



Bernardo Araújo de Lucena

**Utilização de modelos T-VAR na avaliação do
impacto da credibilidade na política monetária**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para
obtenção de grau de Mestre pelo Programa de Pós-
Graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento
de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Waldyr Dutra Areosa

Rio de Janeiro
Janeiro de 2019

Bernardo Araújo de Lucena

**Utilização de modelos T-VAR na avaliação do
impacto da credibilidade na política monetária**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção de grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio. Aprovado pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Waldyr Dutra Areosa

Orientador
Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Diogo Abry Guillén

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Wagner Piazza Gaglianone

Banco Central

Prof. Augusto Cesar Pinheiro da Silva

Vice-Decano Setorial de Pós-Graduação do
Centro de Ciências Sociais

Rio de Janeiro, 28 de janeiro de 2019

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Bernardo Araújo de Lucena

Graduou-se em História pelo IBMEC em Ciências econômicas em 2015.

Ficha Catalográfica

Lucena, Bernardo Araújo de

Utilização de modelos T-Var na avaliação do impacto da credibilidade na política monetária / Bernardo Araújo de Lucena ; orientador: Waldyr Dutra Areosa. – 2019.

36 f. : il. color. ; 30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2019.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Credibilidade. 3. Não linear. 4. T-var. 5. Desinflação. 6. função resposta impulso generalizada. I. Areosa, Waldyr Dutra. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

Agradecimentos

Agradeço a todos os meus amigos que me deram forças para continuar essa longa caminhada.

A minha família e namorada, por entender a importância do curso para mim.

Ao meu orientador Waldyr Dutra Areosa por me dar subsídios para conseguir terminar esse trabalho.

Resumo

Lucena, Bernardo Araújo de; Areosa, Waldyr Dutra. **Utilização de modelos T-VAR na avaliação do impacto da credibilidade na política monetária.** Rio de Janeiro, 2019. 36p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O trabalho conduz uma análise empírica sobre como a credibilidade da política monetária influencia as reações da atividade econômica e da inflação a um aumento da taxa de juros. Como parte da metodologia, um índice de credibilidade foi construído a partir do desvio da expectativa de inflação com relação à meta para o período. Esse índice foi empregado em um modelo T-VAR junto a séries de hiato do produto, núcleo da inflação, taxa de câmbio e taxa de juros para gerar funções resposta ao impulso generalizadas através das quais foi possível comparar a dinâmica entre os regimes com credibilidade e sem credibilidade. As principais conclusões foram que a presença de credibilidade reduz o custo do aumento aos juros e intensifica a redução da inflação a um aumento da taxa de juros.

Palavras-chave

Credibilidade; não linear; T-VAR; desinflação; função resposta impulso generalizada.

Abstract

Lucena, Bernardo Araújo de; Areosa, Waldyr Dutra (Advisor). **The use of T-VAR models on the evaluation of the credibility impact on monetary policy**. Rio de Janeiro, 2019. 36p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

The work conducts an empirical assessment on how monetary policy credibility influences the reaction of output and inflation to an increase in interest rate. As part of the methodology, a credibility index was built based on the deviation of the expected inflation from its target for a given period. This index was employed in a T-VAR model – also containing series of output gap, inflation core, exchange rate and interest rate – in order to generate generalized impulse response functions through which the dynamics of the with- and without- credibility regimes could be compared. The main conclusions were that the presence of credibility lowers the cost of raising interest rates and strengthens the inflation reduction in response to an interest rate increase.

Keywords

Credibility; Nonlinear, T-VAR, desinflation; Generalized impulse response.

Sumário

1. Introdução	10
2. Revisão Bibliográfica	12
3. Metodologia.....	15
3.1. Modelos T-VAR	15
3.2. Funções resposta impulso generalizadas não lineares.....	16
3.3. Série de dados e testes de raiz unitária	17
4. Resultados	21
4.1. Caracterização do Modelo	21
4.2. Testes de Hansen e presença de não linearidade	21
4.3. Análise dos Coeficientes	22
4.4. Funções resposta impulso generalizadas	23
5. Análise da Robustez	25
6. Conclusão	33
7. Referências bibliográficas	34

Lista de figuras

Figura 1: Desvio da expectativa futura de inflação 2 anos à frente da meta de inflação	10
Figura 2: Série de dados utilizadas	18
Figura 3: Funções resposta impulso generalizadas	24
Figura 4: Função resposta impulso generalizada do modelo com variação do PIB.	26
Figura 5: Função resposta impulso generalizada do modelo com IPCA cheio	29
Figura 6: Função resposta impulso generalizada do modelo com taxa real de juros.....	30
Figura 7: Função resposta impulso generalizada do modelo com variação da taxa real de câmbio efetiva	30
Figura 8: Função resposta impulso generalizada do modelo com desvio da meta em primeira diferença.....	31
Figura 9: Função resposta impulso generalizada do modelo com módulo do desvio da meta	31
Figura 10: Função resposta impulso generalizada do modelo com expectativas de longo prazo.....	32

Lista de tabelas

Tabela 1: Série de dados e seus tratamentos	17
Tabela 2: Resultados dos testes de Raiz unitárias.....	20
Tabela 3: Threshold e regimes.....	21
Tabela 4: Resultados do teste de Hansen	21
Tabela 5: Coeficientes do Modelo Estimado	22
Tabela 6: Resultados do teste de Hansen para o modelo com variação do produto.....	25
Tabela 7: Resultados do teste de Hansen para o modelo com IPCA cheio	27
Tabela 8: Resultados do teste de Hansen para o modelo com taxa de juros real	27
Tabela 9: Resultados do teste de Hansen para o modelo com Variação taxa de câmbio real efetiva.....	28
Tabela 10: Resultados do teste de Hansen para modelo com desvio da meta em primeira diferença	28
Tabela 11: Resultados do teste de Hansen para modelo com módulo do desvio da meta	28
Tabela 12: Resultados do teste de Hansen para modelo com desvio da meta de longo prazo (4 anos à frente).....	29
Tabela 13: Resumo dos resultados encontrados na etapa de robustez...	33

1. Introdução

A relevância do papel da credibilidade na condução da política monetária surgiu com os trabalhos de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). Desde então, uma extensa literatura se dedica a entender como a credibilidade e a reputação afetam a condução da política monetária.¹ O debate sobre credibilidade se pauta no argumento de que se a política monetária é crível no combate à inflação, os agentes fixarão seus preços e salários baseados nas metas traçadas pela autoridade monetária. Consequentemente, a credibilidade seria peça chave para manter a inflação estável e de maneira menos custosa. No Brasil, esse assunto passa a ganhar destaque com a adoção do sistema de metas para inflação no ano 1999 e com o descolamento das expectativas de inflação de longo prazo em relação a meta após 2011, conforme pode ser observado na figura 1.

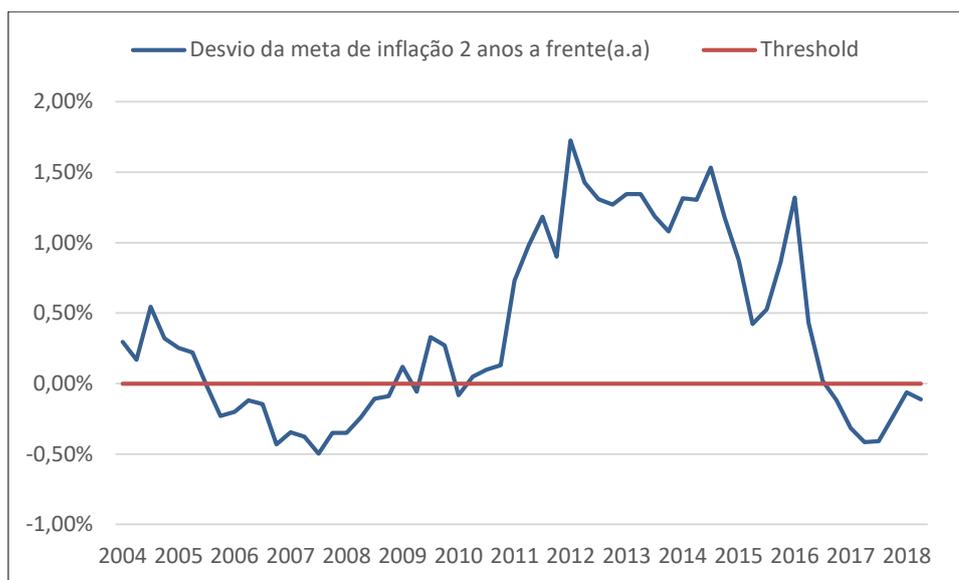


Figura 1: Desvio da expectativa futura de inflação 2 anos a frente da meta de inflação.

