



UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
“JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
Câmpus de Presidente Prudente

BRUNO PEREIRA XAVIER DE ANDRADE

**MODELAGEM DE EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS PARA A RELAÇÃO ENTRE
SALÁRIO E PREÇO: UMA ABORDAGEM ECONOMÉTRICA**

PRESIDENTE PRUDENTE

2024

BRUNO PEREIRA XAVIER DE ANDRADE

**MODELAGEM DE EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS PARA A RELAÇÃO ENTRE
SALÁRIO E PREÇO: UMA ABORDAGEM ECONOMÉTRICA**

Relatório Final para Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Curso de Graduação em Estatística da FCT/Unesp para aproveitamento na disciplina de Trabalho de Conclusão de Curso.

Orientador: Prof. Dr. Manoel Ivanildo Silvestre Bezerra.

PRESIDENTE PRUDENTE

2024

A553m Andrade, Bruno Pereira Xavier de
Modelagem de Equações Simultâneas para a Relação
entre Salário e Preço: Uma Abordagem Econométrica /
Bruno Pereira Xavier de Andrade. -- Presidente Prudente,
2024
57 p. : il., tabs.

Trabalho de conclusão de curso (Bacharelado -
Estatística) - Universidade Estadual Paulista (UNESP),
Faculdade de Ciências e Tecnologia, Presidente Prudente
Orientador: Manoel Ivanildo Silvestre Bezerra

1. Equações Simultâneas. 2. Econometria. 3. Salário e
Preço.
I. Título.

Sistema de geração automática de fichas catalográficas da Unesp. Dados
fornecidos pelo autor(a).

TERMO DE APROVAÇÃO**BRUNO PEREIRA XAVIER DE ANDRADE****MODELAGEM DE EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS PARA A RELAÇÃO ENTRE
SALÁRIO E PREÇO: UMA ABORDAGEM ECONOMÉTRICA**

Relatório de Final de Trabalho de Conclusão de Curso aprovado como requisito para obtenção de créditos na disciplina Trabalho de Conclusão do curso de graduação em Estatística da Faculdade de Ciências e Tecnologia da Unesp, pela seguinte banca examinadora:

Orientador: _____

Prof. Dr. Manoel Ivanildo Silvestre Bezerra

Departamento de Estatística

Prof. Dr. José Gilberto Spasiani Rinaldi

Departamento de Estatística

Presidente Prudente, 06 de dezembro de 2024.

RESUMO

A relação entre preços e salário está presente na vida cotidiana de pessoas ao redor de todo o mundo, sendo assim, faz-se necessário compreender essa relação que possui alto grau de impacto na sociedade. Diante disso, este trabalho busca ajustar modelos que expliquem de forma satisfatória a variabilidade observada dos preços e salários. As técnicas de equações simultâneas utilizadas, buscam tratar essa relação de forma bilateral, isto é, com ambas as variáveis exercem influência entre si. A análise exploratória foi feita utilizando métricas e gráficos que buscassem retratar da melhor forma o comportamento das variáveis individualmente, bem como suas relações entre si. Foram utilizadas as técnicas de mínimos quadrados em dois estágios para a construção dos modelos e uma posterior verificação de ajuste através de visualização gráfica e métricas baseadas no erro quadrático médio e no erro médio absoluto. Foi possível verificar que o modelo contendo o INPC Acumulado performou melhor que o modelo contendo o PIB e encontra mais amparo na realidade. Este trabalho não tem o objetivo de estabelecer uma relação causal, se apoiando em trabalhos de outros autores para isso.

Palavras-chave: regressão; equações simultâneas; variáveis instrumentais; mínimos quadrados indiretos; mínimos quadrados em dois estágios; preço; salário.

ABSTRACT

The relationship between prices and wages is present in the daily lives of people around the world, therefore, it is necessary to understand that this relationship has a high impact on society. Therefore, this work seeks to adjust models that satisfactorily explain the observed variability of prices and trends. The simultaneous equation techniques used seek to treat this relationship in a bilateral way, that is, with both variables influencing each other. The exploratory analysis was carried out using metrics and graphs that sought to best portray the behavior of the variables individually, as well as their relationships with each other. Two-stage least squares techniques were used to build the models and subsequently verify fit through graphical visualization and metrics based on mean squared error and mean absolute error. It was possible to verify that the model containing the Accumulated INPC performed better than the model containing the GDP and finds more support in reality. This work does not aim to establish a causal relationship, relying on the work of other authors to do so.

Keywords: regression; simultaneous equations; instrumental variables; indirect least squares; two-stage least squares; price; wage.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	7
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	9
2.1 UMA APLICAÇÃO NO SETOR DE PRODUÇÃO DE SOJA	9
2.2 UMA APLICAÇÃO NO SETOR DE ENERGIA ELÉTRICA	9
3 METODOLOGIA	10
3.1 CONDIÇÃO DE ORDEM PARA A IDENTIFICAÇÃO	10
3.2 CONDIÇÃO DE POSTO PARA A IDENTIFICAÇÃO	11
3.3 TESTE DE SIMULTANEIDADE DE HAUSMAN	12
3.4 MÉTODOS DE EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS	13
3.4.1 O MÉTODO DAS VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS	13
3.4.2 FORMA REDUZIDA	15
3.4.3 O MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS INDIRETOS (MQI)	16
3.4.4 O MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS EM DOIS ESTÁGIOS (MQ2E)	17
3.5 ANÁLISE DIAGNÓSTICA DO MODELO	17
3.5.1 TESTE DE SHAPIRO-WILK	18
3.5.2 TESTE DE DURBIN-WATSON	19
3.5.3 TESTE DE BREUSCH-PAGAN	20
3.6 MÉTRICAS DE PERFORMANCE DO MODELO	20
4 DADOS UTILIZADOS	22
5 RESULTADOS	25
5.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DAS VARIÁVEIS DO MODELO	25
5.2 MODELOS DE EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS	30
5.2.1 SISTEMA IPCA E SALÁRIO MÍNIMO NECESSÁRIO	31
5.2.2 SISTEMA INPC E SALÁRIO MÍNIMO NECESSÁRIO	37
5.2.3 SISTEMA INPC E SALÁRIO MÍNIMO NECESSÁRIO (ISOLANDO O EFEITO DO A INFLAÇÃO)	42
5.3 COMPARAÇÃO ENTRE OS MODELOS	48
6 CONCLUSÕES	49
REFERÊNCIAS	51
ANEXO A – TABELA PARA INTERPRETAÇÃO DO COEFICIENTE R DE CORRELAÇÃO	54
ANEXO B – CÓDIGO EM R (MÍNIMOS QUADRADOS EM DOIS ESTÁGIOS)	55

1 INTRODUÇÃO

A relação entre salários e preços é uma dinâmica que está sempre em variação ao longo do tempo e que apresenta uma relação de causa e efeito bilateral, já que o reajuste de uma medida exige, em algum momento, o reajuste da outra.

Essa dinâmica pode ser traduzida pela ideia de Poder de Compra, que é a capacidade de obter bens, serviços e mercadorias com uma determinada quantidade de moeda. Dizemos que o poder de compra aumenta ou diminui se uma mesma quantidade de dinheiro é capaz de comprar mais ou menos de um determinado produto (sendo que se a variação dos preços vem acompanhada de um reajuste salarial na mesma medida, é possível que o poder de compra de uma pessoa não seja alterado).

A alteração do preço dos produtos é traduzida pelo que é chamado de inflação, podendo ser ela relativa a um único produto, ou um índice que mede a inflação dos produtos de forma geral. Atualmente no Brasil temos inúmeros indicadores para a inflação, feitos por diferentes instituições. Podemos citar o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e que é o principal indicador de inflação no Brasil e utilizado pelo Banco Central (BC) para estipular as metas de inflação do país. Existem diversos índices de inflação e alguns são mais viáveis para compra e venda de imóveis, outros para produtos alimentícios, compra e venda de automóveis dentre outras diversas aplicações.

Inúmeras variáveis podem ocasionar uma alteração do preço de um produto podendo ser essas variações de naturezas diversas, como causas naturais (como alteração do índice pluviométrico, que pode impactar na safra de produtos de hortifruti), causas econômicas, como aumento da base monetária para financiamento do Governo (que causaria uma inflação nos produtos como um todo). Mankiw (2021, p. 68), apresenta uma forte correlação entre a inflação e a taxa média da expansão monetária em 123 países, durante o período de 2007 a 2016 “...a ligação entre expansão monetária e taxa de inflação torna-se evidente. Países com forte expansão monetária (como Gana e Moçambique) tendem a ter uma inflação alta, enquanto países com baixa expansão monetária (como Japão e Estados Unidos) tendem a uma inflação baixa”.

Ao longo do período analisado, a pandemia de Covid-19 afetou de forma mais imediata a desocupação, e posteriormente acabou sendo um agravante, dentre diversos fatores, para as outras variáveis analisadas, como IPCA e SELIC.

Visto que a dinâmica desse trabalho é uma “via de mão dupla”, na qual o salário exerce influência sobre os preços e os preços exercem influência sobre os salários, uma análise de Equações Simultâneas pode ser adequada para este contexto.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Nesta seção, serão analisados alguns trabalhos anteriores que fizeram uso de Equações Simultâneas, com diferentes abordagens. Ambos os exemplos abordados tratam de uma abordagem extremamente comum no contexto de equações simultâneas, a saber, a relação entre oferta e demanda em diversos contextos.

2.1 Uma Aplicação no Setor de Produção de Soja

Vasconcelos (2011) utiliza equações simultâneas através de métodos clássicos e bayesianos. Na abordagem clássica, é utilizado o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios para modelar a quantidade e o valor da produção de soja em grão no Brasil.

O autor considera as variáveis área colhida, quantidade produzida, valor da produção e produto interno bruto, sendo as variáveis respostas *quantidade produzida (QP)* e *valor da produção (VP)* com frequência anual no período de 1994 a 2009.

Os resultados obtidos foram satisfatórios e foi verificado que as relações eram simultâneas.

Sendo assim, com uso de equações simultâneas, foi possível concluir que o aumento da estimativa da média da quantidade produzida em 1 ton (uma tonelada), causa uma elevação no valor médio da produção em R\$ 0,8007 mil (800,70 reais).

2.2 Uma Aplicação no Setor de Energia Elétrica

Resende Júnior (2011) aplica equações simultâneas para modelar a relação de equilíbrio entre oferta e demanda de energia elétrica nas regiões do mercado brasileiro de energia (Nordeste, Norte, Sul e Sudeste/Centro-Oeste). Foram utilizados os métodos de Mínimos Quadrados em Dois Estágios e Mínimos Quadrados em Três Estágios.

Os dados utilizados são de frequência mensal, do período de setembro de 2000 a julho de 2010, totalizando 119 observações.

As variáveis respostas (endógenas) são *Quantidade de oferta*, *Energia armazenada*, *Preço* e *Quantidade de demanda*.

A relação de simultaneidade foi confirmada nas regiões Sudeste/Centro-Oeste e Nordeste. O método de equações simultâneas mais robusto para o caso foi o MQ3E.

3 METODOLOGIA

Os modelos tradicionais de Regressão, que são comumente resolvidos por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), possuem apenas uma variável resposta (Y) e uma ou mais variáveis explanatórias (X). Em que, X são as variáveis de causa e Y a variável de efeito.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + \varepsilon, \quad i = 1, 2, \dots, k$$

Entretanto, os modelos aqui tratados são chamados de modelos de equações simultâneas, em que estamos interessados em estimar um sistema de equações. Em cada equação do sistema estimamos Y_{ji} :

$$\begin{aligned} Y_{1i} &= \beta_{10} + \beta_{12} Y_{2i} + \gamma_{11} X_{1i} + u_{1i}, & i &= 1, 2, \dots, n \\ Y_{2i} &= \beta_{20} + \beta_{21} Y_{1i} + \gamma_{21} X_{1i} + u_{2i}, & i &= 1, 2, \dots, n \end{aligned}$$

Nesses modelos, há uma equação para cada variável *endógena* (Y) – podem ser tanto variáveis resposta como variáveis explanatórias, desde que em equações diferentes – enquanto que as outras variáveis (X) são chamadas de *exógenas* – são apenas explanatórias. Também é comum o termo *variável predeterminada*, para se referir tanto a variáveis exógenas, quanto a variáveis endógenas defasadas.

Tais equações exigem uma forma específica de modelagem, pois é necessário levar em consideração as demais equações do sistema para que os estimadores sejam consistentes – isto é, o vício desaparece à medida que o tamanho amostral aumenta. O que geralmente ocorre nos casos em que o Método MQO é utilizado, pois u_{1i} estaria correlacionado com Y_{2i} e u_{2i} estaria correlacionado com Y_{1i} , violando o pressuposto de que o erro do modelo é independente das variáveis explanatórias.

3.1 Condição de Ordem para a identificação

A identificação das equações pela condição de ordem (ou critério da exclusão) é necessária, porém não suficiente para a identificação. Este critério pode ser enunciado de algumas formas diferentes, mas equivalentes. As formas que descreveremos, podem ser encontradas em Gujarati e Porter (2011, p.693).

Dado um sistema com M equações simultâneas, dizemos que uma equação é identificada, se excluimos (não incluímos) ao mesmo $M - 1$ variáveis (endógenas ou predeterminadas) que aparecem no modelo.

Outra forma equivalente de compreender o método é considerar

M = Número de variáveis endógenas no modelo

m = Número de variáveis endógenas em uma dada equação

K = Número de variáveis predeterminadas no modelo

k = Número de variáveis predeterminadas em uma dada equação

Tabela 1 – Critérios para identificação de uma equação

Variáveis Excluídas	$K - k$	Decisão
$< M - 1$	$< m - 1$	Não identificada
$= M - 1$	$= m - 1$	Exatamente identificada
$> M - 1$	$> m - 1$	Superidentificada

Fonte: elaborado pelo autor (2024)

Se a equação é não identificada, não é possível identificar os coeficientes estruturais com os métodos de equações simultâneas, o que implica que não há solução para o sistema.

Se a equação é exatamente identificada, existe apenas uma solução para os parâmetros estruturais.

Se a equação é superidentificada, o método MQ2E deve ser utilizado para sanar o problema de diversas estimações para um mesmo parâmetro.

Tanto no caso da identificação exata quanto no caso da superidentificação, dizemos que a equação é identificável.

