

## **Transmissão da política monetária, atividade produtiva e inflação no Brasil: Em qual medida a percepção de incerteza importa?**

**Wilson Luiz Rotatori Corrêa<sup>1</sup>**  
**Lucas Sabioni Lopes<sup>2</sup>**

**Resumo.** O presente artigo procurou avaliar o impacto das incertezas sobre os resultados da política monetária no Brasil após a adoção do regime de metas para a inflação. Para tanto, adotou-se a metodologia de vetores autorregressivos com *threshold* endógeno (TVAR) e três indicadores distintos para caracterizar os regimes de alta e baixa incerteza macroeconômica. A amostra analisada variou entre 2003 e 2020, com dados mensais. Os resultados mostraram que a incerteza tendeu a aumentar durante as recessões no país. Ademais, nos períodos de alta incerteza, os choques da taxa de juros básica surtiram um efeito menor sobre a produção agregada. Contudo, os efeitos mais significativos da incerteza ocorreram sobre o controle da dinâmica inflacionária, que foi severamente reduzido quando comparado com os períodos de maior tranquilidade. Portanto, conclui-se que a incerteza pode prejudicar a transmissão da política monetária no Brasil, especialmente no que concerne ao ajustamento dos níveis de preços.

**Palavras-chave.** Incerteza; política monetária; *threshold*; VAR; Brasil.

### **Monetary policy transmission, productive activity, and inflation in Brazil: Does uncertainty matter?**

**Abstract.** This research paper aimed to assess the impact of uncertainties on the outcomes of monetary policy in Brazil after the adoption of inflation targeting. To this end, we adopted the methodology of vector autoregressions with an endogenous threshold (TVAR), and three distinct indicators to characterize regimes of high vs. low macroeconomic uncertainty. The analyzed sample varied from 2003 to 2020, with monthly data. Our results showed uncertainty tended to increase during recessions in the country. Furthermore, in periods of higher instability, policy interest rate shocks exerted a lesser effect on aggregate production. However, the most significant influence of uncertainty occurred regarding the inflation control, which was severely reduced when compared to more tranquil periods. Therefore, we concluded uncertainty can harm the monetary policy transmission in Brazil, especially for the adjustment of price levels.

**Keywords.** Uncertainty; monetary policy; threshold; VAR; Brazil.

**JEL classification:** C32; E32; E52.

**Área 4 Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

---

<sup>1</sup> Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia – Departamento Economia UFJF.

<sup>2</sup> Professor do Departamento de Economia da UFJF – Campus Governador Valadares

## 1. Introdução

A crise econômica imposta pela pandemia associada à disseminação do novo coronavírus compõe um evidente cenário de aumento na percepção de incerteza sobre o comportamento da atividade econômica como um todo. A resposta das autoridades monetárias em diferentes países ao redor do globo foi caracterizada pela adoção de medidas de forte estímulo monetário, como a redução das taxas básicas de juros e, no caso brasileiro, não foi diferente<sup>3</sup>.

No entanto, a partir da análise do papel da incerteza tanto como fator de agravamento de episódios de recessão, quanto de postergação da recuperação econômica, bem como da maior volatilidade observada em países em desenvolvimento, os quais tendem a apresentar um grau de incerteza significativamente maior (Bloom, 2014), é possível lançar dúvidas se o efeito observado sobre a atividade econômica de tais medidas de estímulo em períodos de alta incerteza seria o mesmo do que quando comparadas a medidas similares tomadas em períodos mais tranquilos. Na literatura são encontrados tanto trabalhos teóricos, quanto empíricos que apontam para a pertinência desse questionamento.

Na vertente teórica, os trabalhos de Bernanke (1983), Bloom *et al.* (2007) e Bloom (2009) destacam a existência de incentivos econômicos que levariam as firmas a adotar uma posição de aguardar para definir os seus investimentos diante de um aumento na percepção de incerteza. A hipótese é que a escolha do investimento pode ser entendida como uma série de opções cujo valor aumenta quando a incerteza é mais alta, justamente porque a espera por novas informações pode reduzir os custos do comprometimento inicial com o investimento. Adicionalmente, podemos considerar o efeito da poupança precaucional sobre o comportamento dos consumidores, o qual rivaliza com o efeito da taxa de juros (Parker e Preston, 2005) e que, diante do aumento da incerteza, pode repercutir no adiamento do consumo, principalmente de bens duráveis. Portanto, firmas e consumidores têm estímulos para postergar as decisões de investimento e consumo e, por conseguinte, a redução na taxa básica de juros teria o seu efeito diminuído nos períodos de alta incerteza em relação ao que seria observado nos períodos de baixa incerteza, implicando em um comportamento distinto para as respostas aos choques de política monetária.

Os trabalhos na vertente empírica, como Pellegrino (2021), Naim e Kamaiah (2020), Castelnuovo e Pellegrino (2018), Pellegrino (2017) e Aastveit *et al.* (2017), procuram isolar os impactos desses choques através de modelos VAR estruturais (SVAR), os quais são estimados com mudanças de regime de forma condicional a diferentes níveis de incerteza, incluindo diferentes medidas empíricas de incerteza. Os resultados, de maneira geral, mostram que as funções de impulso-resposta (FIR) aos choques de política monetária tem um comportamento com diferentes padrões dependendo se o regime é de alta ou baixa incerteza<sup>4</sup>. As variáveis reais, como o produto e o investimento, tendem a apresentar respostas mais fracas às reduções nas taxas de juros em regimes de alta incerteza, do que em regimes de baixa incerteza. Essa assimetria observada é considerada como evidência em favor da hipótese que a incerteza pode afetar a efetividade dos choques de política monetária.

---

<sup>3</sup> Após a decretação do estado de pandemia, o comitê de política monetária brasileiro (COPOM) implementou movimentos substanciais de redução da taxa de juros básica de referência para a economia brasileira (Selic). Entre as reuniões de março e agosto de 2020 houve uma sequência de reduções na taxa SELIC, a qual caiu 225 pontos base, atingindo a mínima histórica de 2% a.a. A taxa permaneceu neste nível até a reunião de 17/03/2021 quando então foi elevada em 75 pontos base.

<sup>4</sup> A estratégia empírica segue os desenvolvimentos na literatura para identificação de choques de política monetária como proposta em Christiano *et al.* (1999) e Romer e Romer (2004). Contudo, os modelos SVAR utilizados são não lineares, visto que a linearidade dos modelos SVAR tradicionais impõe a propriedade, indesejada para os objetivos propostos, de simetria das funções impulso resposta (Kilian e Lutkepohl, 2017).

Considerando especificamente o recorte para a economia brasileira com a utilização de modelos SVAR para identificação de choques de política monetária, Costa Filho (2017), Bezerra *et al.* (2014) e Tomazzia e Meurer (2009) reportam que choques contracionistas da taxa de juros têm efeito negativo sobre o produto, tanto quando este é medido pelo produto interno bruto (PIB) trimestral, como pela produção industrial com frequência mensal. Com relação ao impacto sobre a inflação, os efeitos dos choques contracionistas são menos claros. Ainda assim, esses resultados não consideram a existência de diferentes regimes e, por conseguinte, a presença de eventuais efeitos assimétricos das políticas.

Por sua vez, Fonseca *et al.* (2018) estimam um modelo VAR com mudanças de regimes markovianos (MSVAR) com dados entre janeiro de 2000 e outubro de 2013, buscando identificar diferentes regimes macroeconômicos para a condução de política monetária. Os autores limitam a identificação do modelo MSVAR a dois possíveis regimes. No primeiro, observado em um total de 77 meses ao longo da amostra, um choque contracionista (positivo) na Selic levou a um aumento na inflação (fenômeno do *price puzzle*), enquanto que, no segundo regime, observado em um total de 93 meses, houve um aumento inicial e um decréscimo na inflação após um ano<sup>5</sup>. O efeito sobre o produto também é claramente diferenciado, sendo muito menos pronunciado no primeiro regime do que no segundo. A verificação deste efeito diferenciado pode ser considerada um indicativo da importância de se considerar a abordagem de mudanças de regimes de incerteza à análise dos choques de política monetária.

No presente artigo procuramos contribuir para uma melhor compreensão deste fenômeno, investigando em qual medida podemos considerar que os choques de política monetária surtem efeitos distintos sobre a atividade econômica e os preços, mas, de maneira condicionada à observação de regimes de alta e baixa incerteza econômica. Para tanto, estimam-se modelos VAR com *threshold* (TVAR), de acordo com a abordagem de Balke (2000), no período de 2003 a 2020, com dados mensais. A identificação desse comportamento ganha relevância na condução da política monetária em momentos de alta percepção de incerteza, tornando-se um subsídio indispensável à tomada de decisão, principalmente porque no caso de países em desenvolvimento, como o Brasil, naturalmente existe uma maior volatilidade associada ao ciclo de negócios. Em adição, o presente artigo preenche um vácuo na literatura, visto que não foram encontrados artigos que tratem deste tema para o caso brasileiro.

O restante deste trabalho está organizado em outras três seções. Na segunda, apresentam-se os detalhes dos procedimentos econométricos adotados e da construção da base de dados. Na terceira, discutem-se os principais resultados obtidos. Por fim, na quarta seção, encontram-se as conclusões e sugestões de políticas.

## 2. Metodologia

Esta seção está dividida em duas partes. Na primeira, é feita uma discussão sobre o método empregado para a estimação dos modelos TVAR. Na segunda subseção, são apresentados os dados e o tratamento das variáveis utilizadas como *proxies* de incerteza e dos choques de política monetária.

---

<sup>5</sup> Não obstante para algumas especificações Costa Filho (2017) tenha encontrado evidências da presença do fenômeno de *price puzzle*, estas, todavia, parecem mais estar associadas a problemas de especificação nos modelos empíricos propostos, do que efetivamente a um problema de operacionalização da política, visto que os resultados não se mantêm quando o autor utiliza diferentes conjuntos de variáveis. Por sua vez, Fonseca *et al.* (2018) não reportam resultados de exercícios de robustez, contudo, o fato de no segundo regime o efeito *price puzzle* ser restrito ao primeiro ano do horizonte temporal avaliado e no primeiro regime o impacto ser muito próximo de zero, indica que possivelmente o fenômeno tenha efeito bastante limitado. Tomazzia e Meurer (2009) utilizam o IGP-M e não o IPCA como medida de inflação e não encontraram qualquer evidência de *price puzzle*, enquanto que Bezerra *et al.* (2014) identificam os choques por restrição de sinal, sem considerar, por definição, as respostas positivas sobre a inflação.

