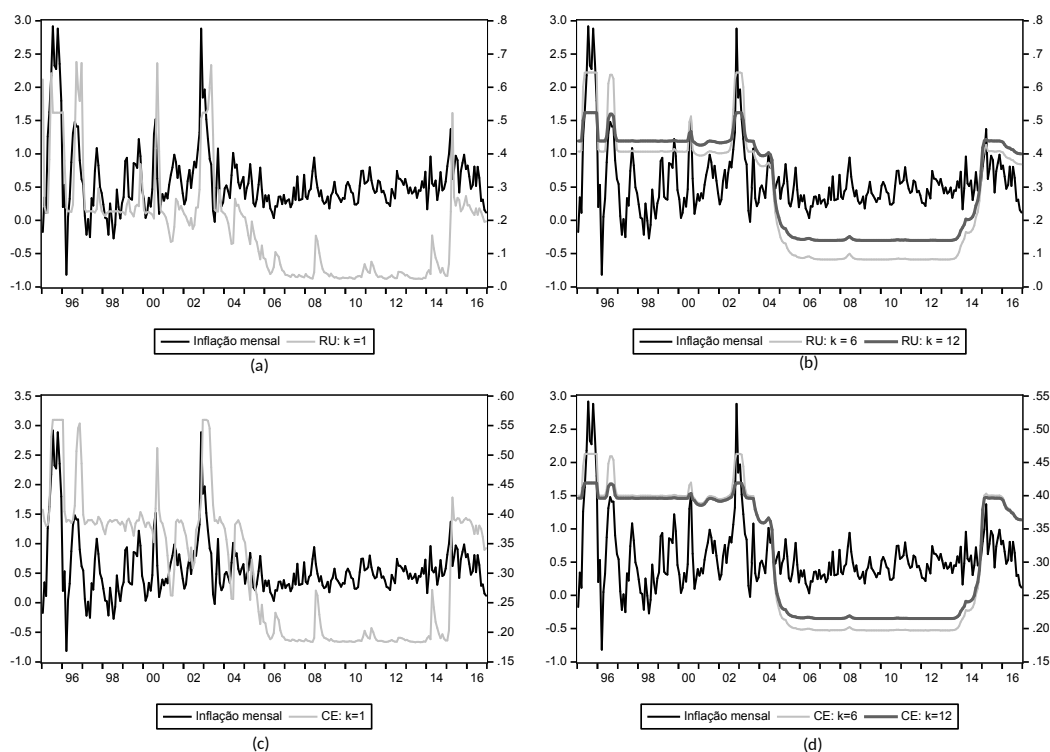
**Tabela 3.** Classificação dos regimes de acordo com MS(3) e as políticas monetárias no Brasil – 1995–2016.

Sistema monetário	Inflação baixa (R0)	Inflação média (R1)	Inflação Alta (R2)	Total
<i>Painel (a): contagem das ocorrências</i>				
Câmbio administrado	0	32	13	45
Metas para inflação	123	90	6	219
Total	123	122	19	264
<i>Painel (b): percentuais das ocorrências (%)</i>				
Câmbio administrado	0	71	29	100
Metas para inflação	56	41	3	100

casos, entre os regimes de inflação baixa e média.<sup>13</sup> Dessa forma, é possível concluir que a adoção do sistema de metas em meados de 1999 conseguiu reduzir a inflação do patamar médio/alto para o baixo/médio.

Das especificações econométricas anteriores, aquela que parece representar melhor as mudanças ocorridas na dinâmica recente da inflação brasileira é, portanto, a MS(3).<sup>14</sup> Derivam-se deste modelo as séries de tempo da incerteza inflacionária (RU) e do certo equivalente (CE), a fim de associar tais medidas ao desempenho da atividade econômica no país. A Figura 3 ilustra as estimativas de RU e CE, obtidas com as equações (9) e (11), no eixo direito dos gráficos, contra os valores observados da inflação entre 1995 e 2016, no eixo esquerdo.

