

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LUNA HART SIMONI

**O HIATO NA TAXA DE DESEMPREGO ENTRE HOMENS E MULHERES E SUA
RELAÇÃO COM O CICLO ECONÔMICO NO CONTEXTO BRASILEIRO**

CURITIBA

2024

LUNA HART SIMONI

**O HIATO NA TAXA DE DESEMPREGO ENTRE HOMENS E MULHERES E SUA
RELAÇÃO COM O CICLO ECONÔMICO NO CONTEXTO BRASILEIRO**

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado ao curso de Graduação em
Ciências Econômicas, Setor de Ciências
Sociais Aplicadas, Universidade Federal
do Paraná, como requisito parcial à
obtenção do título de Bacharel em
Ciências Econômicas.

Orientadora: Profa. Dra. Kênia Barreiro
de Souza

CURITIBA

2024

AGRADECIMENTOS

Gostaria de expressar meus sinceros agradecimentos a várias pessoas que contribuíram de maneiras diferentes para a realização desta monografia.

Primeiramente, gostaria de agradecer aos meus pais, cujo amor, apoio incondicional e encorajamento foram fundamentais em cada passo deste percurso acadêmico. Suas palavras de incentivo e sacrifícios não passaram despercebidos e foram a luz que me guiou nos momentos mais desafiadores. À minha querida irmã, que sempre esteve ao meu lado com palavras de conforto e motivação, e aos meus avós, por todo o amor, sabedoria e experiência compartilhados ao longo dos anos. Suas histórias e conselhos foram uma fonte constante de inspiração.

Por fim, gostaria de demonstrar minha gratidão aos meus colegas de curso, cuja amizade, colaboração e companheirismo tornaram esta jornada memorável. Suas contribuições e discussões enriqueceram minha experiência acadêmica e pessoal, e por isso serei eternamente grata.

RESUMO

Este estudo investiga as desigualdades de gênero na probabilidade de desemprego em diferentes fases do ciclo econômico no Brasil. Por meio da análise de um modelo econométrico de resposta binária, reproduzido anualmente de 2012 a 2023, examina-se como a probabilidade de desemprego do indivíduo varia entre homens e mulheres em períodos de expansão e recessão econômica. Além disso, foi realizada uma investigação teórica acerca das causas do hiato, incluindo uma comparação com estudos realizados em outros países e uma revisão da literatura existente sobre o tema no Brasil. Os resultados indicam que durante os períodos de recessão, a probabilidade de desemprego tende a aumentar mais entre as mulheres do que entre os homens. Essa disparidade evidencia como questões macroeconômicas podem acentuar problemas sociais pré-existent e persistentes, e também destaca a existência de um hiato significativo na taxa de desemprego entre os gêneros no contexto brasileiro.

Palavras-chave: Desigualdade de gênero. Ciclo econômico. Desemprego. Brasil

ABSTRACT

This study investigates the dynamics of gender inequalities in unemployment probability across different phases of the economic cycle in Brazil. Through the analysis of a qualitative response econometric model, reproduced annually from 2012 to 2023, it examines how the individual's probability of unemployment varies between men and women during periods of economic expansion and recession. Additionally, a theoretical investigation into the causes of the gap was conducted, including a comparison with studies conducted in other countries and a review of the existing literature on the topic in Brazil. The results indicate that during periods of recession, the probability of unemployment tends to increase more among women than among men. This disparity highlights how macroeconomic issues can exacerbate pre-existing and persistent social problems and also underscores the existence of a significant unemployment rate gap between genders in the Brazilian context.

Keywords: Unemployment gap. Economic cycle. Brazil. Gender inequality.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 REVISÃO DE LITERATURA	11
3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS	15
3.1 ANÁLISE DOS COEFICIENTES	16
3.2 BASE DE DADOS	17
4 RESULTADOS	21
4.1 ANÁLISE DO MODELO	21
4.1.1 Efeitos do gênero na probabilidade de desemprego	21
4.1.2 Efeitos da presença de filhos na probabilidade de desemprego, segregada por gênero	23
4.1.3 Efeitos da idade na probabilidade de desemprego	24
4.1.4 Efeitos da escolaridade na probabilidade de desemprego	24
4.2 INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS	25
APÊNDICE	31
REFERÊNCIAS	43

1 INTRODUÇÃO

As mulheres no Brasil apresentam uma média de escolaridade mais elevada do que os homens. Apesar disso, existe um hiato permanente entre as taxas de desemprego masculinas e femininas no país. A taxa de desemprego entre as mulheres mantém-se superior à média, ao menos, desde o ano de 2012, quando o IBGE começou a calcular o índice da maneira como é feito atualmente, por meio da PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - Contínua.

O desemprego pode ser definido como a condição na qual indivíduos capazes e dispostos a trabalhar não conseguem encontrar um emprego remunerado. No contexto brasileiro, o IBGE (2023) categoriza o desemprego como o estado de pessoas com idade para trabalhar (acima de 14 anos) que não estão trabalhando, mas que estão disponíveis e buscam encontrar trabalho.

Nesse contexto, existem pesquisas na área da economia que buscam explicar tal inequidade, como Pinheiro e Medeiros (2019), Melo e Morandi (2021), e Bruschini (2007). Os autores e autoras desses estudos desenvolvem hipóteses que circundam, principalmente, o trabalho doméstico não remunerado como obstáculo à inserção ao mercado de trabalho formal. Existem afazeres que são historicamente vistos como encargos femininos, que não são pagos. Englobam-se desde tarefas diárias de manutenção da vida no núcleo familiar como preparar refeições e conservar a higiene da casa, até cuidados com crianças e idosos. Não obstante, além de ser um problema com causas materiais bem delimitadas, a persistência do desemprego feminino também é alimentada por preconceitos enraizados culturalmente.

Ainda, é importante acrescentar que a estatística do desemprego não é suficiente para representar o nível das desigualdades no contexto brasileiro. Isso ocorre pois, segundo dados da PNAD Contínua (2012 a 2023), a própria participação feminina no mercado de trabalho é inferior à masculina. Isso significa que menos mulheres procuram por trabalho remunerado, em comparação aos homens. Por definição, para ser considerado desempregado, é preciso, antes, participar da força de trabalho. Portanto, a taxa de desemprego, apesar de

evidenciar a desigualdade de gênero, é apenas um entre os diversos fatores que diferenciam as características de homens e mulheres no mercado de trabalho.

Ainda que a diferença entre as taxas de desemprego seja um fator recorrentemente observado para o Brasil, esse não é sempre o caso. Nos Estados Unidos, por exemplo, a taxa de desemprego era discrepante entre homens e mulheres até os anos 1980, sendo maior para os indivíduos do sexo feminino. Contudo, observou-se uma equalização das taxas a partir desta década (1980), exceto em momentos de crise (Albanesi e Sahin, 2018). Em momentos de instabilidade econômica, seria razoável esperar que a taxa de desemprego total aumente para ambos os gêneros. No entanto, nos EUA, os dados sugerem que o desemprego entre os homens cresce relativamente mais do que o desemprego entre as mulheres em épocas de recessão. Assim, o estudo realizado por Albanesi e Sahin afirma que há evidências que denotam um componente cíclico nas diferenças entre as taxas de desemprego nos Estados Unidos, bem como em outros países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

Ao realizar uma análise superficial, não é possível verificar a mesma tendência de redução das desigualdades de gênero no mercado de trabalho brasileiro. Pelo contrário, os elementos empíricos sugerem que o hiato não apenas persiste, como também aparenta estar mais expressivo a partir de 2020 (PNAD). Logo, considerando tais informações, torna-se relevante investigar o caso brasileiro.

Em síntese, o objetivo deste trabalho é estudar o hiato entre as taxas de desemprego feminina e masculina no Brasil, verificar indícios da existência de um componente cíclico e refletir acerca de suas possíveis causas. O estudo consiste em calcular e interpretar o comportamento da taxa de desemprego por gênero no Brasil. Em seguida, será traçado um paralelo com os ciclos econômicos brasileiros a partir de 2012, buscando sugerir variáveis explicativas para o comportamento da desigualdade de emprego por gênero.

Tendo isso em vista, é preciso, primeiramente, verificar se há evidência empírica que sustente a presença de ciclicidade no gap de desemprego brasileiro. Para tal, foram utilizados os dados históricos obtidos na PNAD contínua, e o PIB como métrica de crescimento da economia. Foram testadas variáveis explicativas relacionadas à persistência do hiato, em detrimento da tendência internacional de superação dessa desigualdade. Por fim, os resultados foram discutidos à luz da literatura de referência.

Busca-se analisar o comportamento da taxa de desemprego por gênero no Brasil, em função dos ciclos econômicos, buscando sugerir variáveis explicativas para o comportamento da desigualdade de emprego por gênero. Os objetivos específicos visam aprofundar a compreensão dos desequilíbrios de gênero no mercado de trabalho, sob a influência dos ciclos econômicos, bem como identificar e discutir possíveis fatores que perpetuam o hiato na taxa de desemprego entre homens e mulheres.

Objetivo Geral:

Analisar a dinâmica da taxa de desemprego por gênero no Brasil de acordo com o período do ciclo econômico, buscando compreender como estes ciclos afetam a disparidade entre as taxas de desemprego masculina e feminina.

