

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E  
ATUÁRIA  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Rubens Cavalcante da Silva

## **Salário Mínimo: Análise econométrica dos impactos no Brasil**

São Paulo

2022

Rubens Cavalcante da Silva

# Salário Mínimo: Análise econométrica dos impactos no Brasil

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da FEA-USP como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas

Orientadora: Prof<sup>fa</sup> Dr<sup>a</sup> Renata Del Tedesco Narita

São Paulo

2022

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Este exemplar foi revisado e corrigido em relação à versão original, sob responsabilidade única do autor e com a anuência da sua orientadora.

São Paulo, \_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de 2022.

Assinatura do autor: \_\_\_\_\_

Assinatura da orientadora: \_\_\_\_\_

catalogação-na-publicação

da Silva, Rubens Cavalcante

Salário Mínimo: Análise econométrica dos impactos no Brasil. Rubens Cavalcante da Silva São Paulo, 2022.

71p.

Monografia - Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo. Departamento de Economia

1.Salário Mínimo. 2.Mercado de trabalho. 3.Distribuição de renda.

Rubens Cavalcante da Silva

# Salário Mínimo: Análise econométrica dos impactos no Brasil

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da FEA-USP como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas

Conceito: \_\_\_\_\_

São Paulo, x de xxxx de 2022.

BANCA EXAMINADORA

---

**Profª Drª Renata Del Tedesco Narita** - Orientadora  
FEA-USP

---

**Nome Convidado 1**  
SIGLA INSTITUIÇÃO

---

**Nome Convidado 2**  
SIGLA INSTITUIÇÃO

# Agradecimentos

Agradeço imensamente à minha orientadora, Prof<sup>a</sup> Dr<sup>a</sup> Renata Del Tedesco Narita, pela dedicação durante a orientação e por todo o conhecimento passado ao longo da graduação, em especial sobre econometria e economia do trabalho, que foi essencial para o desenvolvimento deste trabalho.

Um agradecimento especial à querida amiga Siumara Ambrósio, pelo companheirismo e horas de estudo durante os anos de FEA.

Por fim, agradeço de todo o coração à minha esposa Iasmim e aos meus filhos Tito, Darin e Gustavo, pelo amor incondicional.

*“Life is long, and you can have many different lives. You can learn many different things, and you never know when they will be useful, so learn as much as you can and combine your knowledge in new ways. Adapt, be flexible and never stop learning.”*  
*(Frances Arnold)*

# Resumo

O presente estudo visa analisar os impactos das políticas de salário mínimo adotadas no Brasil sobre fatores como o produto interno bruto (PIB) e o nível de emprego e informalidade no mercado de trabalho. Além disso, foram comparados os efeitos do salário mínimo e do Programa Bolsa Família sobre o índice de vendas do varejo, no intuito de mensurar a efetividade de tais políticas sobre o consumo. Para tanto, foi desenvolvido um modelo econométrico de vetores autoregressivos (VAR) para avaliar a interrelação entre o salário mínimo (em termos reais) e outras variáveis como taxa de desemprego, informalidade e produto interno bruto (PIB), com dados referentes ao período de 2012 a 2021 coletados no banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, o *Ipeadata* ([IPEA, 2022](#)), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística ([IBGE, 2022](#)) e da Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação ([SAGI, 2022](#)).

**Palavras-chave:** Salário Mínimo. Nível de Emprego. Mercado de trabalho. Programa Bolsa Família.

# Abstract

This study aims to analyze the effects of minimum wage policies adopted in Brazil on factors such as gross domestic product (GDP) and the employment and informality level in the labor market. Moreover, In addition, the effects of the minimum wage and the Bolsa Família Program on the retail sales index were compared, in order to measure the effectiveness of such policies on consumption. A vector autoregressive (VAR) model was developed to assess the relationship between the real minimum wage and other variables such as the unemployment rate, informality and the gross domestic product (GDP) from 2012 to 2021, based on the database of The Institute for Applied Economic Research ([IPEA, 2022](#)), The Brazilian Institute of Geography and Statistics ([IBGE, 2022](#)) and the Secretariat for Assessment and Information Management ([SAGI, 2022](#)).

**Keywords:** Minimum wage. Employment Level. Labor Market. Bolsa Família Program.



# Lista de Figuras

|            |  |    |
|------------|--|----|
| Figura 1.  | Determinação do salário no modelo competitivo . . . . .                            | 17 |
| Figura 2.  | Determinação do salário no modelo de monopsônio . . . . .                          | 19 |
| Figura 3.  | Determinação do salário no modelo de oligopsônio . . . . .                         | 20 |
| Figura 4.  | Série temporal do salário mínimo real . . . . .                                    | 28 |
| Figura 5.  | Série temporal do produto interno bruto (PIB) . . . . .                            | 28 |
| Figura 6.  | Série temporal da taxa de desemprego . . . . .                                     | 28 |
| Figura 7.  | Série temporal da informalidade . . . . .  | 29 |
| Figura 8.  | Série temporal do Programa Bolsa Família (PBF) . . . . .                           | 29 |
| Figura 9.  | Série temporal do índice de vendas reais do varejo . . . . .                       | 29 |
| Figura 10. | Correlograma da série de salário mínimo real . . . . .                             | 34 |
| Figura 11. | Correlograma da série de PIB . . . . .   | 34 |
| Figura 12. | Correlograma da série de taxa de desemprego . . . . .                              | 34 |
| Figura 13. | Correlograma da série de informalidade . . . . .                                   | 35 |
| Figura 14. | Correlograma da série de PBF . . . . .   | 35 |
| Figura 15. | Correlograma da série de vendas . . . . .  | 35 |
| Figura 16. | Primeiras diferenças das séries temporais . . . . .                                | 36 |
| Figura 17. | Escolha da defasagem do <i>VAR 1</i> por critérios de informação . . . . .         | 37 |
| Figura 18. | Escolha da defasagem do <i>VAR 2</i> por critérios de informação . . . . .         | 37 |
| Figura 19. | Círculo unitário e raízes inversas do <i>VAR 1</i> . . . . .                       | 38 |
| Figura 20. | Círculo unitário e raízes inversas do <i>VAR 2</i> . . . . .                       | 39 |
| Figura 21. | Matriz de covariância cruzada do <i>VAR 1</i> . . . . .                            | 39 |
| Figura 22. | Matriz de covariância cruzada do <i>VAR 2</i> . . . . .                            | 40 |
| Figura 23. | Matriz de correlação e teste de normalidade dos resíduos do <i>VAR 1</i> . . . . . | 41 |
| Figura 24. | Matriz de correlação e teste de normalidade dos resíduos do <i>VAR 2</i> . . . . . | 41 |
| Figura 25. | Teste ARCH dos resíduos do modelo <i>VAR 1</i> . . . . .                           | 42 |
| Figura 26. | Teste ARCH dos resíduos do modelo <i>VAR 2</i> . . . . .                           | 42 |
| Figura 27. | Teste de Johansen para o <i>VAR 1</i> . . . . .                                    | 45 |
| Figura 28. | Teste de Johansen para o <i>VAR 2</i> . . . . .                                    | 45 |
| Figura 29. | Decomposição da variância da previsão para <i>VAR 1</i> . . . . .                  | 46 |
| Figura 30. | Decomposição da variância da previsão para <i>VAR 2</i> . . . . .                  | 47 |
| Figura 31. | Respostas das variáveis a um choque no salário mínimo . . . . .                    | 48 |
| Figura 32. | Respostas das vendas a choques no salário mínimo e no PBF . . . . .                | 49 |

# Lista de Tabelas

|           |   |    |
|-----------|---|----|
| Tabela 1. | Reajustes no valor nominal do salário mínimo . . . . .      | 31 |
| Tabela 2. | Resultados do teste de <i>Dickey-Fuller</i> (ADF) . . . . . | 33 |
| Tabela 3. | Resultados do teste de <i>Breusch-Godfrey</i> . . . . .     | 40 |
| Tabela 4. | Teste de Causalidade de Granger para <i>VAR 1</i> . . . . . | 43 |
| Tabela 5. | Teste de Causalidade de Granger para <i>VAR 2</i> . . . . . | 44 |

# Lista de Abreviaturas e Siglas

|       |  |
|-------|--|
| IBGE  | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística      |
| IPEA  | Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada             |
| ODS   | Objetivos de Desenvolvimento Sustentável             |
| OIT   | Organização Internacional do Trabalho                |
| ONU   | Organização das Nações Unidas                        |
| PBF   | Programa Bolsa Família                               |
| PIB   | Produto Interno Bruto                                |
| PNADC | Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua |
| SAGI  | Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação       |

# Sumário

|            |   |           |
|------------|---|-----------|
|            | <b>INTRODUÇÃO . . . . .</b>   | <b>13</b> |
| <b>1</b>   | <b>REVISÃO DE LITERATURA . . . . .</b>                              | <b>16</b> |
| <b>1.1</b> | <b>A Teoria do Salário Mínimo . . . . .</b>                         | <b>16</b> |
| 1.1.1      | O Modelo de Mercado de Trabalho Perfeitamente Competitivo . . . . . | 16        |
| 1.1.2      | O Modelo de Monopsônio . . . . .                                    | 18        |
| 1.1.3      | O Modelo de Oligopsônio . . . . .                                   | 19        |
| <b>1.2</b> | <b>Estudos Empíricos Sobre Salário Mínimo . . . . .</b>             | <b>21</b> |
| 1.2.1      | Confrontando Evidências Empíricas . . . . .                         | 21        |
| 1.2.2      | Um Enfoque no Brasil . . . . .                                      | 22        |
| <b>2</b>   | <b>METODOLOGIA . . . . .</b>  | <b>26</b> |
| <b>2.1</b> | <b>Base de Dados . . . . .</b>                                      | <b>26</b> |
| <b>2.2</b> | <b>Modelo Econométrico . . . . .</b>                                | <b>30</b> |
| <b>3</b>   | <b>ANÁLISE DESCRITIVA . . . . .</b>                                 | <b>33</b> |
| <b>3.1</b> | <b>Estacionariedade . . . . .</b>                                   | <b>33</b> |
| <b>3.2</b> | <b>Sazonalidade . . . . .</b>                                       | <b>33</b> |
| <b>4</b>   | <b>RESULTADOS . . . . .</b>   | <b>36</b> |
| <b>4.1</b> | <b>Definição da Ordem do VAR . . . . .</b>                          | <b>36</b> |
| <b>4.2</b> | <b>Estimação e Análise dos Resíduos do VAR . . . . .</b>            | <b>38</b> |
| 4.2.1      | Análise de Autocorrelação dos Resíduos . . . . .                    | 40        |
| 4.2.2      | Análise de Normalidade dos Resíduos . . . . .                       | 41        |
| 4.2.3      | Teste ARCH . . . . .  | 42        |
| <b>4.3</b> | <b>Teste de Causalidade de <i>Granger</i> . . . . .</b>             | <b>43</b> |
| <b>4.4</b> | <b>Teste de Cointegração de Johansen . . . . .</b>                  | <b>44</b> |
| <b>4.5</b> | <b>Decomposição de Variância . . . . .</b>                          | <b>45</b> |
| <b>4.6</b> | <b>Função Resposta ao Impulso . . . . .</b>                         | <b>47</b> |

|   |   |    |
|---|---|----|
| 5 | CONCLUSÕES . . . . .                                  | 50 |
|   | REFERÊNCIAS . . . . .                                 | 53 |
|   | APÊNDICE A – <i>OUTPUT</i> DO VAR 1 GERADO PELO GRETL | 55 |
|   | APÊNDICE B – <i>OUTPUT</i> DO VAR 2 GERADO PELO GRETL | 68 |

# Introdução

O salário mínimo é um fator que pode ser considerado um referencial para pagamentos no mercado de trabalho e para questões de seguridade social, que desde 1940 é uma realidade no cenário brasileiro. No entanto, também pode gerar grande controvérsia entre a doutrina sobre suas reais consequências para a população e para o mercado, sobretudo o mercado de trabalho.

Com relação ao papel do salário mínimo na desigualdade, o debate sempre foi bastante controverso, pois, apesar do objetivo da legislação sobre o mínimo ser o de redistribuir os ganhos para os trabalhadores mais mal remunerados para garantir a satisfação de suas necessidades básicas, tal política pode ter efeitos ambíguos, já que existe uma série de *trade-off* e efeitos indiretos envolvidos (MENEZES FILHO; RODRIGUES, 2009).

Segundo a Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2017), sistemas de salário mínimo foram estabelecidos ou fortalecidos em muitos países para lidar com salários indevidamente baixos e reduzir a desigualdade salarial. Desde o início da década de 1990, oito países europeus introduziram salários mínimos legais e também foram estabelecidos ou fortalecidos em várias economias emergentes, incluindo Brasil, China e África do Sul. Além disso, a implementação de salários mínimos em uma economia pode ser um bom indicador de que o país está alinhado aos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) da Organização das Nações Unidas (ONU), em especial o ODS-08 (*Trabalho decente e crescimento econômico*) e o ODS-10 (*Redução das desigualdades*).

O embasamento teórico necessário para o desenvolvimento do tema proposto pode ser construído a partir da análise de obras mais clássicas como a de Card e Krueger (1994) e Brown *et al.* (1983), onde séries temporais e modelos econométricos foram utilizados para se estimar os impactos do salário mínimo em diversas classes sociais nos Estados Unidos. Por outro lado, dadas as grandes diferenças sociais e econômicas existentes entre os países desenvolvidos e os em desenvolvimento, uma série de autores desenvolveram estudos empíricos em países como o Brasil, por exemplo, na tentativa de verificar os impactos do

salário mínimo na economia e em alguns outros setores da sociedade, aumentando, assim, a diversidade de obras que versam sobre o assunto.

[Schlabitz \(2014\)](#), por sua vez, explica que há uma vertente de estudos que defende a existência de efeitos negativos do salário mínimo na economia, já que reduz o nível de emprego e aumenta o desemprego ao se elevar para um patamar acima do salário de equilíbrio de mercado de trabalho. Há estudos econométricos que evidenciam tais resultados, porém pode haver modificações consideráveis em tais evidências dependendo da amostra utilizada.

Vale ressaltar que o desenvolvimento desse estudo pode contribuir para um melhor entendimento do impacto que políticas salariais exercem sobre variáveis como o desemprego, informalidade e PIB. Além disso, para avaliar um possível efeito do salário mínimo sobre o bem-estar<sup>1</sup> da sociedade, foi utilizada a variável de índice de vendas do varejo (IVV), com posterior comparação com o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a mesma variável, tentando se basear nas discussões levantadas por [Afonso \*et al.\* \(2011\)](#), onde os autores confrontaram a real efetividade dos aumentos salariais sobre fatores sociais, como a diminuição da pobreza, por exemplo. A escolha do IVV foi devido ao fato de atuar como um indicador indireto do poder de consumo da população, mesmo possuindo limitações, como a impossibilidade de divisão por classes sociais, o que seria muito útil para o estudo pretendido.

---

<sup>1</sup> O bem-estar foi associado ao consumo que, indiretamente, foi representado pela série de IVV

De uma maneira geral, o objetivo deste estudo é analisar os efeitos do salário mínimo no Brasil no período de 2012 a 2021, em relação aos seus impactos no PIB e nas taxas de desemprego e de informalidade no país, além de comparar seus efeitos com o Programa Bolsa Família sobre o índice de vendas do varejo. Para tanto, foram utilizadas séries temporais disponíveis nos bancos de dados do IPEA ([IPEA, 2022](#)), do IBGE ([IBGE, 2022](#)) e da Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação ([SAGI, 2022](#)). Assim, a análise desenvolvida é justificada pela relevância e pelo impacto que o salário mínimo possui, não só nos diversos segmentos da economia do país, mas também na vida da população como um todo. Outro ponto que merece destaque é que a doutrina atual não apresenta um consenso sobre os reais efeitos do salário mínimo sobre a economia e a sociedade. Com isso, este trabalho tem potencial para contribuir com a discussão, já que utiliza séries temporais atuais e que retratam a realidade brasileira.



# 1 Revisão de Literatura

## 1.1 A Teoria do Salário Mínimo

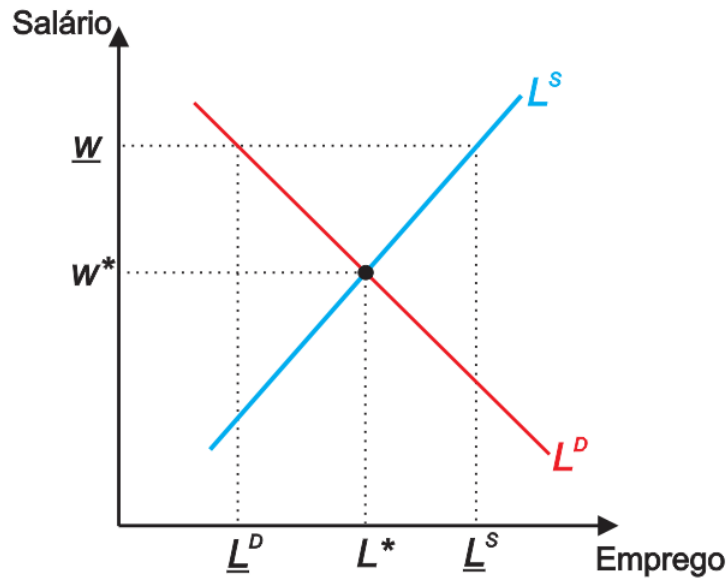
Diversas teorias buscam explicar não só a determinação de um valor ótimo, mas também os efeitos que o salário mínimo pode causar numa economia. Salários mínimos bem planejados e eficazes podem contribuir para ajudar a garantir uma repartição justa e equitativa dos frutos do progresso para todos. Por outro lado, quando mal elaborados, podem colocar o bem-estar dos trabalhadores em risco, minar a implementação eficaz de políticas públicas e incentivar a informalidade (OIT, 2017).

Nesta seção serão apresentados alguns dos principais modelos teóricos que explicam o mecanismo de implementação do salário mínimo, além de alguns estudos empíricos que alcançaram resultados interessantes e que servem de *benchmark* para diversos outros trabalhos que buscam investigar as consequências do salário mínimo no mercado e na sociedade.

### 1.1.1 O Modelo de Mercado de Trabalho Perfeitamente Competitivo

O modelo de mercado de trabalho perfeitamente competitivo busca explicar a dinâmica de determinação do ponto de equilíbrio considerando a homogeneidade das empresas e dos trabalhadores, onde buscam maximizar seu lucro ou utilidade, respectivamente. As funções de oferta e demanda de trabalho que surgem dessas otimizações podem ser vistas no diagrama de emprego-salário na figura 1.

