



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
BACHARELADO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

PABLO GUSTAVO ALBUQUERQUE BRAZ E SILVA

**EFEITOS DE CHOQUES DE INCERTEZA SOBRE A ECONOMIA: UMA ANÁLISE
COM DADOS EM PAINEL**

RECIFE

2024

PABLO GUSTAVO ALBUQUERQUE BRAZ E SILVA

EFEITOS DE CHOQUES DE INCERTEZA SOBRE A ECONOMIA: UMA ANÁLISE COM
DADOS EM PAINEL

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) - como requisito parcial para obtenção do Título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Marcelo Eduardo Alves da Silva.

RECIFE

2024

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do programa de geração automática do SIB/UFPE

Braz e Silva, Pablo Gustavo Albuquerque.

Efeitos de choques de incerteza sobre a economia: uma análise com dados em painel / Pablo Gustavo Albuquerque Braz e Silva. - Recife, 2024.
41 : il., tab.

Orientador(a): Marcelo Eduardo Alves da Silva

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) - Universidade Federal de Pernambuco, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Ciências Econômicas - Bacharelado, 2024.

Inclui referências, apêndices.

1. Macroeconomia. 2. Incerteza. I. Silva, Marcelo Eduardo Alves da. (Orientação). II. Título.

330 CDD (22.ed.)

PABLO GUSTAVO ALBUQUERQUE BRAZ E SILVA

EFEITOS DE CHOQUES DE INCERTEZA SOBRE A ECONOMIA: UMA ANÁLISE COM
DADOS EM PAINEL

Monografia apresentada ao curso de Ciências
Econômicas do Centro de Ciências Sociais Apli-
cadas da Universidade Federal de Pernambuco
(UFPE) - como requisito parcial para obtenção
do Título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em: 21/03/2024.

BANCA EXAMINADORA

Marcelo Eduardo Alves da Silva (Orientador)
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

Rafael da Silva Vaconcelos
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

AGRADECIMENTOS

Ao professor Marcelo Eduardo Alves da Silva, por ter tido a paciência necessária para orientar alguém que já não tem muita paciência.

Ao professor Rafael da Silva Vasconcelos por participar da banca examinadora.

RESUMO

Neste trabalho, avaliamos os efeitos de choques de incerteza originados da política econômica para um grupo de dezenove países através de um modelo vetorial autoregressivo (VAR) com dados em painel. Analisamos os efeitos desses choques nas variáveis desemprego, produção industrial, taxa de juros e taxa de inflação através das funções de resposta ao impulso (IRFs). Os resultados obtidos coincidem com a literatura já existente, isto é, choques na incerteza antecipam um aumento do desemprego e uma diminuição da produção industrial.

Palavras-chave: Índice de incerteza na política econômica. Índice EPU. Dados em painel. Modelos VAR.

ABSTRACT

We evaluate the effect of uncertainty shocks originated in the economic policy through a vector autoregressive model with panel data for nineteen countries. We analyse the effects of the shocks on the variables unemployment, industrial production, interest rates and inflation through the impulse response functions (IRFs). Our results agree with the literature, indicating that uncertainty shocks foreshadow an increasing in the unemployment and a reduction of the industrial production.

Keywords: Index of economic policy uncertainty. EPU index. Panel VAR.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Resultado da seleção da ordem de defasagens do modelo	26
Figura 2 – Estabilidade do modelo	26
Figura 3 – Funções de resposta ao impulso, 48 meses, com intervalo de confiança de 90%. Ordem das variáveis: EPU, produção industrial, desemprego, inflação, taxa de juros.	27
Figura 4 – Funções de resposta ao impulso, 48 meses, com intervalo de confiança de 90%. Ordem das variáveis: produção industrial, desemprego, inflação, taxa de juros, EPU.	28

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Decomposição da variância do erro de previsão (FEVD)	29
---	----

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	ÍNDICE DE INCERTEZA DA POLÍTICA ECONÔMICA (EPU)	12
2.1	Obtenção do EPU para os Estados Unidos a partir de 1985	12
3	SÉRIES TEMPORAIS E MODELOS VAR	15
3.1	Séries temporais	15
3.2	Equações a diferenças lineares	15
3.2.1	<i>Equações de ordem 1</i>	16
3.2.2	<i>Equações a diferenças lineares de ordem p</i>	17
3.2.3	<i>Operadores defasagem</i>	18
3.3	Processos autoregressivos estocásticos escalares e vetoriais	19
3.3.1	<i>Dados em painel</i>	21
4	METODOLOGIA	24
4.1	Dados	24
4.1.1	<i>Índices EPU</i>	24
4.1.2	<i>Produção industrial</i>	25
4.1.3	<i>Taxa de desemprego</i>	25
4.1.4	<i>Taxa de inflação</i>	25
4.1.5	<i>Taxa de juros</i>	25
5	RESULTADOS	26
6	CONCLUSÕES	31
	REFERÊNCIAS	33
	APÊNDICE A – COEFICIENTES DO MODELO	35

1 INTRODUÇÃO

Estamos interessados em analisar os efeitos que aumentos da incerteza originados da política econômica têm no desempenho da economia de um país. Para mensurar tal incerteza, consideraremos o chamado índice de incerteza da política econômica. Referiremo-nos a esse índice através do acrônimo EPU, proveniente do inglês *Economic Policy Uncertainty*. Analisaremos os efeitos que choques no índice EPU têm nas variáveis macroeconômicas desemprego, produção industrial, taxa de juros e inflação. Faremos um estudo utilizando um modelo autorregressivo (VAR) com dados em painel, onde os painéis serão os diferentes países considerados aqui, em um total de dezenove: Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, França, Alemanha, Grécia, Índia, Irlanda, Itália, Japão, Coreia do Sul, México, Holanda, Rússia, Espanha, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

O índice EPU foi proposto e desenvolvido, originalmente, no trabalho seminal de Baker, Bloom e Davis (2016). Nele, os autores mostram como construir o índice utilizando a frequência com a qual termos específicos relacionados à incerteza da política econômica aparecem em notícias de jornais e calculam os índices EPU para diversos países. No capítulo 4, descrevemos com mais detalhes a construção do índice para os Estados Unidos.

Diversos autores vêm, ao longo do tempo, estendendo o cálculo dos índices EPU para outros países. Para os países do nosso interesse, os seguintes autores desenvolveram-nos: Cerda, Silva e Valente (2016) calcularam os índices para o Chile, Gil e Silva (2018) para a Colômbia, Hardouvelis, Karalas, Karanastasis e Samartzis (2018) para a Grécia, Arbatli Saxegaard, Davis, Ito e Miake (2022) para o Japão, Kroese, Kok e Parlevliet (2015) para a Holanda, Ghirelli, Perez, e Urtasun (2019) para a Espanha, Armelius, Hull, e Köhler (2017) para a Suécia e Zalla (2016) para a Irlanda. Para uma discussão geral sobre as diferentes medidas utilizadas para incerteza na economia, ver o trabalho de Cascaldi-Garcia *et al.* (2023).

No nosso estudo, utilizaremos um modelo de vetor autorregressivo (VAR) com dados em painel. Os painéis, também chamados unidades, são os diferentes países estudados. Para discussões bastante abrangentes sobre esse tipo de modelos, ver, por exemplo, os trabalhos de Canova e Ciccarelli (2013) e de Miranda-Agrippino e Ricco (2018). Já para uma discussão geral sobre séries temporais, citamos os livros de Hamilton (1994) e Bueno (2011).

Em (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016), os autores também estudam modelos VAR com o objetivo de avaliar o efeito de aumentos na incerteza da economia na atividade econômica agregada. Obviamente, obter conclusões causais sobre o tema é bastante difícil, pois medidas de

incerteza respondem tanto às condições atuais da economia quanto às expectativas dos agentes. De toda forma, através de estudos via modelos VAR, busca-se verificar se aumentos no grau de incerteza permitem esperar que haja, no futuro, um enfraquecimento da performance da economia como um todo. Com esse objetivo, Baker, Bloom e Davis (2016) primeiro constroem um modelo VAR para os Estados Unidos, de janeiro de 1985 a dezembro de 2014, com as variáveis EPU, índice S&P 500, taxa de juros de fundos federais, desemprego e produção industrial, utilizando os três primeiros lags de todas as variáveis. Os resultados indicam que um aumento de 90 pontos no índice EPU, isto é, um choque equivalente ao aumento real do nível médio do índice EPU ocorrido de 2005-2006 a 2011-2012, permite esperar uma queda de 1,2% na produção industrial e um aumento de 0,35% no desemprego. Os autores também constroem um modelo VAR com dados em painel para doze países entre 1984 e 2014. Segundo esse modelo, um aumento de 90 pontos no índice EPU antecipa uma queda de 1% na produção industrial e um aumento de 0,25% no desemprego. Outros trabalhos também indicam que choques na incerteza antecipam uma deterioração das condições macroeconômicas, por exemplo, (COLOMBO, 2013), (KLÖSSNER; SEKKEL, 2014) e (NODARI, 2014).