Objetivos Específicos:

- Investigar a presença e a natureza dos efeitos dos ciclos econômicos na taxa de desemprego por gênero, utilizando dados históricos obtidos na PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) e métricas do PIB fornecidas pelo IBGE.
- Identificar possíveis variáveis explicativas que contribuam para a persistência do hiato na taxa de desemprego entre homens e mulheres, considerando fatores socioeconômicos, estruturais e culturais.
- Contextualizar historicamente a evolução do mercado de trabalho no Brasil, a fim de compreender como fatores sociais, econômicos e culturais contribuem para a disparidade na taxa de desemprego por gênero.
- Analisar comparativamente a situação brasileira com estudos internacionais, especialmente em economias desenvolvidas, para extrair *insights* sobre possíveis medidas que contribuam para a redução da diferença na taxa de desemprego entre homens e mulheres.

Por fim, este trabalho almeja oferecer uma análise embasada, visando contribuir para a compreensão do fenômeno do desemprego por gênero no Brasil, considerando a influência dos ciclos econômicos e variáveis explicativas identificadas.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A revisão de literatura proposta neste capítulo visa fornecer um contexto para a compreensão do desemprego por gênero no Brasil, destacando a evolução dos estudos sobre o tema, suas divergências, e a relevância desse fenômeno. Além disso, busca-se fornecer uma base teórica e empírica para a investigação do hiato de desemprego entre homens e mulheres, contribuindo para a compreensão das complexidades que envolvem as dinâmicas de gênero no mercado de trabalho brasileiro.

Embora o presente trabalho se proponha a investigar o fenômeno do gap de desemprego a partir de 2012, o problema retrocede às décadas anteriores. De acordo com Costa e Teixeira (2009), durante o período de 1995 a 2002, no Brasil, as mulheres, com qualificação igual ou superior à dos homens, apresentam maior incidência de desemprego.

Em entrevista dada à jornalista Cristina Índio do Brasil, a professora Hildete Pereira destaca que o ano de 1991 representou um marco na dinâmica do mercado de trabalho feminino, pois, pela primeira vez, o tempo de estudo médio das mulheres ultrapassou o dos homens (Agência Brasil, 2019). Contudo, essa mudança no perfil das brasileiras não foi o suficiente para eliminar a discriminação existente no mundo do trabalho, ao contrário do que ocorreu em outros países (Albanesi e Sahin, 2018).

No que tange ao movimento ocorrido em alguns países do norte global, o estudo realizado por Albanesi e Sahin (2018) indica que o hiato de desemprego por gênero estava presente em nove dos doze países da OCDE analisados antes de 1985, mas em apenas seis a partir deste ano, observando-se uma significativa redução em seu percentual.

Contudo, segundo as autoras, a ampliação da escolaridade não é o principal fator que explica a redução da desigualdade de emprego nestes países, mas sim a vinculação à força de trabalho. Esse conceito é usado para medir o grau de envolvimento ou continuidade de um indivíduo na força de trabalho, indicando a regularidade de sua participação em atividades remuneradas, ou ausência de períodos de inatividade e desligamento do trabalho assalariado.

TABELA 1 - HIATO NA PARTICIPAÇÃO NA FORÇA DE TRABALHO FEMININA E NA TAXA DE DESEMPREGO POR GÊNERO*

País	Hiato na taxa de participação (%)		Hiato na taxa de desemprego (%)	
	Pré 1985	Pós 1985	Pré 1985	Pós 1985
Austrália	45,8	23,4	86,1	1,7
Canadá	33,6	16,3	14,3	-6,9
Finlândia	20,1	7,8	-29,7	-5,6
Alemanha	40,8	22,5	40,0	16,5
Irlanda	61,2	35,1	-23,6	-7,3
Itália	57,0	38,7	110,2	85,5
Holanda	56,9	25,8	-9,7	41,8
Noruega	31,8	11,8	85,8	4,1
Portugal	41,3	21,6	172,2	53,2
Espanha	62,0	37,1	14,6	72,5
Suíça	26,7	6,9	32,1	-7,2
EUA	41,1	17,9	30,7	-3,3

FONTE: Adaptado de Albanesi e Sahin, 2018.

NOTA:* Média entre os anos 1975 - 1984 (pré 1985) e 1985-2005 (pós 1985)

À parte dos fenômenos internacionais, o hiato de gênero na taxa de desemprego brasileira persiste. Além dessa característica da economia ser considerada problemática por todos os elementos pontuados anteriormente, ela também impacta outros indicadores importantes. Na pesquisa de Albanesi e Sahin (2018) os resultados sugerem que o crescimento contínuo do emprego feminino desde o início da década de 1990 teria melhorado significativamente o desempenho econômico nos Estados Unidos, elevando a produtividade total dos fatores (PTF).

Ademais, quando se trata de países subdesenvolvidos, as variáveis podem se comportar de maneira diferente. A hipótese da função Desenvolvimento-Participação feminina na força de trabalho em forma de U sugere que a participação segue um padrão de U no decorrer do desenvolvimento econômico (Goldin, 1995). A autora argumenta que, inicialmente, à medida que uma economia se industrializa e adota novas tecnologias, a participação das mulheres na força de trabalho tende a diminuir devido à transferência de atividades centradas no lar para o mercado. No entanto, quando a economia amadurece e atinge um estágio avançado de desenvolvimento, a demanda por mão de obra feminina aumenta, resultando em um aumento na participação feminina na força de trabalho.

Um dos fatores que afetam diretamente tanto a participação das mulheres no mercado de trabalho quanto a taxa de desemprego é a desproporcional carga de trabalho doméstico das mulheres. Em 2015, 91% das mulheres com mais de 16 anos e empregadas afirmaram desempenhar tarefas domésticas, em contraste com 53% dos homens nas mesmas condições. Esses dados refletem que as responsabilidades domésticas, majoritariamente, recaem sobre os indivíduos do gênero feminino. (Melo; Thomé, 2018, cap. 6)

Nesse contexto, no que tange à perspectiva microeconômica, partindo da análise do comportamento individual, conclui-se que o hiato de gênero na taxa de desemprego brasileira é compatível com o comportamento esperado pela teoria econômica tradicional. Isso ocorre pois assume-se que os indivíduos que participam do mercado de trabalho, aceitam um trabalho, apenas quando o salário pago pelo mercado de trabalho supera o salário reserva². Não obstante, o salário reserva das mulheres é superior ao dos homens, pois inclui não apenas seu potencial produtivo no mercado de trabalho, mas também o acúmulo de trabalho não remunerado (de cuidado, e afazeres domésticos) recorrentemente atribuído às mulheres pela sociedade. Isso implica que, teoricamente, as mulheres estarão menos propensas a aceitar ofertas de trabalho, visto que o custo de oportunidade é maior, pois elas são impelidas a gerenciar o trabalho pago com o trabalho doméstico e o cuidado com os filhos. (TEDESCO e SOUZA, 2020).

A economia feminista oferece uma perspectiva crítica sobre a divisão sexual do trabalho e suas implicações no contexto brasileiro. Destaca-se a desigualdade na distribuição de responsabilidades entre homens e mulheres, tanto no âmbito remunerado quanto no não remunerado. No Brasil, essa divisão é marcada por uma sobrecarga de trabalho doméstico e de cuidado atribuída às mulheres, o que impacta diretamente suas oportunidades de participação no mercado de trabalho e suas trajetórias profissionais (Hirata e Kergoat, 2007). Além disso, a persistência de estereótipos de gênero e práticas discriminatórias no ambiente de trabalho¹ contribuem para a manutenção das desigualdades de gênero e para o desemprego feminino como um problema social.

Nesse sentido, conforme destacam Melo e Morandi (2021), não é por acaso que as evidências apontam que as brasileiras tendem a aceitar propostas de

¹ Discussão sobre o tema pode ser encontrada em Kübler, Schmid e Stüber (2017)

trabalho com jornadas menores e mais flexíveis, principalmente no que diz respeito às mulheres com filhos, quando não existem políticas públicas que disponibilizam creches e outros serviços de cuidado. (Melo e Morandi, 2021)²

Conclui-se que a oferta de trabalho no Brasil apresenta diferenças significativas entre homens e mulheres. A divisão do trabalho doméstico tende a ser desigual, recaindo majoritariamente sobre as mulheres, tanto nos Estados Unidos quanto em diversos outros países (Breen e Cooke, 2005). Essas desigualdades, juntamente com as demais características supramencionadas, sugerem que em períodos de recessão seria coerente observar um aumento mais acentuado na taxa de desemprego entre as mulheres em comparação aos homens.

Porém, a literatura atual sobre o tema não explicita a relação entre o momento do ciclo econômico (crescimento ou recessão) e as diferenças nas taxas de desemprego, no Brasil. Não obstante, o que se observa nos Estados Unidos, assim como em outros países desenvolvidos, é que a taxa de desemprego masculina cresce mais do que a feminina em períodos de crise econômica, devido à composição da indústria e à vinculação na força de trabalho. (Albanesi e Sahin, 2018).

Dessa forma, este trabalho buscará estudar como funciona a ciclicidade do gap de desemprego no caso de um país emergente, o Brasil, considerando os determinantes de gênero na probabilidade de oferta de trabalho. Espera-se que a investigação elucide qual das direções teóricas se aplica ao caso brasileiro, ou seja, o caminho que o desemprego por gênero percorre em função do ciclo econômico.

