

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
CENTRO SOCIOECONÔMICO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS  
CIÊNCIAS ECONÔMICAS

CAIO DE MIRANDA ROCHA

**O ACESSO A CRECHES E AS ESCOLHAS DE FECUNDIDADE: UMA  
ANÁLISE DAS TRABALHADORAS FORMAIS ENTRE 2012 E 2019**

Florianópolis

2024

Caio de Miranda Rocha

**O ACESSO A CRECHES E AS ESCOLHAS DE FECUNDIDADE: UMA  
ANÁLISE DAS TRABALHADORAS FORMAIS ENTRE 2012 E 2019**

Trabalho de Conclusão do Curso de Graduação em Ciências Econômicas do Centro Socioeconômico da Universidade Federal de Santa Catarina como requisito para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Francis Carlo Petterini Lourenço, Dr.

Florianópolis

2024

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,  
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da  
UFSC.

Rocha, Caio de Miranda

O ACESSO A CRECHES E AS ESCOLHAS DE FECUNDIDADE: UMA  
ANÁLISE DAS TRABALHADORAS FORMAIS ENTRE 2012 E 2019 / Caio  
de Miranda Rocha ; orientador, Francis Carlo Petterini  
Lourenço, 2024.

54 p.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) -  
Universidade Federal de Santa Catarina, Centro  
Socioeconômico, Graduação em Ciências Econômicas,  
Florianópolis, 2024.

Inclui referências.

1. Ciências Econômicas. 2. Economia da Fecundidade. 3.  
População Brasileira. 4. Educação Infantil. I. Lourenço,  
Francis Carlo Petterini. II. Universidade Federal de Santa  
Catarina. Graduação em Ciências Econômicas. III. Título.

Caio de Miranda Rocha

**O acesso a creches e as escolhas de fecundidade: uma análise das trabalhadoras formais entre 2012 e 2019**

Florianópolis, 25 de junho de 2024.

O presente Trabalho de Conclusão de Curso foi avaliado e aprovado pela banca examinadora composta pelos seguintes membros:

Prof. Francis Carlo Petterini Lourenço, Dr.  
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Helberte João França Almeida, Dr.  
Universidade Federal de Santa Catarina

Victor Gabriel Antunes Buttignon, Dr.

Certifico que esta é a **versão original e final** do Trabalho de Conclusão de Curso que foi julgado adequado para obtenção do título de Bacharel em Economia por mim e pelos demais membros da banca examinadora.

---

Prof. Francis Carlo Petterini Lourenço, Dr.

Orientador

Florianópolis, 2024.

## AGRADECIMENTOS

Aos meus amigos, obrigado pelo companheirismo e amizade. Vocês foram o meu maior conforto nesta longa jornada. Seus sucessos e conquistas me inspiraram a não desistir.

Ao departamento de Economia e Relações Internacionais da UFSC e seus professores, agradeço pelos anos de instrução e mentoria, por acreditar na minha capacidade quando eu mesmo não acreditava. Agradeço especialmente o meu orientador Francis por sua paciência e direção a despeito da minha inconsistência.

À minha família, especialmente minha mãe, agradeço o seu apoio incondicional, muito além do que eu poderia imaginar.

## RESUMO

A transição demográfica é um fenômeno intrínseco ao desenvolvimento das sociedades. Recentemente, pode-se observar que as taxas de fecundidade têm se mantido abaixo do nível de reposição populacional, tanto em países desenvolvidos quanto naqueles em desenvolvimento. No Brasil, essa realidade se faz presente desde a primeira metade da década de 2000. Considerando que o envelhecimento populacional e a diminuição da população podem acarretar graves impactos no bem-estar econômico, esta pesquisa teve como objetivo investigar se o aumento do acesso a creches pode exercer influência positiva sobre as decisões reprodutivas das mulheres no Brasil – hipótese que tem resultados variados na literatura. Para analisar essa dinâmica, recorreu-se a dados sobre licença-maternidade do período de 2012 a 2019, fornecidos pelo sistema RAIS, além de informações sobre matrículas em creches provenientes dos microdados do Censo Escolar. Essas variáveis foram examinadas por meio de um modelo Probit, que utilizou variáveis demográficas de controle para mensurar o impacto do acesso à educação infantil na probabilidade das mulheres tirarem licença-maternidade. Os resultados obtidos foram inconsistentes e de baixa magnitude, tanto em âmbito nacional quanto regional, sugerindo que as políticas de educação infantil exercem influência limitada nas decisões de fecundidade das mulheres brasileiras em trabalho formal. Além disso, discute-se as limitações da *proxy* utilizada, as interações entre as variáveis de controle e a variável dependente, bem como outras políticas potenciais que poderiam auxiliar as mulheres brasileiras a conciliar carreira e vida familiar.