O objetivo deste trabalho é avaliar se alterações na credibilidade da autoridade monetária afetam o mecanismo de transmissão da política monetária. Formalmente, criamos uma variável de credibilidade e a utilizamos como variável *threshold* em um modelo T-VAR, onde as mudanças de regime de credibilidade são endógenas. Utilizamos funções respostas impulsos generalizadas (FIRGs) para

¹ Por exemplo, McCallum(1984), Blanchard (1984) e Sargent (1982)

avaliar a dinâmica do câmbio, da atividade e da inflação a um choque positivo na taxa básica juros nos dois regimes e comparar a diferença entre eles.

Os principais resultados encontrados foram: (i) redução da inflação é maior frente a um aumento de juros no regime com credibilidade, (ii) a atividade é menos sensível a um aumento de juros no regime com credibilidade e (iii) os resultados anteriores são robustos a mudanças na medida de atividade, mas não à alterações na medida de inflação.

O presente trabalho se insere em uma extensa literatura acerca do papel da credibilidade na condução da política monetária. Segundo Clarida, Gali e Gertler (1999), a literatura sobre credibilidade pode ser dividida em dois grupos distintos; o primeiro deles dedicados a estudar a presença e o efeito do viés inflacionário, como em Bernanke e Mishkin(1997); e o segundo grupo focado em discutir o custo de desinflação, como em Boschen e Weise (2001), Gordon e King (1982) e Alves e Tombini (2005). Esse trabalho se encontra no segundo grupo e encontra resultados que corroboram os resultados de Mendonça e Souza (2007) e Montes e Assumpção (2014) que evidenciam o papel da credibilidade na redução do custo de desinflação. Adicionalmente, é a primeira vez que se utiliza abordagem T-VAR para estudar o efeito da credibilidade no custo de desinflação no Brasil.

Esse trabalho é dividido em 6 capítulos; no segundo capítulo farei uma breve revisão da literatura; no terceiro capítulo mostrarei a metodologia, os fundamentos por trás dela e os dados utilizados; no quarto capítulo apresentaremos os resultados do trabalho; no quinto capítulo vamos testar a robustez dos resultados ao usar diferentes maneiras de se avaliar algumas variáveis; e no sexto capítulo concluiremos o trabalho.

2. Revisão Bibliográfica

Os anos de 1990 e 2000 ficaram conhecidos pelo fim das hiperinflações em uma série de países em desenvolvimento, relativa estabilidade das principais economias do mundo e ascensão dos regimes de meta de inflação em uma série de países como o Brasil. Um dos pilares do regime de metas para inflação é a ancoragem de expectativas, e dentro desse contexto, a credibilidade da autoridade monetária é condição *sine qua non* para o regime de metas ter êxito.

Conforme citado na introdução, Clarida, Gali e Gertler (1999) divide a literatura sobre credibilidade em dois ramos (i) procurar discutir as causas e consequências do viés inflacionário (ii) trabalhos que visam discutir o custo de desinflação, além disso, ainda existe uma literatura muito vasta sobre índices de credibilidade que discute formas de medir e quantificar a credibilidade da autoridade monetária.

Dentro do primeiro ramo temos Kydland e Prescott (1977), trabalho seminal sobre o assunto credibilidade, onde desenvolve-se a ideia de que um banco central comprometido com suas metas é mais efetivo no combate à inflação do que um banco central que age de maneira discricionária. A conclusão desse trabalho é de que a discricionariedade da autoridade monetária geraria um viés inflacionário e que o comprometimento da autoridade monetária faria com que a solução de equilíbrio fosse um patamar inflação mais baixo. Outro trabalho importante nesse primeiro ramo é Barro e Gordon (1983), onde os autores concluem que episódios de persistência inflacionária são causados pela perda de credibilidade da autoridade monetária ao não entregar acordos firmados com os agentes formadores de preços.

No segundo ramo, temos Boschen e Weise (2001), que analisaram 19 episódios de desinflação em países da OCDE para avaliar o papel da credibilidade nas razões de sacrifícios e no custo de desinflação através de variáveis instrumentais. Como instrumento para variável credibilidade, foi utilizado a probabilidade de desinflação em episódios inflacionários e constatou-se, que quanto maior credibilidade menor será a razão de sacrifício e mais rápida será a desinflação. No Brasil, Mendonça e Souza (2007) estudam o efeito da credibilidade

e reputação da autoridade monetária, fiscal e do regime de metas. Os principais achados desse trabalho são que a reputação e credibilidade são peças de fundamental importância para a manutenção do patamar dos preços em um nível mais baixo, situação também descrita por Montes e Assumpção (2014). Esses trabalhos dialogam bem com os resultados encontrados nesse trabalho.

Na literatura sobre índices de credibilidade temos alguns trabalhos como Svensson (1993), Cecchetti e Krause (2002); no Brasil temos uma literatura abundante sobre o assunto com os trabalhos de Sicsu (2002 e 2003), Mendonça (2003), Garcia e Guilen (2014), Gaglianone e Oliveira (2018). Svensson (1993) propõe medir a credibilidade do Canadá, Suécia e Nova Zelândia através do que ele define ser o teste mais simples de credibilidade. Para isso, ele parte de duas premissas (i) A credibilidade absoluta existe quando o agente acredita que a inflação ficará dentro das bandas do regime de metas com 100% de credibilidade (ii) A credibilidade de expectativa ocorre quando existe uma expectativa menor que 100% de que a autoridade monetária irá entregar uma meta dentro do intervalo das do regime de meta. Dentro desse contexto, o teste mais simples de credibilidade consiste em definir os valores mínimos e máximos dos rendimentos que sejam consistentes com as bandas do sistema de metas para inflação e caso a taxa real de juros fique fora desse intervalo, a hipótese de credibilidade absoluta é quebrada e se o prêmio de risco da inflação (ver artigo para maiores detalhes) for pequeno ou negativo podemos dizer que a credibilidade em expectativa foi quebrada. Existe uma transitividade entre credibilidade absoluta e credibilidade de expectativa, contudo, a transitividade não se aplica no sentido inverso. Os principais resultados foram; A presença de credibilidade no Canadá é inconclusiva; a existência da presença de credibilidade para a Nova Zelândia após junho de 1992; A presença de credibilidade para Suécia apresenta resultados contraditórios (presença de credibilidade quando analisamos títulos com maturidade de 5 anos e ausência quando analisamos títulos com maturidade de 2 anos). Cecchetti e Krause (2002) cria um índice para medir a credibilidade, que irá variar entre 0 e 1, onde 0 é a ausência total de credibilidade e 1 é seria a credibilidade plena. Para isso, ele determina que caso a expectativa seja menor que a inflação temos o cenário do índice igual a 1. Se a expectativa da inflação futura for maior que 20% da meta o índice será 0. Entre os extremos o índice decresce linearmente conforme o desvio

entre a meta e a expectativa aumenta até chegar ao zero. O objetivo do trabalho é utilizar esse índice para comparar o grau de credibilidade em diversos países; a principal conclusão encontrada é que a credibilidade é fator chave para explicar a performance da macroeconomia.

Sicsú (2002), cria um índice para credibilidade baseado na expectativa de variação anual do IPCA e na meta de inflação; sua principal conclusão é que a acumulação de expectativa é capaz de influenciar as expectativas de inflação no início de cada ano e quando o BCB acumula reputação e perde em seguida, as taxas de inflação ficam mais dispersas. Mendonça (2004), compara seu índice com o índice proposto em Sicsú (2002) e com o índice proposto em Cecchetti e Krause (2002) e encontra como resultado uma contradição entre todos os índices, além de criticar a forma como o índice de Sicsú é calculado. Sicsú(2003) faz uma severa crítica a Mendonça(2004) dizendo que suas conclusões não são claras e induzem a erro.

Garcia e Guilen (2014) propõe a utilização de expectativas desagregadas e cadeias de Markov para mensurar a credibilidade da autoridade monetária. Para isso eles segmentam os agentes em três grupos (otimistas, pessimistas e neutros), e determinam a probabilidade de mudarem de estado em diferentes prazos. As principais conclusões desse trabalho são que os agentes pessimistas e otimistas têm comportamento muito similar e que esse índice deve ser utilizado em conjunto com outros índices como os já citados anteriormente.

3. Metodologia

3.1. Modelos T-VAR

Nesse trabalho, utilizaremos modelos T-VAR para captar o impacto da não linearidade causada pela credibilidade na resposta das principais variáveis macroeconômicas à um aumento de juros. O Modelo T-VAR (*Threshold vector autoregression*) é uma variação dos modelos VAR que permitem capturar assimetrias, trocas de regimes e outras formas de não linearidades; nesse trabalho a abordagem T-VAR permite mostrar o impacto da credibilidade na mudança de comportamento dos agentes e separa-los em dois regimes. Outra vantagem da abordagem T-VAR é a possibilidade da mudança de regimes de credibilidade quando aplicamos choques em outras variáveis, fazendo com que a economia alterne de estado à medida que o choque se propaga.