Se o sistema for exatamente identificado, os métodos VI, MQI e MQ2E, terão as mesmas estimativas. No caso de superidentificação, o método MQ2E é capaz de estimar os parâmetros estruturais.

3.2 Condição de Posto para a identificação

A condição de posto é necessária e suficiente para a identificação e pode ser encontrada em Gujarati e Porter (2011, p.694)

Dizemos que a condição de posto é satisfeita se ao menos um determinante diferente de zero de ordem $M - 1$ puder ser construído por meio dos coeficientes das variáveis (tanto endógenas quanto predeterminadas) excluídas da equação especificada, mas incluídas em outras equações.

Caso seja possível formar mais de uma matriz A de ordem $M - 1$, é necessário que ao menos uma delas tenha determinante diferente de 0 para que a condição seja satisfeita.

Levando em conta tanto o critério de ordem quanto o critério de posto, podemos formular as seguintes condições.

Tabela 2 – Decisão levando em conta os critérios de ordem e de posto para identificação

Variáveis Excluídas	$K - k$	Posto da matriz A	Decisão
$< M - 1$	$< m - 1$	–	Não identificada
$\geq M - 1$	$\geq m - 1$	$< M - 1$	Subidentificada
$= M - 1$	$= m - 1$	$= M - 1$	Exatamente identificada
$> M - 1$	$> m - 1$	$= M - 1$	Superidentificada

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

No caso de equações não identificadas, a condição de posto não se faz necessária e o posto da matriz A tende a ser menor que $M - 1$. Sendo assim, neste caso, apenas a condição de ordem é suficiente para a decisão.

3.3 Teste de Simultaneidade de Hausman

O Teste de Simultaneidade de Hausman é utilizado para testar simultaneidade (endogeneidade). Sua importância está no fato de que, se não houver simultaneidade entre as variáveis endógenas, elas são mutuamente independentes.

Como já mencionado anteriormente, equações simultâneas não podem ser estimadas via MQO. Por outro lado, quando não há simultaneidade, as estimativas por métodos alternativos (como MQ2E e VI) produzem estimadores consistentes, porém não eficientes, conforme afirma Gujarati e Porter (p. 697), isto é, sua variância não é a menor possível. Sendo assim, o Teste de especificação de Hausman é essencial, não apenas para garantir a consistência dos estimadores, mas para garantir que eles serão os melhores possíveis.

As hipóteses testadas são as seguintes:

$$H_0 = \text{Não há presença de simultaneidade}$$

$$H_A = \text{Há presença de simultaneidade}$$

3.4 Métodos de Equações Simultâneas

Nesta seção, apresentaremos os métodos de Variáveis Instrumentais (VI), Mínimos Quadrados Indiretos (MQI) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), bem como introduziremos os conceitos de equações estruturais e equações reduzidas. Sendo que as equações de forma reduzida são utilizadas nos dois últimos métodos.

3.4.1 O Método das Variáveis Instrumentais

O Método das variáveis instrumentais pode ser utilizado quando queremos corrigir o problema em que o erro do modelo é correlacionado com uma ou mais variáveis explanatórias X . Segundo Wooldridge (2023, p.479) VI (variável instrumental) também proporciona resultados mais exatos no caso de variáveis omitidas.

Consideremos um modelo de Regressão Linear Simples:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

Pressupondo que $E(u_i) = 0, Var(u_i) = \sigma^2, E = Cov(u_i, u_j) = 0, se i \neq j e Cov(x_i, u_i) \neq 0$.

Temos que os estimadores de MQO de são:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Se x_i e u_i apresentam correlação assintótica positiva, $\hat{\beta}_1$ tende a superestimar o valor de β_1 , enquanto que se x_i e u_i apresentam correlação assintótica negativa, $\hat{\beta}_1$ tende a subestimar o valor de β_1 , conforme apresentado por Hoffmann (2021, p. 306).

Se tomarmos uma amostra de uma variável Z_i , tal que:

$$Cov(z_i, x_i) \neq 0 \quad (2)$$

$$Cov(z_i, u_i) = 0 \quad (3)$$

Podemos denominar essa variável como variável instrumental, pois dizemos que z é uma variável instrumental de x , ou um instrumento de x . É necessário que a condição (3) seja satisfeita, pois os instrumentos são tratados apenas como variáveis exógenas, isto é, variáveis exclusivamente explanatórias. Quanto à (2) é a condição chamada de relevância dos instrumentos, em que o instrumento é tido como relevante conforme o seu grau de associação com a variável endógena X .

Dessa forma, nossos estimadores de VI são:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})}$$

Tal método permite que tenhamos estimadores consistentes mesmo quando há variáveis explanatórias correlacionadas com o erro do modelo.

Expandindo para a notação matricial do caso de múltiplas VIs, temos que o vetor dos estimadores de VIs é:

$$y_i = X_i \beta_i + u_i, \quad i = 1, 2$$

$$\hat{\beta}_i = (Z' X_i)^{-1} Z' y_i, \quad i = 1, 2$$

Em que:

X_i = Variáveis explanatórias (endógenas ou predeterminadas) da i -ésima equação

Z = Variáveis instrumentais do modelo

y_i = Variável endógena resposta da i -ésima equação

No caso de todas as variáveis explanatórias serem não correlacionadas com o erro, os estimadores de VIs coincidem com os estimadores de MQO.

A matriz de covariância dos estimadores de VI é:

$$Cov(\hat{\beta}_i) = (Z'X_i)^{-1}(Z'Z)(X_i'Z)^{-1}\hat{\sigma}_i^2$$

$$\text{Em que } \hat{\sigma}^2 = \frac{(y_i - X_i\hat{\beta}_i)'(y_i - X_i\hat{\beta}_i)}{n - p_i}$$

3.4.2 Forma Reduzida

Dizemos que as equações estão em sua forma reduzida quando escrevemos uma variável endógena apenas em função das variáveis predeterminadas (podem ser exógenas ou endógenas defasadas) e os erros estocásticos, sendo assim:

Um sistema de Equações Estruturais é dado por:

$$\begin{aligned} P_t &= \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + u_{1t} \\ S_t &= \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 PIB_t + u_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

O significado e contexto de cada variável será detalhado na seção 4.

A forma reduzida das equações acima é dada da seguinte forma:

Substituindo as variáveis endógenas explanatórias por suas respectivas equações, temos:

$$\begin{aligned} P_t &= \alpha_0 + \alpha_1(\beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 PIB_t + u_{2t}) + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + u_{1t} \\ S_t &= \beta_0 + \beta_1(\alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + u_{1t}) + \beta_2 PIB_t + u_{2t} \end{aligned}$$

Reduzindo a equação de P_t , temos:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1\beta_0 + \alpha_1\beta_1 P_t + \alpha_1\beta_2 PIB_t + \alpha_1 u_{2t} + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + u_{1t}$$

$$(P_t - \alpha_1\beta_1 P_t) = \alpha_0 + \alpha_1\beta_0 + \alpha_1\beta_2 PIB_t + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + \alpha_1 u_{2t} + u_{1t}$$

$$(1 - \alpha_1\beta_1)P_t = \alpha_0 + \alpha_1\beta_0 + \alpha_1\beta_2 PIB_t + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + \alpha_1 u_{2t} + u_{1t}$$

$$P_t = \frac{\alpha_0 + \alpha_1\beta_0 + \alpha_1\beta_2 PIB_t + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + \alpha_1 u_{2t} + u_{1t}}{(1 - \alpha_1\beta_1)}$$

$$P_t = \frac{\alpha_0 + \alpha_1\beta_0}{(1 - \alpha_1\beta_1)} + \frac{\alpha_1\beta_2}{(1 - \alpha_1\beta_1)} PIB_t + \frac{\alpha_2}{(1 - \alpha_1\beta_1)} J_t + \frac{\alpha_3}{(1 - \alpha_1\beta_1)} IC_t + \\ + \frac{\alpha_4}{(1 - \alpha_1\beta_1)} EI_t + \frac{\alpha_1 u_{1t} + u_{1t}}{(1 - \alpha_1\beta_1)}$$

Chamando cada parâmetro reduzido de Π_i e o erro composto dos erros estocásticos de v_i , temos:

$$P_t = \Pi_1 + \Pi_2 PIB_t + \Pi_3 J_t + \Pi_4 IC_t + \Pi_5 EI_t + v_1 \quad (5)$$

Agora, reduzindo a equação de S_t , temos:

$$S_t = \beta_0 + \beta_1\alpha_0 + \beta_1\alpha_1 S_t + \beta_1\alpha_2 J_t + \beta_1\alpha_3 IC_t + \beta_1\alpha_4 EI_t + \beta_1 u_{1t} + \beta_2 PIB_t + u_{2t}$$

$$(S_t - \beta_1\alpha_1 S_t) = \beta_0 + \beta_1\alpha_0 + \beta_1\alpha_2 J_t + \beta_1\alpha_3 IC_t + \beta_1\alpha_4 EI_t + \beta_2 PIB_t + \beta_1 u_{1t} + u_{2t}$$

$$(1 - \beta_1\alpha_1)S_t = \beta_0 + \beta_1\alpha_0 + \beta_1\alpha_2 J_t + \beta_1\alpha_3 IC_t + \beta_1\alpha_4 EI_t + \beta_2 PIB_t + \beta_1 u_{1t} + u_{2t}$$

$$S_t = \frac{\beta_0 + \beta_1\alpha_0 + \beta_1\alpha_2 J_t + \beta_1\alpha_3 IC_t + \beta_1\alpha_4 EI_t + \beta_2 PIB_t + \beta_1 u_{1t} + u_{2t}}{(1 - \beta_1\alpha_1)}$$

$$S_t = \frac{\beta_0 + \beta_1\alpha_0}{(1 - \beta_1\alpha_1)} + \frac{\beta_1\alpha_2}{(1 - \beta_1\alpha_1)} J_t + \frac{\beta_1\alpha_3}{(1 - \beta_1\alpha_1)} IC_t + \frac{\beta_1\alpha_4}{(1 - \beta_1\alpha_1)} EI_t + \\ + \frac{\beta_2}{(1 - \beta_1\alpha_1)} PIB_t + \frac{\beta_1 u_{1t} + u_{2t}}{(1 - \beta_1\alpha_1)}$$

Chamando cada parâmetro reduzido de Π_i e o erro composto dos erros estocásticos de v_i , temos:

$$S_t = \Pi_6 + \Pi_7 PIB_t + \Pi_8 J_t + \Pi_9 IC_t + \Pi_{10} EI_t + v_2 \quad (6)$$

3.4.3 O Método de Mínimos Quadrados Indiretos (MQI)

O método de MQI pode ser utilizado quando temos uma equação estrutural exatamente identificada. Neste método, obtemos as estimativas dos coeficientes estruturais, com base nas estimativas de MQO aplicada nos coeficientes na forma reduzida.

O método consiste em obter as equações na forma reduzida – que são obtidas escrevendo as equações estruturais em função apenas das variáveis predeterminadas (exógenas ou endógenas defasadas) e dos erros estocásticos.

Posteriormente, aplicamos MQO nas equações de forma reduzida – visto que as equações agora estão escritas apenas em função das variáveis predeterminadas. Essa operação é possível devido ao fato de as variáveis explanatórias serem exclusivamente predeterminadas, portanto independentes dos erros estocásticos.

Por último, obtemos os coeficientes das equações estruturais com base nos coeficientes estimados da forma reduzida.

Como o método sugere, o nome MQI se deve ao fato de que os coeficientes estruturais são obtidos indiretamente, a partir das estimativas de MQO dos coeficientes da forma reduzida.

3.4.4 O Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E)

O método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, recebe esse nome porque envolve duas aplicações sucessivas de MQO.

Supondo um segundo modelo baseado em (4) e adicionando as variáveis endógenas defasadas em suas respectivas equações, temos:

$$\begin{aligned} P_t &= \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + u_{1t} \\ S_t &= \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 PIB_t + u_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

Utilizando a tabela 2, podemos verificar que a equação de salários é superidentificada pois há mais de uma variável (predeterminada) excluída desta equação.

Para evitar que as variáveis endógenas (tidas como resposta) sejam correlacionadas com o erro aleatório da outra equação do sistema, no primeiro estágio devemos (utilizando as equações reduzidas) regredir cada variável endógena sobre todas as variáveis predeterminadas do sistema, utilizando MQO.

No segundo estágio, substituímos S_t e P_t nas equações estruturais pelas suas respectivas estimativas, a saber $\hat{S}_t$ e $\hat{P}_t$.

A matriz de covariância dos estimadores de MQ2E é dada por:

$$Cov(\hat{\beta}_i) = [X_i'Z(Z'Z)^{-1}Z'X_i]^{-1}X_i'Z(Z'Z)^{-1}Z'y_i$$

3.5 Análise Diagnóstica do Modelo

Os resíduos de um modelo de regressão representam a variabilidade que não foi captada pelo modelo e é definido por $\varepsilon_i = y_i - \hat{y}_i$.

Esses resíduos devem atender a alguns pressupostos básicos, conforme Charnet et. Al (2008, p. 116 – 117), são eles:

1. Os resíduos ε devem ter média = 0, $E(\varepsilon_i) = 0$
2. Os resíduos ε devem apresentar variância $\hat{\sigma}^2$ constante
3. Os resíduos ε devem ser não auto correlacionados, $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, i \neq j$
4. Os resíduos ε devem apresentar distribuição Normal, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$

3.5.1 Teste de Shapiro-Wilk

O Teste de Shapiro-Wilk é utilizado para testar a hipótese de normalidade dos resíduos. As hipóteses do teste são:

H_0 : Os resíduos seguem distribuição Normal

H_A : Os resíduos não seguem distribuição Normal

A Estatística W é dada por:

$$W_{obs} = \frac{[\sum_{i=1}^k [a_{n-i+1}(y_{n-i+1} - y_i)]]^2}{[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2]^2}$$

Em que:

Os valores de a_{n-i+1} são tabelados.

Se n é par, $n = 2k$.

Se n é ímpar, $n = 2k + 1$.

Rejeita-se H_0 se $W_{tab} < W_{obs}$, ao nível de significância α .