**Palavras-chave:** Economia da Fecundidade; População Brasileira; Educação Infantil.

## ABSTRACT

The demographic transition is a phenomenon intrinsic to the development of societies. Recently, it has been observed that fertility rates have remained below the population replacement level, in both developed and developing countries. In Brazil, this reality has been present since the first half of the 2000s. Considering that population aging and the decrease in population can have serious impacts on economic well-being, this research aimed to investigate whether increased access to daycare can have a positive influence on the reproductive decisions of women in Brazil—a hypothesis with varied results in the literature. To analyze this dynamic, data on maternity leave from the period of 2012 to 2019, provided by the RAIS system, and information on daycare enrollments from the Censo Escolar microdata were used. These variables were examined through a Probit model, with control demographic variables, to measure the impact of access to early childhood education on the probability of women taking maternity leave. The results obtained were inconsistent and of low magnitude, both nationally and regionally, suggesting that early childhood education policies have limited influence on the fertility decisions of Brazilian women in formal employment. In addition, the limitations of the proxy used, the interactions between the control variables and the dependent variable, as well as other potential policies that could help Brazilian women balance career and family life, are discussed.

**Keywords:** Economics of Fertility; Brazilian Population; Early Childhood Education.

**LISTA DE GRÁFICOS E FIGURAS**

<b>Gráfico 1.1 – Taxa de Fecundidade Total Brasileira, 1960 - 2021 .....</b>	<b>10</b>
<b>Gráfico 1.2 – Taxas de Fecundidade ao Redor do Mundo, 2021 .....</b>	<b>11</b>
<b>Gráfico 2.1 – Distribuição dos Nascimentos por Faixa Etária da Mãe .....</b>	<b>18</b>
<b>Gráfico 2.2 – Mudança Percentual da ASTFR entre 2000 e 2019 .....</b>	<b>19</b>
<b>Gráfico 2.3 – Normas Sociais e Penalização no Mercado de Trabalho .....</b>	<b>25</b>



**LISTA DE TABELAS**

<b>Tabela 1</b> – TFR por grupo de rendimento.....	20
<b>Tabela 2</b> – Efeito marginal médio de matrículas em creche.....	32
<b>Tabela 3</b> – Valor médio das variáveis independentes não binárias, Brasil .....	33
<b>Tabela 4</b> – Comparação Idade das Mães: Licença-maternidade e Nascimentos.....	36

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ASTFR – *Age Specific Total Fertility Rate*