² O conceito de salário reserva, na economia do trabalho, refere-se ao valor mínimo de remuneração que um trabalhador estaria disposto a aceitar para desempenhar um determinado tipo de trabalho. É o ponto em que o trabalhador considera o salário oferecido como satisfatório o suficiente para aceitar a oferta de emprego, levando em conta as características específicas do trabalho e as condições de emprego. Qualquer oferta de trabalho que ofereça um salário abaixo desse valor seria recusada pelo trabalhador, pois não atenderia às suas expectativas mínimas de compensação financeira.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Embora a observação direta dos dados utilizados neste trabalho se restrinja a um estado binário, em que o indivíduo se encontra empregado ou desempregado, a aceitação ou recusa de uma oferta de emprego é determinada por uma função de utilidade contínua. Nessa perspectiva, indivíduos avaliam os benefícios e custos associados a uma oportunidade de emprego e aceitam a oferta somente se a utilidade esperada ultrapassar uma determinada utilidade específica. Essa função de utilidade é uma variável latente, não observável diretamente. Em outras palavras, a avaliação subjetiva que um indivíduo atribui a uma oferta de emprego não é diretamente observável, o que se observa é a realização de tal distribuição (Gujarati, 2011).

O Modelo Probit é uma ferramenta estatística amplamente utilizada para analisar variáveis dependentes binárias, como a presença ou ausência de um evento. Este método é particularmente relevante quando busca-se modelar a probabilidade de ocorrência de um resultado específico, como o desemprego, em oposição a uma ou mais variáveis contínuas ou discretas. Gujarati (2011) destaca a eficácia do Modelo Probit em situações nas quais a variável dependente é dicotômica, o que se alinha perfeitamente com a natureza binária da probabilidade de desemprego. Além disso, o modelo probit é robusto em lidar com heterogeneidade não observada e assume uma distribuição normal para o termo de erro, o que se alinha bem com a estrutura dos dados utilizados.

A função de distribuição acumulada (CDF) da distribuição normal padrão é frequentemente usada para representar essa probabilidade. Abaixo verifica-se a expressão geral do modelo Probit:

$$P(Y_i = 1|X_i) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik}) \quad (1)$$

Em que:

Y_i é a variável dependente binária (no caso, a probabilidade de uma pessoa estar desempregada).

X_{ij} representa a j -ésima variável independente para a i -ésima observação.

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$, são os parâmetros a serem estimados

Φ é a função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão.

A partir dessa equação estima-se a probabilidade condicional de Y_i ser igual a 1, dado um conjunto de variáveis explicativas X . A função Φ transforma a soma ponderada das variáveis independentes por meio da função de distribuição acumulada, produzindo uma probabilidade entre zero e um.

A estimação dos parâmetros β é realizada por máxima verossimilhança. A função de verossimilhança é maximizada para encontrar os valores dos parâmetros que tornam os dados observados mais prováveis.

3.1 ANÁLISE DOS COEFICIENTES

Para interpretar os coeficientes do modelo, é importante reiterar que os coeficientes de um modelo probit indicam a mudança na probabilidade de o resultado ocorrer (neste caso, de estar desempregado) em resposta a uma mudança nas variáveis explicativas, mas não podem ser interpretados diretamente como mudanças percentuais ou em probabilidades.

Os coeficientes de um modelo probit, ao contrário de um modelo linear, não podem ser interpretados diretamente como mudanças percentuais ou em probabilidades devido à natureza não-linear da função de ligação (probit). Os coeficientes representam a mudança na função latente:

$$1/\Phi(P(y = 1|X)) \quad (2)$$

em que Φ é a função de distribuição cumulativa da normal padrão.

Ademais, o coeficiente em um modelo probit indica a direção e a magnitude do efeito da variável explicativa sobre a variável dependente latente, é um valor contínuo não observado que determina a probabilidade de (a variável dependente) ser 1 ou 0.

Para converter os coeficientes do modelo probit em probabilidades, é necessário calcular a função de distribuição cumulativa normal inversa (probit) do valor linear da combinação das variáveis. A interpretação direta do coeficiente é a mudança no *z-score*, que é mapeado para a probabilidade pela função probit.

Para ilustrar, considera-se um modelo probit simples:

$$1/\Phi(P(y = 1|X)) = \beta_0 + \beta_1 X_1 \quad (3)$$

Se $\beta = 0,5$, isso significa que um aumento unitário em X_1 aumenta o valor latente y^* em 0,5. A probabilidade de $y = 1$ é então calculada como:

$$P(y = 1|X) = \Phi(\beta_0 + 0,5X_1) \quad (4)$$

Em que Φ é a função de distribuição cumulativa da normal padrão.

Para entender o impacto das variáveis explicativas em termos de probabilidades, que é o objetivo do projeto de pesquisa, calcula-se as probabilidades previstas para diferentes valores das variáveis. A média marginal dos efeitos irá mensurar a mudança média na probabilidade prevista quando a variável explicativa muda. Assim, os resultados dos efeitos marginais mostram a mudança na probabilidade de desemprego associada a uma mudança unitária nas variáveis explicativas.

3.2 BASE DE DADOS

Para a análise proposta, serão utilizadas duas fontes de dados cruciais: a PNAD Contínua (2012-2022), que constitui a principal fonte para extrair as variáveis escolhidas para o modelo, observadas de forma individual e com representatividade para o Brasil; e o Produto Interno Bruto (PIB) para 2012-2022, que será utilizado como uma métrica macroeconômica para o desempenho geral da economia durante o período em análise.

Com base na literatura, as variáveis recortadas da base de microdados da PNAD Contínua para o modelo Probit foram escolhidas de forma a capturar fatores que teoricamente influenciam a probabilidade de desemprego entre mulheres. Primeiramente, como variável dependente foi utilizado o indicador de ocupação da PNAD Contínua, que foi modificado a fim de enquadrar-se como variável *dummy*, condição necessária para um modelo de resposta binária. Além disso, a variável

dummy de sexo permitiu a separação dos resultados entre indivíduos homens e mulheres, de acordo com os objetivos da pesquisa.

Além dessas, como variáveis explicativas, foram utilizadas as quantidades de filhos para homens e mulheres chefes ou cônjuges do chefe no domicílio, uma variável de interação entre o sexo e a presença de filhos, idade, idade ao quadro, dummies por nível de escolaridade (baixa, média e alta) e dummies para as unidades federativas dos entrevistados, conforme detalha o Quadro 1.

QUADRO 1 - DICIONÁRIO DAS VARIÁVEIS DO MODELO PROBIT

Dicionário das variáveis aplicadas no modelo			
Nome da variável	Descrição	Categorias	
“ocupaçãodummy”	Condição de ocupação na semana de referência para pessoas de 14 anos ou mais de idade	0	Pessoas ocupadas
		1	Pessoas desocupadas
			Não aplicável
“sexodummy”	Sexo	1	Homem
		0	Mulher
“tem_filhos”	Evidencia se o chefe do domicílio ou cônjuge do chefe possui filhos ou enteados	1	Possui filho(s) ou enteado(s)
		0	Não possui filho(s) nem enteado(s)
“sexo_filhos”	Variável de interação entre a variável “sexodummy” e “tem_filhos”	1	Homem que possui filho(s) ou enteado(s)
		0	Homem sem filhos ou enteados
		0	Mulher que possui filho(s) ou enteado(s)
		0	Mulher sem filhos ou enteados
“Idade”	Idade do indivíduo entrevistado	Número inteiro	
“Idade2”	Idade do indivíduo entrevistado ao quadrado	Número inteiro	
“nivel_escolaridade”	Nível de instrução mais elevado alcançado (pessoas de 5 anos ou mais de idade) padronizado para o Ensino fundamental - SISTEMA DE 9 ANOS	Escolaridade baixa	Sem instrução e menos de 1 ano de estudo
			Fundamental incompleto ou equivalente
			Fundamental completo ou equivalente
		Escolaridade Média	Médio incompleto ou equivalente
			Médio completo ou equivalente

		Escolaridade Alta	Superior incompleto ou equivalente
			Superior completo

(continua)

QUADRO 1 - DICIONÁRIO DAS VARIÁVEIS DO MODELO PROBIT (continuação)

“uf”	Unidade da Federação	11	Rondônia
		12	Acre
		13	Amazonas
		14	Roraima
		15	Pará
		16	Amapá
		17	Tocantins
		21	Maranhão
		22	Piauí
		23	Ceará
		24	Rio Grande do Norte
		25	Paraíba
		26	Pernambuco
		27	Alagoas
		28	Sergipe
		29	Bahia
		31	Minas Gerais
		32	Espírito Santo
		33	Rio de Janeiro
		35	São Paulo
		41	Paraná
		42	Santa Catarina
		43	Rio Grande do Sul
		50	Mato Grosso do Sul
		51	Mato Grosso
		52	Goiás
		53	Distrito Federal

FONTE: Elaboração própria

O modelo Probit estimado neste estudo utilizará a variável “ocupaçãoodummy” como resposta, expressando a probabilidade de desemprego feminino como uma função das variáveis mencionadas. A aplicação prática do modelo foi realizada para cada ano individualmente, proporcionando uma visão granular das tendências ao

longo do período em análise. A implementação do modelo Probit para cada ano permite a análise das variações anuais nas probabilidades de desemprego, destacando padrões específicos e comportamentos distintos.