Figura 1. Determinação do salário no modelo competitivo



Fonte: [Brown et al. \(1982\)](#) (Adaptado)

O equilíbrio do mercado de trabalho competitivo é caracterizado pela intersecção das curvas de oferta ( $L^S$ ) e demanda ( $L^D$ ) de trabalho, determinando um nível de emprego ( $E^*$ ) e um salário ( $w^*$ ) vigente no mercado. Para [Ehrenberg e Smith \(2018\)](#), a definição do salário de equilíbrio, *coeteris paribus*, é altamente influenciado pela demanda e oferta de trabalho, mesmo se no mercado atuam sindicatos ou quaisquer agentes externos.

Caso um nível mínimo de salário, que seja estabelecido no mercado por alguma legislação, esteja acima do nível de equilíbrio ( $\underline{w} > w^*$ ), a demanda de trabalho cai para  $\underline{L}^D$ , enquanto que a oferta se eleva para  $\underline{L}^S$ . Dessa forma, há um excesso de oferta de trabalho ( $\underline{L}^S - \underline{L}^D > 0$ ), que não necessariamente significa um aumento no desemprego, já que pode haver indivíduos que não estão ativamente buscando emprego neste nível de salário vigente. Em linhas gerais, [Brown et al. \(1982\)](#) explicam que a redução no nível de emprego ( $\underline{L}^S - \underline{L}^D$ ) é igual ao aumento de salário ( $\underline{w} - w^*$ ) multiplicado pela elasticidade de demanda por trabalho.

Interessante destacar a abordagem de [Ehrenberg e Smith \(2018\)](#) sobre o modelo de cobertura parcial descrito por [Welch \(1974\)](#), na qual os autores estudam os efeitos do modelo competitivo em setores completamente cobertos (*covered*) e os não cobertos (*uncovered*) pela política de salário mínimo. No primeiro, um salário acima do nível de

equilíbrio diminuiria o nível de emprego e aumentaria o desemprego, dependendo da elasticidade da demanda por trabalho. Já no segundo setor, haveria queda nos salários por causa do aumento da oferta de trabalho resultante do fluxo de desempregados do setor coberto.

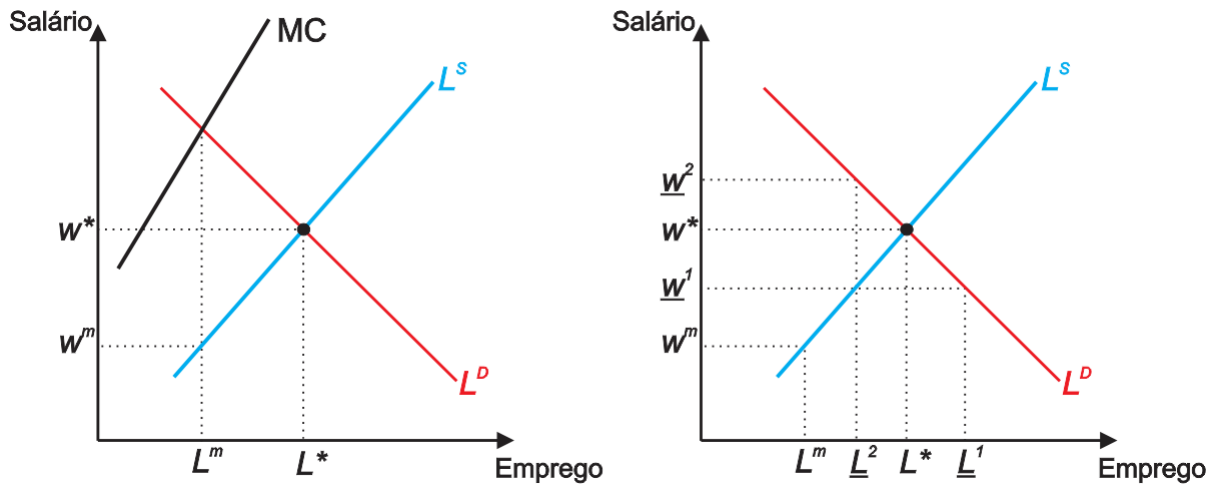
Este modelo, por algum tempo, ditou o que se entendia sobre os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho, ou seja, um aumento em seu nível acarretaria em desemprego. Todavia, nas seções seguintes, vê-se que algumas evidências empíricas mostram que os efeitos de um aumento no salário mínimo são bem diversos e podem variar de acordo com o cenário econômico ou até mesmo com o grupo social que está sendo considerado.

### 1.1.2 O Modelo de Monopsônio

Um dos primeiros estudos a abordar o modelo de monopsônio foi o de [Stigler \(1946\)](#), onde o autor demonstra que pode haver aumento de emprego sob condições de monopsônio com o estabelecimento de um patamar mínimo de salário, ou seja, o monopsonista é impedido de diminuir a quantidade de trabalho contratado e o salário indiscriminadamente com objetivo de maximizar o lucro. Referências como [Manning \(2003\)](#) [Boeri e van Ours \(2008\)](#) explicam que quando as firmas podem determinar unilateralmente os níveis de salários, sua escolha baseada na maximização dos lucros geralmente envolve níveis inferiores de salário e emprego que em um mercado competitivo. Além disso, [Manning \(2003\)](#) ressalta que a consideração de que os trabalhadores possuem algum poder de monopsônio sobre os empregadores torna os modelos de mercado de trabalho mais realistas.

Pela análise da figura 2, pode-se perceber o mecanismo por trás da teoria monopsonista. A escolha da firma como maximizadora de lucro iguala o custo marginal do trabalho (MC) à receita marginal do trabalho (intersecção entre as curvas  $MC$  e  $L^D$ ). O monopsonista contrata  $L^m$  trabalhadores e paga  $w^m$ , ou seja, níveis menores que no mercado competitivo ( $L^*$  e  $w^*$ ).

Figura 2. Determinação do salário no modelo de monopsonio



Fonte: Boeri e van Ours (2008) (Adaptado)

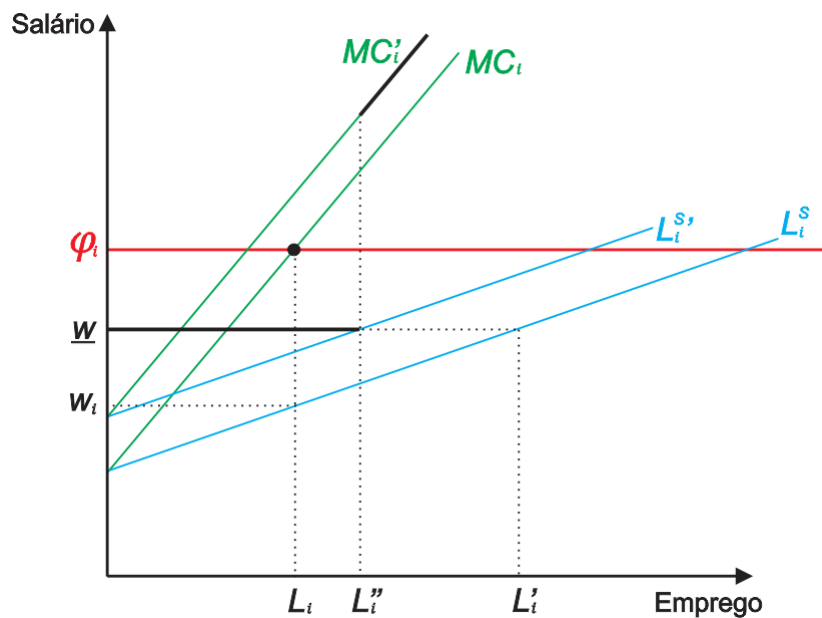
Ainda pela figura 2, observa-se que um salário mínimo ( $\underline{w}^1$ ) definido entre os níveis competitivo ( $w^*$ ) e monopsonista ( $w^m$ ) eleva o nível de emprego na economia ( $\underline{L}^1$ ). Por outro lado, se o salário for estabelecido no patamar de  $\underline{w}^2 > w^*$ , então há queda no emprego se comparado com o nível competitivo ( $\underline{L}^2 < L^*$ ). Caso o salário continue a aumentar, o nível de emprego cairá abaixo do monopsonio ( $\underline{L}^2 < L^m$ ). Dessa forma, Boeri e van Ours (2008) salientam que há uma relação monotônica entre salário mínimo e emprego sob condições de monopsonio: Para níveis suficientemente baixos de salário mínimo, um aumento em seu valor é acompanhado de diminuição do emprego, enquanto que acima de determinado patamar, prevalece a tradicional relação negativa entre ambos.

### 1.1.3 O Modelo de Oligopsônio

O modelo de Oligopsônio no mercado de trabalho possui características mais plausíveis com a realidade do que o monopsonio, já que múltiplos empregadores competem entre si pelos diversos empregados do mercado (BHASKAR *et al.*, 2002). Sob condições de oligopsônio no mercado (Figura 3), a firma  $i$  maximiza seu lucro no ponto onde o custo marginal do trabalho ( $MC_i$ ) se iguala à receita marginal do trabalho ( $\varphi_i$ ).

A competição entre as firmas pelos trabalhadores faz com que a curva de oferta ( $L_i^S$ ) percebida firma  $i$  dependa do salário adotado pelos concorrentes, que tenderão a aumentá-lo até o mínimo adotado pelo mercado ( $\underline{w}$ ), causando deslocamento para a esquerda da curva  $L_i^S$  ( $L_i^S \rightarrow L_i^{S'}$ ) e, conseqüentemente, a curva de custo marginal do trabalho também se desloca para a esquerda ( $MC_i \rightarrow MC_i'$ ). Assim, o novo nível de emprego onde a firma  $i$  maximiza seu lucro é  $L_i''$ , ou seja, o estabelecimento de um salário mínimo moderadamente acima do salário até então oferecido no mercado ( $w_i$ ), faz com que o nível de emprego suba ( $L_i'' > L_i$ ).

Figura 3. Determinação do salário no modelo de oligopsônio



Fonte: Bhaskar *et al.* (2002) (Adaptado)

É importante ressaltar que Bhaskar *et al.* (2002) explicam que o salário mínimo possui, na verdade, um efeito ambíguo em condições de oligopsônio, já que, apesar de o nível de emprego subir pelo aumento da oferta de trabalho, há um aspecto negativo no emprego total devido à saída de firmas do mercado devido à falta de capacidade financeira de pagar o teto mínimo obrigatório (Considerando, é claro, livre entrada e saída do mercado).

## 1.2 Estudos Empíricos Sobre Salário Mínimo

Nesta seção serão destacados alguns estudos empíricos que acrescentarão diversas contribuições à tentativa de entendimento dos reais efeitos que o salário mínimo causa tanto no mercado de trabalho, quanto nas políticas de diminuição das desigualdades sociais.

### 1.2.1 Confrontando Evidências Empíricas

Um dos críticos da visão tradicional de que o aumento do salário mínimo causa, necessariamente, redução no emprego foi David Card, que juntamente com Alan B. Krueger, desenvolveu uma série de estudos empíricos que contrariavam a relação inversa entre salário mínimo e emprego do modelo competitivo.

Em [Card e Krueger \(1994\)](#), os autores estudaram o setor de *fast food* nas cidades norte-americanas de New Jersey e Pennsylvania em 1992. O resultado obtido foi de que o aumento salarial em New Jersey levou a uma elevação de 13% no número de restaurantes de *fast food*, se comparados com a vizinha Pennsylvania, além de ter ocorrido, também, aumento no número de funcionários por restaurante. Contudo, autores como [Gonçalves e Menezes Filho \(2015\)](#) ressaltam que trabalhos como esses, apesar de utilizarem análises e metodologias diversas, apresentam uma abordagem tradicional de modelo unitário para a oferta de trabalho das famílias, ou seja, a família, apesar de ser um grupo de indivíduos, é considerada como uma única unidade de decisão. Os autores destacam, ainda, que os modelos de racionalidade coletiva seriam boas alternativas ao modelo unitário, visto que consideram as preferências individuais de cada membro familiar e um processo decisório intrafamiliar que confere diferentes níveis de poder de barganha aos membros da família.

Outro estudo de destaque é o de [Brown et al. \(1983\)](#), onde foi investigado o efeito do salário mínimo em uma classe específica da população: os jovens. Os autores, após análise de séries temporais, concluíram que um aumento de 10% no salário mínimo causou redução de 1% a 3% no emprego dos trabalhadores menos qualificados (em especial os adolescentes). Além disso, o mesmo estudo instiga o leitor a uma análise mais crítica e complexa sobre os reais efeitos encontrados, já que quando se remete a outras diferenciações

como gênero ou raça, as variações no salário quase não apresentaram impactos.

Importante destacar que esses dois trabalhos de [Card e Krueger \(1994\)](#) e [Brown et al. \(1983\)](#) representam uma evolução dos estudos empíricos sobre salário mínimo. O cenário nos Estados Unidos entre os anos 1980 e 1990 foi de total estagnação nos aumentos do salário mínimo, o que levou à queda de 30% em média do seu poder de compra ([NEUMARK; WASCHER, 2007](#)).

Outra abordagem interessante é a de [Clemens et al. \(2021\)](#), na qual foi investigada a relação entre aumentos no salário mínimo e substituição da força de trabalho, causada, principalmente, pelo fato de as firmas buscarem aumentar suas produtividades. Os autores relataram que à medida que o piso dos salários aumentava, os trabalhadores buscavam aumentar sua qualificação para evitar sua substituição por outros indivíduos com melhores *skills*. O fenômeno chamado pelos autores de *labor-labor substitution*, toma forma quando os empregos (normalmente de pessoas de grupos menos favorecidos como jovens, pessoas de baixa renda ou baixo nível escolar) mudam para trabalhadores mais qualificados. Este processo de substituição pode apresentar consequências distributivas importantes no mercado de trabalho, mesmo quando os efeitos sobre o emprego agregado são modestos.

## 1.2.2 Um Enfoque no Brasil

A literatura disponível sobre estudos empíricos em relação ao salário mínimo em países em desenvolvimento é relativamente recente. [Lemos \(2009\)](#) destaca que a dinâmica da economia do salário mínimo nesses países afeta mais os trabalhadores e as empresas que em países desenvolvidos. Daí a importância de estudos que abordem a realidade de países como o Brasil, por exemplo. Neste sentido, nesta seção serão destacados alguns trabalhos relativos aos efeitos do salário mínimo no Brasil que ajudarão a reforçar a justificativa e a importância deste trabalho acadêmico.

O salário mínimo é uma realidade na economia brasileira desde 1940, sendo uma variável relevante de preço no mercado de trabalho brasileiro que pode resultar em variações no nível de desemprego da economia. Além disso, o fato de haver vinculação com o piso previdenciário, confere ao salário mínimo uma responsabilidade considerável sobre seus

impactos no orçamento governamental (SCHLABITZ, 2014).

Primeiramente, o estudo de Afonso *et al.* (2011) analisa a evolução do salário mínimo no Brasil após o Plano real e os seus efeitos na pobreza extrema. Os autores contrapõem a visão disseminada tanto na sociedade em geral quanto no ambiente político sobre eficácia dos efeitos do salário mínimo no combate à pobreza no Brasil. Para os autores, há uma certa redução da efetividade de aumentos reais do salário mínimo como instrumento para a redução da pobreza extrema e da desigualdade de renda. Neste sentido, políticas sociais mais efetivas deveriam ser o foco dos gastos sociais dos governos para diminuir a desigualdade social no Brasil. Os autores também ressaltam que as elevações do salário mínimo a partir da vigência do Plano Real, em um contexto de reduzido dinamismo econômico, foi uma das causas da elevação dos dispêndios previdenciários.

Deve-se destacar, também, no cenário brasileiro, o estudo de Barros (2007), no qual a efetividade no combate à pobreza do salário mínimo é comparada com a de outros programas de distribuição de renda, como o Programa Bolsa Família (PBF). As conclusões do autor corroboram os resultados de Afonso *et al.* (2011), já que o PBF se mostrou mais efetivo que o salário mínimo para a elevação de renda dos mais pobres no Brasil. No entanto, dependendo do nível de pobreza abordado ou da situação da população analisada, elevações no salário mínimo podem sim contribuir para a redução na desigualdade de renda no país, pois tais aumentos beneficiam certos grupos como famílias que têm membros empregados cuja remuneração é próxima ao valor mínimo; e famílias com idosos que recebem benefícios previdenciários.

Ainda no que tange aos efeitos sobre o mercado de trabalho, Pereira *et al.* (2017) analisaram dados das principais regiões metropolitanas do Brasil no período entre 2003 a 2015, através de técnicas de vetores autorregressivos (VAR). Os autores estudaram a interrelação do salário mínimo com outras variáveis como a taxa de atividade, grau de informalidade e taxa de desemprego; e mostraram que a relação entre salário mínimo e taxa de atividade se deu com ingresso de mão de obra apenas em uma região estudada. Por outro lado, nas demais regiões, ocorreu tanto uma tendência de queda no grau de informalidade quanto um aumento na taxa de desemprego.



Um abrangente panorama sobre a desigualdade social no Brasil é tratada no trabalho de [Palomo \*et al.\* \(2021\)](#), onde os autores avaliam dados de 40 anos e descrevem o comportamento da pobreza ao longo das classes sociais no Brasil. Fazendo um recorte especialmente nos anos de 2001 a 2013, a renda das classes mais baixas foi aumentada devido não só a políticas públicas relacionadas à educação, como também à elevação do salário mínimo, cujos efeitos passaram a ser mais relevantes a partir do Plano real e o conseqüente fim da hiperinflação que corroía o valor real da renda dos brasileiros.

As diversas políticas adotadas no Brasil nas últimas décadas evidenciam as discussões sobre os efeitos do salário mínimo na economia e no mercado de trabalho. [Pereira \*et al.\* \(2017\)](#) destacam que mudanças no valor do salário mínimo tendem a produzir efeitos diretos e indiretos em diversas variáveis econômicas em maiores ou menores proporções. particularmente no mercado de trabalho, o salário mínimo afeta a dispersão salarial e a própria estrutura do setor formal do mercado de trabalho, podendo perturbar o equilíbrio deste mercado e refletindo sobre a taxa de desemprego, o grau de informalidade, a composição do emprego, etc.

Neste sentido, [Afonso \*et al.\* \(2011\)](#) reforçam que as políticas de aumento do salário mínimo podem apresentar dois objetivos fundamentais. O primeiro deles seria combater a pobreza extrema elevando a remuneração das classes menos favorecidas, onde o ideal seria que seu valor fosse suficiente para a subsistência de uma família. O segundo objetivo seria um pouco mais amplo, atuando como política de cunho redistributivo, já que os aumentos do salário serviriam para diminuir a desigualdade na distribuição de renda, diminuindo a diferença (em teoria) dos ganhos entre as camadas mais ricas e as mais pobres. Dessa forma, uma maior igualdade social seria alcançada.