FLFP – *Female Labor Force Participation*

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

OCDE – Organização para a Coordenação e Desenvolvimento Econômico

PNDS – Pesquisa Nacional da Demografia e Saúde da Mulher e da Criança

RAIS – Relação Anual de Informações Sociais

SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos

TFR – *Total Fertility Rate*

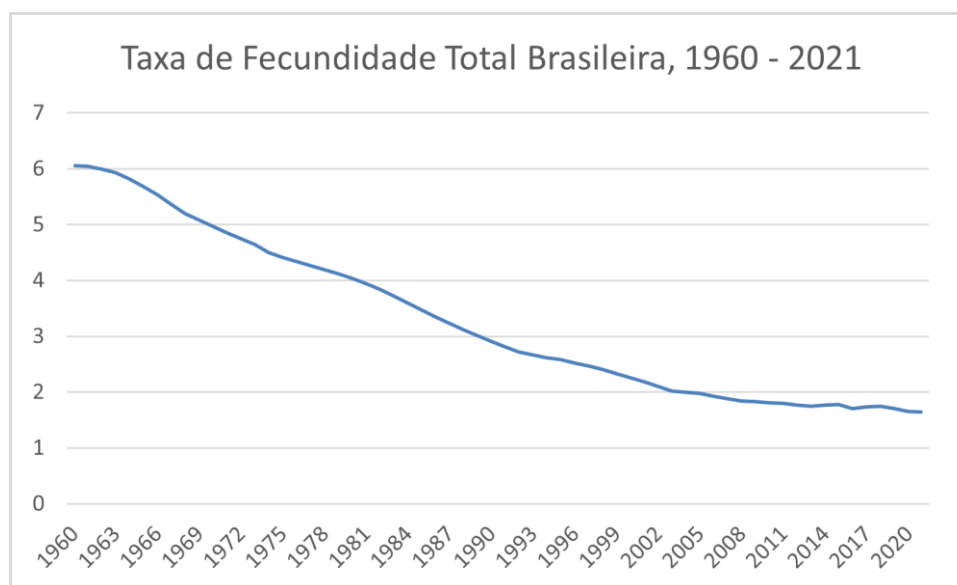
## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	<b>12</b>
1.2 OBJETIVOS .....	13
<b>1.2.1 Objetivo Geral</b> .....	<b>16</b>
<b>1.2.2 Objetivos Específicos</b> .....	<b>16</b>
1.3 JUSTIFICATIVA .....	16
<b>2. REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	<b>18</b>
2.1 A TRANSIÇÃO DEMOGRÁFICA.....	18
2.2 ECONOMIA DA FECUNDIDADE .....	24
<b>3. METODOLOGIA</b> .....	<b>31</b>
3.1 MODELO PROBIT E EFEITOS MARGINAIS .....	32
3.2 MODELO E VARIÁVEIS INDEPENDENTES .....	33
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	<b>35</b>
<b>5. CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	<b>41</b>
<b>6. REFERÊNCIAS</b> .....	<b>42</b>
<b>APÊNDICE</b> .....	<b>46</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Em dezembro de 2022, com a divulgação dos resultados preliminares do Censo Demográfico de 2022 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi publicada a notícia de que a população brasileira cresceu abaixo do esperado pelo instituto, crescimento esse que, naquele momento, estava estimada em 207 milhões de brasileiros – uma redução significativa do número de 213 milhões estimado em 2021 (Censo [...], 2023). Os resultados oficiais do censo, que começaram a ser divulgados em junho de 2023, surpreenderam os técnicos ao apresentar uma contagem ainda menor: o país continha 203 milhões de pessoas naquele momento, 10 milhões a menos do que era esperado (BOLZANI; MARTINS; MURARO, 2023).

A desaceleração maior do que era esperada para o crescimento da população brasileira pode ser explicada por uma miríade de razões – imigração, maior mortalidade devido à pandemia de Covid-19 –, mas o motivo central é a contínua redução da fecundidade das mulheres brasileiras. Segundo dados da *Population Division* da Organização das Nações Unidas (2022), a taxa de fecundidade total brasileira (Gráfico 1.1) está abaixo do nível de reposição populacional desde o ano de 2003 e continua em queda desde então.

**Gráfico 1.1 – Taxa de fecundidade total brasileira de 1960 - 2021**

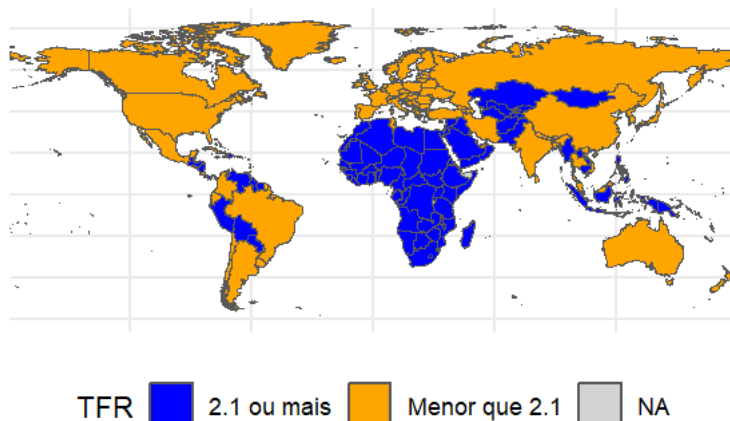
Fonte: Population Prospects (2022); Population Division, United Nations. Elaborado pelo autor.

O conceito de taxa de fecundidade total (ou *Total Fertility Rate*, TFR) vêm de estudos populacionais e informa o número de filhos que se espera que uma mulher tenha durante sua vida se apresentar o mesmo comportamento das mulheres em idade fértil (15-49 anos) presentes naquele momento. O nível de reposição é o valor calculado de filhos por mulher que uma sociedade deve possuir para manter sua população estável, desconsiderando variações migratórias, o que é estimado em 2,1 para países mais desenvolvidos e 2,3 para países menos desenvolvidos, sendo 2 para substituir a mulher e o respectivo homem e entre 0,1 e 0,3 para levar em conta o excesso de mortalidade (LUNDQUIST; ANDERTON; YAUKEY, 2015). Para efeitos da análise deste trabalho, o Brasil está no primeiro grupo de países mais desenvolvidos.

