

Mateus Coelho Ferreira¹
Vitor Lopes de Souza Alves²

Juros, hiato do produto, câmbio e inflação: uma análise empírica do regime de metas de inflação brasileiro (1999-2018)³

RESUMO

Este artigo realiza uma série de testes econométricos, por meio da metodologia do Vetor Autorregressivo (VAR), para o regime de metas de inflação brasileiro, baseando-se na crítica feita por Franklin Serrano (2010) ao entendimento consensual a respeito dos seus fundamentos operacionais, próprio da teoria econômica ortodoxa. Em conformidade com o que sustenta Serrano, verifica-se a ausência de relação estatística entre a taxa de inflação e o hiato do produto e a existência de relação estatística entre a taxa de inflação e a taxa de câmbio nominal. Tem-se, assim, que o controle inflacionário realizado pelo Banco Central do Brasil ocorre por meio dos efeitos dos juros sobre o câmbio e deste sobre os custos.

Palavras-chave

Inflação; Regime de Metas de Inflação; Juros; Hiato do Produto; Câmbio.

ABSTRACT

This article performs a series of econometric tests, using Vector autoregression (VAR) methodology, on Brazil's inflation targeting regime. These are based on a critique by Franklin Serrano (2010) of the generally accepted view regarding such a regime's operational fundamentals, which are specific to orthodox economic theory. In line with Serrano's observations, one can note the lack of any clear statistical relationship between the inflation rate and the output gap or between the inflation rate and the nominal exchange rate. Thus, the Central Bank of Brazil's inflation control is achieved through the effects exerted by interest rates on the exchange rate and of this on costs.

Key-words

Inflation; Inflation Targeting Regime; Interest Rate; Output Gap; Exchange Rate.

JEL Classification

E31, E52

1. Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), mestre em Economia pela Universidade Federal Fluminense (UFF) e doutorando em Economia da Indústria e da Tecnologia na Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).
2. Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e mestrando em Economia na Universidade Estadual de Campinas (Unicamp).
3. Uma versão preliminar deste artigo foi apresentada no XI Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, ocorrido em Porto Alegre, em 2018.

1. Introdução

Este artigo tem por objetivo realizar uma série de testes econométricos, por meio da metodologia do Vetor Autorregressivo (VAR), para o regime de metas de inflação (RMI) brasileiro (1999-2018), tendo por base a discussão realizada por Franklin Serrano (2000) em artigo intitulado *Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil*. Segundo este autor, o controle inflacionário no Brasil, desde o início da vigência do RMI, não funciona por meio do mecanismo consensualmente admitido, baseado na administração da demanda agregada e do hiato do produto/emprego através das operações da taxa de juros, mas por meio de um mecanismo mal compreendido, baseado nos efeitos dos juros sobre a taxa de câmbio e os custos.

A seção 2 divide-se em três subseções. Na 2.1, são apresentadas as razões da implementação do RMI no Brasil em substituição ao regime de estabilização anteriormente adotado, baseado na âncora cambial. Na 2.2, são expostos os seus fundamentos operacionais, tal como compreendidos pela teoria econômica ortodoxa e oficialmente anunciados pelas autoridades monetárias, e traça-se um panorama histórico dos seus resultados entre 1999, ano do seu início, e 2018. Por fim, na 2.3, apresentam-se a crítica feita por Serrano (2010) a esses fundamentos e o seu entendimento sobre como o RMI de fato funciona.

Na seção 3, procede-se a uma análise econométrica do RMI brasileiro, por meio da metodologia do VAR, com dados mensais disponíveis para o período compreendido entre julho de 1999 e junho de 2018. Foi escolhido um modelo VAR com 1 defasagem, em que se estimam: uma função impulso-resposta para a inflação de preços livres, em relação a um choque aleatório da inflação de preços monitorados, dos juros reais, do hiato do produto e do câmbio nominal; um teste de causalidade de Granger para até 4 defasagens; e a decomposição da variância dos erros de previsão da inflação de preços livres para o período de um ano.

Por fim, conclui-se, em conformidade com os resultados obtidos, pela ausência de relação estatística entre a taxa de inflação e o hiato do produto e pela existência de relação estatística entre a taxa de inflação e a taxa de câmbio nominal, corroborando-se a crítica feita por Serrano (2010) ao entendimento consensual sobre o *modus operandi* do RMI brasileiro.

2. O regime de metas de inflação brasileiro

2.1 Do regime de âncora cambial ao regime de metas de inflação

Em 1994, após anos de convívio com a hiperinflação, o governo brasileiro, tendo instituído o real como moeda de circulação oficial, logrou estabilizar o nível de preços por meio da adoção do regime de âncora cambial. Mantendo a taxa de câmbio fixa e sobreapreciada e, ao mesmo tempo, realizando a abertura comercial, o arranjo macroeconômico implementado defrontou os produtores domésticos com uma forte concorrência internacional, impondo uma pressão baixista aos seus preços. Colateralmente, esse arranjo implicou a ocorrência de grandes déficits comerciais e, conseqüentemente, transações correntes, os quais tiveram de ser financiados por meio da absorção de capitais externos, conseguida mediante a prática de altas taxas de juros e a abertura financeira.

Apesar de bem-sucedido no controle da inflação, o regime de âncora cambial teve de ser abandonado em 1999, em razão dos dois desequilíbrios que produziu: o externo e o fiscal. Por um lado, os recorrentes déficits em transações correntes impuseram grande fragilidade externa ao país: caso os fluxos internacionais de capital fossem interrompidos – situação característica da economia brasileira em toda a década de 1980 e início da de 1990 –, sobreviria um déficit no balanço de pagamentos, trazendo por conseqüência a perda de reservas. Por outro lado, as elevadas taxas de juros implicaram um substancial aumento da dívida pública, fragilizando a capacidade fiscal do Estado. Conforme Giambiagi,

A política econômica baseada na combinação de déficits em conta corrente e de taxas de juros reais elevadas poderia ser sustentada enquanto houvesse espaço para a ampliação do endividamento, tanto externo como público. Entretanto, com o passar do tempo – e diante das crises que sacudiram os mercados internacionais no primeiro governo FHC – esse espaço foi progressivamente se fechando e praticamente deixou de existir no decorrer do segundo semestre de 1998, quando o resto do mundo deixou de financiar o Brasil e a rolagem da dívida interna passou a ser feita a taxas de juros proibitivas (GIAMBIAGI, 2011, p. 174-175).