A última etapa do método consiste na comparação entre os resultados do modelo Probit e as tendências observadas no PIB. Como a PNAD contínua realiza uma coleta de dados trimestral, optou-se por utilizar apenas os dados do primeiro trimestre para cada ano analisado. Portanto, os dados do PIB também serão recortados trimestralmente. Esta análise buscará identificar possíveis correlações entre as variáveis do modelo e os indicadores econômicos.

4 RESULTADOS

4.1 ANÁLISE DO MODELO

4.1.1 Efeitos do gênero na probabilidade de desemprego

As Tabelas de 4 a 15 com os resultados completos dos modelos, encontram-se no apêndice deste trabalho (Pág 31).

Em primeiro lugar, destaca-se que ser do sexo feminino, por si só, foi um fator de aumento na incidência do desemprego em todos os anos analisados (2012-2023) sem exceção. O que está sendo analisado é o efeito marginal dessa variável, ou seja, o quanto ela impacta positivamente na condição de desemprego, ano a ano. Reitera-se que a estatística indicativa do desemprego desconsidera os cidadãos que se encontram fora do mercado de trabalho, fato que pode levar a subestimação dos impactos da desigualdade de gênero.

Em 2012, o fato de ser mulher aumentava a probabilidade de um indivíduo estar desempregado em 3,9%. Houve uma queda do impacto desta variável nos anos seguintes, sendo 3,6% em 2013 e 2,9% em 2014, uma variação de -7,7% e -19,4%, respectivamente. Porém, nos anos seguintes o índice voltou a crescer, sendo de 3,0% para 2015, 3,6% para 2016 e 4,2% para 2017, o maior valor calculado até então. Em 2018 há novamente uma leve queda no percentual (3,7%) seguido por um aumento em 2019 (4,3%) e estabilidade em 2020 (4,3%). O ano de 2021 apresentou o maior valor calculado da série, de 5,8%. Após isso, houve duas quedas consecutivas, em 2022 (4,2%) e 2023 (3,1%).

Como dito anteriormente, os anos de 2013 e 2014 apresentaram uma melhoria na situação da influência das questões de gênero no desemprego. Nesse sentido, embora não seja possível verificar a relação com o PIB diretamente pelo modelo proposto, esta redução pode estar relacionada ao crescimento econômico registrado em ambos os anos, especialmente em 2014, quando o PIB para o primeiro trimestre cresceu 3,47%, proporcionando mais oportunidades de emprego, fato que possivelmente reduz os impactos da desigualdade de gênero no mercado de trabalho brasileiro.

Seguindo a mesma lógica, a acentuação da influência de questões de gênero observadas em 2015 pode estar relacionada à retração econômica registrada no

ano. O PIB sofreu uma queda de 1,62% no primeiro trimestre de 2015, reduzindo as oportunidades de emprego e possivelmente exacerbando a desigualdade de gênero no desemprego. Além disso, o mesmo padrão pode ser identificado em 2016, ano em que o PIB caiu 5,14% no primeiro trimestre, enquanto o aumento dos impactos do gênero foi de 20%.

Contudo, em 2017 há uma inversão do padrão observado até então. Neste ano, para a variável mulher, o efeito marginal de 0,042 indica que ser do sexo feminino aumentava a probabilidade de estar desempregada em 4,2% (novamente, em comparação a ser homem). Esse valor mostra um aumento significativo em relação aos 3,6% observados em 2016, sugerindo uma piora na influência das questões de gênero no desemprego das mulheres neste período. Este aumento pode estar relacionado à lenta recuperação econômica após a recessão, com o PIB apresentando um crescimento marginal de 0,28% no primeiro trimestre de 2017, insuficiente para melhorar substancialmente as condições do mercado de trabalho e reduzindo a desigualdade de gênero no desemprego.

Em seguida, no ano de 2018, o efeito marginal de 0,037 para a variável mulher indica que ser do sexo feminino aumentava a probabilidade de estar desempregada em 3,7% a mais do que os homens. Esse valor aponta uma ligeira redução em relação aos 4,2% que foram calculados em 2017, sugerindo uma melhora sutil na influência das questões de gênero no desemprego das mulheres neste período. Esta redução pode estar associada a uma recuperação econômica mais robusta, com o PIB crescendo 1,90% no primeiro trimestre de 2018, reiterando o padrão entre PIB - Efeitos marginais que está sendo traçado.

Para o ano de 2019, a variável mulher apresentou um efeito marginal de 0,043. Esse valor representa um aumento em relação aos 3,7% observados em 2018, sugerindo uma piora na influência das questões de gênero no desemprego das mulheres. Esse valor permaneceu inalterado no ano de 2020, o que pode ser explicado pelo fato de a variação do PIB entre os dois anos ter sido pequena. A estabilidade desse valor pode ser atribuída à crise econômica generalizada que afetou de forma similar diversos segmentos populacionais, e também ao fato de que a pandemia começou a se agravar após o primeiro trimestre de 2020, pois apenas em 11 de março de 2020, a COVID-19 foi caracterizada pela OMS como uma pandemia (Organização Pan Americana de Saúde). Assim, os impactos do COVID

19 serão mais bem observados na análise do ano de 2021, pois só foi calculado o valor do primeiro trimestre para cada ano.

Por outro lado, o aumento da influência do gênero feminino na taxa de desemprego pode estar relacionado com a relativa desaceleração econômica observada em 2019, quando o PIB cresceu apenas 0,9% no primeiro trimestre.

O ano de 2021 foi o maior desvio registrado no que tange ao efeito marginal do gênero no desemprego. Para este ano (2021) a variável “mulher” apresentou um efeito marginal de 0,058 (erro padrão de 0,002 e $z = 27,758$), indicando que ser do sexo feminino aumentava a probabilidade de estar desempregada em 5,8% em comparação aos homens no mesmo ano. Este valor representa um aumento expressivo em relação aos 4,3% observados em 2020, e também significativo se comparado aos demais anos analisados. Nesse aspecto, esse dado sugere um agravamento da desigualdade de gênero no mercado de trabalho. Como já foi supramencionado, uma hipótese que explicaria esse aumento é que os efeitos prolongados da pandemia de COVID-19 afetam desproporcionalmente as mulheres devido às suas responsabilidades domésticas e ao trabalho em setores mais vulneráveis.

Finalmente, os anos de 2022 e 2023 apresentaram reduções consecutivas, significativas nos efeitos marginais. Esta diminuição pode estar relacionada à recuperação econômica, expressa pela variação positiva do PIB, após os impactos mais severos da pandemia de COVID-19, que começou a trazer de volta mais oportunidades de emprego.

4.1.2 Efeitos da presença de filhos na probabilidade de desemprego, segregada por gênero

A presença de filhos reduz a probabilidade de estar desempregado em todos os anos calculados. Contudo, é preciso diferenciar o impacto da presença de filhos para homens e para as mulheres, pois há razões teóricas e práticas (descritas no capítulo Revisão da Literatura) para esperar que a presença de filhos impacte negativamente a probabilidade de emprego para o sexo feminino.

Neste contexto, verifica-se que a interação entre ser mulher e ter filhos, representada pela variável “sexo_filhos”, mostra um efeito marginal positivo no desemprego em todos os anos observados. Apesar de as variações anuais do

impacto desta variável serem pequenas, na série histórica de 2012 a 2022, esse impacto apresentou uma linha de tendência crescente e contínua, atingindo seu ápice em 2022. O ano de 2023 foi o único em que se observa uma leve queda. Esse resultado sugere que ser mulher e ter filhos, conjuntamente, aumenta a probabilidade de estar desempregado, sendo este efeito significativo ($p < 0,01$). Assim, fica evidente que o efeito da variável “tem_filhos” sozinha é substancialmente alavancada pelos homens, e não representa uma realidade para as mulheres.

Para verificar o efeito da presença de filhos para os homens, basta somar os coeficientes de “tem_filhos” com os coeficientes de “sexo_filhos”. Por exemplo, em 2012, este resultado é de -0,026 (-0,029 + 0,003). Para todos os anos, esse valor será negativo. Isso significa que, ao contrário do que ocorre com as mulheres, a presença de filhos favorece o gênero masculino e reduz a probabilidade do indivíduo estar desempregado.

4.1.3 Efeitos da idade na probabilidade de desemprego

A idade, por sua vez, apresenta um efeito marginal negativo nos anos calculados. Isso significa que, com o aumento da idade, a probabilidade de estar desempregado diminui a cada aniversário. Por exemplo, em 2012, o valor calculado foi de -0,006, com um erro padrão de 0,0002 e um valor z de -31,208. Isto indica que em 2012 a probabilidade de estar desempregado diminui em 0,6% a cada ano de vida do indivíduo. Este efeito é estatisticamente significativo ($p < 0,01$). Em contrapartida, a variável “idade2”, que captura o efeito quadrático da idade, tem um efeito marginal positivo nos anos observados. Este dado sugere uma relação em forma de U invertida entre idade e desemprego: a probabilidade de desemprego diminui até certo ponto com a idade, mas ela começa a aumentar ligeiramente em idades mais avançadas, embora o efeito quadrático seja pequeno. A variação anual dessas duas variáveis não foi representativa, mantendo-se constantes ao longo da série histórica.