Podemos destacar, ainda, os resultados obtidos por [Gonçalves e Menezes Filho \(2015\)](#), onde os autores observaram o impacto geral do salário mínimo na oferta de trabalho dos membros das famílias como um todo, considerando dados da PNADC no período compreendido entre 2012 e 2015. Houve uma diminuição de 1% da participação geral no mercado de trabalho graças ao choque salarial. Os autores também mensuraram o impacto referente à atuação de cada membro familiar: Os adolescentes tiveram sua participação em 3%, enquanto os cônjuges e os chefes de família experimentaram um aumento em

sua oferta de trabalho de, respectivamente, 1,4% e 4,7%. Além disso, o estudo também pôde verificar que o aumento no número de crianças das famílias foi um fator importante na variação da oferta de trabalho de adolescentes e pais e mães, ou seja, o impacto do número de filhos faz com que os adolescentes tenham que ajudar mais no cuidado das crianças, enquanto que os pais e mães tenham que trabalhar mais para manter os recursos financeiros da família.

## 2 Metodologia

Este capítulo descreve a metodologia que foi empregada durante a pesquisa, ou seja, o modelo econométrico utilizado, bem como as bases de dados e suas respectivas fontes.

### 2.1 Base de Dados

Para o desenvolvimento do tema, foram utilizadas séries temporais disponíveis no banco de dados *Ipeadata* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2022) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2022). Para se ter um número de observações adequado, dados mensais sobre o salário mínimo real (já deflacionado), taxa de desemprego, taxa de informalidade e produto interno bruto (PIB) em termos reais (já deflacionado) foram adotados entre os meses de **março de 2012 a dezembro de 2021**, totalizando 118 observações. A escolha desse período se deve ao fato de que engloba uma série de acontecimentos importantes como a crise econômica e política ocorrida a partir de 2014, além da pandemia de Covid-19 a partir de 2020.

O modelo a ser desenvolvido neste trabalho terá como variável explicativa o logaritmo da série de salário mínimo ( $\log(\text{salário})$ ), na tentativa de observar se um choque exógeno nesta variável causará variações nas demais variáveis dependentes: O logaritmo do PIB ( $\log(\text{PIB})$ ), a taxa de desemprego (*desemprego*) e a taxa de informalidade (*Informalidade*). Vale ressaltar que o uso de tais variáveis, assim como a opção pelo modelo VAR, foi baseado nos estudos de Pereira *et al.* (2017) e de Sabia (2015).

Com o objetivo de realizar um contraponto aos efeitos reais do salário mínimo em relação à desigualdade social, foi considerada a série temporal do número de famílias atendidas pelo Programa Bolsa Família (PBF), disponível no sítio eletrônico da Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação (SAGI, 2022), para observar o impacto de ambas as variáveis (Salário e PBF) sobre o índice de vendas reais do varejo<sup>1</sup> (IBGE, 2022).

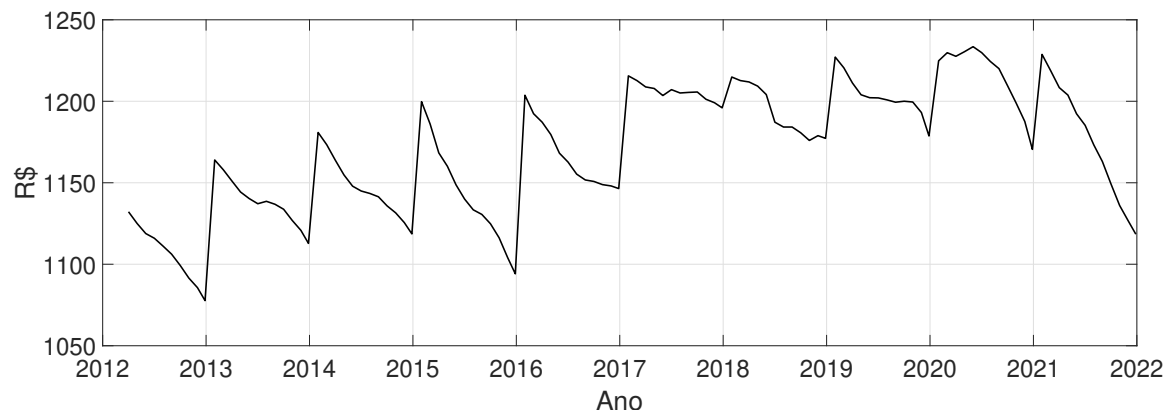
<sup>1</sup> O Índice de vendas do varejo é calculado em relação ao ano de 2014, cujo valor é 100 %.

Este índice foi escolhido devido ao fato de que não foram encontradas séries temporais mais relacionadas a parâmetros de desigualdade (como o índice de Gini, por exemplo) na frequência adequada para a análise, além de que pode-se mensurar, ainda que de maneira indireta, a evolução do consumo agregado das famílias.

Quanto às variáveis de controle, as referências mostraram que o mais adequado seria utilizar variáveis que dividissem os dados de modo a capturar o efeito do desemprego em algum grupo não afetado pelo salário mínimo (Como por faixa etária, por exemplo). Como não se dispunha de uma série temporal com tal divisão, não foi possível utilizar esse tipo de variável no presente estudo, foram consideradas apenas *dummies* sazonais. Aqui cabe uma breve consideração feita por [Nicolas e Mills \(2001\)](#), onde o autor ressalta a endogeneidade potencial do salário mínimo e de seus controles. Por exemplo, pode-se esperar que os legisladores estejam mais dispostos a aumentar o salário mínimo quando a economia estiver forte e o desemprego geral for baixo, o que limitaria a escolha de uma adequada variável de controle.

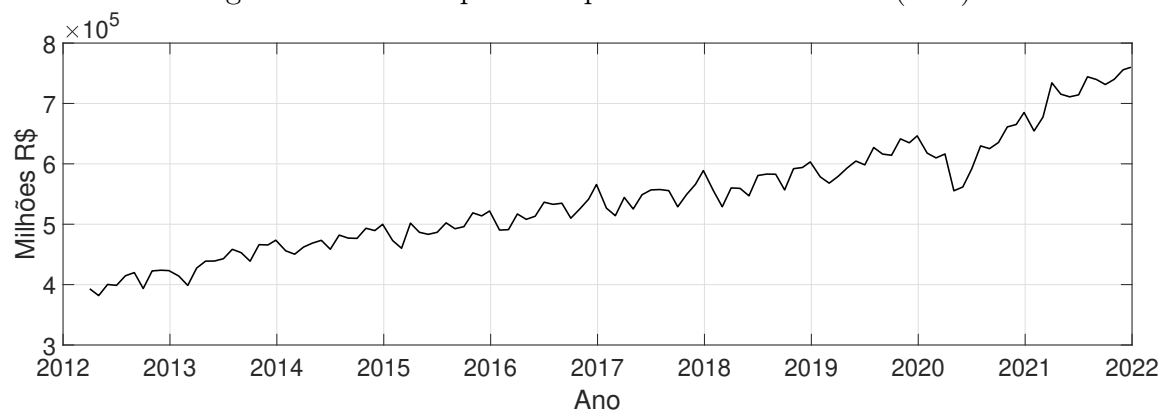
Para se manter a compatibilidade entre as ordens de grandeza das séries temporais, foi utilizado o logaritmo dos valores do salário mínimo e PIB. Quanto à série do PIB, a estimativa é feita via interpolação dos valores trimestrais já divulgados ou dos projetados, não se tratando de cálculo do PIB a partir de informações primárias. Este cálculo mensal é feito uma vez que o PIB calculado oficialmente no Brasil pelo IBGE, é divulgado com frequência trimestral, ao passo que várias informações econômicas compiladas pelo Banco Central são mensais.

Figura 4. Série temporal do salário mínimo real



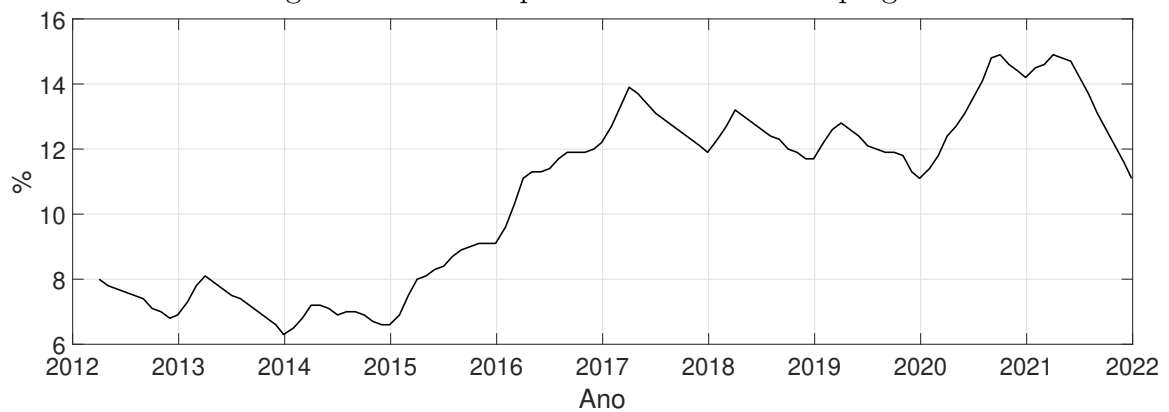
Fonte: IPEA (2022)

Figura 5. Série temporal do produto interno bruto (PIB)



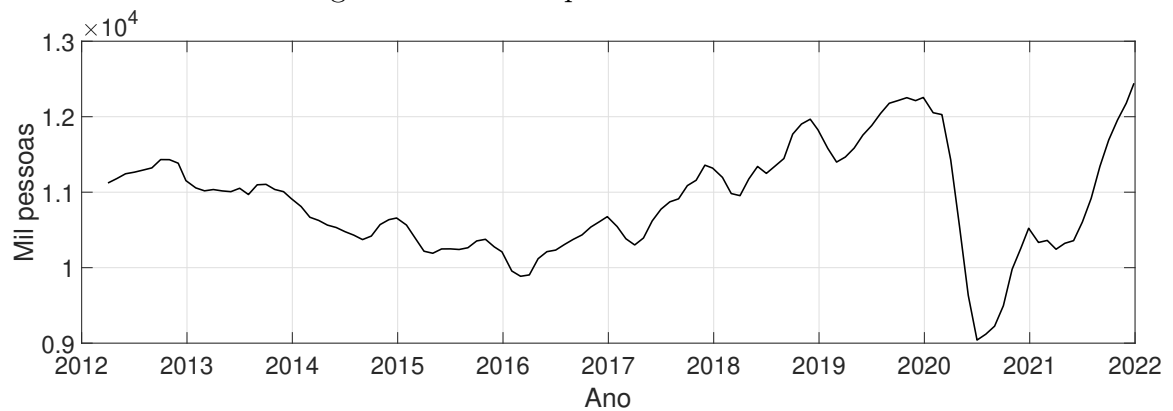
Fonte: IPEA (2022)

Figura 6. Série temporal da taxa de desemprego



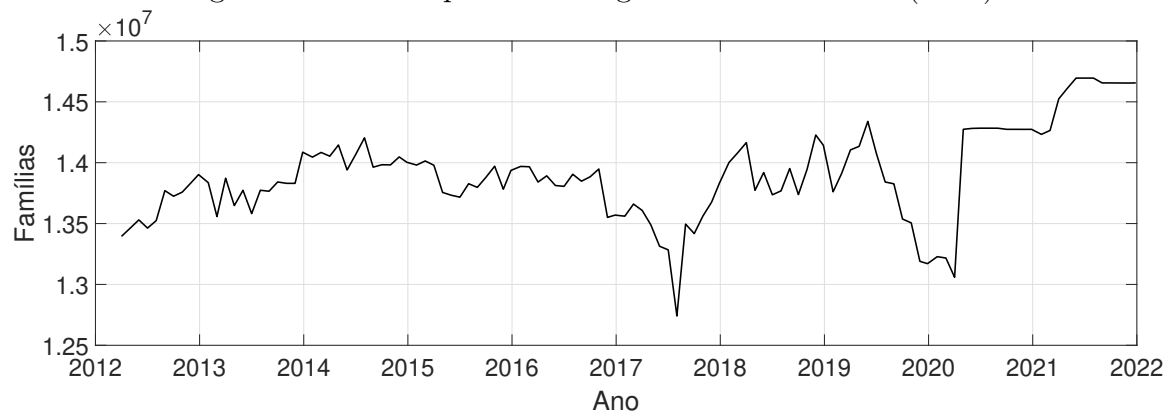
Fonte: IPEA (2022)

Figura 7. Série temporal da informalidade



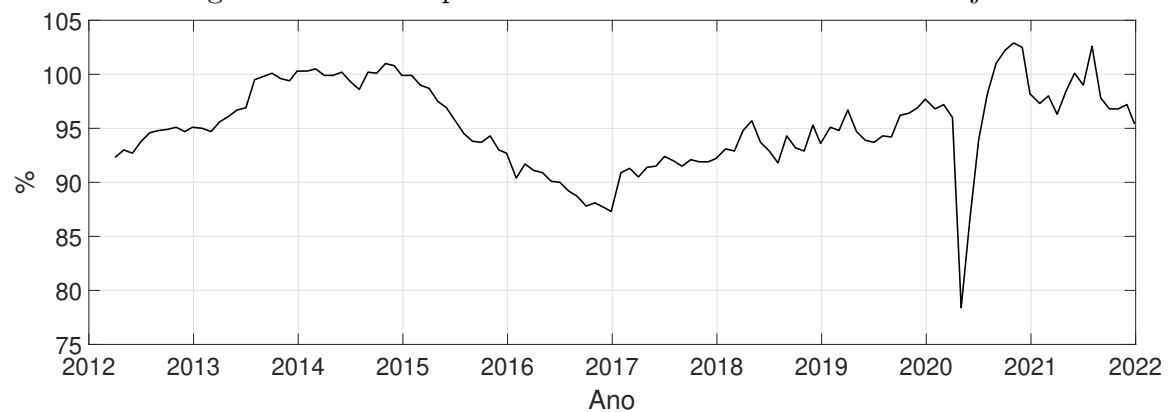
Fonte: IPEA (2022)

Figura 8. Série temporal do Programa Bolsa Família (PBF)



Fonte: SAGI (2022)

Figura 9. Série temporal do índice de vendas reais do varejo



Fonte: IBGE (2022)

A partir das figuras 4 a 9, pode-se perceber o impacto de diversos acontecimentos nos valores apresentados das variáveis consideradas. A crise (tanto econômica quanto política) que o país vivia a partir de 2014 é percebida pela elevação abrupta da taxa de desemprego (Figura 6). Além disso, devido principalmente à pandemia da COVID-19, houve nova elevação da taxa de desemprego no ano de 2020.

Herdeiro e Menezes Filho (2021), ao utilizarem estatísticas recentes da PNADC, constataram que a pandemia de COVID-19 acentuou o quadro de desigualdades do mercado de trabalho brasileiro, sobretudo em relação aos menos escolarizados, pretos, pardos e indígenas, os quais sofreram piora consideráveis em seus indicadores de oferta de trabalho, nível de ocupação e taxa de desemprego. No entanto, é possível observar uma sensível melhora do mercado de trabalho no segundo trimestre de 2021, principalmente em relação à oferta de trabalho e nível de ocupação, ainda que insuficiente a ponto de retomar os patamares do segundo trimestre de 2019.

Quanto ao salário mínimo, os diversos aumentos sofridos ao longo do período podem ser notados pelos saltos ocorridos (normalmente nos meses iniciais dos anos) na figura 4, na tentativa de retomar o poder de compra corroído pela inflação. A tabela 1 mostra os aumentos nos valores nominais do salário mínimo ocorridos no período de 2012 a 2021. Além disso, pelas figuras 5 e 9, é possível notar os efeitos da pandemia da covid-19 sobre a produção nacional e sobre as vendas no varejo, já que as séries de dados apresentaram queda acentuada a partir de 2020, com posterior retomada do crescimento.

## 2.2 Modelo Econométrico

Através do uso da metodologia de Vetores Autoregressivos (VAR), busca-se analisar as interrelações do salário mínimo com as demais variáveis consideradas. Com uma abordagem empírica, pode-se obter maior entendimento de como as variáveis macroeconômicas consideradas respondem a “choques” simultaneamente. Cabe ressaltar que o modelo desenvolvido nesta metodologia foi baseado no trabalho de Pereira *et al.* (2017), porém restringindo-se ao uso das séries de taxa de desemprego (DES), PIB e informalidade (INF),

Tabela 1. Reajustes no valor nominal do salário mínimo

| Ano  | Valor     | Reajuste (%) | Ato Legal          |
|------|-----------|--------------|--------------------|
| 2021 | R\$ 1,100 | 5.26         | MP 1021/2020       |
| 2020 | R\$ 1,045 | 0.58         | MP 919/2020        |
| 2020 | R\$ 1,039 | 4.11         | MP 919/2019        |
| 2019 | R\$ 998   | 4.61         | Decreto 9.661/2019 |
| 2018 | R\$ 954   | 1.81         | Decreto 9.255/2017 |
| 2017 | R\$ 937   | 6.48         | Decreto 8.948/2016 |
| 2016 | R\$ 880   | 11.68        | Decreto 8.618/2015 |
| 2015 | R\$ 788   | 8.84         | Decreto 8.381/2014 |
| 2014 | R\$ 724   | 6.78         | Decreto 8.166/2013 |
| 2013 | R\$ 678   | 9.00         | Decreto 7.872/2012 |
| 2012 | R\$ 622   | 14.13        | Decreto 7.655/2011 |

Fonte: IBGE (2022)

sem variáveis de controle. As equações 2.1, 2.2, 2.3 e 2.4 representam o sistema que será solucionado no modelo VAR adotado (A partir de agora, chamado de *VAR 1*).

$$SM_t = b_{10} + b_{11}SM_{t-k} + b_{12}DES_{t-i} + b_{13}PIB_{t-i} + b_{14}INF_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (2.1)$$

$$DES_t = b_{20} + b_{21}SM_{t-i} + b_{22}DES_{t-k} + b_{23}PIB_{t-i} + b_{24}INF_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2.2)$$

$$PIB_t = b_{30} + b_{31}SM_{t-i} + b_{32}DES_{t-i} + b_{33}PIB_{t-k} + b_{34}INF_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (2.3)$$

$$INF_t = b_{40} + b_{41}SM_{t-i} + b_{42}DES_{t-i} + b_{43}PIB_{t-i} + b_{44}INF_{t-k} + \varepsilon_{4t} \quad (2.4)$$

onde  $k = 1, 2, 3, \dots, p$ ;  $i = 1, 2, 3, \dots, p$ ;  $\varepsilon_t$  é o vetor de erros; e  $p$  é a defasagem do modelo VAR.