Como pode ser visto nos painéis (a)–(d), ambas as medidas de incerteza têm picos que coincidem com os da inflação, mas o componente RU exhibe oscilações que acompanham mais de perto as movimentações observadas do IPCA. Ademais, é possível perceber que há uma queda de patamar e maior estabilização dos indicadores de incerteza quando se comparam os períodos de 1995 a 2003 e de 2004 a 2014. Ou seja, o amadurecimento do regime de metas no país trouxe ganhos no que diz respeito à redução da incerteza inflacionária. Contudo, com a aceleração da inflação ocorrida em 2015, as variâncias retornam a valores muito próximos aos observados no início do Plano Real. Estes resultados mostram que a confiança



**Figura 3.** Medidas dos componentes da incerteza inflacionária. (a) RU um período à frente; (b) RU seis e doze períodos à frente; (c) CE um período à frente; (d) CE seis e doze períodos à frente.

<sup>13</sup>As únicas ocorrências de regimes de inflação alta e instável no sistema de metas se dão no período da crise de confiança que gerou alto repasse cambial em 2002/2003.

<sup>14</sup>Em função de sua boa aderência à história recente da inflação e dos critérios de informação de Akaike (AIC).

do público quanto à capacidade do BCB em manter a inflação estabilizada ao longo da meta pode ter sido abalada pelo descontrole ocorrido nos últimos anos da amostra (dado o crescimento de RU).

Uma análise da participação relativa de CE e RU na variância total da inflação um período à frente reforça tal constatação. Entre 1995 e 2003, esses componentes explicaram, respectivamente, 60% e 40% da variância. Por sua vez, no período de 2004 a 2014, a parcela devido a CE se elevou para 80% em média, mostrando que a maior parte das incertezas nesses anos era gerada por choques exógenos e não por dúvidas quanto ao regime inflacionário futuro. A partir de 2015 o percentual devido a RU dobra, alcançando novamente 40% (tal padrão se repete para os demais horizontes de planejamento).

O BCB pode ainda verificar o estado das incertezas da economia ao analisar o desvio padrão das expectativas coletadas junto aos especialistas de mercado, muito embora esta *proxy* não seja perfeita.<sup>15</sup> Verificou-se que as estimativas do certo equivalente e da incerteza do regime tem boa correlação com esse indicador. Especificamente, os coeficientes de correlação entre CE e o desvio padrão das expectativas<sup>16</sup> foi igual a 0,65, 0,59 e 0,55 nos horizontes de previsão de um, seis e 12 períodos à frente. No caso de RU, os valores das correlações foram, nesta mesma ordem, de 0,71, 0,67 e 0,58. Portanto, as medidas derivadas do modelo markoviano são bons indicadores da incerteza dos respondentes das pesquisas realizadas pelo BCB. Além disso, o procedimento empregado nesta pesquisa tem o benefício de caracterizar as incertezas quanto ao regime inflacionário, intimamente associadas com as ações dos formuladores de políticas.

Avalia-se, agora, o impacto das fontes de incertezas inflacionárias sobre a atividade econômica. Para tanto, estimam-se modelos VAR contendo cinco variáveis, a saber: os indicadores CE e RU,<sup>17</sup> o produto interno bruto (PIB), o consumo das famílias e o investimento (formação bruta de capital fixo).<sup>18</sup> Por questões de limitações da base de dados, a frequência das séries utilizadas para os agregados macroeconômicos é trimestral, variando de 1997 a 2016. Ademais, para obter modelos vetoriais estacionários, os dados foram logaritmizados e o componente cíclico (multiplicado por cem) foi extraído com o filtro-HP. Conforme procedimento padrão da literatura, assumiu-se o valor de 1.600 para o parâmetro de suavização (Hodrick & Prescott, 1997). Com respeito aos indicadores de incertezas CE e RU, a conversão da periodicidade mensal (original) para a trimestral se deu pela média aritmética.

