

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

JÚLIA PIRILLO NICIDA

INSEGURANÇA ALIMENTAR E GÊNERO:
UMA ANÁLISE UTILIZANDO A POF 2017-2018

SÃO PAULO

2021

JÚLIA PIRILLO NICIDA

INSEGURANÇA ALIMENTAR E GÊNERO:
UMA ANÁLISE UTILIZANDO A POF 2017-2018

Trabalho de Monografia apresentado ao Departamento de Economia da Universidade de São Paulo como parte das exigências para obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof^a. Dr^a. Maria Dolores Montoya Diaz

SÃO PAULO

2021

FICHA CATALOGRÁFICA

Nicida, Júlia

Insegurança alimentar e Gênero: uma análise utilizando a POF 2017-2018

51 páginas

Área de concentração: Economia Geral.

Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Maria Dolores Montoya Diaz.

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

1. Insegurança alimentar; 2. Gênero; 3. Modelo logit.

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, que, com toda confiança, amor e respeito, sempre estiveram ao meu lado.

A minha família, minha principal fonte de inspiração.

A todos os professores que tive o privilégio conhecer, pelos aprendizados que hoje carrego como profissional e como pessoa.

A Prof^a Maria Dolores Montoya Diaz, que aceitou me orientar neste trabalho e me apoiou durante todo o processo.

Aos meus colegas da FEA-USP, que compartilharam comigo momentos de dedicação, alegria e conquista.

Aos meus amigos, pela compreensão e carinho inexauríveis.

A Universidade de São Paulo, berço de experiências plurais e aprendizados que extrapolam a sala de aula.

SUMÁRIO

LISTA DE ILUSTRAÇÕES	III
LISTA DE TABELAS	IV
RESUMO	V
ABSTRACT	VI
1 INTRODUÇÃO	7
2 REVISÃO DA LITERATURA	9
3 DADOS E MÉTODO	13
3.1 A Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA)	13
3.2 Dados	16
3.3 Análise estatística	20
3.3.1 Modelo Logit	21
3.3.2 Decomposição Blinder-Oaxaca	22
4 RESULTADOS	25
4.1 Diferença de gênero em insegurança alimentar	25
4.2 Outros fatores associados a insegurança alimentar	25
4.3 Fatores associados a insegurança alimentar para cada gênero	30
4.4 Heterogeneidade das diferenças de gênero na insegurança alimentar.....	33
4.5 Mitigação das diferenças de gênero na insegurança alimentar.....	36
5 DISCUSSÃO	40
5.1 Contextualização dos resultados	40
5.2 Contexto da COVID-19	41
5.3 Limitações	43
6 CONCLUSÃO	44
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	46
APÊNDICE A – DIFERENÇAS DE GÊNERO NA INSEGURANÇA ALIMENTAR ..	49
APÊNDICE B – DECOMPOSIÇÃO NÃO LINEAR DO GAP DE GÊNERO	51

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 - Definição dos graus de segurança e insegurança alimentar	14
Quadro 2 – Perguntas da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar	15
Gráfico 1 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por quintil de renda domiciliar per capita, Brasil, 2017-2018	33
Gráfico 2 – Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por nível de instrução da pessoa de referência, Brasil, 2017-2018.....	34
Gráfico 3 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por idade da pessoa de referência. Brasil, 2017-2018...	35
Gráfico 4 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por região, Brasil, 2017-2018.....	35

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Pontos de corte para domicílios, com e sem menores de 18 anos de idade, segundo a situação de segurança alimentar	16
Tabela 2 - Distribuição dos domicílios particulares por situação de segurança alimentar em 2017-2018.....	17
Tabela 3 - Distribuição dos domicílios particulares por características territoriais em 2017-2018	18
Tabela 4 - Distribuição dos domicílios particulares por características sociodemográficas em 2017-2018.....	19
Tabela 5 - Distribuição dos domicílios particulares por características da pessoa de referência em 2017-2018.....	20
Tabela 6 - Diferença na prevalência de insegurança alimentar entre domicílios chefiados por homens e por mulheres, Brasil, 2017-2018	25
Tabela 7- Efeitos marginais dos modelos logit para a probabilidade de um domicílio ter insegurança alimentar moderada e grave ou de qualquer grau, Brasil, 2017-2018.....	26
Tabela 8 - Efeitos marginais dos modelos logit para a probabilidade de um domicílio ter insegurança alimentar moderada ou grave ou de qualquer tipo, de acordo com o sexo da PR, Brasil, 2017-2018	30
Tabela 9 - Decomposição não-linear do gap de gênero em insegurança alimentar, Coeficiente: pooled sample	37
Tabela 10 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por nível de instrução da pessoa de referência, Brasil, 2017-2018.....	49
Tabela 11 – Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por quintil de renda domiciliar per capita. Brasil 2017-2018	49
Tabela 12- Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por idade da pessoa de referência, Brasil, 2017-2018	50
Tabela 13- Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por região, Brasil, 2017-2018.....	50
Tabela 14- Decomposição não linear do gap de gênero em insegurança alimentar, Coeficientes: Homens e Mulheres	51

RESUMO

INSEGURANÇA ALIMENTAR E GÊNERO: UMA ANÁLISE UTILIZANDO A POF 2017-2018

O presente trabalho tem como objetivo investigar de forma quantitativa as diferenças de gênero no estado de Segurança Alimentar e Nutricional dos domicílios brasileiros. Para isso, foram empregados dois métodos estatísticos na análise de dados da POF 2017-2018: estimação de modelos logit para a probabilidade de insegurança alimentar e uma adaptação da técnica de decomposição Blinder-Oaxaca para desigualdade de gênero. Os resultados indicam que domicílios chefiados por mulheres estão mais suscetíveis a sofrer com insegurança alimentar e que as diferenças de gênero são maiores entre os mais pobres e com menor grau de instrução. Além disso, uma parte do gap de gênero em insegurança alimentar não pode ser atribuída a diferenças entre homens e mulheres nos fatores observados, o que pode significar que existe um fator de discriminação contra as mulheres que ameaça o seu direito à Segurança Alimentar e Nutricional.

Palavras-chave: Insegurança alimentar; Gênero; Modelo logit.

Classificação JEL: I32, J16, C25

ABSTRACT

FOOD INSECURITY AND GENDER: AN ANALYSIS USING DATA FROM POF 2017-2018

This study aims to quantitatively investigate gender differences in the state of Food Security and Nutrition in Brazilian households. For this purpose, two statistical methods were used in the analysis of the POF 2017-2018 data: logit models estimation for the probability of food insecurity and an adaptation of the Blinder-Oaxaca decomposition technique for gender inequality. The results suggest that female-headed households are more likely to suffer from food insecurity and that gender differences are greater among the poorest and least educated. Furthermore, part of the gender gap in food insecurity cannot be attributed to differences between men and women in the observed factors, which may be an indication that there is a factor of discrimination against women that threatens their right to Food and Nutritional Security.

Keywords: Food insecurity; Gender; Logit model.

JEL Classification: I32, J16, C25

1 INTRODUÇÃO

Desde que o Brasil adotou a Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), em 2004, é a primeira vez que mais da metade da população vive em estado de insegurança alimentar (GALINDO et al., 2021; PENSSAN, 2021).

A Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional (LOSAN) define o conceito de Segurança Alimentar e Nutricional (SAN) como:

A realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis. (BRASIL, 2006)

Em contraposição, entende-se por insegurança alimentar (IA) a falta de acesso regular e permanente a alimentos de qualidade e em quantidade suficiente, ou quando tal acesso compromete outras necessidades essenciais de uma família.

Ao longo das duas últimas décadas, diversas políticas públicas foram relevantes para a redução da pobreza, da fome e da insegurança alimentar no Brasil (CECCINI; ATUESTA, 2017). De fato, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) reportam redução na prevalência da insegurança alimentar de 34,9% em 2004 para 30,2% em 2009 e 22,6% em 2013, que fez com que o Brasil fosse retirado do “Mapa da Fome” da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO) em 2014.

No entanto, observou-se um retrocesso em 2018, quando resultados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) (2017-2018) alertaram para o nível de insegurança alimentar próximo ao de 2004 (36,7%), o que significa que 25,3 milhões de domicílios estavam convivendo com algum grau de IA. Essa situação agravou-se com a conjuntura pandêmica e inquéritos realizados em 2020 estimam que entre 55,2% e 59,4% dos domicílios brasileiros estejam sem acesso regular ou em quantidade suficiente a alimentos de qualidade (GALINDO et al., 2021; PENSSAN, 2021).

O direito humano à alimentação adequada (DHAA) é fundamental para a promoção e a proteção da saúde. A FAO (2020) reforça em seu relatório anual *“The State of Food Security and Nutrition in The World”* que a insegurança alimentar aumenta o risco de desnutrição, sobrepeso e obesidade e contribui para o desenvolvimento de doenças como diabetes, problemas cardíacos e câncer. Além disso está associada ao prejuízo de funções cognitivas com efeitos diretos na qualidade de vida das pessoas, como discutido por Galler et al. (2012), e

também à piora da produtividade do trabalho, evidenciada por Campêlo et al. (2016) em estudo empírico com regiões rurais do Brasil.

Assim, determinar o que está causando a insegurança alimentar e quem é a população mais vulnerável diante desse conflito é uma questão crucial para sua compreensão e enfrentamento.

Preocupa-se com a vulnerabilidade de um grupo em específico, as mulheres. Dois inquéritos realizados no final de 2020 revelam a desproporcionalidade da insegurança alimentar entre gêneros. Segundo levantamento da Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar e Nutricional (Rede PENSSAN), 11,1% dos domicílios cuja pessoa de referência é mulher encontram-se em situação de IA grave, contra 7,7% dos domicílios chefiados por homens (PENSSAN, 2021). Já o estudo realizado pelo Grupo de Pesquisa Alimento para Justiça sediado na *Freie Universität Berlin* indicou números ainda mais alarmantes, com a IA grave nos domicílios chefiados por mulheres (25,5%) sendo o dobro daquela encontrada nos domicílios chefiados por homens (13,3%) (GALINDO et al., 2021).

O enfrentamento da insegurança alimentar está vinculado à justiça de gênero, reforçando a importância do estudo conjunto desses dois temas. Contudo, no Brasil, as pesquisas sobre insegurança alimentar no campo da economia caracterizam-se como análises abrangentes dos fatores associados a insegurança alimentar, que se restringem a explorar com profundidade apenas as questões de renda e território.

Este trabalho, portanto, buscou contribuir para o aprofundamento do estudo da insegurança alimentar em direção a um aspecto ainda pouco discutido nessa literatura, a questão de gênero. Especificamente, objetivou-se investigar se os domicílios chefiados por mulheres estão mais suscetíveis a experienciar insegurança alimentar do que os domicílios chefiados por homens e quais são os fatores que podem contribuir para mitigar essa diferença de gênero.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Há um extenso conjunto de trabalhos no campo de economia que demonstram que, na dimensão do domicílio e do indivíduo, a renda é o principal determinante da insegurança alimentar no Brasil (DE SOUSA et al., 2019; HOFFMANN, 2008, 2015) e no mundo (GRIMACCIA; NACCARATO, 2019; SMITH; RABBITT; COLEMAN- JENSEN, 2017).

Em estudo recente, Hoffman (2021) utiliza dados da POF 2017-2018 para investigar outros fatores associados da insegurança alimentar, a partir da classificação dos domicílios de acordo com a Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA). Com a Estimação de Máxima Verossimilhança de modelos logit, verifica-se que a probabilidade de IA: i) é menor na área rural quando controlada pela renda; ii) em comparação com o Nordeste, é maior no Norte e menor nas demais regiões; iii) diminui com a progressão de anos de escolaridade; iv) tende a ser menor quanto mais alta a participação das aposentadorias e pensões pagas pelo poder público na renda; v) tende a ser menor quanto mais alta a participação das rendas não monetárias; e, vi) é maior em domicílios com beneficiários do Benefício de Prestação Continuada ou do Programa Bolsa Família.

O trabalho mencionado acima confirma que o crescimento da renda e da escolaridade são os meios fundamentais para reduzir a prevalência da insegurança alimentar. Além disso, é de valiosa contribuição metodológica, pois discute como o caráter subjetivo da EBIA pode explicar alguns resultados empíricos contraintuitivos, como o aumento da proporção de domicílios em insegurança alimentar quando se passa do primeiro para o segundo estrato de renda domiciliar per capita. No entanto, o autor deixa de explicitar dois fatores indissociáveis da discussão sobre insegurança alimentar no Brasil: gênero e raça.

Em pesquisa anterior com dados da PNAD de 2013, Hoffman (2015) constata que domicílios cuja pessoa de referência (PR) é mulher têm 34,1% mais chance de ter IA moderada ou grave e 24,8% mais chance de ter IA grave. Já em domicílios nos quais a PR é preta ou parda, a probabilidade de IA moderada ou grave é 37,5% maior quando comparados com domicílios cuja PR é branca. Esses dados indicam ligeira melhora em relação aos resultados obtidos por Hoffman (2008) a partir da PNAD anterior (2004), segundo os quais os domicílios chefiados por mulheres teriam 50% mais chance de enfrentar insegurança alimentar. Por não se tratar do foco dos estudos referidos, esses resultados são apresentados sem maiores aprofundamentos.

A associação entre insegurança alimentar e diferença de gênero, cor de pele autorreferida e condição econômica é foco de estudo na área médica por Marin-Leon et al.