## 2.1. Modelos TVAR

Em consonância com o desenvolvimento da literatura na área (Castelnuovo e Pellegrino, 2018; Pellegrino, 2018; entre outros) na qual se utilizam modelos VAR não lineares para avaliar a influência dos regimes de incerteza sobre a capacidade de a política monetária afetar os agregados econômicos, emprega-se neste artigo a abordagem VAR com *threshold* (TVAR) proposta por Balke (2000). Para tanto, escreve-se o seguinte modelo estrutural:

$$Y_t = A^l Y_t + B^l(L)Y_{t-1} + (A^h Y_t + B^h(L)Y_{t-1})I(unc_{t-\delta} > \gamma) + U_t \quad (1)$$

Em que, em (1)  $Y_t$  representa o vetor de variáveis introduzidas no modelo;  $unc_t$  denota a incerteza macroeconômica;  $B^l(L)$  e  $B^h(L)$  são matrizes de defasagens polinomiais, com os sobrescritos “ $l$ ” e “ $h$ ” representando os regimes de baixa e alta incerteza, respectivamente;  $A^l$  e  $A^h$  são as matrizes recursivas de coeficientes estruturais;  $I(unc_{t-\delta} > \gamma)$  é uma função indicador que recebe o valor um quando  $unc_{t-\delta} > \gamma$ , e zero caso contrário, em que  $\gamma$  é o valor do limiar da incerteza entre os dois regimes (o *threshold*) e  $\delta$  representa a defasagem (*delay*) com que o *threshold* determina o regime<sup>6</sup>; por sua vez,  $U_t$  representa um vetor de resíduos estruturais.

Em termos da ordenação para identificação do modelo estrutural, assume-se que a *proxy* para a incerteza ( $unc_t$ ) seja incluída antes do hiato do produto ( $gap_t$ ) como a mais exógena do modelo econométrico. Entende-se que a incerteza afeta contemporaneamente as demais séries de tempo, determinando o contexto (ambiente) em que a política monetária é implementada. Em seguida, admite-se que o hiato do produto anteceda a inflação ( $ipca_t$ ) e estas variáveis, por sua vez, impactem as expectativas inflacionárias ( $exp12_t$ ). Posteriormente, incluiu-se a taxa de juros básica ( $selic_t$ ) e, por fim, a taxa de juros Swap ( $swap_t$ ) para captar questões relacionadas à estrutura a termo das taxas de juros e melhorar a especificação do modelo empírico. Tal estrutura é padrão em artigos da área e segue a lógica de modelos teóricos como os de Svensson (1997) e de Clarida, Galí e Gertler (1999). Desta forma, a ordenação base do vetor  $Y_t$  neste artigo é a seguinte:  $Y_t = (unc_t, gap_t, ipca_t, exp12_t, selic_t, swap_t)$ <sup>7</sup>.

Alguns pontos adicionais a respeito da metodologia são dignos de nota. Primeiramente, como a variável  $unc$  define o valor do *threshold* e também faz parte do vetor  $Y_t$ , as correspondentes especificações TVAR estimadas descrevem tanto a dinâmica das variáveis como a dos regimes de incerteza. Ademais, a ocorrência de um ou outro regime também irá depender dos choques na taxa de juros e nas demais variáveis consideradas, logo, o valor estimado para o limiar irá depender das condições macroeconômicas e da política monetária. Essa propriedade é essencial, pois estabelece uma relação entre o comportamento agregado da atividade econômica, capturado pelas variáveis no modelo, e o valor considerado limítrofe para caracterizar os regimes de incerteza. Cabe destacar que a literatura (Bloom, 2014) aponta para o fato estilizado de que a incerteza aumenta nos períodos de recessão e diminui nos períodos de expansão.

Um segundo ponto se refere à estimação de  $\gamma$ . Como seu valor não é conhecido a priori, Balke (2000) propõe a estimação da equação (1) por mínimos quadrados para uma grande

---

<sup>6</sup> Seguindo Balke (2000), define-se  $\delta = 1$ . De fato, o algoritmo de estimação trabalha transformando a variável  $unc$  em uma média móvel (MA), a fim de impor maior suavização na determinação dos regimes. Portanto, o tamanho da média deve ser determinado a priori. Definiu-se o modelo MA(1) para a variável *threshold*, pois esta formulação proporcionou regimes condizentes com a história recente do país e correlacionou positivamente os regimes de alta incerteza com a ocorrência de recessões (Bloom, 2014).

<sup>7</sup> Uma descrição mais precisa das variáveis será apresentada na próxima subseção.

quantidade de valores possíveis para o parâmetro em diversos intervalos amostrais<sup>8</sup>. Para cada possível valor do *threshold*, estima-se a estatística de Wald para a hipótese de ausência de mudanças de regime (isto é,  $A^h = B^h(L) = 0$ ). Calculam-se, em seguida, três estatísticas para o teste de significância de  $\gamma$ : i) *sup*-Wald, que é o maior valor encontrado para as estatísticas Wald, dado o valor do *threshold*; ii) *avg*-Wald, que é a média das estatísticas Wald; e, iii) *exp*-Wald, que é a soma dos exponenciais das estatísticas Wald<sup>9</sup>. Os níveis de significância dos testes são obtidos com o método de Hansen (1996), o qual envolve a simulação por *bootstrap* da distribuição empírica das estatísticas *sup*, *avg* e *exp*-Wald. Optou-se por 500 repetições nas simulações realizadas.

O terceiro ponto consiste nas implicações da não linearidade dos modelos TVAR sobre a derivação das funções impulso-resposta. Neste caso, as FIR assumem formas complicadas que dependem de toda história pregressa das variáveis, da magnitude e da direção dos choques, se positivo, ou negativo. Assim, segue-se a abordagem proposta por Koop, Pesaran e Potter (1996) de FIR generalizadas cuja obtenção é feita por simulações. Basicamente, o algoritmo gera vetores de choques dentro do horizonte de cômputo das FIR, estimando a resposta das variáveis do modelo nos períodos em questão. O processo é repetido várias vezes e, da média das respostas das variáveis aos choques, se calculam as FIR. Neste artigo optou-se pela realização de 20.000 simulações. Dada a não linearidade do TVAR, para cada realização dos choques exógenos ( $u_t$ ), repete-se a simulação para  $-u_t$ . Assim, as FIR relacionadas ao TVAR que constam na seção de resultados representam uma dinâmica distinta para as variáveis em resposta aos choques positivos e negativos, isto é,  $u_t$  e  $-u_t$ , os quais, por sua vez, têm a mesma magnitude. Dessa forma, torna-se possível explorar a diferença de magnitude do impacto dos choques identificados de política monetária por valor limítrofe estimado da incerteza tanto para choques positivos na taxa de juros, política monetária contracionista, quanto para choques negativos, política expansionista. Portanto, são exploradas quatro situações distintas de análise das FIR. Choque positivo (contracionista) em regimes de alta e baixa incerteza e choque negativo (expansionista) em regimes de alta e baixa incerteza.

## 2.2. Fonte e Tratamento dos Dados

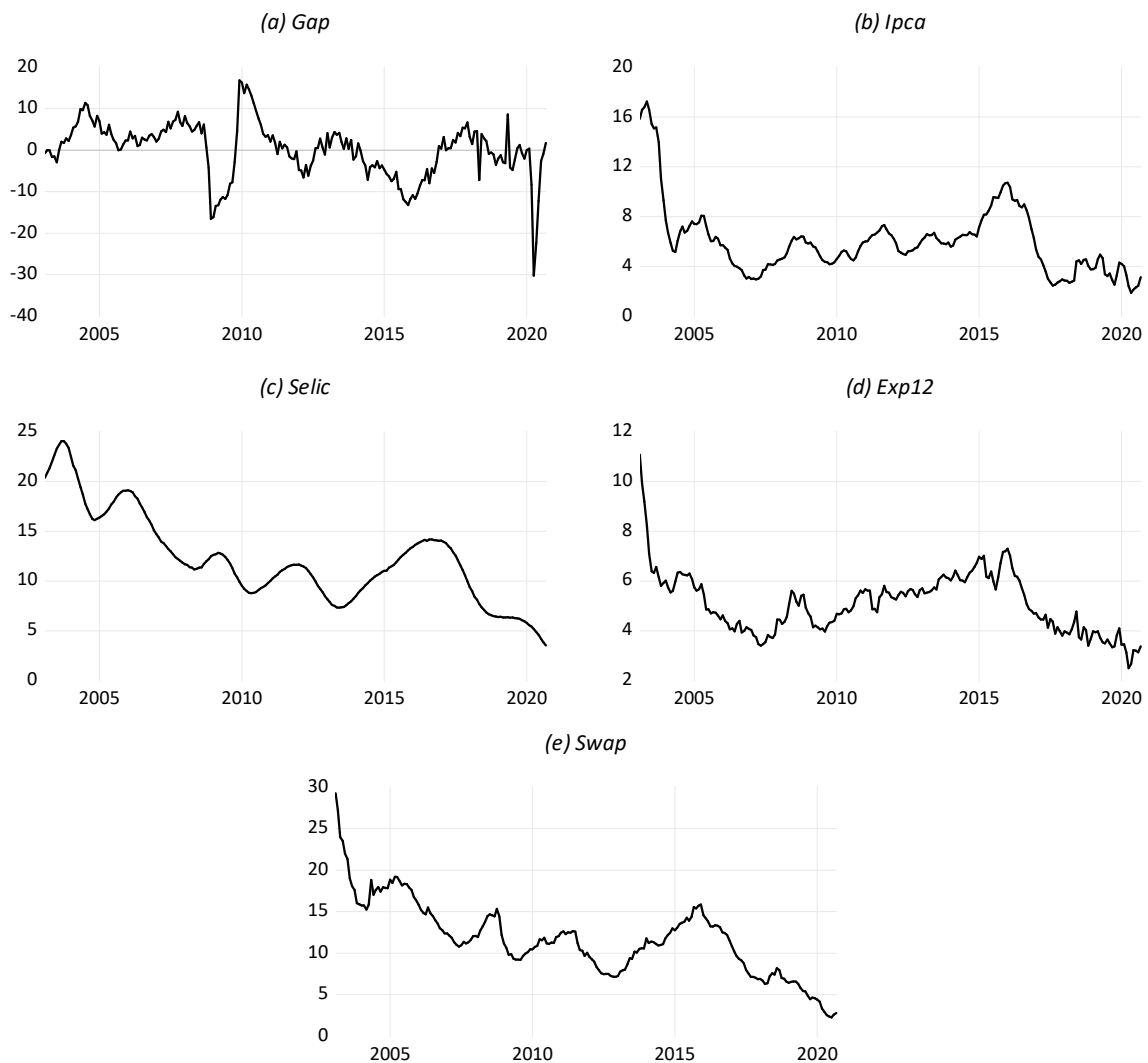
Os dados utilizados possuem frequência mensal e variam de janeiro de 2003 a setembro de 2020, totalizando 213 observações. Este período foi selecionado pela disponibilidade de dados e também por ser considerado uma fase de consolidação do regime de metas para a inflação no país (Minella *et al.*, 2003). O hiato do produto ( $gap_t$ ) é medido como a variação percentual anual, tomada mês a mês, da série da produção industrial mensal dessazonalizada, fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2021). Assim, compara-se a oscilação do produto industrial em cada mês nos consecutivos anos. A inflação é calculada acumulando em 12 meses as taxas de inflação mensais do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), obtido junto ao IBGE (2021). O indicador de expectativas inflacionárias é fornecido pelo Banco Central do Brasil (BCB, 2021), e refere-se à média mensal das expectativas de inflação acumuladas no horizonte de 12 meses à frente ( $exp12_t$ ). Como instrumento da política monetária, considera-se a taxa de juros básica efetiva de mercado (Selic) acumulada em 12 meses (BCB, 2021). Além disso, introduz-se nas especificações a taxa de juros referencial de Swaps de 360 dias ( $swap_t$ ), a fim de se modelar uma estrutura à termo da taxa de juros, ainda que simples. A série das taxas de juros Swap é fornecida pela Bolsa de