Segundo Balke (2000) podemos definir um modelo T-VAR com 2 regimes como:

$$Y_t = A^1 Y_t + B^1(L)Y_{t-1} + (A^2 Y_t + B^2(L)Y_{t-1})I(c_{t-d} > \gamma) + U_t \quad (1)$$

Onde Y_t , é um vetor onde estão contidos o hiato do produto, inflação, câmbio, taxa Selic e o desvio da meta. $B^1(L)$ e $B^2(L)$ são as matrizes polinomiais das defasagens enquanto U_t são choques. c_{t-d} é a variável *threshold* (desvio da meta) e determina o regime em que o sistema se encontra. O termo $I(c_{t-d} > \gamma)$ assume o valor 0 na presença de credibilidade e 1 na sua ausência. Como esse termo está contido no vetor de variáveis Y_t , um choque nas demais variáveis afeta o nível das variáveis assim como o regime em que a economia se encontra. O valor de γ é determinado por *grid search* utilizando a metodologia de Tsay (1989). Nesse trabalho utilizamos $d = 1$. A^1 e A^2 refletem a estrutura contemporânea nos regimes específicos.

Aplicamos um teste de não linearidade ao modelo T-VAR para determinar se existe evidência de não linearidade, para isso, realizamos um teste de hipótese onde H_0 é a existência de apenas 1 regime e H_1 é a existência de não linearidade.

Utilizamos uma extensão multivariada do teste de Hansen (1999) proposta por Lo e Zivot (2001). Esse teste consiste em calcular a razão verossimilhança das matrizes de covariâncias dos modelos estimados. Como a distribuição dessa estatística não é conhecida, utiliza-se o método de bootstrap para gerar uma distribuição empírica para o teste, a partir do qual calcula-se os p-valores assintóticos. Utilizamos 1000 bootstraps e 15% trimming. Como trabalhamos com um total de apenas 58 observações utilizamos o teste de Hansen apenas como forma de apontar a presença de não linearidade e não da maneira tradicional como ele é normalmente utilizado, para caracterizar a presença de 1 regime, 2 regimes ou mais de 2 regimes,

Assim como em Aleem e Lahiani (2014) a estimação foi feita por MQO.

3.2.

Funções resposta impulso generalizadas não lineares

A principal limitação dos modelos VAR convencionais é a resposta isométrica a qualquer choque que ocorre por existir apenas um estado na economia, independente do histórico de choques anteriores e da evolução das variáveis. A vantagem da utilização de um modelo não linear é que as respostas aos choques passam a ponderar o tamanho do choque, o seu sinal e o histórico dos choques anteriores, de forma que os coeficientes obtidos são importantes para construção de funções respostas impulsos mais aderentes aos aspectos não lineares que conduzem a análise.

Segundo Koop et al.(1996), a grande dificuldade de se trabalhar com modelos não lineares sob mudanças de regimes, é a representação MA não linear nos erros estruturais, por isso, utilizaremos funções respostas impulsos generalizadas (FIRGs). As FIRGs propostas por Koop et al. são calculadas pela simulação da evolução do modelo em cada regime no momento do choque. A cada história definida como Ω_{t-1} , as FIRGs são definidas como a diferença entre as trajetórias previstas com choques e sem choques. Matematicamente podemos definir as FIRGs propostas por Koop como:

$$GIRF_y(k, v, \Omega_{t-1}) = E(Y_{t+k}/v_t, v_{t+1}=0, \dots, v_{t+k}=0, \Omega_{t-1}) - E(Y_{t+k}/v_t=0, v_{t+1}=0, \dots, v_{t+k}=0, \Omega_{t-1}) \quad (2)$$

Em que Y_{t+k} é o vetor de variáveis previstas até o horizonte k . Sob essa definição, a GIRF de um TVAR depende das condições iniciais, dos choques passados e do regime em que se encontra antes do choque. Para conseguirmos todas informações sobre as FIRGs devemos simular, utilizando bootstraps, um conjunto grande suficiente de choques aleatórios em cada um dos pontos iniciais (Avdjiev e Zeng, 2014”), nesse trabalho utilizaremos 1000 bootstraps para cada história. A não linearidade ficará demonstrada com a ausência de simetria entre os choques nos diferentes regimes. Para isso, utilizamos o algoritmo retirado do trabalho de Caggiano et al. 2014 e o adaptamos para o Software R Project com o pacote TsDyn, pacote para modelos não lineares.

Iremos comparar as FIRGs de cada um dos regimes propostos (sem mudança de regime) e o efeito de um choque no juro de 1 desvio padrão nas principais variáveis e suas respostas.

3.3. Série de dados e testes de raiz unitária

Nesse trabalho utilizamos como variáveis para o T-VAR as variáveis listadas na tabela 1. Utilizamos dados trimestrais com início no primeiro trimestre de 2004 até o segundo trimestre de 2018.

Função	Variável	Fonte	Unidade	Tratamento	Alternativa para Robustez
Atividade econômica	Hiato do Produto	FRED	N.A	Filtro HP	Variação do PIB(%a.t)
Setor Externo	Dólar comercial	IPEA data	%a.t	Variação(%)	Taxa de câmbio real efetiva(%a.t)
Inflação	IPCA - Núcleo	IPEA data	%a.t	Nível	IPCA- Índice Cheio(%a.t)
Taxa de Juros	Selic	IPEA data	%a.t	Primeira Diferença	Taxa de Juros real(%a.t)
Credibilidade	Desvio da Meta	Banco Central	%a.t	Spline Cúbico	Módulo desvio do desvio e expectativas de longo prazo(%a.t)

Tabela 1: Série de dados e seus tratamentos



Figura 2: Série de dados utilizadas.

O desvio da meta é a variável *threshold* do modelo e tem o papel de determinar a presença de credibilidade; valores maiores que o valor de *threshold* indicam a ausência de credibilidade e valor menores a sua existência. Essa variável foi construída através da subtração da expectativa para o IPCA dois anos à frente, do centro da meta de inflação para o mesmo período. Para determinar a expectativa série de dados de expectativas de inflação futura com horizontes fixos, retirada das bases de dados do Banco Central do Brasil.

A utilização do prazo de dois anos à frente foi escolhida por ser a data do alvo da meta, por exemplo, a Resolução do 3.880 do Banco central, de 2010, que fixa a meta de inflação para 2012.

Outra característica do sistema de meta de inflação é a simetria das bandas, de maneira que estar tanto a acima como abaixo do centro é igualmente ruim. Contudo, em função do passado inflacionário, trabalharemos com a premissa de que, pontos acima do *threshold* serão períodos sem credibilidade e períodos abaixo serão períodos com credibilidade. Para a etapa de robustez utilizaremos como variável *threshold* o desvio da meta calculado com expectativas 4 anos à frente (uma visão de longo prazo) e outro teste respeitando a simetria do regime de metas, através do módulo do desvio.

Para medir a atividade econômica utilizamos o hiato do produto obtido através de filtro HP. O hiato do produto serve de indicador dos ciclos econômicos; quando ele é positivo temos um sinal de que a economia está aquecida e sujeita a pressões inflacionárias, quando negativo sugere a existência de ociosidade dos fatores de produção. A utilização do hiato do produto se justifica pela sua relação com as pressões inflacionárias causadas pela operação da economia a uma taxa de crescimento maior que a potencial. Para a etapa de robustez utilizaremos a variação percentual do PIB no trimestre

Para medir o efeito cambial, trabalhamos com a variação da cotação do dólar comercial Dólar/Real(compra), preço de fechamento. Na etapa de robustez utilizaremos uma taxa de câmbio real efetiva para mensurar o efeito da incorporação de uma cesta de moedas e da variação do poder compra.

Utilizamos o núcleo da inflação com médias aparadas como variável para medir a variação no nível de preços, pois ela é uma medida que procura medir a tendência do nível de preços desconsiderando choques exógenos temporários como choques de safra e efeitos sazonais (que rapidamente se dissipam e não tem relevância para a política monetária). Segundo o relatório de inflação emitido pelo BCB em junho de 2000², essa medida é desenhada para detectar mudanças de caráter fundamental na dinâmica dos preços, que podem ser causadas por choques permanentes nos preços relativos ou por alterações de expectativas de inflação.

Utilizamos a SELIC-Over como medida de taxa de juros pois ela é a média ponderada de todas as transações feitas no sistema SELIC lastreada em títulos públicos federais, essa medida está intimamente relacionada a SELIC META, que é taxa básica de juros. Para medir o câmbio, utilizamos a variação percentual da taxa de câmbio comercial compra fechamento dólar/real, principal referência de taxa de câmbio. Para a etapa de robustez utilizaremos uma medida de Juro real, construída pela diferença entre a SELIC-Over e o IPCA e a taxa real de câmbio.