(2011), realizado com dados da PNAD (2013). Os resultados obtidos por regressões múltiplas de Poisson indicam que elevadas razões de prevalência de insegurança alimentar moderada ou grave ocorrem em domicílios chefiados por mulheres, de cor negra, com seis ou mais moradores, em localização metropolitana e com ausência de alguns bens específicos (fogão, filtro, geladeira, freezer, máquina de lavar roupa e telefone celular). As autoras argumentam que a maior ausência de eletrodomésticos em domicílios chefiados por mulheres pode ser explicada pela responsabilidade frente ao custo de manutenção dos equipamentos ou menor capacidade de endividamento para adquiri-los.

Com um olhar dinâmico sobre a evolução da segurança alimentar no Brasil, Salles-Costa et. al (2020) investigam a variação da prevalência de segurança alimentar entre 2004 e 2013 e entre 2013 e 2018. O primeiro período, marcado pela melhorar da situação de segurança alimentar, favoreceu mais os domicílios chefiados por homens, que tiveram um aumento de 19,9% na prevalência de segurança alimentar, do que os domicílios chefiados por mulheres, cujo aumento foi de 16,9%. No segundo período, caracterizado pela piora geral da situação de segurança alimentar, os domicílios chefiados por mulheres foram mais negativamente afetados, com aumento da prevalência de insegurança alimentar grave de 40,0%, contra 35,7% no caso dos domicílios chefiados por homens.

De uma perspectiva internacional, Grimaccia & Naccarato (2020) revelam que, mundialmente, mulheres têm 5,6% mais chance de enfrentar algum tipo de insegurança alimentar do que homens. Análises mais específicas feitas para a Europa indicam que o número de filhos aumenta a probabilidade de mulheres estarem em insegurança alimentar de forma mais intensa do que para os homens. O mais interessante, talvez, é a constatação de que o gênero é um determinante da insegurança alimentar independentemente de outros fatores (renda, educação etc.), escancarando a desigualdade de gênero em sua forma mais pura. Esse estudo foi conduzido com dados da FAO e utiliza uma medida de insegurança alimentar direta, a *Food Insecurity Experience Scale (FIES)*, equivalente a EBIA.

Resultado semelhante é encontrado por Broussard (2019), em pesquisa com dados a nível individual da experiência de insegurança alimentar de 146 países. Broussard conclui que mulheres tem maior probabilidade de estar em insegurança alimentar do que os homens. A magnitude desse diferencial de gênero varia para cada região e foi computada com base na taxa de prevalência relativa de insegurança alimentar, que é calculada dividindo a taxa de prevalência de IA entre mulheres pela taxa de prevalência de IA entre os homens. No Brasil, a taxa de prevalência relativa de IA leve ficou entre 1,25 e 1,5 e, no caso de IA moderada, entre 1,5 e 3, indicando que a prevalência de insegurança alimentar é maior entre as mulheres.

O artigo de Dercon e Singh (2013) conclui na direção contrária. Em estudo com dados de doze mil crianças e adolescentes de quatro países em desenvolvimento, Etiópia, Índia, Peru e Vietnã, os economistas apontam para um viés de gênero no âmbito nutricional a favor das meninas. Isto é, na maioria dos casos analisados, os meninos desempenham pior nas medidas antropométricas de estatura para idade, peso para idade e Índice de Massa Corporal (IMC) para idade. Cabe ressaltar que os dados foram analisados separadamente para cada país e que, apesar dos resultados análogos, não foram encontradas evidências de uma narrativa comum que explique o viés de gênero nas quatro regiões e, como destacado pelos próprios autores, o reconhecimento da heterogeneidade do viés de gênero entre países é de extrema relevância para o estudo aprofundado do tema.

Com base no esforço empregado para buscar referências de estudos que investiguem a relação entre insegurança alimentar e gênero, entende-se que esse tema ainda é pouco explorado no campo da economia, especialmente no Brasil, ainda que existam evidências de que características estruturais e culturais da sociedade colocam as mulheres e os domicílios por elas chefiados em maior risco de insegurança alimentar.

As sociedades tipicamente dividem suas populações em duas categorias sociais conforme o gênero, denominadas “masculina” e “feminina”, que são distintas em questões biológicas e também em questões culturais e históricas. As formas de discriminação e opressão oriundas da questão de gênero, que atingem inúmeras - senão todas - as mulheres, podem apenas ser entendidas analisando o contexto sócio-histórico-cultural (OLIVEIRA LIMA; VIEIRA LIMA; AUGUSTA DA SILVA, 2016).

Ultrapassaria os limites deste estudo fazer uma revisão ampla do contexto de desigualdade de gênero no Brasil. Ainda assim, vale ressaltar que o debate sobre a questão de gênero no país vem ampliando a visibilidade de um conjunto de assimetrias dentro das famílias, como: i) divisão sexual do trabalho produtivo e doméstico; ii) modalidades de divisão do poder e os processos de tomada de decisão; iii) possibilidades de exercício da sexualidade e de controle das trajetórias reprodutivas; iv) formas de organização familiar e o ingresso de novos membros no mercado de trabalho; v) redução da participação em redes de solidariedade familiar; e, vi) ocorrência de violência intrafamiliar (GOLDANI, 2000).

Sobre o primeiro ponto, Goldani (2000) ressalta que a conquista de direitos das mulheres na esfera pública e no mercado de trabalho não foi acompanhada de mudanças na divisão sexual do trabalho doméstico e nem em melhorias nas políticas sociais de suporte às famílias para aliviar a exclusividade feminina das responsabilidades domésticas. Segundo os dados coletados pela autora, os homens gastavam 43 horas por semana no trabalho produtivo e apenas 14 horas

no trabalho doméstico, enquanto as mulheres gastavam 36 horas no trabalho produtivo e outras 36 horas no trabalho doméstico. Do total da população trabalhadora, 79% das mulheres dedicavam tempo ao trabalho doméstico, contra apenas 29% dos homens.

Já sobre o segundo ponto, Goldani (2000) questiona como as transformações socioeconômicas recentes, ampliando o espaço da mulher no mercado de trabalho e seu poder aquisitivo, não alteraram significativamente as desigualdades de gênero na esfera da família, mantendo o sistema de vantagens dos homens sobre as mulheres em condições materiais, status e autoridades.

Essa relação de desigualdade entre os gêneros na esfera privada da família afeta diretamente o ambiente alimentar domiciliar. Diante da desigualdade de acesso e da falta de poder no controle dos recursos financeiros, as mulheres enfrentam maior vulnerabilidade à insegurança alimentar (CAMPOS et al., 2020). Além disso, a dupla-jornada feminina, como exposta anteriormente, influencia no ato de comprar e cozinhar os alimentos, abrindo uma janela de oportunidade para a oferta, pela indústria de alimentos, de refeições pré-prontas ou de rápido preparo, o que pode comprometer a Segurança Alimentar e Nutricional de toda a família (FERREIRA et al., 2021).

3 DADOS E MÉTODO

3.1 Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA)

A Segurança Alimentar e Nutricional (SAN) é um conceito amplo, podendo ser identificado por diferentes dimensões. A primeira dimensão é a da disponibilidade de alimento e depende da produção, importação, armazenamento e distribuição do mesmo. A segunda dimensão é a do acesso físico e econômico aos alimentos, isto é, a capacidade de cada família obter alimentos em quantidade suficiente e qualidade adequada. A terceira dimensão é a da utilização biológica dos alimentos pelo organismo e o aproveitamento dos nutrientes. Por fim, a quarta dimensão refere-se a estabilidade da utilização, acesso e disponibilidade dos alimentos (IBGE, 2020).

Em linha com a multidimensionalidade do tema, é possível encontrar um vasto conjunto de métodos e indicadores para mensurar a SAN, entre os quais Pérez-Escamilla e Segall-Corrêa (2008) destacam calorias disponíveis per capita no país, renda e gasto com alimentação, consumo alimentar diário, medidas antropométricas e escalas de medida de insegurança alimentar baseadas na experiência dos indivíduos. O presente estudo baseia-se em um indicador desta última natureza, a Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), utilizada como instrumento padrão de mensuração da insegurança alimentar no Brasil desde 2004. Essa medida tem sido amplamente utilizada na literatura nacional, como em Hoffman (2021), dos Santos et al. (2018) e Camelo, Tavares e Saiani (2009).

A EBIA é uma escala psicométrica do acesso familiar aos alimentos. Um questionário de 14 questões capta a preocupação dos domicílios nos últimos 90 dias com a falta de alimentos, privação de refeições, fome, entre outros. Com base nas respostas, constrói-se uma pontuação que classifica os domicílios em segurança alimentar, insegurança alimentar leve, insegurança alimentar moderada e insegurança alimentar grave.

Quadro 1 - Definição dos graus de segurança e insegurança alimentar

Situação de segurança alimentar	Descrição
Segurança alimentar	A família tem acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais.
Insegurança alimentar leve	Preocupação ou incerteza quanto acesso aos alimentos no futuro; qualidade inadequada dos alimentos resultante de estratégias que visam não comprometer a quantidade de alimentos.
Insegurança alimentar moderada	Redução quantitativa de alimentos entre os adultos e/ou ruptura nos padrões de alimentação resultante da falta de alimentos entre os adultos.
Insegurança alimentar grave	Redução quantitativa de alimentos também entre as crianças, ou seja, ruptura nos padrões de alimentação resultante da falta de alimentos entre todos os moradores, incluindo as crianças. Nessa situação, a fome passa a ser uma experiência vivida no domicílio.

Fonte: IBGE (2020)

Ainda que a EBIA tenha validade comprovada a partir de estudos realizados em 2003 e 2004 e siga a tendência internacional destacada por Webb et al (2006) de mudança de enfoque nas medidas objetivas de SAN para as subjetivas com ênfase na mensuração direta, a subjetividade da escala e seus consequências são avaliadas de forma distinta por especialistas. De acordo com Kepple e Segall-Corrêa (2011), o caráter subjetivo do indicador não interfere em sua confiabilidade, uma vez que os conteúdos e conceitos do instrumento estão fortemente enraizados na experiência de vida com insegurança alimentar ou fome. Por outro lado, Hoffman (2021) encontra alguns resultados empíricos contraintuitivos em sua pesquisa, como o aumento da proporção de domicílios em insegurança alimentar quando se passa do primeiro para o segundo estrato de renda domiciliar per capita, aos quais o autor atribui o caráter subjetivo da EBIA.

Independentemente do aspecto subjetivo da EBIA, essa medida é a mais adequada para o presente estudo, pois tem como vantagem ser o único indicador coletado pelo IBGE que mensura diretamente o fenômeno de interesse com base na experiência de insegurança alimentar percebida pelas famílias, e também captura aspectos sociais e psicológicos da insegurança alimentar, para além da dificuldade de acesso a alimentos. Assim, a SAN é de fato tratada como uma questão de saúde e cidadania e não se restringe às suas consequências físico-biológicas. (KEPPLE; SEGALL-CORRÊA, 2011; PÉREZ-ESCAMILLA; SEGALL-CORRÊA, 2008).

As perguntas da EBIA (Quadro 2) revelam como esse indicador compreende a SAN de forma ampla, considerando sutilezas como a preocupação com a falta de alimentos e a mudança de alguns hábitos alimentares em detrimento do baixo orçamento para comida.

Quadro 2 – Perguntas da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar

Numeração	Pergunta
1	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio tiveram a preocupação de que os alimentos acabassem antes de poderem comprar ou receber mais comida?
2	Nos últimos três meses, os alimentos acabaram antes que os moradores deste domicílio tivessem dinheiro para comprar mais comida?
3	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio ficaram sem dinheiro para ter uma alimentação saudável e variada?
4	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio comeram apenas alguns poucos tipos de alimentos que ainda tinham porque o dinheiro acabou?
5	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade deixou de fazer alguma refeição porque não havia dinheiro para comprar comida?
6	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade, alguma vez comeu menos do que achou que devia porque não havia dinheiro para comprar comida?
7	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade, alguma vez sentiu fome, mas não comeu porque não havia dinheiro para comprar comida?
8	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade, alguma vez, fez apenas uma refeição ao dia ou ficou um dia inteiro sem comer porque não havia dinheiro para comprar comida?
9	Nos últimos três meses, algum morador com menos de 18 anos de idade, alguma vez, deixou de ter uma alimentação saudável e variada porque não havia dinheiro para comprar comida?
10	Nos últimos três meses, algum morador com menos de 18 anos de idade, alguma vez, comeu menos do que deveria porque não havia dinheiro para comprar comida?
11	Nos últimos três meses, alguma vez, foi diminuída a quantidade de alimentos das refeições de algum morador com menos de 18 anos de idade, porque não havia dinheiro para comprar comida?
12	Nos últimos três meses, alguma vez, algum morador com menos de 18 anos de idade, deixou de fazer alguma refeição, porque não havia dinheiro para comprar comida?
13	Nos últimos três meses, alguma vez, algum morador com menos de 18 anos de idade, sentiu fome, mas não comeu porque não havia dinheiro para comprar comida?
14	Nos últimos três meses, alguma vez, algum morador com menos de 18 anos de idade, fez apenas uma refeição ao dia ou ficou sem comer por um dia inteiro porque não havia dinheiro para comprar comida?

Fonte: IBGE (2020)

A análise da EBIA para cada domicílio é feita com base no somatório das respostas afirmativas dessas 14 questões. Esta pontuação é analisada de acordo com os pontos de corte (Tabela 1), que equivalem aos construtos teóricos acerca da SA, conforme apresentados no Quadro 1.