A TFR brasileira cruzou esse limiar de reposição há 20 anos e, segundo os últimos dados disponíveis (Gráfico 1.2), apresenta uma taxa de 1,64 em 2021. Deve-se notar que esse fenômeno não é unicamente brasileiro, pois, de fato, entre os 38 países membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), somente um está acima da taxa de reposição (Israel) e a maioria dos países de renda média também apresentam taxas abaixo do nível de estabilidade (ONU, 2022).

## Gráfico 1.2 – Taxas de fecundidade ao redor do mundo em 2021

### Taxa de Fecundidade Total, Mundo 2021



Fonte: Population Prospects (2022); Population Division, United Nations. Elaborado pelo autor.

Demógrafos, de modo geral, têm entendido a transição demográfica global da seguinte forma: desde a revolução industrial, primeiro entre os países desenvolvidos e no mais tardar entre os em desenvolvimento, sociedades passam por transições demográficas dividida em estágios, sendo primeiro uma redução de mortalidade causada por melhoras de saneamento, melhor nutrição e o avanço e acesso à medicina, o que resulta em um ‘boom’ populacional, seguida por uma redução da fecundidade explicada em parte pela redução da mortalidade infantil, urbanização, desenvolvimento e popularização de métodos anticoncepcionais e maior acesso feminino à educação, que suaviza o crescimento até a estabilização demográfica (GUINNANE, 2011; LUNDQUIST; ANDERTON; YAUKEY, 2015). Entretanto, no período contemporâneo, tem sido observado um possível novo estágio: declínio populacional causado por fecundidade insuficiente com o passar dos coortes mais velhos.

O declínio recente pode ser desconsiderado como simplesmente uma mudança de preferências, em que o aspecto familiar não é mais tão atraente para as sensibilidades modernas. No entanto, há motivos para duvidar, pelo menos em parte, dessa tese: a Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS), em 2006, como parte do seu questionário, perguntou às mulheres brasileiras em idade fértil qual seu número ideal de filhos, sendo que elas responderam em média 2,1 – a mesma pesquisa determinou que a TFR brasileira era 1,8 em 2006 (CARVALHO, 2010). Infelizmente, não há novas versões do levantamento da PNDS e não foi possível determinar outra fonte de fecundidade

desejada no Brasil, embora pesquisas da empresa Gallup sobre os EUA apontam também uma crescente discrepância entre fecundidade desejada e realizada entre as americanas (BRENAN, 2023). Se as mulheres modernas, tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento, não conseguem realizar sua fecundidade desejada, pode-se concluir que elas enfrentam algum tipo de restrição.

Doepke *et al.* (2022), em uma revisão da literatura recente sobre a economia da fecundidade, sugere que quatro possíveis restrições têm mais peso: penalização de mães e rigidez no mercado de trabalho, falta de apoio paterno na criação dos filhos e com cuidados domésticos, normas culturais e sociais sexistas e dificuldade em acesso à ‘*childcare*’.

O processo de redução da fecundidade em sociedades modernas ainda é pouco estudado no Brasil, particularmente dentro das ciências econômicas. O objetivo deste trabalho é fazer uma contribuição para o campo ao analisar um potencial relacionamento entre a fecundidade brasileira e o último item sugerido por Doepke *et al.* (2022): acesso à ‘*childcare*’.

Segundo a Constituição Federal (1988) e a Lei n. 9.394 (Brasil, 1996), que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, as políticas de educação infantil – organização, mantimento e desenvolvimento de creches e pré-escolas – são responsabilidade principal de governos municipais, o que resulta em grande heterogeneidade pelo país com governos municipais ofertando mais ou menos vagas de acordo com seu orçamento e prioridades locais. Entretanto, a Lei n. 12.796 (Brasil, 2013) estabeleceu a educação básica como obrigatória a partir dos 4 anos de idade; portanto, para melhor explorar a flexibilidade e as diferentes políticas municipais, este trabalho tem como foco a relação entre acesso a creches, que são ofertadas para crianças com 3 anos ou menos, e a fecundidade das mulheres brasileiras para averiguar se incentivos de ‘*childcare*’ são uma via promissora para possíveis políticas pró-natalistas no Brasil.

Este trabalho está dividido da seguinte maneira: 1) introdução para explicar os objetivos e motivações; 2) uma seção de revisão teórica dividida em dois capítulos: o primeiro apresenta a transição demográfica brasileira e o segundo faz uma revisão da literatura sobre economia da fecundidade; 3) uma seção metodológica que discute e justifica o método quantitativo, bem como os dados e *proxies* utilizados; 4) apresentação

dos resultados obtidos e discussão sobre suas implicações e limitações; e 5) considerações finais.