3.5.2 Teste de Durbin-Watson

O teste de Durbin-Watson é utilizado para testar se os resíduos ε_i possuem autocorrelação serial, conforme apresentado em Draper e Smith (1998, p.181-185). As hipóteses do teste são:

$$H_0: \rho_s = 0$$

$$H_A: \rho_s \neq 0$$

Sendo ρ_s a correlação serial dos resíduos. A estatística d é:

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}$$

Para testar a hipótese de autocorrelação, utilizamos os valores d_L e d_U presentes em Draper e Smith (1998, p.184-192). A regra de rejeição para um teste bicaudal com nível de significância α é dada da seguinte forma:

Se $d < d_L$ ou $4 - d < d_L$, conclui-se que d é significativo e rejeita-se H_0 ao nível 2α de significância.

Se $d > d_U$ e $4 - d > d_U$, conclui-se que d é significativo e não rejeita-se H_0 ao nível 2α de significância.

Caso contrário, o teste é inconclusivo.

3.5.3 Teste de Breusch-Pagan

Dado um modelo cujos resíduos são ε_i , o teste de Breusch-Pagan teste a hipótese de que a variância do modelo é constante, este caso os resíduos ε_i serão independentes das variáveis preditoras, conforme Wooldridge (2023, p. 259-260).

H_0 : Os resíduos apresentam variância constante (são homocedásticos)

H_A : Os resíduos não apresentam variância constante (são heterocedásticos)

Para implementação do teste, fazemos

$$\varepsilon_i^2 = \delta_0 + \delta_1 x_{1i} + \delta_2 x_{2i} + \dots + \delta_k x_{ki} + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Matematicamente, as hipóteses também podem ser definidas como:

$$H_0: E(\varepsilon_i^2 | x_1, x_2, \dots, x_k) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$$

$$H_A: E(\varepsilon_i^2 | x_1, x_2, \dots, x_k) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma_i^2$$

A Estatística ML é assintoticamente distribuída como χ_k^2 , em que:

$$ML = n \cdot R_{\varepsilon^2}$$

Rejeita-se H_0 ao nível de significância α , se $ML > \chi_{(1-\alpha, k)}^2$.

3.6 Métricas de Performance do Modelo

As medidas apresentadas a seguir consistem em medir a diferença média entre os valores reais e os valores estimados.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_i|$$

O *RMSE* consiste em minimizar a média do quadrado do erro, enquanto que o *MAE* consiste em minimizar a média do erro absoluto.

Para ambas as medidas o racional é minimizar o erro, sendo assim quanto mais próximos de 0 essas medidas estiverem, melhor será o ajuste do modelo.

O R^2 é chamado de Coeficiente de Determinação (ou ainda Coeficiente de Correlação Múltipla ao quadrado) e mede o quanto o modelo é capaz de explicar a variação real dos dados, por isso quanto mais próximo este valor estiver de 1, mais o modelo é capaz de explicar a variação dos da variável resposta.

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

4 DADOS UTILIZADOS

Os dados referem-se ao período de janeiro de 2018 a dezembro de 2023 e possuem frequência mensal. Todas as variáveis foram obtidas no IPEADATA.

A variável *IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo)* é medida em % e refere-se à taxa de variação mensal do índice, que busca medir a variação do custo de vida médio de 90% das famílias pertencentes à área urbana brasileira, que possuem rendimento entre 1 e 40 salários mínimos. Este índice tem sido amplamente utilizado pelo Governo Central como principal parâmetro de monitoramento das metas de inflação.

Conforme apontado pelo IPEA, o índice é calculado utilizando média aritmética ponderada e a ponderação ocorre sobre o Rendimento Familiar Monetário Disponível, cujas informações são concedidas pela Pesquisa de Orçamentos Familiares.

A variável *PIB (Produto Interno Bruto)* representa o valor total dos produtos finais e serviços produzidos dentro de um país em um determinado período. Em geral o PIB é mais comumente medido em forma anual ou até mesmo trimestral. O PIB de frequência mensal, que foi utilizado, é uma estimativa realizada pelo Banco Central do Brasil através da interpolação dos valores trimestral já divulgados de forma oficial pelo IBGE.

A variável *Juros (SELIC)* é medida em % é a taxa de juros acumulada ao mês. Trata-se da taxa básica de juros da economia, que é utilizada como base para taxas de empréstimos, financiamentos, entre outras negociações financeiras. Conforme o Banco Central, também é utilizada para controle de inflação, já que um aumento na taxa básica de juros desestimula o consumo, favorecendo a queda da inflação e vice-versa.

A variável *Intenção de Consumo (das famílias)* é um indicador fornecido pela Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo (CNC), que analisa mensalmente 18 mil questionários de consumidores espalhados por todas as Unidades Federativas. Este indicador tem como objetivo medir o grau de satisfação dos consumidores a respeito de temas como emprego, renda, consumo e acesso ao crédito, sendo as duas últimas também questionadas em relação a um horizonte de 3 meses. A intensão de consumo varia de 0 a 200 pontos sendo que de 0 a 100 é considerado graus de insatisfação enquanto que acima de 100, é considerado como satisfação.

A variável *Expectativa média de Inflação (IPCA)*, é uma estimativa da taxa acumulada de inflação para os próximos 12 meses. Tais estimativas são calculadas por diversas instituições que atuam no mercado financeiro, como bancos, gestoras de recursos e consultorias. Sua

importância é que além de projetar uma inflação futura, ela também serve como um termômetro do mercado naquele momento.

A variável Salário Mínimo Necessário é uma estimativa do salário mínimo para uma família de 4 pessoas, sendo 2 adultos e 2 crianças. A estimativa é realizada pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos econômicos (DIEESE) e leva em conta a carga mensal de trabalho e é reajustado mensalmente pela variação cesta básica de alimentos. O preço da cesta básica é consultado nos 27 estados da federação e o valor utilizado para reajuste é o valor máximo dentre todos os estados. O consumo considerado para o reajuste é baseado na Pesquisa de Orçamento Familiar, realizada pela DIEESE em 1994/1995, em que uma família de baixa renda no Município de São Paulo gastava 35,71% da despesa familiar em alimentação.

O uso dessa variável se fez necessário para o ajuste da equação de salários porque em geral o Salário Mínimo Nominal é reajustado pelo Governo Federal apenas uma vez ao ano, permanecendo estático o resto do ano, independentemente da variação de outras variáveis (como Inflação e PIB). Uma alternativa seria deflacionar (gerando o Salário Mínimo Real) os dados, mas ao fazer isso, a inflação provoca uma queda no Salário Mínimo, fazendo com que o efeito da inflação sobre o salário (o que pode ser interpretado de forma correta), entretanto, ao usarmos o salário como preditor da inflação, o efeito também será negativo, o que causaria uma interpretação errônea do parâmetro do modelo.

Foram ajustados 3 modelos de Equações Simultâneas, sendo que a diferença entre os modelos é apenas a variável de Inflação utilizada.

O primeiro modelo utiliza o IPCA como medida de variabilidade dos preços devido a sua alta importância para a economia nacional (um de seus usos é para monitoramento das metas de inflação pelo Banco Central do Brasil).

O segundo modelo utiliza o INPC como medida de variabilidade dos preços, já que esse é o indicador de inflação utilizado para o reajuste do Salário Mínimo Nominal.

As variáveis PIB e Inflação foram utilizadas como variáveis preditoras da equação de Salário, já que são utilizadas para o reajuste do salário mínimo nominal, conforme notícias divulgadas no site oficial do Governo Federal (gov.br). Em geral é utilizado o indicador INPC para o cálculo do reajuste salarial.

As variáveis Salário Mínimo Necessário, Juros, Intenção de Consumo e Expectativa da inflação foram utilizadas na equação de Preços (inflação).

No último modelo, a Inflação acumulada foi substituída pelo PIB, para que a inflação pudesse ter um efeito mais significativo no modelo.

É esperado que a Expectativa da Inflação e a Intenção de consumo tenham efeito positivo na equação de preços, tendo em vista que o incentivo do consumo pode influenciar no aumento da inflação, bem como uma expectativa de inflação é uma percepção econômica por parte dos especialistas.

O Juro (SELIC) é uma variável que é controlada pelo Banco Central do Brasil e que em geral, o aumento da taxa de Juros tem como objetivo “desaquecer” o consumo e reduzir a inflação.

Quanto ao Salário Mínimo Necessário, também é esperado um efeito positivo sobre a inflação, já que o aumento dessa variável é baseado no aumento da cesta básica, bem como um aumento no Salário pode gerar um aumento no consumo em alguns casos.

Quanto à equação de Salários, nos dois primeiros modelos é esperado um efeito positivo para ambas as variáveis, sendo esperado um efeito maior na variável de preços.

5 RESULTADOS

Os dados analisados nesta seção foram extraídos do IPEADATA.

As variáveis utilizadas na construção do modelo foram analisadas com o intuito de encontrar padrões que pudessem existir temporalmente quanto entre as variáveis. Os modelos foram construídos utilizando as técnicas de MQ2E, os resultados dos sistemas foram comparados entre diferentes índices de inflação da economia brasileira.

Foi utilizado o software R para o cálculo das medidas e elaboração dos gráficos.

5.1. Análise Exploratória das Variáveis do Modelo

Para a análise exploratória foram utilizadas medidas de Média, Desvio-Padrão, Coeficiente de Variação, Quartis, Correlação de Pearson e gráficos Boxplot, Densidade, Dispersão, Linhas, bem como Linhas anualizadas, para verificação gráfica de sazonalidade.

Tabela 4 – Média, Desvio-Padrão e Coeficiente de Variação das Variáveis do Modelo

	Média	Desvio-Padrão	Coeficiente de Variação
Salário Mínimo Necessário	5176.65	1083.15	20.92 %
PIB (milhões)	710739.35	128851.70	18.13 %
IPCA	0.45	0.44	99.34 %
INPC	0.45	0.46	102.16%
INPC Acumulado	15.50	10.98	70.85%
Juros (SELIC)	0.60	0.32	53.61%
Intenção de consumo	85.66	11.33	13.23%
Expectativa da Inflação	4.30	0.88	20.50%

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

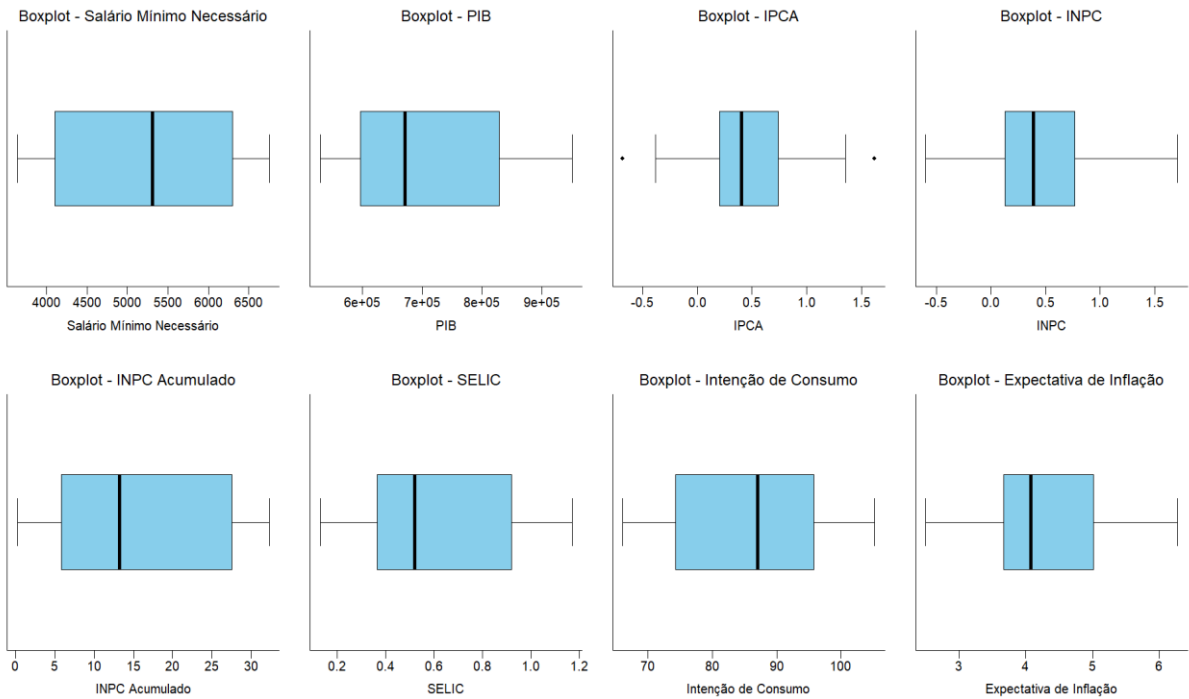
Através dos resultados da tabela 4, podemos notar que as variáveis relativas à inflação possuem as maiores variabilidades relativas à média, bem como a variável da taxa de juros. As outras variáveis, possuem menor variabilidade relativa à média.