Tabela 1 – Pontos de corte para domicílios, com e sem menores de 18 anos de idade, segundo a situação de segurança alimentar

Situação de segurança alimentar	Pontos de corte para domicílios	
	Com menores de 18 anos	Sem menores de 18 anos
Segurança alimentar	0	0
Insegurança alimentar leve	1 – 5	1 – 3
Insegurança alimentar moderada	6 – 9	4 – 5
Insegurança alimentar grave	10 - 14	6 - 8

Fonte: IBGE (2020)

3.2 Dados

A abordagem empírica deste estudo foi realizada a partir dos microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) (2017-2018), que incorporou as 14 perguntas da EBIA no Questionário POF 6 – Avaliação das condições de vida. Os dados estão disponíveis no site do IBGE para consulta pública e foram extraídos pelo pacote Data Zoom do software estatístico Stata.

O estudo teve como unidade de investigação o domicílio. O IBGE coletou uma amostra de 57.920 domicílios particulares permanentes para a POF 2017-2018, definidos como uma moradia estruturalmente separada e independente destinada à habitação de uma ou mais pessoas. Essa amostra representa um total de 68.833.316 domicílios, entre os quais, 5,8% estavam em situação de insegurança alimentar grave, 6,7% em insegurança alimentar moderada, 24,2% em insegurança alimentar leve (somando, assim, 36,7% dos domicílios em algum grau de IA) e 63,3% em segurança alimentar (Tabela 2).

Tabela 2 - Distribuição dos domicílios particulares por situação de segurança alimentar em 2017-2018

Situação de segurança alimentar	Freq. (n)	Freq. (%)	Freq. ac. (%)
Segurança alimentar	43.569.525	63,30	63,30
Insegurança leve	16.671.490	24,22	87,52
Insegurança moderada	4.597.135	6,68	94,20
Insegurança grave	3.995.166	5,80	100,00

Fonte: Elaborado pela autora com dados da POF 2017-2018

Os determinantes da SAN nos domicílios estão divididos em três níveis: i) macrossocioeconômico, que envolve o sistema político econômico mundial, políticas econômicas, sociais e assistenciais, políticas agrícolas e ambientais e o reconhecimento de SAN como direito humano; ii) regional e local, relacionado a comunidade e contemplando fatores como o preço dos alimentos, cultura alimentar, racismo, saneamento básico, entre outros; e, iii) domiciliar, composto por escolaridade, perfil sociodemográfico dos moradores, raça/cor, pessoa de referência da família, saúde dos moradores, educação alimentar, comportamento e hábitos alimentares, renda e estabilidade financeira, emprego e tempo disponível da mãe, participação em programas assistenciais e rede social (KEPPLE; SEGALL-CORRÊA, 2011).

O presente estudo concentrou-se na investigação dos determinantes domiciliares de SAN, com foco no gênero da pessoa de referência, apesar de também considerar elementos das outras dimensões. Segundo o IBGE (2019), a pessoa de referência é o morador responsável por uma das principais despesas do domicílio, como aluguel, prestação do imóvel, condomínio, imposto predial, serviços, taxas, etc. Caso nenhum morador satisfaça uma dessas condições, solicita-se que os próprios moradores do domicílio indiquem a pessoa de referência. Se mais de uma pessoa for identificada, define-se que o morador com idade mais alta é a pessoa de referência.

Orientado pelo modelo de Salles-Costa et al (2020), o estudo considerou características territoriais e sociodemográficas do domicílio e da pessoa de referência. As variáveis territoriais seguem o modelo de Hoffman (2021) e consistem em uma *dummy* de situação do domicílio, que recebe valor 1 para domicílios em áreas urbanas e 0 para domicílios em áreas rurais, e quatro variáveis binárias que indicam as regiões do Brasil, sendo elas Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Sul, tomando o Nordeste como base.

Tabela 3 - Distribuição dos domicílios particulares por características territoriais em 2017-2018

Categoria	Classificação	Freq. (n)	Freq. (%)	Freq. ac. (%)
Situação	Rural	9.493.656	13,79	13,79
	Urbano	59.339.660	86,21	100,00
Região	Norte	4.992.238	7,25	7,25
	Nordeste	17.839.241	25,92	33,17
	Sudeste	30.046.472	43,65	76,82
	Sul	10.621.379	15,43	92,25
	Centro-Oeste	5.333.986	7,75	100,00

Fonte: Elaborado pela autora com dados da POF 2017-2018

As características sociodemográficas do domicílio são o quintil de renda domiciliar per capita, número de moradores, presença de criança menor de 6 anos, presença de idoso com 65 anos ou mais e recebimento do benefício do Programa Bolsa Família por algum morador do domicílio.

A renda domiciliar per capita (RDPC) é a divisão do total da renda monetária e não monetária da Unidade de Consumo pelo total de moradores da Unidade de Consumo, desconsiderando moradores com condição na família “empregado doméstico” e “parente de empregado doméstico”. Optou-se por fazer uma análise por quintil de renda assim como em Salles-Costa et al (2020), com o intuito de auxiliar a análise do efeito do gênero da pessoa de referência em famílias de diferentes faixas de rendimento. Os pontos de corte para cada quintil de renda são apresentados na Tabela 4.

Para a presença de criança, idoso e participação no Programa Bolsa Família foram criadas *dummies* que assumem valor 1 na presença da característica e valor 0 na ausência da mesma. A idade de corte para crianças, 6 anos, foi definida com base na idade de corte entre os períodos pré-escolar e escolar. A idade de corte para idosos, 65 anos, baseou-se na recente revisão gradual de políticas públicas voltadas a essa população, como a Reforma da Previdência de 2019 que fixou a idade mínima de aposentadoria de 65 anos de aposentadoria para homens e 62 para mulheres.

Tabela 4 - Distribuição dos domicílios particulares por características sociodemográficas em 2017-2018

Categoria	Classificação	Freq. (n)	Freq. (%)	Freq. ac. (%)
RDPC (R\$)	[0; 695)	13.785.613	20,03	20,03
	[695; 1138)	13.747.937	19,97	40,00
	[1138; 1651)	13.789.995	20,03	60,03
	[1651; 2731)	13.752.445	19,98	80,01
	[2731; 240616)	13.757.326	19,99	100,00
Número de moradores	Até 3 moradores	46.280.963	67,24	67,24
	Entre 4 e 6 moradores	20.925.431	30,40	97,64
	7 ou mais moradores	1.626.922	2,36	100,00
Criança com 6 anos ou menos	Presente	15.062.030	21,88	21,88
	Ausente	53.771.286	78,12	100,00
Idoso com 65 anos ou mais	Presente	23.404.558	34,00	34,00
	Ausente	45.428.758	66,00	100,00
Programa Bolsa Família	É beneficiário	7.410.821	10,77	10,77
	Não é beneficiário	61.422.495	89,23	100,00

Fonte: Elaborado pela autora com dados da POF 2017-2018.

Por fim, considera-se também as características da pessoa de referência do domicílio, sendo elas gênero, derivado do sexo autodeclarado pela PR, idade e idade ao quadrado, raça ou cor autodeclarada (branca, preta ou parda ou amarela, indígena ou não declarada), nível máximo de instrução completa (sem instrução ou Ensino Fundamental incompleto, Ensino Fundamental completo, Ensino Médio completo, Ensino Superior completo), e estado civil, representado por uma *dummy* que assume valor 1 caso a PR possua um cônjuge e 0 nos outros casos.

Tabela 5 - Distribuição dos domicílios particulares por características da pessoa de referência em 2017-2018

Categoria	Classificação	Freq. (n)	Freq. (%)	Freq. ac. (%)
Sexo	Homem	40.032.653	58,16	58,16
	Mulher	28.800.663	41,84	100,00
Cor ou raça	Branca	30.349.041	44,09	44,09
	Preta ou parda	37.517.323	54,50	98,60
	Outra	966.952	1,40	100,00
Idade	12-17	68.819	0,10	0,10
	18-49	34.777.271	50,52	50,62
	50-64	20.581.000	29,90	80,52
	65 em diante	13.406.226	19,48	100,00
Escolaridade	Sem instrução	29.817.937	43,32	43,32
	EF completo	9.149.317	13,29	56,61
	EM completo	19.565.170	28,42	85,04
	ES completo	10.300.892	14,96	100,00
Estado civil	Solteiro	25.221.808	36,64	36,64
	Casado	43.611.508	63,36	100,00

Fonte: Elaborado pela autora com dados da POF 2017-2018.

3.3 Análise estatística

Conforme apresentado em 2.1, construiu-se o indicador de segurança alimentar adotado neste trabalho, a escala brasileira de insegurança alimentar (EBIA) a partir dos dados da POF 2017-2018. Com base na classificação dos domicílios, formulou-se variáveis binárias que indicam se o domicílio está em situação de segurança alimentar, insegurança geral ou de qualquer grau, insegurança leve, insegurança moderada, insegurança grave e insegurança moderada ou grave. Apesar de o presente estudo focar na insegurança alimentar de qualquer grau, a insegurança alimentar moderada ou grave também foi analisada. Segundo Hoffman (2021), o caráter parcialmente subjetivo da EBIA impacta a percepção de insegurança alimentar leve com mais intensidade.

Para identificar diferenças de gênero em segurança alimentar, registrou-se a diferença na taxa de prevalência dos diferentes graus de segurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres. A taxa de prevalência é calculada dividindo o número total de casos pela amostra total.

Em seguida, modelos logit foram estimados para verificar se as diferenças de gênero na probabilidade de insegurança alimentar se mantinham após adicionar outras variáveis de controle. Os resultados foram interpretados com base nos efeitos marginais médios (média dos

efeitos marginais em cada $x = x_i$). Além do modelo logit geral, foram estimados modelos logit separados para domicílios chefiados por homens e por mulheres, para verificar se os fatores associados a insegurança alimentar eram os mesmos em ambos os casos. Em seguida, adotou-se uma outra forma de calcular os efeitos marginais, calculando o efeito marginal em um valor representativo das variáveis escolhidas (efeito marginal em $x = x^*$), a fim de se investigar em quais grupos a diferença de gênero em insegurança alimentar é mais presente.

Por fim, para investigar os possíveis caminhos de mitigação das diferenças de gênero em insegurança alimentar, implementou-se uma variação da técnica de decomposição Blinder-Oaxaca. Essa técnica permitiu identificar o quanto do gap de gênero estaria associado a características não mensuráveis, inclusive discriminação, e o quanto seria devido a diferenças nas variáveis do modelo para homens e mulheres, como diferenciais de renda e escolaridade.

3.3.1 Modelo Logit

Como a situação de insegurança alimentar, variável dependente deste estudo, é dicotômica, as análises pautaram-se na construção de um modelo logit. O modelo logit segue a forma de resposta binária (WOOLDRIDGE, 2012):

$$P(y = 1|x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) \quad (2)$$

Onde G é uma função logística, tal que:

$$G(z) = \exp(z) / [1 + \exp(z)] \quad (3)$$

A escolha dessa função de distribuição acumulada garante que $G(z)$ seja um valor entre zero e um para qualquer valor real de z .

Mais especificamente, o modelo logit estimado para insegurança alimentar baseou-se na equação a seguir:

$$P(y = 1|x) = G(R, T, S) = G(\alpha + R\beta + T\gamma + S\delta + \varepsilon) \quad (4)$$

Em que y é a dummy que indica se o domicílio está em situação de insegurança alimentar, R é um vetor de variáveis relacionadas às características da pessoa de referência do domicílio, T é um vetor de variáveis relacionadas às características territoriais do domicílio e S é um vetor com variáveis que expressam as características sociodemográficas do domicílio. Os vetores $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ são os parâmetros relacionados a cada vetor de variáveis e ε pode ser considerado como fatores não observados.

Por se tratar de um modelo não linear nos parâmetros, a estimação do modelo deve ser feita por máxima verossimilhança. Os parâmetros estimados com esse método indicam apenas a direção dos efeitos das variáveis independentes sobre a dependente, mas não representam sua magnitude.

Então, para estimar o efeito de x_i na probabilidade de sucesso de $P(y = 1|x)$, foi calculada a derivada parcial de x_i em $P(y = 1|x)$ para cada variável independente, conforme a equação abaixo.

$$\frac{\partial p(x)}{\partial x_i} = g(\hat{\alpha} + x\hat{\beta})\hat{\beta}_i \quad (5)$$

Que representa efetivamente o impacto de variações nas variáveis independentes sobre a probabilidade de insegurança alimentar.

3.3.2 Decomposição Blinder-Oaxaca

A técnica de decomposição de Blinder-Oaxaca, atribuída a Blinder (1973) e Oaxaca (1973), é utilizada para decompor de forma quantitativa as diferenças nos valores médios de um resultado inter-grupos em dois tipos de gap, um devido a diferenças nas características observáveis entre os grupos e outro associado a fatores não observáveis ou não mensuráveis de diferença entre os grupos, como discriminação. Essa técnica é frequentemente usada na literatura de economia do trabalho para explicar diferenças de gênero e raça em salários. Para exemplificar a disseminação desse método, Fairlie (2005) encontrou mais de mil citações desses dois artigos no *Social Sciences Citation Index*. No Brasil, Russo e Dias (2017), Cacciamali, Tatei e Rosalino (2009) e Scorzafave e Pazello (2007), entre outros, utilizaram essa técnica para investigar diferenças salariais entre homens e mulheres e discriminação de gênero no mercado de trabalho.

O presente estudo baseou-se em Broussard (2019), que utilizou uma adaptação da decomposição de Blinder-Oaxaca para modelos não lineares para investigar diferenças de gênero em insegurança alimentar a partir de uma amostra internacional de dados.