## 1.2 OBJETIVOS

### 1.2.1 Objetivo Geral

O objetivo geral deste trabalho é estimar como o acesso a creches em nível municipal influencia as decisões de fecundidade das mulheres brasileiras com emprego formal em áreas urbanas no período entre 2012 e 2019.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

Como objetivos específicos, citam-se:

- I. revisar a literatura acadêmica para compreender como economistas pensam sobre a variável de fecundidade e sua relação com o acesso à educação infantil;
- II. realizar um levantamento de dados secundários e estimar um modelo econométrico que relacione as variáveis de interesse;
- III. avaliar as implicações do modelo estimado para a população de interesse e discutir os limites da abordagem.

## 1.3 JUSTIFICATIVA

Em todo o mundo, as taxas de fecundidade estão em queda e a taxa brasileira tem estado abaixo do nível de estabilidade populacional, 2,1, desde 2003, continuando a diminuir desde então, com 1,64 em 2021 (ONU, 2022). Esse declínio poderá levar a um cenário de inversão da pirâmide etária e contração populacional sem precedentes na era moderna, com possíveis efeitos negativos significativos para o crescimento, os sistemas previdenciários, a prestação de serviços públicos e diversas outras instituições. Dentre as políticas públicas disponíveis aos governos, estão as políticas educacionais infantis, sendo o objetivo deste trabalho estimar se o uso dessas políticas, por meio de maior oferta de



vagas em creches, tem efeito positivo nas decisões de fecundidade da população. O mecanismo proposto da hipótese que será testada é bastante direto: maior acesso a creches reduz o custo de oportunidade em ter filhos e, portanto, as mulheres terão mais crianças.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 A TRANSIÇÃO DEMOGRÁFICA

No início da década de 1960, o Brasil se encontrava no mesmo espaço demográfico de muitos países subdesenvolvidos, com baixas taxas de urbanização, altas taxas de mortalidade e uma TFR em torno de 6 filhos por mulher – a idade mediana do país era de aproximadamente 18 anos, com 70 milhões de habitantes e mais da metade em áreas rurais. O crescimento populacional do país ao final da década, associado a uma redução das taxas de mortalidade, era vertiginoso: cerca de 3% ao ano (VASCONSCELOS; GOMES, 2012).

Com o passar da década, outras variáveis demográficas começaram a convergir com países desenvolvidos. Em 1970, a taxa de fecundidade, pela primeira vez na história registrada, ficou inferior a 6, embora ainda elevada com 5,8 filhos por mulher, sendo que a proporção de idosos (aqueles com 60 anos ou mais) ultrapassou 5% (VASCONSCELOS; GOMES, 2012).

As estatísticas do ano de 1980 demonstram as grandes transformações demográficas que ocorreram na década de 70: TFR caiu para 4,4 filhos por mulher, expectativa de vida ultrapassou 60 anos, dois terços da população (66%) habitavam áreas urbanas e a mortalidade infantil atingiu valores inferiores (83) a 100 por mil. Como consequência de décadas da diminuição da mortalidade e taxas de natalidade muito acima do nível de reposição, a população brasileira chegou a 119 milhões em 1980. As diminuições mais bruscas na mortalidade também acarretaram um leve envelhecimento da população – a idade mediana chegou em 20 anos e a redução da TFR também desacelerou o ritmo de crescimento populacional com uma média de 2,5% ao ano na década de 70 (VASCONSCELOS; GOMES, 2012).

Entre 1980 e 1991, a fecundidade brasileira continuou a cair, com o Censo de 1991 registrando 2,9 filhos por mulher. Parte desse declínio demográfico foi contido pela contínua queda da mortalidade infantil, à época registrada em 45,2 por cada mil crianças, mas as taxas de crescimento populações continuavam a indicar declínio, uma vez que a

população cresceu em média 1,9% entre 1980 e 1991 e a idade mediana do brasileiro atingiu 22 anos (VASCONSCÉLOS; GOMES, 2012).