---

<sup>8</sup> Para evitar parâmetros excessivos, é sugerido restringir os valores do *threshold* de modo que cada regime contenha pelo menos 15% das observações, mais o número de parâmetros em uma equação individual do VAR. Assim, considerando-se a amostra com 212 observações e as equações estimadas, cada regime foi restrito a um mínimo de 51 observações (Balke, 2000).

<sup>9</sup> Andrews e Ploberger (1994) sugerem o uso das versões “*avg*” e “*exp*” da estatística do teste.

Mercadorias e Futuros do Brasil e disponibilizada na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Percebeu-se que a inclusão desta variável tornou o formato das funções impulso resposta mais próximas das esperadas pela teoria monetária (Clarida, Gali e Gertler, 1999). Estas variáveis são representadas na Figura 1, a seguir, painéis (a) a (e).



**Figura 1.** Séries de tempo macroeconômicas, 2003 a 2020.

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação à incerteza (*unc*), consideram-se três *proxies*. A primeira delas é o índice de incerteza da política econômica (*epu*, do inglês, *Economic Policy Uncertainty*). Este indicador foi inicialmente proposto por Baker, Bloom e Davis (2016) e é calculado no caso brasileiro a partir de notícias do jornal diário *Folha de São Paulo* que contenham os termos “incerto” ou “incerteza”, “econômico” ou “economia” e outra expressão adicional da seguinte lista: regulação, déficit, orçamento, imposto, banco central, alvorada, planalto, congresso, senado, câmara dos deputados, legislação, lei e tarifa. O *epu* é disponibilizado desde ano de 1991<sup>10</sup>. Nas estimações implementadas, a variável original *epu* é dividida por 100, para aproximar sua unidade de medida daquela das outras variáveis.

<sup>10</sup> O indicador *epu* pode ser encontrado em [https://www.policyuncertainty.com/brazil\\_monthly.html](https://www.policyuncertainty.com/brazil_monthly.html).

A segunda *proxy* é o Indicador de Incerteza da Economia Brasil (*iie*), calculado pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV). O *iie* pode ser decomposto em três dimensões, a saber: i) *iie* Mídia, que se baseia na frequência de notícias relacionadas à incerteza em veículos de grande circulação no país; ii) *iie* Expectativas, relacionada com a dispersão das previsões de mercado para a inflação e a taxa de câmbio 12 meses à frente; e, iii) *iie* Mercado, que se refere à volatilidade da Bolsa de Valores de São Paulo, BOVESPA<sup>11</sup>. De posse desses três componentes, obtém-se o *iie* agregado utilizando a seguinte formulação:

$$iie_t = 0,7 \times iie_{\text{mídia},t} + 0,2 \times iie_{\text{expectativa},t} + 0,1 \times iie_{\text{mercado},t}. \quad (2)$$

O terceiro indicador está baseado no Índice de Expectativas do Consumidor (IEC), calculado pela Federação do Comércio do Estado de São Paulo (Fecomercio-SP). Este é obtido com a aplicação de cerca de 2200 questionários dentro do município de São Paulo, os quais procuram avaliar o grau de confiança que a população tem na situação geral do país e nas condições presentes e futuras de sua família. O IEC varia de 0 a 200 e, quanto maior seu valor, mais confiantes são os respondentes. Para transformar o indicador de confiança original em uma *proxy* de incerteza, realizou-se o seguinte cálculo:

$$iic_t = \left( \frac{IEC_t}{100} \right)^{-1} = \frac{100}{IEC_t}, \quad (3)$$

em que, em (3) *iic* denota “indicador de incerteza do consumidor”. Como pode ser visto, quanto menor a confiança nas condições futuras (*IEC*), maior será a *proxy* de incerteza *iic*<sup>12</sup>. Embora este indicador tenha uma região de amostragem mais restrita, suas flutuações mantêm boa correlação com as observadas nas variáveis *epu* e *iie*. De fato, a correlação temporal entre estes dois últimos indicadores é de 48,5%, significativa ao nível de 1%. Já as correlações entre *epu* e *iic* e *iie* e *iic* são iguais a 31% e 27%, respectivamente (todas elas significativas ao nível de 1%). Por economia de espaço, apresentam-se as dinâmicas temporais das *proxies* de incerteza na próxima seção, junto com a estimativa do valor limítrofe de referência.

No que concerne a identificação dos choques de política monetária a estratégia principal consiste na identificação recursiva utilizando modelos VAR estruturais (SVAR) com variáveis representativas de instrumentos de política monetária (Christiano *et al.*, 1999), no presente caso a taxa de juros Selic. Como forma de tornar mais robusta a análise proposta neste artigo, optou-se pela utilização de uma formulação adicional para identificação do choque de política monetária, seguindo a metodologia proposta em Romer e Romer (2004). Com efeito, estimou-se a seguinte equação com adequações em relação à formulação original dos autores:

$$\begin{aligned} \Delta selic_t = & \alpha + \beta selic_{t-1} + \theta_1 E_t \pi_t + \theta_2 E_{t+1} \pi_t + \theta_3 E_{t+3} \pi_t + \theta_4 E_{t+6} \pi_t + \theta_5 E_{t+9} \pi_t + \\ & + \theta_6 E_{t+12} \pi_t + \theta_7 (E_{t+12} \pi_t - E_{t+9} \pi_t) + \theta_8 (E_{t+9} \pi_t - E_{t+6} \pi_t) + \theta_9 (E_{t+6} \pi_t - E_{t+3} \pi_t) + \\ & + \theta_{10} (E_{t+3} \pi_t - E_{t+1} \pi_t) + \theta_{11} (E_{t+1} \pi_t - E_t \pi_t) + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (4)$$

Onde  $E_{t+h} \pi_t$  representa a previsão para inflação ( $\pi_t$ ) para o horizonte  $h$ -passos à frente. Neste caso,  $E_t \pi_t$  representa o valor esperado para a inflação do próprio mês de realização da

<sup>11</sup> O indicador *iie* pode ser encontrado em <http://www14.fgv.br/fgvdados20/default.aspx>. Nas métodos estatísticos, utiliza-se, na verdade, os valores de *iie* divididos por 100, tal como é feito com o indicador *epu*.

<sup>12</sup> O indicador *IEC* pode ser encontrado na base de dados do IPEA, em <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

reunião;  $E_{t+1}\pi_t$ , a expectativa da inflação um mês à frente e, assim por diante, até  $E_{t+12}\pi_t$ , que consiste no valor esperado para a inflação 12 meses à frente. Tais previsões correspondem à mediana das expectativas das instituições participantes da pesquisa Focus, disponível no dia anterior à realização da reunião do Comitê de Política Monetária (COPOM). Cabe ressaltar, por sua vez, que no período considerado, janeiro de 2003 a setembro de 2020, foram realizadas 154 reuniões do COPOM. O número de reuniões é inferior ao número de observações, visto que a partir de 2006, o comitê deixou de se reunir mensalmente para seguir um calendário de oito reuniões anuais. Portanto, a notação para a variável  $selic_{t-1}$  representa a taxa de juros vigente no mês correspondente à última reunião; e  $\Delta selic_t$ , a variação ocorrida entre as reuniões. Para os meses em que não houve reunião, o valor considerado para o choque é zero.

De acordo com Romer e Romer (2004), o objetivo em adotar esta especificação não é estimar de maneira mais precisa possível uma curva de reação, mas sim expurgar informações que estariam relacionadas a movimentos que poderiam ser considerados, de alguma forma, como esperados. Como resultado, o resíduo da equação estimada ( $\varepsilon_t$ ) pode ser considerado como um estimador do choque de política monetária. Na presente especificação, utiliza-se a taxa Selic vigente no mês da última reunião para capturar o comportamento esperado de persistência, enquanto as expectativas de inflação e suas taxas de variação capturam o principal fator esperado de ajuste na taxa Selic. De maneira distinta à formulação original, não são incluídas previsões relativas ao produto e ao desemprego. Com relação ao primeiro, as previsões disponíveis no sistema Focus para a produção industrial correspondem a poucas instituições respondentes, o que torna a sua utilização pouco significativa. Com relação ao desemprego esta variável não é incluída nas outras partes da análise.

### 3. Resultados

Esta seção está dividida em três partes. Na primeira, são apresentados os resultados preliminares da estimação dos modelos TVAR e os valores do *thresholds* para cada uma das *proxies* de incerteza utilizadas. Estes últimos são então comparados com a datação dos ciclos econômicos para a economia brasileira. Na segunda, são analisados os resultados das FIR, considerando o modelo base de identificação recursiva para os choques de política monetária, novamente, para as três *proxies* de incerteza. Por fim, na terceira subseção são apresentados os resultados da análise de robustez, considerando a identificação dos choques de política monetária com base na metodologia de Romer e Romer (2004). Neste caso, os choques obtidos são inseridos no modelo TVAR que é estimado gerando novas FIR, considerando também as três *proxies* de incerteza.