Originalmente, essa técnica foi desenvolvida para modelos lineares. A decomposição de Blinder-Oaxaca padrão do gap entre homens e mulheres no valor médio de um resultado pode ser expressa como:

$$\bar{Y}_H - \bar{Y}_M = (\bar{X}_H - \bar{X}_M)\hat{\beta}_H + \bar{x}_M(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_M) \quad (6)$$

Onde \bar{Y} é o valor médio da variável de interesse, \bar{X}_g é um vetor dos valores médios das características observadas e $\hat{\beta}_g$ é um vetor dos coeficientes estimados para gênero g entre homens (H) e mulheres (M).

O primeiro termo na eq. (6) captura a porção do gap de gênero associado a diferenças entre homens e mulheres nas características observadas. O segundo termo da eq. (6) captura a porção do gap de gênero atribuída a características não observáveis ou não mensuradas.

Uma extensão desse modelo para casos não lineares, como o logit, foi inicialmente descrita por Fairlie (1999) e desenvolvida em Fairlie (2005). Tomando esses estudos como base, Broussard (2019) descreve a decomposição para uma equação não linear da probabilidade de estar em insegurança alimentar, tal qual $IA = G(X\hat{\beta})$, como:

$$\bar{IA}^H - \bar{IA}^M = \left\{ \sum_{i=1}^{N^H} \frac{G(X_i^H \hat{\beta}_H)}{N^H} - \sum_{i=1}^{N^M} \frac{G(X_i^M \hat{\beta}_H)}{N^M} \right\} + \left\{ \sum_{i=1}^{N^M} \frac{G(X_i^M \hat{\beta}_H)}{N^M} - \sum_{i=1}^{N^M} \frac{G(X_i^M \hat{\beta}_M)}{N^M} \right\} \quad (7)$$

Onde \bar{IA} é a probabilidade média de estar em insegurança alimentar, N^g é o tamanho da amostra de indivíduos do gênero g e $G(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada da distribuição logística. Assim como na eq. (6), o primeiro termo na eq. (7) captura a porção do gap de gênero associada a diferenças de gênero nas características observadas, e o segundo termo captura a porção do gap de gênero que se deve a diferenças em características não observáveis ou não mensuradas.

Como apresentado na eq. (7), $\hat{\beta}_H$ é utilizado como peso para o primeiro termo da decomposição e a distribuição das variáveis observadas para mulheres, \bar{x}_M , é utilizada como peso para o segundo termo. De forma alternativa, pode-se utilizar $\hat{\beta}_F$ como peso para o primeiro termo e \bar{x}_H como peso para o segundo. Há ainda uma outra alternativa sugerida por Oaxaca e Ransom (1994), que propõe utilizar coeficientes gerados a partir da estimação de uma *pooled sample* dos dois grupos como peso do primeiro termo. Nesse caso, a proporção do gap de gênero em insegurança alimentar associada a diferenças de gênero das características observadas pode ser escrito como:

$$\sum_{i=1}^{N^H} \frac{G(X_i^H \hat{\beta}^*)}{N^H} - \sum_{i=1}^{N^M} \frac{G(X_i^M \hat{\beta}^*)}{N^M} \quad (8)$$

Onde $\hat{\beta}^*$ é um vetor dos coeficientes estimados a partir da *pooled sample* dos dois grupos.

A eq. (8) identifica a contribuição das diferenças entre homens e mulheres de todo o conjunto de variáveis observadas para o gap de gênero em insegurança alimentar. Para calcular

a contribuição da diferença de gênero em cada variável a partir da técnica de decomposição não-linear, é preciso que o tamanho da amostra dos dois grupos seja igual. Resumidamente, avalia-se a mudança na probabilidade média prevista ao se substituir a distribuição da amostra de mulheres pela distribuição da amostra de homens da variável enquanto mantem-se as distribuições das outras variáveis constantes (FAIRLIE, 2005).

Assim, para calcular a contribuição de cada variável no gap de gênero foi necessário selecionar uma subamostra aleatória de domicílios chefiados por homens igual ao número de domicílios chefiados por mulheres da amostra (N^M) e fazer o *match* aleatório entre as subamostras. Seguindo a recomendação de Fairlie (2005), como as estimativas obtidas a partir desse procedimento dependem da subamostra aleatória selecionada, o mesmo processo foi realizado 100 vezes para calcular as estimativas da decomposição separadamente e, ao fim, utilizou-se o valor médio das estimativas para o resultado final.

4 RESULTADOS

4.1 Diferenças de gênero em insegurança alimentar

A insegurança alimentar estava presente em 36,7% dos domicílios brasileiros em 2017-2018, atingindo mais de 25 milhões de famílias. A Tabela 6 indica a diferença nas médias de prevalência de insegurança alimentar entre os domicílios chefiados por homens e por mulheres para cada grau de insegurança alimentar.

Tabela 6 - Diferença na prevalência de insegurança alimentar entre domicílios chefiados por homens e por mulheres, Brasil, 2017-2018

	Prevalência (%)		Diferença (p.p.)	Erro- padrão	Estatística t
	Homem	Mulher			
IA Geral	33,22	41,55	-8,33***	0,006	-14,34
IA Leve	22,59	26,49	-3,90***	0,005	-7,54
IA Moderada	5,80	7,90	-2,10***	0,003	-7,3
IA Grave	4,83	7,16	-2,32***	0,003	-8,85

Fonte: Elaborado pela autora

Notas:

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Domicílios chefiados por mulheres estavam 8,3 pontos percentuais (p.p.) mais prováveis de experienciar insegurança alimentar de algum grau do que domicílios chefiados por homens. Detalhando para cada grau de insegurança alimentar, essa diferença é de 3,9 p.p. para IA leve, 2,1 p.p. para IA moderada e 2,3 p.p. para IA grave. Os valores são estatisticamente significativos.

4.2 Outros fatores associados a insegurança alimentar

A tabela apresentada na seção anterior indica que disparidades de gênero em insegurança alimentar existem. Nesta subseção, busca-se investigar se essas disparidades se mantêm quando são adicionados controles à análise. Apesar de os resultados obtidos não identificarem relações de causalidade, eles oferecem informações interessantes sobre os fatores associados a insegurança alimentar.

A partir da amostra analisada, todos os fatores incluídos mostraram-se relevantes para a determinação do estado de segurança alimentar dos domicílios. A Tabela 7 indica os efeitos marginais de cada variável sobre a probabilidade de um domicílio estar em insegurança

alimentar moderada ou grave ou em insegurança alimentar de qualquer grau, isto é, o quanto a mudança de categoria de uma variável em relação ao estado base impacta a probabilidade de o domicílio estar em insegurança alimentar.

Tabela 7 - Efeitos marginais dos modelos logit para a probabilidade de um domicílio ter insegurança alimentar moderada e grave ou de qualquer grau, Brasil, 2017-2018

	(continua)	
	IA moderada e grave	IA Geral
<i>Características da PR</i>		
<i>Sexo</i>		
Homem	(base)	(base)
Mulher	0,0148*** (0,0001)	0,0570*** (0,0001)
<i>Idade</i>		
De 18 a 49 anos	(base)	(base)
De 12 a 17 anos	-0,0030*** (0,0009)	-0,0343*** (0,0015)
De 50 a 64 anos	0,0148*** (0,0001)	0,0027*** (0,0001)
65 anos em diante	-0,0182*** (0,0002)	-0,0600*** (0,0002)
<i>Cor/Raça</i>		
Branca	(base)	(base)
Preta ou parda	0,0270*** (0,0001)	0,0497*** (0,0001)
Outra	0,0328*** (0,0004)	-0,0112*** (0,0005)
<i>Instrução</i>		
Sem instrução ou EF incompleto	(base)	(base)
EF completo	-0,0330*** (0,0001)	-0,0270*** (0,0002)
EM completo	-0,0455*** (0,0001)	-0,0509*** (0,0001)
ES completo	-0,0851*** (0,0001)	-0,1266*** (0,0002)
<i>Estado civil</i>		
Solteiro/Divorciado/Viúvo	(base)	(base)
Casado	-0,0431*** (0,0001)	-0,0365*** (0,0001)
<i>Características territoriais</i>		
<i>Situação</i>		
Urbano	(base)	(base)
Rural	-0,0085*** (0,0001)	-0,0277*** (0,0002)
<i>Região</i>		
Nordeste	(base)	(base)

Tabela 7 - Efeitos marginais dos modelos logit para a probabilidade de um domicílio ter insegurança alimentar moderada e grave ou de qualquer grau, Brasil, 2017-2018

	(continuação)	
	IA moderada e grave	IA Geral
<i>Características da PR</i>		
<i>Características territoriais</i>		
<i>Região</i>		
Norte	0,0391*** (0,0002)	0,0522*** (0,0002)
Sudeste	-0,0383*** (0,0001)	-0,0515*** (0,0001)
Sul	-0,0695*** (0,0001)	-0,1456*** (0,0002)
Centro-Oeste	-0,0105*** (0,0002)	-0,0308*** (0,0002)
<i>Características sociodemográficas</i>		
<i>Quintil de RDPC</i>		
1º quintil	(base)	(base)
2º quintil	-0,0747*** (0,0001)	-0,1083*** (0,0002)
3º quintil	-0,1097*** (0,0001)	-0,1710*** (0,0002)
4º quintil	-0,1349*** (0,0002)	-0,2461*** (0,0002)
5º quintil	-0,1675*** (0,0002)	-0,3727*** (0,0002)
<i>Nº de moradores</i>		
Entre 1 e 3 moradores	(base)	(base)
Entre 4 e 6 moradores	-0,0106*** (0,0001)	0,0254*** (0,0001)
7 ou mais moradores	0,0430*** (0,0002)	0,0993*** (0,0004)
<i>Presença de criança</i>		
Ausente	(base)	(base)
Criança	-0,0253*** (0,0001)	0,0077*** (0,0001)
<i>Presença de idoso</i>		
Ausente	(base)	(base)
Idoso	-0,0173*** (0,0001)	-0,0266*** (0,0002)
<i>Recebimento de Bolsa Família</i>		
Ausente	(base)	(base)
Bolsa Família	0,0470*** (0,0001)	0,0911*** (0,0002)
Observações	68.833.316	68.833.316

Fonte: Elaborado pela autora

Notas:

Erro padrão em parênteses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Caso o chefe do domicílio seja mulher, a probabilidade de IA moderada ou grave aumenta em 1,5 p.p. e a probabilidade de IA de qualquer tipo aumenta em 5,7 p.p.. Isso significa que, se selecionarmos uma amostra de domicílios com características territoriais e sociodemográficas idênticas, com exceção ao gênero da pessoa de referência, o grupo de domicílios chefiados por mulheres provavelmente terá mais domicílios em situação de IA do que o grupo com chefes homens. Assim, as disparidades de gênero associadas a insegurança alimentar prevalecem mesmo com a adição de controles relevantes.

A diferença de gênero em insegurança alimentar é menor quando se consideram apenas os casos de severidade moderada e grave, e maior quando os casos de insegurança alimentar leve são incluídos. Uma possível explicação é que exista uma diferença na disposição de homens e de mulheres para responder de forma afirmativa algumas perguntas que compõem a EBIA, como “Os moradores deste domicílio tiveram a preocupação de que os alimentos acabassem antes de poderem comprar ou receber mais comida?” ou “Algum morador alguma vez comeu menos do que achou que devia porque não havia dinheiro para comprar comida?”. Por um lado, essa diferença pode existir porque as mulheres têm um papel mais ativo na alimentação da família, estando, portanto, mais atentas a situações adversas. Por outro, é possível que os homens tenham certa relutância para reportar alguns eventos associados a insegurança alimentar por orgulho ou outros motivos.

As demais características da pessoa de referência do domicílio, além do gênero, foram estatisticamente significativas. Em comparação com domicílios chefiados por pessoas de 18 a 49 anos, os chefiados por indivíduos de 50 a 64 anos apresentaram maior probabilidade de IA, enquanto para os com um chefe idoso (65 anos em diante), a probabilidade de IA foi menor. Ser de cor/raça preta ou parda aumenta a probabilidade de IA em 5,0 p.p. em comparação a indivíduos autodeclarados brancos. Estar casado contribui para a segurança alimentar do domicílio. O nível de instrução também apresentou efeito muito significativo, ficando atrás somente da RDPC. A evolução dos estudos, tomando como base um indivíduo sem instrução ou com EF incompleto e passando para EF completo, EM completo e ES completo, diminuem a probabilidade de IA em 2,7 p.p., 5,1 p.p. e 12,7 p.p., respectivamente. Nota-se que o efeito em pontos percentuais é praticamente o dobro para cada nível de instrução.

Sobre as características territoriais, estar em uma área rural diminui a probabilidade de IA em 2,8 p.p. e, em comparação com o Nordeste, estar em qualquer outra região diminui a probabilidade de IA, com exceção do Norte. A direção dos efeitos desses fatores sobre a situação de segurança alimentar é semelhante ao encontrado por Hoffman (2021).