Por outro lado, o VAR que analisará a relação entre Salário Mínimo, Programa Bolsa Família e Índice de Vendas do Varejo (a partir de agora, chamado de *VAR 2*), é dado por:

$$SM_t = c_{10} + c_{11}SM_{t-k} + c_{12}PBF_{t-i} + c_{13}IVV_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (2.5)$$

$$PBF_t = c_{20} + c_{21}SM_{t-i} + c_{22}PBF_{t-k} + c_{23}IVV_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2.6)$$

$$IVV_t = c_{30} + c_{31}SM_{t-i} + c_{32}PBF_{t-i} + c_{33}IVV_{t-k} + \varepsilon_{3t} \quad (2.7)$$

No desenvolvimento da análise, serão utilizadas as versões estacionárias das séries temporais, determinadas após a realização de teste de raiz unitária. As ordens das defasagens dos termos autorregressivos dos modelos VAR serão definidas a partir de critérios de informação adequados. Os resíduos dos respectivos modelos também serão alvo de análises para verificar suas consistências.

Além disso, serão realizados testes de causalidade de *Granger*, no qual o VAR é identificado por meio de uma decomposição de *Cholesky* onde a ordenação causal é definida em conformidade com os resultados do referido teste, sob a hipótese implícita de que a ausência de causalidade (no sentido de *Granger*) de uma variável  $X$  para outra variável  $Z$  implica a ausência de efeito contemporâneo de  $X$  sobre  $Z$ .

Por fim, serão obtidas as funções resposta a impulso para todas as variáveis, de modo a observar seus comportamentos frente a choques em outras variáveis para, então, tentar obter significados de fenômenos macroeconômicos de interesse para este estudo. Além disso, serão calculadas as respectivas decomposições de variância e histórica dos choques das variáveis.

## 3 Análise Descritiva

### 3.1 Estacionariedade

Para se verificar a estacionariedade das séries, ou seja, se há a existência ou não de raiz unitária, foi empregado o teste aumentado de *Dickey-Fuller* (ADF), considerando o critério *Akaike* com constante e tendência, 12 defasagens e *dummies* sazonais. Vale lembrar que a hipótese nula ( $H_0$ ) do teste é de existência de raiz unitária. A tabela 2 resume os resultados obtidos, onde podemos observar pelos elevados *p* – *valor* que todas as séries apresentam não estacionariedade.

Tabela 2. Resultados do teste de *Dickey-Fuller* (ADF)

| Série         | p-valor | Estatística ( $\tau$ ) | Resultado        |
|---------------|---------|------------------------|------------------|
| Salário       | 0.8405  | -1.46817               | Não estacionária |
| PIB           | 0.3689  | -2.42005               | Não estacionária |
| Desemprego    | 0.2437  | -2.68295               | Não estacionária |
| Informalidade | 0.1617  | -2.90207               | Não estacionária |
| PBF           | 0.8     | -1.58296               | Não estacionária |
| Vendas        | 0.6025  | -1.99679               | Não estacionária |

Fonte: Autor

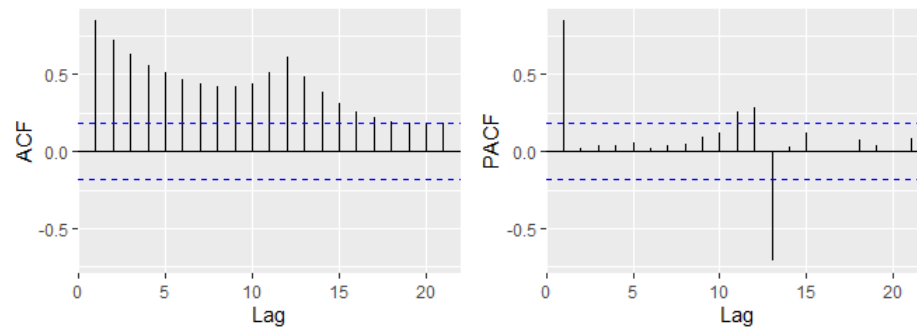
Dessa forma, pelos resultados do teste ADF, as primeiras diferenças de cada série serão consideradas nas análises que se seguirão nas próximas seções.

### 3.2 Sazonalidade

A sazonalidade das séries temporais foi analisada a partir dos correlogramas obtidos pelas funções de autocorrelação (ACF) e autocorrelação parcial (PACF) para 24 defasagens (Figuras 10 a 15). A análise dos correlogramas permite observar que para a série de salário mínimo há indícios de sazonalidade nos lags 1 e 12 (Figura 10), o que é razoável, já que os aumentos normalmente ocorrem nos meses de janeiro e dezembro. Dessa forma, nos modelos utilizados nas seções seguintes, serão utilizadas *dummies* sazonais para minimizar

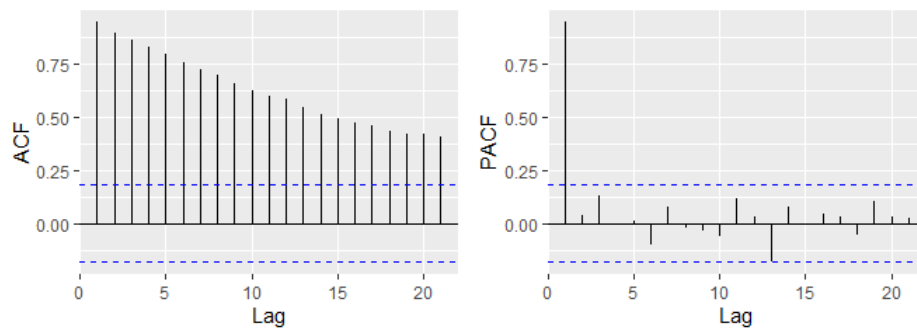
os efeitos da sazonalidade. Além disso, cabe ressaltar que as demais séries apresentam um comportamento no gráfico de ACF típico de passeio aleatório.

Figura 10. Correlograma da série de salário mínimo real



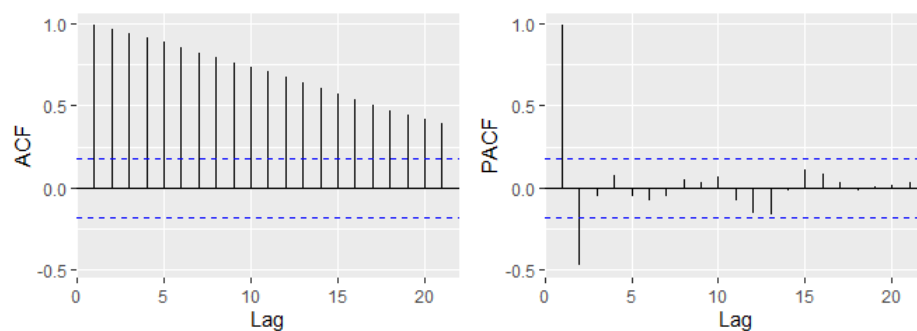
Fonte: Autor

Figura 11. Correlograma da série de PIB



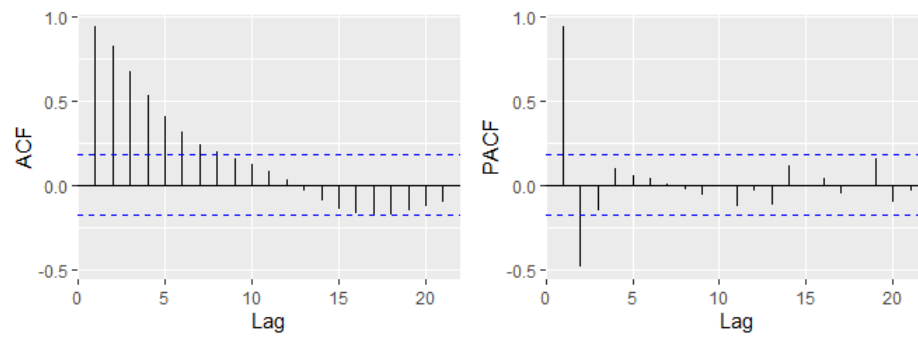
Fonte: Autor

Figura 12. Correlograma da série de taxa de desemprego



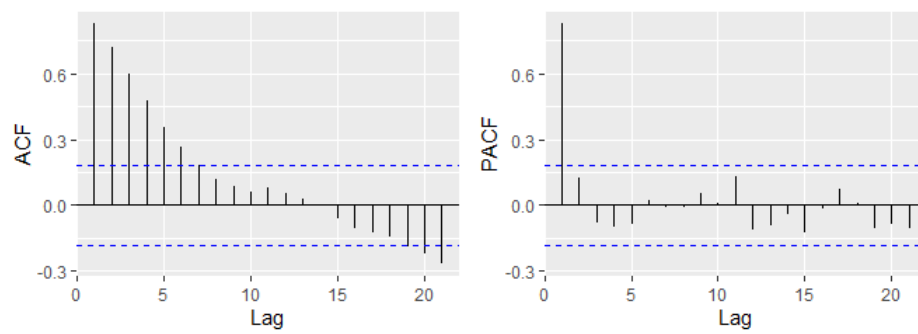
Fonte: Autor

Figura 13. Correlograma da série de informalidade



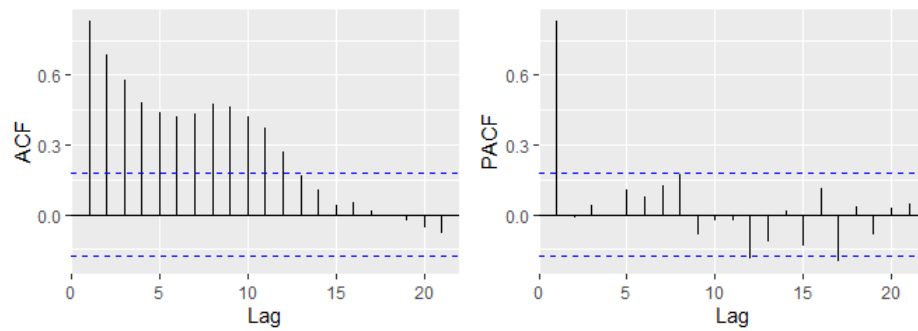
Fonte: Autor

Figura 14. Correlograma da série de PBF



Fonte: Autor

Figura 15. Correlograma da série de vendas



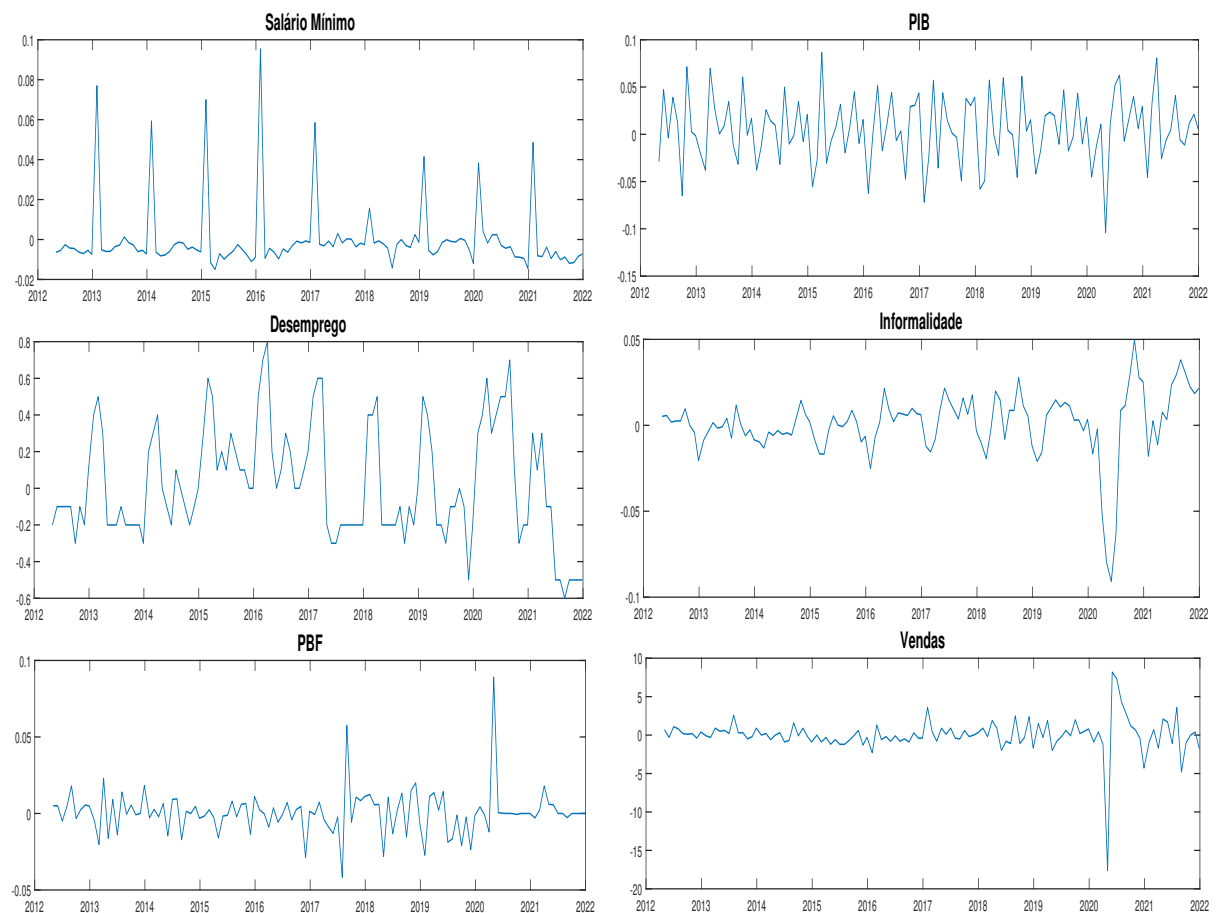
Fonte: Autor

## 4 Resultados

### 4.1 Definição da Ordem do VAR

De acordo com o citado no Capítulo 3 (Análise Descritiva), o modelo VAR será estruturado com as primeiras diferenças das séries (Seção 3.1), que estão mostradas na figura 16, visto que as séries apresentaram não estacionariedade.

Figura 16. Primeiras diferenças das séries temporais



Fonte: Autor

O número de defasagens (*lags*) do VAR foi estimado através do GRETL (*VAR lag selection*), tendo como referência os critérios de informação de *Akaike* (AIC), *Bayes* (BIC) e *Hannan-Quinn* (HQC). Para a análise, utilizou-se um número máximo de 12 defasagens para ambos os modelos (*VAR 1* e *VAR 2*). Dessa forma, pelas figuras 17 e 18, percebe-se que os critérios de informação indicaram 12 defasagens para o *VAR 1* e 1 defasagem para o *VAR 2*.

Figura 17. Escolha da defasagem do *VAR 1* por critérios de informação

VAR system, maximum lag order 12

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

| lags | loglik     | p(LR)   | AIC         | BIC         | HQC         |
|------|------------|---------|-------------|-------------|-------------|
| 1    | 1031.59631 |         | -18.430406  | -16.812754  | -17.774901  |
| 2    | 1045.75131 | 0.02903 | -18.395263  | -16.373198  | -17.575882  |
| 3    | 1056.64965 | 0.14988 | -18.298089  | -15.871611  | -17.314832  |
| 4    | 1071.06445 | 0.02511 | -18.267894  | -15.437003  | -17.120761  |
| 5    | 1086.41640 | 0.01468 | -18.255551  | -15.020246  | -16.944542  |
| 6    | 1101.51674 | 0.01699 | -18.238414  | -14.598697  | -16.763529  |
| 7    | 1111.27331 | 0.24295 | -18.119492  | -14.075362  | -16.480730  |
| 8    | 1136.94604 | 0.00001 | -18.303734  | -13.855191  | -16.501097  |
| 9    | 1150.75671 | 0.03507 | -18.262033  | -13.409077  | -16.295519  |
| 10   | 1172.69932 | 0.00021 | -18.375225  | -13.117856  | -16.244835  |
| 11   | 1187.02562 | 0.02639 | -18.343345  | -12.681563  | -16.049079  |
| 12   | 1233.24988 | 0.00000 | -18.919045* | -16.852850* | -17.960903* |

Fonte: Autor

Figura 18. Escolha da defasagem do *VAR 2* por critérios de informação

VAR system, maximum lag order 12

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

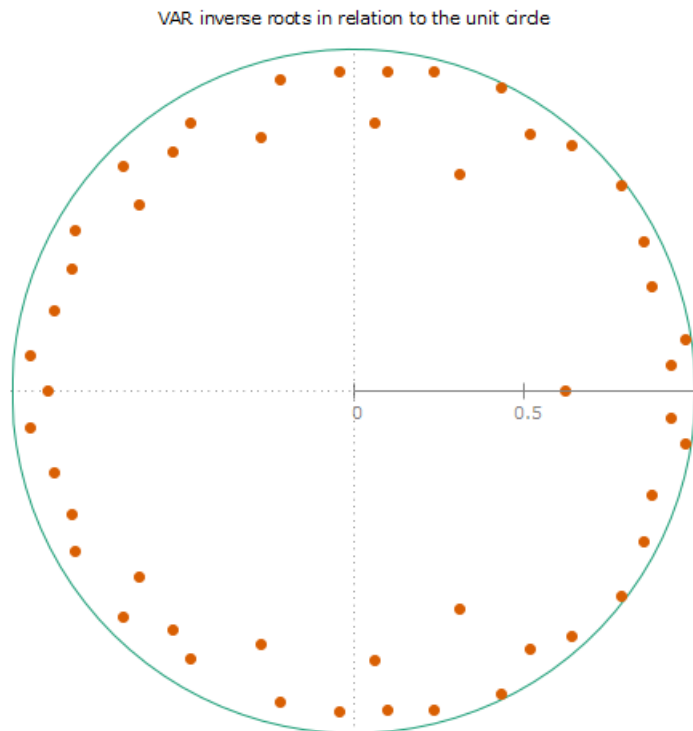
| lags | loglik    | p(LR)   | AIC        | BIC        | HQC        |
|------|-----------|---------|------------|------------|------------|
| 1    | 444.81361 |         | -7.615497* | -6.478086* | -7.154596* |
| 2    | 448.55103 | 0.58781 | -7.515258  | -6.150364  | -6.962176  |
| 3    | 458.22268 | 0.02243 | -7.528051  | -5.935675  | -6.882789  |
| 4    | 462.60846 | 0.45862 | -7.440161  | -5.620303  | -6.702719  |
| 5    | 477.12351 | 0.00064 | -7.545210  | -5.497869  | -6.715587  |
| 6    | 485.73816 | 0.04524 | -7.537870  | -5.263046  | -6.616066  |
| 7    | 487.84444 | 0.89687 | -7.406561  | -4.904255  | -6.392577  |
| 8    | 496.33008 | 0.04917 | -7.396763  | -4.666976  | -6.290600  |
| 9    | 498.70690 | 0.85523 | -7.270608  | -4.313338  | -6.072263  |
| 10   | 515.33646 | 0.00012 | -7.415933  | -4.231180  | -6.125408  |
| 11   | 521.99337 | 0.14891 | -7.371302  | -3.959067  | -5.988597  |
| 12   | 536.96334 | 0.00045 | -7.485016  | -3.845299  | -6.010131  |

Fonte: Autor

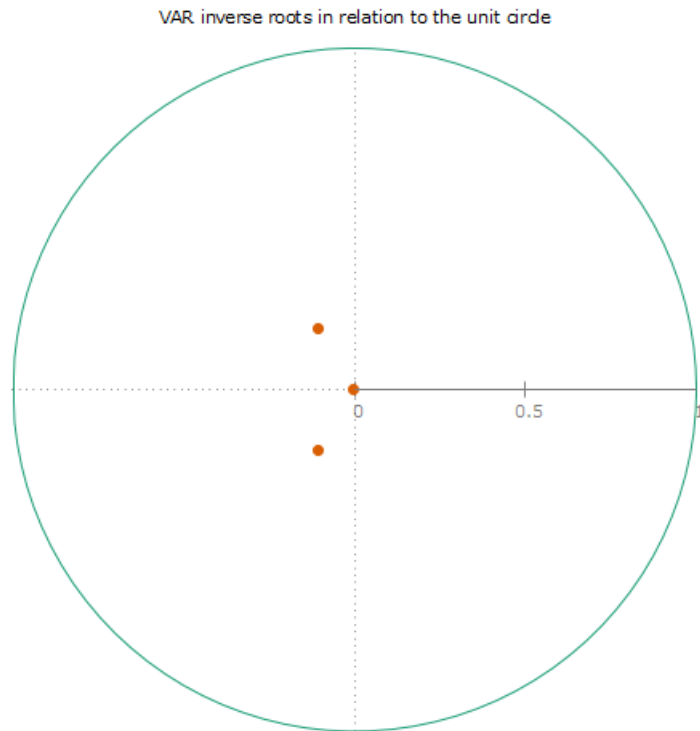
## 4.2 Estimação e Análise dos Resíduos do VAR

Os modelos VAR foram estimados utilizando 12 defasagens (*VAR 1*) e 1 defasagem (*VAR 2*) (Como indicado na seção 4.1) utilizando-se o software GRET. Os dados de ambos os modelos VAR gerados estão indicados na íntegra no [Apêndice A](#) e no [Apêndice B](#). Como um dos resultados do modelo gerado, pode-se destacar o círculo unitário com as raízes inversas do modelo VAR mostrado na figura 19, no qual todas as raízes se encontram no interior do círculo, o que indica que as séries são estacionárias.