<sup>15</sup>Por exemplo, em alguns momentos vários profissionais podem concordar em elevadas incertezas no futuro. Assim, a dispersão das expectativas será baixa, muito embora as incertezas sejam altas. Ver a esse respeito em Giordani e Söderlind (2003) e Lahiri e Sheng (2010).

<sup>16</sup>Inflação acumulada para os próximos 12 meses, retiradas do Sistema de Expectativas de Mercado, disponível em <http://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>

<sup>17</sup>Considera-se um par de indicadores de incerteza por turno, de acordo com os horizontes de previsão analisados. Esta abordagem se baseia em Evans e Wachtel (1993).

<sup>18</sup>Especificamente, as séries utilizadas foram:

PIB – preços de mercado – índice encadeado – dessaz. (média 1995 = 100) – ref. 2010;

Consumo final – famílias – índice encadeado – dessaz. (média 1995 = 100) – ref. 2010; e,

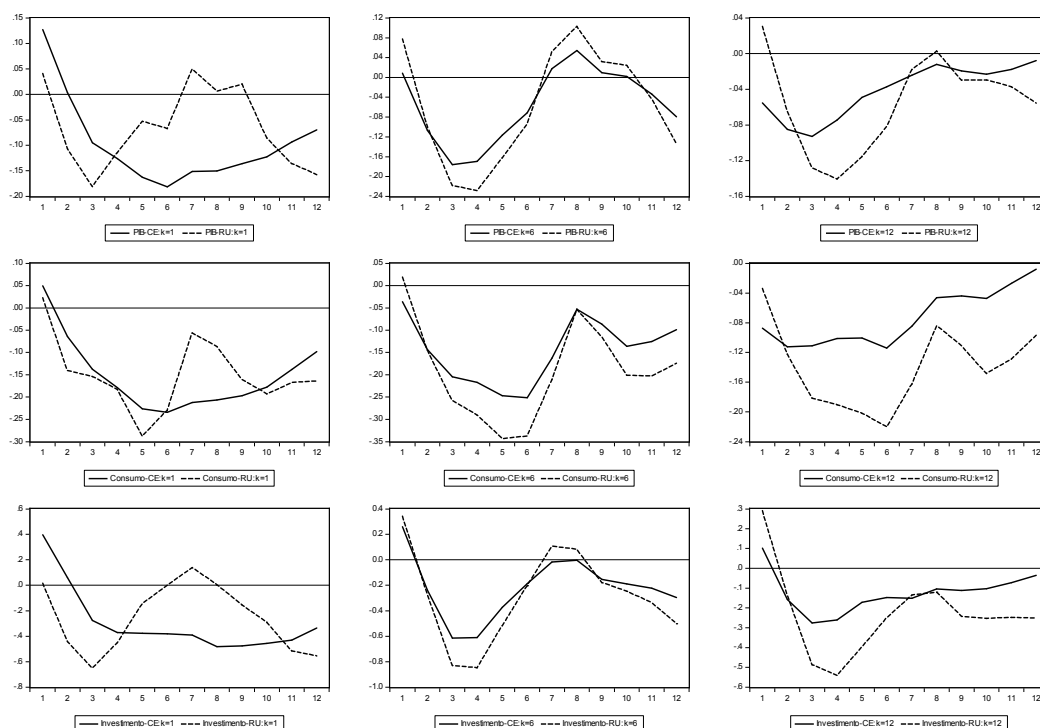
Capital fixo – formação bruta – índice encadeado – dessaz. (média 1995 = 100) – ref. 2010.

As séries são medidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016) e disponibilizadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, IPEA (<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>).