A renda domiciliar per capita foi o fator com maior efeito sobre a segurança alimentar, como esperado. A evolução do primeiro até o quinto quintil de renda domiciliar per capita diminui a probabilidade de IA progressivamente em 10,8 p.p., 17,1 p.p., 24,6 p.p. e 37,27 p.p.. O número de moradores e a presença de crianças foram os únicos fatores que apresentaram efeitos em sentidos diferentes para a probabilidade IA moderada ou grave ou IA de qualquer tipo. Passar de um domicílio de até 3 moradores para um domicílio com 4 a 6 moradores diminui a probabilidade de IA moderada ou grave, assim com a presença de uma ou mais crianças de até 6 anos. De maneira oposta, esses mesmos fatores aumentam a probabilidade de IA quando incluímos os casos de IA leve na análise. Já a presença de idosos contribui para a diminuição da probabilidade de IA em ambos os casos.

O efeito do Programa Bolsa Família mostrou-se positivo e significativo. Porém, como discutido por Hoffman (2021) ao encontrar resultado semelhante, estaria errado concluir que a análise estatística indica que o benefício aumenta a probabilidade de insegurança alimentar. Conforme evidenciado acima, o fator isolado com maior associação ao status de segurança alimentar é a renda domiciliar per capita. Assim, o Bolsa Família, programa de transferência de renda bem focalizado e com resultados comprovados na redução da pobreza do Brasil, deve ser significativo para a redução da insegurança alimentar das famílias pobres. De fato, Lauro dos Santos (2017) afirma em sua tese que os beneficiários do Programa Bolsa Família tem um aumento médio de 10% dos gastos com alimentação. Em estudo com dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde de 2006, Camelo, Tavares e Saiani (2009) afirmam que a participação no programa eleva em 11 p.p. as chances de um domicílio sair da condição de levemente inseguro para a condição de seguro, mas não encontram efeitos significativos para os domicílios em insegurança moderada ou grave. Conclui-se que a renda é um fator muito relevante para a situação de insegurança alimentar dos domicílios e que programas de transferência de renda são importantes para a garantia da segurança alimentar, enquanto outros fatores subjacentes às dimensões da disponibilidade, acesso e suficiência também contribuem de forma significativa.

Vale ressaltar que, de modo geral, cada variável está associada mais expressivamente a condição de IA de qualquer tipo do que a condição de IA moderada ou grave. O estado civil e passar para o primeiro nível de instrução completa, o Ensino Fundamental, são alguns dos únicos fatores que possuem um efeito maior sobre a redução de IA moderada ou grave do que sobre IA geral.

4.3 Fatores associados a insegurança alimentar para cada gênero

Seguindo Grimaccia e Niaccarato (2020), uma vez identificados os fatores associados a probabilidade de insegurança alimentar para toda a população, buscou-se investigar se esses fatores são de fato significativos para os dois gêneros. Para tal, estimou-se modelos logit separadamente para domicílios cuja PR é homem e mulher (Tabela 8).

Todas as variáveis foram significativas, assim como no modelo para toda a população. De maneira geral, os fatores associados a probabilidade de insegurança alimentar são similares entre domicílios chefiados por homens e por mulheres. Ser preto ou pardo, com baixo grau de instrução, com RDPC entre os quintis mais baixos e não estar casado, indicam maior sucessibilidade a insegurança alimentar em todos os graus.

Tabela 8 - Efeitos marginais dos modelos logit para a probabilidade de um domicílio ter insegurança alimentar moderada ou grave ou de qualquer tipo, de acordo com o sexo da PR, Brasil, 2017-2018

	(continua)			
	IA Moderada ou grave		IA Geral	
	PR Homem	PR Mulher	PR Homem	PR Mulher
<i>Características da PR</i>				
<i>Sexo</i>				
Homem	-	-	-	-
Mulher	-	-	-	-
<i>Idade</i>				
De 18 a 49 anos	(base)	(base)	(base)	(base)
De 12 a 17 anos	-0,0276*** (0,0010)	0,0326*** (0,0016)	-0,0438*** (0,0021)	-0,0079*** (0,0022)
De 50 a 64 anos	0,0090*** (0,0001)	0,0266*** (0,0002)	-0,0065*** (0,0002)	0,0174*** (0,0002)
65 anos em diante	-0,0145*** (0,0002)	-0,0169*** (0,0003)	-0,0529*** (0,0003)	-0,0676*** (0,0003)
<i>Cor/Raça</i>				
Branca	(base)	(base)	(base)	(base)
Preta ou parda	0,0292*** (0,0001)	0,0233*** (0,0001)	0,0508*** (0,0002)	0,0480*** (0,0002)
Outra	0,0313*** (0,0005)	0,0367*** (0,0006)	-0,0018*** (0,0006)	-0,0183*** (0,0007)
<i>Instrução</i>				
Sem instrução ou EF incompleto	(base)	(base)	(base)	(base)
EF completo	-0,0296*** (0,0001)	-0,0362*** (0,0002)	-0,0144*** (0,0002)	-0,0454*** (0,0003)

Tabela 8 - Efeitos marginais dos modelos logit para a probabilidade de um domicílio ter insegurança alimentar moderada ou grave ou de qualquer tipo, de acordo com o sexo da PR, Brasil, 2017-2018

	(continuação)			
	IA Moderada ou grave		IA Geral	
	PR Homem	PR Mulher	PR Homem	PR Mulher
<i>Características da PR</i>				
<i>Instrução</i>				
EM completo	-0,0366*** (0,0001)	-0,0542*** (0,0002)	-0,0387*** (0,0002)	-0,0651*** (0,0002)
ES completo	-0,0805*** (0,0002)	-0,0930*** (0,0002)	-0,1182*** (0,0003)	-0,1363*** (0,0003)
<i>Estado civil</i>				
Solteiro/Divorciado/Viúvo	(base)	(base)	(base)	(base)
Casado	-0,0472*** (0,0001)	-0,0398*** (0,0001)	-0,0293*** (0,0002)	-0,0422*** (0,0002)
<i>Características territoriais</i>				
<i>Situação</i>				
Urbano	(base)	(base)	(base)	(base)
Rural	-0,0055*** (0,0001)	-0,0176*** (0,0002)	-0,0266*** (0,0002)	-0,0283*** (0,0003)
<i>Região</i>				
Nordeste	(base)	(base)	(base)	(base)
Norte	0,0413*** (0,0002)	0,0326*** (0,0003)	0,0662*** (0,0003)	0,0328*** (0,0004)
Sudeste	-0,0413*** (0,0001)	-0,0328*** (0,0002)	-0,0611*** (0,0002)	-0,0372*** (0,0002)
Sul	-0,0724*** (0,0001)	-0,0658*** (0,0002)	-0,1642*** (0,0002)	-0,1192*** (0,0003)
Centro-Oeste	-0,0069*** (0,0002)	-0,0142*** (0,0003)	-0,0322*** (0,0003)	-0,0272*** (0,0004)
<i>Características sociodemográficas</i>				
<i>Quintil de RDPC</i>				
1º quintil	(base)	(base)	(base)	(base)
2º quintil	-0,0775*** (0,0002)	-0,0687*** (0,0002)	-0,1117*** (0,0003)	-0,1019*** (0,0003)
3º quintil	-0,1140*** (0,0002)	-0,1011*** (0,0003)	-0,1774*** (0,0003)	-0,1587*** (0,0003)
4º quintil	-0,1312*** (0,0002)	-0,1373*** (0,0003)	-0,2525*** (0,0003)	-0,2349*** (0,0003)
5º quintil	-0,1582*** (0,0002)	-0,1778*** (0,0003)	-0,3648*** (0,0003)	-0,3816*** (0,0004)
<i>Nº de moradores</i>				
Entre 1 e 3 moradores	(base)	(base)	(base)	(base)
Entre 4 e 6 moradores	-0,0110*** (0,0001)	-0,0071*** (0,0002)	0,0237*** (0,0002)	0,0301*** (0,0002)
7 ou mais moradores	0,0464*** (0,0003)	0,0387*** (0,0004)	0,1321*** (0,0005)	0,0629*** (0,0006)

Tabela 8 - Efeitos marginais dos modelos logit para a probabilidade de um domicílio ter insegurança alimentar moderada ou grave ou de qualquer tipo, de acordo com o sexo da PR, Brasil, 2017-2018

(continuação)				
	IA Moderada ou grave		IA Geral	
	PR Homem	PR Mulher	PR Homem	PR Mulher
<i>Características sociodemográficas</i>				
<i>Presença de criança</i>				
Ausente	(base)	(base)	(base)	(base)
Criança	-0,0185*** (0,0001)	-0,0341*** (0,0002)	0,0088*** (0,0002)	0,0012*** (0,0002)
<i>Presença de idoso</i>				
Ausente	(base)	(base)	(base)	(base)
Idoso	-0,0124*** (0,0002)	-0,0242*** (0,0002)	-0,0289*** (0,0002)	-0,0236*** (0,0003)
<i>Recebimento de Bolsa Família</i>				
Ausente	(base)	(base)	(base)	(base)
Bolsa Família	0,0314*** (0,0001)	0,0732*** (0,0002)	0,0723*** (0,0002)	0,1195*** (0,0003)
Observações	40.032.653	28.800.663	40.032.653	28.800.663

Fonte: Elaborado pela autora

Notas:

Erro padrão em parênteses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Os efeitos da idade e da cor ou raça são semelhantes para chefes homens e mulheres, com exceção do grupo de 50 a 64 anos, que deixa de ser um fator de risco de insegurança alimentar geral para domicílios chefiados por homens. O grau de instrução da PR tem efeito mais forte sobre domicílios chefiados por mulheres, por exemplo, um domicílio chefiado por um homem com Ensino Médio completo tem uma probabilidade de estar em IA 3,9 p.p. abaixo de um domicílio com chefe homem sem instrução, mantendo os demais fatores constantes, enquanto no caso de domicílios com chefes mulheres, esse diferencial seria maior, de 6,5 p.p.. O resultado para o estado civil é heterogêneo, pois estar casado tem maior efeito na redução da probabilidade de IA moderada ou grave para os homens, mas quando consideramos IA geral, o efeito é maior sobre as mulheres.

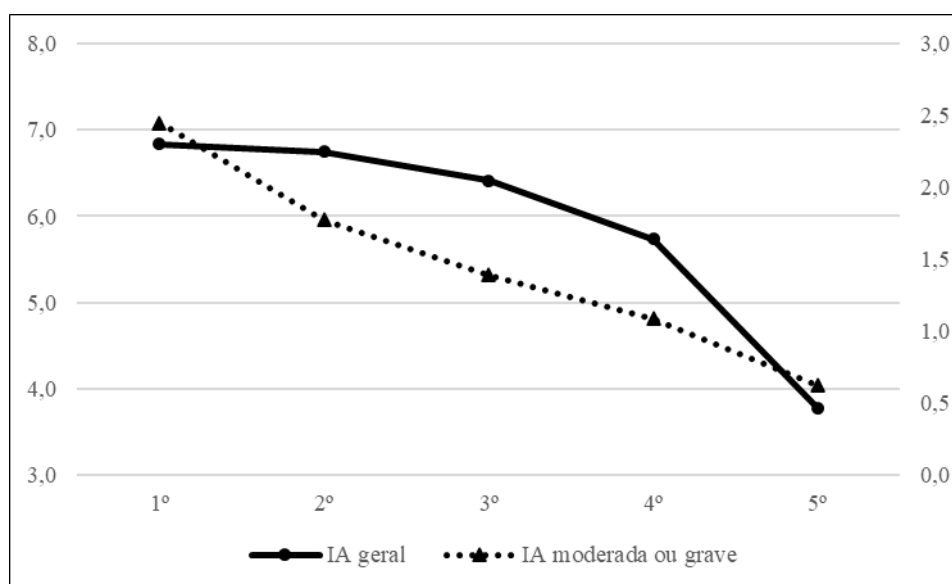
Assim como na análise da população geral, o número de moradores e a presença de crianças menores de 6 anos possuem efeitos distintos sobre a probabilidade de IA moderada ou grave e a IA geral. Tanto para domicílios chefiados por homens quanto por mulheres, ter entre 4 e 6 moradores, incluindo pelo menos uma criança, diminui a probabilidade de IA moderada ou grave, mas aumenta a probabilidade de IA geral. Além disso, a magnitude dos efeitos é significativamente diferente, ora sendo mais expressivo para homens, ora para mulheres.

4.4 Heterogeneidade das diferenças de gênero na insegurança alimentar

Foi verificada a existência de um gap de gênero em insegurança alimentar. Todavia, esse gap, de 1,5 p.p. em casos de IA moderada ou grave e 5,7 p.p. em casos gerais de IA, representa a diferença de gênero média para toda a amostra. A fim de melhor compreender a natureza desse gap e identificar quem são as mulheres mais afetadas, analisou-se a desigualdade de gênero para diferentes categorias de escolaridade e idade da pessoa de referência, renda domiciliar e região territorial. Para tal, foram estimados os efeitos marginais da *dummy* de gênero do modelo logit para insegurança alimentar para valores específicos das variáveis de interesse.