A década de 90, por sua vez, apresentou uma suavização na diminuição da fecundidade brasileira. A TFR estava em 2,4 em 2000: uma queda de 17,2% em relação a 1991 (comparado a uma queda de 34,1% entre 1980 e 1991), possivelmente indicando uma estabilização próxima do nível de reposição. A esperança de vida no país ultrapassou 70 anos pela primeira vez e grandes avanços foram feitos no combate à mortalidade infantil, que caiu para 27,4 por cada mil crianças. Os sinais da transição de um país jovem para um país adulto aparecem nos dados demográficos: a idade mediana alcança 25 anos e o ritmo de crescimento populacional desacelera para 1,6% (VASCONSCÉLOS; GOMES, 2012).

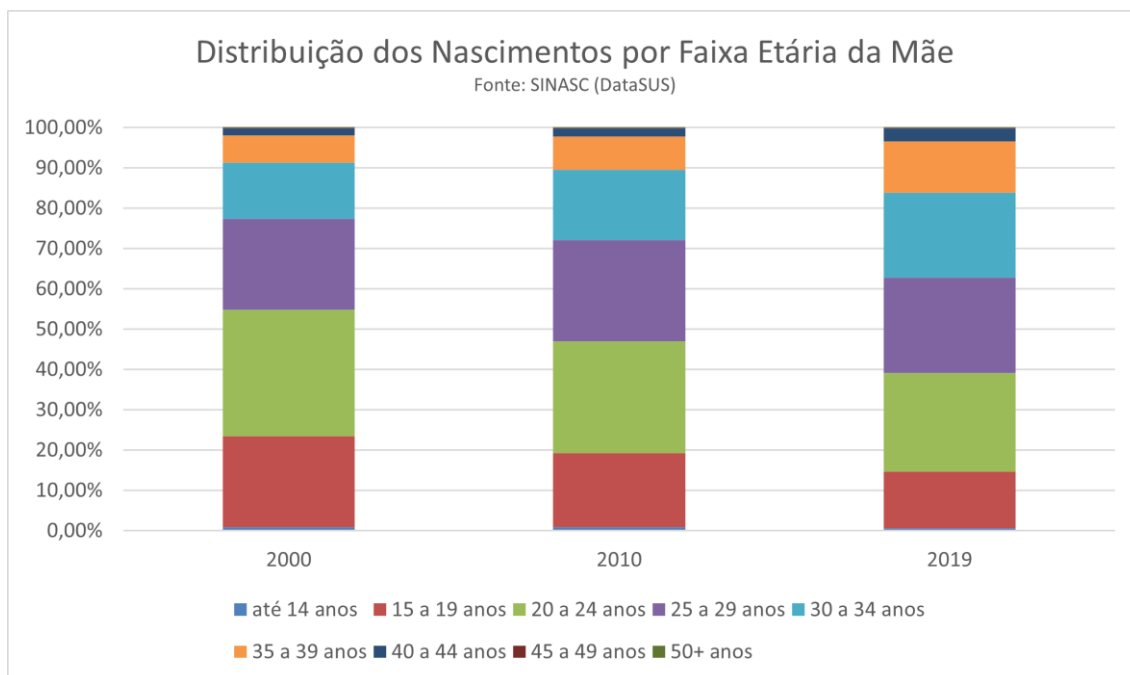
Entre 2000 e 2010, a questão demográfica brasileira tornou-se mais complicada. Segundo dados da ONU (2022), o Brasil passou o nível de reposição em 2003 quando a TFR atingiu 2,02, continuando em queda desde então. Aqui há uma divergência entre os números projetados pelo IBGE e pela *Population Division* da ONU, pois enquanto o primeiro indica que a TFR brasileira caiu somente para 1,9 em 2010 (IBGE, 2010), a projeção do último é de 1,81 para o mesmo ano (ONU, 2022). De qualquer forma, a queda da fecundidade brasileira abaixo dos níveis de reposição representa uma aceleração do envelhecimento populacional, evidente nos dados do Censo de 2010. A idade mediana do brasileiro atingiu 29 anos e a proporção de idosos na população ultrapassou 10%, com 10,8% da população com mais de 60 anos. Outro dado informativo é o índice de envelhecimento, que apontou a proporção de pessoas com mais de 60 anos para cada 100 pessoas com 15 anos ou menos, atingindo 44,8 em 2010, comparado a 15,9 em 1980 e 28,9 em 2000. A população brasileira conta com mais de 190 milhões de pessoas e o ritmo de crescimento diminuiu para 1,2% ao ano (VASCONSCÉLOS; GOMES, 2012).