² Relatório encontrado em <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2000/06/ri200006b4p.pdf>

Para avaliar se as séries são estacionárias, utilizamos o Teste Phillips-Peron e ADF utilizando uma significância de 10%. Utilizamos o software Eviews nessa etapa.

Na tabela 2 podemos ver que as séries de desvio da meta e da taxa SELIC não são estacionárias. Em função da não estacionariedade da série da SELIC-Over, optamos por trabalhar com essa variável em primeira diferença. Utilizaremos as séries de desvio da meta em nível pois em uma janela temporal maior (de 2002T1 – 2018T2) essas variáveis se mostraram estacionárias, além disso, a utilização delas em primeira diferença acarretaria em uma perda significativa de intuição. Na etapa de robustez testaremos o efeito de utilizar o desvio da meta 2 anos à frente em primeira diferença.

Teste de Estacionariedade	ADF			Phillips - Perron		
	Estatística - T	P - Valor	Estacionariedade	Estatística - T	P - Valor	Estacionariedade
Desvio da Meta 2 anos	-1,47	0,54	Não é estacionária	-1,57	0,52	Não é estacionária
Desvio da Meta 4 anos	-1,60	0,47	Não é estacionária	-1,63	0,45	Não é estacionária
Desvio da Meta Módulo	-1,98	0,28	Não é estacionária	-2,04	0,26	Não é estacionária
Hiato	-2,70	0,08	Estacionária	-2,8	0,06	Estacionária
IPCA - Cheio	-2,70	0,08	Estacionária	-4,78	0,02	Estacionária
IPCA - Núcleo	-2,90	0,05	Estacionária	-2,83	0,06	Estacionária
Selic	-1,63	0,46	Não é estacionária	-1,46	0,54	Não é estacionária
Juro real	-3,42	0,01	Estacionária	-3,41	0,01	Estacionária
Variação do Câmbio	-4,31	0,00	Estacionária	-7,61	0,00	Estacionária
Variação do Câmbio Real Efetivo	-3,86	0,00	Estacionária	-7,78	0,00	Estacionária
Variação do PIB	-3,07	0,03	Estacionária	-2,96	0,04	Estacionária

Tabela 2: Resultados dos testes de Raiz unitárias.

4. Resultados

4.1. Caracterização do Modelo

Baseados em Liew (2004), utilizamos o critério de informação de Akaike para determinar a defasagem ótima, o teste de LM para garantir que não existe autocorrelação dos resíduos e o teste de White para verificar a presença de heteroscedasticidade. O modelo ótimo apontado pelo critério de Akaike teria apenas uma defasagem, contudo, segundo o teste de White, detectamos a presença de heteroscedasticidade quando utilizamos essa especificação. Para contornar esse problema, utilizamos um modelo com 2 defasagens.

4.2. Testes de Hansen e presença de não linearidade

Nesse trabalho, o ponto de *threshold* determina o ponto onde acontece a troca de regime; acima desse ponto estamos em um regime sem credibilidade e abaixo dele em um regime com credibilidade. A metodologia utilizada apontou para um valor de *threshold* muito próximo de zero, evidenciando que a meta de inflação é tida como *turning point* pelos agentes, que irão reajustar seus preços com dinâmicas diferentes caso estejam acima ou abaixo desse ponto.

Desvio da Meta	
> - 0.0002	BCB com credibilidade
< - 0.0002	BCB sem credibilidade

Tabela 3: *Threshold* e regimes.

Conforme o resultado do teste de Hansen na tabela 3, podemos utilizar um modelo de 2 regimes.

Modelo Linear x Modelo não linear	
LR Statistic	339.981
P-Valor	0.00

Tabela 4: Resultados do teste de Hansen.

Podemos dividir o espaço em 2 regimes conforme a figura 1, onde, a região acima da linha vermelha reflete os períodos onde a credibilidade do Banco central do Brasil é baixa (62% da amostra), isto é, os agentes acreditam que o BCB não irá entregar a meta proposta na ata do Copom para a data dois anos à frente, e a região abaixo da linha vermelha, onde o BCB é mais crível (38% da amostra), onde os agentes acreditam que o BCB irá entregar uma inflação menor que a meta do proposta.

As análises do impacto da credibilidade na relação entre inflação, juros, hiato e câmbio serão analisadas pelas funções resposta impulso nas próximas seções.

4.3. Análise dos Coeficientes

Equação Inflação	Regime Alta Credibilidade	Regime Baixa Credibilidade
Intercepto	0.0025	0.0084*
Cambio(-1)	-0.0020	0.0099
Cambio(-2)	0.0029	0.0067
Desvio da meta(-1)	-4.3837	0.8747
Desvio da meta(-2)	3.6174 -	0.5254
IPCA - Núcleo(-1)	0.3106	0.5172**
IPCA - Núcleo(-2)	0.3641 -	0.1012
Hiato(-1)	0.0011 -	0.0000
Hiato(-2)	0.0002 -	0.0003
D.Selic(-1)	-0.0472	0.4554
D.Selic(-2)	-0.0357	0.1077

Tabela 5: Coeficientes do Modelo Estimado

*- Significativo a 5% de confiança

** - Significativo a 1% confiança

Nessa secção analisaremos os coeficientes estimados da equação da inflação medida pelo núcleo nos dois regimes do T-VAR.

Ao analisarmos os coeficientes atrelados aos coeficientes da taxa de juros (tabela 5), vemos que existe uma alternância de sinais nas duas defasagens quando mudamos os regimes. No regime com credibilidade um aumento na variação da

taxa de juros leva a uma redução da inflação (ambos os coeficientes são negativos), enquanto no modelo sem credibilidade um aumento na taxa de juros levaria a um aumento da inflação. Mas nenhum deles é estatisticamente diferente zero, à 10% de significância.

Outro fato que chama muita atenção é a inércia inflacionária, aparentemente a inércia para ser maior no modelo com credibilidade, contudo, nenhum dos dois coeficientes é estatisticamente significativo a 10% de confiança, não sendo estatisticamente diferente de zero. Quando analisamos o regime de baixa credibilidade, o coeficiente da primeira defasagem é estatisticamente significativo e positivo, indicando que a inércia pode ser maior e estatisticamente diferente de zero.

4.4. Funções resposta impulso generalizadas

Essa secção irá analisar o efeito de um choque positivo de 1 desvio padrão na variação da taxa SELIC Over (1ª diferença da taxa SELIC Over) nas variáveis do câmbio, inflação e hiato, em cada um dos regimes. Os intervalos de confiança são de 1 desvio padrão. Para mais fácil entendimento e comodidade, os gráficos das FIRGs das medidas de inflação foram convertidos para uma escala de pontos base.

Conforme a figura 3, a FIRG da inflação medida pelo núcleo do IPCA tem um perfil bem diferente ao compararmos os 2 regimes. No regime com credibilidade, temos uma redução da inflação, significativa estatisticamente, a partir do primeiro período após o choque, e desde então ela opera em um patamar próximo ao zero; no regime sem credibilidade o choque é acompanhado por um aumento da inflação, o que caracteriza um *price puzzle*, e a partir do sexto período a inflação passa a reduzir, contudo, essa redução não é significativa estatisticamente.

A resposta do câmbio também apresenta perfis bem diferente nos dois regimes. No regime com credibilidade, o aumento da taxa de juros é acompanhado de uma apreciação da taxa de câmbio, já no outro regime o aumento do juro desvaloriza o câmbio. Ambos os movimentos são significativos estatisticamente, contudo, após esses movimentos as FIRGs não são estatisticamente diferentes de zero.