As análises a seguir mostram o efeito de choques de um desvio-padrão generalizado das incertezas sobre as variações cíclicas da atividade econômica.<sup>19</sup> Como a questão da significância estatística destes impactos é de suma importância, as funções impulso-resposta (FIR) foram obtidas com o procedimento de projeções locais proposto por Jordà (2005, 2009).<sup>20</sup>

As FIR obtidas por projeções locais possuem algumas vantagens. Por exemplo, não é necessário conhecer *a priori* o sistema multivariado gerador dos dados. Assim, possíveis erros de má-especificação são minimizados (se o processo gerador dos dados for, de fato, um VAR, então as FIR do método de projeções locais são equivalentes às obtidas pelo método clássico). Além disso, dada a linearidade do método, as projeções locais podem ser obtidas com estimadores robustos à heterocedasticidade e autocorrelação (como discutido em Jordà, 2009).

A Figura 4 ilustra as respostas dos ciclos dos agregados PIB, consumo e investimento aos choques nas incertezas associadas às flutuações aleatórias da inflação (CE) e às políticas do



Notas: A primeira linha representa as respostas dos ciclos do PIB; a segunda, do consumo; e, a terceira, do investimento. Nas colunas as variáveis respondem à incerteza nos horizontes de um, seis e doze períodos à frente, respectivamente.

**Figura 4.** Respostas dos agregados macroeconômicos a choques em CE ou RU.

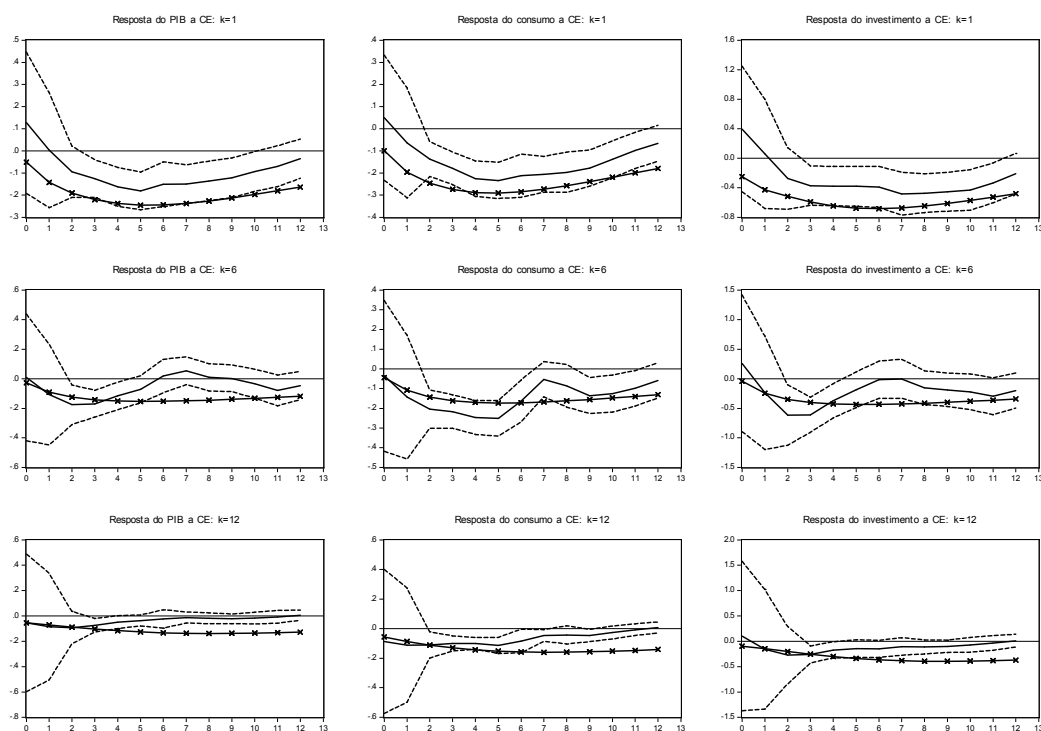
<sup>19</sup>Uma vez que as incertezas podem afetar e serem afetadas pela atividade econômica, optou-se pela construção de uma matriz de inovações ortogonais que independe da ordenação das variáveis para a obtenção das FIR.