Tabela 5 – Quartis das Variáveis do Modelo

	Q1 (25%)	Q2 (50%)	Q3 (75%)
Salário Mínimo Necessário	4120.83	5310.32	6300.92
PIB (milhões)	597193.98	670718.90	827345.20
IPCA	0.21	0.41	0.74
INPC	0.14	0.39	0.77
INPC Acumulado	5.89	13.25	27.46
Juros (SELIC)	0.37	0.52	0.92
Intenção de consumo	74.37	86.98	95.72
Expectativa da Inflação	3.67	4.08	4.95

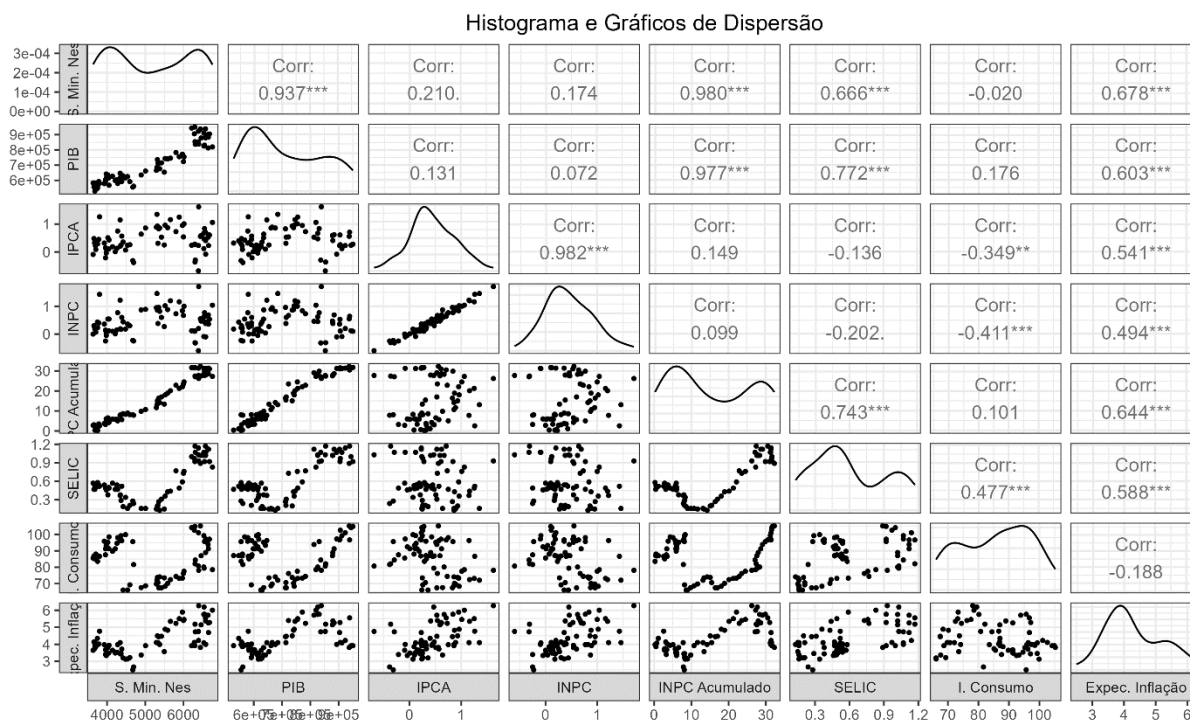
Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Figura 1 – Gráfico Boxplot das Variáveis do Modelo



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Figura 2 – Correlações, Gráficos de Dispersão e Histograma das Variáveis do Modelo



A tabela 4 fornece informações complementares às figuras 1 e 2.

Observando os Boxplots, é possível notar que apenas a variável IPCA possui valores outlier, sendo um na parte superior e outro na parte inferior. As variáveis PIB, SELIC e Expectativa da Inflação parecem apresentar razoável assimetria à direita, logo com a maior parte dos dados concentradas à esquerda.

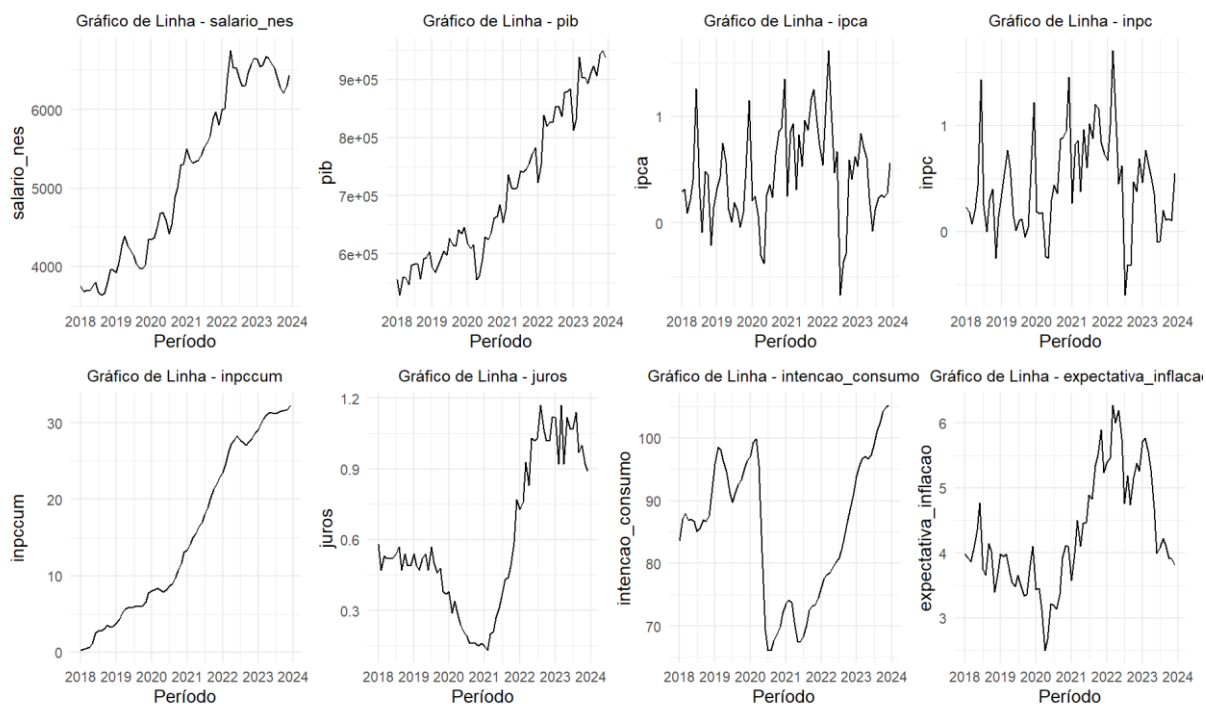
Através dos histogramas, podemos notar que as variáveis Salário Mínimo Necessário, INPC Acumulado, SELIC e Intensão de Consumo, possuem uma concentração maior de dados localizados próximo aos máximos e mínimos, enquanto que as variáveis IPCA, INPC e Expectativa da Inflação possuem a maior parte dos seus dados concentrados na parte central do histograma.

A variável Salário Mínimo possui alta correlação principalmente com o PIB e o INPC acumulado, enquanto que as variáveis IPCA e INPC possuem alta correlação entre si, e correlação baixa ou moderada com as outras variáveis. Entretanto, este não é um fator preocupante, já que os indicadores de inflação serão utilizados em modelos separados.

A correlação entre o PIB e o INPC acumulado é alta, o que pode ser um fator de preocupação ao tentar ajustar a equação de Salários, já que pode acabar viesando os

estimadores, fazendo com que os estimadores estejam inflados ou então subestimados, em alguns casos, causando até mesmo um efeito contrário ao esperado.

Figura 3 – Gráfico de Linha das Variáveis do Modelo



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

A variável Salário Mínimo Necessário em geral apresenta tendência crescente, com eventuais quedas, que costuma ser de grau inferior às altas.

O PIB também apresenta uma tendência crescente sendo frequentemente seguido por baixas, mas que também são de grau menor do que as altas. Se destaca o período da pandemia, nos meses de abril e maio de 2020, em que as quedas no PIB foram mais acentuadas.

O IPCA e o INPC se comportam de forma parecida ao longo do tempo, já que a diferença entre eles se deve apenas aos pesos atribuídos a cada tipo de produto. Em geral eles possuem movimentos fortes de altas e baixas e sem padrão definido.

O INPC acumulado apresenta tendência crescente na maior parte do tempo, o que mostra que apenas das quedas no índice, ele é positivo na maior parte do tempo.

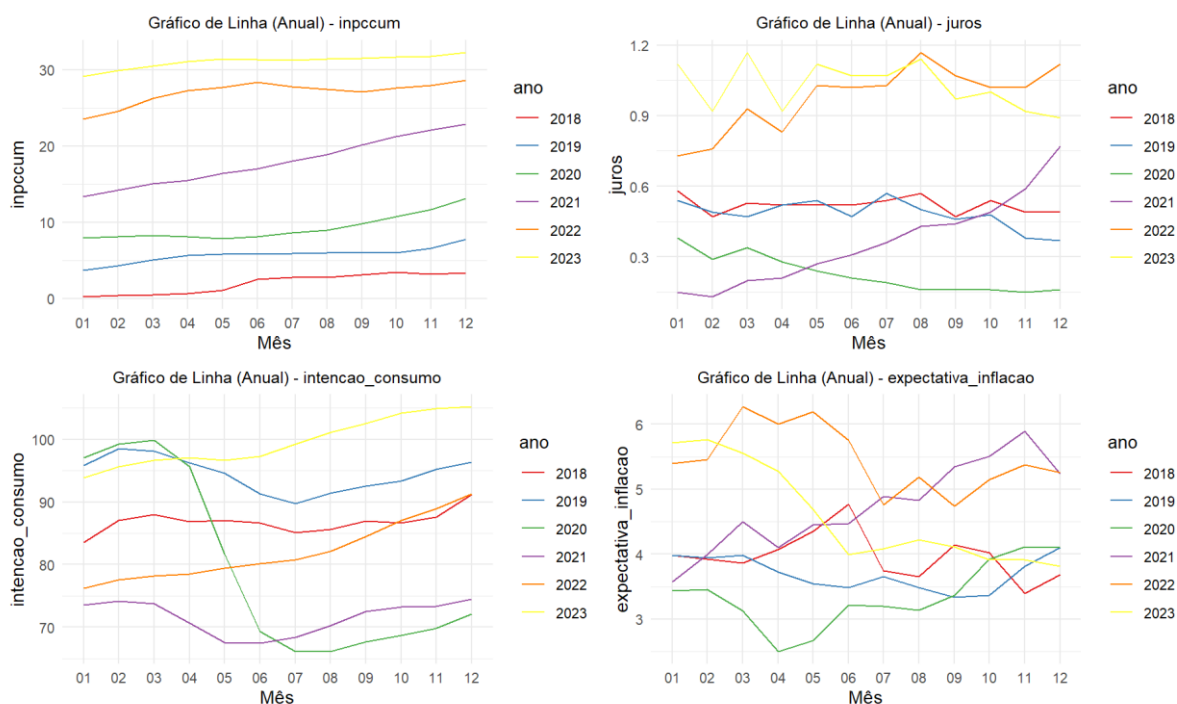
Os juros não apresentam tendência definida do início de 2018 até o mês de junho de 2019, quando passa a apresentar uma tendência decrescente até o fim de 2021 e então passa a subir por um período de aproximadamente um ano e meio, quando se estabiliza novamente até o fim de 2023.

Na intenção de consumo, é possível destacar a queda forte, logo após o início da pandemia, o que pode mostrar o impacto no comércio e no consumo durante este período. Há uma leve retomada de alta em junho de 2020, mas é seguido por outra queda, provocada pela segunda onda da pandemia e a retomada na expectativa do consumo volta a crescer apenas nos últimos meses de 2021.

Na expectativa de inflação, é possível notar uma tendência decrescente de 2018 a 2020, apesar de fortes altas em meses isolados durante o período. O ponto mais baixo foi atingido em abril de 2020, até o início de 2022.

Figura 4 – Gráfico de Linha (Anualizado) das Variáveis do Modelo





Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Os gráficos de linhas anuais têm o intuito de mostrar se os dados possuem algum tipo de padrão com periodicidade anual.

Podemos notar uma tendência crescente no INPC acumulado, PIB e Salário Mínimo Necessário. Essas 3 variáveis também apresentaram forte correlação linear na figura 2.

O padrão no gráfico de Juros não é sempre o mesmo, mas os anos de 2021 e 2022 apresentaram tendência crescente.

Os gráficos do IPCA e INPC são os que menos apresentam padrão anual.

5.2. Modelos de Equações Simultâneas

Nesta seção apresentaremos três modelos de equações simultâneas, o primeiro e o segundo envolvendo a variável exógena relativa ao PIB na equação de Salários enquanto que o terceiro modelo utiliza a variável e INPC acumulado como exógena aos Salários.

Os modelos foram ajustados utilizando os estimadores de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, pois a equação de Salários sobreidentificada, devido ao fato de ter mais de uma variável (predeterminada) excluída.

5.2.1 Sistema IPCA e Salário Mínimo Necessário

Dado o modelo de equações simultâneas:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 J_t + \alpha_3 IC_t + \alpha_4 EI_t + u_{1t}$$

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 PIB_t + u_{2t}$$

Em que:

S = Salário mínimo necessário

J = Taxa de variação do custo de capital (SELIC)

IC = Intenção de consumo das famílias

EI = Expectativa da inflação para 12 meses

PIB = PIB Nacional

P = Taxa de variação dos preços (inflação)

t = Tempo

u_1, u_2 = Termos de erro estocástico

$$P_t = -3.3512 + 0.0001550S_t - 1.7704J_t + 0.01885IC_t + 0.5677EI_t + u_{1t}$$

$$S_t = -477.096 + 443.819P_t + 0.007676PIB_t + u_{2t}$$

As estimativas, desvios-padrões e p-valores dos estimadores, são dadas na tabela 6.

Tabela 6 – Estimativas do modelo 1

Equação	Parâmetro	Estimativa	Desvio-Padrão	p-valor
Equação1	α_0	-3.3512	0.5402	$3.91 \cdot 10^{-8}$
	α_1	0.0001550	0.0000516	0.0037
	α_2	-1.7704	0.021446	$8.34 \cdot 10^{-12}$
	α_3	0.01885	0.004429	$6.61 \cdot 10^{-5}$
	α_4	0.5677	0.005976	$4.85 \cdot 10^{-14}$
Equação2	β_0	-477.096	256.708	0.0673
	β_1	443.819	123.692	0.00061
	β_2	0.007676	0.0003591	$< 2.22 \cdot 10^{-16}$

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Os valores estimados para os parâmetros indicam que o aumento de R\$1,00 causa um aumento de 0.0001550 pontos percentuais na inflação mensal.