No segundo semestre de 1998, com a declaração de moratória pela Rússia – país que enfrentava grande desequilíbrio externo – e, conseqüentemente, com o espalha-

mento do temor, pelos mercados financeiros internacionais, de que o mesmo pudesse suceder com outros países em igual situação, o Brasil viu-se diante de uma severa interrupção do seu financiamento externo. Ao contrário das crises do México e da Ásia, de 1995 e 1997, respectivamente, quando foi possível restaurar os fluxos de liquidez internacional aumentando a taxa de juros, tal opção não se fez mais eficaz. Consequentemente, em janeiro de 1999, diante de uma rápida e expressiva perda de reservas, decorrente dos déficits em transações correntes e do balanço de pagamentos, o governo brasileiro viu-se forçado a substituir a taxa de câmbio fixa pela flexível, permitindo a desvalorização do real frente ao dólar.⁴ Em poucos dias, o câmbio passou de 1,20 para 2,00 R\$/US\$, sobrevivendo o receio de um possível aumento generalizado dos preços: abandonado o instrumento de controle inflacionário, isto é, a taxa de câmbio fixa e sobreapreciada, a inflação poderia retornar com grande força. Foi então que se passou a considerar a possibilidade de adoção do RMI, já implementado em alguns países do mundo desde o início da década de 1990, como instrumento alternativo para promover a estabilização. Arestis, De Paula e Ferrari Filho abordam assim essa experiência:

O Plano Real seguiu a mesma lógica dos programas de estabilização implementados em grande parte da América Latina, qual seja, em um contexto de abertura da economia e de reformas liberalizantes, a taxa de câmbio passou a ser o preço-âncora e a taxa de juros foi utilizada para propiciar a entrada de capitais externos de curto prazo, visando, com isso, ao equilíbrio do balanço de pagamentos. Como o volume do fluxo de capitais era muitas vezes superior ao volume necessário para o equilíbrio do balanço de pagamentos, a acumulação de reservas internacionais acabou contribuindo para uma forte apreciação da taxa de câmbio no início do Plano Real (quando se adotou inicialmente um regime de câmbio “assimétrico”), o que colaborou para o recrudescimento dos déficits na balança comercial. O Brasil, em função dos déficits em conta corrente (mais de 4% do PIB em 1998) e da dependência de capitais externos de curto prazo, passou a conviver com situações de fragilidade externa que, em face do contágio das crises mexicana, do Sudeste Asiático e russa, acabaram ocasionando recorrentes ataques especulativos ao *real*, ao longo do período.

4. Embora a taxa de câmbio não tenha sido propriamente fixa entre julho de 1994 (adoção do real) e janeiro de 1999 (adoção do câmbio flexível), as variações permitidas pelo Banco Central (Bacen) mantiveram-se dentro de um intervalo bastante estrito, de modo que ela se manteve sobreapreciada e relativamente estável durante todo o período.

do 1995-1998. As consequências dos referidos ataques especulativos foram duas: por um lado, as reservas cambiais se contraíam; e, por outro, as Autoridades Monetárias eram obrigadas a elevar, ainda mais, a taxa de juros para induzir a entrada de capitais. No final de 1998 e início de 1999, todavia, as Autoridades Monetárias não conseguiram manter a estrutura da política de estabilização implementada com o Plano Real, visto que a crise cambial brasileira era profunda. Assim sendo, o Brasil foi forçado a abandonar o regime de taxa de câmbio à *la crawling-peg*, responsável pela estabilidade de preços, e passou a adotar o regime de câmbio flutuante. Como consequência, a taxa de câmbio desvalorizou-se consideravelmente, produzindo, dessa forma, um efeito *pass-through* para os preços domésticos, gerando pressões altistas de inflação.

Diante desse quadro, as Autoridades Monetárias, receosas da possibilidade de haver uma explosão inflacionária, implementaram, em junho de 1999, o regime de IT, objetivando, assim, manter a inflação sob controle (ARESTIS; DE PAULA; FERRARI FILHO, 2009, p. 8-9).⁵

2.2 Os fundamentos operacionais do regime de metas de inflação e os seus resultados

No uso das suas atribuições legais, o então presidente Fernando Henrique Cardoso baixou, em 21 de junho de 1999, o decreto nº 3.088, que instituiu o RMI como orientador da política monetária no Brasil. Nesse decreto, publicado no dia seguinte no *Diário Oficial da União*, lê-se:

Art. 1º Fica estabelecida, como diretriz para fixação do regime de política monetária, a sistemática de “metas para a inflação”.

§ 1º As metas são representadas por variações anuais de índice de preços de ampla divulgação.

§ 2º As metas e os respectivos intervalos de tolerância serão fixados pelo Conselho Monetário Nacional – CMN, mediante proposta do Ministro de Estado da Fazenda [...]

Art. 2º Ao Banco Central do Brasil compete executar as políticas necessárias para cumprimento das metas fixadas.

5. IT é a sigla em inglês para *inflation targeting*, o equivalente em português para metas de inflação.

Art. 3º O índice de preços a ser adotado para os fins previstos neste Decreto será escolhido pelo CMN, mediante proposta do Ministro de Estado da Fazenda.

Art. 4º Considera-se que a meta foi cumprida quando a variação acumulada da inflação – medida pelo índice de preços referido no artigo anterior, relativa ao período de janeiro a dezembro de cada ano calendário – situar-se na faixa do seu respectivo intervalo de tolerância. [...]

Art. 6º Este Decreto entra em vigor na data de sua publicação. (BRASIL, 1999, seção 1, p. 76).⁶

Em síntese, o RMI funciona como um sistema em que o Banco Central do Brasil (Bacen) se compromete a tomar as medidas necessárias para enquadrar a taxa de inflação anual dentro de um intervalo previamente estabelecido pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), composto por uma meta central e bandas de variação superior e inferior. Com validade prevista já para o ano de 1999, o decreto nº 3.088 permanece em vigência até os dias de hoje, sempre utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), como referencial para o cálculo da inflação efetiva e tendo sofrido apenas pequenas alterações relacionadas aos prazos-limite para a definição prévia das metas inflacionárias anuais. Bogdanski, Tombini e Verlang (2000, p. 12) informam que o IPCA tem como metodologia um cálculo sobre o custo de vida das famílias com renda mensal entre 1 e 40 salários mínimos, com dados coletados em nove regiões metropolitanas do país. Giambiagi explica nos seguintes termos o modo de funcionamento do RMI:

Com a adoção do sistema de metas de inflação, o Conselho Monetário Nacional (CMN) ao definir um “alvo” para a variação do IPCA, passou a balizar as decisões de política monetária do Banco Central (BC) tomadas todos os meses pelo Comitê de Política Monetária (Copom). Este toma decisões acerca da taxa Selic com base em um modelo no qual a hipótese adotada quanto à taxa de juros e à cotação cambial gera um certo resultado de inflação, nos termos desse modelo. Assim, teoricamente, se a variação dos preços resultante de incorporar às equações uma hipótese correspondente à taxa de juros Selic vigente na época se mostrasse inferior à meta, o BC estaria em condições de reduzir os juros, enquanto, se a inflação estimada fosse superior à meta, o BC deveria subir os juros (GIAMBIAGI, 2011, p. 177).