#### 3.1. Resultados da Estimação dos Valores Limítrofes

A Tabela 1 apresenta os testes de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller aumentado (ADF) implementados para todas as séries. Por ser um exame auxiliar ao VAR em nível, seguindo a abordagem de Toda e Yamamoto (1995), preferiu-se executar apenas esta abordagem para averiguar a ordem de integração das séries. Como pode ser visto no painel (a), que se trata das variáveis em nível, apenas o hiato do produto (*gap*), a expectativa da inflação um ano à frente (*exp12*) e o indicador de choque da política monetária (*surpresa*) mostram indícios de estacionariedade em todas as especificações, isto é, com constante (linha “C”), com constante e tendência (linha “C + T”) e sem termos exógenos (linha “Nenhum”). No caso dos indicadores de incerteza *epu* e *iee*, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% nas duas primeiras formulações.



Tabela 1: Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado

		(a) Nível								
		<i>Epu</i>	<i>iie</i>	<i>iic</i>	<i>gap</i>	<i>ipca</i>	<i>exp12</i>	<i>selic</i>	<i>swap</i>	<i>surpresa</i>
<b>C</b>	<i>t</i> -calc.	-6,31	-3,55	-2,70	-3,87	-1,39	-5,68	-0,11	-1,79	-5,09
	Prob.	0,000	0,008	0,076	0,003	0,586	0,000	0,946	0,383	0,000
<b>C + T</b>	<i>t</i> -calc.	-7,34	-4,67	-2,88	-4,15	-1,76	-5,28	-1,75	-2,90	-5,08
	Prob.	0,000	0,001	0,171	0,006	0,719	0,000	0,725	0,164	0,000
<b>Nenhum</b>	<i>t</i> -calc.	-1,27	-0,04	-0,52	-3,88	-1,19	-3,21	-1,07	-1,54	-5,11
	Prob.	0,187	0,669	0,491	0,001	0,214	0,001	0,256	0,116	0,000
		(b) Primeira diferença								
		<i>Epu</i>	<i>iie</i>	<i>iic</i>	<i>gap</i>	<i>ipca</i>	<i>exp12</i>	<i>selic</i>	<i>swap</i>	<i>surpresa</i>
<b>C</b>	<i>t</i> -calc.	-12,5	-11,4	-12,7	-14,6	-5,95	-9,86	-3,17	-5,91	-5,61
	Prob.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,023	0,000	0,000
<b>C + T</b>	<i>t</i> -calc.	-12,4	-11,4	-12,6	-14,6	-5,85	-9,90	-3,06	-5,83	-5,58
	Prob.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,119	0,000	0,000
<b>Nenhum</b>	<i>t</i> -calc.	-12,5	-11,4	-12,7	-14,7	-5,96	-9,78	-2,99	-5,87	-5,62
	Prob.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,000	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: (a) A primeira coluna informa a especificação dos termos exógenos no teste ADF, em que C e T denotam respectivamente, constante e tendência; (b) probabilidades calculadas com base em MacKinnon (1996); (c) número de defasagens nos testes selecionados com o critério de informação bayesiano.

As demais séries apresentam indícios de estacionariedade na primeira diferença, conforme apresentado no painel (b) da Tabela 1. Todas as variáveis, exceto a taxa de juros *Selic*, apresentam estatísticas de teste (*t*-calc.) significativas ao nível de 1%, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária. Com respeito à taxa *Selic*, os resultados indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% nas especificações com constante e sem termos exógenos. Isso se deve provavelmente à alta correlação temporal introduzida na série pelo seu processo de construção, o qual acumula as taxas de juros observadas mensalmente em 12 períodos. Dessa forma, assume-se que as séries empregadas na presente pesquisa são estacionárias em nível I(0) ou em primeira diferença I(1).

Para determinar as defasagens consideradas nas estimações VAR com *threshold*, estimaram-se, primeiramente, modelos VAR lineares com as mesmas variáveis utilizadas nos TVAR. Em todos os casos testados, seja nas especificações base (com as variáveis em nível e diferentes indicadores de incerteza), seja nos exercícios de robustez (que altera o indicador de política monetária para a *proxy Surpresa*), o critério de informação bayesiano (BIC) sugere a adoção de duas defasagens. Assim, seguindo a abordagem de Toda e Yamamoto (1995), acrescenta-se a esse número uma defasagem, dada a ordem de integração das variáveis. Portanto, em todos os modelos TVAR se fez a suposição de formas funcionais que incluíam três defasagens.

A Tabela 2 traz a estimativa pontual dos parâmetros de *threshold* utilizando o método numérico descrito anteriormente para as *proxies epu* (painel a), *iie* (painel b) e *iic* (painel c). Em termos estatísticos, todos os parâmetros são altamente significativos, com probabilidades estimadas ínfimas, independente da estatística de teste<sup>13</sup>.

É interessante notar que em apenas 18% do tempo a economia brasileira esteve no segundo regime, de alta incerteza, segundo o indicador *epu* (totalizando 37 meses). No caso dos

<sup>13</sup> O valor estimado para o *threshold* e, conseqüentemente, para os períodos em que a economia esteve no regime de alta ou de baixa incerteza (apresentados na Tabela 2), variou somente com a *proxy* utilizada. Assim, a análise desta subseção é válida também para os exercícios de robustez apresentados à frente, inclusive quanto à estimativa pontual de  $\gamma$ .

indicadores *iie* e *iec*, o regime de maior instabilidade vigorou em 21% e 42% do tempo, nessa ordem. Portanto, estes resultados ilustram a importância de estimar endogenamente os regimes de incerteza, tal como é realizado pelo método aqui empregado. Estratégias *ad hoc* que empregam, por exemplo, a mediana das *proxies* de incerteza como *threshold*, tal como é adotado por Aastveit, Natvik, e Sola (2017), Pellegrino (2017) e Pellegrino (2018) entre outros, iriam superestimar a ocorrência do regime de alta volatilidade macroeconômica e poderiam enviesar os resultados.

Tabela 2: Estimativas dos parâmetros limítrofes para a incerteza (*threshold*)

Parâmetro estimado	Estatística de teste	Valor	Valor-p
<i>(a) Economic policy uncertainty, epu</i>			
$\gamma = 2,31$	<i>sup</i> -Wald	469	0,000
	<i>avg</i> -Wald	209	0,000
	<i>exp</i> -Wald	230	0,000
<i>(b) Índice de incerteza da economia Brasil, iie</i>			
$\gamma = 1,14$	<i>sup</i> -Wald	360	0,000
	<i>avg</i> -Wald	232	0,000
	<i>exp</i> -Wald	175	0,000
<i>(c) Indicador de incerteza do consumidor, iic</i>			
$\gamma = 0,76$	<i>sup</i> -Wald	301	0,000
	<i>avg</i> -Wald	211	0,000
	<i>exp</i> -Wald	146	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 2 a seguir traz em seu corpo as séries de incerteza consideradas, a saber, *epu*, *iie* e *iic*. Os valores dos *thresholds* estimados são representados como linhas horizontais tracejadas. Assim, quando um indicador de incerteza ultrapassar seu respectivo limiar, diz-se que a economia passa a operar no regime de alta incerteza. Adicionalmente, representam-se as recessões econômicas nas áreas sombreadas de cinza. Como documenta Bloom (2014), uma importante característica da incerteza é seu comportamento anticíclico, aumentando nas recessões e diminuindo durante as expansões. Assim, uma propriedade desejada é que os modelos estimados consigam reproduzir esse fato estilizado.

A primeira recessão na amostra ocorreu no início de 2003 e durou por dois trimestres. Ela foi capturada pelo indicador *iie* e *iic*, porém, o indicador *epu* não apresentou picos nesse período. As duas próximas recessões no país são originadas pela crise financeira internacional, entre o fim de 2008 e o início de 2009, e pela crise política, entre 2014 e 2016. Os indicadores *epu* e *iie* apresentaram boa coincidência no período da recessão financeira, com picos acima do valor estimado para o *threshold* por quase todo o período. Na recessão com início em 2014, estes indicadores apresentaram mudanças no regime de incerteza por mais da metade do período. Em adição, o indicador de expectativas, *iic*, caracterizou quase toda a recessão de 2014 – 2016 como um regime de alta incerteza.

Por fim, a última recessão da amostra, provocada pela pandemia da COVID-19, tem início em 2020 e data de término ainda indeterminada. Todas as três *proxies* utilizadas indicam um regime de alta incerteza nesta parte da amostra. De maneira geral, a correlação temporal entre os regimes de incerteza e as recessões no país foi da ordem de 43% para *epu* e *iie* e de 45% no caso de *iic*.

Com base nesses resultados, assume-se que as funções impulso resposta podem adequadamente descrever os impactos dos choques de política monetária, distinguindo-os entre os períodos de alta e baixa incerteza.

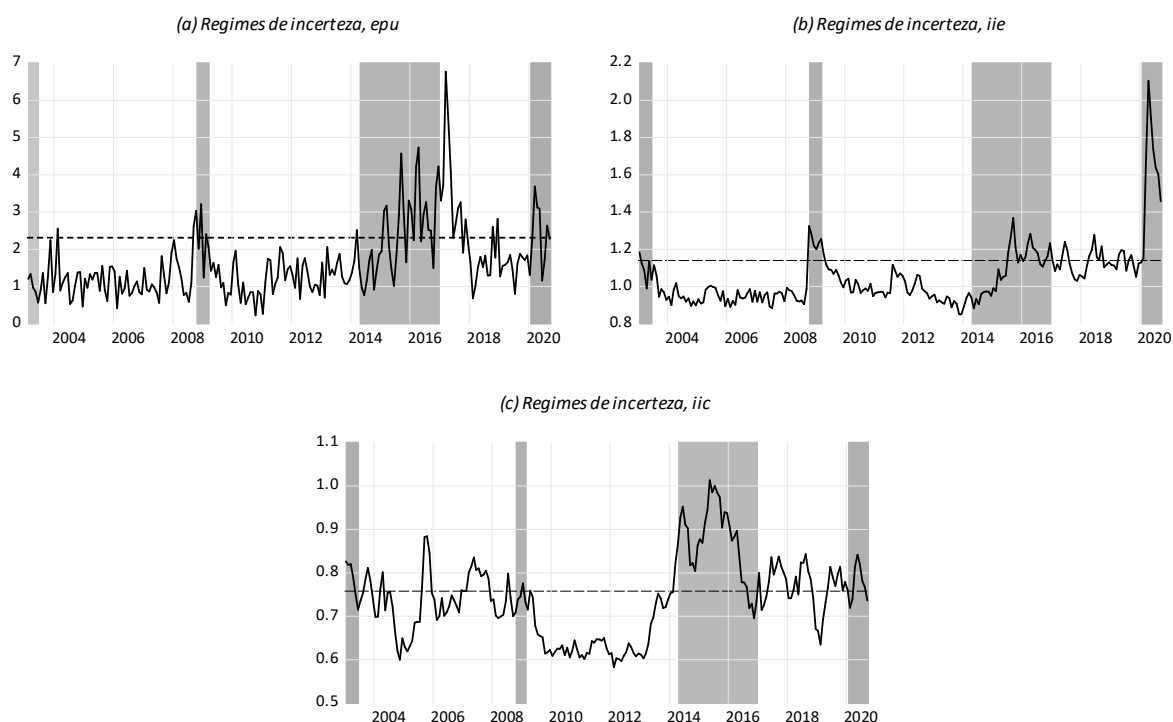


Figura 2: Incerteza macroeconômica e recessões no Brasil, 2003 – 2020

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: (a) Datas de recessões fornecidas pelo Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos no Brasil (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV); (b) linha pontilhada representa a estimativa do limiar, conforme Tabela 1.