Neste trabalho, também estudamos um modelo VAR com variáveis em painel e avaliamos o efeito de choques de incerteza originados na política econômica para um grupo de dezenove países. No nosso caso, consideramos as variáveis EPU, desemprego, produção industrial, taxa de juros e inflação. Os dados utilizados no nosso estudo incluem dados até o ano de 2023. Nesse sentido, portanto, esse trabalho atualiza e estende o trabalho de Baker, Bloom e Davis (2016).

Nossos resultados indicam que choques positivos no índice EPU antecipam uma recessão, com diminuição da produção industrial, aumento do desemprego, diminuição da taxa de juros e da inflação. Nesse sentido, nossos resultados coincidem com os resultados obtidos por Baker, Bloom e Davis (2016), que indicam que choques positivos no índice EPU precedem uma diminuição da produção industrial e a um aumento no desemprego. Além disso, generalizam esses resultados, pois incluem também a resposta das variáveis taxa de juros e inflação a um choque positivo no índice EPU.

Este trabalho está dividido da seguinte forma: no Capítulo 2, descrevemos em detalhes a construção do índice EPU para os Estados Unidos, de acordo com o trabalho de Baker, Bloom e Davis (2016). No Capítulo 3, descrevemos brevemente alguns conceitos teóricos importantes para o entendimento básico de modelos de vetores autoregressivos: séries temporais, equações a diferenças, modelos VAR e, finalmente, modelos VAR com dados em painel. No Capítulo 4, discutimos a metodologia utilizada no trabalho. Finalmente, no Capítulo 5, apresentamos

e discutimos os resultados obtidos e, no Capítulo 6, resumimos as conclusões obtidas. No Apêndice A, incluímos em detalhes os coeficientes do modelo. Os modelos foram simulados em STATA[®], utilizando as rotinas disponibilizadas no pacote para dados em painel desenvolvido por Love e Michael (2015).

2 ÍNDICE DE INCERTEZA DA POLÍTICA ECONÔMICA (EPU)

Neste capítulo, discutiremos brevemente a construção do índice de incerteza na política econômica introduzido por Baker, Bloom e Davis (2016). Conforme já mencionado na Introdução, nos referiremos a esse índice através do acrônimo EPU, proveniente do inglês *Economic Policy Uncertainty*.

O índice EPU é um indicador amplamente utilizado para medir incerteza nas economias e, hoje, já está disponível para um grande número de países. O índice EPU é baseado em pesquisa por termos que indiquem incerteza em jornais; no estudo inicial, para obter o índice EPU para os Estados Unidos a partir de 1985, foram pesquisados termos específicos em dez dos principais jornais do país (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016). Abaixo, descrevemos brevemente como esse índice é obtido. Índices EPU para os Estados Unidos em períodos anteriores também foram obtidos em (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016), porém, como nosso interesse concentra-se em períodos mais recentes, não discutiremos como obtê-los.

2.1 Obtenção do EPU para os Estados Unidos a partir de 1985

O índice EPU para os Estados Unidos a partir de 1985 foi obtido através de pesquisa, em dez dos principais jornais do país, por termos específicos que estão relacionados com incerteza na política econômica. Os dez jornais utilizados em (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016) foram os seguintes: USA Today, Miami Herald, Chicago Tribune, Washington Post, Los Angeles Times, Boston Globe, San Francisco Chronicle, Dallas Morning News, New York Times e Wall Street Journal. A pesquisa foi feita através dos arquivos digitais desses jornais, buscando artigos relacionados à incerteza na política econômica a partir de janeiro de 1985. Os artigos definidos como relacionados à incerteza são os que contêm os seguintes termos de palavras: "econômico(a)" (*economic*) ou economia (*economy*), incerto(a) (*uncertain*) ou incerteza (*uncertainty*) e pelo menos uma palavra dentre congresso (*congress*), déficit (*deficit*), Banco Central (*Federal Reserve*), legislação (*legislation*), regulação (*regulation*) e Casa Branca (*White House*).

Para a construção do índice EPU, faz-se, inicialmente, a contagem mensal, nos dez jornais em questão, dos artigos relacionados à incerteza. Como cada jornal tem uma quantidade diária total de artigos variável, para obter um índice insensível a essas variações, compara-se o número bruto de artigos relacionados à incerteza com o número total de artigos no mesmo jornal em cada mês. Cada série mensal relativa de cada jornal assim obtida é então padronizada para

uma série a partir de 1985 até o ano de interesse (no artigo original de Baker, Bloom e Davis (2016), até 2009) com desvio padrão unitário e, então, calcula-se a média dos dez jornais para cada mês. Finalmente, a série da média dos dez jornais é normalizada de forma que tenha média 100 no período de interesse.

Mais precisamente, seja X_{it} a quantidade relativa de artigos relacionados à incerteza no jornal i , $i = 1, 2, \dots, 10$, no mês t e sejam T_1 e T_2 os intervalos de tempos usados para a padronização e a normalização, respectivamente. Os passos são:

1. Para cada jornal i , calcular a variância σ_{i1}^2 da série temporal X_{it} no intervalo T_1 .
2. Padronizar X_{it} dividindo pelo desvio padrão σ_{i1} para todo t . Assim, obtém-se, para cada jornal i , uma série Y_{it} com desvio padrão unitário no intervalo T_1 .
3. Calcular a média com respeito aos jornais em cada mês para obter uma série Z_t .
4. Calcular M , o valor médio de Z_t no intervalo T_2 .
5. Finalmente, multiplicar Z_t por $\frac{100}{M}$ para todo t para obter a série temporal normalizada de índices EPU.

A série de índices assim obtida apresenta, conforme esperado para um índice de incerteza, picos durante épocas de instabilidade, tais como as guerras do Golfo, eleições presidenciais muito disputadas, os ataques do 11 de setembro, a falência do Lehman Brothers, etc (cf. (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016), figura 1). Porém, é interessante notar que alguns eventos políticos notáveis não geram picos do índice EPU. Por exemplo, a paralização (*shutdown*) parcial do governo federal dos Estados Unidos de novembro de 1995 a janeiro de 1996. Tais paralizações acontecem quando o orçamento não é aprovado pelo congresso no prazo regular. Apesar de ser um evento que recebeu uma enorme atenção da imprensa, não gerou um aumento do índice EPU. Portanto, nota-se que eventos políticos tumultuados não aumentam, necessariamente, o índice.

Para os demais países, a construção do índice EPU é análoga, guardadas as especificidades de cada país e língua. Por exemplo, para a construção do índice EPU para o Brasil, foram utilizados arquivos da Folha de São Paulo de 1991 em diante; em cada mês, foram contabilizados os artigos contendo os termos "incerto" ou "incerteza", "econômico" ou "economia", e um ou mais dos seguintes termos: regulação, déficit, orçamento, imposto, banco central, alvorada, planalto, congresso, senado, câmara dos deputados, legislação, lei, tarifa. Comparou-se, então, o

número bruto de artigos relacionados à incerteza com o número total de artigos e, finalmente, normalizou-se a série resultante para média 100 no período de interesse. Para mais detalhes, ver a página <https://www.policyuncertainty.com>. (ECONOMIC...). No Capítulo 4, descrevemos detalhadamente as fontes utilizadas para os índices de cada um dos dezenove países abordados nesse trabalho.

3 SÉRIES TEMPORAIS E MODELOS VAR

Neste capítulo, descrevemos brevemente alguns conceitos teóricos importantes para o entendimento básico de modelos de vetores autoregressivos: séries temporais, equações a diferenças, modelos VAR e, finalmente, modelos VAR com dados em painel. Para mais detalhes sobre esses tópicos, ver, por exemplo, os livros de Hamilton (1994) e Bueno (2011).