6. O decreto nº 3.088 encontra-se disponível na íntegra no Anexo 1.

O RMI é um dos três componentes do que se convencionou chamar o “tripé macroeconômico”, sendo os outros dois: a taxa de câmbio flexível e as metas de superávit primário. Eles têm por objetivo, respectivamente, o equilíbrio externo e o equilíbrio fiscal e foram adotados conjuntamente com o RMI, cujo objetivo é garantir a estabilidade do nível de preços ou o equilíbrio monetário. Como se depreende da citação anterior, a implementação do RMI implicou a adoção de um novo instrumento de controle da inflação, em substituição à taxa de câmbio: a taxa de juros. Anteriormente, para garantir a estabilidade, o Bacen tinha de manter o câmbio sobreapreciado; agora, para fazer com que a inflação convirja para a meta, ele deve operar com os juros, elevando-os para reduzir a inflação e reduzindo-os para aumentá-la. Mais precisamente, os fundamentos operacionais do RMI brasileiro são assim descritos por Arestis, De Paula e Ferrari Filho:

A política monetária brasileira do regime de IT é baseada no modelo britânico de IT. O Conselho Monetário Nacional (CMN) estabelece as metas de inflação, que são propostas pelo Ministro da Fazenda. O Comitê de Política Monetária (Copom) do BCB tem de atingir o alvo da meta de inflação através do uso das taxas de juros de curto prazo. Assim sendo, o BCB trabalha com uma equação à *la* regra de Taylor e segue sua função reação. A equação relevante é:

$$(2) R_t = \alpha_1 p_{t-1} + (1-\alpha_1) [\alpha_0 + \alpha_2 (E_t p_{t+j} - P^*_{t+j})] + \alpha_3 Y_{gt-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1},$$

em que: R_t representa a taxa Selic (“Sistema Especial de Liquidação e Custódia”), isto é, as taxas de juros estabelecidas pelo COPOM; $E_t p_{t+j}$ é a expectativa da inflação; P^*_{t+j} é a meta de inflação; Y_g é o hiato do produto (que se obtém pela diferença entre as séries reais e as séries “filtradas” HP); e Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal. (ARESTIS; DE PAULA; FERRARI FILHO, 2009, p. 9-10).

A Tabela 1 a seguir, obtida em Brasil (2018), apresenta os resultados históricos do RMI brasileiro: as metas centrais estabelecidas, os intervalos de variação permitidos e a inflação efetiva de cada ano. Nos 19 anos já finalizados de sua vigência, a inflação efetiva apenas não esteve enquadrada no intervalo previsto em cinco oportunidades (acima: 2001, 2002, 2003 e 2015; abaixo: 2017),⁷ um indício do sucesso do regime em atingir o seu objetivo.

7. Levando-se em conta as revisões das metas e bandas feitas em 2003 e 2004, considera-se que a inflação esteve dentro do intervalo em 2004, mas não em 2003.

Tabela 1 | Histórico de metas para a inflação no Brasil

Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA % a.a.)
1999			8	2	6-10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/06/1999	6	2	4-8	5,97
2001			4	2	2-6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/06/2000	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003 ¹	Resolução 2.842	28/06/2001	3,25	2	1,25-5,25	9,3
	Resolução 2.972	27/06/2002	4	2,5	1,5-6,5	
2004 ¹	Resolução 2.972	27/06/2002	3,75	2,5	1,25-6,25	7,6
	Resolução 3.108	25/06/2003	5,5	2,5	3-8	
2005	Resolução 3.108	25/06/2003	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/06/2004	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/06/2005	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/06/2006	4,5	2	2,5-6,5	5,9
2009	Resolução 3.463	26/06/2007	4,5	2	2,5-6,5	4,31
2010	Resolução 3.584	01/07/2008	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2011	Resolução 3.748	30/06/2009	4,5	2	2,5-6,5	6,5
2012	Resolução 3.880	22/06/2010	4,5	2	2,5-6,5	5,84
2013	Resolução 3.991	30/06/2011	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2014	Resolução 4.095	28/06/2012	4,5	2	2,5-6,5	6,41
2015	Resolução 4.237	28/06/2013	4,5	2	2,5-6,5	10,67
2016	Resolução 4.345	25/06/2014	4,5	2	2,5-6,5	6,29
2017	Resolução 4.419	25/06/2015	4,5	1,5	2,5-6	2,95
2018	Resolução 4.499	30/06/2016	4,5	1,5	2,5-6	
2019	Resolução 4.582	28/06/2017	4,25	1,5	2,75-5,75	
2020	Resolução 4.582	28/06/2017	4	1,5	2,5-5,5	
2021	Resolução 4.671	26/06/2018	3,75	1,5	2,25-5,25	

1. A Carta Aberta, de 21/01/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.
Fonte: Banco Central do Brasil

2.3 A crítica de Franklin Serrano aos fundamentos operacionais do regime de metas de inflação

De acordo com Serrano (2010), o entendimento consensual a respeito dos fundamentos operacionais do RMI baseia-se no “novo consenso macroeconômico” ou “nova síntese neoclássica” e resume-se em três proposições:

- a) O núcleo ou tendência da inflação resulta dos choques de demanda;
- b) A taxa de juros deve ser operada com o objetivo de controlar a demanda agregada e, conseqüentemente, a inflação;
- c) Variações da taxa de câmbio surgem como efeito colateral de variações da taxa de juros, sem ter relação direta com o controle da inflação.

Ainda segundo o autor, essas três proposições apenas se sustentam se quatro pressupostos forem válidos:

- 1) O hiato do produto/emprego afeta sistematicamente a inflação;
- 2) Os choques inflacionários têm persistência total: somados, os coeficientes de inércia (inflação passada) e de expectativas (inflação futura) igualam-se à unidade;
- 3) O produto potencial não depende do comportamento da demanda agregada;
- 4) Os choques de custos são aleatórios e, na média, não aumentam nem diminuem a inflação.

Em decorrência dos pressupostos 2 e 3, tem-se que a política monetária é neutra no longo prazo, não afetando o produto potencial, e que a taxa de juros deve ser usada apenas para controlar a inflação. O pressuposto 1 garante a possibilidade de se atingir a meta inflacionária por meio da política monetária: uma vez que no curto prazo esta não é neutra, pode-se utilizar a taxa de juros para afetar a demanda agregada e, conseqüentemente, o hiato do produto/emprego e a inflação. O pressuposto 4 sugere que o Bacen não deve tentar controlar a inflação de custos, uma vez que na média ela é igual a zero.

Embora a teoria econômica ortodoxa aceite esses quatro pressupostos e se baseie neles, Serrano (2010) afirma que nenhum deles se sustenta para a economia brasileira posterior a 1999. Para defender essa ideia, o autor recorre a diversos estudos econométricos e indicadores estatísticos que já demonstraram empiricamente: i) a inexistência de relação entre o hiato do produto e o nível ou a aceleração da inflação; ii) uma persistência inflacionária inferior à unidade, isto é, não completa; iii) a dependência do produto potencial relativamente ao produto corrente/demanda agregada; iv) um comportamento não aleatório dos custos (por exemplo, os preços do petróleo e demais *commodities* e o salário mínimo nominal

apresentaram tendência de crescimento ao longo da década de 2000). Nas suas próprias palavras,

Como nenhum dos quatro pressupostos se sustenta, é evidente que o sistema de metas no Brasil não pode funcionar da maneira em que é descrito consensualmente. Ainda assim, bem ou mal, o sistema funciona: a inflação crônica não retornou a partir de 1999 e ficou contida dentro da faixa estipulada pelas metas em 1999, 2000, 2005, 2006 e 2007 (ficando acima da meta em 2001, 2002, 2003 e 2004). Então fica a questão: como é possível controlar a inflação a partir da taxa de juros, numa economia em que não há evidência de que o controle da demanda agregada seja capaz de conter diretamente o aumento de preços ou salários nominais, e onde há um conjunto de pressões inflacionárias pelo lado dos custos? (SERRANO, 2010, p. 65).