4.1.4 Efeitos da escolaridade na probabilidade de desemprego

Ao longo dos anos observados, ficou evidente que níveis mais elevados de escolaridade estão associados a uma menor probabilidade de desemprego. Especificamente, pessoas com grau de escolaridade alta, isto é, que ingressaram no ensino superior, enfrentam menos riscos de desemprego em comparação com aquelas que possuem apenas o ensino fundamental ou médio. Esta tendência é consistente e persistente ao longo dos anos de análise.

No ano de 2015, por exemplo, o efeito marginal de ter escolaridade alta foi de -0,02. Isto significa que a probabilidade de estar desempregado diminui em 2% em comparação à escolaridade baixa. Da mesma forma, em 2018, o efeito marginal de possuir escolaridade alta foi de -0,05, indicando uma redução de 5 pontos percentuais na probabilidade de desemprego com relação à baixa escolaridade, que inclui indivíduos com até o ensino fundamental completo. Em síntese, a escolaridade é um determinante significativo na probabilidade de desemprego, com níveis mais altos de educação associando-se a menores riscos de estar desempregado.

4.2 SÍNTESE DOS PRINCIPAIS RESULTADOS

É possível realizar uma análise da relação entre os efeitos do gênero feminino na probabilidade de desemprego, em comparação com a variação do PIB do Brasil entre 2013 e 2023 (TABELA 3). Essa avaliação indica padrões que podem refletir a dinâmica macroeconômica e social do país durante este período. Nesse sentido, a variação do PIB mede o crescimento econômico trimestral em comparação com o mesmo período do ano anterior, e indica o ciclo econômico vigente. A variável “influência exercida pelo sexo (feminino) na probabilidade de desemprego”, por sua vez, foi retirada do modelo probit anual, a partir do cálculo das variações marginais, que apresenta o quanto uma mudança isolada em cada variável explicativa afeta a variável dependente (Desemprego). A terceira coluna mede a variação ano a ano, do efeito marginal. Por consequência disso, 2012 não possui tal informação (pois não há dados para o período anterior nesse caso, uma vez que a série se inicia em 2012).

Primeiramente, observa-se que a influência do gênero feminino na probabilidade de desemprego não segue um padrão diretamente proporcional à variação do PIB. Em anos de crescimento econômico positivo, como 2013 e 2014, a

influência do gênero feminino sobre a probabilidade de desemprego diminuiu, com variações de -7,7% e -19,4%, respectivamente. Isso sugere que em períodos de crescimento econômico, a disparidade de gênero no desemprego tende a reduzir-se, possivelmente devido à maior disponibilidade de empregos que beneficia ambos os gêneros.

Nos anos de retração econômica, como 2015 e 2016, quando o PIB variou -1,62% e -5,14%, respectivamente, a influência do gênero feminino no desemprego aumentou, com variações positivas de 3,4% e 20,0%. Este aumento pode ser interpretado como uma maior vulnerabilidade das mulheres ao desemprego durante crises econômicas, possivelmente devido a uma maior concentração de mulheres em setores mais voláteis ou precários. Essa observação coincide com o estudo de Melo e Morandi (2021), pois as autoras verificam que as mulheres tendem a aceitar ofertas de trabalho com jornadas menores e mais flexíveis, principalmente no que diz respeito às mulheres com filhos, e especialmente nos casos em que não existem políticas públicas de auxílio. Assim, esse nicho de trabalho mais incerto em que as mulheres se inserem a fim de conciliar sua jornada dupla de trabalho pode ser uma hipótese plausível para o aumento da suscetibilidade do gênero feminino ao desemprego em momentos de crise.

A partir de 2017, a variação da influência de ser mulher na probabilidade de desemprego apresenta flutuações que não se relacionam linearmente com as variações do PIB. Em 2017 e 2019, embora o PIB tenha crescido levemente, a influência do gênero feminino aumentou significativamente, com variações de 16,7% e 16,2%, respectivamente. Isso pode indicar que fatores além do crescimento econômico, como políticas sociais, discriminação de gênero persistente e dinâmicas do mercado de trabalho, influenciam a probabilidade de desemprego entre mulheres, assim como foi revisado por Hirata e Kergoat, 2007. Ngai e Petrongolo, 2017, mostram que existe uma relação entre a participação da mulher e o setor de serviços. Nesse sentido, não importa somente o crescimento econômico, mas qual setor carrega esse crescimento.

Além disso, particularmente em 2020 e 2021, durante a pandemia de COVID-19, observa-se um crescimento abrupto na influência do gênero feminino no desemprego, passando de uma variação nula em 2020 para um aumento de 34,9% em 2021. Nesse aspecto, este período coincide com a intensificação das desigualdades de gênero devido ao aumento das responsabilidades domésticas e

de cuidados, tradicionalmente atribuídas às mulheres. Esse resultado é compatível com o texto de Lyttelton, Zang e Musick (2020), que evidencia como a pandemia exacerbou a divisão desigual de tarefas domésticas, especialmente em contextos de trabalho remoto.

Por fim, a retomada do crescimento econômico em 2022 e 2023, com variações do PIB de 1,47% e 4,22%, respectivamente, ainda mostra uma redução na influência do gênero feminino na probabilidade de desemprego, com variações de -27,6% e -26,2%, respectivamente. Esse declínio pode ser parcialmente atribuído à recuperação econômica e à reabertura de setores que empregam uma proporção significativa de mulheres, como serviços e comércio.

Em síntese, a análise sugere que, embora o ciclo econômico influencie a probabilidade de desemprego, a influência do gênero feminino está relacionada a outros fatores sociais e estruturais não observados. Ainda assim, os resultados sugerem que a vulnerabilidade das mulheres ao desemprego é mais pronunciada durante períodos de crise econômica, refletindo disparidades de gênero no mercado de trabalho e a persistência de responsabilidades desiguais fora do ambiente laboral. Assim, a relação entre a variação do PIB e a influência do gênero feminino no desemprego é mediada por fatores adicionais que devem ser considerados em análises mais abrangentes e políticas públicas direcionadas.

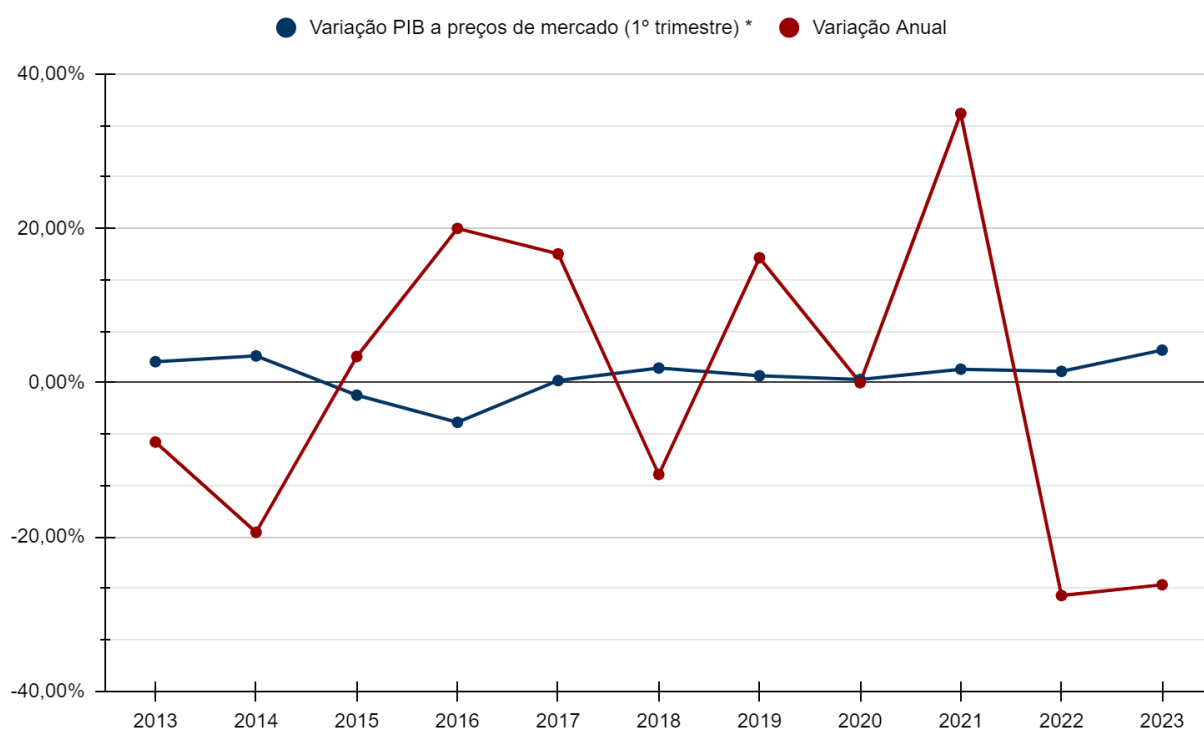
TABELA 3 - VARIAÇÕES TRIMESTRAIS DO PIB E PROB. DE DESEMPREGO MULHERES

Ano	Variação PIB a preços de mercado (1º trimestre) *	Influência exercida pelo sexo (feminino) na probabilidade de desemprego	Variação Anual
2013	2,72%	3,60%	-7,70%
2014	3,47%	2,90%	-19,40%
2015	-1,62%	3,00%	3,40%
2016	-5,14%	3,60%	20,00%
2017	0,28%	4,20%	16,70%
2018	1,90%	3,70%	-11,90%
2019	0,90%	4,30%	16,20%
2020	0,41%	4,30%	0,00%
2021	1,75%	5,80%	34,90%
2022	1,47%	4,20%	-27,60%
2023	4,22%	3,10%	-26,20%