3.1 Séries temporais

Um série temporal é uma sequência de observações de alguma variável registrada em períodos regulares e ordenadas ao longo do tempo. Por exemplo, valores do PIB de um país ao longo dos anos, temperaturas máximas diárias de uma determinada localização, taxas de inflação mensais de uma economia, valores do fechamento diário de algum índice de ações, etc. O intuito básico da análise de séries temporais é fazer previsões sobre o futuro a fim de basear a tomada de decisões. Para tal análise, diversos métodos matemáticos e estatísticos são utilizados.

Denotaremos a observação de uma variável y no tempo t por y_t . Sendo assim, representaremos uma série temporal com primeira observação no tempo $t = 0$ por $y_0, y_1, y_2, \dots, y_t, \dots$. É possível também considerar sequências da forma $\dots, y_{-2}, y_{-1}, y_0, y_1, y_2, \dots$ sem maiores problemas.

Iniciaremos discutindo, brevemente, propriedades de equações a diferenças lineares.

3.2 Equações a diferenças lineares

Em geral, uma equação a diferenças descreve o valor de uma variável y no tempo t (discreto) como função dos seus valores no passado. Por exemplo, dados uma constante $\phi \in \mathbb{R}$ e uma série temporal $\{w_t\}$, uma equação do tipo

$$y_t = \phi y_{t-1} + w_t, \quad (3.1)$$

é uma equação linear a diferenças para y_t . É chamada linear pois y_t depende linearmente de y_{t-1} e w_t . Além disso, note que, na equação (3.1), o valor de y_t depende apenas de y_{t-1} , isto é, depende apenas do seu valor no tempo imediatamente anterior (além, obviamente, de ϕ e w_t). Nesse caso, dizemos que a equação (3.1) é uma equação a diferenças de ordem 1. Os termos w_t tanto podem ser determinísticos como podem ser estocásticos. A descrição geral que fazemos abaixo serve para ambos os casos.

Mais geralmente, dados $p \in \mathbb{N}$, constantes ϕ_1, \dots, ϕ_p e uma série temporal w_t , uma equação linear a diferenças de ordem p é uma equação do tipo

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + w_t.$$

Iniciaremos discutindo equações de ordem 1.

3.2.1 Equações de ordem 1

A dinâmica de equações lineares de ordem 1 da forma (3.1) pode ser facilmente estudada utilizando a chamada substituição recursiva. Como $y_0 = \phi y_{-1} + w_0$ e $y_1 = \phi y_0 + w_1$, temos

$$y_1 = \phi y_0 + w_1 = \phi(\phi y_{-1} + w_0) + w_1 = \phi^2 y_{-1} + \phi w_0 + w_1,$$

$$y_2 = \phi y_1 + w_2 = \phi(\phi^2 y_{-1} + \phi w_0 + w_1) + w_2 = \phi^3 y_{-1} + \phi^2 w_0 + \phi w_1 + w_2$$

e, em geral,

$$y_t = \phi^{t+1} y_{-1} + \phi^t w_0 + \phi^{t-1} w_1 + \dots + \phi w_{t-1} + w_t. \quad (3.2)$$

A expressão (3.2) nos dá y_t em termos do valor y_{-1} e dos valores históricos de w . Em particular, tomando fixos y_{-1} e w_j , para $j = 1, 2, \dots, t$, podemos avaliar o efeito que uma variação de w_0 tem em y_t calculando

$$\frac{\partial y_t}{\partial w_0} = \phi^t.$$

Mais geralmente, iniciando no tempo t , isto é, tomando como valor inicial y_{t-1} dado, podemos escrever

$$y_{t+j} = \phi^{j+1} y_{t-1} + \phi^j w_t + \phi^{j-1} w_{t+1} + \dots + \phi w_{t+j-1} + w_{t+j}$$

e, assim, o efeito de w_t em y_{t+j} é dado por

$$\frac{\partial y_{t+j}}{\partial w_t} = \phi^j. \quad (3.3)$$

O número ϕ^j é chamado de multiplicador dinâmico (ou função de resposta ao impulso) e depende apenas de j , o número de passos no tempo separando o tempo da perturbação em w_t e o valor observado y_{t+j} . O multiplicador dinâmico é independente do tempo t . Assim, o efeito de um choque aleatório ocorrido no momento atual daqui a j períodos é dado pelo multiplicador dinâmico ϕ^j . O multiplicador dinâmico permite analisar o que acontece com a dinâmica de

longo prazo de y_{t+j} quando acontece uma variação de w_t , isto é, um choque no tempo t , mantidos os demais w_{t+1}, \dots, w_{t+j} : se $|\phi| < 1$, então $|\phi^j|$ é decrescente com respeito a j e, além disso, $\lim_{j \rightarrow \infty} \phi^j = 0$. Portanto, os efeitos do choque ocorrido no tempo t são decrescentes e tendem a zero. Nesse caso, a equação é dita estável. Se $|\phi| > 1$, então $|\phi^j|$ é crescente com respeito a j e, além disso, $\lim_{j \rightarrow \infty} |\phi^j| = \infty$. Nesse caso, a equação é dita explosiva. No caso $|\phi| = 1$, os efeitos de uma variação em w_t também serão permanentes, porém não explodirão.

Em alguns casos, também pode ser de interesse saber qual a variação cumulativa em y de um choque em w_t , isto é, $\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial w_t}$. No caso estável $|\phi| < 1$, essa variação é finita e dada por

$$\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial w_t} = \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j = \frac{1}{1-\phi}.$$

3.2.2 Equações a diferenças lineares de ordem p

Consideremos, agora, equações lineares de ordem p

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + w_t. \quad (3.4)$$

É fácil ver que uma equação desse tipo por ser escrita como um sistema de p equações de primeira

ordem. De fato, considere as matrizes $\mathbf{y}_t = \begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-(p-1)} \end{pmatrix}$, $\mathbf{F} = \begin{pmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & \dots & \phi_p \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$ e

$\mathbf{v}_t = \begin{pmatrix} w_t \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$, com dimensões $p \times 1$, $p \times p$ e $p \times 1$, respectivamente. Assim, é fácil ver que a equação (3.4) pode ser escrita como o sistema de primeira ordem

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{F}\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{v}_t. \quad (3.5)$$

Agora, podemos fazer um raciocínio análogo ao descrito na seção anterior para equações de ordem 1. De fato, Como $\mathbf{y}_0 = \mathbf{F}\mathbf{y}_{-1} + \mathbf{v}_0$ e $\mathbf{y}_1 = \mathbf{F}\mathbf{y}_0 + \mathbf{v}_1$, temos

$$\mathbf{y}_1 = \mathbf{F}\mathbf{y}_0 + \mathbf{v}_1 = \mathbf{F}(\mathbf{F}\mathbf{y}_{-1} + \mathbf{v}_0) + \mathbf{v}_1 = \mathbf{F}^2\mathbf{y}_{-1} + \mathbf{F}\mathbf{v}_0 + \mathbf{v}_1,$$

$$\mathbf{y}_2 = \mathbf{F}\mathbf{y}_1 + \mathbf{v}_2 = \mathbf{F}(\mathbf{F}^2\mathbf{y}_{-1} + \mathbf{F}\mathbf{v}_0 + \mathbf{v}_1) + \mathbf{v}_2 = \mathbf{F}^3\mathbf{y}_{-1} + \mathbf{F}^2\mathbf{v}_0 + \mathbf{F}\mathbf{v}_1 + \mathbf{v}_2$$

e, em geral,

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{F}^{t+1} \mathbf{y}_{-1} + \mathbf{F}^t \mathbf{v}_0 + \mathbf{F}^{t-1} \mathbf{v}_1 + \cdots + \mathbf{F} \mathbf{v}_{t-1} + \mathbf{v}_t, \quad (3.6)$$

isto é,

$$\begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-(p-1)} \end{pmatrix} = \mathbf{F}^{t+1} \begin{pmatrix} y_{-1} \\ y_{-2} \\ \vdots \\ y_{-p} \end{pmatrix} + \mathbf{F}^t \begin{pmatrix} w_0 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} + \mathbf{F}^{t-1} \begin{pmatrix} w_1 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} + \cdots + \mathbf{F} \begin{pmatrix} w_{t-1} \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} w_t \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}. \quad (3.7)$$

A equação para y_t é

$$y_t = f_{11}^{t+1} y_{-1} + f_{12}^{t+1} y_{-2} + \cdots + f_{1p}^{t+1} y_{-p} + f_{11}^t w_0 + f_{11}^{t-1} w_1 + \cdots + f_{11} w_{t-1} + w_t,$$

onde f_{ij}^t denota o elemento da linha i e coluna j da matriz \mathbf{F}^t . Assim, y_t depende linearmente dos valores iniciais $y_{-1}, y_{-2}, \dots, y_{-p}$ e dos valores históricos de w . Note que, para equações de primeira ordem, era necessário conhecer apenas o valor y_{-1} para determinar y_t . Para equações de ordem p em geral, é necessário conhecer p valores iniciais para determinar y_t .