Em outras palavras, a crítica que se faz é a seguinte: embora o RMI brasileiro tenha obtido sucesso no controle da inflação ao longo dos anos de sua vigência, esse controle não se deu, na prática, em conformidade com os fundamentos operacionais compreendidos pela teoria econômica ortodoxa e oficialmente anunciados pelas autoridades monetárias. Como, então, o RMI de fato opera no entendimento de Serrano? A solução para essa questão vem imediatamente na sequência do texto:

A resposta é que, na prática, o sistema funciona da seguinte maneira: aumentos da taxa de juros valorizam a taxa de câmbio nominal; as mudanças na taxa de câmbio, por sua vez, com alguma defasagem, têm um forte impacto de custos, diretos e indiretos, sobre todos os preços da economia, inclusive os “livres” (SERRANO, 2010, p. 65).

De modo didático, o entendimento consensual a respeito do modo de funcionamento do RMI baseia-se na seguinte ordem de causalidade, partindo-se do pressuposto de que a inflação é de demanda:

\uparrow Taxa de juros \rightarrow \downarrow Demanda agregada \rightarrow \downarrow Hiato do produto \rightarrow \downarrow Taxa de inflação

Uma vez que se reconhece que a última das relações causais desse esquema – a estabelecida entre o hiato do produto e a taxa de inflação – não se verifica na prática, um novo modelo deve ser fornecido para indicar corretamente o modo como as operações com

a taxa de juros afetam a taxa de inflação. A explicação proposta por Serrano (2010) está baseada na seguinte ordem de causalidade, admitindo-se que a inflação é de custos:

↑Taxa de juros → ↓Taxa de câmbio → ↓Custos → ↓Taxa de inflação

Serrano (2010) observa que, desde a implementação do RMI – e apesar das várias mudanças pelas quais passou o setor externo da economia brasileira desde então –, é possível identificar uma forte relação entre o diferencial de juros interno e externo, corrigido pelo risco-país, e o nível da taxa de câmbio nominal. A política de juros altos, praticada ao longo de toda a década de 2000, resultou numa valorização contínua do câmbio. Por sua vez, a valorização do câmbio produziu o efeito de transformar choques de oferta negativos em dólares em choques de oferta positivos em reais: embora os preços das importações em dólares apresentem tendência de crescimento na década de 2000, os preços das importações em reais apresentam tendência de queda (em especial, os preços internacionais do petróleo e demais *commodities*). Assim, admitindo-se que a inflação brasileira é de custos, a estabilização dos preços conseguida após a implementação do RMI explica-se, na verdade, pela valorização do câmbio, resultante dos juros altos.

Uma vez que as variações da demanda agregada e do hiato do produto/emprego não afetam a taxa de inflação, elas acabam surgindo apenas como um efeito colateral das operações com os juros: na década de 2000, os juros altos inibiram o consumo e o investimento e reduziram a taxa de crescimento do produto, sem que isso tenha contribuído para conter a inflação. Outra característica importante da década de 2000 é o fato de não ter havido inflação puxada pelos salários nominais médios, apesar do grande crescimento nominal do salário mínimo: os custos unitários do trabalho em termos nominais só cresceram depois e menos que o aumento da inflação. Assim, mesmo quando ocorreram grandes desvalorizações cambiais, a ausência de indexação salarial e a baixa resistência do salário real à queda atenuaram a persistência dos choques inflacionários e impediram o retorno da inflação crônica.

Por fim, Serrano conclui resumindo a realidade do *modus operandi* do RMI brasileiro em cinco proposições:

Temos então que operação concreta do sistema de metas inflacionárias no Brasil tem as seguintes características: i) o núcleo da inflação é de custos; ii) as variações na taxa de ju-

ros afetam a taxa de câmbio; iii) as variações no câmbio afetam os custos e posteriormente os preços de todos os setores da economia. O primeiro impacto se dá nos preços dos transacionáveis e dos monitorados (estes via indexação ao IGP-M) e, posteriormente, o impacto dos preços por atacado afeta os custos e os índices de preços “livres” e dos não transacionáveis; iv) o efeito dos juros na demanda agregada é, afinal, apenas um efeito colateral da política monetária e v) a âncora do sistema é a baixa resistência dos salários reais médios (SERRANO, 2010, p. 68).

3. Uma análise empírica do regime de metas de inflação brasileiro

3.1 Descrição da base de dados e testes de raiz unitária

A fim de testar o modo de funcionamento do RMI brasileiro, coletaram-se dados de seis séries temporais de base mensal, cujo corte temporal compreende todo o período de vigência do RMI no Brasil, estendendo-se de julho de 1999 a junho de 2018. A seguir, apresentam-se a descrição e a fonte dos dados:

- PCA-L: Índice de Preços ao Consumidor Amplo livre (% a.m.). Compõe-se de itens como vestuário, alimentação, habitação etc., cujos preços são determinados pela oferta e demanda de mercado. Fonte: IBGE.
- IPCA-M: Índice de Preços ao Consumidor Amplo monitorado (% a.m.). Compõe-se de itens como gasolina, energia elétrica, planos de saúde etc., cujos preços são regulados pelo poder público por meio de contratos e leis. Fonte: IBGE.
- IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo (% a.a.). Fonte: IBGE.
- Juros nominais: Taxa Selic (% a.a.). Fonte: Bacen.
- PIB: Produto Interno Bruto, a preços correntes (R\$). Fonte: Bacen.
- Câmbio nominal: taxa de câmbio comercial, compra, média do período (R\$/US\$). Fonte: Bacen.

Com base nas séries temporais de juros nominais e IPCA, estimou-se a série temporal de juros reais, subtraindo-se a primeira pela segunda; e com base na série tem-

poral do PIB, estimou-se a série temporal do hiato do produto, utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott:^{8,9}:

- Juros reais: Juros nominais - IPCA.
- Hiato do produto.

Num primeiro momento, a fim de determinar como as séries temporais devem ser incluídas no modelo econométrico, foram realizados os seguintes testes para captar a presença de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Phillips-Perron (PP). Nos testes ADF e PP, a hipótese nula é a de que a série temporal é não-estacionária. Já no teste KPSS, a hipótese nula é a inversa, isto é, a de que a série é estacionária. O critério de informação utilizado foi o Schwarz Info Criteria (SIC), e o número máximo de defasagens escolhido foi de 14. Nos testes KPSS e PP, a estimação espectral utilizada foi a Bartlett Kernel, e a *bandwidth* utilizado foi o Newey-West. Considerou-se apenas o teste com intercepto. Os resultados encontram-se na Tabela 2 a seguir:

Tabela 2 | Testes de raiz unitária

	ADF	KPSS	PP
IPCA-L	-6.423884***	0.095650	-6.526368***
IPCA-M	-10.16254***	0.648314**	-10.36821***
Juros reais	-1.737303	1.533360***	-3.107874**
Δ Juros reais	-9.492938***	0.129180	-8.422428***
PIB	0.985486	1.991969***	1.633892
Hiato do produto	-4.538125***	0.026354	-10.67672***
Câmbio nominal	-1.232809	0.400125*	-1.251832
Δ Câmbio nominal	-10.20757***	0.132434	-10.22175***

Fonte: Elaboração própria dos autores.

8. Ver Bogdanski, Tombini e Verlang (2000, p. 18).

9. A escolha das variáveis utilizadas neste trabalho tem como referência metodológica o *Relatório de Inflação de Setembro de 2012* (BRASIL, 2012), no qual o Bacen apresenta uma revisão dos modelos econométricos do VAR para projeção da inflação ao longo do tempo.