<sup>20</sup>Este método utiliza a matriz triangular de coeficientes do VAR em sua forma estrutural e regressões das variáveis endógenas projetadas  $h$  períodos à frente contra seus valores correntes e defasados para construir suas FIR. Para cada horizonte definido na função impulso-resposta, realiza-se uma projeção com esse formato (Jordà, 2005). Como o modelo é linear por essência, o cômputo de intervalos de significância e a realização de testes estatísticos são facilitados. Neste artigo, seguindo o critério de seleção de Schwartz (BIC), utiliza-se modelos VAR(1) em todos os casos.

banco central (RU). Ela está organizada em formato matricial, com três linhas e três colunas. As linhas trazem as respostas aos choques do PIB, consumo e investimento, nesta ordem. Nas colunas, alteram-se os horizontes em que a incerteza é mensurada ( $k = 1, 6, 12$ ). As linhas sólidas representam a resposta aos choques em CE e as pontilhadas, em RU.

As funções impulso-resposta indicam efeitos negativos das incertezas sobre todos os agregados. Estes são, em grande parte, significativos ao nível de 5% — as significâncias individuais podem ser atestadas pelas Figuras 5 e 6. Uma informação interessante destacada pela Figura 4 é a de que os efeitos negativos das incertezas geradas pela política monetária tendem a ser superiores àqueles ocasionados por choques aleatórios na inflação, especialmente nos horizontes de previsão de seis e 12 meses.

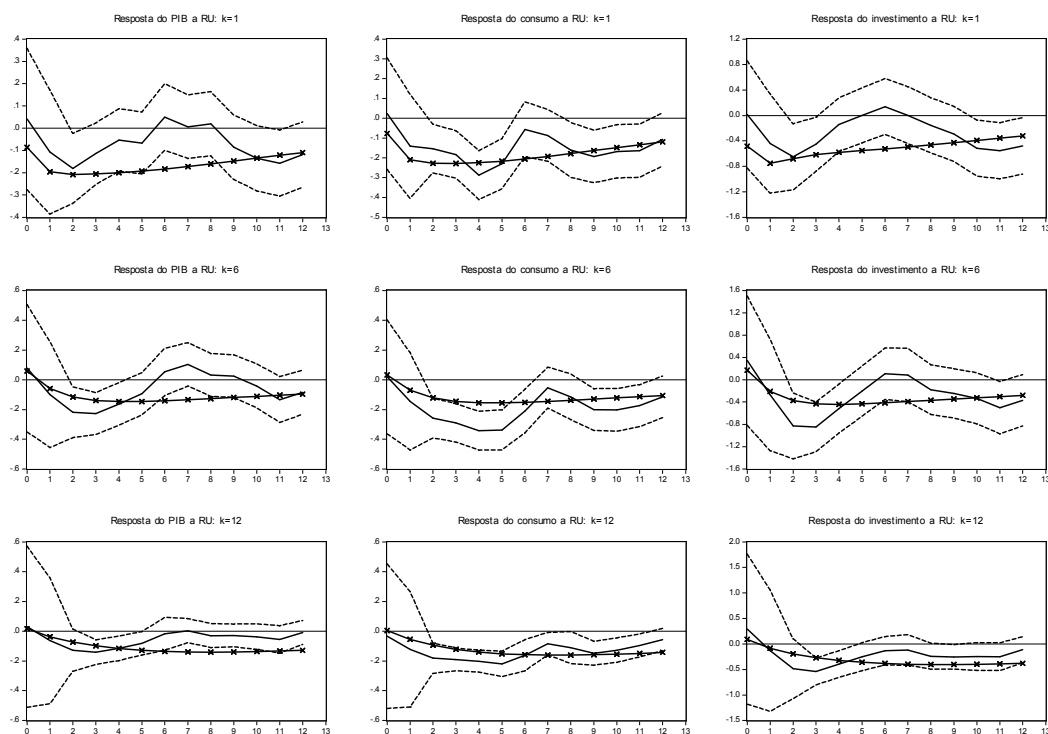
A Tabela 4 traz o efeito de choques em CE e RU sobre os ciclos dos agregados analisados, acumulados em 12 períodos. Como as séries de tempo das variáveis macroeconômicas passaram por filtragens HP, os valores descritos na tabela mostram os desvios percentuais em torno da tendência advindos de elevações nas incertezas. Nota-se que o PIB, o consumo e o investimento respondem negativa e significativamente às perturbações em vários dos casos descritos. Assim, surpresas monetárias, mesmo surtindo algum efeito estimulador sobre a economia em prazos mais curtos, como pode ser visto nos primeiros trimestres dos gráficos da Figura 4, produzem impactos acumulados de longo prazo negativos e significativos sobre a atividade econômica. Esta argumentação levanta críticas ao uso de políticas monetárias excessivamente discricionárias e intervencionistas. Nessa mesma linha de raciocínio, Cunha e Ferreira (2004) e Couto e Gomes (2017) argumentam que instabilidades crescentes na trajetória do consumo geram perdas significativas de bem-estar no Brasil.