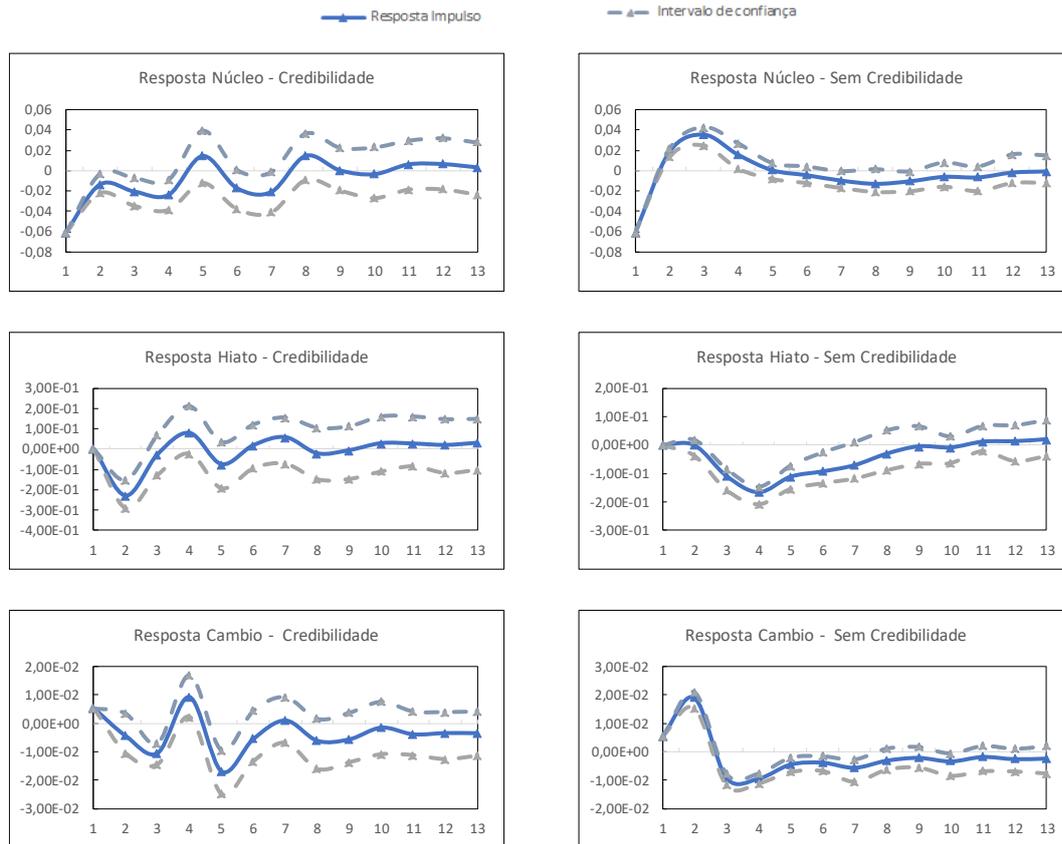


Figura 3: Funções resposta impulso generalizadas

A resposta do hiato do produto ao choque na taxa de juros inicialmente apresenta um impacto negativo menor no regime sem credibilidade do que no regime com credibilidade, contudo essa queda maior é acompanhada de uma rápida recuperação, enquanto no regime sem credibilidade essa queda se arrasta, por 10 períodos, fazendo com que no acumulado o hiato seja mais penalizado nesse regime.

Analisando em conjunto todas as respostas impulso generalizadas podemos ver que a presença de credibilidade reduz o custo de combate à inflação. Essa análise corrobora com a ideia por trás do sistema de metas de inflação, onde a autoridade monetária atua como coordenadora das expectativas dos agentes econômicos e sua credibilidade é peça fundamental para reduzir a incerteza e dar transparências as decisões tomadas.

5. Análise da Robustez

Nessa seção iremos discutir se os resultados encontrados na seção anterior se reproduzem quando alterarmos uma série de condições. Avaliaremos se detectamos a presença de não linearidade e o resultado das funções resposta impulso ao alteramos a medida de uma série de variáveis.

Modelo Linear x Modelo não linear	
LR Statistic	340.35
P-Valor	0.01

Tabela 6: Resultados do teste de Hansen para o modelo com variação do produto.

A tabela 6 mostra os resultados do teste de Hansen para o modelo modificado com a substituição do hiato pela a variação do PIB como medida de atividade econômica. Como podemos ver, detectamos a presença de não linearidade ao analisar o teste Hansen.

Conforme a figura 4, no modelo com variação do PIB, as FIRGs do núcleo do IPCA apresentaram *price puzzles* em ambos os regimes, contudo, o tamanho desse *price puzzle* no regime com credibilidade é menor do que no regime sem credibilidade.

A FIRG do câmbio apresenta comportamento similar nos diferentes regimes, mas com intensidades bastantes diferentes. O aumento da variação da taxa de juros desvaloriza o câmbio no primeiro instante, mas nos momentos subsequentes o câmbio se valoriza. No regime com credibilidade a desvalorização inicial é menor, contudo, a valorização subsequente é muito mais intensa; no regime sem credibilidade acontece o oposto, o câmbio se desvaloriza mais intensamente e se valoriza de maneira menos intensa.

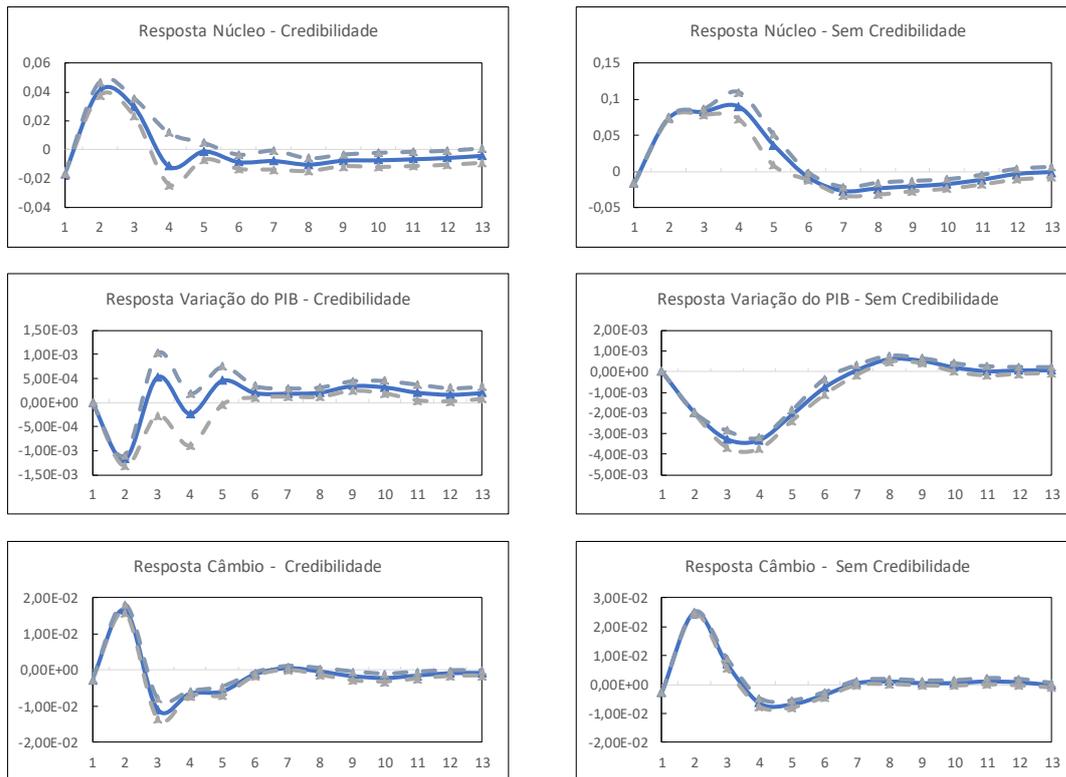


Figura 4: Função resposta impulso generalizada do modelo com variação do PIB.

A FIRG da atividade econômica no regime com credibilidade não é estatisticamente diferente de zero após o segundo período, evidenciando que o aumento do juro tem pouco efeito sobre a variação do PIB, nesse regime. Já no regime sem credibilidade, a redução do produto é muito mais acentuada, mais arrastada e estatisticamente significativa, evidenciando um impacto acumulado maior a variação do PIB.

A troca do hiato pela variação do PIB apresentou algumas mudanças significativas nas funções respostas impulsos generalizadas, mas alguns resultados importantes se mantiveram. No modelo com hiato, a FIRG da inflação medida pelo núcleo não apresentou *price puzzles* no regime com credibilidade, enquanto nesse modelo houve a presença desses *puzzles* nos dois regimes. Na FIRG da variável que mede a atividade econômica, o resultado foi uma intensificação do ocorrido no modelo com hiato.

A tabela 7 mostra que não encontramos evidência de não linearidade quando alteramos a maneira de medir a inflação do núcleo do IPCA pelo índice cheio. Além

disso, a maior parte das FIRGs não apresenta diferenças estatisticamente significantes entre si nesse modelo, exceto a FIRG do hiato do produto, que apresenta o mesmo comportamento do modelo anterior, porém em módulo menor (figura 5). Esse resultado faz sentido, pois o índice cheio apresenta preços monitorados e preços fortemente impactados por fatores sazonais, fazendo com que o a não linearidade e o efeito da credibilidade não sejam detectados.

Modelo Linear x Modelo não linear	
LR Statistic	280.7
P-Valor	0.24

Tabela 7: Resultados do teste de Hansen para o modelo com IPCA cheio.

A tabela 8 mostra que ao trocarmos a maneira como medimos a taxa de juros, para a taxa de juros real não encontramos a presença de não linearidade. É importante frisar que nesse modelo, diferentemente do modelo base³, trabalhamos com juro real em nível, não em primeira diferença, já que este é estacionário, o que torna difícil a comparação entre o modelo base e essa variante. Conforme a figura 6, podemos ver que a redução da inflação é maior no regime com credibilidade. Além disso, o impacto no hiato do produto apresenta um perfil bem diferente nos 2 regimes, contudo, na maior parte dos períodos não são estatisticamente diferentes de zero.