A presença de asteriscos deve ser assim interpretada: * indica que a hipótese nula é rejeitada a 10%, ** a 5% e *** a 1%. A ausência de asterisco indica que não se deve rejeitar a hipótese nula. Analisando-se os resultados dos testes de raiz unitária contidos na Tabela 2, pode-se concluir que: o IPCA-L é estacionário a 1%; o IPCA-M é estacionário a 1% (testes ADF e PP), e não-estacionário a 5%, mas estacionário a 1% (teste KPSS); os juros reais são estacionários a 5%, mas não-estacionários a 1% (teste PP), e não-estacionários a 1% (testes ADF e KPSS); a primeira diferença dos juros reais é estacionária a 1%; o PIB é não-estacionário a 1%; o hiato do produto é estacionário a 1%; o câmbio nominal é não-estacionário a 10%, mas estacionário a 5% (teste KPSS), e não-estacionário a 1% (testes ADF e PP); a primeira diferença do câmbio nominal é estacionária a 1%.

As séries temporais de juros reais, PIB e câmbio nominal, que não tiveram estacionariedade comprovada, não serão utilizadas no modelo econométrico. Este será elaborado com a utilização das séries temporais de IPCA-L, IPCA-M, primeira diferença dos juros reais, hiato do produto e primeira diferença do câmbio nominal, que tiveram estacionariedade comprovada. Passa-se, no próximo momento, para a apresentação teórica da modelagem econométrica aqui adotada.

3.2 Metodologia: o Vetor Autorregressivo (VAR)

O VAR tem como finalidade estimar o impacto de um choque aleatório sobre a estrutura de um sistema de variáveis escolhido (leia-se: função impulso-resposta), fazer previsões de séries específicas ou estimar a decomposição da variância dos erros de previsão (GREENE, 2003, p. 587). Um VAR reduzido parte de uma equação em que todas as variáveis são defasadas e tratadas como endógenas em relação à função estimada, possuindo um caráter dinâmico. O VAR tem como objetivo entender as relações entre as variáveis do sistema, em vez da análise de inferência sobre seus parâmetros (SIMS, 1980, p. 20-21). Pode-se representar um VAR(p) na sua forma reduzida, isto é, com p defasagens escolhidas, do seguinte modo:

$$AY_t = \mu + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + Bt + \epsilon_t \text{ (Equação 1)}$$

Φ consiste no operador de *lags*, μ é uma constante, Y_t é o conjunto de variáveis endógenas, Bt é o conjunto de variáveis exógenas, e ϵ_t é um termo de erro aleatório. O ope-

rador de *lags* consiste em um vetor $n \times n$ que restringe o conjunto de variáveis endógenas e está conectado com a matriz A . Segundo Greene (2003, p. 586), o termo de erro é um ruído branco, mas que pode ser correlacionado de forma contemporânea, tendo sua matriz de covariância positivamente definida. Outros pressupostos importantes são o de que os autovalores da matriz do operador de *lags* estejam fora do círculo unitário, para manter a estabilidade do sistema, e o de que o resíduo do modelo seja estacionário, ou seja, não possua autocorrelação serial (LÜTKEPOHL, 1991, p. 33).

O VAR é bastante utilizado para compreender os impactos que as variáveis macroeconômicas provocam umas sobre as outras, dado que na maioria das vezes sua trajetória e seu comportamento dependem de valores contemporâneos e defasados no tempo. Conforme exposto por Sims (1980, p. 6), apesar de algumas variáveis serem tratadas em diversos modelos macroeconômicos como exógenas porque provêm, por exemplo, de mudanças nas políticas econômicas, na verdade possuem uma essência claramente endógena.

Pode-se medir impactos de choques estruturais no sistema de variáveis endógenas pelo método da função impulso-resposta, que consiste em tomar restrições em alguns parâmetros do VAR(p) (sob a hipótese de que algum parâmetro seja igual a zero) como uma forma de identificação dos seus parâmetros estruturais, usando-se, então, uma triangulação matricial para decompor os resíduos chamada de decomposição de Cholesky (BUENO, 2008, p. 216).

Lütkepohl (1991, p. 58) aponta que a condição da função impulso-resposta corresponde a uma representação de um processo de médias móveis (MA) infinito da matriz $n \times n$ de variáveis endógenas do VAR restrito. Entretanto, a decomposição de Cholesky, ao impor a restrição triangular, define a ordenação do impulso de forma arbitrária; logo, restrições diferentes irão gerar resultados diferentes. Uma maneira de escapar desse problema é utilizar o método dos impulsos generalizados (*generalized impulses*) ou um choque de uma unidade de erro padrão.¹⁰ Em um VAR estacionário, “*the impulse responses should die out to zero and the accumulated responses should asymptote to some (non-zero) constant*” (E-views, 2014, p. 562). Cria-se um intervalo de confiança para a estimativa de cada impulso pelo método analítico ou por experimentos de Monte Carlo (BUENO, 2008, p. 219).

10. Pesaran e Shin (1998) definem um método de impulsos generalizados que não depende da ordenação das variáveis no VAR.

Por sua vez, o teste de causalidade de Granger é útil para captar se é possível prever, por meio de uma variável, mudanças nos valores de outra variável no tempo, usando seus próprios termos contemporâneos e defasados. O modelo é estimado via mínimos quadrados ordinários (MQO) e, assim, é obtido um teste F de significância conjunta dos parâmetros. A hipótese nula consiste em afirmar que a variável analisada não causa “no sentido de Granger” a outra. Só é possível testar a causalidade “no sentido de Granger” dentro de um exato recorte de tempo. Em outras palavras, seu resultado é válido apenas sob esse determinado período (HENDRY; MIZON, 1999, p. 105).

Um dos problemas relacionados ao teste de causalidade de Granger é o de decidir a quantidade de *lags* do teste, pois normalmente a escolha é arbitrária (HENDRY; MIZON, 1999, p. 108). De fato, o teste é bastante sensível à quantidade de *lags*: se poucos, pode levar à inconsistência; se muitos, pode gerar ineficiência. Um dos pressupostos necessários para estimar o teste é o de que as séries sejam estacionárias (BUENO, 2008, p. 224). Pode-se estimar também se uma variável é fracamente exógena, isto é, “if lagged variables of x_t have no explanatory power for any of the variables of the system, then we would view x_t as weakly exogenous to the system” (GREENE, 2003, p. 592).

Adicionalmente, pode-se estimar como cada variável econômica influencia na previsão da outra ao longo do tempo por meio do chamado método da decomposição da variância dos erros de previsão. A ideia seria captar a porcentagem no desvio do erro de previsão na variância calculada provocado por cada choque exógeno dado por outra variável escolhida no VAR.

Em relação ao modelo utilizado neste artigo, a ordem escolhida do VAR foi de 1 defasagem, conforme os motivos elencados no Anexo 2.¹¹ Com base nos testes de raiz unitária, a taxa de inflação de preços livres (IPCA-L), a taxa de inflação de preços monitorados (IPCA-M) e o hiato do produto foram incluídos em nível no modelo; por sua vez, a taxa de juros reais e a taxa de câmbio nominal foram tomadas em primeira diferença.¹² Nas próximas subseções, serão discutidos os resultados obtidos para a

11. Foram tomados os dados mensais compreendidos entre junho de 1999 e junho de 2018. Com a eliminação da primeira observação, em decorrência da ordem de 1 defasagem do VAR, os testes econométricos compreendem o período de julho de 1999 a junho de 2018, perfazendo um total de 19 anos de vigência do RMI brasileiro.