Notas: A linha contínua representa as respostas das variáveis ao impulso em CE; as linhas tracejadas, os intervalos de confiança de 90%; a linha marcada com cruzes, as FIRs obtidas com o método clássico.

**Figura 5.** Resposta dos agregados aos choques em CE.





Notas: A linha contínua representa as respostas das variáveis ao impulso em CE; as linhas tracejadas, os intervalos de confiança de 90%; a linha marcada com cruzes, as FIRs obtidas com o método clássico.

**Figura 6.** Resposta dos agregados aos choques em RU.

**Tabela 4.** Efeitos dos choques das incertezas sobre os agregados acumulados 12 períodos à frente.

Resposta dos ciclos do	CE ( $k = 1$ )	RU ( $k = 1$ )	CE ( $k = 6$ )	RU ( $k = 6$ )	CE ( $k = 12$ )	RU ( $k = 12$ )
PIB	-1,16 *	-0,78 ***	-0,66 ***	-0,69	-0,50	-0,67
Consumo	-1,82 *	-1,80 **	-1,76 *	-2,31 *	-0,88	-1,68 **
Investimento	-3,52 *	-3,04 **	-2,65 ***	-3,40 ***	-1,49	-2,77

\*, \*\* e \*\*\* denotam significância dos efeitos acumulados a 1, 5 e 10%, respectivamente.

## 4. Conclusão

A presente pesquisa analisou a inflação brasileira no período entre 1995 e 2016, por meio de regressões com estados markovianos, objetivando fornecer informações adicionais acerca da dinâmica recente dos preços no país. No âmbito da análise das ações do BCB, a metodologia empregada apresentou o benefício de gerar medidas de incertezas que estão diretamente relacionadas com a condução da política monetária, as quais foram associadas com variáveis que medem o desempenho da atividade econômica agregada.

Os resultados obtidos mostraram que houve redução no nível e na variabilidade da inflação, a qual oscilou na faixa médio-alta no período de câmbio administrado (1.995 a junho de 1999) e na faixa baixo-média após a adoção do sistema de metas (de julho de 1999 em diante). De fato, no primeiro período, a inflação observada esteve em 71% dos casos no estado de inflação média; e, 29% no de alta. Por outro lado, na amostra do regime de metas,

os estados com variações baixas e médias nos preços foram detectados em 56% e 41% do tempo, respectivamente. Assim, argumentou-se que a nova forma de conduzir a política monetária no país produziu resultados positivos em termos de redução inflacionária, ainda que não tão expressivos como os obtidos com a implantação do Plano Real por si.