Em geral,

$$\mathbf{y}_{t+j} = \mathbf{F}^{j+1} \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{F}^j \mathbf{v}_t + \mathbf{F}^{j-1} \mathbf{v}_{t+1} + \cdots + \mathbf{F} \mathbf{v}_{t+j-1} + \mathbf{v}_{t+j} \quad (3.8)$$

e, portanto,

$$y_{t+j} = f_{11}^{j+1} y_{t-1} + f_{12}^{j+1} y_{t-2} + \cdots + f_{1p}^{j+1} y_{t-p} + f_{11}^j w_t + f_{11}^{j-1} w_{t+1} + \cdots + f_{11} w_{t+j-1} + w_{t+j}.$$

Assim, para uma equação de ordem p , o multiplicador dinâmico é dado por

$$\frac{\partial y_{t+j}}{\partial w_t} = f_{11}^j.$$

3.2.3 Operadores defasagem

Considere uma série temporal $\{y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$. Um operador de séries temporais nada mais é que um operador que transforma uma série temporal em uma nova série temporal. Por exemplo, o operador multiplicação $Ly_t = cy_t$, que multiplica cada observação da série por uma contante fixa c .

O operador defasagem nada mais é que o operador que desloca a série original para a observação anterior, isto é, é o operador tal que $Ly_t = y_{t-1}$. Algumas propriedades simples e óbvias do operador defasagem são as seguintes.

- $L^2 y_t = L(Ly_t) = L(y_{t-1}) = y_{t-2}$. Em geral, para $j \in \mathbb{N}$, temos $L^j y_t = y_{t-j}$
- O operador defasagem comuta com o operador multiplicação, isto é, $L(cy_t) = cLy_t$.
- $L(x_t + y_t) = Lx_t + Ly_t$.
- $L(x_t y_t) = (Lx_t)(Ly_t) = x_{t-1}y_{t-1}$.

Equações a diferenças podem ser escritas em termos do operador defasagem de maneira bastante simples. Por exemplo, a equação de primeira ordem $y_t = \phi y_{t-1} + w_t = \phi Ly_t + w_t$ ou, equivalentemente,

$$(1 - \phi L)y_t = w_t,$$

onde 1 representa o operador multiplicação pela constante 1.

3.3 Processos autoregressivos estocásticos escalares e vetoriais

Denotaremos por $E(x)$ o valor esperado de uma variável aleatória x .

Definição 3.1 *Um ruído branco é uma sequência de variáveis aleatórias ε_t tais que*

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad \text{para todo } t \in \mathbb{Z}, \quad (3.9)$$

e

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = 0, \quad \text{se } t \neq \tau. \quad (3.10)$$

Exemplo 3.1 *Uma série $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ (idêntica e independentemente distribuída com média 0 e variância σ^2) é um ruído branco.*

Definição 3.2 *Sejam c e ϕ constantes. Uma autoregressão de primeira ordem (AR(1)) é uma equação a diferenças da forma*

$$y_t = c + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.11)$$

onde ε_t é um ruído branco.

Observação 3.1 *Consideramos o termo constante c na equação (3.11) por simplicidade. Em geral, ele pode ser uma série temporal geral c_t .*

Definição 3.3 *Seja $p \in \mathbb{N}$ e c e ϕ_1, \dots, ϕ_p constantes. Uma autoregressão de ordem p ($AR(p)$) é uma equação a diferenças da forma*

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (3.12)$$

onde ε_t é um ruído branco.

Note que as equações (3.11) e (3.12) são, respectivamente, das formas (3.1) e (3.2) com $w_t = c + \varepsilon_t$.

Os chamados modelos vetoriais autorregressivos (VAR) nada mais são que a generalização de modelos VAR(p) para séries temporais de vetores com n variáveis. Sejam

$$\vec{y}_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{pmatrix}, \vec{c} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_n \end{pmatrix} \quad (3.13)$$

Definição 3.4 *Um modelo VAR na forma reduzida de ordem p ($VAR(p)$) com n variáveis endógenas é uma equação a diferenças da forma*

$$\vec{y}_t = \vec{c} + \phi_1 \vec{y}_{t-1} + \phi_2 \vec{y}_{t-2} + \dots + \phi_p \vec{y}_{t-p} + \vec{\varepsilon}_t \quad (3.14)$$

onde \vec{y}_t é da forma (3.13), \vec{c} é um vetor constante com n coordenadas, os termos ϕ_j , $j = 1, 2, \dots, p$ são matrizes $n \times n$, chamadas de matrizes de coeficientes autorregressivos, e o vetor de erros

$$\vec{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix}$$

é tal que $E(\vec{\varepsilon}_t) = \vec{0}$ e

$$E(\vec{\varepsilon}_t \vec{\varepsilon}_\tau^T) = \begin{cases} \Omega, & \text{se } t = \tau, \\ 0, & \text{se } t \neq \tau, \end{cases}$$

onde Ω é uma matriz $n \times n$ simétrica, positiva e definida e $\vec{\varepsilon}^T$ denota a matriz $1 \times n$, transposta de $\vec{\varepsilon}$.

Observação 3.2 *Em termos do operador defasagem, a equação (3.14) fica*

$$\vec{y}_t = \vec{c} + \phi_1 L \vec{y}_t + \phi_2 L^2 \vec{y}_t + \dots + \phi_p L^p \vec{y}_t + \vec{\varepsilon}_t = \vec{c} + \sum_{j=1}^p \phi_j L^j \vec{y}_t + \vec{\varepsilon}_t = \vec{c} + P(L) \vec{y}_t + \vec{\varepsilon}_t, \quad (3.15)$$

onde $P(L) = \sum_{j=1}^p \phi_j L^j$ é um polinômio no operador L .

3.3.1 Dados em painel

Modelos com dados em painel são modelos com uma dimensão adicional, geralmente utilizada para indicar diferentes países, setores, mercados, etc. São também chamados de modelos com dados transversais, pois, para cada instante de tempo, há medidas para várias unidades distintas. Assim, um modelo $AR(p)$ com N painéis descreve a evolução da variável endógena y_t^i , para cada unidade transversal (ou painel) $i = 1, \dots, N$, através de N equações

$$\begin{aligned}
 y_t^i &= c^i + \sum_{j=1}^N \left(\phi_{1j}^i y_{t-1}^j + \phi_{2j}^i y_{t-2}^j + \dots + \phi_{pj}^i y_{t-p}^j \right) + \varepsilon_t^i \\
 &= c^i + \sum_{j=1}^N \left(\phi_{1j}^i L y_t^j + \phi_{2j}^i L^2 y_t^j + \dots + \phi_{pj}^i L^p y_t^j \right) + \varepsilon_t^i \\
 &= c^i + \sum_{l=1}^p \sum_{j=1}^N \left(\phi_{lj}^i L^l y_t^j \right) + \varepsilon_t^i \\
 &= c^i + \sum_{j=1}^N \left(P_j^i(L) y_t^j \right) + \varepsilon_t^i,
 \end{aligned}$$

onde $P_j^i(L) = \sum_{l=1}^p \phi_{lj}^i L^l$ é um polinômio no operador defasagem L para cada $i, j = 1, \dots, N$. Mais geralmente, modelos vetoriais com N painéis e n variáveis endógenas descrevem a evolução

do vetor $\vec{y}_t^i = \begin{pmatrix} y_{1t}^i \\ y_{2t}^i \\ \vdots \\ y_{nt}^i \end{pmatrix}$, $n \times 1$, com n variáveis endógenas para cada painel $i = 1, \dots, N$, através de um sistema de equações VAR(p)