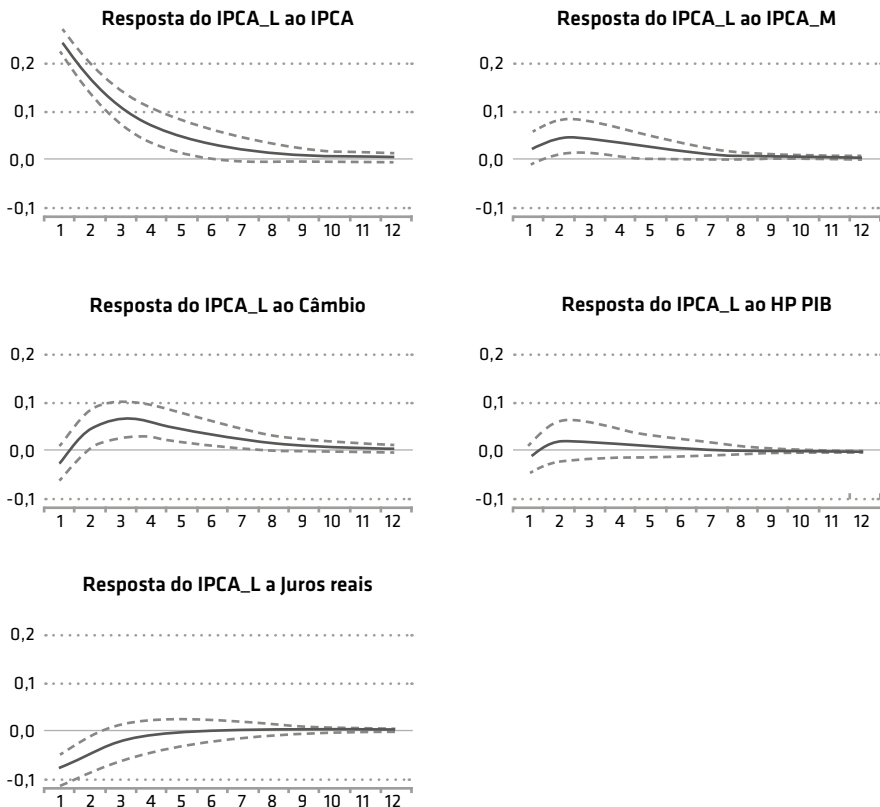
12. Contudo, Bueno (2008, p. 199) afirma que é possível usar ambas, variáveis estacionárias e não-estacionárias, no VAR, dado o seu objetivo de analisar inter-relações entre as variáveis.

função impulso-resposta, para o teste de causalidade de Granger e para a decomposição da variância dos erros de previsão.

3.3 Função impulso-resposta da inflação de preços livres

O método adotado para a função impulso-resposta é o de impulsos generalizados para o período de 12 meses. Os resultados obtidos encontram-se na Figura 1:

Figura 1 | Resposta da inflação de preços livres em relação a um choque aleatório dos juros reais, do hiato do produto, do câmbio nominal, da própria inflação de preços livres e da inflação de preços monitorados.



Fonte: Elaboração própria dos autores.

A resposta da taxa de inflação de preços livres a um choque aleatório da própria variável demonstra a persistência de certa inércia inflacionária. Além disso, como esperado, a taxa de câmbio nominal e a taxa de inflação de preços monitorados demonstraram ter um impacto positivo e significativo sobre a taxa de inflação de preços livres, o que ratifica sua importância na determinação da dinâmica inflacionária brasileira. Os choques da taxa de câmbio nominal e da taxa de inflação de preços monitorados demoram em torno de oito meses para se dissipar no tempo. Adicionalmente, constata-se que, apesar de o impacto do hiato do produto ter sido positivo, não se mostrou significativo.¹³ De modo geral, portanto, os resultados obtidos corroboram a discussão realizada por Serrano (2010) sobre os fundamentos operacionais do RMI brasileiro.

Os mesmos resultados também podem ser observados na Tabela 3, que apresenta a função impulso-resposta acumulada em 12 meses:

Tabela 3 | Função impulso-resposta acumulada em 12 meses

Período	IPCA livre	IPCA monitorado	Juros reais	Hiato do produto	Câmbio nominal
1	0.254597	0.024950	-0.081180	-0.011049	-0.026423
2	0.424297	0.074659	-0.130609	0.011187	0.023025
3	0.535314	0.120102	-0.155430	0.031968	0.091182
4	0.608065	0.154669	-0.165640	0.046444	0.152810
5	0.656367	0.179010	-0.168464	0.055933	0.200885
6	0.688994	0.195576	-0.168118	0.062187	0.235933
7	0.711397	0.206727	-0.166733	0.066417	0.260682
8	0.726983	0.214249	-0.165243	0.069351	0.277933
9	0.737924	0.219369	-0.163982	0.071421	0.289921
10	0.745648	0.222891	-0.163016	0.072895	0.298270
11	0.751118	0.225337	-0.162310	0.073948	0.304108
12	0.754996	0.227051	-0.161808	0.074700	0.308206

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Pode-se observar que, no período de um ano, um choque aleatório da taxa de câmbio nominal acarreta uma mudança de 30,8% no valor da taxa de inflação de preços livres, enquanto um choque aleatório do hiato do produto acarreta uma mudança de apenas 7,4%

13. Pode-se considerar um choque no sistema como não significativo quando o choque e seu intervalo de confiança encontram-se em torno de zero.

nesse valor. A resposta da taxa de inflação de preços livres a um choque aleatório da própria variável demonstra que a inércia inflacionária que persiste é inferior à unidade ou não completa (em torno de 0,75). Além disso, a taxa de inflação de preços monitorados possui um efeito significativo sobre a inflação de preços livres, da ordem de 22,7%.

3.4 Testes de causalidade de Granger

Os resultados obtidos no teste de causalidade de Granger para o período analisado encontram-se na Tabela 4. O número de *lags* escolhido foi de 1 até 4 defasagens.