FONTE: elaboração própria (Mai 2024), IBGE/SCN Trimestral (2012 - 2023)

NOTA: * Variação do PIB com relação ao mesmo período no ano anterior

GRÁFICO 1 - VARIAÇÕES ANUAIS - PIB A PREÇOS DE MERCADO E INFLUÊNCIA EXERCIDA PELO SEXO FEMININO NA PROBABILIDADE DE DESEMPREGO DO INDIVÍDUO



FONTE: Elaboração própria

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho investigou a relação entre a diferença na probabilidade de desemprego entre homens e mulheres e o ciclo econômico no Brasil. Nesse aspecto, os resultados podem ser interpretados de diferentes maneiras. Primeiramente, é importante observar que não há indícios de uma relação direta entre o crescimento econômico e a redução ou intensificação da influência das variáveis explicativas (gênero, escolaridade, presença de filhos, idade) na variável resposta (desemprego).

Não obstante, foi possível verificar relações entre as variáveis que apontam para uma intensificação das desigualdades de gênero no mercado de trabalho em períodos de desaceleração ou crise econômica. Esse movimento é compatível com o que seria esperado com base nos estudos que foram mencionados na revisão bibliográfica, como Melo (2018), Tedesco e Souza (2020) e Melo e Morandi (2021), que circundam o tema gênero e mercado de trabalho, principalmente no que tange à maior inserção das mulheres em vagas de trabalho com jornadas menores e mais flexíveis. Também se leva em consideração fatores como o salário reserva (superior para as mulheres) como uma hipótese para explicar a intensificação na probabilidade de desemprego feminina em períodos de crise, observada neste estudo. Além desses fatores, a desigualdade na divisão das tarefas domésticas também deve ser acrescentada como uma característica que exacerba a instabilidade da oferta de trabalho feminina.

Assim, o estudo realizado contribui para a conclusão de que a probabilidade de desemprego para as mulheres no Brasil é maior do que a masculina. Ou seja, ser mulher amplia as chances de ele estar desempregado, com alguns indícios, de que os efeitos sejam ainda mais pronunciados em períodos de recessão.

Nesse sentido, há evidências que direcionam a relação entre emprego e gênero para a direção oposta do que foi observado nos países listados no estudo de Albanesi e Sahin (2018) (Tabela 1). No entanto, não é possível fazer uma afirmação exata, visto que o estudo não foi realizado utilizando a taxa de desemprego em si, mas sim a probabilidade de o indivíduo estar empregado ou desempregado no ano em questão.

Algumas limitações do estudo podem ser citadas. Primeiramente, foi desconsiderada a rigidez dos contratos na análise do PIB, isto é, uma vez que o PIB

cai, o impacto no índice de desemprego pode levar alguns meses para surgir. Além disso, a análise foi restrita aos dados disponíveis e pode não capturar completamente todos os fatores que influenciam o desemprego por gênero. Foram escolhidas algumas variáveis da PNAD contínua de maneira parcialmente arbitrária, deixando margem para que outros cálculos sejam efetuados com a mesma base de dados. Ademais, a pesquisa se concentrou exclusivamente no contexto brasileiro, o que pode limitar a generalização dos resultados para outros países. Nesse sentido, pesquisas futuras podem explorar mais profundamente os mecanismos específicos pelos quais a desaceleração econômica afeta as taxas de desemprego de homens e mulheres.

APÊNDICE

TABELA 4 – EFEITOS MARGINAIS 2012

Nome da Variável	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,039	0,001	33,859	0
tem_filhos	-0,029	0,001	-23,124	0
sexo_filhos	0,003	0,001	5,015	0
idade	-0,006	0,0002	-31,208	0
idade2	0,00004	0,00000	17,497	0
nivel_escolaridademédia	0,003	0,001	2,894	0,004
nivel_escolaridadealta	-0,023	0,001	-19,722	0
uf12	0,012	0,005	2,322	0,020
uf13	0,019	0,005	3,781	0,0002
uf14	0,005	0,006	0,846	0,398
uf15	0,0004	0,004	0,098	0,922
uf16	0,046	0,008	5,704	0
uf17	0,005	0,005	1,026	0,305
uf21	-0,005	0,004	-1,323	0,186
uf22	0,00000	0,004	0,001	0,999
uf23	-0,004	0,004	-1,094	0,274
uf24	0,035	0,006	5,713	0
uf25	0,023	0,005	4,229	0,00002
uf26	0,019	0,005	3,970	0,0001
uf27	0,033	0,006	5,974	0
uf28	0,022	0,006	3,940	0,0001
uf29	0,033	0,005	6,403	0
uf31	0,0003	0,004	0,094	0,925
uf32	0,001	0,004	0,255	0,799
uf33	0,017	0,004	3,982	0,0001
uf35	0,003	0,004	0,928	0,354
uf41	-0,019	0,003	-6,392	0
uf42	-0,031	0,002	-13,058	0
uf43	-0,019	0,003	-6,313	0
uf50	0,001	0,005	0,315	0,753
uf51	-0,007	0,004	-1,741	0,082
uf52	-0,009	0,004	-2,448	0,014
uf53	0,017	0,005	3,032	0,002

FONTE: Elaboração própria (mai, 2024)

TABELA 5 – EFEITOS MARGINAIS 2013

Variável	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,036	0,001	31,302	0
tem_filhos	-0,021	0,001	-17,283	0
sexo_filhos	0,001	0,001	2,010	0,044
idade	-0,006	0,0002	-31,542	0
idade2	0,00004	0,00000	17,563	0
nivel_escolaridademédia	0,005	0,001	4,938	0
nivel_escolaridadealta	-0,020	0,001	-17,058	0
uf12	0,046	0,007	6,352	0
uf13	0,036	0,006	5,801	0
uf14	0,033	0,008	4,188	0,00003
uf15	0,018	0,005	3,411	0,001
uf16	0,066	0,010	6,721	0
uf17	0,034	0,007	4,732	0
uf21	0,026	0,005	4,877	0
uf22	0,026	0,006	4,281	0,00002
uf23	0,032	0,006	5,599	0
uf24	0,066	0,008	8,345	0
uf25	0,042	0,007	6,259	0
uf26	0,056	0,007	8,202	0
uf27	0,065	0,007	8,978	0
uf28	0,056	0,008	7,470	0
uf29	0,077	0,007	10,610	0
uf31	0,016	0,005	3,480	0,001
uf32	0,021	0,005	4,024	0,0001
uf33	0,024	0,005	4,759	0
uf35	0,022	0,005	4,558	0,00001
uf41	-0,009	0,004	-2,295	0,022
uf42	-0,025	0,003	-8,283	0
uf43	-0,005	0,004	-1,191	0,234
uf50	-0,011	0,004	-2,481	0,013
uf51	0,002	0,005	0,420	0,675
uf52	0,010	0,005	2,104	0,035
uf53	0,048	0,007	6,540	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 6 – EFEITOS MARGINAIS 2014

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,029	0,001	27,354	0
tem_filhos	-0,022	0,001	-19,722	0
mulher_filhos	0,002	0,001	3,366	0,001
idade	-0,005	0,0002	-29,617	0
idade2	0,00004	0,00000	16,317	0
nivel_escolaridademédia	0,003	0,001	2,785	0,005
nivel_escolaridadealta	-0,019	0,001	-17,343	0
uf12	0,031	0,007	4,709	0
uf13	0,025	0,006	4,347	0,00001
uf14	0,023	0,007	3,374	0,001
uf15	0,022	0,005	4,170	0,00003
uf16	0,061	0,009	6,507	0
uf17	0,039	0,007	5,473	0
uf21	0,009	0,004	2,112	0,035
uf22	0,027	0,006	4,587	0
uf23	0,031	0,006	5,604	0
uf24	0,077	0,008	9,239	0
uf25	0,049	0,007	7,144	0
uf26	0,047	0,006	7,331	0
uf27	0,049	0,007	7,346	0
uf28	0,045	0,007	6,382	0
uf29	0,059	0,007	8,933	0
uf31	0,022	0,005	4,534	0,00001
uf32	0,018	0,005	3,598	0,0003
uf33	0,026	0,005	5,211	0
uf35	0,027	0,005	5,390	0
uf41	-0,007	0,004	-2,041	0,041
uf42	-0,022	0,003	-7,841	0
uf43	0,002	0,004	0,549	0,583
uf50	-0,004	0,004	-0,812	0,417
uf51	-0,006	0,004	-1,324	0,185
uf52	0,006	0,005	1,384	0,166
uf53	0,048	0,007	6,675	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 7 – EFEITOS MARGINAIS 2015