### 3.2. Resultados Análise das Funções Impulso Resposta Generalizadas

Analisa-se agora as FIRs generalizadas para cada modelo TVAR estimado. Todas as figuras com funções impulso-resposta apresentadas ao longo desta pesquisa são organizadas em formato matricial,  $2 \times 2$ , da seguinte maneira: na linha superior à esquerda (painel *a*) consta a resposta do hiato do produto (*gap*) ao choque na *Selic* no regime de alta incerteza; na linha inferior à esquerda (painel *c*), a resposta da inflação (*ipca*) também no regime de alta incerteza. Já na linha superior à direita (painel *b*), consta a resposta do hiato do produto no regime de baixa incerteza e, por fim, na linha inferior à direita (painel *d*) a resposta da inflação no regime de baixa incerteza.

A análise se concentra nos choques positivos da taxa de juros de dois desvios padrão, representados pelas linhas contínuas pretas, salvo indicação em contrário. Muito embora as figuras também contenham os choques negativos da taxa de juros nas linhas acinzentadas, a simetria das respostas aos choques positivos e negativos da taxa de juros favorece essa opção para a exposição dos resultados.

Na Figura 3, consideram-se as variáveis em nível<sup>14</sup> e o indicador de incerteza *epu*. Percebe-se que as FIRs são marcadamente diferentes. Com respeito ao *gap* da produção industrial, o impacto da política monetária surte efeitos tímidos quando as incertezas são elevadas (painel *a*). No pico das respostas, o impacto da taxa de juros é três vezes maior no regime de menor volatilidade. Além disso, os efeitos da política são mais duradouros. Situação similar é observada para a inflação. Concretamente, o efeito acumulado da taxa de juros sobre

<sup>14</sup> Especificamente, *epu*, *gap*, *ipca*, *expl2*, *selic* e *swap*. Nas demais especificações base, somente o indicador de incerteza é alterado.

a inflação em oito meses é praticamente nulo no regime de maior incerteza (painel *c*). No regime de maior estabilidade (painel *d*), a política monetária contracionista exerce efeitos por cerca de um ano e meio. Conclui-se, assim, que utilizando o indicador de incerteza política (*epu*), alterações no regime prevalecente de incerteza prejudicam severamente a potência da política monetária.

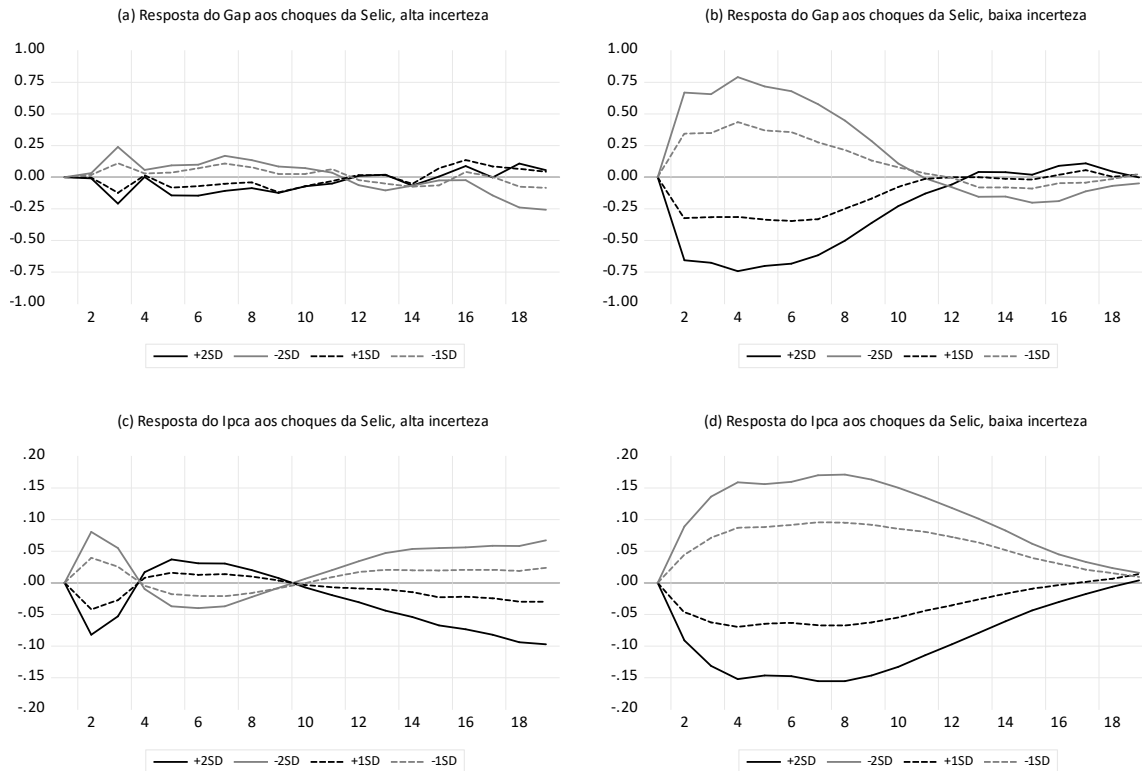


Figura 3: FIRs modelo base, *proxy* de incerteza: *epu*

Fonte: Resultados da pesquisa.

A seguir, a Figura 4 traz as funções impulso-resposta do modelo econométrico com as variáveis em nível e o indicador de incerteza *iie*, ou Indicador de Incerteza da Economia Brasil. De acordo com esta *proxy*, a política monetária apresenta efeitos similares sobre o hiato do produto nos dois regimes: o pico do efeito é maior no regime de alta incerteza, o qual ocorre no quinto mês, mas, o efeito é ligeiramente mais duradouro no regime de baixa incerteza. Entretanto, o controle inflacionário continua prejudicado pela maior instabilidade da economia. Veja-se que o efeito contracionista da política monetária só aparece após o quinto mês no regime de alta incerteza, atingindo uma queda de 0,2 pontos percentuais no pico do efeito após o 18º mês (painel *c*). No regime de menor volatilidade econômica, a política monetária tem efeitos mais rápidos e fortes, atingindo um pico de efeito de -0,4 pontos percentuais ao redor do 15º mês (duas vezes maior).

Por sua vez, a Figura 5 apresenta as FIRs obtidas com o modelo com as variáveis em nível e o indicador de incerteza dos consumidores, *iic*. Provavelmente em função das elevadas não linearidades do modelo TVAR, as respostas aos choques de dois desvios padrão da taxa de juros exibiram certa dificuldade para convergir no horizonte considerado. Por essa razão, a interpretação das FIRs se dá com base nos choques de um desvio, apresentados nas linhas pontilhadas de cor preta. O pico do desvio do produto de sua tendência ocorre no segundo mês e se iguala a -0,34 pontos base no regime de alta incerteza. No outro regime, o máximo efeito contracionista é 62% maior, ocorrendo no sétimo mês e atingindo o valor de -0,55 pontos base. Em termos acumulados, os choques monetários surtiram maiores efeitos sobre o hiato do

produto no regime de maior estabilidade, uma vez que as respostas aos choques neste regime são superiores às do regime de alta incerteza do quarto mês em diante.

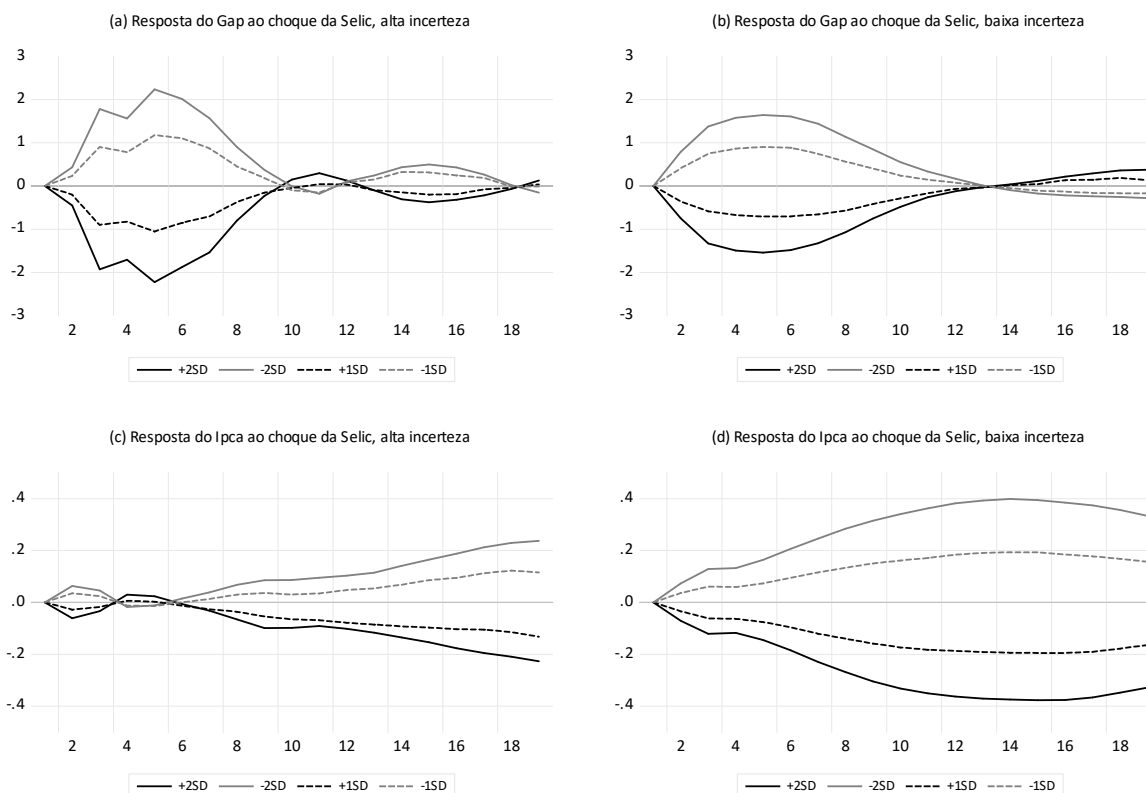


Figura 4: FIRs modelo base, *proxy* de incerteza: *iie*  
Fonte: Resultados da pesquisa.