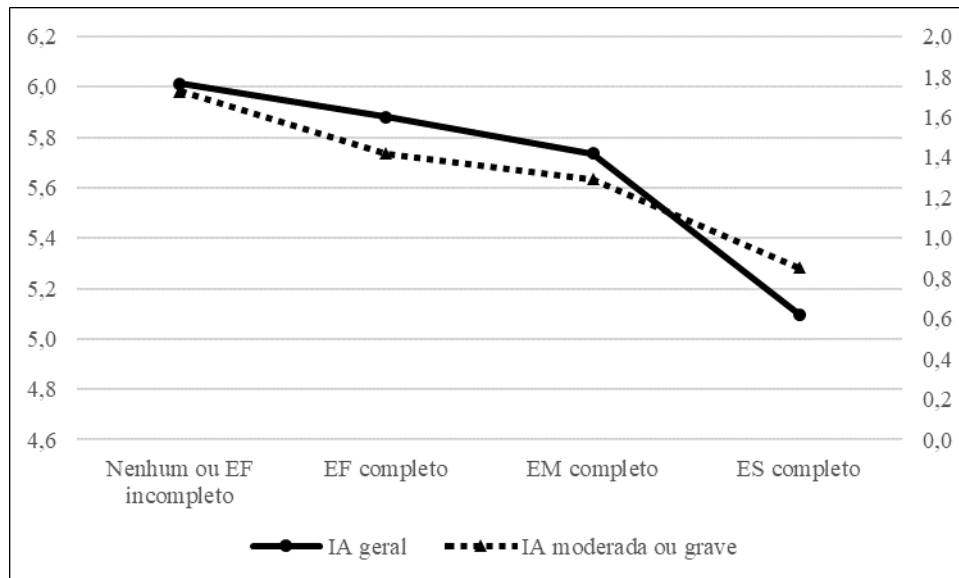
Os Gráficos 1 e 2 mostram que o gap de gênero é maior entre os mais pobres e menos escolarizados. No primeiro quintil de renda, os domicílios chefiados por mulheres chegam a ter 6,84 p.p. a mais de probabilidade de insegurança alimentar do que os domicílios chefiados por homens. Esse diferencial cai pela metade quando analisamos os domicílios em situação econômica mais favorável, do 5º quintil de renda, nos quais a diferença é de 3,78 p.p.. Já entre as pessoas sem nenhum nível de instrução ou EF incompleto, o gap de gênero é de 6,01 p.p. A diferença, apesar de diminuir, se mantém alta mesmo entre aqueles com ensino superior completo, atingindo 5,10 p.p.

Gráfico 1 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por quintil de renda domiciliar per capita, Brasil, 2017-2018



Fonte: Elaborado pela autora

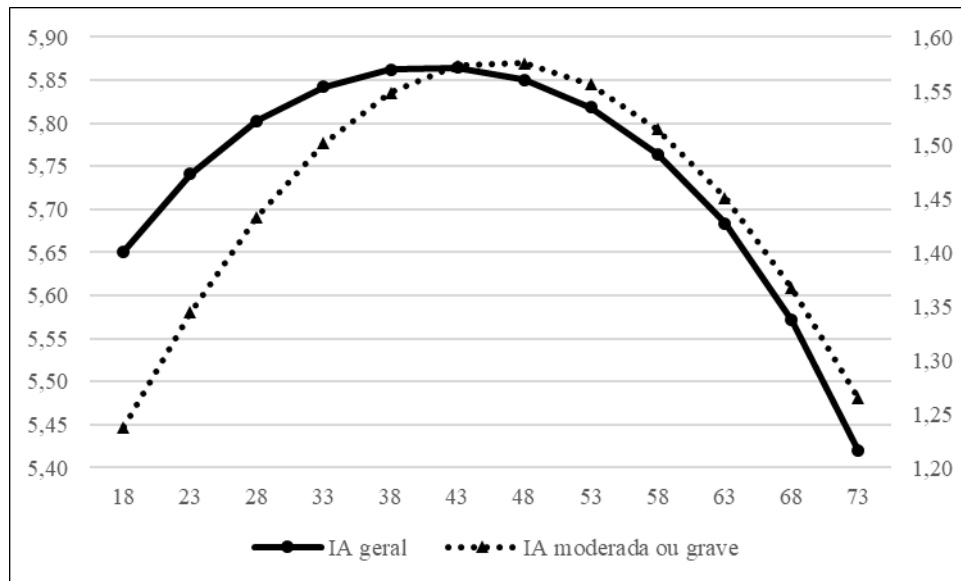
Gráfico 2 – Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por nível de instrução da pessoa de referência, Brasil, 2017-2018



Fonte: Elaborado pela autora

O Gráfico 3 indica que o gap de gênero é maior entre os 30 e 50 anos, aproximadamente, sendo atenuado entre os mais jovens e os idosos. Mais especificamente, a idade que maximiza o gap de gênero em probabilidade de IA moderada ou grave é em torno dos 48 anos e, no caso de IA geral, fica entre 38 e 43 anos. Nota-se que esse período corresponde a uma fase da vida em que muitos indivíduos possuem filhos e trabalham integralmente. Especula-se, portanto, que a dupla-jornada de trabalho (doméstico e formal) recai de forma mais pesada sobre as mulheres, tipicamente responsáveis pela alimentação da família e demais tarefas domésticas, contribuindo assim para a maior vulnerabilidade da segurança alimentar da família.

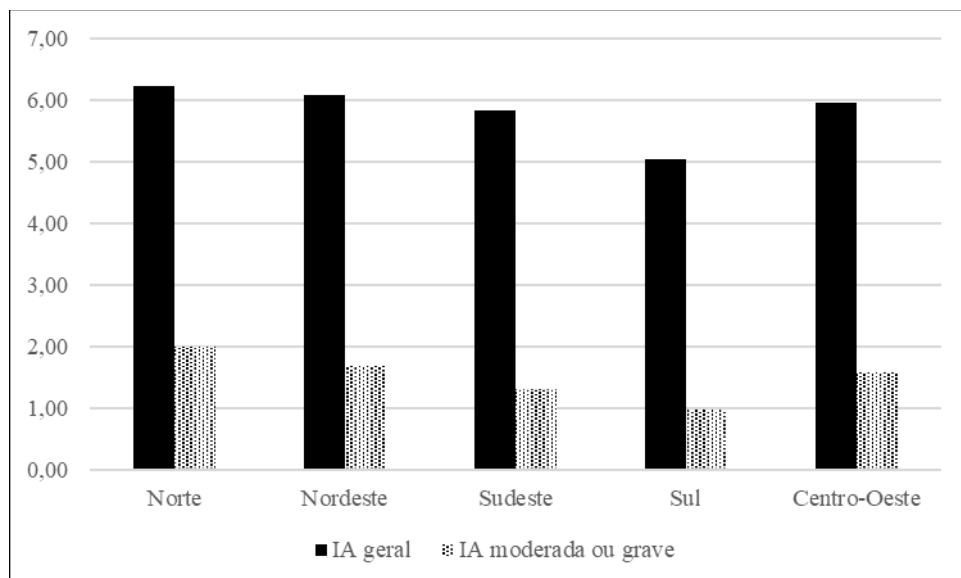
Gráfico 3 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por idade da pessoa de referência. Brasil, 2017-2018



Fonte: Elaborado pela autora.

Por fim, o Gráfico 4 evidencia que a desigualdade de gênero em insegurança alimentar é uma característica presente em todo o país. Apesar das diferenças dos coeficientes de cada região serem estatisticamente significativas, elas podem ser pouco relevantes economicamente, pois são de magnitude relativamente pequena. Além disso, esse efeito pode estar relacionado com a diferença da renda média das regiões.

Gráfico 4 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por região, Brasil, 2017-2018



Fonte: Elaborado pela autora

As tabelas com os valores dos efeitos marginais de todas as análises citadas acima encontram-se no Apêndice A.

4.5 Mitigação das diferenças de gênero na insegurança alimentar

Os resultados apresentados nas seções anteriores indicam que renda, escolaridade e características demográficas dos domicílios são significativamente relacionados com o estado de segurança alimentar. E, mesmo quando controlado por essas variáveis, a diferença de gênero em insegurança alimentar se mantém, sendo maior entre os mais pobres e menos escolarizados. A presente seção buscou analisar em mais detalhes como esse gap de gênero é moderado pelos demais fatores associados a insegurança alimentar e, também, como pode estar relacionado a discriminação contra as mulheres e outras características não observáveis.

A Tabela 9 apresenta os resultados da técnica de decomposição não-linear de Blinder-Oaxaca para o gap de gênero em insegurança alimentar. O método foi realizado separadamente para casos de IA moderada ou grave e casos gerais de IA. As linhas 2 e 3 indicam a prevalência de insegurança alimentar nos domicílios chefiados por homens e por mulheres, respectivamente. A linha 4 indica a diferença nas duas taxas. As duas últimas linhas indicam o quanto do gap de gênero é explicado por diferenças de gênero nas variáveis incluídas no modelo. As demais linhas representam a contribuição individual de diferenças de gênero em cada variável independente para o gap de gênero em insegurança alimentar. Os valores são apresentados de forma bruta, seguidos pelo erro-padrão em parênteses e a porcentagem de contribuição.

Tabela 9 - Decomposição não-linear do gap de gênero em insegurança alimentar, Coeficiente:
pooled sample

	IA moderada e grave	IA Geral
Prevalência de IA		
PR Homem	0,1063	0,3322
PR Mulher	0,1506	0,4155
Gap entre mulher/homem	-0,0443	-0,0833
Contribuições de gênero		
Diferenças em:		
Idade (categorias)	0,0006*** (0,0000) -2%	0,0027*** (0,0000) -7%
Cor/Raça (categorias)	-0,0008*** (0,0000) 2%	-0,0019*** (0,0000) 5%
Instrução (categorias)	0,0020*** (0,0000) -6%	0,0020*** (0,0000) -5%
Casado	-0,0230*** (0,0000) 69%	-0,0283*** (0,0000) 71%
Quintil de RDPC (categorias)	-0,0044*** (0,0000) 13%	-0,0080*** (0,0000) 20%
Nº de moradores (categorias)	-0,0010*** (0,0000) 3%	0,0009*** (0,0000) -2%
Presença de criança	-0,0002*** (0,0000) 1%	0,0001*** (0,0000) 0%
Presença de idoso	0,0011*** (0,0000) -3%	0,0018*** (0,0000) -5%
Bolsa Família	-0,0079*** (0,0000) 24%	-0,0092*** (0,0000) 23%
Todas as variáveis	-0,0334 75,49%	-0,0399 47,97%

Fonte: Elaborado pela autora

Notas:

Erro padrão em parênteses

Porcentagens indicam o quanto do gap de gênero está relacionado com
diferenças em cada variável

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nos casos de IA moderada ou grave, a diferença na prevalência de insegurança alimentar entre homens e mulheres é de 4,43 p.p., sendo 75,5% desse valor explicado pelas diferenças nas características incluídas no modelo. Considerando todos os graus de IA, diferença na

prevalência de insegurança alimentar entre homens e mulheres é de 8,33 p.p., sendo apenas 48,0% desse valor explicado pelas diferenças nas características incluídas no modelo. Mais uma vez, a diferença de gênero em insegurança alimentar é menor quando se consideram apenas os casos de severidade moderada e grave, e maior quando os casos de insegurança alimentar leve são incluídos

A maior proporção do gap de gênero em insegurança alimentar que não é explicado pelas diferenças de gênero nas variáveis observadas quando considera-se casos de IA de qualquer grau, inclusive leve, corrobora com a hipótese apresentada na Seção 3.2, de que homens e mulheres têm diferente disposição para responder de forma afirmativa as perguntas que compõem a EBIA.

De qualquer forma, uma parcela significativa da diferença de gênero em insegurança alimentar foi atribuída a características não observadas ou não mensuráveis (24,5% para IA moderada ou grave e 52,0% para IA de qualquer grau), tal que não se pode descartar a hipótese de que a discriminação sobre as mulheres tem um impacto significativo e direto sobre sua situação de segurança alimentar. Como não há insumos para afirmar com certeza quais são essas características não observadas e não mensuráveis que contribuem para o gap de gênero, o restante da análise é direcionado à porção do gap explicado pelas diferenças de gênero nas variáveis do modelo.

O principal fator associado a essa disparidade de gênero é a diferença em estado matrimonial, que explica 68,8% do gap de gênero na probabilidade de insegurança alimentar. As mulheres têm menor probabilidade de estarem casadas e os resultados dos modelos logit sugerem que indivíduos sem cônjuge tem maior probabilidade de experienciar insegurança alimentar. Mais especificamente, apenas 38,5% das mulheres chefes de domicílio da amostra possuem cônjuge, enquanto para os homens essa porcentagem, é de 81,3%.

A diferença no recebimento do Bolsa Família também foi expressiva, explicando 23,0% do gap de gênero na probabilidade de insegurança alimentar. Como discutido anteriormente, o Programa Bolsa Família é de extrema relevância para o combate da insegurança alimentar. O resultado dos modelos no sentido oposto não indica que o programa pode piorar a situação de segurança alimentar dos domicílios e pode ser explicado pelo fato de que são as famílias mais carentes que recebem o benefício e, portanto, mais suscetíveis a sofrer com insegurança alimentar.

Conforme esperado, diferenças de gênero na renda também contribuíram de forma significativa para o gap de gênero em insegurança alimentar, explicando um quinto desse diferencial. Já diferenças no nível de instrução tiveram um efeito oposto no sentido de mitigar

o gap de gênero em insegurança alimentar, apesar de as mulheres terem um nível de instrução médio inferior os homens. A baixa magnitude do resultado dificulta a atribuição de uma interpretação econômica.

Assim, os resultados sugerem que o aumento da renda e o casamento das mulheres são aminsos para mitigar a desigualdade de gênero em insegurança alimentar. Este segundo ponto é mais difícil de ser analisado, sendo necessário recorrer a outras pesquisas dedicadas a olhar para a dependência financeira das mulheres em relação aos seus parceiros. Ademais, é possível que parte dessa desigualdade se deva exclusivamente a discriminação de indivíduos do gênero feminino, independentemente de questões de diferenças de renda e escolaridade.