Talvez essa seja uma razão para a controvérsia existente nas análises empíricas consultadas que procuraram comparar o desempenho da política monetária no Brasil pós-1995, com alguns estudos que indicaram melhorias advindas da adoção do IT (por exemplo, [Barbosa-Filho, 2008](#); [BCB, 2011](#); e [Carvalho & Minella, 2012](#)), enquanto outros não evidenciaram diferenças entre os resultados da política monetária de câmbio administrado e de metas ([Mello & Moccero, 2011](#); [Arestis, Ferrari-Filho, & de Paula, 2011](#)). Mostra-se neste artigo que ambas as conclusões podem ser obtidas dos dados, uma vez que essas análises não levaram em consideração os diferentes estados inflacionários e suas probabilidades de ocorrência.

Ademais, a adoção do sistema de metas para a inflação esteve associada com uma redução significativa das incertezas quanto ao regime inflacionário (RU) escolhido pelo banco central. Verificou-se que entre 1995 e 1999 o nível desta variável era alto. O período que seguiu à adoção do IT foi perturbado por uma série de choques exógenos (cambiais, energéticos e políticos) que afetaram as taxas de inflação e levantaram dúvidas sobre a manutenção da política, mantendo RU elevada. Contudo, desde o fim de 2003 as incertezas do regime inflacionário chegaram a mínimos históricos, não sendo afetadas, inclusive, pela última crise financeira internacional em 2007/08. Tal dinâmica só foi alterada em 2015, quando os controles artificiais sobre os preços, a situação fiscal problemática e a (provável) menor aversão à inflação do banco central colocaram em cheque a condução da política monetária brasileira.

Concomitantemente, no segundo semestre de 2014 o país adentrou em uma de suas piores recessões econômicas. As funções impulso-resposta estimadas permitiram afirmar que o recrudescimento e a desestabilização da inflação brasileira dos últimos anos contribuíram para tal processo, uma vez que as instabilidades na condução da política podem produzir efeitos negativos sobre a produção agregada, o consumo e o investimento. Além disso, os efeitos das incertezas quanto ao regime se mostraram superiores aos de movimentações originadas por choques exógenos nos índices de preços. Dessa forma, mostrou-se que a política monetária, ao prezar por seu objetivo primordial da estabilidade da inflação, tem o potencial de gerar um importante efeito colateral, qual seja, o de estimular a atividade produtiva no país.

## Referências bibliográficas

- Arestis, P., Ferrari-Filho, F., & de Paula, L. F. (2011). Inflation targeting in Brazil. *International Review of Applied Economics*, 25(2), 127–148. <http://dx.doi.org/10.1080/02692171.2010.483465>
- Ball, L., & Cecchetti, S. G. (1990). Inflation and uncertainty at short and long horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(1), 215–254. <https://www.brookings.edu/bpea-articles/inflation-and-uncertainty-at-short-and-long-horizons>
- Barbosa-Filho, N. H. (2008). Inflation targeting in Brazil: 1999–2006. *International Review of Applied Economics*, 22(2), 187–200. <http://dx.doi.org/10.1080/02692170701880684>
- BCB – Banco Central do Brasil. (2011). *Dez anos de metas para a inflação — 1999–2009*. Brasília, DF: Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/LIVRO10ANOSMI>