As mudanças demográficas brasileiras foram apresentadas até aqui de forma homogênea, mas é importante notar as diferenças regionais no processo de transição. Na virada do milênio, a Região Norte apresentava uma TFR de 3,16, a maior do país, enquanto o Sudeste possuía a mais baixa, com 2,1 filhos por mulher. Esses contrastes são parcialmente explicados por diferentes taxas de urbanização e desenvolvimento econômico e continuam na década seguinte: a Região Norte é a única acima do nível de reposição em 2010, segundo o Censo Demográfico de 2010, com uma TFR de 2,47. No

último Censo, também é visível a diferença no envelhecimento das regiões, com o Sul e o Sudeste apresentando índices de envelhecimento acima de 50% e somente o Norte e o Centro-Oeste com menos de 10% da população acima dos 60 anos. Vasconcelos e Gomes (2012) apontam a convergência entre as regiões como um indício de que a taxa de fecundidade nacional ainda possui espaço para cair mesmo que estabilize nas regiões Sul e Sudeste.

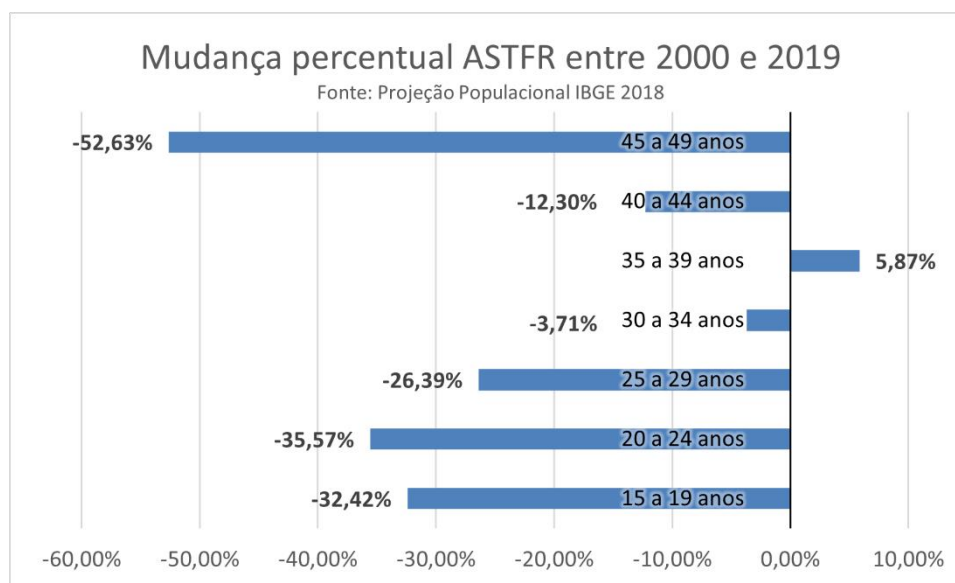
O entendimento principal da redução de fecundidade brasileira passa pelas explicações tradicionais de que todas as sociedades modernas desenvolvidas e em desenvolvimento atravessam: urbanização (84% dos brasileiros vivem em áreas urbanas em 2010) (IBGE, 2010), acesso à educação secundária e terciária para a população feminina, popularização, conscientização e distribuição de meios anticoncepcionais para mulheres entre 15 e 50 anos (PINHEIRO E FONTOURA, 2009). Entretanto, dentro da literatura de estudos populacionais, está implícita a suposição de que a redução da fecundidade nos coortes mais jovens seria repostada, ao menos em parte, quando esses grupos etários envelhecessem e chegassem na idade adulta (LEE, 2003; LUNDQUIST; ANDERTON; YAUKEY, 2015), uma suposição duvidosa, uma vez que é possível observar que a TFR brasileira continuou a cair (Gráfico 1.1). Portanto, é necessário avaliar o perfil etário das mães e dos nascimentos do Brasil no novo milênio após cair abaixo do nível de reposição para entender em quais grupos houve maior queda.

### **Gráfico 2.1 – Distribuição dos nascimentos por faixa etária da mãe**



Fonte: SINASC (DataSUS). Elaborado pelo autor.

Ao observar a distribuição dos nascimentos no Brasil por faixa etária da mãe (Gráfico 3.1), é possível observar que a tese de reposição na idade adulta possui algum mérito. Entre 2000 e 2019, a proporção de nascimentos por mulheres abaixo dos 25 anos caiu de 54,86% para 39,2% no último ano antes da pandemia de SARS-COVID-19, enquanto a proporção de nascimentos por mulheres com 30 anos ou mais subiu de 22,55% em 2000 para 37,13% em 2019. Esses dados indicam que as mulheres brasileiras estão postergando, mas não eliminando a própria fecundidade. Entretanto, há um porém: o Gráfico 2 não considera as mudanças dos tamanhos dos coortes etários ou a redução no número total de nascimentos.