$$\begin{aligned}
 \vec{y}_t^i &= \vec{c}^i + \sum_{j=1}^N \left(A_{1j}^i \vec{y}_{t-1}^j + A_{2j}^i \vec{y}_{t-2}^j + \dots + A_{pj}^i \vec{y}_{t-p}^j \right) + \vec{\varepsilon}_t^i \\
 &= \vec{c}^i + \sum_{j=1}^N \left(A_{1j}^i L \vec{y}_t^j + A_{2j}^i L^2 \vec{y}_t^j + \dots + A_{pj}^i L^p \vec{y}_t^j \right) + \vec{\varepsilon}_t^i \\
 &= \vec{c}^i + \sum_{l=1}^p \sum_{j=1}^N \left(A_{lj}^i L^l \vec{y}_t^j \right) + \vec{\varepsilon}_t^i
 \end{aligned} \tag{3.16}$$

para cada $i = 1, \dots, N$, onde os termos A_{lj}^i são matrizes $n \times n$ e $\vec{\varepsilon}_t^i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^i \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt}^i \end{pmatrix}$, $\vec{c}^i = \begin{pmatrix} c_1^i \\ \vdots \\ c_n^i \end{pmatrix}$ são $n \times 1$. Empilhando os dados, podemos escrever (3.16) como um VAR(p) da forma

$$\vec{Y}_t = A_1 \vec{Y}_{t-1} + \dots + A_p \vec{Y}_{t-p} + \vec{C} + \vec{\varepsilon}_t$$

onde

$$\vec{Y}_t = \begin{pmatrix} \bar{y}_t^1 \\ \bar{y}_t^2 \\ \vdots \\ \bar{y}_t^N \end{pmatrix}, \vec{C} = \begin{pmatrix} \bar{c}^1 \\ \bar{c}^2 \\ \vdots \\ \bar{c}^N \end{pmatrix}, \vec{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \bar{\varepsilon}_t^1 \\ \bar{\varepsilon}_t^2 \\ \vdots \\ \bar{\varepsilon}_t^N \end{pmatrix}$$

têm dimensão $N \cdot n \times 1$, as matrizes

$$A_l = \begin{pmatrix} A_{l1}^1 & \dots & A_{lN}^1 \\ \vdots & & \vdots \\ A_{l1}^N & \dots & A_{lN}^N \end{pmatrix},$$

têm dimensão $N \cdot n \times N \cdot n$, para cada $l = 1, \dots, p$, e $\vec{\varepsilon} \sim i.i.d.(0, \Sigma)$, onde a matriz

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \dots & \Sigma_{1N} \\ \vdots & & \vdots \\ \Sigma_{1N} & \dots & \Sigma_{NN} \end{pmatrix}$$

também tem dimensão $N \cdot n \times N \cdot n$ e cada Σ_{ij} é uma matriz $n \times n$ simétrica, positiva e definida.

O caso mais geral possível para esse tipo de modelo tem as seguintes propriedades:

1. Interdependências dinâmicas: defasagens de todas as variáveis endógenas de todas as unidades entram o modelo para cada unidade i , isto é, em geral $A_{ij}^i \neq 0$ para $i \neq j$.
2. Interdependências estáticas: ε_t^i geralmente são correlacionados para unidades diferentes, isto é, em geral $\Sigma_{ij} \neq 0$ para $i \neq j$. Além disso, como as mesmas variáveis estão presentes em cada unidade, há restrições sobre a matriz de covariância dos choques;
3. Heterogeneidade transversal: Os coeficientes do VAR e as variâncias dos choques podem ser específicas de cada unidade, isto é, em geral $A_{ij}^i \neq A_{ij}^k$ e $\Sigma_{ii} \neq \Sigma_{kk}$ para $i \neq k$.

Por exemplo, para $n = 2$ variáveis exógenas, $N = 3$ painéis e apenas um período de defasagem, teríamos

$$\begin{aligned} \bar{y}_t^1 &= \bar{c}^1 + A_{11}^1 \bar{y}_{t-1}^1 + A_{12}^1 \bar{y}_{t-1}^2 + A_{13}^1 \bar{y}_{t-1}^3 + \bar{\varepsilon}_t^1, \\ \bar{y}_t^2 &= \bar{c}^2 + A_{11}^2 \bar{y}_{t-1}^1 + A_{12}^2 \bar{y}_{t-1}^2 + A_{13}^2 \bar{y}_{t-1}^3 + \bar{\varepsilon}_t^2, \\ \bar{y}_t^3 &= \bar{c}^3 + A_{11}^3 \bar{y}_{t-1}^1 + A_{12}^3 \bar{y}_{t-1}^2 + A_{13}^3 \bar{y}_{t-1}^3 + \bar{\varepsilon}_t^3, \end{aligned}$$

onde as matrizes A_{ij}^i têm dimensão 2×2 . Empilhando os dados, temos

$$\vec{Y}_t = A_1 \vec{Y}_{t-1} + \vec{C} + \vec{\varepsilon}_t$$

onde $\vec{Y}_t, \vec{C}, \vec{\varepsilon}_t$ têm dimensão 6×1 e A_1 é a matriz 6×6

$$A_1 = \begin{pmatrix} A_{11}^1 & A_{12}^1 & A_{13}^1 \\ A_{11}^2 & A_{12}^2 & A_{13}^3 \\ A_{11}^3 & A_{12}^3 & A_{1N}^3 \end{pmatrix}.$$

Para uma discussão detalhada sobre modelos de dados em painel, ver, por exemplo, os trabalhos de Canova e Ciccarelli (2013) e Miranda-Agrippino e Ricco (2018).

4 METODOLOGIA

4.1 Dados

Coletamos dados dos seguintes países: Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, França, Alemanha, Grécia, Índia, Irlanda, Itália, Japão, Coreia do Sul, México, Holanda, Rússia, Espanha, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos. Utilizamos dados mensais, de janeiro de 1997 a junho de 2023, totalizando 318 meses. Para cada um dos países, as variáveis de interesse são o índice EPU, a produção industrial, a taxa de desemprego, a taxa de inflação e a taxa de juros da economia. A seguir, descrevemos as fontes utilizadas para cada uma das variáveis.

4.1.1 Índices EPU

Os índices EPU foram obtidos diretamente do site <https://www.policyuncertainty.com/>, que traz esses índices para diversos países. Para os países de nosso interesse, os índices foram construídos nos trabalhos especificados a seguir:

- Para Brasil, Canadá, França, Alemanha, Índia, Itália, México, Coreia do Sul, Rússia, Reino Unido e Estados Unidos, o trabalho de Baker, Bloom e Davis (2016).
- Para o Chile, o trabalho de Cerda, Silva e Valente (2016).
- Para a Colômbia, o trabalho de Gil e Silva (2018).
- Para a Grécia, o trabalho de Hardouvelis *et al.* (2018).
- Para o Japão, o trabalho de Saxegaard *et al.* (2022).
- Para a Holanda, o trabalho de Kroese, Kok e Parlevliet (2015).
- Para a Espanha, o trabalho de Ghirelli, Perez e Urtasun (2019).
- Para a Suécia, o trabalho de Armelius, Hull e Köhler (2017).
- Para a Irlanda, o trabalho de Zalla (2016).

No modelo, utilizamos como variável o logaritmo natural dos índices EPU.

4.1.2 Produção industrial

Os dados da produção industrial foram extraídos do site *The World Bank Database*, utilizando a base de dados específica *Global Economic Monitor (GEM)*, que pode ser acessada diretamente através do endereço [https://databank.worldbank.org/source/global-economic-monitor-\(gem\)](https://databank.worldbank.org/source/global-economic-monitor-(gem)). A série utilizada foi a *Industrial production, constant, US\$ seasonal adjusted*. Para as análises, utilizamos como variável o logaritmo natural da produção industrial em bilhões de dólares.

4.1.3 Taxa de desemprego

A série das taxas de desemprego foram extraídas do site *The World Bank Database*, da base de dados específica *World Development Indicators*, que pode ser acessada diretamente através do endereço <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>. A série utilizada foi a *Unemployment, total (% of total labor force)*.

4.1.4 Taxa de inflação

As taxas de inflação mensais foram obtidas do site da Organização para Cooperação Econômica e Desenvolvimento (OECD, do original *Organization for Economic Cooperation and Development*), através do endereço <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>.