Figura 19. Círculo unitário e raízes inversas do *VAR 1*



Fonte: Autor

Figura 20. Círculo unitário e raízes inversas do *VAR 2*

Fonte: Autor

As figuras 21 e 22 mostram as matrizes de covariância cruzada obtidas pela estimação dos modelos *VAR 1* e *VAR 2*, respectivamente. A diagonal principal de cada matriz mostra a variância estimada para o resíduo de cada equação dos VAR. Dessa forma, pode-se perceber pequenos valores tanto para as covariâncias entre as equações do modelo (valores abaixo da diagonal principal), como também para a correlação entre os resíduos das equações (valores acima da diagonal principal).

Figura 21. Matriz de covariância cruzada do *VAR 1*

```
Cross-equation VCV for residuals
(correlations above the diagonal)

  1.9346e-005      (-0.102)      (-0.231)      (0.050)
-6.2090e-006    0.00019343      (-0.048)      (0.293)
-7.8498e-005 -5.1329e-005    0.0059892      (-0.391)
  1.5014e-006    2.7614e-005   -0.00020498    4.5838e-005

log determinant = -34.842
```

Fonte: Autor



Figura 22. Matriz de covariância cruzada do VAR 2

```

Cross-equation VCV for residuals
(correlations above the diagonal)

5.0475e-005      (0.064)      (-0.054)
6.1591e-006      0.00018347    (-0.324)
-0.00081530     -0.0092976      4.4956

log determinant = -17.1105

```

Fonte: Autor

### 4.2.1 Análise de Autocorrelação dos Resíduos

A tabela 3 mostra o resultado do teste de *Breusch-Godfrey* para verificar se há autocorrelação dos resíduos dos modelos VAR. Pode-se perceber pelos  $p$ -valor obtidos que não há evidência de autocorrelação nos resíduos do VAR estimado, ou seja, os coeficientes estimados são não-viesados e consistentes.

Tabela 3. Resultados do teste de *Breusch-Godfrey*

| Lag          | Rao F | Dist. Aprox. | p-valor |
|--------------|-------|--------------|---------|
| <b>VAR 1</b> |       |              |         |
| 1            | 0.739 | F(9, 260)    | 0.6731  |
| 2            | 0.773 | F(18, 294)   | 0.7311  |
| 3            | 1.031 | F(27, 295)   | 0.4267  |
| 4            | 1.061 | F(36, 290)   | 0.3811  |
| 5            | 1.292 | F(45, 283)   | 0.1121  |
| 6            | 1.410 | F(54, 274)   | 0.410   |
| 7            | 1.306 | F(63, 266)   | 0.775   |
| 8            | 1.305 | F(72, 257)   | 0.698   |
| 9            | 1.267 | F(81, 249)   | 0.867   |
| 10           | 1.419 | F(90, 240)   | 0.189   |
| 11           | 1.388 | F(99, 231)   | 0.233   |
| 12           | 1.505 | F(108, 222)  | 0.157   |
| <b>VAR 2</b> |       |              |         |
| 1            | 0.739 | F(9, 260)    | 0.6731  |

Fonte: Autor

## 4.2.2 Análise de Normalidade dos Resíduos

O teste de normalidade utilizado no GRETl é uma versão multivariada do teste de normalidade de *Doornik-Hansen*, baseado nos coeficientes de assimetria e curtose, no qual a hipótese nula ( $H_0$ ) é a normalidade da amostra. Pela análise do  $p$  – valor e da estatística do teste (Figuras 23 e 24), a normalidade dos resíduos é rejeitada fortemente para ambos os modelos.

Figura 23. Matriz de correlação e teste de normalidade dos resíduos do *VAR 1*

```
Residual correlation matrix, C (4 x 4)

      1.0000      -0.10150      -0.23061      0.050420
    -0.10150       1.0000      -0.047689      0.29327
    -0.23061     -0.047689       1.0000      -0.39122
     0.050420      0.29327      -0.39122       1.0000

Eigenvalues of C

      0.5249
     0.752724
     1.17823
     1.54414

Doornik-Hansen test
Chi-square(8) = 58.5327 [0.0000]
```

Fonte: Autor

Figura 24. Matriz de correlação e teste de normalidade dos resíduos do *VAR 2*

```
Residual correlation matrix, C (3 x 3)

      1.0000      0.064003     -0.054123
     0.064003       1.0000     -0.32374
    -0.054123     -0.32374       1.0000

Eigenvalues of C

      0.676105
      0.979871
      1.34402

Doornik-Hansen test
Chi-square(6) = 382.288 [0.0000]
```

Fonte: Autor

### 4.2.3 Teste ARCH

O teste ARCH para os resíduos verifica a existência de heterocedasticidade condicional auto-regressiva. Pela análise das figuras 25 e 26, comparando o  $p$  – *valor* de cada ordem (*lag*) com a estatística teste ARCH (*LM*), pode-se concluir que a hipótese nula de homocedasticidade é rejeitada fortemente. dessa forma, para contornar a heterocedasticidade dos resíduos, ambos os VAR considerarão a opção de erro-padrão robusto no GRETL.

Figura 25. Teste ARCH dos resíduos do modelo *VAR 1*

| Test for ARCH of order up to 12 |    |         |     |         |
|---------------------------------|----|---------|-----|---------|
|                                 |    | LM      | df  | p-value |
| lag                             | 1  | 40.099  | 36  | 0.2933  |
| lag                             | 2  | 108.940 | 72  | 0.0032  |
| lag                             | 3  | 140.859 | 108 | 0.0185  |
| lag                             | 4  | 151.842 | 144 | 0.3110  |
| lag                             | 5  | 215.680 | 180 | 0.0357  |
| lag                             | 6  | 265.012 | 216 | 0.0128  |
| lag                             | 7  | 300.323 | 252 | 0.0198  |
| lag                             | 8  | 352.986 | 288 | 0.0053  |
| lag                             | 9  | 378.924 | 324 | 0.0191  |
| lag                             | 10 | 426.860 | 360 | 0.0087  |
| lag                             | 11 | 463.853 | 396 | 0.0105  |
| lag                             | 12 | 505.295 | 432 | 0.0085  |

Fonte: Autor

Figura 26. Teste ARCH dos resíduos do modelo *VAR 2*

| Test for ARCH of order up to 10 |    |          |      |         |
|---------------------------------|----|----------|------|---------|
|                                 |    | LM       | df   | p-value |
| lag                             | 1  | 108.557  | 100  | 0.2626  |
| lag                             | 2  | 253.011  | 200  | 0.0066  |
| lag                             | 3  | 364.104  | 300  | 0.0066  |
| lag                             | 4  | 470.810  | 400  | 0.0084  |
| lag                             | 5  | 551.049  | 500  | 0.0567  |
| lag                             | 6  | 659.321  | 600  | 0.0467  |
| lag                             | 7  | 747.553  | 700  | 0.1037  |
| lag                             | 8  | 860.615  | 800  | 0.0674  |
| lag                             | 9  | 949.872  | 900  | 0.1210  |
| lag                             | 10 | 1023.296 | 1000 | 0.2974  |

Fonte: Autor

### 4.3 Teste de Causalidade de *Granger*

O teste de causalidade de Granger atua na verificação da relação de causalidade entre duas variáveis  $X$  e  $Z$ , partindo da seguinte hipótese nula ( $H_0$ ):

$$H_0 : Z \text{ não Granger causa } X$$

Pela análise da tabela 4, a variável *Salário* "não Granger causa" *Desemprego*. Vale destacar que tal resultado está de acordo com os dados empíricos de referências como [Card e Krueger \(1994\)](#), onde os autores concluíram que aumentos no salário mínimo no setor de *fast food* da cidade de New Jersey não causaram desemprego. Por outro lado, o modelo também mostrou que não há relação de causalidade entre salário mínimo e PIB, o que de certa forma pode não retratar a realidade, já que um aumento generalizado na renda deve ter impacto no produto agregado do país. Cabe destacar, também, que a relação de causalidade de Granger entre Salário Mínimo e Informalidade existe se for considerado um nível de significância de 10%.

Tabela 4. Teste de Causalidade de Granger para VAR 1

| <b>Z</b> | <b>X</b>      | <b>F</b> | <b>p-valor</b> |
|----------|---------------|----------|----------------|
| Salário  | Desemprego    | 2.4284   | 0.1585         |
| Salário  | PIB           | 0.8837   | 0.5689         |
| Salário  | Informalidade | 1.7861   | 0.08           |

Fonte: Autor

Pela tabela 5 pode-se observar que há relação de causalidade de Granger entre o Programa Bolsa Família (PBF) e as vendas do varejo para um nível de significância de 5%. A mesma relação pode ser observada para o caso do salário mínimo, porém para um nível de significância de 10%.

Tabela 5. Teste de Causalidade de Granger para VAR 2

| <b>Z</b> | <b>X</b> | <b>F</b> | <b>p-valor</b> |
|----------|----------|----------|----------------|
| Salário  | Vendas   | 2.7584   | 0.0998         |
| PBF      | Vendas   | 4.8639   | 0.0301         |

Fonte: Autor

## 4.4 Teste de Cointegração de Johansen

Para o caso de um VAR com mais de duas variáveis, o teste de cointegração de Johansen é o mais apropriado, já que pode haver mais de uma relação de cointegração no modelo. Para tanto, considera-se como hipótese nula ( $H_0$ ) a existência de  $r^*$  vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa ( $H_1$ ) da existência de  $r > r^*$  vetores de cointegração, ou seja:

$$H_0 : r = r^*$$

$$H_1 : r > r^*$$

O teste de Johansen é feito sequencialmente e de forma crescente, ou seja, testa-se primeiro a hipótese nula de não cointegração geral do modelo ( $H_0 : r^* = 0$ ), contra a hipótese de que existe, pelo menos, um vetor de integração ( $H_1 : r > 0$ ). Caso  $H_0$  seja rejeitada, o teste é realizado supondo a existência de um vetor de integração ( $H_0 : r^* = 1$ ), contra a hipótese alternativa de haver mais de um vetor de integração ( $H_1 : r > 1$ ), e assim sucessivamente. O teste para quando se encontra o primeiro caso de cointegração, ou seja, quando a hipótese nula não é rejeitada.

As figuras 27 e 28 mostram os resultados do teste de Johansen obtidos para o VAR 1 e VAR 2, respectivamente. Para ambos os casos, a hipótese nula é rejeitada para o caso em que há, pelo menos, um vetor de cointegração entre as variáveis dos modelos, para um nível de significância de 10%.

Figura 27. Teste de Johansen para o *VAR 1*

| Rank | Eigenvalue | Trace test | p-value  | Lmax test | p-value  |
|------|------------|------------|----------|-----------|----------|
| 0    | 0.55982    | 138.86     | [0.0000] | 86.981    | [0.0000] |
| 1    | 0.22141    | 51.878     | [0.4181] | 26.528    | [0.3693] |
| 2    | 0.16362    | 25.350     | [0.0560] | 18.940    | [0.0557] |
| 3    | 0.058679   | 6.4100     | [0.4207] | 6.4100    | [0.4217] |

Fonte: Autor

Figura 28. Teste de Johansen para o *VAR 2*

| Rank | Eigenvalue | Trace test | p-value  | Lmax test | p-value  |
|------|------------|------------|----------|-----------|----------|
| 0    | 0.24573    | 52.789     | [0.0031] | 32.994    | [0.0031] |
| 1    | 0.11844    | 19.795     | [0.2411] | 14.749    | [0.2142] |
| 2    | 0.042208   | 5.0456     | [0.5970] | 5.0456    | [0.5986] |

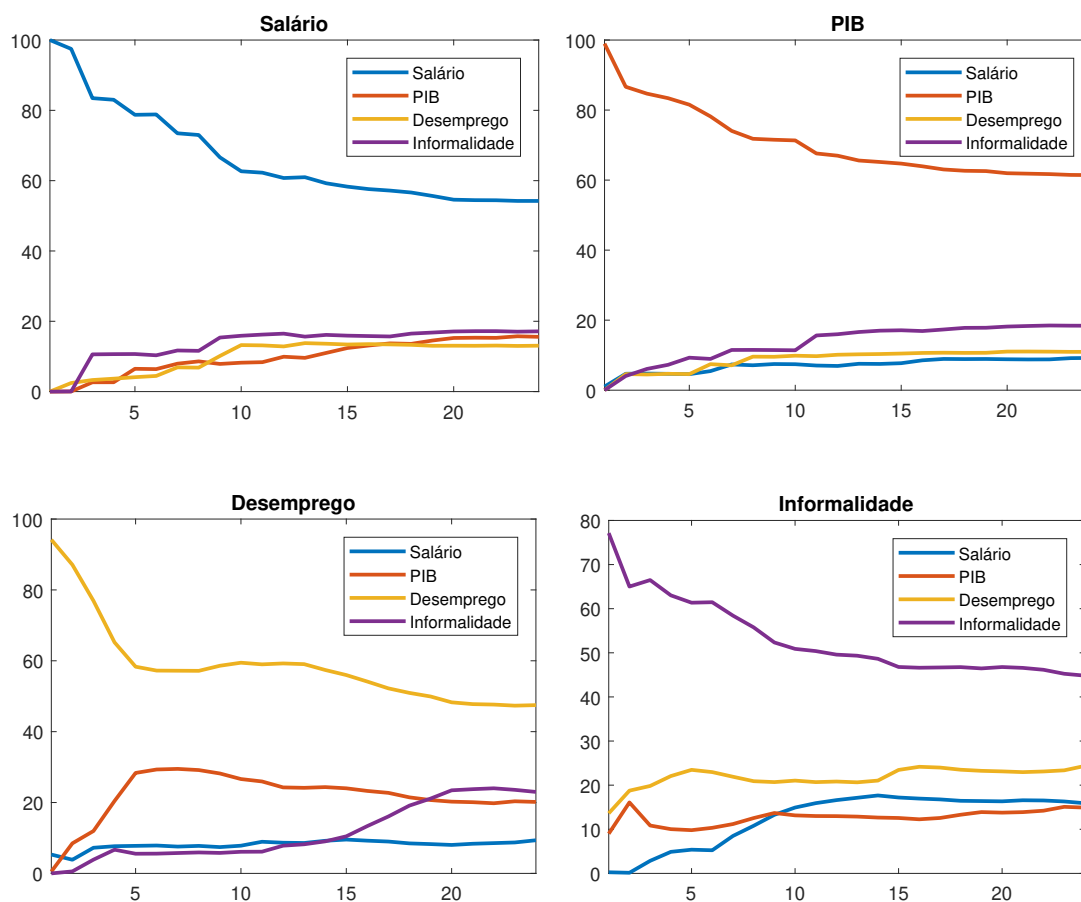
Fonte: Autor

## 4.5 Decomposição de Variância

Esta seção trata da decomposição de variância do erro de previsão dos modelos VAR desenvolvidos até aqui. Esta decomposição mostra a contribuição da variância de cada choque estrutural  $\varepsilon_t$  para explicar a variância do erro de previsão de cada variável endógena do VAR para cada horizonte de previsão.