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,030	0,001	27,497	0
tem_filhos	-0,026	0,001	-21,812	0
sexo_filhos	0,002	0,001	2,965	0,003
idade	-0,006	0,0002	-32,101	0
idade2	0,00004	0,00000	17,674	0
nivel_escolaridademédia	0,003	0,001	2,809	0,005
nivel_escolaridadealta	-0,020	0,001	-17,494	0
uf12	0,055	0,008	6,508	0
uf13	0,054	0,008	6,943	0
uf14	0,058	0,009	6,155	0
uf15	0,058	0,008	7,620	0
uf16	0,063	0,011	5,775	0
uf17	0,054	0,009	6,110	0
uf21	0,048	0,007	7,110	0
uf22	0,045	0,008	5,955	0
uf23	0,055	0,007	7,561	0
uf24	0,101	0,010	9,988	0
uf25	0,069	0,008	8,107	0
uf26	0,055	0,008	7,291	0
uf27	0,092	0,009	10,140	0
uf28	0,056	0,008	6,758	0
uf29	0,082	0,008	10,030	0
uf31	0,051	0,007	7,618	0
uf32	0,043	0,007	6,167	0
uf33	0,046	0,007	7,008	0
uf35	0,064	0,007	9,017	0
uf41	0,015	0,005	2,826	0,005
uf42	-0,003	0,004	-0,788	0,431
uf43	0,017	0,005	3,195	0,001
uf50	0,024	0,007	3,574	0,0004
uf51	0,020	0,006	3,191	0,001
uf52	0,033	0,007	5,095	0
uf53	0,095	0,010	9,538	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 8 – EFEITOS MARGINAIS 2016

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,036	0,001	27,387	0
tem_filhos	-0,031	0,001	-22,015	0
sexo_filhos	0,004	0,001	5,223	0
idade	-0,010	0,0002	-41,729	0
idade2	0,0001	0,00000	25,449	0
nivel_escolaridademédia	0,002	0,001	2,046	0,041
nivel_escolaridadealta	-0,028	0,001	-21,236	0
uf12	0,018	0,007	2,613	0,009
uf13	0,048	0,007	6,506	0
uf14	0,011	0,008	1,511	0,131
uf15	0,029	0,006	4,472	0,00001
uf16	0,077	0,011	6,911	0
uf17	0,030	0,008	3,859	0,0001
uf21	0,028	0,006	4,654	0
uf22	0,030	0,007	4,186	0,00003
uf23	0,045	0,007	6,670	0
uf24	0,088	0,009	9,500	0
uf25	0,039	0,007	5,372	0
uf26	0,075	0,008	9,418	0
uf27	0,064	0,008	8,204	0
uf28	0,054	0,008	6,624	0
uf29	0,081	0,008	10,406	0
uf31	0,049	0,006	7,618	0
uf32	0,051	0,007	7,111	0
uf33	0,053	0,007	7,991	0
uf35	0,059	0,007	8,833	0
uf41	0,010	0,005	1,916	0,055
uf42	-0,012	0,005	-2,735	0,006
uf43	0,003	0,005	0,661	0,508
uf50	0,009	0,006	1,485	0,138
uf51	0,028	0,007	4,096	0,00004
uf52	0,037	0,007	5,477	0
uf53	0,065	0,009	7,605	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 9 – EFEITOS MARGINAIS 2017

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,042	0,001	27,891	0
tem_filhos	-0,038	0,002	-23,624	0
sexo_filhos	0,006	0,001	6,639	0
idade	-0,011	0,0003	-42,691	0
idade2	0,0001	0,00000	25,050	0
nivel_escolaridademédia	-0,008	0,001	-6,031	0
nivel_escolaridadealta	-0,050	0,001	-33,950	0
uf12	0,089	0,010	8,730	0
uf13	0,082	0,009	9,067	0
uf14	0,037	0,010	3,736	0,0002
uf15	0,066	0,008	7,955	0
uf16	0,141	0,013	10,495	0
uf17	0,059	0,010	6,024	0
uf21	0,075	0,008	9,246	0
uf22	0,068	0,009	7,327	0
uf23	0,082	0,008	9,731	0
uf24	0,113	0,011	10,732	0
uf25	0,076	0,009	8,143	0
uf26	0,129	0,010	13,058	0
uf27	0,126	0,010	12,638	0
uf28	0,108	0,011	10,210	0
uf29	0,125	0,009	13,370	0
uf31	0,069	0,008	9,039	0
uf32	0,094	0,009	10,510	0
uf33	0,107	0,009	12,453	0
uf35	0,091	0,008	11,282	0
uf41	0,028	0,007	4,007	0,0001
uf42	0,0001	0,006	0,024	0,981
uf43	0,017	0,007	2,557	0,011
uf50	0,026	0,008	3,264	0,001
uf51	0,037	0,008	4,656	0
uf52	0,063	0,008	7,595	0
uf53	0,095	0,010	9,488	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 10 – EFEITOS MARGINAIS 2018

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,037	0,001	25,353	0
tem_filhos	-0,042	0,002	-26,634	0
sexo_filhos	0,008	0,001	8,609	0
idade	-0,011	0,0003	-43,308	0
idade2	0,0001	0,00000	26,246	0
nivel_escolaridademédia	-0,010	0,001	-7,275	0
nivel_escolaridadealta	-0,050	0,001	-35,232	0
uf12	0,040	0,008	5,061	0
uf13	0,017	0,007	2,557	0,011
uf14	0,003	0,008	0,414	0,679
uf15	0,018	0,006	2,897	0,004
uf16	0,129	0,012	10,383	0
uf17	0,009	0,007	1,246	0,213
uf21	0,050	0,007	7,328	0
uf22	0,036	0,008	4,721	0
uf23	0,027	0,006	4,284	0,00002
uf24	0,058	0,008	6,904	0
uf25	0,027	0,007	3,801	0,0001
uf26	0,094	0,008	11,334	0
uf27	0,080	0,008	9,524	0
uf28	0,069	0,009	7,924	0
uf29	0,078	0,008	10,198	0
uf31	0,027	0,006	4,585	0
uf32	0,034	0,007	5,075	0
uf33	0,075	0,007	10,507	0
uf35	0,051	0,006	7,822	0
uf41	-0,006	0,005	-1,193	0,233
uf42	-0,038	0,004	-9,326	0
uf43	-0,015	0,005	-3,080	0,002
uf50	-0,014	0,006	-2,421	0,015
uf51	-0,0001	0,006	-0,012	0,990
uf52	0,005	0,006	0,837	0,402
uf53	0,062	0,008	7,325	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 11 – EFEITOS MARGINAIS 2019

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,043	0,001	30,220	0
tem_filhos	-0,042	0,002	-26,790	0
sexo_filhos	0,009	0,001	9,474	0
idade	-0,011	0,0003	-42,395	0
idade2	0,0001	0,00000	25,259	0
nivel_escolaridademédia	-0,009	0,001	-6,779	0
nivel_escolaridadealta	-0,048	0,001	-35,017	0
uf12	0,121	0,011	11,214	0
uf13	0,064	0,008	7,571	0
uf14	0,093	0,011	8,481	0
uf15	0,042	0,007	5,559	0
uf16	0,168	0,014	12,277	0
uf17	0,056	0,009	5,851	0
uf21	0,089	0,008	10,635	0
uf22	0,069	0,009	7,705	0
uf23	0,040	0,007	5,638	0
uf24	0,089	0,010	9,060	0
uf25	0,047	0,008	5,726	0
uf26	0,108	0,009	11,759	0
uf27	0,107	0,010	11,188	0
uf28	0,087	0,010	8,946	0
uf29	0,121	0,009	13,255	0
uf31	0,045	0,007	6,594	0
uf32	0,056	0,008	7,222	0
uf33	0,112	0,008	13,301	0
uf35	0,076	0,008	10,148	0
uf41	0,015	0,006	2,415	0,016
uf42	-0,008	0,005	-1,473	0,141
uf43	0,001	0,006	0,091	0,928
uf50	0,024	0,007	3,195	0,001
uf51	0,018	0,007	2,522	0,012
uf52	0,032	0,007	4,447	0,00001
uf53	0,095	0,010	9,679	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 12 – EFEITOS MARGINAIS 2020

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,043	0,001	28,534	0
tem_filhos	-0,042	0,002	-25,632	0
sexo_filhos	0,009	0,001	9,422	0
idade	-0,011	0,0003	-41,593	0
idade2	0,0001	0,00000	26,006	0
nivel_escolaridademédia	-0,011	0,001	-7,828	0
nivel_escolaridadealta	-0,048	0,001	-33,439	0
uf12	0,078	0,010	7,520	0
uf13	0,050	0,008	5,950	0
uf14	0,109	0,012	8,940	0
uf15	0,033	0,008	4,382	0,00001
uf16	0,116	0,013	8,963	0
uf17	0,055	0,010	5,449	0
uf21	0,086	0,009	9,924	0
uf22	0,092	0,010	9,094	0
uf23	0,053	0,008	6,735	0
uf24	0,108	0,011	9,857	0
uf25	0,075	0,010	7,911	0
uf26	0,101	0,010	10,568	0
uf27	0,107	0,010	10,554	0
uf28	0,093	0,010	8,970	0
uf29	0,128	0,010	13,043	0
uf31	0,046	0,007	6,433	0
uf32	0,050	0,008	6,269	0
uf33	0,105	0,009	12,006	0
uf35	0,066	0,008	8,718	0
uf41	0,009	0,006	1,423	0,155
uf42	-0,022	0,005	-4,447	0,00001
uf43	0,006	0,006	0,939	0,348
uf50	0,003	0,007	0,374	0,708
uf51	0,011	0,007	1,576	0,115
uf52	0,042	0,008	5,446	0
uf53	0,088	0,010	8,627	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 13 – EFEITOS MARGINAIS 2021