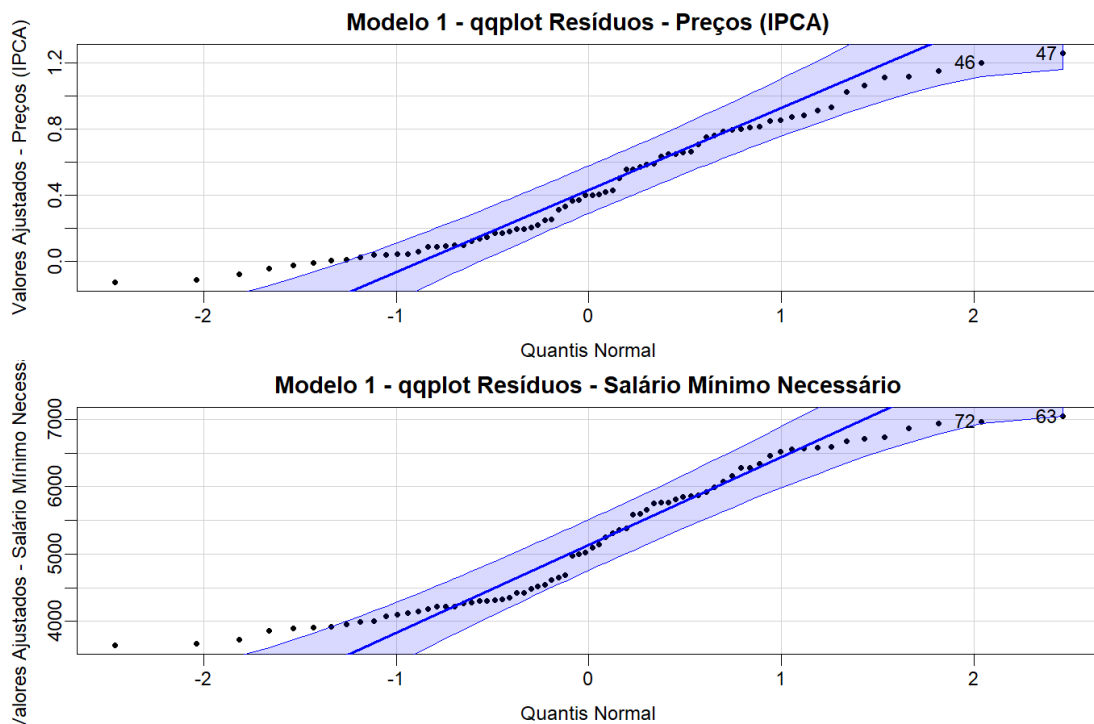
Já em relação a taxa básica de Juros, um aumento de 1% na taxa básica de Juros, causa uma queda de 1.77% na inflação mensal. Esse valor pode parecer inflado, mas deve-se levar em conta que a interpretação do parâmetro considera que as outras variáveis preditoras não sofrem alterações e que valor médio da SELIC é de aproximadamente 0.60% ao mês, sendo muitas vezes inferior (à depender do período).

A estimativa do parâmetro da Intenção de consumo indica um aumento de 1 da Intenção de consumo causa um aumento de 0.01885% no IPCA.

A Expectativa da inflação foi a variável mais significativa em termos estatísticos e um aumento de 1 ponto nesta variável causa um aumento de 0.5677% no IPCA.

Em relação à equação de Salário Mínimo Nominal, o modelo indique que um aumento

Figura 5 – Gráfico qqplot do Modelo 1



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Tabela 7 – Teste de Shapiro-Wilk do Modelo 1

Equação	Shapiro-Wilk – p-valor
IPCA	0.6003
Salário Mínimo Necessário	0.1379

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O gráfico qqplot dos resíduos indica uma boa aderência à distribuição Normal pelos resíduos, com alguns poucos valores localizados fora do intervalo de confiança de normalidade, em ambas as equações.

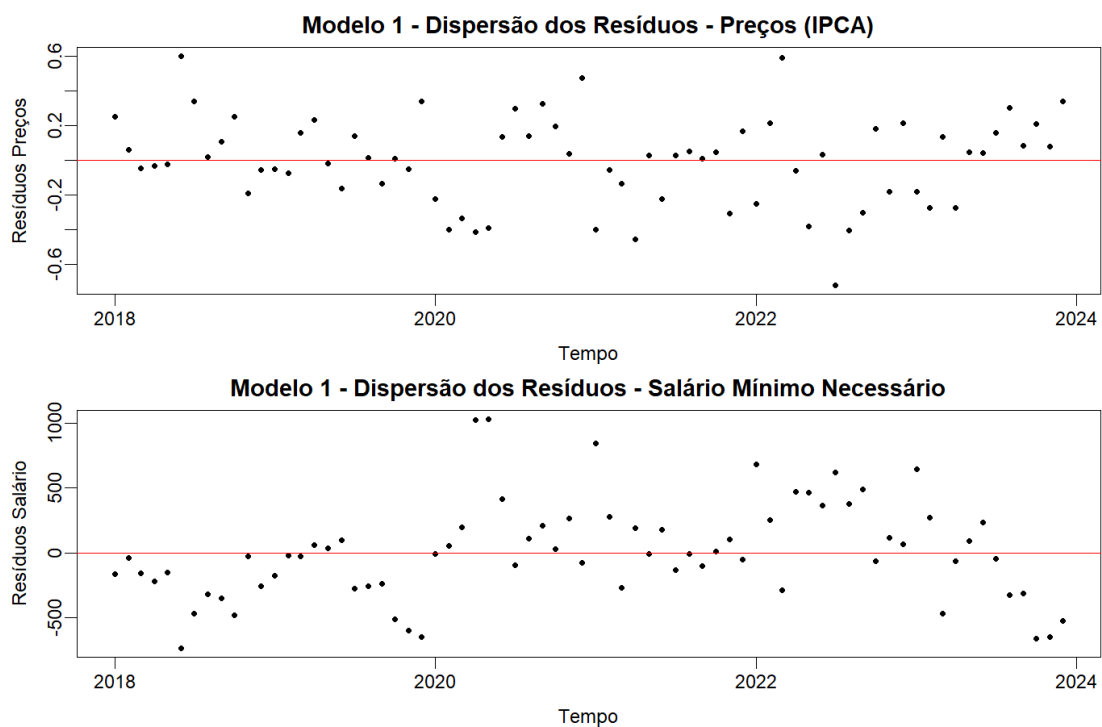
O teste de Shapiro-Wilk para normalidade indica que ambos os resíduos seguem distribuição normal, adotando 95% de confiança.

Tabela 8 – Teste de Durbin-Watson do Modelo 1

Equação	d_L	Durbin-Watson	d_U
IPCA	1.51	1.5525	1.74
Salário Mínimo Necessário	1.57	0.8362	1.68

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Figura 6 – Gráfico de dispersão dos resíduos – Modelo 1



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Graficamente, os resíduos parecem estar variando em torno de 0 e não parece haver presença de outliers. Também não há presença de tendência constante. Entretanto parece haver em ambas as equações (mais claramente na equação de salários) uma componente sazonal não captada pelo modelo. Isso pode sugerir que há alguma transformação de variáveis necessária para um melhor ajuste do modelo ou então o acréscimo de variáveis preditoras no modelo.

Para a conclusão de rejeição de rejeição do teste de Durbin-Watson, foi utilizado $k=4$ e $k=2$ variáveis preditoras, para as equações do IPCA e Salário Mínimo Necessário, respectivamente. Como as tabelas em geral apresentam valores para $n=70$ ou $n=75$, foi utilizado $n=75$ para a implementação do teste.

Utilizando a regra de rejeição com base nos valores críticos do teste de Durbin-Watson, concluímos que os resíduos da equação de IPCA são não autocorrelacionados pois $d > d_U$ e $4 - d > d_U$, enquanto que os resíduos da equação de Salário mínimo são autocorrelacionados pois $d < d_L$ ao nível $2\alpha = 0.025$ de significância.

Tabela 9 – Teste de Breusch-Pagan do Modelo 1

Equação	χ_{BP}^2	$\chi_{(q)}^2$
IPCA	2.2553	9.4877
Salário Mínimo Necessário	4.4442	7.8147

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Com base nos valores de χ_{BP}^2 calculados através da estatística ML , podemos concluir que ambos os resíduos possuem variância constante, adotando $\alpha = 0.05$, pois $\chi_{BP}^2 < \chi_{(q)}^2$.

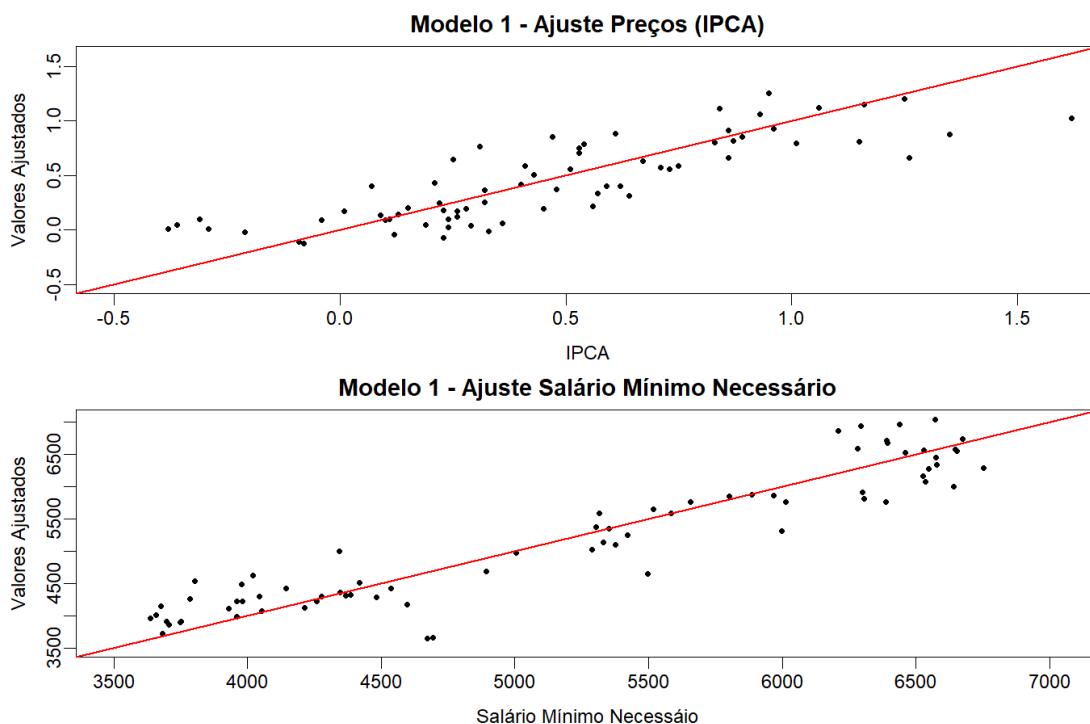
Tabela 10 – Teste de Simultaneidade de Hausman do Modelo 1

Equação	t_{res}
IPCA	0.00113
Salário Mínimo Necessário	0.000267

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O teste de Hausman, foi utilizado para comparar os estimadores de MQ2E com os estimadores de MQO e com t significativo (ao nível $\alpha = 0.05$) em ambas as equações, podemos afirmar que o estimador de MQ2E fornece estimadores mais eficientes, quando comparado com MQO. Sendo assim, é mais vantajoso o uso de MQ2E, já que seus estimadores apresentarão variância inferior.

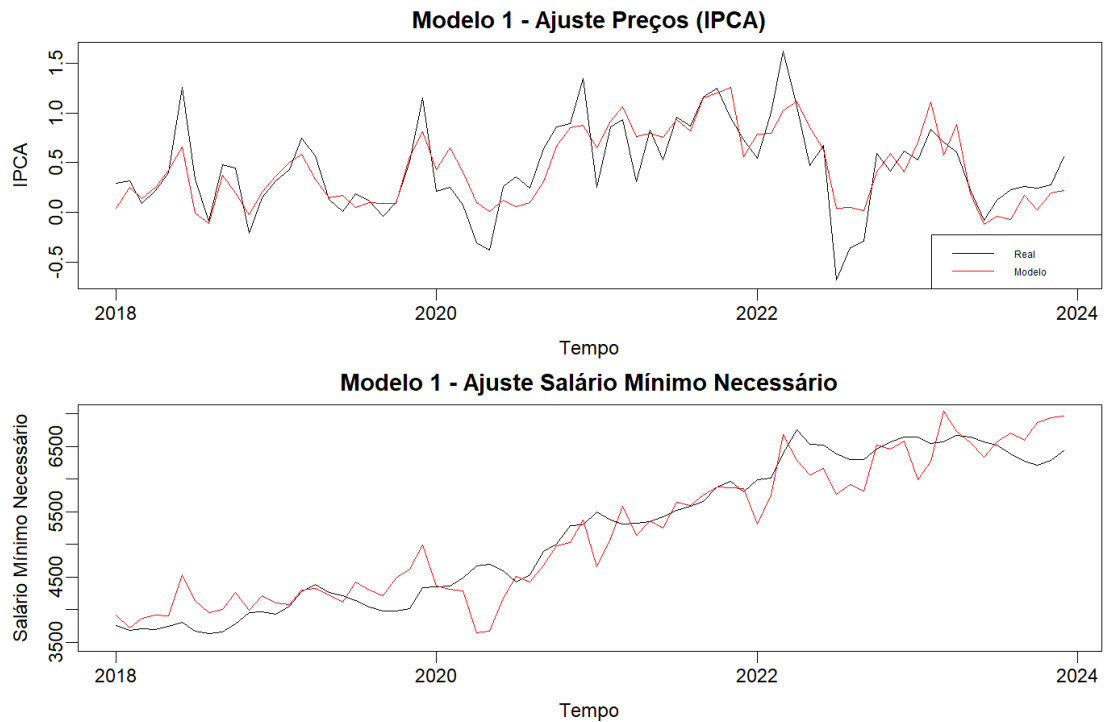
Figura 7 – Gráfico de dispersão para verificação de ajuste do modelo – Modelo 1



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Os modelos apresentam um ajuste em torno da reta diagonal (que indica o ajuste perfeito) com razoável dispersão, indicando um com um erro razoável. No ajuste da equação de preços é possível notar dois pontos um pouco abaixo dos outros, que se deve a uma baixa do PIB no período de pandemia da COVID-19.

Figura 8 – Gráfico de linhas para verificação de ajuste do modelo – Modelo 1



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Na figura 8 é possível verificar que os pontos em que o PIB esteve em baixa no ano de 2020 se deve ao período de pico da pandemia, em que diversos tipos de comércio estavam fechados devido a um lockdown na tentativa de desacelerar o avanço da pandemia.

Tabela 11 – Métricas de Performance do Modelo 1

Equação	MAE	RMSE	R^2
IPCA	0.1988	0.2535	0.6693
Salário Mínimo Necessário	285.8496	377.1231	0.8770

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O ajuste dos modelos possui um ajuste razoável sendo que a escolha de variáveis preditivas com maior poder de explicação da variância poderia melhorar o ajuste, bem como transformações nas variáveis já existentes.

Algumas tentativas de transformação como uso de termos quadráticos na variável IPCA com o objetivo de eliminar a autocorrelação no ajuste dos salários, mas não houve efeito significativo. Variáveis como Taxa de Câmbio (Costa, 2018) e Aumento do Estoque Monetário (M1) (Fonseca, 2022) que foram utilizados por outros autores para estimação de valores de Inflação também não surtiram o efeito esperado.