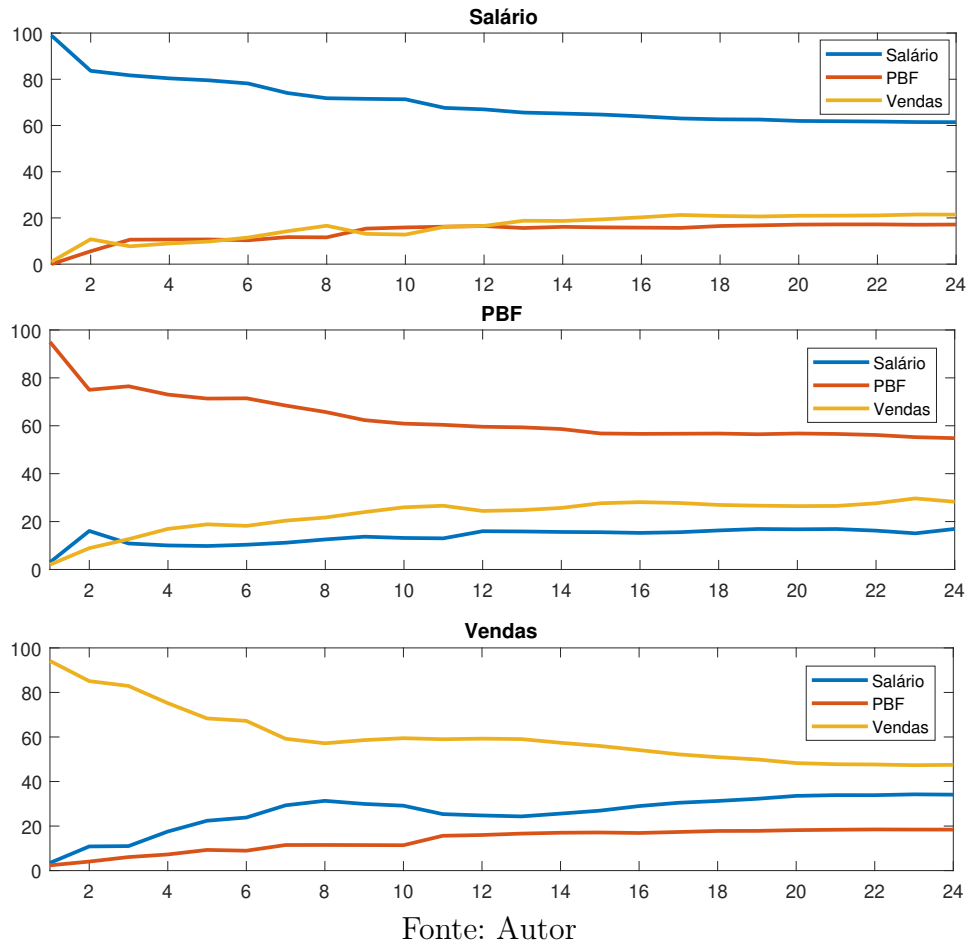
Os resultados da decomposição de variância do erro para cada variável de ambos os modelos VAR estão mostrados nas figuras 29 e 30. Podemos observar que a variância do erro da previsão nos primeiros períodos é dominada pela variável considerada e, à medida que os períodos vão avançando, a variância dos erros das demais variáveis vai aumentando.

Figura 29. Decomposição da variância da previsão para VAR 1



Fonte: Autor

Figura 30. Decomposição da variância da previsão para VAR 2



## 4.6 Função Resposta ao Impulso

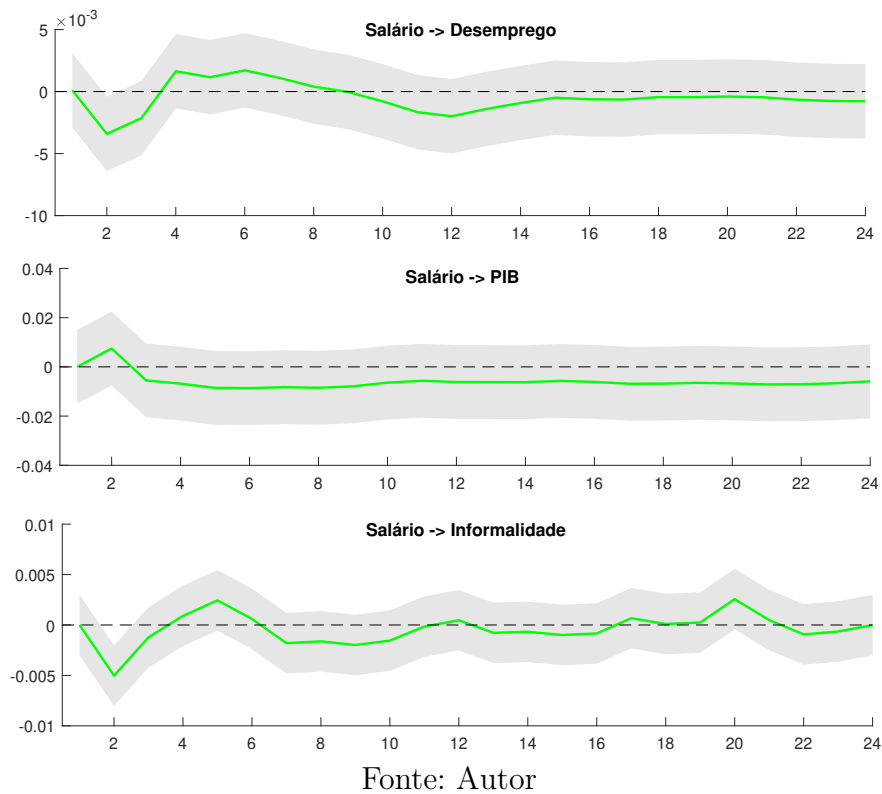
O propósito de uma função resposta ao impulso (FRI) é verificar como os choques estruturais  $\varepsilon_t$  afetam as variáveis endógenas ao longo do tempo. À medida que o horizonte de tempo aumenta, o efeito do choque se dissipa e as variáveis tendem a convergir a zero, sendo esta uma característica de modelos estacionários. Caso o modelo não seja estacionário, os choques têm efeitos permanentes e não há a convergência a zero das FRIs.

Para obter a função resposta ao impulso de todas as variáveis, foram utilizados 24 períodos (meses) como horizonte de previsão e intervalo de confiança de  $1 - \alpha = 95\%$ . Podemos, então, observar os resultados das FRI obtidas para todas as variáveis do VAR 1 pela figura 31, onde as curvas de FRI das variáveis tendem a voltar para zero no



período analisado (indicando que as séries são, de fato, estacionárias), mesmo que algumas necessitem de um período maior para tal convergência, como o PIB.

Figura 31. Respostas das variáveis a um choque no salário mínimo

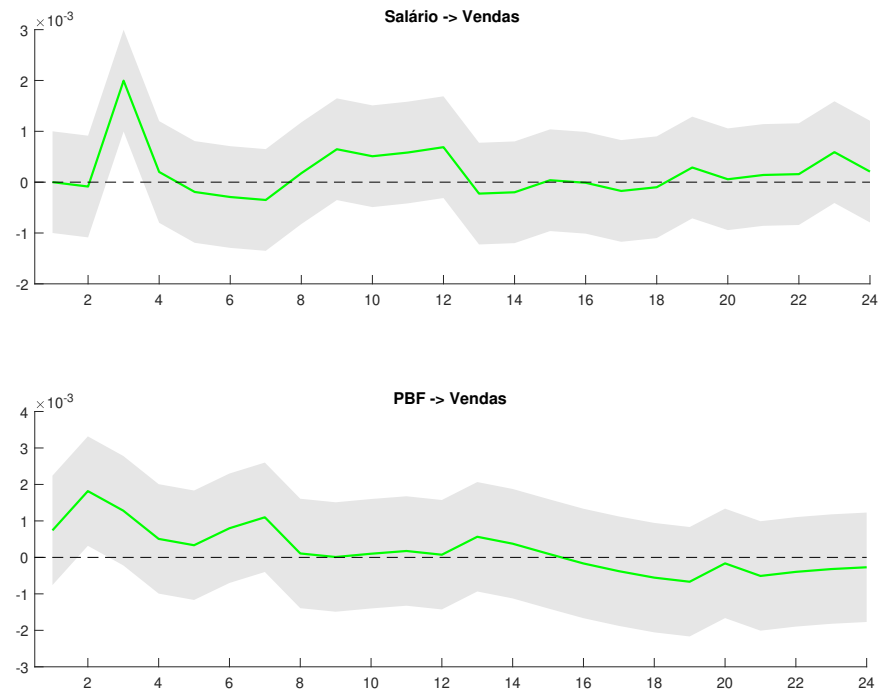


Quanto aos efeitos propriamente ditos, Pode-se destacar que um choque no salário mínimo causou queda no desemprego nos primeiros períodos (em torno de 0.3%), o que novamente está de acordo com os resultados de [Card e Krueger \(1994\)](#). Além disso, o mesmo choque causou aumento no PIB (em torno de 2%), o que também está de acordo com os estudos de [Sabia \(2015\)](#). Quanto à informalidade, houve queda nos primeiros períodos em torno de 0.5%, o que seria coerente de se concluir, já que o desemprego diminuiu, fazendo com que a informalidade também diminuísse.

Por outro lado, a figura 32 ilustra as FRI obtidas para o VAR 2, onde podemos observar que os efeitos dos choques no salário mínimo e no Programa Bolsa Família sobre as vendas. O efeito mais significativo foi do choque salarial, responsável por uma variação de 0,19% sobre as vendas, contra 0,18% devido ao choque do PBF. Deve-se destacar, também, que o efeito máximo sobre as vendas devido ao choque salarial ocorreu no terceiro

período, enquanto que o efeito devido ao choque do PBF ocorreu ainda no segundo período, o que pode deixar margem a inferir que os efeitos do PBF podem ser mais rápidos que os do salário mínimo, apesar deste possuir magnitude ligeiramente maior.

Figura 32. Respostas das vendas a choques no salário mínimo e no PBF



Fonte: Autor

## 5 Conclusões

Neste capítulo serão traçados alguns comentários sobre os resultados obtidos ao longo do desenvolvimento deste estudo. De uma maneira geral, pôde-se confirmar algumas conclusões obtidas de referências importantes que versam sobre os efeitos do salário mínimo na economia e na sociedade de uma maneira geral, sobretudo em relação aos seus impactos sobre variáveis como o desemprego e o PIB, além de comparar seus efeitos com o Programa Bolsa Família sobre o índice de vendas reais do varejo.

Na seção 4.2 Foram feitas análises dos resíduos dos modelos VAR desenvolvidos. Chegou-se ao resultado de que os resíduos não apresentam normalidade nem homocedasticidade, levando a considerar erros-padrão robustos na estruturação de cada modelo. Neste ponto, deve-se ressaltar que, como a ordem estimada na seção 4.1 para o modelo *VAR 1* foi 12, pode ter havido comprometimento do resultado dos testes pelo alto número de defasagens utilizado. Quanto à presença de raízes unitárias, as raízes inversas dos modelos VAR estavam todas no interior do ciclo unitário, indicando estacionariedade das variáveis.

Na seção 4.3 observamos as relações causais entre as variáveis através do teste de causalidade de *Granger*. De uma maneira geral, pôde-se concluir que a variável *Salário* não *Granger* causa *Desemprego*. Este resultado é de extrema relevância pelo fato de corroborar as conclusões de Card e Krueger (1994), uma das principais referências sobre o assunto, onde os autores verificaram que o aumento no salário mínimo não levava a um consequente aumento no desemprego em um dado setor específico (*fast food*) na cidade de New Jersey. Por outro lado, como não houve relação de causalidade de *Granger* entre PIB e Salário Mínimo, recaímos na ambiguidade da relação entre tais variáveis descrita por Sabia (2015).

Já na seção 4.5 verificamos que a resposta a um choque no salário mínimo causa uma queda no desemprego e aumento no PIB, o que está coerente com os resultados da seção 4.3 e com as referências, ou seja, com Card e Krueger (1994) e Sabia (2015). Como as pesquisas sobre o efeito do salário mínimo sobre o PIB são, de certa forma, recentes, há de se considerar em estudos posteriores o efeito da heterogeneidade dos setores produtivos e da diferença de capacitação dos trabalhadores. Neste sentido, Sabia (2015) ressaltaram que

há algumas evidências de que o PIB dos trabalhadores de baixa qualificação em relação ao PIB dos trabalhadores de alta qualificação pode cair em resposta aos aumentos do salário mínimo, tornando a resposta global do PIB um tanto quanto ambígua.

Quanto à comparação dos efeitos do salário mínimo e do Programa Bolsa Família, ainda na seção 4.5, a magnitude dos efeitos sobre as vendas do varejo foi razoavelmente semelhante (0,19% e 0,18%, respectivamente). Além disso, o momento em que os choques começaram a surtir efeito diferiram entre si de 1 período, sendo que o choque do PBF se fez sentir mais rapidamente (no segundo período), o que pode ser um indício de que o programa de distribuição de renda tenha uma maior eficiência temporal que o salário mínimo. Porém, um estudo mais aprofundado deveria ser conduzido, principalmente considerando séries temporais de consumo das camadas mais pobres da população, tornando possível um estudo tão detalhado quanto o de Afonso *et al.* (2011).

Na seção 4.5 foram feitas as decomposições de variância dos erros das variáveis, onde pudemos observar a contribuição de cada variância dos erros de previsão dos modelos, além do grau de incerteza de cada variável depende dos choques (estruturais) que atingem a economia.

De uma maneira geral, pôde-se perceber os impactos que o salário mínimo causou nos níveis de emprego e produto no Brasil. Analisando de uma maneira mais estratégica, ou seja, mais voltada para os ODS, os resultados obtidos até agora podem servir de indícios de alguma efetividade do salário mínimo no sentido de auxiliar o Brasil a atingir tais objetivos. Políticas públicas que levam em consideração a manutenção do poder de compra dos assalariados através de aumentos no patamar mínimo do salário são de grande relevância para se buscar uma sociedade com melhor distribuição de renda. Além disso, garantir um patamar mínimo de salário, assim como melhores condições gerais de trabalho, favorecem o Brasil a se destacar como país que busca oferecer trabalho decente à população na medida em que almeja seu desenvolvimento econômico.

No entanto, como levantado por alguns autores, como Afonso *et al.* (2011), políticas de distribuição de renda, como o Programa Bolsa Família, por exemplo, também possuem importância na tentativa de diminuir a desigualdade social no Brasil, possuindo grande impacto sobretudo nas camadas mais próximas da pobreza extrema. Com isso, estudos

sobre o impacto do salário mínimo na sociedade são de grande importância e podem servir de auxílio à decisão dos legisladores no processo de elaboração de políticas públicas voltadas para diminuição de desigualdades.

## Referências

- AFONSO, L. E.; PEREDA, P. C.; GIAMBIAGI, F.; FRANCO, S. O salário mínimo como instrumento de combate à pobreza extrema: Estariam esgotados seus efeitos? *Economia Aplicada*, v. 15, n. 4, p. 559–593, 2011.
- BARROS, R. P. A efetividade do salário mínimo em comparação à do programa bolsa família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: \_\_\_\_\_. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. p. 507–545.
- BHASKAR, V.; MANNING, A.; TO, T. Oligopsony and monopsonistic competition in labor markets. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 2, p. 155–174, 2002.
- BOERI, T.; VAN OURS, J. *The Economics of Imperfect Labor Markets*. New York, NY: Princeton University Press, 2008.
- BROWN, C.; GILROY, C.; KOHEN, A. The effect of the minimum wage on employment and unemployment. *Journal of Economic Literature*, v. 20, n. 2, p. 487–528, 1982.
- BROWN, C.; GILROY, C.; KOHEN, A. Time-series evidence of the effect of the minimum wage on youth employment and unemployment. *The Journal of Human Resources*, v. 18, n. 1, p. 3–31, 1983.
- CARD, D.; KRUEGER, A. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in new jersey and pennsylvania. *American Economic Review*, v. 84, n. 4, p. 772–793, 1994.
- CLEMENS, J.; KAHN, L. B.; MEER, J. Dropouts need not apply? the minimum wage and skill upgrading. *Journal of Labor Economics*, v. 34, n. 1, p. 107–149, 2021.
- EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. 13. ed. New York, NY: Routledge, 2018.
- GONÇALVES, S. L.; MENEZES FILHO, N. A. Minimum wage and the labor supply of poor families: a collective approach using data from the continuous pnad (2012-2015). *Working Paper FEA USP*, v. 1, n. 40, 2015.
- HERDEIRO, R.; MENEZES FILHO, N. A. Tendências recentes no mercado de trabalho brasileiro (2012-2021). *Policy Paper Centro de Gestão e Políticas Públicas*, v. 1, n. 60, 2021.
- IBGE. *IBGE estatísticas*. 2022. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 20 fev 2022.
- IPEA. *Ipeadata*. 2022. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 20 fev 2022.
- LEMO, S. Minimum wage effects in a developing country. *Labour Economics*, v. 16, n. 2, p. 224–237, 2009.

- MANNING, A. *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. [S.l.]: Princeton University Press, 2003.
- MENEZES FILHO, N. A.; RODRIGUES, E. A. S. Salário mínimo e desigualdade no brasil entre 1981-1999: Uma abordagem semiparamétrica. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, n. 3, p. 277–298, 2009.
- NEUMARK, D.; WASCHER, W. L. *Minimum Wages and Employment*. Hanover, MA: now Publishers, 2007.
- NICOLAS, W.; MILLS, J. A. The minimum wage and teenage employment: evidence from time series. *Applied Economics*, v. 33, n. 3, p. 285–300, 2001.
- OIT. *Minimum Wage Policy Guide*. Genebra, 2017. Disponível em: <<https://www.ilo.org/global/topics/wages/minimum-wages/lang--en/index.htm>>. Acesso em: 10 nov. 2021.
- PALOMO, T. R.; KOMATSU, B. K.; MENEZES FILHO, N. The behavior of poverty and inequality in brazil in the last forty years. *Insper Policy Paper*, v. 1, n. 60, p. 3–30, 2021.
- PEREIRA, G. C.; MELO, A. S.; XAVIER, L. F. Efeitos da política de salário mínimo sobre o mercado de trabalho metropolitano: Uma análise empírica a partir de vetores autorregressivos (var) – (2003-2015). *Revista de Economia Contemporânea*, v. 1, n. 21, p. 1–23, 2017.
- SABIA, J. J. Minimum wages and gross domestic product. *Contemporary Economic Policy*, v. 33, n. 4, p. 587–605, 2015.
- SAGI. *Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação*. 2022. Disponível em: <<https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data3/data-explorer.php>>. Acesso em: 27 jan 2022.
- SCHLABITZ, C. J. *A Economia Política do Salário Mínimo no Brasil*. Tese (Doutorado) — Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre, Brasil, 2014.
- STIGLER, G. J. The economics of minimum wage legislation. *The American Economic Review*, v. 36, n. 3, p. 358–365, 1946.
- WELCH, F. Minimum wage legislation in the united states. *Economic Inquiry*, v. 12, n. 3, p. 285–318, 1974.