Tabela 4 | Teste de causalidade de Granger para inflação de preços livres, inflação de preços monitorados, juros reais, hiato do produto e câmbio nominal

Hipótese nula: não causa “no sentido de Granger”	1 lag	2 lags	3 lags	4 lags
IPCA livre => IPCA monitorado	0.3301	0.1297	0.3229	0.5144
IPCA livre => Juros reais	0.0154**	0.0398**	0.0691*	0.1833
IPCA livre => Hiato do produto	0.1358	0.0999*	0.1933	0.3418
IPCA livre => Câmbio nominal	0.1111	0.2999	0.3623	0.1097
IPCA monitorado => IPCA livre	0.0134**	0.0101***	0.0055***	0.0080***
IPCA monitorado => Juros reais	0.2682	0.1143	0.1215	0.0819*
IPCA monitorado => Hiato do produto	0.8598	0.8843	0.9529	0.9902
IPCA monitorado => Câmbio nominal	0.6821	0.8143	0.3985	0.0838*
Juros reais => IPCA livre	0.8602	0.8947	0.9726	0.1649
Juros reais => IPCA monitorado	0.0827*	0.3161	0.3161	0.2652
Juros reais => Hiato do produto	0.9224	0.9320	0.8696	0.9037
Juros reais => Câmbio nominal	0.7361	0.7814	0.5922	0.4489
Hiato do produto => IPCA livre	0.0657*	0.1452	0.2849	0.1049
Hiato do produto => IPCA monitorado	0.9721	0.7465	0.7834	0.8689
Hiato do produto => Juros reais	0.8994	0.2631	0.4531	0.5058
Hiato do produto => Câmbio nominal	0.5277	0.2615	0.4576	0.6756
Câmbio nominal => IPCA livre	1E-05***	7.E-06***	3.E-06***	7.E-06***
Câmbio nominal => IPCA monitorado	0.0012***	0.0040***	0.0023***	0.0070***
Câmbio nominal => Juros reais	0.0870*	0.2594	0.3937	0.4599
Câmbio nominal => Hiato do produto	0.0710*	0.2184	0.2425	0.0451**

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Os valores constantes da Tabela 4 são o p-valor. Deve-se rejeitar a hipótese nula a 1% (***) , a 5% (**) e a 10% (*). A ausência de asterisco indica não rejeição da hipótese nula.

Para todas as defasagens incluídas no teste, a taxa de câmbio nominal causou “no sentido de Granger” as taxas de inflação de preços livres e monitorados. Por outro lado, o hiato do produto apenas causou no “sentido de Granger” a taxa de inflação de preços livres no primeiro *lag* e com um nível de significância de 10%. Confirma-se, portanto, a interpretação do RMI brasileiro feita por Serrano (2010), de que a taxa de câmbio nominal possui relação causal com a taxa de inflação e de que o hiato do produto não possui relação causal com a taxa de inflação.

Ademais, o teste de causalidade de Granger também demonstrou que a taxa de inflação de preços livres causa “no sentido de Granger” a taxa de juros reais, com um nível de significância de 5% para 1 *lag* e 2 *lags* e de 10% para 3 *lags*. Isso significa que o Bacen executa sua política monetária reagindo à taxa inflação, de acordo com a regra de Taylor. Outro resultado obtido é o de que a taxa de inflação de preços monitorados causa “no sentido de Granger” a taxa de inflação de preços livres para todos os *lags* especificados, mas a taxa de inflação de preços livres não causa “no sentido de Granger” a taxa de inflação de preços monitorados para nenhum *lag* especificado. Também vale ressaltar que o câmbio nominal causa “no sentido de Granger” o hiato do produto para o *lag* 1 ao nível de 10%, e para o 4 *lag* ao nível de 5%, demonstrando-se sua importância para a dinâmica produtiva.

Por fim, um resultado surpreendente encontrado foi o de que mudanças na taxa de juros reais não foram capazes de prever variações futuras nas outras variáveis analisadas, inclusive na taxa de câmbio nominal. Esse fato pode ser interpretado no sentido de que variações na taxa de câmbio nominal também são influenciadas fortemente por outros fatores econômicos exógenos, tais como: o risco-país, a taxa de juros dos títulos do tesouro norte-americano, os gastos de residentes no exterior, o superávit/déficit comercial e o cenário político interno.

3.5 Decomposição da variância dos erros de previsão da inflação de preços livres

A seguir, a Tabela 5 apresenta a decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de inflação de preços livres para o intervalo de 12 meses. A decomposição da variância depende da ordenação de Cholesky, ou seja, pode apresentar resultados diferentes de acordo com a ordenação das variáveis no VAR. Além disso, depende também do corte temporal, do número de defasagens e das variáveis incluídas no modelo. Neste caso, utiliza-se a ordenação proposta pelo entendimento de Serrano (2010) [isto é: juros reais; câmbio nominal; preços livres; preços monitorados; hiato do produto] para demonstrar que a taxa de câmbio nominal é a variável que se apresenta como o maior fator de impacto sobre o erro de previsão da taxa de inflação de preços livres:

Tabela 5 | Decomposição da variância dos erros de previsão da inflação de preços livres (%)

Período	Erro padrão	IPCA livre	IPCA monitorado	Juros reais	Hiato do produto	Câmbio nominal
1	0.254597	89.38773	0.000000	10.16710	0.000000	0.445162
2	0.316156	85.78482	1.191615	9.037542	0.598716	3.387302
3	0.347147	81.95556	2.160665	8.007200	0.815838	7.060734
4	0.363072	79.53546	2.709445	7.399246	0.864306	9.491547
5	0.371040	78.24088	2.983895	7.090639	0.870337	10.81425
6	0.374945	77.59948	3.113501	6.943802	0.869070	11.47415
7	0.376842	77.29308	3.173217	6.875433	0.867687	11.79059
8	0.377763	77.14859	3.200630	6.843486	0.866977	11.94031
9	0.378213	77.08035	3.213335	6.828322	0.866695	12.01130
10	0.378435	77.04781	3.219320	6.820990	0.866603	12.04527
11	0.378544	77.03210	3.222189	6.817391	0.866581	12.06174
12	0.378599	77.02442	3.223586	6.815605	0.866579	12.06981

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Pelos resultados apontados na Tabela 5, a taxa de câmbio nominal conseguiu explicar 12% dos erros de previsão da variação na taxa de inflação de preços livres, enquanto o hiato do produto conseguiu explicar apenas 0.86% dos erros de previsão, valor pouco significativo.

4. Conclusão

Neste artigo, realizou-se uma análise empírica do RMI brasileiro (1999-2018), com base na discussão crítica realizada por Serrano (2010) e segundo a metodologia do Vetor Autorregressivo (VAR), aplicando a função impulso-resposta, o teste de causalidade de Granger e a decomposição da variância dos erros de previsão. Por um lado, demonstrou-se a incorreção do entendimento consensual sobre os fundamentos operacionais do RMI brasileiro, próprio da teoria econômica ortodoxa, uma vez que se provou a ausência de relação estatística entre a taxa de inflação e o hiato do produto. Por outro lado, demonstrou-se a pertinência da crítica feita por Serrano (2010) a esses fundamentos e a validade dos seus argumentos para explicar como o RMI de fato funciona, uma vez que se provou a existência de relação estatística entre a taxa de inflação e a taxa de câmbio nominal. De fato, o controle inflacionário realizado pelo Bacen ocorre por meio dos efeitos dos juros sobre o câmbio e deste sobre os custos. Na literatura econômica, encontram-se diversos trabalhos, de caráter teórico e/ou empírico, que chegaram a conclusões semelhantes a esta, entre os quais podem ser citados: Ferreira e Jayme Júnior (2005), Barbosa-Filho (2008; 2015), Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009), Bresser-Pereira e Gomes da Silva (2009), Gontijo (2009) e Araújo e Modenesi (2013).