5.2.2 Sistema INPC e Salário Mínimo Necessário

Os estimadores de MQ2E são:

$$P_t = -2.9523 + 0.000142S_t - 1.7656J_t + 0.01563IC_t + 0.5543EI_t + u_{1t}$$

$$S_t = -544.468 + 460.292P_t + 0.0075909PIB_t + u_{2t}$$

As estimativas, desvios-padrões e p-valores dos estimadores, são dados na tabela 12.

Tabela 12 – Estimativas do modelo 2

Equação	Parâmetro	Estimativa	Desvio-Padrão	p-valor
Equação 1	α_0	-2.9523	0.5659	$1.91 \cdot 10^{-6}$
	α_1	0.000142	0.00004514	0.0106
	α_2	-1.7656	0.22467	$4.33 \cdot 10^{-11}$
	α_3	0.01563	0.004639	0.001255
	α_4	0.5543	0.06260	$6.893 \cdot 10^{-13}$
Equação 2	β_0	-544.468	253.433	0.0352
	β_1	460.292	118.684	0.000237
	β_2	0.0075909	0.000349	$< 2.22 \cdot 10^{-16}$

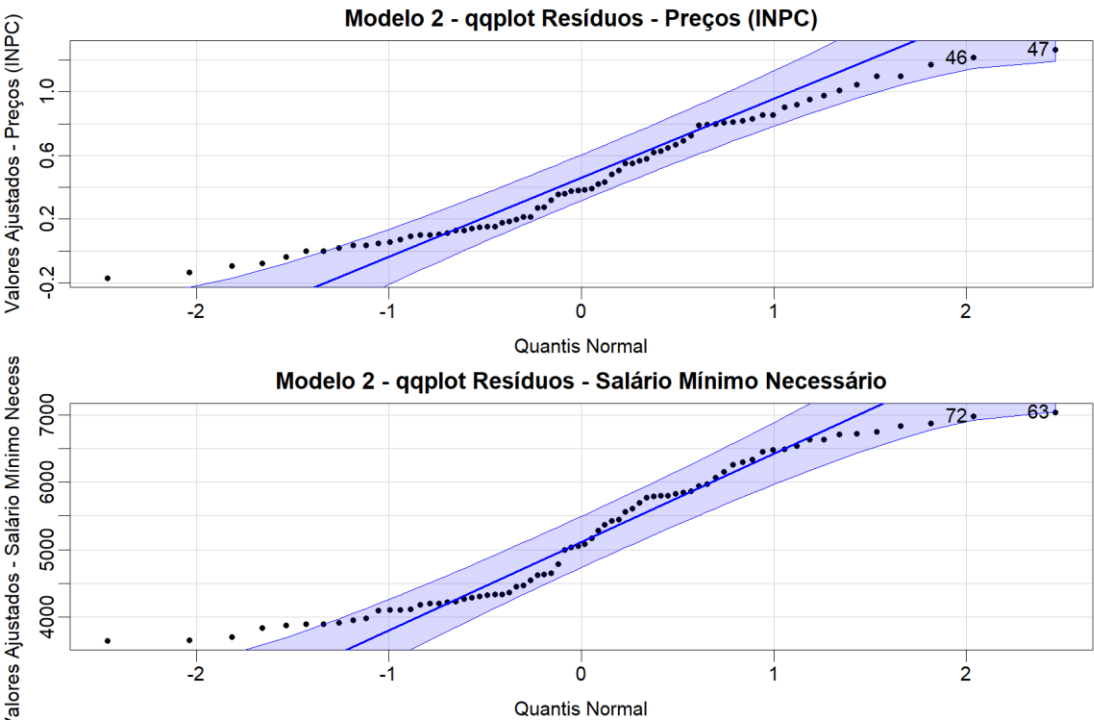
Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O estimador referente ao Salário Mínimo Necessário indica que um aumento de R\$1,00 no Salário causa um aumento de 0.000142 no INPC (0.0142 a cada aumento de R\$100,00). Em relação a Taxa Básica de Juros (SELIC), podemos notar um efeito negativo, em que um aumento de uma unidade na SELIC há uma diminuição de 1.7656 pontos no INPC. Um aumento de uma unidade no intensão de consumo causa um aumento de um ponto percentual no INPC. Quanto à Expectativa da Inflação, é necessário um aumento de 0.5543 para que haja um aumento de 1% no INPC.

Para a equação de Salário, o aumento de 1% no INPC causa um aumento de R\$460.29 enquanto que um aumento de um (milhão) de reais, causa um aumento de 0.00759 reais no Salário Mínimo Necessário.

Para a interpretação dos efeitos das variáveis, consideramos que todas as outras variáveis da equação permanecem estáticas.

Figura 9 – Gráfico qqplot do Modelo 2



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Tabela 13 – Teste de Shapiro-Wilk do Modelo 2

Equação	Shapiro-Wilk – p-valor
INPC	0.5737
Salário Mínimo Necessário	0.3489

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O teste de Shapiro-Wilk para normalidade indica que ao considerarmos $\alpha = 0.05$, os resíduos de ambas as equações seguem uma distribuição Normal. O gráfico qqplot apresenta a maior parte dos pontos dentro do intervalo de confiança da Distribuição Normal, mostrando uma boa aderência à essa distribuição.

Tabela 14 – Teste de Durbin-Watson do Modelo 2

Equação	d_L	Durbin-Watson	d_U
INPC	1.51	1.6853	1.74
Salário Mínimo Necessário	1.57	0.9245	1.68

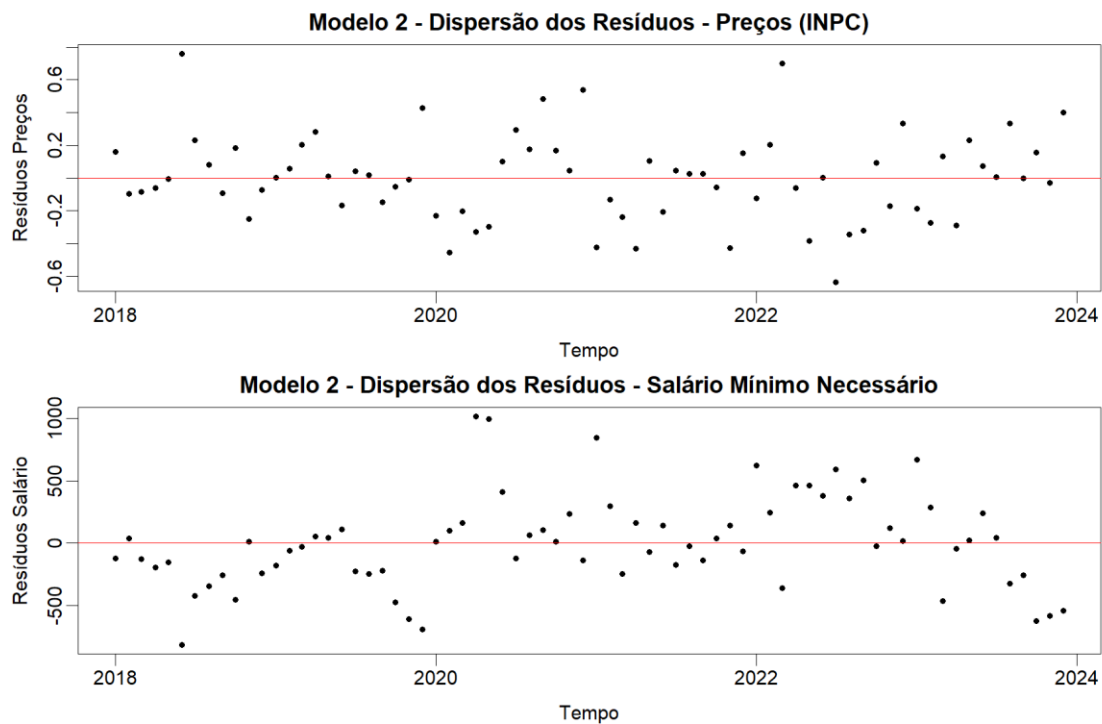
Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Para a conclusão de rejeição de rejeição do teste de Durbin-Watson, foi utilizado $k=4$ e $k=2$ variáveis preditoras, para as equações do INPC e Salário Mínimo Necessário,

respectivamente. Como as tabelas em geral apresentam valores para $n=70$ ou $n=75$, foi utilizado $n=75$ para a implementação do teste.

Utilizando a regra de rejeição com base nos valores críticos do teste de Durbin-Watson, concluímos que os resíduos da equação de IPCA são não autocorrelacionados pois $d > d_U$ e $4 - d > d_U$, enquanto que os resíduos da equação de Salário mínimo são autocorrelacionados pois $d < d_L$ ao nível $2\alpha = 0.025$ de significância.

Figura 10 – Gráfico de Dispersão dos Resíduos do Modelo 2



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Ao olhar os resíduos ao longo do tempo, podemos notar o mesmo padrão sazonal apresentado no modelo do IPCA.

Tabela 15 – Teste de Breusch-Pagan do Modelo 2

Equação	χ_{BP}^2	$\chi_{(q)}^2$
INPC	2.6394	9.4877
Salário Mínimo Necessário	2.4611	7.8147

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O teste de Breusch-Pagan indica que ao considerarmos 95% de confiança estatística, não rejeitamos a hipótese de que os resíduos são homocedásticos, pois $\chi_{BP}^2 < \chi_{(q)}^2$.

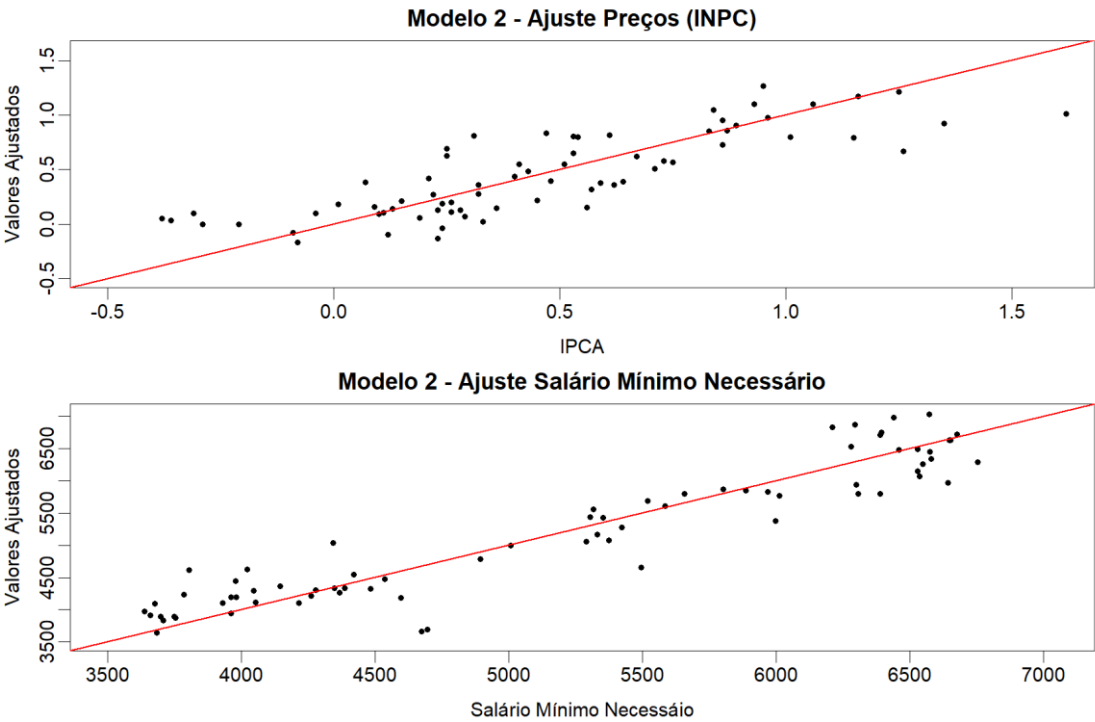
Tabela 16 – Teste de Simultaneidade de Hausman do Modelo 2

Equação	t_{res}
INPC	0.016848
Salário Mínimo Necessário	0.00094

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

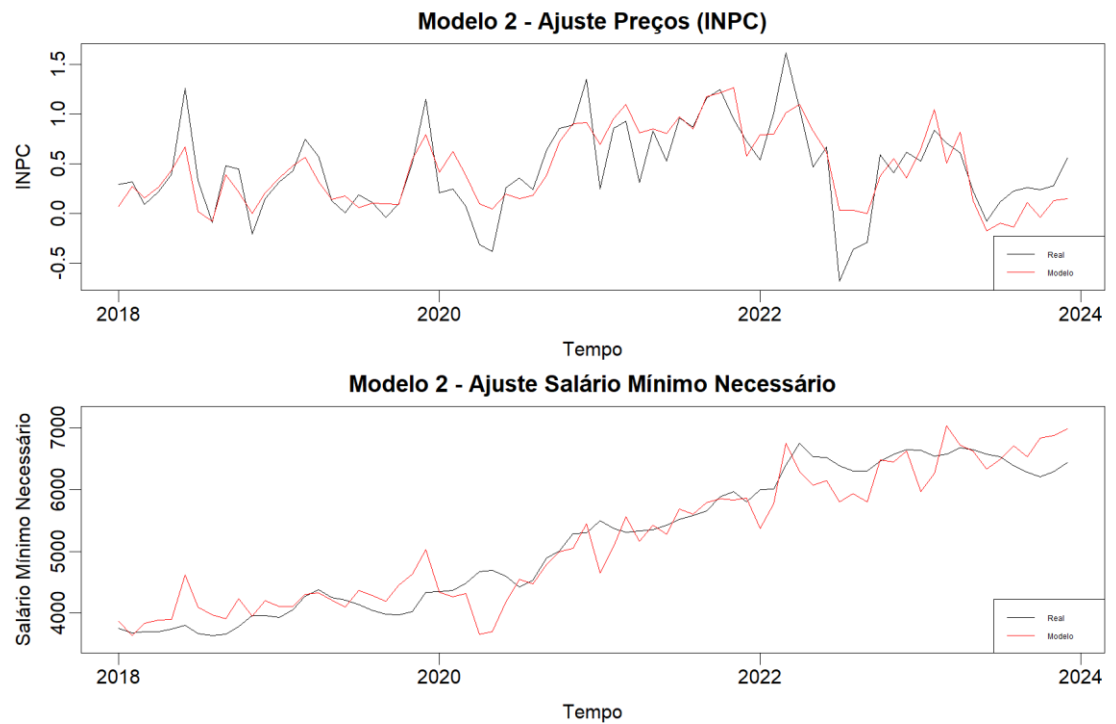
No teste de Hausman, os resíduos do primeiro estágio foram significativos ao nível $\alpha = 0.05$. Sendo assim, os estimadores de MQ2E são mais eficientes que os de MQO, isso é, possuem menor variância.