# APÊNDICE A . *Output do VAR 1*

## gerado pelo GRETL

VAR system, lag order 12

OLS estimates, observations 2013:04–2021:12 ( $T = 105$ )

Log-likelihood = 1233.25

Determinant of covariance matrix = 0.000000

AIC =  $-18.9190$

BIC =  $-12.8529$

HQC =  $-16.4609$

Portmanteau test:  $LB(26) = 455.197$ ,  $df = 224$  [0.0000]

### Equation 1: d\_l\_Salario

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

|               | Coefficient | Std. Error | <i>t</i> -ratio | p-value   |
|---------------|-------------|------------|-----------------|-----------|
| const         | 0.00759765  | 0.00908744 | 0.8361          | 0.4075    |
| d_l_Salario_1 | -0.166811   | 0.161159   | -1.035          | 0.3062    |
| d_l_Salario_2 | -0.171332   | 0.121271   | -1.413          | 0.1646    |
| d_l_Salario_3 | 0.0178726   | 0.100552   | 0.1777          | 0.8597    |
| d_l_Salario_4 | 0.165917    | 0.0952122  | 1.743           | 0.0882*   |
| d_l_Salario_5 | 0.262101    | 0.0891130  | 2.941           | 0.0051*** |
| d_l_Salario_6 | 0.0677876   | 0.0726831  | 0.9326          | 0.3560    |



|                 | Coefficient  | Std. Error | t-ratio   | p-value  |
|-----------------|--------------|------------|-----------|----------|
| d_l_Salario_7   | -0.0585122   | 0.0931426  | -0.6282   | 0.5330   |
| d_l_Salario_8   | -0.0650416   | 0.113122   | -0.5750   | 0.5682   |
| d_l_Salario_9   | -0.0215190   | 0.100583   | -0.2139   | 0.8316   |
| d_l_Salario_10  | -0.0370723   | 0.0771005  | -0.4808   | 0.6330   |
| d_l_Salario_11  | -0.0648296   | 0.0862027  | -0.7521   | 0.4559   |
| d_l_Salario_12  | 0.366238     | 0.164754   | 2.223     | 0.0313** |
| d_l_PIB_1       | -0.000367977 | 0.0521305  | -0.007059 | 0.9944   |
| d_l_PIB_2       | -0.00393051  | 0.0537322  | -0.07315  | 0.9420   |
| d_l_PIB_3       | 0.0318601    | 0.0592014  | 0.5382    | 0.5931   |
| d_l_PIB_4       | 0.0607287    | 0.0581054  | 1.045     | 0.3015   |
| d_l_PIB_5       | 0.0431416    | 0.0697861  | 0.6182    | 0.5396   |
| d_l_PIB_6       | 0.0996800    | 0.0677825  | 1.471     | 0.1484   |
| d_l_PIB_7       | 0.00240159   | 0.0733751  | 0.03273   | 0.9740   |
| d_l_PIB_8       | -0.0864905   | 0.0642035  | -1.347    | 0.1847   |
| d_l_PIB_9       | -0.0385871   | 0.0853413  | -0.4522   | 0.6533   |
| d_l_PIB_10      | 0.0131728    | 0.0570555  | 0.2309    | 0.8185   |
| d_l_PIB_11      | 0.0358316    | 0.0582432  | 0.6152    | 0.5415   |
| d_l_PIB_12      | 0.0885884    | 0.0603395  | 1.468     | 0.1490   |
| d_Desemprego_1  | 0.00895338   | 0.0107047  | 0.8364    | 0.4074   |
| d_Desemprego_2  | -0.00519336  | 0.0126433  | -0.4108   | 0.6832   |
| d_Desemprego_3  | -0.00899274  | 0.00815054 | -1.103    | 0.2757   |
| d_Desemprego_4  | -0.00472840  | 0.00867339 | -0.5452   | 0.5883   |
| d_Desemprego_5  | 0.000387941  | 0.00719717 | 0.05390   | 0.9573   |
| d_Desemprego_6  | 0.0104453    | 0.00985275 | 1.060     | 0.2947   |
| d_Desemprego_7  | 0.00968702   | 0.00871845 | 1.111     | 0.2724   |
| d_Desemprego_8  | 0.0264479    | 0.0122517  | 2.159     | 0.0362** |
| d_Desemprego_9  | 0.00281849   | 0.00959871 | 0.2936    | 0.7704   |
| d_Desemprego_10 | -0.0107587   | 0.00849347 | -1.267    | 0.2118   |

|                      | Coefficient | Std. Error | t-ratio | p-value  |
|----------------------|-------------|------------|---------|----------|
| d_Desemprego_11      | -0.00265642 | 0.00839249 | -0.3165 | 0.7531   |
| d_Desemprego_12      | -0.0147855  | 0.00698827 | -2.116  | 0.0399** |
| d_l_Informalidade_1  | -0.0153353  | 0.125481   | -0.1222 | 0.9033   |
| d_l_Informalidade_2  | -0.250695   | 0.164575   | -1.523  | 0.1347   |
| d_l_Informalidade_3  | 0.158312    | 0.125668   | 1.260   | 0.2142   |
| d_l_Informalidade_4  | 0.00283547  | 0.114007   | 0.02487 | 0.9803   |
| d_l_Informalidade_5  | -0.211497   | 0.106556   | -1.985  | 0.0533*  |
| d_l_Informalidade_6  | 0.189721    | 0.150226   | 1.263   | 0.2131   |
| d_l_Informalidade_7  | 0.0481796   | 0.120416   | 0.4001  | 0.6910   |
| d_l_Informalidade_8  | 0.140584    | 0.152399   | 0.9225  | 0.3612   |
| d_l_Informalidade_9  | 0.141054    | 0.133511   | 1.056   | 0.2964   |
| d_l_Informalidade_10 | 0.00685059  | 0.0858877  | 0.07976 | 0.9368   |
| d_l_Informalidade_11 | -0.0277311  | 0.117510   | -0.2360 | 0.8145   |
| d_l_Informalidade_12 | 0.0612919   | 0.0816395  | 0.7508  | 0.4567   |

|     | Coefficient | Std. Error | t-ratio | p-value  |
|-----|-------------|------------|---------|----------|
| S1  | 0.0391565   | 0.0145613  | 2.689   | 0.0100** |
| S2  | 0.00341392  | 0.0121776  | 0.2803  | 0.7805   |
| S3  | -0.00587527 | 0.0148140  | -0.3966 | 0.6935   |
| S4  | -0.0167761  | 0.0149116  | -1.125  | 0.2665   |
| S5  | -0.0143782  | 0.0140686  | -1.022  | 0.3122   |
| S6  | -0.0190860  | 0.0140207  | -1.361  | 0.1802   |
| S7  | -0.00903223 | 0.0115901  | -0.7793 | 0.4399   |
| S8  | -0.0107772  | 0.0106627  | -1.011  | 0.3175   |
| S9  | -0.0321923  | 0.0150733  | -2.136  | 0.0382** |
| S10 | -0.0329995  | 0.0197089  | -1.674  | 0.1010   |
| S11 | -0.0148796  | 0.0135088  | -1.101  | 0.2765   |

|                    |           |                    |          |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | −0.000274 | S.D. dependent var | 0.017124 |
| Sum squared resid  | 0.002031  | S.E. of regression | 0.006719 |
| $R^2$              | 0.933394  | Adjusted $R^2$     | 0.846066 |
| $F(59, 45)$        | 7.984224  | P-value( $F$ )     | 2.15e−11 |
| $\hat{\rho}$       | −0.103652 | Durbin–Watson      | 2.167936 |

F-tests of zero restrictions

|                               |                       |          |
|-------------------------------|-----------------------|----------|
| All lags of d_l_Salario       | $F(12, 45) = 1.45704$ | [0.1766] |
| All lags of d_l_PIB           | $F(12, 45) = 1.34662$ | [0.2272] |
| All lags of d_Desemrego       | $F(12, 45) = 1.6201$  | [0.1200] |
| All lags of d_l_Informalidade | $F(12, 45) = 1.25013$ | [0.2809] |
| All vars, lag 12              | $F(4, 45) = 2.2778$   | [0.0756] |

### Equation 2: d\_l\_PIB

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

|                | Coefficient | Std. Error | t-ratio  | p-value   |
|----------------|-------------|------------|----------|-----------|
| const          | 0.0149772   | 0.0301546  | 0.4967   | 0.6218    |
| d_l_Salario_1  | 0.401428    | 0.442295   | 0.9076   | 0.3689    |
| d_l_Salario_2  | 0.533624    | 0.419471   | 1.272    | 0.2099    |
| d_l_Salario_3  | 0.393880    | 0.416595   | 0.9455   | 0.3495    |
| d_l_Salario_4  | 0.100315    | 0.381206   | 0.2632   | 0.7936    |
| d_l_Salario_5  | -0.0786725  | 0.334521   | -0.2352  | 0.8151    |
| d_l_Salario_6  | -0.742092   | 0.391085   | -1.898   | 0.0642*   |
| d_l_Salario_7  | -0.386167   | 0.296948   | -1.300   | 0.2001    |
| d_l_Salario_8  | -0.358789   | 0.504665   | -0.7109  | 0.4808    |
| d_l_Salario_9  | -0.128864   | 0.228284   | -0.5645  | 0.5752    |
| d_l_Salario_10 | -0.0515561  | 0.236997   | -0.2175  | 0.8288    |
| d_l_Salario_11 | 0.203554    | 0.215627   | 0.9440   | 0.3502    |
| d_l_Salario_12 | 0.0449167   | 0.362836   | 0.1238   | 0.9020    |
| d_l_PIB_1      | -0.618616   | 0.146435   | -4.225   | 0.0001*** |
| d_l_PIB_2      | -0.706126   | 0.215726   | -3.273   | 0.0020*** |
| d_l_PIB_3      | -0.425425   | 0.203854   | -2.087   | 0.0426**  |
| d_l_PIB_4      | -0.243732   | 0.207982   | -1.172   | 0.2474    |
| d_l_PIB_5      | -0.210987   | 0.176245   | -1.197   | 0.2375    |
| d_l_PIB_6      | -0.106280   | 0.164731   | -0.6452  | 0.5221    |
| d_l_PIB_7      | -0.132381   | 0.173342   | -0.7637  | 0.4490    |
| d_l_PIB_8      | -0.0257953  | 0.191087   | -0.1350  | 0.8932    |
| d_l_PIB_9      | 0.0810007   | 0.186139   | 0.4352   | 0.6655    |
| d_l_PIB_10     | -0.00828401 | 0.182921   | -0.04529 | 0.9641    |
| d_l_PIB_11     | -0.0662186  | 0.191358   | -0.3460  | 0.7309    |
| d_l_PIB_12     | -0.128483   | 0.177214   | -0.7250  | 0.4722    |

|                      | Coefficient | Std. Error | t-ratio | p-value |
|----------------------|-------------|------------|---------|---------|
| d_Desemprego_1       | -0.0290425  | 0.0238377  | -1.218  | 0.2294  |
| d_Desemprego_2       | 0.0113623   | 0.0254854  | 0.4458  | 0.6579  |
| d_Desemprego_3       | -0.00280251 | 0.0269288  | -0.1041 | 0.9176  |
| d_Desemprego_4       | -0.00955561 | 0.0332279  | -0.2876 | 0.7750  |
| d_Desemprego_5       | 0.0667327   | 0.0338760  | 1.970   | 0.0550* |
| d_Desemprego_6       | -0.0194203  | 0.0353656  | -0.5491 | 0.5856  |
| d_Desemprego_7       | -0.0501124  | 0.0263171  | -1.904  | 0.0633* |
| d_Desemprego_8       | -0.0192377  | 0.0325401  | -0.5912 | 0.5573  |
| d_Desemprego_9       | -0.00591550 | 0.0283642  | -0.2086 | 0.8357  |
| d_Desemprego_10      | -0.00999631 | 0.0234147  | -0.4269 | 0.6715  |
| d_Desemprego_11      | 0.00531595  | 0.0277492  | 0.1916  | 0.8489  |
| d_Desemprego_12      | 0.0374446   | 0.0253852  | 1.475   | 0.1472  |
| d_l_Informalidade_1  | 0.568072    | 0.330417   | 1.719   | 0.0924* |
| d_l_Informalidade_2  | 0.298094    | 0.293675   | 1.015   | 0.3155  |
| d_l_Informalidade_3  | -0.445238   | 0.277383   | -1.605  | 0.1155  |
| d_l_Informalidade_4  | -0.128683   | 0.376285   | -0.3420 | 0.7340  |
| d_l_Informalidade_5  | 0.488007    | 0.371414   | 1.314   | 0.1955  |
| d_l_Informalidade_6  | -0.619543   | 0.360141   | -1.720  | 0.0923* |
| d_l_Informalidade_7  | 0.0871798   | 0.392893   | 0.2219  | 0.8254  |
| d_l_Informalidade_8  | -0.184266   | 0.419519   | -0.4392 | 0.6626  |
| d_l_Informalidade_9  | -0.340247   | 0.377561   | -0.9012 | 0.3723  |
| d_l_Informalidade_10 | -0.643724   | 0.364659   | -1.765  | 0.0843* |
| d_l_Informalidade_11 | -0.260888   | 0.391643   | -0.6661 | 0.5087  |
| d_l_Informalidade_12 | -0.0394140  | 0.326919   | -0.1206 | 0.9046  |

|                    | Coefficient | Std. Error         | <i>t</i> -ratio | p-value |
|--------------------|-------------|--------------------|-----------------|---------|
| S1                 | −0.0650567  | 0.0466808          | −1.394          | 0.1703  |
| S2                 | −0.0502556  | 0.0474077          | −1.060          | 0.2948  |
| S3                 | −0.00902005 | 0.0555041          | −0.1625         | 0.8716  |
| S4                 | −0.0315313  | 0.0513415          | −0.6141         | 0.5422  |
| S5                 | 0.00853196  | 0.0423736          | 0.2014          | 0.8413  |
| S6                 | −0.00339036 | 0.0451227          | −0.07514        | 0.9404  |
| S7                 | 0.0499906   | 0.0422650          | 1.183           | 0.2431  |
| S8                 | 0.0259105   | 0.0420978          | 0.6155          | 0.5413  |
| S9                 | 0.0379544   | 0.0547028          | 0.6938          | 0.4914  |
| S10                | 0.0704401   | 0.0374361          | 1.882           | 0.0664* |
| S11                | 0.0175825   | 0.0402875          | 0.4364          | 0.6646  |
| Mean dependent var | 0.005481    | S.D. dependent var | 0.034655        |         |
| Sum squared resid  | 0.020310    | S.E. of regression | 0.021245        |         |
| $R^2$              | 0.837396    | Adjusted $R^2$     | 0.624205        |         |
| $F(59, 45)$        | 13.38155    | P-value( $F$ )     | 1.14e−15        |         |
| $\hat{\rho}$       | 0.036437    | Durbin–Watson      | 1.909396        |         |

## F-tests of zero restrictions

|                               |                        |          |
|-------------------------------|------------------------|----------|
| All lags of d_l_Salario       | $F(12, 45) = 0.883762$ | [0.5689] |
| All lags of d_l_PIB           | $F(12, 45) = 2.4506$   | [0.0149] |
| All lags of d_Desemprego      | $F(12, 45) = 1.18612$  | [0.3218] |
| All lags of d_l_Informalidade | $F(12, 45) = 2.45908$  | [0.0146] |
| All vars, lag 12              | $F(4, 45) = 0.592769$  | [0.6696] |

### Equation 3: d\_Desemplego

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

|                | Coefficient | Std. Error | t-ratio | p-value   |
|----------------|-------------|------------|---------|-----------|
| const          | 0.0750977   | 0.211137   | 0.3557  | 0.7237    |
| d_l_Salario_1  | 0.969499    | 2.25323    | 0.4303  | 0.6691    |
| d_l_Salario_2  | -3.58281    | 2.84317    | -1.260  | 0.2141    |
| d_l_Salario_3  | -0.911399   | 1.51590    | -0.6012 | 0.5507    |
| d_l_Salario_4  | -0.187893   | 1.45827    | -0.1288 | 0.8981    |
| d_l_Salario_5  | 1.72222     | 1.67921    | 1.026   | 0.3106    |
| d_l_Salario_6  | 4.56146     | 1.47467    | 3.093   | 0.0034*** |
| d_l_Salario_7  | 0.279350    | 1.83963    | 0.1519  | 0.8800    |
| d_l_Salario_8  | 1.62486     | 1.55699    | 1.044   | 0.3022    |
| d_l_Salario_9  | -0.367595   | 1.91761    | -0.1917 | 0.8488    |
| d_l_Salario_10 | 0.272455    | 2.02938    | 0.1343  | 0.8938    |
| d_l_Salario_11 | -2.34948    | 1.72494    | -1.362  | 0.1800    |
| d_l_Salario_12 | -3.57017    | 1.81112    | -1.971  | 0.0549*   |
| d_l_PIB_1      | -1.52388    | 0.870843   | -1.750  | 0.0870*   |
| d_l_PIB_2      | -1.18144    | 1.17814    | -1.003  | 0.3213    |
| d_l_PIB_3      | -2.70475    | 1.24396    | -2.174  | 0.0350**  |
| d_l_PIB_4      | -3.93692    | 1.17540    | -3.349  | 0.0016*** |
| d_l_PIB_5      | -2.86197    | 1.12741    | -2.539  | 0.0147**  |
| d_l_PIB_6      | -0.984211   | 1.16465    | -0.8451 | 0.4025    |
| d_l_PIB_7      | 0.350885    | 1.02019    | 0.3439  | 0.7325    |
| d_l_PIB_8      | 0.414048    | 0.982632   | 0.4214  | 0.6755    |
| d_l_PIB_9      | 0.267793    | 1.00877    | 0.2655  | 0.7919    |
| d_l_PIB_10     | 1.31371     | 1.15937    | 1.133   | 0.2632    |
| d_l_PIB_11     | 0.640970    | 1.11892    | 0.5728  | 0.5696    |
| d_l_PIB_12     | 1.14141     | 1.04979    | 1.087   | 0.2827    |

|                      | Coefficient | Std. Error | t-ratio  | p-value   |
|----------------------|-------------|------------|----------|-----------|
| d_Desemprego_1       | 0.530903    | 0.179262   | 2.962    | 0.0049*** |
| d_Desemprego_2       | -0.00370696 | 0.171544   | -0.02161 | 0.9829    |
| d_Desemprego_3       | 0.101057    | 0.149658   | 0.6753   | 0.5030    |
| d_Desemprego_4       | 0.233280    | 0.149267   | 1.563    | 0.1251    |
| d_Desemprego_5       | -0.0855250  | 0.139668   | -0.6123  | 0.5434    |
| d_Desemprego_6       | -0.144531   | 0.154258   | -0.9369  | 0.3538    |
| d_Desemprego_7       | -0.0100609  | 0.136905   | -0.07349 | 0.9417    |
| d_Desemprego_8       | 0.380757    | 0.153347   | 2.483    | 0.0168**  |
| d_Desemprego_9       | 0.0803388   | 0.157401   | 0.5104   | 0.6123    |
| d_Desemprego_10      | -0.0173945  | 0.160474   | -0.1084  | 0.9142    |
| d_Desemprego_11      | 0.220456    | 0.149001   | 1.480    | 0.1460    |
| d_Desemprego_12      | -0.577685   | 0.141428   | -4.085   | 0.0002*** |
| d_l_Informalidade_1  | -1.17484    | 1.72143    | -0.6825  | 0.4984    |
| d_l_Informalidade_2  | -0.873990   | 2.08994    | -0.4182  | 0.6778    |
| d_l_Informalidade_3  | 1.18033     | 1.81592    | 0.6500   | 0.5190    |
| d_l_Informalidade_4  | 1.33970     | 2.08285    | 0.6432   | 0.5234    |
| d_l_Informalidade_5  | -0.943270   | 2.20231    | -0.4283  | 0.6705    |
| d_l_Informalidade_6  | 1.08408     | 2.00650    | 0.5403   | 0.5917    |
| d_l_Informalidade_7  | -1.67426    | 1.80122    | -0.9295  | 0.3576    |
| d_l_Informalidade_8  | 1.62579     | 2.06430    | 0.7876   | 0.4351    |
| d_l_Informalidade_9  | 0.100832    | 1.84681    | 0.05460  | 0.9567    |
| d_l_Informalidade_10 | -0.241322   | 1.60066    | -0.1508  | 0.8808    |
| d_l_Informalidade_11 | 2.36633     | 1.85620    | 1.275    | 0.2089    |
| d_l_Informalidade_12 | -4.03876    | 1.89976    | -2.126   | 0.0390**  |
| S1                   | 0.775411    | 0.286829   | 2.703    | 0.0097*** |
| S2                   | 0.346335    | 0.284422   | 1.218    | 0.2297    |
| S3                   | 0.636817    | 0.387249   | 1.644    | 0.1070    |



|                    | Coefficient | Std. Error         | <i>t</i> -ratio | p-value |
|--------------------|-------------|--------------------|-----------------|---------|
| S4                 | −0.337080   | 0.293668           | −1.148          | 0.2571  |
| S5                 | −0.443504   | 0.241234           | −1.838          | 0.0726* |
| S6                 | −0.503614   | 0.275765           | −1.826          | 0.0745* |
| S7                 | −0.113132   | 0.207201           | −0.5460         | 0.5878  |
| S8                 | 0.214527    | 0.294786           | 0.7277          | 0.4705  |
| S9                 | −0.194578   | 0.303465           | −0.6412         | 0.5247  |
| S10                | −0.292331   | 0.318061           | −0.9191         | 0.3629  |
| S11                | −0.255596   | 0.325878           | −0.7843         | 0.4370  |
| Mean dependent var | 0.028571    | S.D. dependent var | 0.318866        |         |
| Sum squared resid  | 0.628861    | S.E. of regression | 0.118215        |         |
| $R^2$              | 0.940529    | Adjusted $R^2$     | 0.862556        |         |
| $F(59, 45)$        | 30.43739    | P-value( $F$ )     | 4.89e−23        |         |
| $\hat{\rho}$       | 0.024285    | Durbin–Watson      | 1.899598        |         |