Modelo Linear x Modelo não linear	
LR Statistic	95.98
P-Valor	0.93

Tabela 8: Resultados do teste de Hansen para o modelo com taxa de juros real.

A tabela 9 mostra que ao trocarmos a maneira como medimos o câmbio para uma variação percentual da taxa de câmbio real efetiva não encontramos a presença de não linearidade. Conforme a figura 7, as FIRGs da inflação medida pelo núcleo e do hiato do produto apresentaram um comportamento similar ao modelo base, sendo a inflação mais sensível a um aumento da variação da juros no regime crível e o hiato do produto sendo mais impactado negativamente no regime sem

³ Modelo Base – Modelo com desvio da meta 2 anos à frente, hiato do produto, variação percentual da taxa de câmbio nominal, variação da taxa SELIC-Over, Núcleo da inflação.

credibilidade, contudo em ambas as FIRGs, a variância aumentou substancialmente (como pode ser visto pelo aumento das distância das bandas de confiança para a linha da resposta impulso).

Modelo Linear x Modelo não linear	
LR Statistic	167.65
P-Valor	0.99

Tabela 9: Resultados do teste de Hansen para o modelo com variação taxa de câmbio real efetiva

Ao alterar a variável *threshold* para a sua primeira diferença, encontramos a presença de não linearidade, conforme a tabela 10, contudo as FIRGs são estatisticamente iguais entre si, conforme o intervalo de confiança mostra na figura 8.

Modelo Linear x Modelo não linear	
LR Statistic	299.621
P-Valor	0.09

Tabela 10: Resultados do teste de Hansen para modelo com desvio da meta em primeira diferença.

A próxima alteração consiste em utilizar o desvio do módulo da meta como variável *threshold*. O conceito por trás dessa mudança é incorporar a ideia de que o sistema de metas para inflação é simétrico e por isso, tanto desvios para cima da meta quanto para baixo da meta são igualmente ruins. A tabela 11 mostra que devemos utilizar uma modelagem não linear, e a figura 9 mostra que as FIRGs têm um padrão similar ao modelo base, contudo com uma variância maior.

Modelo Linear x Modelo não linear	
LR Statistic	320.52
P-Valor	0.04

Tabela 11: Resultados do teste de Hansen para modelo com módulo do desvio da meta.

A última alteração que iremos testar é utilizar expectativas de inflação de longo prazo (4 anos à frente) para calcular o desvio da meta. Conforme a tabela 12, devemos utilizar o arcabouço não linear, e a figura 10 mostra um padrão muito similar modelo ao modelo com o módulo do desvio da meta.

Modelo Linear x Modelo não linear

LR Statistic	95.98
P-Valor	0.93

Tabela 12: Resultados do teste de Hansen para modelo com desvio da meta de longo prazo (4 anos à frente).

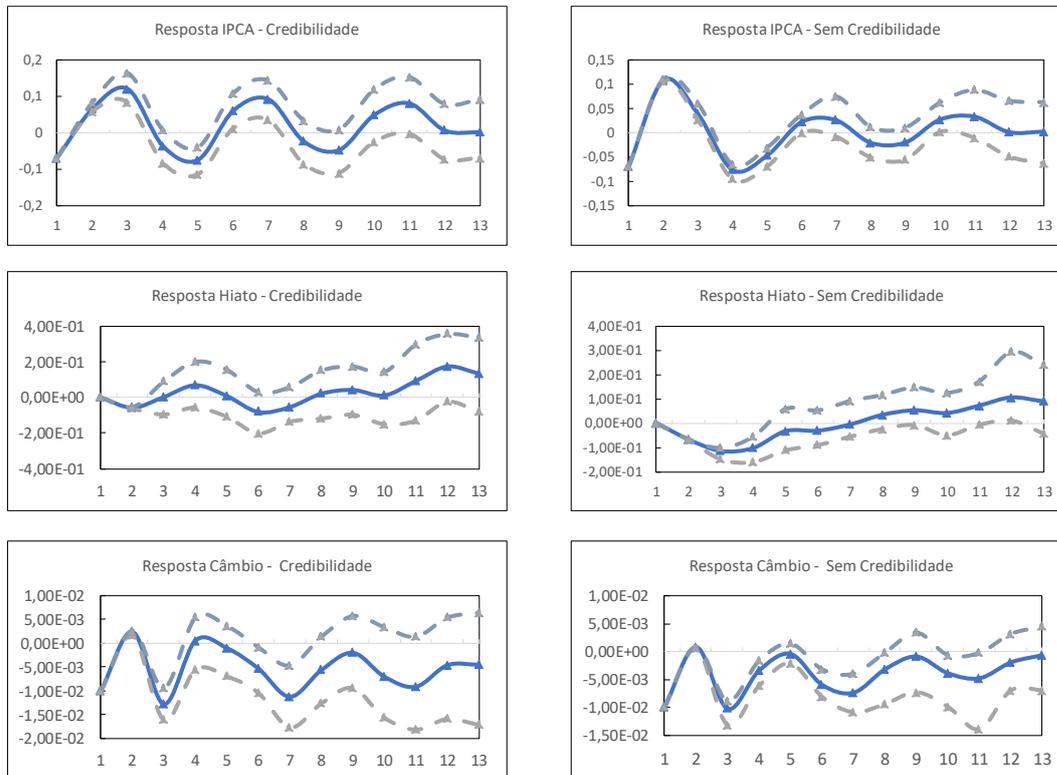


Figura 5: Função resposta impulso generalizada do modelo com IPCA cheio.