4.1.5 Taxa de juros

As taxas de juros mensais foram obtidas do site do Fundo Monetário Internacional, a partir do banco de dados *International financial Statistics - IMF DATA*, que pode ser acessado diretamente através do endereço <https://data.imf.org/regular.aspx?key=61545855>. Para os países que têm a informação disponível, utilizamos a taxa *Central Bank Policy Rate*. Para alguns que não têm esse dados disponível, utilizamos a taxa *Government Bonds*.

5 RESULTADOS

Medidas para a seleção do modelo foram obtidas com o STATA utilizando os seis primeiros lags das variáveis como instrumentos. A ordem utilizada das variáveis foi EPU, produção industrial, desemprego, inflação e taxa de juros. O resultado da seleção da ordem de defasagens do modelo está na figura 1 a seguir.

Figura 1 – Resultado da seleção da ordem de defasagens do modelo

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	1	506.1721	2.55e-47	-547.3732	256.1721	-26.72854
2	1	201.0431	8.98e-09	-641.7931	1.043089	-225.2774
3	1	139.0444	.00001	-493.0827	-10.95556	-180.6959
4	1	95.6504	.0001086	-325.7677	-4.349605	-117.5098

De acordo com o resultado na figura 1 acima, a escolha de duas defasagens (*lags*) apresenta os menores MBIC e MQIC. Portanto, utilizando os critérios de seleção de modelo para estimativas via o método dos momentos generalizado desenvolvido por Andrews e Lu (2001), utilizamos duas defasagens no nosso modelo. O arquivo log com os coeficientes pode ser visto no Apêndice A . O modelo é estável, pois seus autovalores têm valor absoluto menor que um, conforme pode ser visto na figura 2 abaixo.

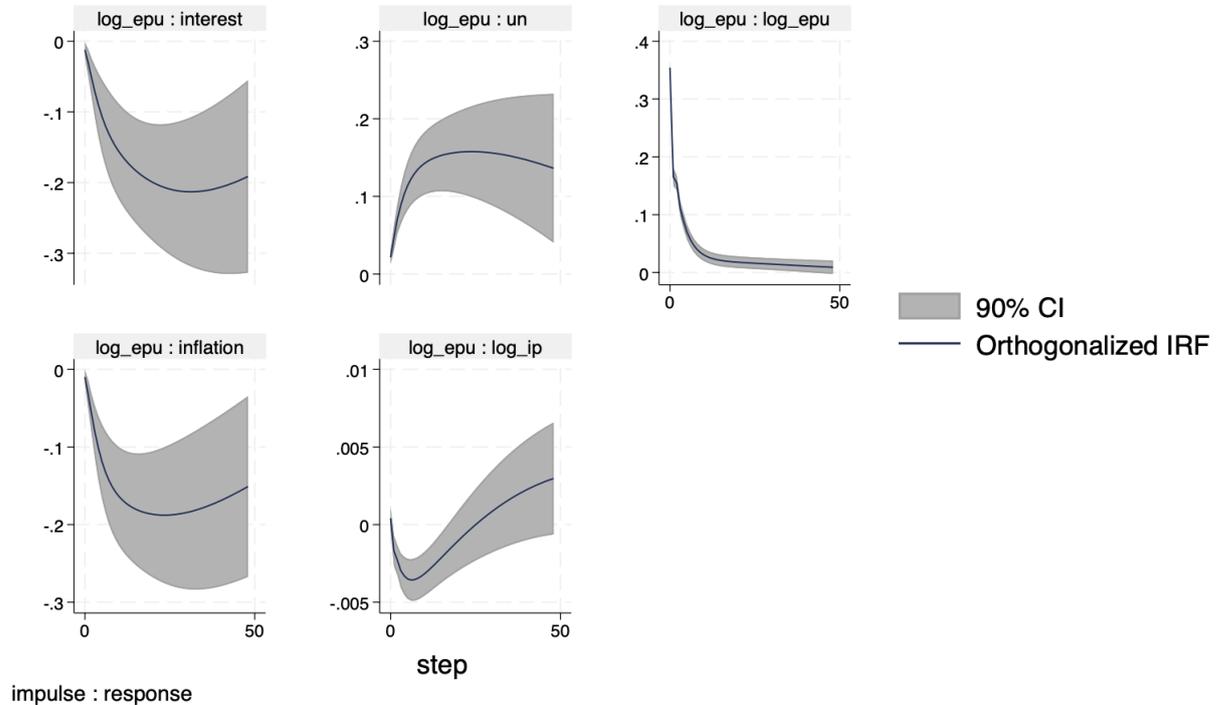
Figura 2 – Estabilidade do modelo

Eigenvalue		Modulus
Real	Imaginary	
.9939741	0	.9939741
.9829528	.025462	.9832825
.9829528	-.025462	.9832825
.9580683	0	.9580683
.7362554	0	.7362554
.4910325	0	.4910325
-.27191	0	.27191
.2551837	0	.2551837
-.1645554	0	.1645554
-.0640965	0	.0640965

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
pVAR satisfies stability condition.

As funções de resposta ao impulso (IRFs) para o prazo de 48 meses estão no gráfico da figura 3 com intervalo de confiança de 90%. Os intervalos de confiança das IRFs também foram calculados utilizando simulação Monte Carlo.

Figura 3 – Funções de resposta ao impulso, 48 meses, com intervalo de confiança de 90%. Ordem das variáveis: EPU, produção industrial, desemprego, inflação, taxa de juros.

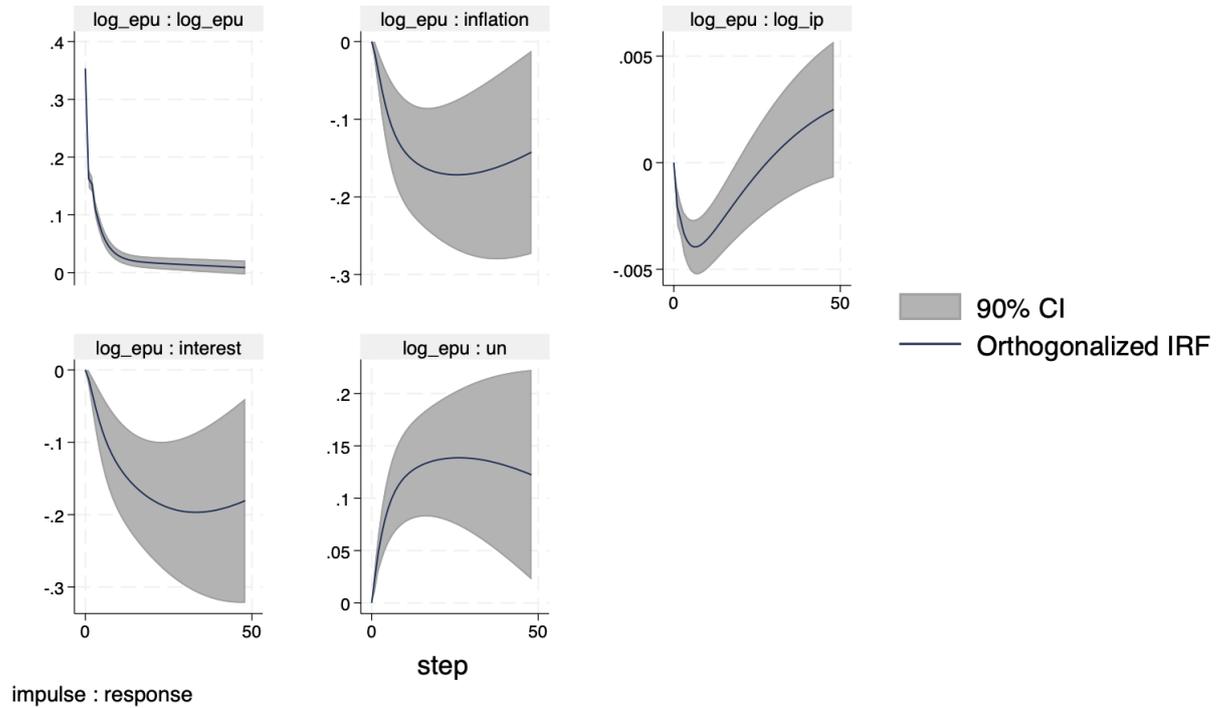


Os resultados indicam que um choque positivo no índice EPU, isto é, um aumento na incerteza da economia, leva a uma diminuição da produção industrial, a um aumento do desemprego, diminuição da taxa de juros e diminuição da inflação. Os resultados aqui obtidos coincidem com os resultados de Baker, Bloom e Davis (2016), indicando que aumentos na incerteza da economia antecipam pioras na economia, com aumento de desemprego e redução da produção industrial.