Vale ressaltar que a escolha dos coeficientes utilizados na técnica de decomposição pode interferir nos resultados. Aqui, seguiu-se a recomendação de Oaxaca e Ransom (1994) de se utilizar coeficientes estimados a partir de uma *pooled sample* dos grupos de homens e mulheres, que também foi adotada por Broussad (2019) em estudo sobre insegurança alimentar. No Apêndice B, encontram-se os resultados obtidos a partir dos coeficientes da amostra de homens e de mulheres. Os resultados foram próximos, com a porcentagem do gap de gênero explicado pelas variáveis do modelo ficando entre 64,1% e 76,4% no caso de IA moderada ou grave e entre 29,1% e 37,4% no caso de IA geral. A diferença na situação matrimonial manteve-se como principal fator que associado ao gap. A diferença de renda também foi significativa nos casos de IA geral, mas pouco expressiva nos casos de IA moderada ou grave.

5 DISCUSSÃO

5.1 Contextualização dos resultados

Nesta seção estruturou-se uma comparação dos resultados encontrados com aqueles disponíveis na literatura nacional e internacional sobre insegurança alimentar e gênero.

A estimação do modelo logit indicou que domicílios chefiados por mulheres têm maior probabilidade de estar em insegurança alimentar do que domicílios chefiados por homens, mesmo quando controlado por outros fatores associados ao estado de segurança alimentar. Não foi encontrado nenhum estudo semelhante que utilizou os mesmos dados, POF 2017-2018, além de Hoffman (2021), mas este não incluiu a variável de gênero no modelo logit para insegurança alimentar.

Estudos que se basearam em levantamentos de dados anteriores (PNAD 2004, 2009 e 2013) para investigar os determinantes da insegurança alimentar no Brasil também encontraram coeficientes significativos para a *dummy* de gênero, em detrimento das mulheres. É o que foi reportado em Hoffman (2008, 2015) a partir de modelos logit, em Costa et al (2014) também com modelos logit e em Marin-Leon et al (2011) a partir de regressão múltipla de Poisson.

Já em Sousa et al (2019), o coeficiente da *dummy* de gênero não foi significativo no modelo logit para insegurança alimentar durante a crise de 2014-2017 no Brasil. Essa parte do estudo, diferentemente dos artigos anteriormente citados, baseia-se em dados da *Gallup World Pool* para os anos de 2015, 2016 e 2017. Essa base utiliza um modelo simplificado de determinação da EBIA, calculado a partir de 8 perguntas ao invés de 14, e coleta informações de uma amostra menor que a PNAD e a POF.

Enquanto no Brasil pode-se concluir com robustez que as mulheres enfrentam maior probabilidade de insegurança alimentar do que os homens, os estudos a nível internacional apresentam resultados mais heterogêneos. Grimaccia e Naccarato (2020) defendem, a partir de um modelo de logit ordenado, que as mulheres são mundialmente mais afetadas pela insegurança alimentar, com destaque para esse problema na Europa e nas Américas, enquanto que na África, Ásia e Oceania a *dummy* de gênero não foi significativa. Em análise sobre a diferença da prevalência de insegurança alimentar entre homens e mulheres, Broussard (2019) também encontrou um gap de gênero significativo em detrimento das mulheres na maior parte do mundo, em específico na Europa, Ásia Meridional, América Latina, América do Norte e África, enquanto que na Oceania, Sudeste Asiático e Ásia Oriental esse gap não foi significativo. Por outro lado, Dercon e Singh (2013) defendem que, em países subdesenvolvidos

ou em desenvolvimento, quando há um diferencial de gênero em insegurança alimentar entre crianças, é mais provável que essa diferença favoreça as meninas.

Em relação aos efeitos de características socioeconômicas sobre o gap de gênero, o presente estudo identificou, a partir de análises dos efeitos marginais do modelo logit para valores específicos das variáveis explicativas, que esse diferencial é maior entre os mais pobres, com menor grau de instrução e na faixa dos 30 a 50 anos. Porém, quando realizada a decomposição de Blinder-Oaxaca, apenas as diferenças de renda e estado matrimonial entre homens e mulheres mostraram-se relevantes para explicar o gap de gênero em insegurança alimentar, enquanto as diferenças em grau de escolaridade foram pouco expressivas.

No Brasil, há poucos estudos no campo da economia que avaliam a questão de gênero atrelada a insegurança alimentar para que esses resultados sejam comparados. De uma perspectiva internacional, Grimaccia e Naccarato (2020), utilizam regressões logísticas para mostrar que a educação é o principal driver que poderia mitigar as diferenças de gênero em insegurança alimentar na Europa. Já o artigo de Broussard (2019) baseado na decomposição de Blinder-Oaxaca corrobora parcialmente com os resultados encontrados neste estudo, ao encontrar que, para a América Latina, a diferença de renda entre homens e mulheres é o principal fator que explica o gap de gênero em insegurança alimentar, mas não reportam efeito significativo para o estado matrimonial.

5.2 Contexto da COVID-19

Estudar as diferenças de gênero em insegurança alimentar torna-se ainda mais urgente no contexto de pandemia da COVID-19, que despertou não somente os agravos sanitários, mas também uma profunda crise econômica. Especula-se que os impactos negativos da crise afetem as mulheres mais intensamente, devido a fragilização de setores que concentram parcela significativa dos empregos ocupados por elas, como educação e restaurantes, além do aumento da carga de trabalho doméstico, que tipicamente recai sobre a figura feminina (ALON et al., 2020).

A pandemia causada pelo novo Coronavírus fez com que a maioria das pessoas passasse a realizar todas as refeições em casa, gerando uma maior demanda de preparação dos alimentos que, na maioria das vezes, é responsabilidade das mulheres. De acordo com um estudo da Fundação Oswaldo Cruz (FIOCRUZ) (2020 apud FERREIRA et al., 2021), durante a pandemia, 26,4% das mulheres experienciou aumento do trabalho doméstico, mais que o dobro dos homens, 13,1%. Essa mudança na rotina também impactou os hábitos alimentares. De

acordo com os dados apresentados por Bianconi et al (2020) em pesquisa feita com mulheres, 40% delas responderam que a pandemia colocou em risco o sustento da casa devido a diminuição do orçamento familiar, tendo como consequência a adaptação das práticas alimentares à nova restrição orçamentária. Em função da sobrecarga e da redução de renda disponível, muitas mulheres se viram obrigadas a recorrer a alimentos ultraprocessados, prejudiciais a Segurança Alimentar e Nutricional da família.

Além disso, o presente estudo identificou a renda como principal fator associado a insegurança alimentar e como um potencial mitigador da desigualdade e gênero em insegurança alimentar. Assim, a queda da renda do brasileiro durante a pandemia apresenta ameaças gigantescas a SAN e pode aumentar ainda mais o gap de gênero. Uma pesquisa da FGV Social sobre a desigualdade de impactos trabalhistas na pandemia demonstrou que a renda individual média dos brasileiros em setembro de 2021 estava -9,4% abaixo do nível do final de 2019. Essa perda foi desigual entre a população, sendo que os principais perdedores foram moradores do Nordeste (-11,4%) e mulheres com filhos (-10,35%), que já apresentavam maior probabilidade de insegurança alimentar, e idosos com 60 anos ou mais (-14,2%) (NERI, 2021).

Apesar de não ser o foco do presente estudo, cabe destacar que a pandemia da COVID-19 afetou não somente a dimensão da insegurança alimentar de acesso a alimentos, mas também a dimensão da disponibilidade. No primeiro semestre de 2020, a variação do IPCA do grupo de Alimentos e bebidas foi de 4,09%, ficando atrás somente de Educação (4,54%), enquanto a variação do índice geral foi de 0,10%. A inflação de alimentos atinge mais intensamente a população com menor renda, cujo dispêndio com alimentação é relativamente mais alto que o de outras camadas sociais. Como consequência, pode ocorrer diminuição da quantidade de alimentos adquirida ou a substituição daqueles com maior pelos com menor qualidade nutricional, agravando a situação de insegurança alimentar (BACCARIN; OLIVEIRA, 2021).

Porém, é possível que algo positivo floresça nesse contexto tão infesto. Wenham et. al (2020) sugerem que o isolamento social, o trabalho remoto e o aumento do convívio em família gerem, enfim, o reconhecimento do peso do trabalho doméstico. Como consequência, deve ser admitido que as mulheres carregam esse peso de forma desproporcional aos seus pares homens e pensada uma forma de como reconhecer isso economicamente. Para mais, deve ser reforçada a ideia de que os homens devem compartilhar os deveres domésticos e parentais de forma igualitária, podendo refletir no mercado de trabalho com padrões de trabalho mais flexíveis. Se tais práticas forem de fato adotadas, é possível que no médio prazo perceba-se impactos positivos sobre a segurança alimentar das famílias e, em especial, das mulheres.

5.3 Limitações

A principal limitação prende-se a unidade de análise do estudo, o domicílio. Optou-se por seguir com essa unidade devido à natureza dos dados coletados pelo IBGE na POF 2017-2018, que coleta as questões para o cálculo da medida de insegurança alimentar tendo como base os domicílios. Todavia, ter dados sobre a percepção de insegurança alimentar diretamente para cada indivíduo permitiria uma maior validade externa das análises sobre diferenças de gênero na experiência de insegurança alimentar.

Outra limitação é o possível viés inerente às respostas da POF. É possível que mulheres tenham maior disposição a responder as perguntas relacionadas à EBIA de forma afirmativa do que os homens, seja pela sua maior proximidade com a alimentação da família, seja pelo perfil mais resistente e orgulhoso de seus parceiros homens.

6 CONCLUSÃO

A insegurança alimentar, seja ela em sua forma mais branda, quando inicia-se a preocupação com uma possível falta de alimentos, ou em sua forma mais grave, quando os indivíduos efetivamente experenciam fome, ainda é um problema severo no Brasil, afetando milhares de famílias. Estudar esse fenômeno tornou-se ainda mais necessário com a pandemia da COVID-19, que, ao desencadear uma crise sanitária e econômica, impactou negativamente as dimensões de disponibilidade e acesso dos alimentos.

O desenvolvimento desta monografia possibilitou uma análise conjunta das questões de insegurança alimentar e desigualdade de gênero. Mesmo depois de décadas de luta pelos direitos das mulheres, elas ainda se encontram em desvantagem de renda e escolaridade em relação aos homens e continuam ocupando o papel principal nas atividades domésticas, muitas vezes tendo que conciliá-lo com o trabalho remunerado em uma dupla-jornada. O presente estudo evidenciou que essa desigualdade se estende para a dimensão da Segurança Alimentar e Nutricional. As análises com dados da POF 2017-2018 indicaram que a prevalência de insegurança alimentar é maior entre domicílios chefiados por mulheres. Além disso, também permitiram identificar em quais grupos essa desigualdade de gênero é maior e quais são os possíveis caminhos para mitigá-la.

Ao estimar modelos logit para a probabilidade de insegurança alimentar separadamente para homens e mulheres, verificou-se que os fatores associados a insegurança alimentar são os mesmos para ambos os grupos, sendo os principais renda, escolaridade, cor ou raça e estado matrimonial. Especificamente, tanto para domicílios chefiados por homens quanto para domicílios chefiados por mulheres, ser preto ou pardo, com baixo grau de instrução, com RDPC entre os quintis mais baixos e não estar casado, indicam maior suscetibilidade a insegurança alimentar em todos os graus.

Ainda assim, a diferença de gênero em insegurança alimentar não é homogênea. A partir de análises dos efeitos marginais para valores específicos das variáveis explicativas, foi identificado que o gap de gênero é quase o dobro entre a população do menor quintil de renda, quando comparada com o quintil mais rico. Uma relação inversa com o gap de gênero também foi observada no grau de instrução do chefe de domicílio, ou seja, o gap não é tão grande entre aqueles com ensino superior completo, mas cresce à medida que o grau de escolaridade diminui. Já a relação entre o gap de gênero e a idade da pessoa de referência assumiu um formato parabólico, sendo a distância da probabilidade de insegurança alimentar entre homens e mulheres

maximizada entre os 30 e 50 anos, aproximadamente, que corresponde ao auge da idade produtiva e inserção no mercado de trabalho.

Para mais, empregou-se a técnica de decomposição de Blinder-Oaxaca para verificar o quanto desse diferencial de gênero poderia ser explicado por diferenças de gênero em fatores observáveis como renda e escolaridade, e o quanto seria explicado por características não mensuráveis, inclusive discriminação. A hipótese de discriminação contra as mulheres não pode ser descartada. No entanto, o estudo não mensurou com exatidão o quanto que o gap de gênero em insegurança alimentar é explicado por essa discriminação. É possível que corresponda a até 24,5% nos casos de insegurança alimentar moderada e grave e até 52,0% quando se consideram todos os graus de insegurança alimentar.

Em relação a porção do gap de gênero que é explicado por diferenças de gênero nas características observadas, verificou-se que grande parte está associada a diferenças no estado matrimonial de homens e mulheres. Assim, existem razões para se acreditar que não possuir um cônjuge é um fator de risco para insegurança alimentar, especialmente para mulheres. Novas pesquisas podem ser realizadas para investigar essa questão mais a fundo, incluindo também a análise de insegurança alimentar entre mães solteiras e a discussão sobre a dependência financeira das mulheres em relação aos seus parceiros. As diferenças de renda também foram significativas, mas, ao contrário do esperado, as diferenças de escolaridade entre homens e mulheres foram pouco relevantes para explicar o gap de gênero em insegurança alimentar.