- Carvalho, F. A. d., & Bugarin, M. S. (2006). Inflation expectations in Latin America. *Economía*, 6(2), 101–145. <http://dx.doi.org/10.1353/eco.2006.0014>
- Carvalho, F. A. d., & Minella, A. (2012). Survey forecasts in Brazil: A prismatic assessment of epidemiology, performance, and determinants. *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1371–1391. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.02.006>
- Chauvet, M. (2001). Indicadores antecedentes da inflação brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(1). <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/160>
- Costa Filho, A. E. d. (2014). Incerteza e atividade econômica no Brasil. *Economia Aplicada*, 18(3), 421–453. <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea607>
- Couto, G. T., & Gomes, F. A. R. (2017). Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica na América Latina. *Revista Brasileira de Economia*, 71(2), 137–152. <http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20170007>
- Cunha, B. V. B. V. d., & Ferreira, P. C. (2004). Custo de ciclo econômico no Brasil em um modelo com restrição a crédito. *Estudos Econômicos*, 34(2), 243–268. <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612004000200001>
- Evans, M., & Wachtel, P. (1993). Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(3), 475–511. <http://dx.doi.org/10.2307/2077719>
- Figueiredo, E. A. d., & Marques, A. M. (2011). Inflação inercial sob mudanças de regime: Análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944–2009. *Economia Aplicada*, 15(3), 443–457. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502011000300005>
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of monetary economics*, 32(3), 485–512. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90027-D](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D)
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451–472. <http://dx.doi.org/10.1086/260579>
- Giordani, P., & Söderlind, P. (2003). Inflation forecast uncertainty. *European Economic Review*, 47(6), 1037–1059. [http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921\(02\)00236-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(02)00236-2)
- Gregorio, J. d. (1992). The effects of inflation on economic growth: Lessons from Latin America. *European Economic Review*, 36(2-3), 417–425. [http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90098-H](http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921(92)90098-H)
- Guillén, D., & Garcia, M. (2014). Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e cadeias de Markov. *Revista Brasileira de Economia*, 68(2), 197–223. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402014000200003>
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384. [http://dx.doi.org/0012-9682\(198903\)57:2<357:ANATTE>2.0.CO;2-2](http://dx.doi.org/0012-9682(198903)57:2<357:ANATTE>2.0.CO;2-2)
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1–16. <http://dx.doi.org/10.2307/2953682>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2016). *Contas nacionais trimestrais: Ano de referência 2010* (3ª ed.) [Série Relatórios Metodológicos]. Rio de Janeiro: IBGE.
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), 161–182. <http://dx.doi.org/10.1257/0002828053828518>
- Jordà, Ò. (2009). Simultaneous confidence regions for impulse responses. *Review of Economics and Statistics*, 91(3), 629–647. <https://www.jstor.org/stable/25651363>
- Kim, C.-J. (1994). Dynamic linear models with Markov-switching. *Journal of Econometrics*, 60(1-2), 1–22. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90036-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)90036-1)

- Kohlscheen, E. (2012). Uma nota sobre erros de previsão da inflação de curto-prazo. *Revista Brasileira de Economia*, 66(3), 289–297.  
<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402012000300002>
- Lahiri, K., & Sheng, X. (2010). Measuring forecast uncertainty by disagreement: The missing link. *Journal of Applied Econometrics*, 25(4), 514–538. <http://dx.doi.org/10.1002/jae.1167>
- Lima, E. C. R., & Alves, P. P. (2011, junho). *O desempenho do mercado (Focus) na previsão da inflação: Novos resultados?* (Texto para Discussão N° 1621). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). [http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=9801](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=9801)
- Mello, L. d., & Moccerro, D. (2011). Monetary policy and macroeconomic stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico. *Journal of International Money and Finance*, 30(1), 229–245. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.08.002>
- Minella, A. (2003). Monetary policy and inflation in Brazil (1975–2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3), 605–635.  
<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402003000300005>
- Okun, A. M. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1971(2), 485–498. <https://www.brookings.edu/bpea-articles/the-mirage-of-steady-inflation>
- Silva Filho, T. N. T. d. (2007, dezembro). *Is the investment-uncertainty link really elusive? The harmful effects of inflation uncertainty in Brazil* (Working Paper N° 157). Brasília, DF: Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps157.pdf>
- Teixeira, E. (1991). Incerteza inflacionária e crescimento do produto e incerteza do produto e crescimento inflacionário. *Nova Economia*, 2(2), 123–133. <https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/2320>
- Vale, R. V. (2005). Inflation, growth and real and nominal uncertainty: Some bivariate Garch-in-mean evidence for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(1), 127–145.  
<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402005000100006>