Para fins de robustez do modelo, repetimos as estimativas e simulações acima com as variáveis em outra ordem, a saber: produção industrial, desemprego, inflação, taxa de juros e EPU. As respostas obtidas foram idênticas à ordem das variáveis utilizada inicialmente, com as óbvias alterações na ordem de coeficientes do modelo, indicando que os resultados são robustos. As IRFs obtidas com essa segunda ordem de variáveis estão na figura 4.

A decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) foi baseada em uma decomposição de Cholesky da matriz residual de covariância do modelo VAR. Os erros e intervalos de confiança foram calculados através de uma simulação Monte Carlo (LOVE; MICHAEL, 2015). As estimativas da FEVD indicam que o índice EPU explica aproximadamente 2% da produção

Figura 4 – Funções de resposta ao impulso, 48 meses, com intervalo de confiança de 90%. Ordem das variáveis: produção industrial, desemprego, inflação, taxa de juros, EPU.



industrial, 6,5% do desemprego, 3,5% da inflação e 2,2% da taxa de juros. Os resultados detalhados estão na Tabela 1 abaixo.

!h

Tabela 1 – Decomposição da variância do erro de previsão (FEVD)

Forecast-error	variance decomposition				
Response variable and Forecast horizon	Impulse log epu	variable log ip	un	inflation	interest
log epu					
0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0
2	0.986	0.00136	0.0121	0.000107	0.000551
3	0.981	0.00304	0.0147	0.000526	0.000592
4	0.974	0.00487	0.0183	0.00124	0.00114
5	0.965	0.00876	0.0213	0.00225	0.00249
6	0.954	0.0136	0.0242	0.00346	0.00444
7	0.942	0.0194	0.0269	0.00479	0.00684
8	0.929	0.0258	0.0294	0.00620	0.00946
9	0.916	0.0326	0.0318	0.00762	0.0122
10	0.903	0.0395	0.0341	0.00904	0.0148
log ip					
0	0	0	0	0	0
1	0.000211	1.000	0	0	0
2	0.00236	0.996	0.000257	0.000782	0.000832
3	0.00466	0.992	0.000254	0.000890	0.00170
4	0.00762	0.989	0.000291	0.000789	0.00271
5	0.0105	0.985	0.000339	0.000662	0.00388
6	0.0131	0.981	0.000409	0.000634	0.00522
7	0.0153	0.977	0.000501	0.000777	0.00671
8	0.0171	0.973	0.000618	0.00113	0.00833
9	0.0186	0.969	0.000762	0.00172	0.0101
10	0.0198	0.965	0.000936	0.00255	0.0119
un					
0	0	0	0	0	0
1	0.00318	0.00976	0.987	0	0
2	0.00909	0.0159	0.970	0.00261	0.00234
3	0.0173	0.0168	0.956	0.00531	0.00434
4	0.0258	0.0179	0.944	0.00734	0.00550
5	0.0341	0.0193	0.932	0.00878	0.00596
6	0.0419	0.0210	0.921	0.00975	0.00599
7	0.0491	0.0230	0.912	0.0104	0.00578
8	0.0555	0.0254	0.903	0.0107	0.00545
9	0.0613	0.0280	0.895	0.0109	0.00506
10	0.0664	0.0308	0.887	0.0110	0.00466

Forecast-error	variance		decomposition		
Response variable and Forecast horizon	Impulse log epu	variable log ip	un	inflation	interest
inflation					
0	0	0	0	0	0
1	0.000577	0.00132	0.0114	0.987	0
2	0.00251	0.000549	0.0198	0.960	0.0167
3	0.00552	0.000315	0.0244	0.932	0.0380
4	0.00931	0.000250	0.0278	0.907	0.0555
5	0.0135	0.000424	0.0307	0.887	0.0687
6	0.0180	0.000929	0.0335	0.869	0.0784
7	0.0225	0.00184	0.0361	0.854	0.0858
8	0.0269	0.00319	0.0387	0.840	0.0915
9	0.0313	0.00502	0.0413	0.826	0.0961
10	0.0355	0.00732	0.0440	0.813	0.0998
interest					
0	0	0	0	0	0
1	0.000789	1.66e-05	0.00124	0.0157	0.982
2	0.00194	0.000444	0.00227	0.0247	0.971
3	0.00371	0.000314	0.00323	0.0316	0.961
4	0.00589	0.000219	0.00417	0.0372	0.953
5	0.00835	0.000344	0.00510	0.0419	0.944
6	0.0110	0.000789	0.00604	0.0458	0.936
7	0.0137	0.00161	0.00702	0.0492	0.928
8	0.0164	0.00284	0.00802	0.0522	0.920
9	0.0192	0.00450	0.00906	0.0549	0.912
10	0.0219	0.00657	0.0101	0.0572	0.904

6 CONCLUSÕES

Conforme visto nos resultados do Capítulo 5, as estimativas da decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) para o modelo indicam que o índice EPU explica aproximadamente 2% da produção industrial, 6,5% do desemprego, 3,5% da inflação e 2,2% da taxa de juros. Apesar dos pequenos percentuais explicados, os resultados de choques positivos no índice EPU alteram significativamente os dados futuros das demais variáveis do modelo. O modelo indica que um aumento na incerteza da economia leva a uma diminuição da produção industrial, a um aumento do desemprego, diminuição da taxa de juros e diminuição da inflação. Os resultados aqui obtidos, portanto, coincidem com resultados já existentes na literatura, indicando que choques de incerteza originados na política econômica antecipam uma deterioração das condições macroeconômicas (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016), (COLOMBO, 2013), (KLÖSSNER; SEKKEL, 2014) e (NODARI, 2014).

Há dois mecanismos que podem explicar impacto negativo do aumento da incerteza nas condições macroeconômicas. O primeiro deles é chamado de opções reais. A ideia aqui é que as firmas enxergam suas possibilidades de investimento como uma série de opções: por exemplo, um restaurante que pensa em expandir suas instalações com o intuito de acomodar mais clientes pode escolher adiar essa expansão se, por exemplo, não tiver tanta certeza que um investimento recentemente anunciado pelo governo para ampliar um parque nas suas proximidades será realmente realizado, pois isso impactaria no movimento futuro esperado de clientes. Em outras palavras, a opção por postergar o investimento na ampliação é mais vantajosa quando a incerteza é maior. Portanto, em geral, a incerteza faz as firmas ficarem mais cautelosas para investir e contratar, pois essas são ações custosas para reverter. Pelo lado do consumo, as decisões de compra de bens duráveis como, por exemplo, carros e imóveis também são influenciadas pela incerteza. A aquisição desse tipo de bem pode ser facilmente postergada, caso a incerteza aumente. Por exemplo, um vendedor que espera ter um bônus por eficiência no fim do ano pode aguardar adiar a compra de um imóvel se a incerteza sobre o nível de vendas aumentar. Nesse caso, a opção por esperar e comprar o imóvel apenas depois de receber o bônus torna-se mais vantajosa. Sendo assim, um aumento da incerteza pode levar a uma piora tanto nos investimentos e contratações pelas firmas como no consumo por parte dos indivíduos. O outro mecanismo que explica o impacto negativo da incerteza é o aumento do prêmio de risco: uma maior incerteza leva a um maior custo de financiamento, já que investidores querem ser compensados por maiores riscos. Assim, o custo dos empréstimos naturalmente aumenta, o que tende a reduzir o

crescimento da economia. Um outro fator relacionado com o risco é que uma maior incerteza leva a um aumento da poupança preventiva por parte dos consumidores, o que leva, pelo menos no curto prazo, a uma diminuição do consumo e, portanto, tem um impacto negativo na economia. Apesar de no longo prazo essa maior poupança poder levar a um aumento no investimento, o que acontece na maioria das economias abertas é que parte dessa poupança é direcionada para o exterior, o que reduz o eventual efeito no investimento doméstico. Mesmo em economias maiores e mais fechadas, como a dos Estados Unidos, nas quais um poupança maior deveria levar a um maior investimento, há artigos indicando que, quando os preços são rígidos, choques na incerteza podem levar à recessão pois, nesse caso, os preços podem não cair o suficiente para equilibrar os mercados. Intuitivamente, um aumento na incerteza, levando a uma diminuição do consumo devido a um aumento da poupança preventiva, leva a uma queda nos juros e preços estimulando um maior investimento. Porém, havendo rigidez, os preços e taxas de juros podem não cair o suficiente para que haja um aumento compensatório no investimento e, nesse caso, o produto diminui. Para uma discussão detalhada desses mecanismos, ver o trabalho de Bloom (2014).