Todas as análises citadas foram realizadas separadamente para domicílios apresentando qualquer grau de IA e domicílios apresentando apenas IA moderada ou grave. A comparação dos resultados obtidos com as duas subamostras é importante, dada a subjetividade da EBIA, indicador utilizado para mensurar a situação de segurança alimentar dos domicílios. É possível que as análises contendo apenas domicílios em IA moderada ou grave sejam mais adequadas para se estudar a desigualdade de gênero em insegurança alimentar, dado que casos de IA leve estão mais sujeitos a estarem enviesados pela subjetividade do indicador.

O presente estudo contribuiu para uma análise detalhada de um aspecto ainda pouco estudado na literatura de insegurança alimentar no campo da economia, a questão de gênero. Os resultados indicaram com robustez que existe desigualdade de gênero quando se trata de insegurança alimentar no Brasil e é possível que parte dessa desigualdade esteja associada à discriminação contra as mulheres.

Referências bibliográficas

- ALON, T. et al. The Impact of Covid-19 on Gender Equality. **National Bureau of Economic Research**, v. 26947, 2020.
- BACCARIN, J. G.; OLIVEIRA, J. A. DE. Inflação de alimentos no Brasil em período da pandemia da Covid 19, continuidade e mudanças. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 28, n. 16, p. 1–14, 2021.
- BIANCONI, G. et al. **Sem parar: o trabalho e a vida das mulheres na pandemia. Gênero e Número**. [s.l: s.n.].
- BLINDER, A. Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436–455, 1973.
- BROUSSARD, N. H. What explains gender differences in food insecurity? **Food Policy**, v. 83, n. January, p. 180–194, 2019.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; ROSALINO, J. W. Estreitamento dos Diferenciais de Salários e Aumento do Grau de Discriminação: Limitações da Mensuração Padrão? **Planejamento e Políticas Públicas**, p. 195–222, 2009.
- CAMELO, R. D. S.; CÉSAR, C.; SAIANI, S. Alimentação, Nutrição e Saúde em Programas de Transferência de Renda: Evidências para o Programa Bolsa Família. **EconomiA**, v. 10, n. 4, p. 685–713, 2009.
- CAMPÊLO, G.; FRANÇA, J.; MARINHO, E. Impacts Of Malnutrition On Labor Productivity: Empirical Evidences In Rural Brazil. **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia**, 2016.
- CAMPOS, J. M. et al. Gender, food and nutrition security and vulnerability: The thousand women program in focus. **Ciencia e Saude Coletiva**, v. 25, n. 4, p. 1529–1538, 2020.
- CECCINI, S.; ATUESTA, B. Programas de transferencias condicionadas: Balance de la experiencia reciente en América Latina y el Caribe. **CEPAL - Serie Políticas Sociales**, v. 224, 2017.
- COSTA, L. V. et al. Fatores associados à segurança alimentar nos domicílios brasileiros em 2009. **Economia e Sociedade**, v. 23, n. 2, p. 373–394, 2014.
- DE SOUSA, L. R. M. et al. Food security status in times of financial and political crisis in Brazil. **Cadernos de Saude Publica**, v. 35, n. 7, p. 1–13, 2019.
- DERCON, S.; SINGH, A. From Nutrition to Aspirations and Self-Efficacy: Gender Bias over Time among Children in Four Countries. **World Development**, v. 45, p. 31–50, 2013.
- DOS SANTOS, T. G. et al. Tendência e fatores associados à insegurança alimentar no Brasil: Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2004, 2009 e 2013. **Cadernos de Saude Publica**, v. 34, n. 4, p. 1–17, 2018.
- FAIRLIE, R. W. No The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-employment. **Journal of Labor Economics**, v. 17, n. 1, p. 80–108, 1999.

FAIRLIE, R. W. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. **Journal of Economic and Social Measurement**, v. 30, n. 4, p. 305–316, 2005.

FAO et al. **The State of Food Security and Nutrition in the World 2020. Transforming food systems for affordable healthy diets**. Rome: FAO, 2020.

FERREIRA, C. et al. Trabalhos domésticos e segurança alimentar e nutricional da família: uma questão do gênero feminino? **Semear: Revista de Alimentação, Nutrição e Saúde**, v. 2, n. 2, p. 2020–2022, 2021.

GALINDO, E. et al. Efeitos da pandemia na alimentação e na situação da segurança alimentar no Brasil. **Food for Justice Working Paper Series**, n. 4, p. 1–56, 2021.

GALLER, J. R. et al. Infant malnutrition is associated with persisting attention deficits in middle adulthood. **Journal of Nutrition**, v. 142, n. 4, p. 788–794, 2012.

GOLDANI, A. M. **Famílias e Gêneros : Uma proposta para avaliar (des) igualdades .** Anais do XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais. **Anais...**2000

GRIMACCIA, E.; NACCARATO, A. Food Insecurity Individual Experience: A Comparison of Economic and Social Characteristics of the Most Vulnerable Groups in the World. **Social Indicators Research**, v. 143, n. 1, p. 391–410, 2019.

GRIMACCIA, E.; NACCARATO, A. Food Insecurity in Europe: A Gender Perspective. **Social Indicators Research**, 2020.

HOFFMANN, R. Determinantes da Insegurança Alimentar no Brasil : Análise dos Dados da P NAD de 2004 . Determinants of Food Insecurity in Brazil : Analysis of Data from a 2004 National Survey . **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 15, n. 1, p. 49–61, 2008.

HOFFMANN, R. Brasil, 2013: mais segurança alimentar. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 21, n. 2, p. 422, 2015.

HOFFMANN, R. Insegurança Alimentar no Brasil após crise, sua evolução de 2004 a 2017-2018 e comparação com a variação da pobreza. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 28, 2021.

IBGE. **Pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018**. Rio de Janeiro, RJ: [s.n.].

IBGE. Pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018: análise da segurança alimentar no Brasil. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**, p. 22, 2020.

KEPPLE, A. W.; SEGALL-CORRÊA, A. M. Conceptualizing and measuring food and nutrition security. **Ciencia e Saude Coletiva**, v. 16, n. 1, p. 187–199, 2011.

MARIN-LEON, L. et al. Bens de consumo e insegurança alimentar: Diferenças de gênero, cor de pele autorreferida e condição socioeconômica. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 14, n. 3, p. 398–410, 2011.

NERI, M. **Desigualdade de Impactos Trabalhista na Pandemia.FGV Social**. Rio de Janeiro, RJ: [s.n.]. Disponível em: <<https://cps.fgv.br/DesigualdadePandemia>>.

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. **International economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693–709, 1973.

OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. On discrimination and the decomposition of wage differentials. **Journal of Econometrics**, v. 61, n. 1, p. 5–21, 1994.

OLIVEIRA LIMA, A. C.; VIEIRA LIMA, R. S.; AUGUSTA DA SILVA, J. M. Gênero Feminino, Contexto Histórico E Segurança Alimentar. **DEMETRA: Alimentação, Nutrição & Saúde**, v. 11, n. TEMATICO, p. 789–802, 2016.

PENSSAN, R. Insegurança Alimentar e Covid-19 no Brasil 1. **Rede PENSSAN.**, 2021.

PÉREZ-ESCAMILLA, R.; SEGALL-CORRÊA, A. M. Food insecurity measurement and indicators. **Revista de Nutricao**, v. 21, n. SUPPL., p. 15–26, 2008.

SALLES-COSTA, R. et al. Food Insecurity Increases in Brazil from 2004 to 2018: Analysis of national surveys. **medRxiv**, 2020.

SANTOS, L. A. DOS. **Bolsa Família Program Impact on the composition of Brazilians families' expenditures**. [s.l.] NOVA – School of Business and Economics (Portugal) & Insper (Brasil), 2017.

SCORZAFAVE, L. G.; PAZELLO, E. T. Using normalized equations to solve the indetermination problem in the Oaxaca-Blinder decomposition: An application to the gender wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 4, p. 535–548, 2007.

SMITH, M. D.; RABBITT, M. P.; COLEMAN- JENSEN, A. Who are the World's Food Insecure? New Evidence from the Food and Agriculture Organization's Food Insecurity Experience Scale. **World Development**, v. 93, p. 402–412, 2017.

WEBB, P. et al. Measuring Household Food Insecurity : Why It ' s So Important and Yet So. **The Journal of Nutrition**, v. 136, n. 2, p. 1404S-1408S, 2006.

WENHAM, C.; SMITH, J.; MORGAN, R. Covid-19 is an opportunity for gender equality within the workplace and at home. **The BMJ**, v. 369, n. April, p. 19–20, 2020.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. Fifth Edit ed. Manson: Cengage Learning, 2012.

XANDER RUSSO, L.; DIAS, J. O Estado de Saúde Individual e as Diferenças Salariais no Brasil em 2003 e 2008. **Revista de Economia**, v. 41, n. 2, p. 79–98, 2017.

APÊNDICE A – DIFERENÇAS DE GÊNERO NA INSEGURANÇA ALIMENTAR

Tabela 10 - Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por nível de instrução da pessoa de referência, Brasil, 2017-2018

Nível de instrução	IA moderada ou grave		IA geral	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Nenhum ou EF incompleto	1,73	0,01	6,01	0,01
EF completo	1,42	0,01	5,88	0,01
EM completo	1,29	0,01	5,74	0,01
ES completo	0,85	0,01	5,10	0,01

Fonte: Elaborado pela autora

Tabela 11 – Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por quintil de renda domiciliar per capita, Brasil 2017-2018

Quintil de RDPC	IA moderada ou grave		IA geral	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
1º	2,45	0,01	6,84	0,01
2º	1,78	0,01	6,75	0,01
3º	1,39	0,01	6,42	0,01
4º	1,09	0,01	5,73	0,01
5º	0,63	0,00	3,78	0,01

Fonte: Elaborado pela autora

Tabela 12- Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por idade da pessoa de referência, Brasil, 2017-2018

Idade	IA moderada ou grave		IA geral	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
18	1,24	0,01	5,65	0,01
23	1,34	0,01	5,74	0,01
28	1,43	0,01	5,80	0,01
33	1,50	0,01	5,84	0,01
38	1,55	0,01	5,86	0,01
43	1,57	0,01	5,86	0,01
48	1,58	0,01	5,85	0,01
53	1,56	0,01	5,82	0,01
58	1,51	0,01	5,76	0,01
63	1,45	0,01	5,68	0,01
68	1,37	0,01	5,57	0,01
73	1,26	0,01	5,42	0,01

Fonte: Elaborado pela autora

Tabela 13- Diferença da probabilidade de insegurança alimentar para domicílios chefiados por homens e por mulheres, em p.p., por região, Brasil, 2017-2018

Região	IA moderada ou grave		IA geral	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Norte	2,01	0,01	6,23	0,01
Nordeste	1,69	0,01	6,10	0,01
Sudeste	1,32	0,01	5,84	0,01
Sul	0,98	0,01	5,04	0,01
Centro-Oeste	1,58	0,01	5,96	0,01

Fonte: Elaborado pela autora

APÊNDICE B – DECOMPOSIÇÃO NÃO LINEAR DO GAP DE GÊNERO

Tabela 14- Decomposição não linear do gap de gênero em insegurança alimentar,
Coeficientes: Homens e Mulheres

	Especificação			
	Homem		Mulher	
	IA moderada e grave	IA Geral	IA moderada e grave	IA Geral
Prevalência de IA				
PR Homem	0,1063	0,3322	0,1063	0,3322
PR Mulher	0,1506	0,4155	0,1506	0,4155
Gap entre mulher/homem	-0,0443	-0,0833	-0,0443	-0,0833
Contribuições de gênero				
Diferenças em:				
Idade (categorias)	0,0001*** (0,0000) 0%	0,0017*** (0,0000) -7%	-0,0006*** (0,0000) 2%	0,0017*** (0,0000) -5%
Cor/Raça (categorias)	-0,0037*** (0,0000) 11%	-0,0042*** (0,0000) 17%	-0,0021*** (0,0000) 7%	-0,0024*** (0,0000) 8%
Instrução (categorias)	0,0002*** (0,0000) -1%	0,0022*** (0,0000) -9%	-0,0001*** (0,0000) 0%	0,0027*** (0,0000) -9%
Casado	-0,0269*** (0,0001) 80%	-0,0145*** (0,0001) 60%	-0,0180*** (0,0001) 63%	-0,0203*** (0,0001) 65%
Quintil de RDPC (categorias)	0,0011*** (0,0000) -3%	-0,0053*** (0,0000) 22%	-0,0009*** (0,0000) 3%	-0,0056*** (0,0000) 18%
Nº de moradores (categorias)	-0,0008*** (0,0000) 2%	0,0006*** (0,0000) -2%	-0,0007*** (0,0000) 2%	0,0017*** (0,0000) -5%
Presença de criança	0,0001*** (0,0000) 0%	0,0002*** (0,0000) -1%	-0,0001*** (0,0000) 0%	-0,0001*** (0,0000) 0%
Presença de idoso	0,0016*** (0,0000) -5%	0,0028*** (0,0000) -12%	0,0022*** (0,0000) -8%	0,0019*** (0,0000) -6%
Bolsa Família	-0,0053*** (0,0000) 16%	-0,0077*** (0,0000) 32%	-0,0082*** (0,0000) 29%	-0,0107*** (0,0000) 34%
Todas as variáveis	-0,0338 76,36%	-0,0243 29,13%	-0,0284 64,11%	-0,0312 37,45%

Fonte: Elaborado pela autora

Notas:

Erro padrão em parênteses

Porcentagens indicam o quanto do gap de gênero está relacionado com diferenças em cada variável

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1