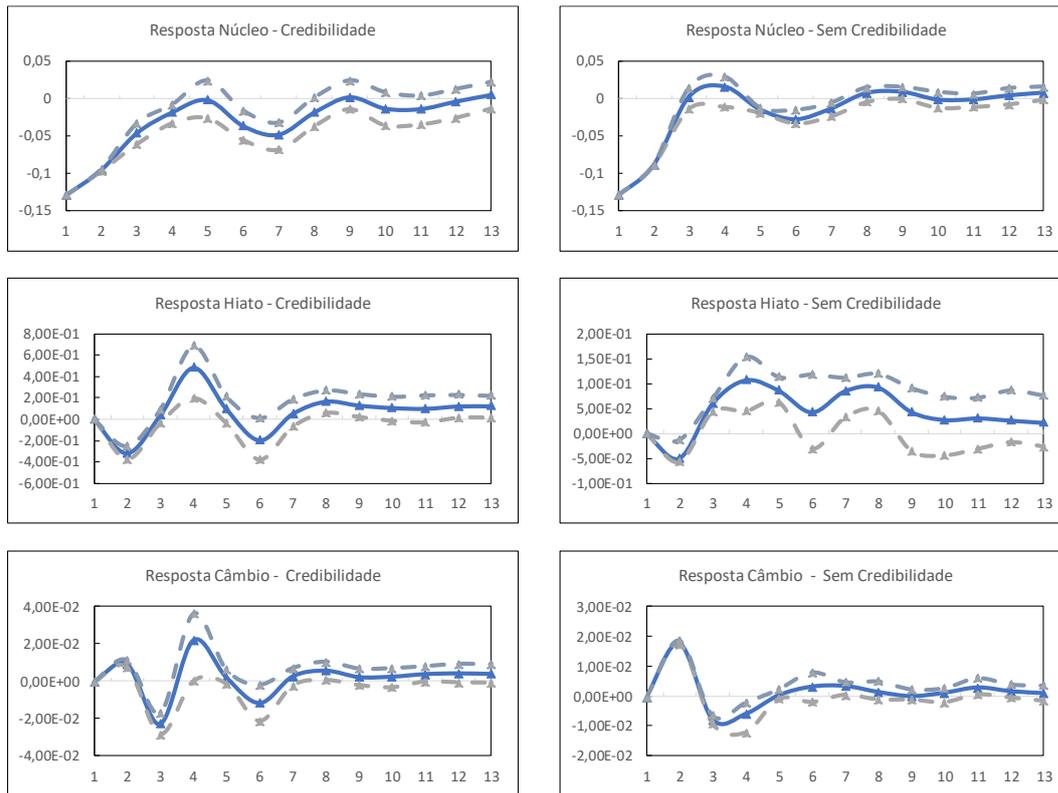


Figura 6: Função resposta impulso generalizada do modelo com taxa real de juros

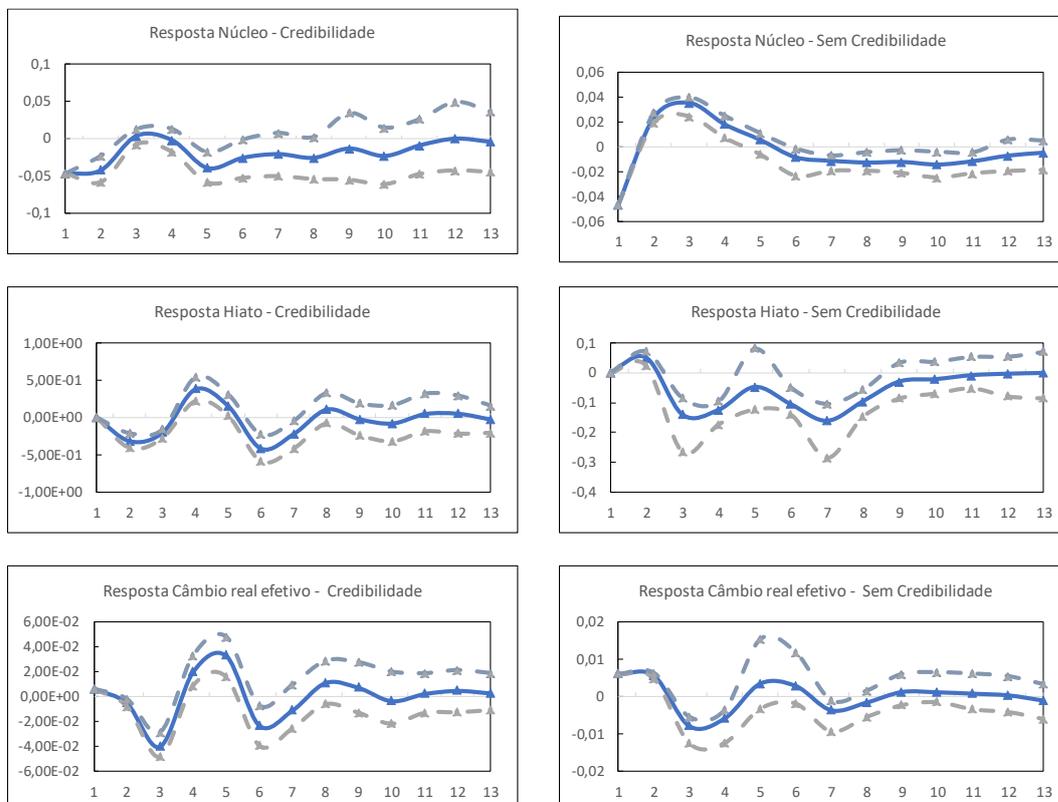


Figura 7: Função resposta impulso generalizada do modelo com variação da taxa real de câmbio efetiva

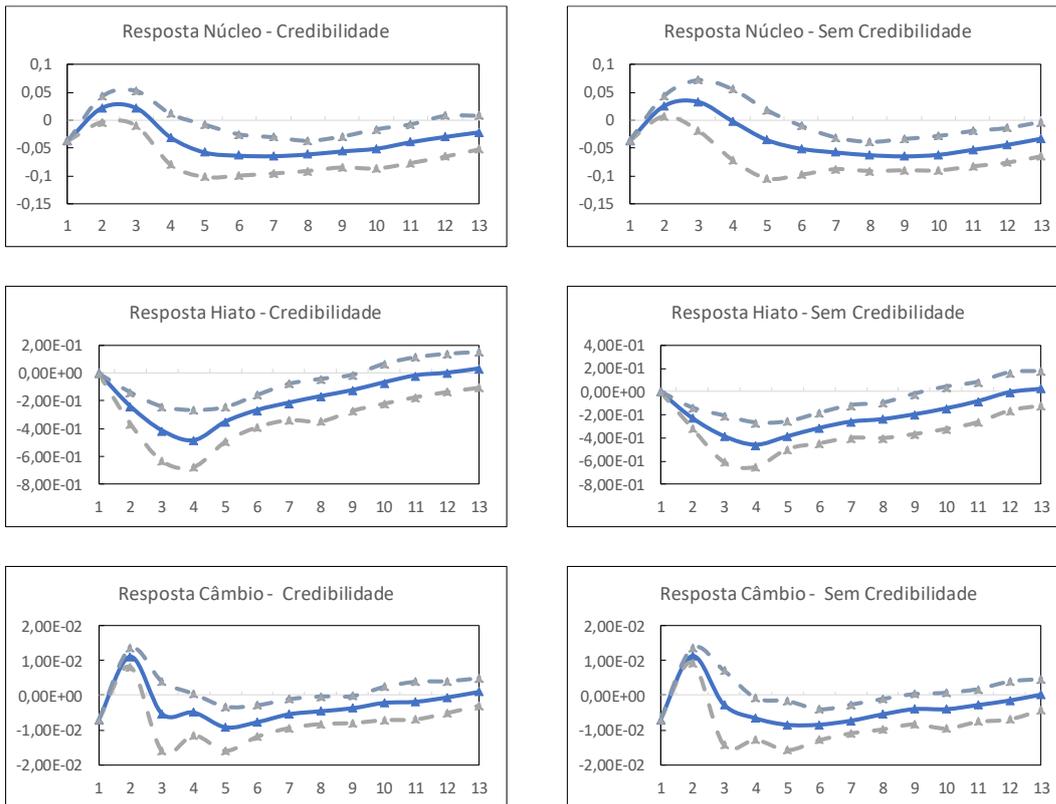


Figura 8: Função resposta impulso generalizada do modelo com desvio da meta em primeira diferença

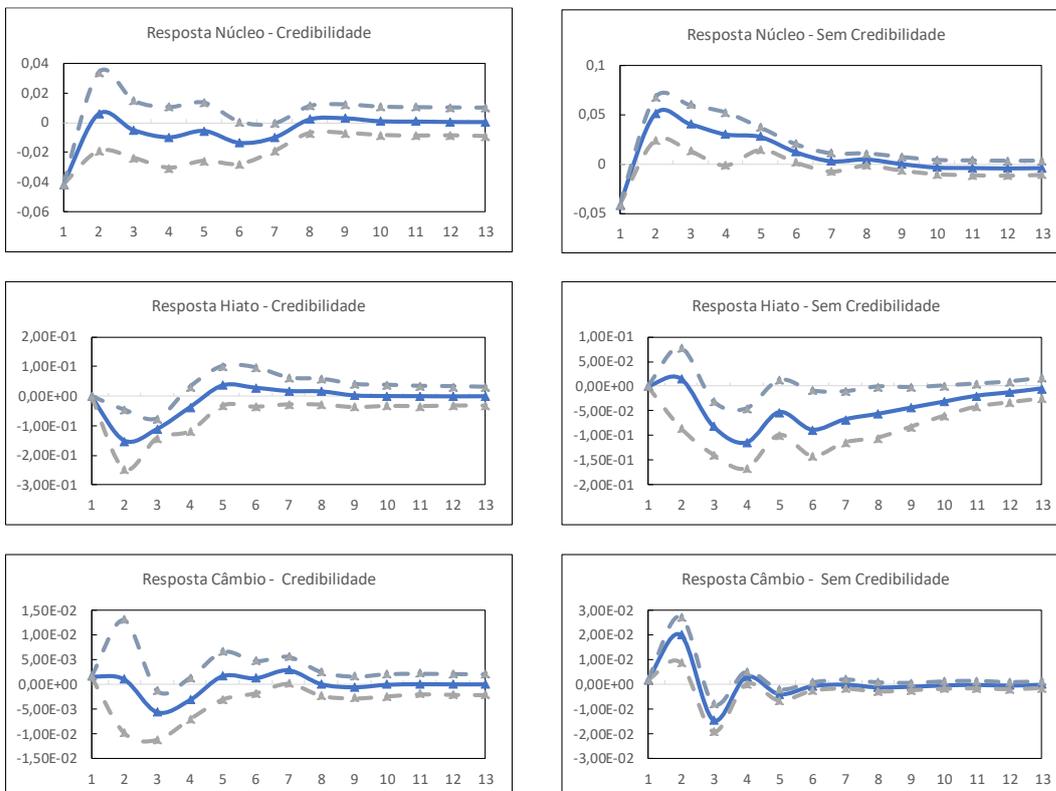


Figura 9: Função resposta impulso generalizada do modelo com módulo do desvio da meta