No que concerne às respostas da inflação aos choques monetários, as diferenças entre os regimes são ainda mais expressivas. Por exemplo, o pico da resposta da inflação (*ipca*) ao choque de um desvio padrão da taxa *selic* no regime de alta incerteza é igual a -0,13 pontos percentuais (p.p.) no nono mês (painel *c*). No regime de baixa incerteza, esse valor é superado no sétimo mês (-0,14) e atinge uma queda máxima de aproximadamente -0,24 p.p. no 14º mês (painel *d*). Portanto, em consonância com os indicadores anteriores, quando a incerteza se eleva, tal como medida pelo indicador *iic*, a política monetária perde potência nos seus efeitos sobre a inflação.

Em resumo, as estimações TVAR dos modelos base, considerando três indicadores diferentes de incerteza, mostram que regimes com maiores instabilidades prejudicam os efeitos da política monetária no controle da produção (casos das *proxies epu* e *iic*) e no controle da inflação (de acordo com as três medidas de incerteza). Resultados similares são encontrados pela literatura para o caso do produto interno bruto ou da produção industrial, como em Caggiano, Castelnuovo e Pellegrino (2021), Nain e Kamaiah (2020) e Pellegrino (2018), entre outros.

Entretanto, uma evidência adicional e relevante trazida por esta pesquisa é mostrar que no regime de alta incerteza, o banco central brasileiro pode ter maiores dificuldades ao ajustar os números inflacionários. Dado o estado de elevadas incertezas trazido pela pandemia e um quadro de crescente deterioração das contas públicas, isto sinaliza que a política monetária pode ter problemas para atingir a meta de inflação em horizontes de médio e longo prazo. A esse respeito, a literatura tem encontrado resultados mistos. Por exemplo, Eickmeier, Metiu e Prieto

(2016) encontraram resultados similares aos da presente pesquisa. Porém, Aastveit, Natvik e Sola (2017) e Pellegrino (2017) não obtêm evidências de efeitos diferenciados da política monetária sobre o nível de preços quando o regime de incerteza se altera. Nain e Kamaiah (2020) concluem que a política monetária é ligeiramente menos efetiva no controle da inflação quando a incerteza é mais elevada na Índia.

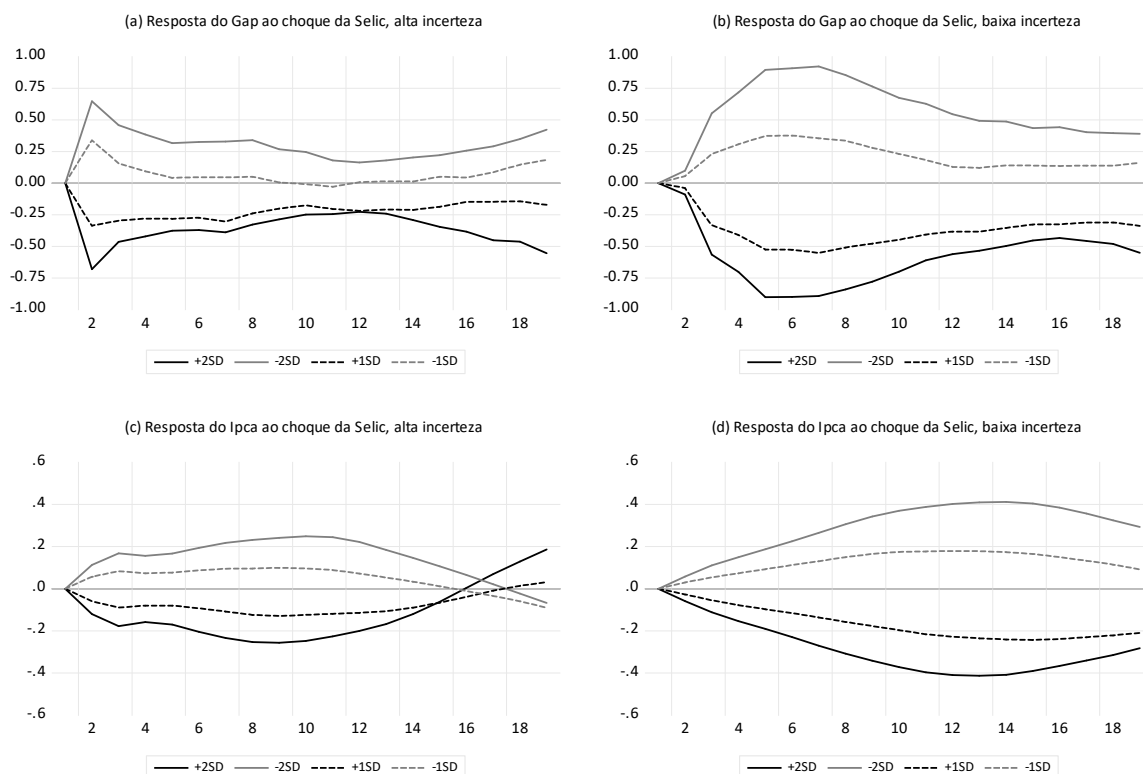


Figura 5: FIRs modelo base, *proxy* de incerteza: *iic*  
 Fonte: Resultados da pesquisa.

Por sua vez, Castelnuovo e Pellegrino (2018), estudando o caso dos Estados Unidos da América entre 1960 e 2008, sugerem que a política monetária passa a ter maior controle sobre a inflação no regime de alta incerteza (no regime de menor instabilidade, os choques monetários sofriam do problema do *price puzzle*). Portanto, é possível que a incerteza comprometa de maneiras diversas a potência da política monetária em países desenvolvidos e em desenvolvimento, uma vez que, nestes últimos, a inflação é um problema macroeconômico relativamente mais preocupante.

### 3.3. Exercício de robustez: surpresa monetária

Nesta subseção, realizam-se exercícios de robustez dos resultados que alteram os modelos base da seguinte maneira: a identificação dos choques de política monetária deixa de ser feita utilizando-se a taxa *Selic*, sendo esta substituída pelo indicador *surpresa*, que procura capturar as movimentações não antecipadas da taxa básica de juros a partir da utilização das expectativas inflacionárias do setor privado. Por este motivo, retirou-se das especificações dos modelos TVARs a variável *expl2*.

O resultado da estimação da equação (4) após a eliminação das variáveis com coeficientes não significativos é apresentado na Tabela 3. Cabe destacar o coeficiente próximo

de zero da taxa *Selic*, indicando uma resposta relativamente pequena para alterações de curto prazo (entre uma reunião e outra), resultado que se destaca ainda mais quando comparado às respostas mais robustas à previsão de três trimestres à frente e às variações entre o quarto e o terceiro trimestres à frente, ambas de médio prazo. Por sua vez, o  $R^2 = 0,28$  indica que uma parcela substancial da variação da taxa SELIC pode ser atribuída às variações no comportamento esperado da inflação.

Tabela 3: Resultado Regressão Choque Política Monetária

Variável dependente ( $\Delta selic_t$ )	Coefficiente (desvio-padrão)
Constante	-0.8902*** (0,1309)
$Selic_{t-1}$	-0.0189** (0,0070)
$E_{t+9}\pi_t$	0.2621*** (0,0359)
$E_{t+12}\pi_t - E_{t+9}\pi_t$	-0.3380* (0,1454)
n: 153 observações	
$R^2 = 0.2824$	
$F(3, 149) = 20.94***$ valor-p: < 1%	

Nota: Significância a \*\*\*1%, \* 5% e \*10%.

Assim, as estimações a seguir incluem, nessa ordem, uma *proxy* da incerteza macroeconômica, o hiato do produto, a inflação (*ipca*), a *surpresa* monetária, calculada como o resíduo da regressão estimada na Tabela 3, e a taxa de juros de mais longo prazo, *swap*. O modelo que utiliza a variável *e<sub>pu</sub>* como *proxy* para a incerteza é caracterizado pelas funções impulso-resposta ilustradas na Figura 6.

Como pode ser visto nos painéis (a) e (b) da Figura 6, o hiato do produto responde de forma aproximadamente similar aos choques não antecipados da política monetária em cada regime. Nos períodos de alta incerteza, a variável *gap* responde mais fortemente em curto prazo (até o quarto mês após o choque), mas, nos períodos seguintes, os efeitos da política monetária são ligeiramente superiores no regime de baixa incerteza. Quanto à inflação, a resposta à política monetária se difere em importantes aspectos. Nota-se que no regime de baixa incerteza (painel d) a resposta dos preços é negativa e de longa duração após o terceiro mês. Contudo, no regime de alta incerteza, verifica-se a existência de um *price puzzle* relevante na resposta da inflação aos choques da variável *surpresa*.

Quando se considera o indicador de incerteza *iie*, obtêm-se funções impulso-respostas que entram em conflito com as apresentadas anteriormente, como pode ser visto na Figura 7. Neste caso, a resposta do hiato do produto é maior quando a incerteza é alta, porém, o fenômeno do *price puzzle* fica ainda mais forte nesse regime. Contudo, as FIR do regime de alta incerteza apresentam fortes indícios de divergência (painéis a e c da figura). Assim, estes resultados podem refletir um pior ajuste do modelo TVAR estimado ao se adotar este conjunto de dados<sup>15</sup>.