## F-tests of zero restrictions

|                               |                       |          |
|-------------------------------|-----------------------|----------|
| All lags of d_l_Salario       | $F(12, 45) = 2.42843$ | [0.1585] |
| All lags of d_l_PIB           | $F(12, 45) = 2.82455$ | [0.0058] |
| All lags of d_Desemprego      | $F(12, 45) = 8.62146$ | [0.0000] |
| All lags of d_l_Informalidade | $F(12, 45) = 1.32198$ | [0.2400] |
| All vars, lag 12              | $F(4, 45) = 4.67197$  | [0.0031] |

### Equation 4: d\_l\_Informalidade

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

|                | Coefficient | Std. Error | t-ratio  | p-value   |
|----------------|-------------|------------|----------|-----------|
| const          | 0.0128828   | 0.0162738  | 0.7916   | 0.4327    |
| d_l_Salario_1  | -0.116230   | 0.203983   | -0.5698  | 0.5716    |
| d_l_Salario_2  | 0.345321    | 0.245605   | 1.406    | 0.1666    |
| d_l_Salario_3  | 0.0854881   | 0.215886   | 0.3960   | 0.6940    |
| d_l_Salario_4  | -0.166083   | 0.146829   | -1.131   | 0.2640    |
| d_l_Salario_5  | 0.0503819   | 0.165516   | 0.3044   | 0.7622    |
| d_l_Salario_6  | -0.539708   | 0.197481   | -2.733   | 0.0089*** |
| d_l_Salario_7  | -0.158385   | 0.121328   | -1.305   | 0.1984    |
| d_l_Salario_8  | -0.152954   | 0.159411   | -0.9595  | 0.3424    |
| d_l_Salario_9  | -0.125639   | 0.166650   | -0.7539  | 0.4548    |
| d_l_Salario_10 | -0.0202524  | 0.199886   | -0.1013  | 0.9197    |
| d_l_Salario_11 | -0.192419   | 0.144162   | -1.335   | 0.1887    |
| d_l_Salario_12 | -0.0430153  | 0.147601   | -0.2914  | 0.7721    |
| d_l_PIB_1      | 0.107022    | 0.0746998  | 1.433    | 0.1589    |
| d_l_PIB_2      | -0.123593   | 0.0968919  | -1.276   | 0.2087    |
| d_l_PIB_3      | -0.0929715  | 0.0966255  | -0.9622  | 0.3411    |
| d_l_PIB_4      | 0.00292695  | 0.0934038  | 0.03134  | 0.9751    |
| d_l_PIB_5      | 0.0153824   | 0.0908754  | 0.1693   | 0.8663    |
| d_l_PIB_6      | -0.257558   | 0.109824   | -2.345   | 0.0235**  |
| d_l_PIB_7      | -0.228116   | 0.100914   | -2.260   | 0.0287**  |
| d_l_PIB_8      | -0.129438   | 0.0888421  | -1.457   | 0.1521    |
| d_l_PIB_9      | -0.0192670  | 0.0810857  | -0.2376  | 0.8133    |
| d_l_PIB_10     | -0.00476801 | 0.0923663  | -0.05162 | 0.9591    |
| d_l_PIB_11     | -0.132352   | 0.0990940  | -1.336   | 0.1884    |
| d_l_PIB_12     | -0.0685371  | 0.0882036  | -0.7770  | 0.4412    |

|                      | Coefficient | Std. Error | t-ratio | p-value   |
|----------------------|-------------|------------|---------|-----------|
| d_Desemprego_1       | -0.0164958  | 0.0118423  | -1.393  | 0.1705    |
| d_Desemprego_2       | 0.0148681   | 0.0126189  | 1.178   | 0.2449    |
| d_Desemprego_3       | -0.0188743  | 0.0148738  | -1.269  | 0.2110    |
| d_Desemprego_4       | -0.00971069 | 0.0222984  | -0.4355 | 0.6653    |
| d_Desemprego_5       | 0.0282380   | 0.0194250  | 1.454   | 0.1530    |
| d_Desemprego_6       | 0.00394086  | 0.0165635  | 0.2379  | 0.8130    |
| d_Desemprego_7       | -0.0110740  | 0.0135282  | -0.8186 | 0.4173    |
| d_Desemprego_8       | -0.0161893  | 0.0169707  | -0.9540 | 0.3452    |
| d_Desemprego_9       | -0.00463742 | 0.0169372  | -0.2738 | 0.7855    |
| d_Desemprego_10      | 0.00478567  | 0.0119395  | 0.4008  | 0.6904    |
| d_Desemprego_11      | -0.0226002  | 0.0132628  | -1.704  | 0.0953*   |
| d_Desemprego_12      | 0.0488476   | 0.0144217  | 3.387   | 0.0015*** |
| d_l_Informalidade_1  | 0.795507    | 0.202264   | 3.933   | 0.0003*** |
| d_l_Informalidade_2  | 0.295421    | 0.193803   | 1.524   | 0.1344    |
| d_l_Informalidade_3  | -0.788875   | 0.164323   | -4.801  | 0.0000*** |
| d_l_Informalidade_4  | 0.247047    | 0.212181   | 1.164   | 0.2504    |
| d_l_Informalidade_5  | 0.292824    | 0.189150   | 1.548   | 0.1286    |
| d_l_Informalidade_6  | -0.323694   | 0.208762   | -1.551  | 0.1280    |
| d_l_Informalidade_7  | 0.287924    | 0.202622   | 1.421   | 0.1622    |
| d_l_Informalidade_8  | -0.168213   | 0.191040   | -0.8805 | 0.3833    |
| d_l_Informalidade_9  | -0.314566   | 0.169260   | -1.858  | 0.0697*   |
| d_l_Informalidade_10 | 0.218082    | 0.139223   | 1.566   | 0.1243    |
| d_l_Informalidade_11 | -0.161098   | 0.178410   | -0.9030 | 0.3714    |
| d_l_Informalidade_12 | -0.0680497  | 0.147136   | -0.4625 | 0.6460    |

|                    | Coefficient | Std. Error         | t-ratio  | p-value |
|--------------------|-------------|--------------------|----------|---------|
| S1                 | −0.0350601  | 0.0234089          | −1.498   | 0.1412  |
| S2                 | 0.000981781 | 0.0249939          | 0.03928  | 0.9688  |
| S3                 | −0.0624716  | 0.0311736          | −2.004   | 0.0511* |
| S4                 | −0.0158195  | 0.0310619          | −0.5093  | 0.6130  |
| S5                 | 0.0158902   | 0.0192855          | 0.8239   | 0.4143  |
| S6                 | 0.00321274  | 0.0213587          | 0.1504   | 0.8811  |
| S7                 | 0.00303086  | 0.0167352          | 0.1811   | 0.8571  |
| S8                 | −0.0328613  | 0.0223596          | −1.470   | 0.1486  |
| S9                 | 0.0161710   | 0.0275332          | 0.5873   | 0.5599  |
| S10                | 0.0195914   | 0.0233345          | 0.8396   | 0.4056  |
| S11                | −0.00347039 | 0.0231840          | −0.1497  | 0.8817  |
| Mean dependent var | 0.001144    | S.D. dependent var | 0.019916 |         |
| Sum squared resid  | 0.004813    | S.E. of regression | 0.010342 |         |
| $R^2$              | 0.883328    | Adjusted $R^2$     | 0.730357 |         |
| $F(59, 45)$        | 34.73600    | P-value( $F$ )     | 2.91e−24 |         |
| $\hat{\rho}$       | −0.005269   | Durbin–Watson      | 1.996574 |         |

## F-tests of zero restrictions

|                               |                       |          |
|-------------------------------|-----------------------|----------|
| All lags of d_l_Salario       | $F(12, 45) = 1.78616$ | [0.0800] |
| All lags of d_l_PIB           | $F(12, 45) = 3.29583$ | [0.0018] |
| All lags of d_Desemprego      | $F(12, 45) = 1.61025$ | [0.1229] |
| All lags of d_l_Informalidade | $F(12, 45) = 7.23232$ | [0.0000] |
| All vars, lag 12              | $F(4, 45) = 4.30553$  | [0.0049] |

For the system as a whole —

Null hypothesis: the longest lag is 11

Alternative hypothesis: the longest lag is 12

Likelihood ratio test:  $\chi^2_{16} = 92.449$  [0.0000]

# APÊNDICE B . *Output do VAR 2*

## gerado pelo GRETL

VAR system, lag order 1

OLS estimates, observations 2012:05–2021:12 ( $T = 116$ )

Log-likelihood = 498.617

Determinant of covariance matrix = 3.70691e-008

AIC = -7.8210

BIC = -6.7528

HQC = -7.3874

Portmanteau test: LB(29) = 332.2, df = 252 [0.0005]

### Equation 1: d\_l\_Salario

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

|               | Coefficient   | Std. Error  | <i>t</i> -ratio | p-value   |
|---------------|---------------|-------------|-----------------|-----------|
| const         | -0.00670288   | 0.00140568  | -4.768          | 0.0000*** |
| d_l_Salario_1 | 0.0191947     | 0.0767252   | 0.2502          | 0.8030    |
| d_l_PBF_1     | 0.0350073     | 0.0397470   | 0.8808          | 0.3805    |
| d_Vendas_1    | -3.06056e-005 | 0.000241846 | -0.1265         | 0.8995    |
| S1            | 0.0627394     | 0.00797362  | 7.868           | 0.0000*** |
| S2            | 0.000576633   | 0.00527469  | 0.1093          | 0.9132    |

|                    | Coefficient | Std. Error         | t-ratio  | p-value  |
|--------------------|-------------|--------------------|----------|----------|
| S3                 | 0.000604969 | 0.00197592         | 0.3062   | 0.7601   |
| S4                 | 0.00253558  | 0.00180356         | 1.406    | 0.1628   |
| S5                 | 0.00148794  | 0.00171465         | 0.8678   | 0.3876   |
| S6                 | 0.00272266  | 0.00207255         | 1.314    | 0.1919   |
| S7                 | 0.00333781  | 0.00174900         | 1.908    | 0.0592*  |
| S8                 | 0.00416672  | 0.00163354         | 2.551    | 0.0123** |
| S9                 | 0.00227895  | 0.00187799         | 1.214    | 0.2278   |
| S10                | 0.00141628  | 0.00175994         | 0.8047   | 0.4229   |
| S11                | 0.00165788  | 0.00184620         | 0.8980   | 0.3713   |
| Mean dependent var | −0.000050   | S.D. dependent var | 0.017877 |          |
| Sum squared resid  | 0.005855    | S.E. of regression | 0.007614 |          |
| $R^2$              | 0.840687    | Adjusted $R^2$     | 0.818604 |          |
| $F(14, 101)$       | 6.268313    | P-value( $F$ )     | 7.69e−09 |          |
| $\hat{\rho}$       | 0.000693    | Durbin–Watson      | 1.998573 |          |

## F-tests of zero restrictions

|                         |                         |          |
|-------------------------|-------------------------|----------|
| All lags of d_l_Salario | $F(1, 101) = 0.0625871$ | [0.8030] |
| All lags of d_l_PBF     | $F(1, 101) = 0.775727$  | [0.3805] |
| All lags of d_Vendas    | $F(1, 101) = 0.0160148$ | [0.8995] |
| All vars, lag 1         | $F(3, 101) = 0.518855$  | [0.6703] |

### Equation 2: d\_1\_PBF

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

|                    | Coefficient  | Std. Error         | <i>t</i> -ratio | p-value   |
|--------------------|--------------|--------------------|-----------------|-----------|
| const              | 0.00188567   | 0.00275929         | 0.6834          | 0.4959    |
| d_1_Salario_1      | -0.201990    | 0.144083           | -1.402          | 0.1640    |
| d_1_PBF_1          | -0.283500    | 0.139342           | -2.035          | 0.0445*** |
| d_Vendas_1         | -0.00111449  | 0.000645095        | -1.728          | 0.0871*   |
| S1                 | -0.00511750  | 0.00516462         | -0.9909         | 0.3241    |
| S2                 | 0.0101213    | 0.00844416         | 1.199           | 0.2335    |
| S3                 | 0.000986106  | 0.00468738         | 0.2104          | 0.8338    |
| S4                 | 0.00200792   | 0.0116037          | 0.1730          | 0.8630    |
| S5                 | -0.00229344  | 0.00420364         | -0.5456         | 0.5866    |
| S6                 | -0.00646968  | 0.00371906         | -1.740          | 0.0850*   |
| S7                 | -0.00468523  | 0.00589072         | -0.7954         | 0.4283    |
| S8                 | 0.00398884   | 0.00628620         | 0.6345          | 0.5272    |
| S9                 | -0.00368614  | 0.00404945         | -0.9103         | 0.3648    |
| S10                | 9.53395e-005 | 0.00316316         | 0.03014         | 0.9760    |
| S11                | -0.00453553  | 0.00566904         | -0.8001         | 0.4256    |
| Mean dependent var | 0.000732     | S.D. dependent var | 0.014621        |           |
| Sum squared resid  | 0.021282     | S.E. of regression | 0.014516        |           |
| $R^2$              | 0.134282     | Adjusted $R^2$     | 0.014281        |           |
| $F(14, 101)$       | 1.319387     | P-value( $F$ )     | 0.209311        |           |
| $\hat{\rho}$       | 0.018189     | Durbin-Watson      | 1.961301        |           |

### F-tests of zero restrictions

|                         |                       |          |
|-------------------------|-----------------------|----------|
| All lags of d_1_Salario | $F(1, 101) = 1.96532$ | [0.1640] |
| All lags of d_1_PBF     | $F(1, 101) = 4.13946$ | [0.0445] |
| All lags of d_Vendas    | $F(1, 101) = 2.98474$ | [0.0871] |
| All vars, lag 1         | $F(3, 101) = 3.07295$ | [0.0311] |

### Equation 3: d\_Vendas

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

|                    | Coefficient | Std. Error         | <i>t</i> -ratio | p-value  |
|--------------------|-------------|--------------------|-----------------|----------|
| const              | −0.395689   | 0.621682           | −0.6365         | 0.5259   |
| d_l_Salario_1      | 34.2243     | 20.6063            | 1.661           | 0.0998*  |
| d_l_PBF_1          | 48.2549     | 21.9356            | 2.200           | 0.0301** |
| d_Vendas_1         | 0.0454206   | 0.167809           | 0.2707          | 0.7872   |
| S1                 | 0.661591    | 0.861010           | 0.7684          | 0.4440   |
| S2                 | −1.27437    | 1.39311            | −0.9148         | 0.3625   |
| S3                 | 0.455120    | 0.779795           | 0.5836          | 0.5608   |
| S4                 | −1.40085    | 2.13573            | −0.6559         | 0.5134   |
| S5                 | 1.05024     | 0.731770           | 1.435           | 0.1543   |
| S6                 | 1.01148     | 0.936358           | 1.080           | 0.2826   |
| S7                 | 1.50107     | 0.893043           | 1.681           | 0.0959*  |
| S8                 | 0.625657    | 0.919207           | 0.6806          | 0.4977   |
| S9                 | 0.288898    | 0.753689           | 0.3833          | 0.7023   |
| S10                | 0.875737    | 0.638397           | 1.372           | 0.1732   |
| S11                | 0.440665    | 0.692008           | 0.6368          | 0.5257   |
| Mean dependent var | 0.020690    | S.D. dependent var | 2.337837        |          |
| Sum squared resid  | 521.4903    | S.E. of regression | 2.272283        |          |
| $R^2$              | 0.170302    | Adjusted $R^2$     | 0.055294        |          |
| $F(14, 101)$       | 1.128006    | P-value( $F$ )     | 0.343364        |          |
| $\hat{\rho}$       | −0.045607   | Durbin–Watson      | 2.086567        |          |

### F-tests of zero restrictions

|                         |                         |          |
|-------------------------|-------------------------|----------|
| All lags of d_l_Salario | $F(1, 101) = 2.75848$   | [0.0998] |
| All lags of d_l_PBF     | $F(1, 101) = 4.83932$   | [0.0301] |
| All lags of d_Vendas    | $F(1, 101) = 0.0732611$ | [0.7872] |
| All vars, lag 1         | $F(3, 101) = 3.43861$   | [0.0197] |