Figura 11 – Gráfico de dispersão para verificação de ajuste do modelo – Modelo 2



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Figura 12 – Gráfico de linhas para verificação de ajuste do modelo – Modelo 2



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Tabela 17 – Métricas de Performance do Modelo 2

Equação	MAE	RMSE	R^2
INPC	0.2023	0.2656	0.6592
Salário Mínimo Necessário	278.3879	370.0568	0.8816

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

As medidas de ajuste de ambas as equações tiveram desempenho semelhante ao ajuste do modelo de IPCA, sendo que a equação de Salários tem desempenho discretamente superior com o INPC como variável preditora. A equação de Inflação teve uma pequena melhora ao considerarmos o IPCA como variável resposta.

5.2.3 Sistema INPC e Salário Mínimo Necessário (Isolando o efeito da Inflação)

Os estimadores de MQ2E são:

$$P_t = -2.7283 + 0.00009858S_t - 1.6651J_t + 0.014359IC_t + 0.56603EI_t + u_{1t}$$

$$S_t = 3562.8142 + 299.8987P_t + 95.42013PAcum_t + u_{2t}$$

As estimativas, desvios-padrões e p-valores dos estimadores, são dados na tabela 18.

Tabela 18 – Estimativas do modelo 3

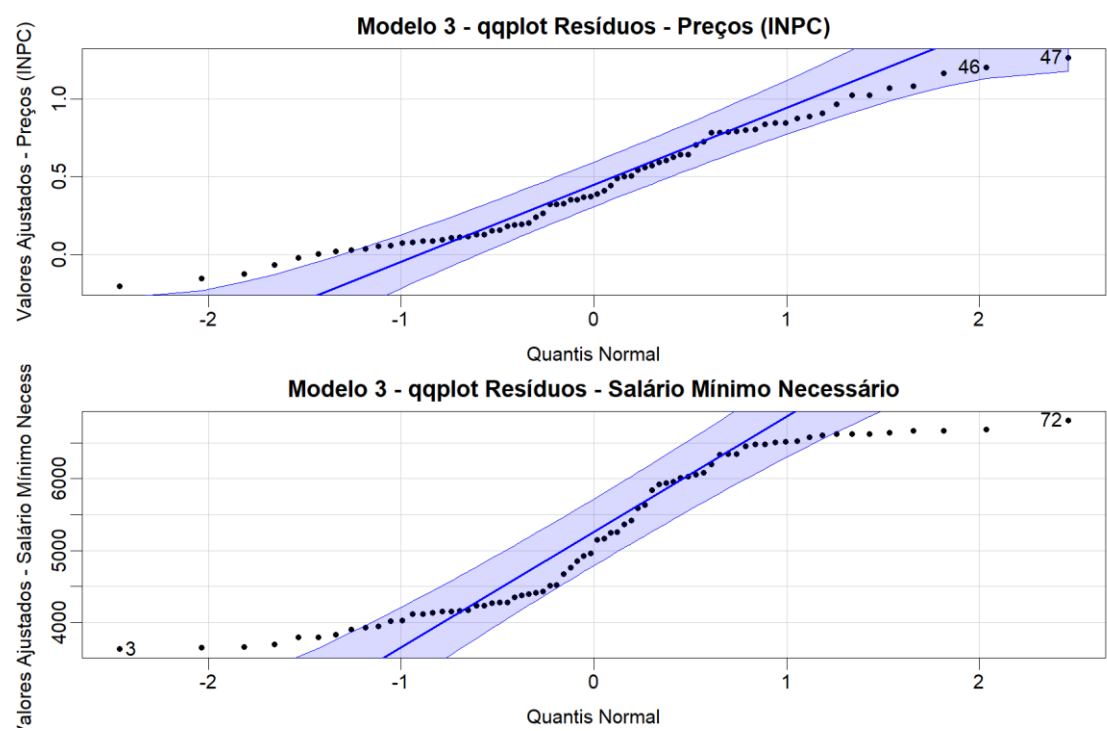
Equação	Parâmetro	Estimativa	Desvio-Padrão	p-valor
Equação 1	α_0	-2.7283	0.5496	$5.014 \cdot 10^{-06}$
	α_1	0.00009858	0.0000492	0.049351
	α_2	-1.6651	0.0217	$9.36 \cdot 10^{-11}$
	α_3	0.014359	0.00455	0.0024
	α_4	0.56603	0.006172	$1.8918 \cdot 10^{-13}$
Equação 2	β_0	3562.8142	49.62491	$< 2.22 \cdot 10^{-16}$
	β_1	299.8987	299.89867	$2.4382 \cdot 10^{-5}$
	β_2	95.42013	2.26349	$< 2.22 \cdot 10^{-16}$

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

A equação 1 tem interpretação similar a dos modelos anteriores, em que um aumento em R\$1,00 do salário mínimo causa um aumento de 0.00009858 pontos no INPC. A redução em aumento de 1% na taxa SELIC causa uma redução de 1.6651% no INPC. Enquanto que o aumento de uma unidade na intenção de consumo causa um aumento de 0.014359 no INPC e um aumento de um ponto na Expectativa de inflação causa um aumento de 0.56603 no INPC.

Em relação a equação de preços, ambos os preditores são relativos ao INPC, sendo que o primeiro preditor é o INPC mensal que a cada aumento de uma unidade no preditor, temos um aumento de R\$299.89 no salário mínimo necessário. Já um aumento de uma unidade no INPC acumulado, causa um aumento de R\$95,42 no Salário Mínimo Necessário

Figura 13 – Gráfico qqplot do Modelo 3



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Tabela 19 – Teste de Shapiro-Wilk do Modelo 3

Equação	Shapiro-Wilk – p-valor
INPC	0.4095
Salário Mínimo Necessário	0.8234

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O teste de Shapiro-Wilk indica que os resíduos de ambas as equações seguem distribuição Normal ao nível de $\alpha = 0.05$. O gráfico qqplot da equação do INPC possui alguns valores fora do intervalo na parte inferior, enquanto que no qqplot dos resíduos do Salário Mínimo Necessário, alguns valores se encontram fora do intervalo em ambos os lados, mas tem termos gerais, ambos os resíduos aderem bem à distribuição Normal.

Tabela 20 – Teste de Durbin-Watson do Modelo 3

Equação	d_L	Durbin-Watson	d_U
INPC	1.51	1.6712	1.74
Salário Mínimo Necessário	1.57	0.7338	1.68

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Para a conclusão de rejeição do teste de Durbin-Watson, foi utilizado $k=4$ e $k=2$ variáveis preditoras, para as equações do INPC e Salário Mínimo Necessário, respectivamente. Como as tabelas em geral apresentam valores para $n=70$ ou $n=75$, foi utilizado $n=75$ para a implementação do teste.

Utilizando a regra de rejeição com base nos valores críticos do teste de Durbin-Watson, concluímos que os resíduos da equação de IPCA são não autocorrelacionados pois $d > d_U$ e $4 - d > d_U$, enquanto que os resíduos da equação de Salário mínimo são autocorrelacionados pois $d < d_L$ ao nível $2\alpha = 0.025$ de significância.

Tabela 21 – Teste de Breusch-Pagan do Modelo 3

Equação	χ^2_{BP}	$\chi^2_{(q)}$
INPC	2.7117	9.4877
Salário Mínimo Necessário	1.381199	7.8147

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

O teste de Breusch-Pagan indica que ao considerarmos 95% de confiança estatística, não rejeitamos a hipótese de que os resíduos são homocedásticos, pois $\chi^2_{BP} < \chi^2_{(q)}$.

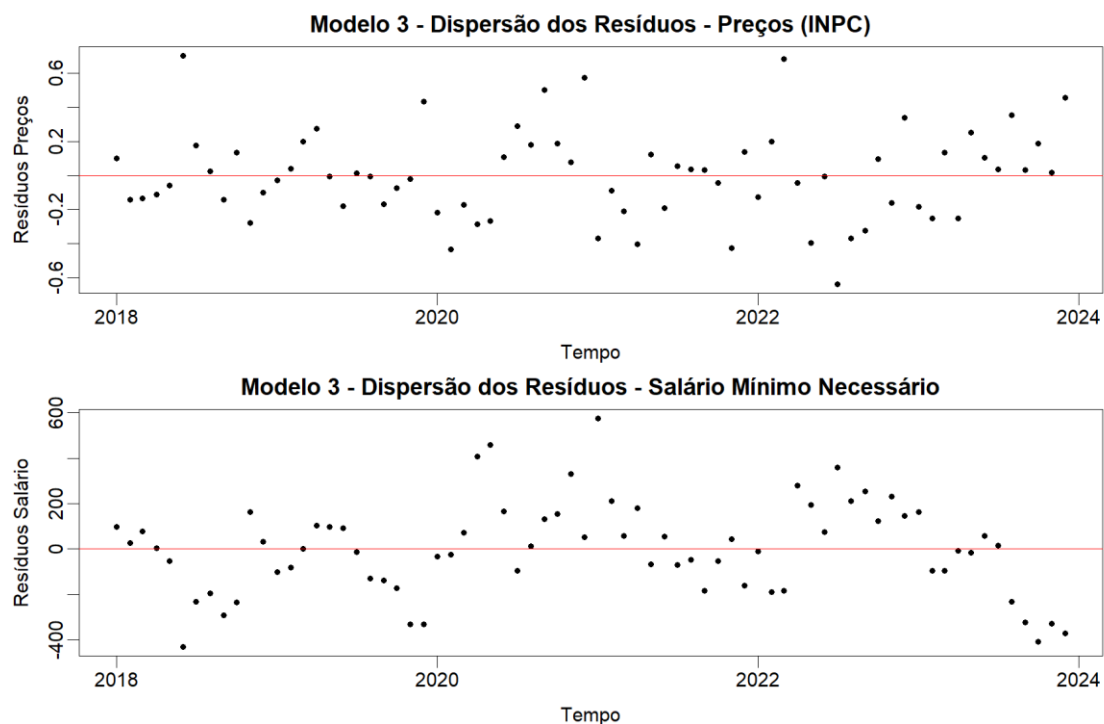
Tabela 22 – Teste de Simultaneidade de Hausman do Modelo 3

Equação	t_{res}
INPC	0.016848
Salário Mínimo Necessário	

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

No teste de Hausman, os resíduos do primeiro estágio foram significativos ao nível $\alpha = 0.05$. Sendo assim, os estimadores de MQ2E são mais eficientes que os de MQO, isso é, possuem menor variância.

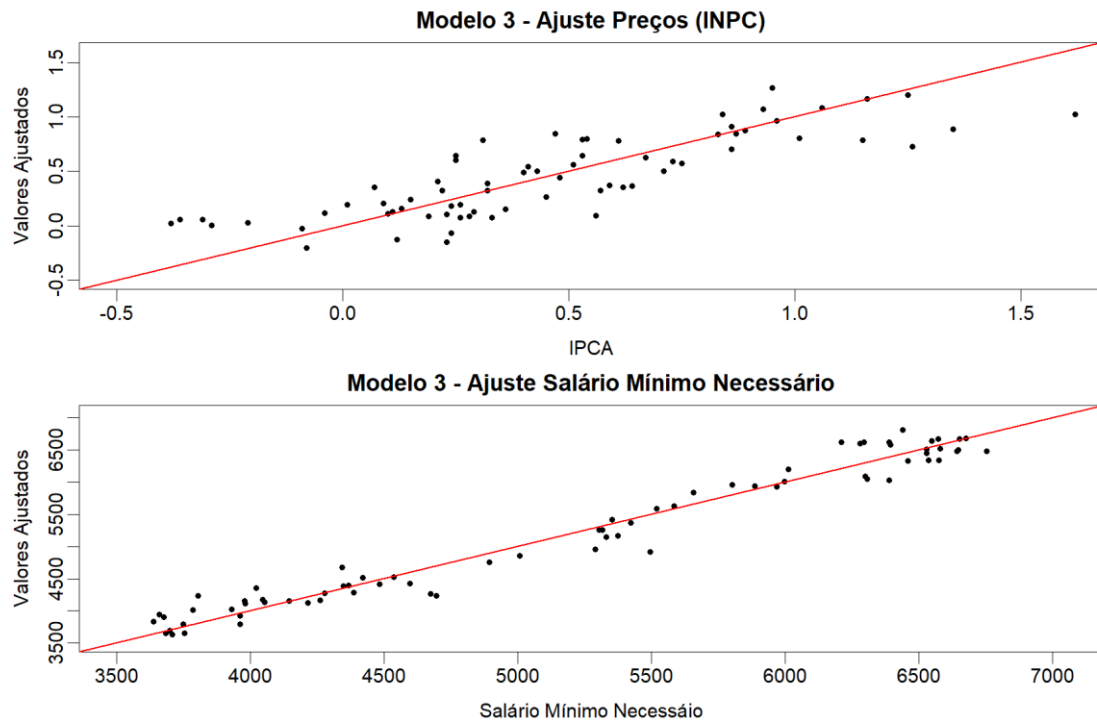
Figura 14 – Gráfico de Dispersão dos Resíduos do Modelo 3



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Utilizando o INPC Acumulado no como preditor ao invés do PIB, o padrão sazonal nos resíduos permanece, sendo assim, em ambos os casos os resíduos do Salário Mínimo Necessário são autocorrelacionados.