Por fim, a Figura 8 ilustra as FIR das variáveis *gap* e *ipca* aos choques em *surpresa* no caso do indicador *iic*. Ao comparar as partes a e b da figura, nota-se que o hiato do produto responde mais fortemente às alterações da taxa de juros no regime de baixa incerteza após três

<sup>15</sup> Outras especificações foram tentadas, como com a inclusão de quatro defasagens no VAR em cada regime e com o indicador de *threshold* incluindo três e quatro termos de média móvel. Contudo, as FIRs não mudaram de forma significativa.

meses do choque inicial, resultado que corrobora a maior parte das evidências obtidas com os modelos anteriores. Contudo, com respeito à inflação, as FIRs estimadas mostraram sinais de divergência (ou de convergência muito lenta), o que dificulta a comparação das respostas em cada regime.

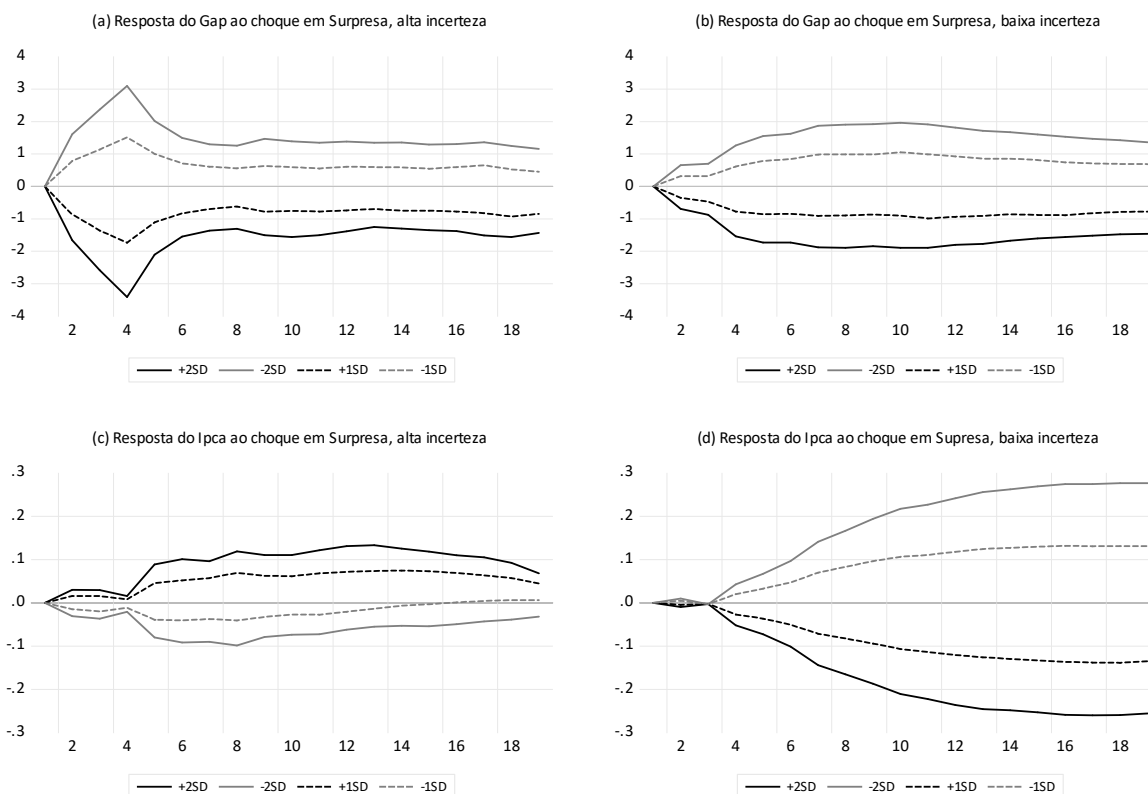


Figura 6: FIRs *surpresa* monetária, *proxy* de incerteza: *epu*  
 Fonte: Resultados da pesquisa.

Portanto, os resultados dos testes de robustez mostram que em uma de três especificações o controle da política monetária sobre a atividade econômica foi prejudicado (no modelo que incluiu a *proxy iic*). Nas duas outras estimações que incluem a variável *Surpresa*, não se confirma este resultado (isto é, com as *proxies epu e iie*). Ainda assim, nas especificações base, em dois dos três casos se constata que a política monetária surte menores efeitos sobre atividade produtiva no regime de alta incerteza (Figura 3 e Figura 5). Logo, em termos gerais, há evidências de que este regime atrapalha a condução da política monetária no que concerne ao hiato produtivo. No futuro, parece ser interessante ampliar o presente estudo, incluindo variáveis como o consumo e o investimento a fim de se explorar mais detalhadamente esta questão.

Quanto aos efeitos do regime de incerteza aumentada sobre o controle inflacionário, os resultados obtidos mostram que elevadas instabilidades podem reduzir os efeitos das variações das taxas de juros sobre os movimentos dos preços e, até mesmo, inverter o sinal esperado da política monetária. Como mostram as Figuras 6 e 7, não se pode rejeitar a hipótese do fenômeno *price puzzle* em regimes de alta instabilidade.



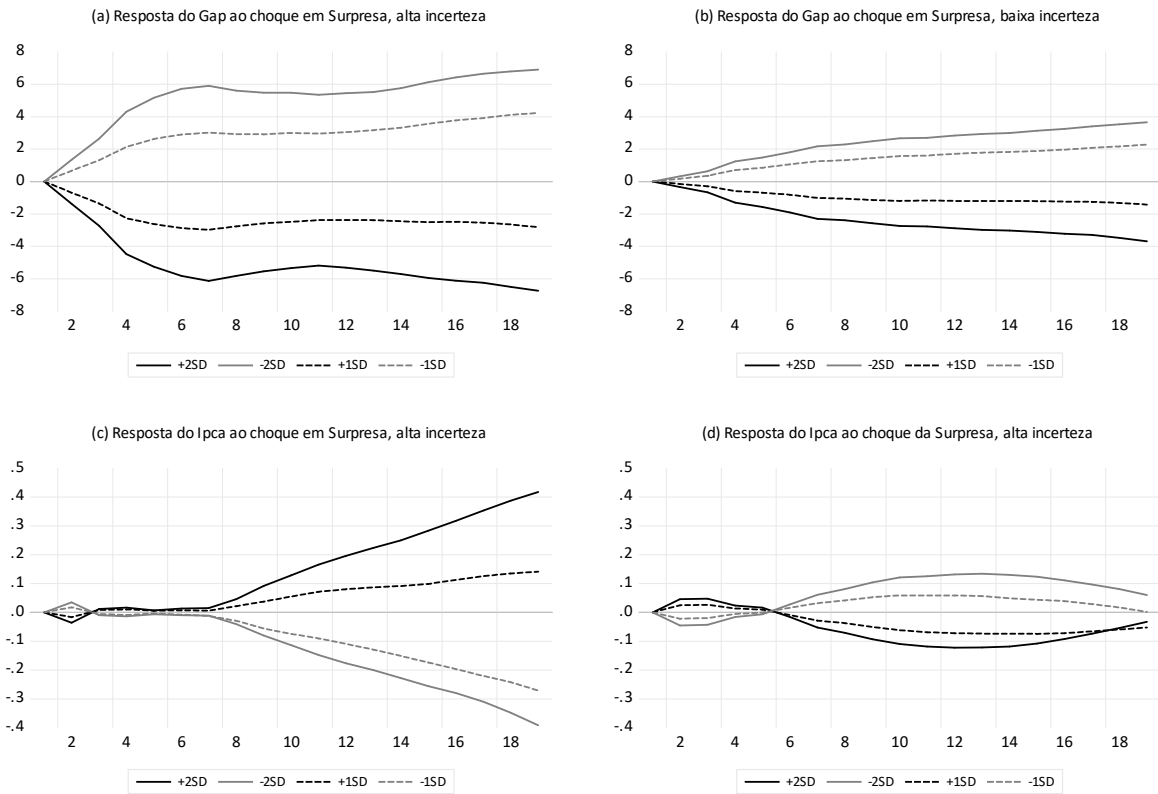


Figura 7: FIRs surpresa monetária, *proxy* de incerteza: *iie*  
 Fonte: Resultados da pesquisa.

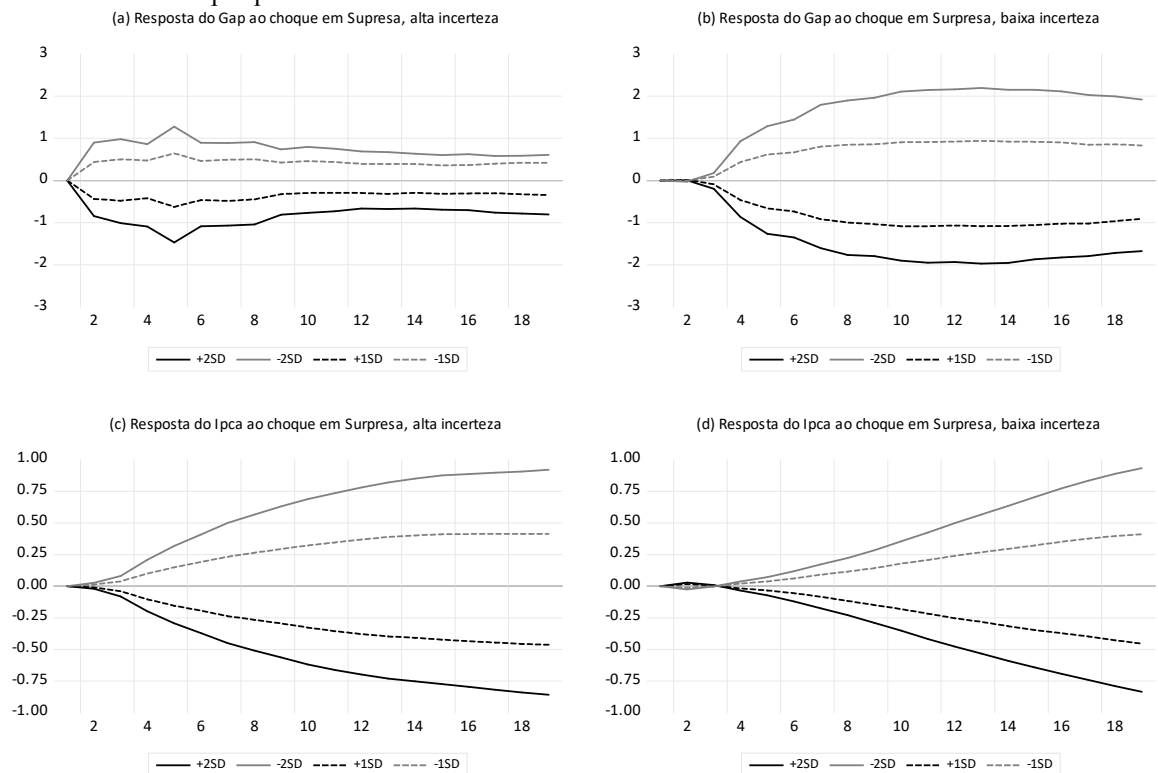


Figura 8: FIRs surpresa monetária, *proxy* de incerteza: *iic*  
 Fonte: Resultados da pesquisa.