Referências

- ARAÚJO, E. C.; MODENESI, A. M.. Price stability under inflation targeting in Brazil: an empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a VAR model, 2000-2008. *Investigación Económica*, vol. 72, n. 283, p. 99-133, jan./mar. 2013.
- ARESTIS, P.; DE PAULA, L. F.; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. *Economia e Sociedade*, vol. 18, n. 1, p. 1-30, abr. 2009.
- BARBOSA-FILHO, N. H. Inflation targeting in Brazil: 1999-2006. *International Review of Applied Economics*, vol. 22, n. 2, p. 187-200, mar. 2008.
- _____. Monetary policy with a volatile exchange rate: the case of Brazil since 1999. *Comparative Economic Studies*, vol. 57, n. 3, p. 401-425, set. 2015.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. Implementing inflation targeting in Brazil. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n. 1, jul. 2000.
- BRASIL. Banco Central do Brasil. *Histórico de metas para a inflação no Brasil*. 2018. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/Pec/metase/TabelaMetaseResultados.pdf>>. Acesso em: 1 set. 2018.
- _____. *Relatório de inflação de setembro de 2012*. 2012.
- BRASIL. *Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999*. Estabelece a sistemática de “metas para a inflação” como diretriz para fixação do regime de política monetária e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 22 jun. 1999.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; GOMES DA SILVA, C. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio. In: OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F.; SOBREIRA, R. (Orgs.). *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2009.
- BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- E-VIEWS. *E-views 8.1 user's guide II*. Irvine: IHS Global Inc., 2014.
- FERREIRA, A. B.; JAYME JÚNIOR, F. G. Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2005.
- GIAMBIAGI, F. Estabilização, reformas e desequilíbrios macroeconômicos: os anos FHC (1995-2002). In: GIAMBIAGI, F. et al. *Economia brasileira contemporânea: 1945-2010*. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- GONTIJO, C. Notas críticas sobre a macroeconomia novo-keynesiana. *Revista de Economia Política*, vol. 29, n. 2, p. 285-301, abr./jun. 2009.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5. ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 2003.
- HENDRY, D. F.; MIZON, G. E. The pervasiveness of Granger causality in econometrics. In: ENGLE, R. F.; WHITE, H. (Eds.). *Cointegration, causality, and forecasting: a festschrift in honor of Clive W. J. Granger*. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer, 1991.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Impulse response analysis in linear multivariate models. *Econometric Letters*, vol. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Revista de Economia Política*, vol. 30, n. 1, p. 63-72, jan./mar. 2010.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, vol. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980.

Anexo 1

DECRETO Nº 3.088, DE 21 DE JUNHO DE 1999

Estabelece a sistemática de “metas para a inflação” como diretriz para fixação do regime de política monetária e dá outras providências.

O **PRESIDENTE DA REPÚBLICA**, no uso das atribuições que lhe confere o art. 84, inciso IV, da Constituição, e tendo em vista o disposto no art. 4º da Lei nº 4.595, de 31 de dezembro de 1964, e no art. 14, inciso IX, alínea “a”, da Lei nº 9.649, de 27 de maio de 1998,

DECRETA:

Art. 1º Fica estabelecida, como diretriz para fixação do regime de política monetária, a sistemática de “metas para a inflação”.

§ 1º As metas são representadas por variações anuais de índice de preços de ampla divulgação.

§ 2º As metas e os respectivos intervalos de tolerância serão fixados pelo Conselho Monetário Nacional – CMN, mediante proposta do Ministro de Estado da Fazenda, observando-se que a fixação deverá ocorrer:

I – para os anos de 1999, 2000 e 2001, até 30 de junho de 1999; e

II – para os anos de 2002 e seguintes, até 30 de junho de cada segundo ano imediatamente anterior.

Art. 2º Ao Banco Central do Brasil compete executar as políticas necessárias para cumprimento das metas fixadas.

Art. 3º O índice de preços a ser adotado para os fins previstos neste decreto será escolhido pelo CMN, mediante proposta do Ministro de Estado da Fazenda.

Art. 4º Considera-se que a meta foi cumprida quando a variação acumulada da inflação – medida pelo índice de preços referido no artigo anterior, relativa ao período

do de janeiro a dezembro de cada ano calendário – situar-se na faixa do seu respectivo intervalo de tolerância.

Parágrafo único. Caso a meta não seja cumprida, o Presidente do Banco Central do Brasil divulgará publicamente as razões do descumprimento, por meio de carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda, que deverá conter:

- I – descrição detalhada das causas do descumprimento;
- II – providências para assegurar o retorno da inflação aos limites estabelecidos; e
- III – o prazo no qual se espera que as providências produzam efeito.

Art. 5º O Banco Central do Brasil divulgará, até o último dia de cada trimestre civil, Relatório de Inflação abordando o desempenho do regime de “metas para a inflação”, os resultados das decisões passadas de política monetária e a avaliação prospectiva da inflação.

Art. 6º Este Decreto entra em vigor na data de sua publicação.

Brasília, 21 de junho de 1999; 178º da Independência e 111º da República.

FERNANDO HENRIQUE CARDOSO
Pedro Malan

Anexo 2

Para escolher a ordem de defasagens, foram utilizados os dois critérios de seleção apontados pelo *Relatório de Inflação de Setembro de 2012* (Brasil, 2012): o critério de informação de Hannan-Quinn (HQC) e o teste de autocorrelação serial, isto é, de acordo com o teste Breusch-Godfrey (LM) ou Portmanteau (Tabela 6):

Tabela 6 | Teste de seleção de ordem de defasagens do VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2.612.307	NA	23038.89	24.23432	24.31246	24.26589
1	-2.433.927	346.8497	5568.197	22.81414	23.28293*	23.00353*
2	-2.411.963	41.69119	5729.054	22.84225	23.70170	23.18947
3	-2.397.977	25.90023	6349.964	22.94423	24.19433	23.44928
4	-2.372.644	45.73910	6341.356	22.94115	24.58191	23.60402
5	-2.358.310	25.21868	7019.051	23.03990	25.07132	23.86060
6	-2.326.179	55.03877	6597.663	22.97388	25.39595	23.95240
7	-2.300.131	43.41338	6571.411	22.96417	25.77691	24.10053
8	-2.260.736	63.83435	5795.318	22.83089	26.03428	24.12507
9	-2.244.379	25.74704	6339.988	22.91092	26.50496	24.36292
10	-2.213.663	46.92664	6087.628	22.85799	26.84270	24.46782
11	-2.156.807	84.23221	4601.731	22.56302	26.93839	24.33068
12	-2.075.237	117.0682*	2775.898*	22.03923*	26.80525	23.96471

Fonte: elaboração própria dos autores.

* indica a ordem de defasagem escolhida pelo critério de informação

LogL: *log* da Máxima Verossimilhança

LR: Teste LR sequencial modificado

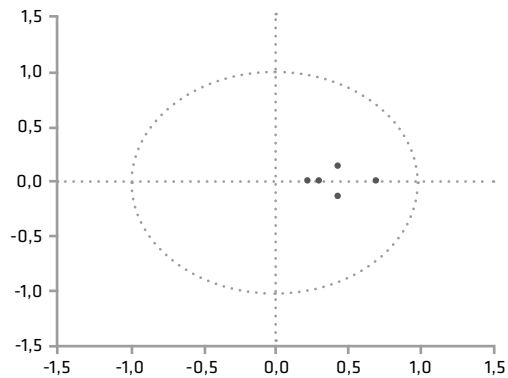
FPE: Teste de erro de predição final

AIC: Critério de informação de Akaike

SC: Critério de informação de Schwarz

HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn

Figura 2 | Teste de estabilidade - VAR



Fonte: Elaboração própria dos autores.