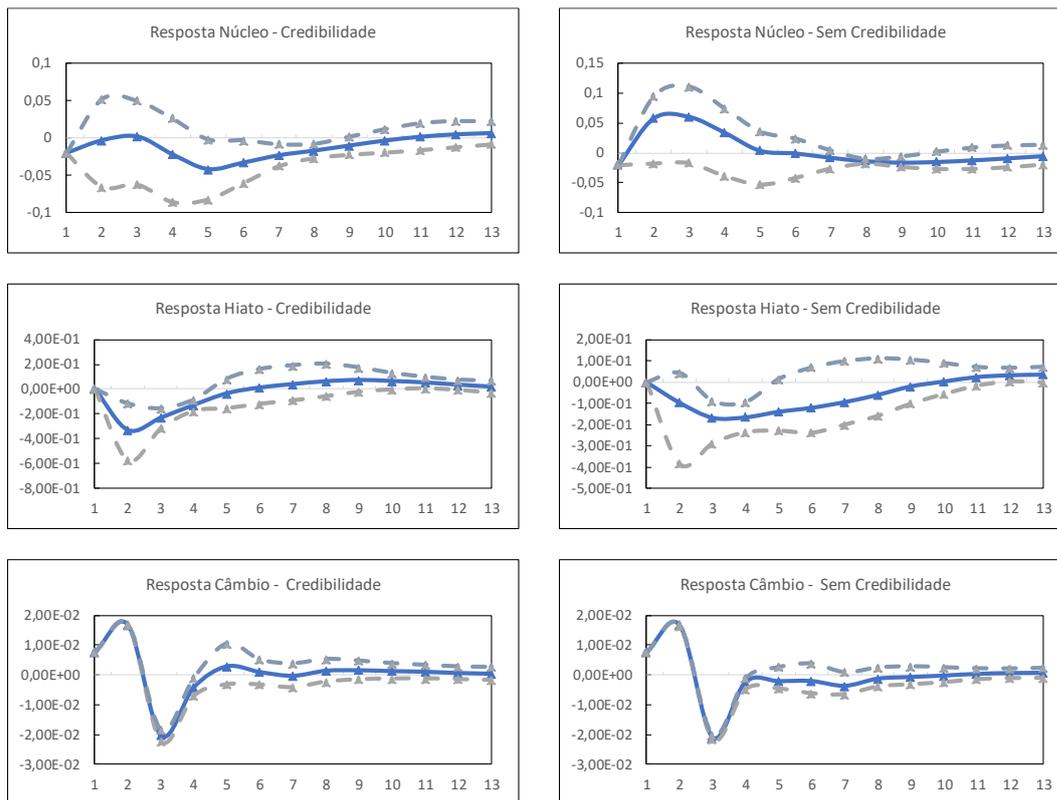


Figura 10: Função resposta impulso generalizada do modelo com expectativas de longo prazo

6. Conclusão

Esse trabalho utilizou uma abordagem T-VAR para buscar evidências empíricas sobre o papel da credibilidade na condução da política monetária e como vetor de não linearidade para a dinâmica das demais variáveis. O trabalho contribui para a literatura por utilizar pela primeira vez esse arcabouço na avaliação dos impactos da credibilidade na condução da política monetária brasileira.

Com base nos resultados do teste de linearidade de Hansen (tabela 3) conseguimos mostrar que a credibilidade é um vetor de não linearidade e atua na mudança da dinâmica das variáveis econômicas estudadas, além disso, a determinação do *threshold* pela metodologia do *Grid Search* mostra que o centro da meta atua como *turning point* dessa mudança de comportamento. A análise das FIRGs (figura 3) apontou dois importantes resultados (i) no regime com credibilidade, a inflação é mais sensível frente a um choque positivo na variação da taxa de juros (ii) o produto é menos sensível frente a um choque positivo na variação da taxa de juros no regime com credibilidade; ambos os fatos sustentados por Machado e Montes (2014) e Assumpção e Montes (2014).

Na etapa de robustez buscamos verificar se os resultados encontrados são robustos a troca da forma como medimos algumas de suas variáveis. Os resultados dessas trocas estão dispostos na tabela 13.

Modificação	É não linear?	Maior sensibilidade da inflação ao aumento do Juros	Redução da atividade econômica ao quando aumentamos o juro
Modelo Base	Sim	Regime crível	Regime sem credibilidade
Variação do PIB	Sim	Regime crível	Regime sem credibilidade
IPCA cheio	Não	Iguais	Regime sem credibilidade
Taxa de juros real	Não	Regime crível	Ambas estatisticamente insignificantes
Taxa de câmbio real efetiva	Não	Regime crível	Regime sem credibilidade
Desvio da meta(1ª Dif)	Não	Iguais	Iguais
Desvio da meta(4 anos)	Sim	Regime crível	Regime sem credibilidade
Desvio da meta(módulo)	Sim	Regime crível	Regime sem credibilidade

Tabela 13: Resumo dos resultados encontrados na etapa de robustez.

7. Referências bibliográficas

ALEEM, Abdul; LAHIANI, Amine. A threshold vector autoregression model of exchange rate pass-through in Mexico. **Research in International Business and Finance**, v. 30, p. 24-33, 2014.

ALVES, Sergio A.L.; TOMBINI, Alexandre A. **The recente brazilian disinflation process and costs**, Banco Central do Brasil, Working Paper Series No. 109, 2006

ASSUMPÇÃO, Antonio C.J, MONTES, Gabriel C. **Uma nota sobre o papel da credibilidade da política monetária e fiscal: Evidências para o Brasil**, Revista Brasil Economia, 2014

AVDJIEV, Stefan; ZENG, Zheng. **Credit growth, monetary policy and economic activity in a three-regime TVAR model**. Applied Economics, v. 46, n. 24, p. 2936-2951, 2014.

BALKE, Nathan, S. **Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks**. The Review of Economics and Statistics Vol. 82, No. 2 (May, 2000), pp. 344-349, 2000

BARRO, Robert J.; GORDON, David B. Rules, **Discretion and reputation in a model of monetary policy**. **Journal of monetary economics**, v. 12, n. 1, p. 101121, 1983.

BERNANKE, Ben & MISHKIN, Frederic. **Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy**, Journal of Economic Perspectives, American Economic Association, vol. 11(2), pages 97-116, Spring, 1997.

BLANCHARD, Olivier J. **The Lucas critique and the Volcker deflation**. 1984.

BOSCHEN, John F.; WEISE, Charles L. **The ex ante credibility of disinflation policy and the cost of reducing inflation**. Journal of Macroeconomics, v. 23, n. 3, p. 323-347, 2001.

CAGGIANO, Giovanni. et al. **Estimating Fiscal Multipliers**. Melbourne Institute Working Paper Series No. 26/14, 2014

CECCHETTI, S.G., KRAUSE, S. 2002. **Central bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships**. Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review 84(4), 47-59.

CLARIDA, Richard, GALI, Jordi, and GERTLER, Mark. 1999. **The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective**. Journal of Economic Literature, 37 (4): 1661-1707, 1999.

GARCIA, M.G.P., GUILLÉN, D.A. 2011. **Expectativas Desagregadas, Credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov**. Revista Brasileira de Economia 68(2), 197-223.

GORDON Robert J., KING, Stephen R. 1982. **The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models**, Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 13(1), pages 205-244, 1982

KOOP, Gary; PESARAN, M. Hashem; POTTER, Simon M. **Impulse response analysis in nonlinear multivariate models**. *Journal of econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C. **Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans**. *Journal of political economy*, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

LIEW, Venus Khim-Sen. **Which lag length selection criteria should we employ?**. 2004. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Venus_Liew/publication/4827253_Which_Lag_Selection_Criteria_Should_We_Employ/links/57d0c2a508ae6399a389dffa/Which-Lag-Selection-Criteria-Should-We-Employ.pdf>. Acesso em: maio de 2018.

LO, M. and ZIVOT, E. (2001) Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. *Macroeconomic Dynamics*, 5, 533-576.

MACHADO, Caroline C., MONTES, Gabriel C. **Efeitos da credibilidade e da reputação sobre a taxa selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos**, 2014.< Disponível em < <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1449/1149>> Acesso em : maio de 2018

MCCALLUM, Bennett T. **Credibility and monetary policy**. National Bureau of Economic Research, 1984.

MENDONÇA, H.F. 2004. **Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil**. *Revista de Economia Política* 24(3), 344-350.

MENDONÇA, H.F., SOUZA, G. 2007. **Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil**. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 37, 247-282.

OLIVEIRA, F.N., GAGLIANONE, W.P. 2018. **New Credibility Indexes for the Central Bank of Brazil using Kalman Filter: Exploring Signals of Inflation Anchoring in the Long-Term**. Disponível em: https://www.ciret.org/media/ciret_papers/rio-de-janeiro-2018/0319_ciret2018.pdf

SARGENT, Thomas J., 1982. **The ends of four big inflations. In: Inflation: Causes and effects**. University of Chicago Press, 1982. p. 41-98.

SICSÚ, J. 2002. **Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas de Inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro.** *Economia Aplicada* 6(4), 703-711.

SVENSSON, L.E. 1993. **The Simplest Test of Inflation Target Credibility.** NBER Working Paper n. 4604. <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2000/06/ri200006b4p.pdf>>. Acesso em: maio de 2018.²

TSAY, Ruey S. Testing and modeling threshold autoregressive processes. **Journal of the American statistical association**, v. 84, n. 405, p. 231-240, 1989.