## 4. Conclusão

A crise financeira internacional de 2008 renovou o interesse da literatura econômica a respeito dos impactos da incerteza sobre a economia dos países desenvolvidos. Por exemplo, Caggiano, Castelnuovo e Pellegrino (2021) estimam que choques de incerteza podem ter contribuído com até 60% da queda do produto agregado verificada nos Estados Unidos da América no período. Em paralelo, observou-se um nível crescente e sem precedentes das intervenções dos bancos e governos centrais nestes países, provavelmente em função dos efeitos danosos da incerteza sobre a efetividade das políticas econômicas (Aastveit, Natvik e Sola, 2017; Castelnuovo e Pellegrino, 2018; entre outros).

A crise sanitária da COVID-19 trouxe essa questão também para os países em desenvolvimento, à medida que ela impacta severamente sobre as incertezas macroeconômicas e gera importantes desafios a serem enfrentados em curto e longo-prazo, tais como o enfrentamento da recessão econômica, da crise de saúde pública, do abastecimento interno, dos desajustes orçamentários e da inflação. Nesse contexto, o presente artigo inovou ao investigar e quantificar os efeitos das incertezas sobre a efetividade da política monetária no Brasil, considerando o período entre 2003 e 2020 com dados mensais. Especificamente, estimaram-se regimes de alta e baixa incerteza de acordo com o modelo VAR com *threshold* de Balke (2000) e, em seguida, compararam-se as respostas condicionais do hiato do produto e da inflação em face aos choques da política monetária.

As estimativas dos modelos base, os quais incluíam a taxa básica de juros brasileira, *Selic*, e um dos três indicadores considerados de incerteza, mostraram que o choque da taxa de juros tem um efeito reduzido sobre o hiato do produto e a inflação quando as instabilidades são elevadas. Concretamente, se o indicador de incerteza de Baker, Bloom e Davis (2016) é utilizado para a caracterização dos regimes, a política monetária aparenta ter um impacto irrisório sobre a atividade real e os preços dentro horizonte de um ano no regime de alta incerteza. Situação diametralmente oposta é encontrada nos períodos de baixa incerteza, quando a taxa de juros surte efeitos relevantes sobre as variáveis macroeconômicas. Conclusões similares são obtidas com as duas outras *proxies* utilizadas para a mensuração da incerteza.

Em seguida, foram estimados modelos adicionais como exercícios de robustez, os quais substituíram a taxa *Selic* por uma estimativa baseada em Romer e Romer (2004) dos choques não antecipados da política monetária. As evidências de que os regimes de alta incerteza prejudicam o ajustamento do hiato da produção são mantidas, porém, seus efeitos foram mais importantes sobre o controle da inflação. Especificamente, dois dos três modelos TVAR estimados apontam que um aumento inesperado da taxa de juros pode produzir crescimento dos preços no regime de maior instabilidade, o que caracteriza o fenômeno do “*price puzzle*”. Quando a incerteza é baixa, a política monetária produz o resultado esperado, isto é, reduz os números inflacionários independentemente do indicador de incerteza considerado.

Estudos prévios sobre a política monetária em modelos VAR sem mudanças de regimes têm mostrado que alterações na taxa de juros tendem a produzir efeitos recessivos sobre a produção industrial e, ou, sobre o PIB. Contudo, as evidências a respeito das alterações da taxa básica de juros sobre a inflação são mistas, isto é, alguns trabalhos apresentam o fenômeno *price puzzle*, enquanto outros mostram apenas reduções tímidas dos preços em resposta aos aumentos dos juros (Bezerra *et al.*, 2014; Costa Filho, 2017; Fonseca *et al.*, 2018; Tomazzia e Meurer, 2009). O presente artigo parece conciliar tais resultados, uma vez que foi encontrado que as alterações nos regimes de incerteza podem afetar o controle da produção em uma menor escala, mas, por outro lado, podem alterar drasticamente os resultados da política monetária sobre a inflação, indo do que se espera da teoria quando há baixa incerteza (variação negativa da inflação em resposta ao choque da taxa de juros), para situações onde há até a inversão de sinal quando a incerteza é elevada.

Portanto, os resultados obtidos sugerem que os regimes de incerteza afetam negativamente os resultados da política monetária quanto ao controle da atividade produtiva e dos preços. Esta conclusão é por si só de extrema relevância, uma vez que a evidência sugere que as incertezas tendem a aumentar nas recessões, exatamente quando a política monetária é mais necessária. Ademais, as evidências levantadas sugerem que os efeitos potenciais da incerteza são mais fortes sobre a capacidade do banco central brasileiro em controlar a inflação e contribuem para compreendermos, por exemplo, as dificuldades associadas à implementação da política monetária nos anos de 2013 a 2016. Nesse período, observou-se um surto inflacionário acompanhado por um ciclo de altas na taxa Selic<sup>16</sup>. Embora em consonância com o comportamento esperado da autoridade monetária submetida a um regime de metas de inflação, o que chama a atenção é a sua extensão. Os aumentos sucessivos da taxa de juros Selic tiveram início na reunião do COPOM de abril de 2013, quando a taxa sofreu um aumento de 50 pontos base para 7,5% a.a, encerrando-se apenas na reunião de julho de 2015, quando a taxa atingiu 14,25% a.a. Contudo, o aperto monetário prolongou-se ainda até a reunião de agosto de 2016. De acordo com as estimativas dos limiares, boa parte do período em questão pode ser considerada como de alta incerteza, o que pode explicar a dificuldade da política monetária em trazer a inflação brasileira para o centro da meta novamente. Assim, em recessões, ações modestas do banco central podem surtir pouco efeito prático se o nível de incerteza é alto, e o controle dos preços parece ser bastante influenciado pela estabilidade macroeconômica.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AASTVEIT, K. A.; NATIVIK, G. J.; SOLA, S. Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, v.76, p.50-67, 2017.
- ANDREWS, D.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, v.62, n.6, p.1383-1414, 1994.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, v.131, n.4, p.1593-1636, 2016.
- BALKE, N. "Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks". *Review of Economics and Statistics*, v.82, n.2, p.344-349, 2000.
- BALL, L. Why does high inflation raise inflation uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, v. 29, p.371-388, 1992.
- BERNANKE, B. S. Irreversibility, uncertainty and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, v.98, n.1, p.1593-1636, 1983.
- BEZERRA, J. F.; SILVA, I. E. M.; LIMA, R. C. Os efeitos da política monetária sobre o produto no Brasil: Evidência empírica utilizando restrição de sinais. *Revista de Economia Contemporânea*, v.18, n.2, p.296-316, 2014.
- BLOOM, N.; BOND, S.; REENEN, J. V. Uncertainty and investment dynamics. *Review of Economic Studies*, v.74, n.2, p.391-415, 2007.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, v.77, n.3, p.623-685, 2009.
- BLOOM, N. Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, v.28, n.2, p.153-176, 2014.
- CAGGIANO, G.; CASTELNUOVO, E.; PELLEGRINO, G. Uncertainty shocks and the great recession: Uncertainties matter. *Economics Letters*, v.198, 2021 (no prelo).
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. "Monetary policy shocks: What have we learned, and to what end?" In TAYLOR, J. B.; and WOODFORD, M. (eds.), p. 65-148. *Handbook of Monetary Economics*: Elsevier Science, 1999.

---

<sup>16</sup> O IPCA encerrou 2013 em 5,91%, 2014 em 6,41%, 2015 em 10,67% e 2016 em 6,29%, não obstante em todo o período a meta de inflação tenha sido 4,5% com intervalo entre 2,5% e 6,5%.

- CASTELNUOVO, E.; PELLEGRINO, G. Uncertainty-dependent effects of monetary policy shocks: new-Keynesian interpretation. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v.93, p.277-296, 2018.
- COSTA FILHO, A. E. Monetary policy in Brazil: Evidence from new measures of monetary shocks. *Estudos Econômicos*, v.47, n.2, p.295-328, 2017.
- EICKMEIER, S.; METIU, N.; PRIETO, E. *Time-varying volatility, financial intermediation and monetary policy*. CAMA Working Paper N.32, 2016.
- FONSECA, M. R. R.; OREIRO, J. L. C.; ARAÚJO, E. C. The nonlinearity of Brazilian monetary policy in the inflation targeting period: An analysis based on an MS-VAR Model. *Análise Econômica*, v.36, n.70, p.63-81, 2018.
- HANSEN, B. Inference when a nuisance parameter is not Identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v.62, n.2, p.413-430, 1996.
- KILIAN, L.; LÜTKEPOHL, H. *Structural Vector Autoregressive Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2017.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in multivariate nonlinear models. *Journal of Econometrics*, v.74, p.119-147, 1996.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. *Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility*. Brasília: Banco Central do Brasil, Working Paper Series n.77, 2003.
- NAIN, Z.; KAMAIAH, B. Uncertainty and effectiveness of monetary policy: A Bayesian markov switching-VAR analysis. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, special issue, p.237-265, 2020.
- PARKER, J. A.; PRESTON, B. Precautionary saving and consumption fluctuations. *American Economic Review*, v.95, n.4, p.1119-1143, 2005.
- PELLEGRINO, G. Uncertainty and the monetary policy in US: A journey into nonlinear territory. *Economic Inquiry*, 2021 (no prelo).
- PELLEGRINO, G. Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the Euro area. *Economics Letters*, v.162, p.177-181, 2018.
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A new measure of monetary shocks: Derivations and implications. *American Economic Review*, v.94, n.4, p.1055-1084, 2004.
- TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: Uma análise em VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, v.13, n.4, p.371-398, 2009.
- TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, v.66, p.225-250, 1995.
- VIEIRA, R. C. G.; GONÇALVES, C. E. S. Um estudo sobre os impactos da surpresa da política monetária na atividade econômica brasileira. *Economia Aplicada*, v.12, n.2, p.199-213, 2008.
- YAKUBU, J.; SALISU, A. A.; MUSA, A.; OMOSOLA, A.; BELONWU, M.; ISAH, K. The transmission of monetary policy in emerging economies during tranquil and turbulent periods. *Finance Research Letters*, v.35, 2020 (no prelo).