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,058	0,002	27,758	0
tem_filhos	-0,046	0,002	-20,296	0
sexo_filhos	0,011	0,001	7,659	0
idade	-0,010	0,0004	-26,888	0
idade2	0,0001	0,00000	14,644	0
nivel_escolaridademédia	-0,012	0,002	-5,802	0
nivel_escolaridadealta	-0,061	0,002	-30,117	0
uf12	0,089	0,013	7,062	0
uf13	0,065	0,010	6,319	0
uf14	0,061	0,013	4,726	0,00000
uf15	0,045	0,010	4,661	0,00000
uf16	0,088	0,014	6,118	0
uf17	0,053	0,013	4,029	0,0001
uf21	0,070	0,010	7,042	0
uf22	0,051	0,011	4,584	0,00000
uf23	0,048	0,010	4,971	0,00000
uf24	0,084	0,013	6,404	0
uf25	0,074	0,012	6,423	0
uf26	0,126	0,012	10,828	0
uf27	0,115	0,012	9,623	0
uf28	0,095	0,013	7,469	0
uf29	0,122	0,011	10,689	0
uf31	0,041	0,008	4,992	0,00000
uf32	0,040	0,009	4,231	0,00002
uf33	0,129	0,011	11,504	0
uf35	0,065	0,009	7,123	0
uf41	0,003	0,008	0,343	0,731
uf42	-0,043	0,006	-7,301	0
uf43	-0,014	0,007	-1,962	0,050
uf50	0,009	0,009	0,934	0,350
uf51	0,002	0,009	0,231	0,817
uf52	0,043	0,010	4,453	0,00001
uf53	0,074	0,012	6,445	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 14 – EFEITOS MARGINAIS 2022

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,042	0,001	29,070	0
tem_filhos	-0,037	0,002	-23,404	0
sexo_filhos	0,012	0,001	12,288	0
idade	-0,009	0,0003	-34,181	0
idade2	0,0001	0,00000	20,746	0
nivel_escolaridademedia	-0,009	0,001	-6,495	0
nivel_escolaridadealta	-0,045	0,001	-32,445	0
uf12	0,110	0,012	9,448	0
uf13	0,066	0,009	7,148	0
uf14	0,031	0,010	3,075	0,002
uf15	0,064	0,009	7,123	0
uf16	0,116	0,014	8,214	0
uf17	0,028	0,009	3,085	0,002
uf21	0,078	0,009	8,577	0
uf22	0,084	0,010	8,057	0
uf23	0,066	0,009	7,425	0
uf24	0,107	0,012	9,241	0
uf25	0,103	0,011	9,455	0
uf26	0,131	0,011	11,942	0
uf27	0,100	0,010	9,766	0
uf28	0,104	0,011	9,112	0
uf29	0,138	0,011	12,770	0
uf31	0,042	0,007	5,625	0
uf32	0,045	0,008	5,392	0
uf33	0,129	0,010	12,746	0
uf35	0,065	0,008	8,046	0
uf41	0,011	0,006	1,640	0,101
uf42	-0,021	0,005	-4,152	0,00003
uf43	0,016	0,007	2,408	0,016
uf50	0,008	0,007	1,052	0,293
uf51	-0,009	0,006	-1,488	0,137
uf52	0,032	0,008	4,098	0,00004
uf53	0,094	0,011	8,649	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

TABELA 15 – EFEITOS MARGINAIS 2023

Variáveis	dF/dx	Std, Err,	z	P> z
mulher	0,031	0,001	24,254	0
tem_filhos	-0,029	0,001	-20,644	0
sexo_filhos	0,008	0,001	9,551	0
idade	-0,007	0,0002	-31,058	0
idade2	0,0001	0,00000	18,795	0
nivel_escolaridademedia	-0,009	0,001	-7,141	0
nivel_escolaridadealta	-0,037	0,001	-30,747	0
uf12	0,130	0,015	8,435	0
uf13	0,109	0,013	8,355	0
uf14	0,076	0,014	5,551	0
uf15	0,116	0,013	8,864	0
uf16	0,164	0,018	9,150	0
uf17	0,067	0,012	5,396	0
uf21	0,116	0,013	9,175	0
uf22	0,148	0,015	9,692	0
uf23	0,126	0,013	9,466	0
uf24	0,173	0,017	10,450	0
uf25	0,146	0,015	9,696	0
uf26	0,191	0,016	12,200	0
uf27	0,134	0,014	9,650	0
uf28	0,158	0,016	9,896	0
uf29	0,196	0,015	12,654	0
uf31	0,076	0,010	7,287	0
uf32	0,081	0,012	7,018	0
uf33	0,173	0,014	12,265	0
uf35	0,104	0,011	9,092	0
uf41	0,050	0,010	5,238	0
uf42	0,019	0,008	2,492	0,013
uf43	0,055	0,010	5,606	0
uf50	0,045	0,010	4,275	0,00002
uf51	0,027	0,009	2,949	0,003
uf52	0,068	0,011	6,212	0
uf53	0,174	0,016	10,863	0

FONTE: elaboração própria (mai,2024)

REFERÊNCIAS

ALBANESI, S.; SAHIN, A. The gender unemployment gap. Review of economic Dynamics. Pittsburgh, 2019.

BREEN, R.; LYNN, P. C. The persistence of the gendered division of domestic labour. European Sociological Review. Oxford, 2005.

BRUSCHINI, M. Trabalho e gênero no Brasil nos últimos dez anos. Cadernos de Pesquisa. São Paulo, 2007.

COSTA, J.; TEIXEIRA, E. Desemprego no Brasil no período de 1995-2002: uma análise dos seus determinantes, enfatizando a discriminação segundo o gênero. Revista Cadernos de Economia, 2008. Disponível em:
<<https://pegasus.unochapeco.edu.br/revistas/index.php/rce/article/view/570>>
Acesso em: 24 maio 2024.

G1 ECONOMIA. Como a pandemia 'bagunçou' a economia brasileira em 2020. Publicado por Darlan Alvarenga, Luiz Guilherme Gerbelli, Raphael Martins. G1, 12 de dezembro de 2020. Disponível em:
<https://g1.globo.com/economia/noticia/2020/12/12/como-a-pandemia-baguncou-a-economia-brasileira-em-2020.ghtml>. Acesso em: 24 maio 2024.

GOLDIN, C. The U-shaped female labor force function in economic development and economic history. Investment in women's human capital and economic development. Chicago: University of Chicago Press, p. 61–90. Chicago, 1995.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. Econometria Básica. Capítulo 15. 2011.

MELO, H. M.; MORANDI, L. Mensurar o trabalho não pago no Brasil, uma proposta metodológica. Niterói, 2021.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. Cadernos de Pesquisa FCC, São Paulo, 2007.

IBGE. Desemprego. Disponível em:<<https://www.ibge.gov.br/explica/desemprego.php>>. Acesso em: 24 maio 2024.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral. Disponível em:
<<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9171-pesquisa-nacional-por-a-mostra-de-domicilios-continua-trimestral.html>>. Acesso em: 14 nov. 2023.

IBGE. Sistema de Contas Nacionais Trimestrais. Disponível em:
<<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9300-contas-nacionais-trimestrais.html>>. Acesso em: 14 nov. 2023.

INDIO DO BRASIL, C. Mulheres aumentam a escolaridade em relação aos homens. Disponível em:

<<https://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2019-06/mulheres-aumentam-escolaridade-em-relacao-aos-homens-mostra-pesquisa>>. Acesso em: 8 jun. 2024.

KÜBLER, D.; SCHMID, J.; STÜBER, R. Gender discrimination in hiring across occupations: a nationally-representative vignette study. *Journal Labor Economics*, 2017.

LYTTELTON, T.; ZANG, E.; MUSICK, K. Telecommuting and gender inequalities in parents' paid and unpaid work before and during the COVID-19 pandemic. *Journal of Marriage and Family*, Copenhagen, 2021.

MELO, H. P.; THOMÉ, D. Mulheres e poder: histórias, ideias e indicadores. Capítulo 6. Rio de Janeiro, 2018.

NGAI, L. R.; PETRONGOLO, B. Gender gaps and the rise of the service economy. *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2017.

ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE. Histórico da pandemia de Covid-19. Disponível em:

<https://www.paho.org/pt/covid19/historico-da-pandemia-covid-19>. Acesso em: 8 jun. 2024.

PINHEIRO, A.; MEDEIROS, L. B. Desigualdades de gênero em trabalho pago e não pago no Brasil: uma análise das distribuições de tempo de homens e mulheres entre 2001 e 2015. *Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise*. 2019.

TEDESCO, L.; SOUZA, K. B. Ser mulher importa? Determinantes, evidências e estimativas da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. *Textos de Economia*, v. 23 n. 1, 2020.