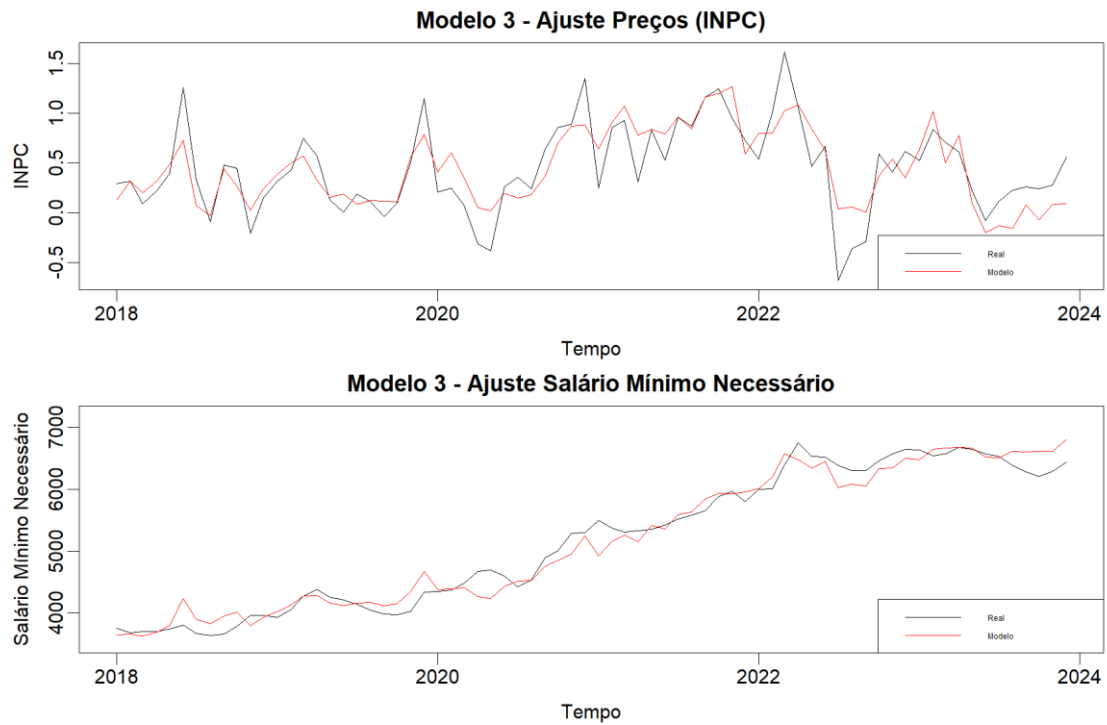
Figura 15 – Gráfico de dispersão para verificação de ajuste do modelo – Modelo 3



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

A equação de Salário Mínimo Necessário se ajusta melhor com o INPC acumulado do que com o PIB, o que poderia ser esperado, já que o PIB. Poderia ser esperado que o INPC sofresse uma melhora significativa no ajusta, dado que a variável endógena do salário possui melhor performance.

Figura 16 – Gráfico de linhas para verificação de ajuste do modelo – Modelo 3



Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Podemos notar que os pontos que estavam mais distantes nos modelos anteriores, agora se aproximam mais dos valores reais, sendo assim, o modelo com uso do IPCA acumulado performa melhor que o uso do PIB como preditor.

Tabela 23 – Métricas de Performance do Modelo 3

Modelo	Equação	MAE	RMSE	R^2
Modelo 3	Equação 1	0.2028	0.2695	0.6659
	Equação 2	158.6555	203.5671	0.9642

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

As métricas de ajuste permanecem semelhantes aos modelos anteriores na equação de Preços, enquanto que há uma melhora significativa na equação de Salários com a troca do preditor.

5.3 Comparação entre os modelos

Tabela 24 – Métricas de Performance para comparação dos modelos

Modelo	Equação	MAE	RMSE	R^2
Modelo 1	Equação 1	0.1988	0.2535	0.6693
	Equação 2	285.8496	377.1231	0.8770
Modelo 2	Equação 1	0.2023	0.2656	0.6592
	Equação 2	278.3879	370.0568	0.8816
Modelo 3	Equação 1	0.2028	0.2695	0.6659
	Equação 2	158.6555	203.5671	0.9642

Fonte: Elaborado pelo autor (2024)

Os dois primeiros modelos possuem desempenho bem semelhante sendo que a equação se salários desempenha melhor ao utilizarmos o IPCA como variável resposta. Como a única variável que sofre alteração nos sistemas é o Salário Mínimo Necessário, podemos considerar que esta variável possui um poder explicativo levemente superior sobre o IPCA do que sobre o INPC.

Já para a equação de Salário Mínimo Necessário, podemos notar o contrário, isto é, que o INPC explica o reajuste salarial proporcionando erros menores que o IPCA. Isto poderia ser explicado pelo fato de que o INPC é utilizado como reajuste do salário Mínimo Nominal, bem como o IPCA abrange uma gama maior de pessoas (até 40 salários mínimos), sendo assim, o INPC pode representar melhor as classes mais baixas, já que o IPCA tende a atribuir pesos aos grupos que incluem classes mais elevadas.

Como o desempenho dos modelos foi semelhante, o modelo 3 foi ajustado apenas com o uso da variável INPC como endógena de preços, com o objetivo de retirar o peso do PIB, já que o efeito dos indicadores de Inflação apesar de significativo, é ofuscado pelo PIB nos modelos 1 e 2.

A tentativa de ajuste de um modelo com as variáveis INPC Acumulado e PIB gerou um modelo multicolinear devido à alta correlação entre essas duas variáveis e por isso não foi adicionado ao trabalho.

6 CONCLUSÕES

Os modelos apresentaram performance satisfatória, sobretudo na equação de Salários. Entretanto, o efeito do PIB nas primeiras equações faz com que o efeito dos preços seja pequeno, o que não reflete a realidade, já que o PIB passou a ser utilizado para os reajustes apenas no ano de 2023 e mesmo nesse ano, o percentual de reajuste devido a inflação (INPC) recebeu um peso maior que o PIB, segundo o Governo Federal.

O ajuste do modelo 3 tem o objetivo de aumentar o peso da inflação e possibilitar um ajuste melhor a longo prazo, já que o uso do INPC acumulado como preditor suaviza o movimento mensal além de ter maior correlação com o a variável de Salários. Entretanto, o modelo perde um pouco de sua interpretação já que neste caso, temos dois preditores de inflação.

O teste de Simultaneidade de Hausman indica que os estimadores de MQ2E são mais eficientes que os estimadores de MQO, apesar disso, o teste não é capaz de identificar a relação causal. Sendo assim, ao usarmos os preços como preditor dos salários e os salários como preditor dos preços, o uso de MQ2E é mais indicado que o uso de MQO. Entretanto, se a relação de causa-efeito não for válida para ambos os sentidos, o uso dos preditores endógenos não é indicado. Um estudo do Bacen (2013) mostra que um aumento de 10% do salário mínimo nominal causa um aumento de 0,3% no IPCA anual, Summa (2016, p. 743-744) mostra outros exemplos que analisam a relação causal entre aumento salarial e Inflação em que o efeito não é significativo sobre a inflação. Isso também pode ser visto no presente trabalho, ao devido ao fato da melhora no ajuste da equação de Salários não causar impacto significativo na equação de preços.

O Banco Central do Brasil (BCB, 2013) cita ainda o Estudo de Hess e Schweitzer (2000), que analisaram a relação causal entre a inflação e o crescimento de salários, chegando a conclusão de que o aumento da inflação tende a preceder temporalmente os aumentos salariais, sendo que o contrário não ocorre.

Algumas das variáveis instrumentais da equação de Preços podem ser consideradas instrumentos fracos, por não possuírem grande correlação com a variável resposta, a troca dessas variáveis por variáveis mais correlacionadas com a inflação poderia impactar em um modelo com resíduos menores e possivelmente menos problemático em relação a autocorrelação.

Sendo assim, apesar do ajuste dos modelos não ter sido insatisfatório, a relação teórica de causa e efeito parece verdadeira para a equação de salários (de que os preços impactam nos aumentos salariais), mas carece de maiores provas científicas na equação de preços (em que a premissa é de que os aumentos salariais impactam na alta dos preços).

A necessidade do uso de “salários fictícios” para esta análise pode implicar em dificuldades para a inferência dos parâmetros para os salários mínimos nominais. Apesar do efeito significativo obtido nesses modelos, também é possível que o efeito do Salário Mínimo Necessário sobre a inflação possa ter sofrido por viés de variáveis omitidas ou complicações devido a autocorrelação residual.

Logo, o ajuste Salarial com base nos Índices de inflação encontra maior base para afirmação de relação causal, enquanto que isso não ocorre no sentido contrário.

Notamos ainda que em todos os modelos, apesar de estatisticamente significativas, os salários são as variáveis menos significativas (com maior p-valor) em todas as equações de preços, ficando inclusive com p-valor próximo de 0.05 na equação 3.

Para o caso estudado, em que as equações são simultâneas, o teste de Hausman nos fornece a conclusão de que os estimadores de MQ2E são mais eficientes que os de MQO, entretanto, como a relação causal dos salários sobre a inflação carecem de provas econômicas, pode ser mais benéfico utilizar modelos que usem os preços para estimar os salários sem a necessidade de usar os salários para estimar os preços, já que o uso de variáveis endógenas fornece algumas limitações (por falta de técnicas desenvolvidas para este caso) quanto a transformação de dados ou defasagens temporais.

REFERÊNCIAS

BCB – Banco Central do Brasil. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/taxaselic>. Acesso em: 18 jun. 2024.

BCB – Banco Central do Brasil. **Algumas Evidências Sobre a Relação Entre Salário e Inflação no Brasil**. Relatório de Inflação, Brasília, v.15, n.1, mar. 2013.

CHARNET, Reinaldo et.al. **Análise de Modelos de Regressão Linear com Aplicação**. 2.ed. Campinas, Editora Unicamp, 2008.

COSTA, Icaro Barros Rodrigues da. **Modelos de Previsão da Inflação Brasileira e Combinações de Previsões: Uma Análise de Curto Prazo**. Monografia (Graduação em Administração, Atuária e Contabilidade) – Universidade Federal do Ceará, 2018. Disponível em: <https://repositorio.ufc.br/handle/riufc/39793>. Acesso em: 10 nov. 2024.

DRAPER, N.R.; SMITH, H. *Applied Regression Analysis*. 4a. ed. New York, John Wiley & Sons, 1998.

GOV. Disponível em: <https://www.gov.br/planalto/pt-br/acompanhe-o-planalto/noticias/2020/01/presidente-bolsonaro-anuncia-reajuste-e-salario-minimo-passara-para-r-1-045-em-fevereiro>. Acesso em: 01 out. 2024.

GOV. Disponível em: <https://www.gov.br/planalto/pt-br/acompanhe-o-planalto/noticias/2021/12/trabalhadores-passam-a-receber-salario-minimo-de-r-1-2-mil-a-partir-de-1deg-de-janeiro>. Acesso em: 01 out. 2024

GOV. Disponível em: <https://www.gov.br/planalto/pt-br/acompanhe-o-planalto/noticias/2023/02/presidente-anuncia-salario-minimo-em-r-1-320-a-partir-de-maio-e-isencao-do-ir-para-quem-recebe-ate-r-2.640>. Acesso em: 01 out. 2024

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

FERNANDES, Thiago Richter. **Um Modelo Econométrico de Previsão do IPCA**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2022. Disponível em: <https://pantheon.ufrj.br/handle/11422/21983>. Acesso em: 21 out. 2024.

IPEADATA. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 16 jun. 2024.

HESS, Gregory D; SCHWEITZER, Mark E. **Does Wage Inflation Cause Price Inflation**. Policy Discussion Paper, Cleveland, n.10, abr. 2000. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1025464. Acesso em: 02 nov. 2024.

HOFFMANN, Rodolfo. **Análise de Regressão: Uma introdução à econometria**. 5. ed. Piracicaba, O Autor, 2016

VASCONCELOS, Josimar Mendes de. **Equações simultâneas no contexto clássico e bayesiano: uma abordagem à produção de soja**. Dissertação (Mestrado em Biometria e Estatística Aplicada) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, 2011. Disponível em: <http://www.tede2.ufrpe.br:8080/tede2/handle/tede2/5012>. Acesso em: 19 jun. 2024.

MANIKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. 10. ed. Rio de Janeiro: Atlas, 2021. E-book. Disponível em: [https://app.minhabiblioteca.com.br/reader/books/9788597027594/epubcfi/6/10\[%3Bvnd.vst.idref%3Dcopyright\]/!4/36/1:39\[tra%2Cdu%C3%A7](https://app.minhabiblioteca.com.br/reader/books/9788597027594/epubcfi/6/10[%3Bvnd.vst.idref%3Dcopyright]/!4/36/1:39[tra%2Cdu%C3%A7). Acesso em: 19 jun. 2024

MUKAKA, M. A guide to appropriate use of Correlation coefficient in medical research. **Malawi Medical Journal**, 2012. Disponível em: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3576830/>. Acesso em 19 jun. 2024.

RESENDE JÚNIOR, Marlon. **Oferta e demanda de energia elétrica: o caso do mercado brasileiro**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-graduação em Economia de Empresas, Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2011. Disponível em: <https://bdtd.ucb.br:8443/jspui/handle/123456789/532>. Acesso em: 15 jun. 2024.

SUMMA, Ricardo de Figueiredo. **Uma nota sobre a relação entre salário mínimo e inflação no Brasil a partir de um modelo de inflação de custo e conflito distributivo**. Economia e Sociedade, Campinas, v.25, p.733-756, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/1982-3533.2016v25n3art8>. Acesso em 10 out. 2024.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2023.

ANEXO A – Tabela para interpretação do Coeficiente r de correlação

Tabela 25 – Valores para interpretação do coeficiente de correlação de Pearson

Valor do Coeficiente r	Interpretação
$0 \leq r \leq 0.30$	Relação não linear
$0.30 < r \leq 0.50$	Correlação fraca
$0.50 < r \leq 0.70$	Correlação moderada
$0.70 < r \leq 0.90$	Correlação forte
$0.90 < r < 1.00$	Correlação muito forte
$ r = 1$	Correlação perfeita

Fonte: MUKAKA (2012)


```

residuals(mq2e2)
fitted.values(mq2e2)

# Modelo de Equações Simultâneas -----
# Modelo 3
# Equações e instrumentos
eq1 <- inpc ~ salario_nes + juros + intencao_consumo + expectativa_inflacao
eq2 <- salario_nes ~ inpc + inpcacum
sistema <- list(preco = eq1, salario = eq2)
inst <- ~ juros + intencao_consumo + expectativa_inflacao + inpcacum

# Mínimos quadrados 2 estágios
mq2e3 <- systemfit::systemfit(formula = sistema,
                             method = "2SLS",
                             inst = inst,
                             data = dados)
summary(mq2e3)
residuals(mq2e3)
fitted.values(mq2e3)

```