REFERÊNCIAS

- ANDREWS, D.; LU, B. Consistent model and moment selection procedures for gmm estimation with application to dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 101, n. 1, p. 123–164, 2001.
- ARMELIUS, H. I.; HULL, I.; KÖHLER, H. S. The timing of uncertainty shocks in a small open economy. **Economics Letters**, v. 155, p. 31–34, 2017.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.
- BLOOM, N. Fluctuations in uncertainty. **Journal of Economic Perspectives**, v. 28, n. 2, p. 153–176, 2014.
- BUENO, R. **Econometria de Séries Temporais**. 2nd. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CANOVA, F.; CICCARELLI, M. Panel vector autoregressive models: a survey. **European Central Bank Working Paper Series No 1507**, January 2013.
- CASCALDI-GARCIA, D.; SARISOY, C.; M., L. J.; SUN, B.; DATTA, D.; FERREIRA, T.; GRISHCHENKO, O.; JAHAN-PARVAR, M.; LORIA, F.; MA, S.; RODRIGUEZ, M.; ZER, I.; ROGERS, J. What is certain about uncertainty? **Journal of Economic Literature**, v. 61, n. 2, p. 624–654, 2023.
- CERDA, R.; SILVA, A.; VALENTE, J. T. Economic policy uncertainty indices for chile. **Working paper**, 2016.
- COLOMBO, V. Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the euro area? **Economics Letters**, v. 121, n. 1, p. 39–42, 2013.
- ECONOMIC Policy Uncertainty. Disponível em: <<https://www.policyuncertainty.com>>. Acesso em: 20 de fevereiro de 2024.
- GHIRELLI, C.; PEREZ, J. J.; URTASUN, A. **A New Economic Policy Uncertainty Index for Spain**. 2019. Bank of Spain working paper No. 1906.
- GIL, M.; SILVA, D. Economic policy uncertainty indices for colombia. **Working paper**, 2018.
- HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARDOUVELIS, G. A.; KARALAS, G. I.; KARANASTASIS, D. I.; SAMARTZIS, P. K. Economic policy uncertainty, political uncertainty and the greek economic crisis. **Working paper**, 2018.
- KLÖSSNER, S.; SEKKEL, R. International spillovers of policy uncertainty. **Economics Letters**, v. 124, n. 3, p. 508–812, 2014.
- KROESE, L.; KOK, S.; PARLEVLIT, J. Beleidsonzekerheid in nederland. **Economisch Statistische Berichten**, v. 100, n. 4715, p. 464–467, 2015.
- LOVE, I.; MICHAEL, R. M. Estimation of panel vector autoregression in stata: a package of programs. 2015.

MIRANDA-AGRIPPINO, S.; RICCO, G. **Bayesian vector autoregressions**. 2018. <https://sciencespo.hal.science/hal-03458277>. Hal-03458277.

NODARI, G. Financial regulation policy uncertainty and credit spreads in the United States. **Journal of Macroeconomics**, v. 41, p. 122–132, 2014.

SAXEGAARD, E. C. A.; DAVIS, S. J.; ITO, A.; MIAKE, N. Policy uncertainty in japan. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 64, p. 101192, 2022. ISSN 0889-1583. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0889158322000028>>.

ZALLA, R. Economic policy uncertainty in ireland. **Working paper**, 2016.

APÊNDICE A – COEFICIENTES DO MODELO

Panel	vector	autoregression					
GMM Estimation							
Final	GMM	Criterion	Q(b)	=	0.0387		
Initial	weight	matrix	Identity				
GMM	weight	matrix	Robust				
No.	of	obs	=	4663			
No.	of	panels	=	19			
Ave.	no.	of	T	=	245.4		
Coefficient	Std.	err.	z	P> z	95%	conf.	interval
log epu							
log epu							
L1.	0.460	0.0250	18.36	0	0.411	0.509	
L2.	0.219	0.0244	8.990	0	0.172	0.267	
log ip							
L1.	0.668	0.833	0.800	0.423	-0.966	2.301	
L2.	-1.297	0.801	-1.620	0.105	-2.867	0.272	
un							
L1.	0.116	0.0356	3.250	0.00100	0.0458	0.186	
L2.	-0.0900	0.0352	-2.560	0.0110	-0.159	-0.0210	
inflation							
L1.	0.00717	0.0168	0.430	0.670	-0.0258	0.0401	
L2.	0.0142	0.0167	0.850	0.396	-0.0186	0.0470	
interest							
L1.	0.0213	0.0161	1.320	0.186	-0.0103	0.0529	
L2.	-0.0430	0.0169	-2.540	0.0110	-0.0761	-0.00986	

log ip						
log epu						
L1.	-0.00582	0.00148	-3.920	0	-0.00873	-0.00291
L2.	-0.000314	0.00146	-0.220	0.829	-0.00317	0.00254
log ip						
L1.	0.787	0.0427	18.44	0	0.703	0.870
L2.	0.167	0.0402	4.150	0	0.0880	0.246
un						
L1.	0.00174	0.00190	0.920	0.360	-0.00198	0.00546
L2.	-0.00118	0.00183	-0.650	0.519	-0.00476	0.00240
inflation						
L1.	0.00279	0.00110	2.550	0.0110	0.000648	0.00494
L2.	-0.00316	0.00108	-2.930	0.00300	-0.00528	-0.00105
interest						
L1.	-0.00239	0.00114	-2.090	0.0370	-0.00463	-0.000148
L2.	0.00164	0.00120	1.370	0.171	-0.000709	0.00400

un						
log epu						
L1.	0.0699	0.0224	3.120	0.00200	0.0260	0.114
L2.	0.0273	0.0159	1.720	0.0860	-0.00383	0.0585
log ip						
L1.	-0.683	0.409	-1.670	0.0950	-1.485	0.118
L2.	0.533	0.353	1.510	0.131	-0.159	1.225
un						
L1.	0.965	0.0342	28.26	0	0.898	1.032
L2.	0.0285	0.0343	0.830	0.406	-0.0387	0.0956
inflation						
L1.	-0.0597	0.0172	-3.470	0.00100	-0.0934	-0.0259
L2.	0.0527	0.0165	3.200	0.00100	0.0205	0.0850
interest						
L1.	-0.0602	0.0314	-1.920	0.0550	-0.122	0.00128
L2.	0.0698	0.0324	2.160	0.0310	0.00632	0.133

inflation

log epu

L1. -0.0445 0.0237 -1.880 0.0600 -0.0910 0.00195

L2. -0.0235 0.0243 -0.970 0.334 -0.0712 0.0242

log ip

L1. -0.968 0.785 -1.230 0.217 -2.506 0.569

L2. 1.195 0.736 1.620 0.104 -0.246 2.637

un

L1. -0.0694 0.0389 -1.780 0.0750 -0.146 0.00687

L2. 0.0611 0.0380 1.610 0.108 -0.0135 0.136

inflation

L1. 1.282 0.0237 54.14 0 1.236 1.328

L2. -0.308 0.0234 -13.17 0 -0.354 -0.262

interest

L1. 0.204 0.0326 6.240 0 0.140 0.267

L2. -0.195 0.0344 -5.680 0 -0.263 -0.128

interest						
log epu						
L1.	-0.0351	0.0193	-1.820	0.0690	-0.0731	0.00276
L2.	-0.0216	0.0206	-1.050	0.295	-0.0620	0.0188
log ip						
L1.	-0.538	0.503	-1.070	0.285	-1.524	0.448
L2.	0.916	0.439	2.090	0.0370	0.0556	1.777
un						
L1.	-0.0209	0.0317	-0.660	0.510	-0.0831	0.0413
L2.	0.0168	0.0311	0.540	0.588	-0.0441	0.0778
inflation						
L1.	0.0708	0.0215	3.300	0.00100	0.0288	0.113
L2.	-0.0590	0.0211	-2.800	0.00500	-0.100	-0.0176
interest						
L1.	1.392	0.0580	24.01	0	1.279	1.506
L2.	-0.408	0.0584	-7	0	-0.523	-0.294
Instruments	l(1/6).(log epu	log ip	un	inflation	interest)	