**Gráfico 3.2 – Mudança percentual da ASTFR entre 2000 e 2019**

Fonte: Projeção Populacional IBGE, 2018. Elaborado pelo autor.

Quando a mudança nas ASTFR (taxas específicas de fecundidade por idade) é calculada, por meio da projeção populacional do IBGE (2018), é possível observar que o número relativo de nascimentos por idade esconde a queda absoluta dos nascimentos e o tamanho das faixas etárias. Embora a faixa de 30 a 34 anos passe a representar 20,96% dos nascimentos em 2019, de 13,91% em 2000, ainda houve uma leve queda de 3,71% na ASTFR do grupo (IBGE, 2018). Os grupos mais jovens confirmam a tendência de adiar a natalidade, mas as faixas mais velhas pouco apresentam sinais de sequer manterem os níveis de fecundidade do ano de 2000. Somente a faixa de 35 a 39 anos apresenta aumento em relação ao início do milênio, com um acréscimo de 5,87%, o que não surpreende que a fração de nascimentos representada pelo coorte quase dobra no período: de 6,74% para 12,78% dos nascimentos.

Infelizmente, o SINASC e a projeção populacional de 2018 só conseguem informar sobre o perfil etário das mães brasileiras. Todavia, se a análise for limitada entre 2000 e 2010, o censo demográfico pode trazer maiores esclarecimentos. A TFR por grupos de escolaridade é interessante: caiu entre os grupos com 0 a 8 anos de estudo (0-3 anos foi de 3,8 para 3,0; 4-8 foi de 2,8 para 2,6), mas subiu entre grupos com 9 anos ou mais (9 a 11 foi de 1,6 para 1,8; 12 ou mais de 1,1 para 1,2); embora o último dado seja encorajador, deve-se notar que a mudança na composição de escolaridade mais do que

compensou as melhoras no segundo grupo. Em 2000, mulheres com 8 anos ou menos de educação formal representavam 61,9% da população feminina, sendo as com mais de 9 anos 37,3%. Em 2010, os números foram invertidos, com o primeiro grupo com 42,1% e o segundo com 57,9% (GONZALEZ, 2015). O aumento da educação feminina no Brasil é um avanço a se comemorar, mas a fecundidade sofreu.

Entre os grupos salariais, não há sequer um aspecto positivo para análise:

**Tabela 1 – TFR por grupo de rendimento**

<b>Grupo Salarial</b>	<b>2000</b>	<b>2010</b>
Sem rendimento e até $\frac{1}{4}$ SM	4,6	3,3
$\frac{1}{4}$ a $\frac{1}{2}$ SM	3,2	2,6
$\frac{1}{2}$ a 1 SM	2,4	1,9
1 a 2 SM	1,8	1,3
2 a 3 SM	1,4	1,1
3 a 5 SM	1,3	1,1
5 ou mais SM	1,2	1,1

Fonte: Gonzalez, 2015. Dados do Censo Demográfico IBGE 2000 e 2010.

Em todos os grupos de renda, a fecundidade caiu na primeira década do milênio, principalmente entre os mais pobres.

O resultado dessas tendências é aparente nos dados do censo demográfico de 2022. A população brasileira cresceu nos últimos 12 anos no menor ritmo da história, com 0,52% ao ano (BOLZANI; MARTINS; MURARO, 2023). A idade média brasileira atingiu 35 anos, a porcentagem de idosos na população subiu 56% em comparação com 2010 e representou 15,6% dos brasileiros. O índice de envelhecimento chegou a 80 (GOMES; BRITTO, 2023) e a taxa de fecundidade continuou a cair, com a ONU (2022) estimando a TFR brasileira em 1,64 filhos por mulher em 2021.

Dada a queda generalizada da TFR no Brasil, que atravessa quase todas as idades e regiões, a crescente questão do envelhecimento populacional é de interesse nacional ao analisar abordagens teóricas sobre as escolhas de fecundidade e investigar se há alguma intervenção de política pública capaz de reverter a situação atual ou ao menos capaz de conter a queda.

## 2.2 ECONOMIA DA FECUNDIDADE

O primeiro economista a considerar a fecundidade uma variável econômica relevante foi Thomas Malthus no fim do século XVIII com a publicação de *An Essay on the Principle of Population* em 1798. O foco do estudo de Malthus era macroeconômico em natureza, preocupado com a ideia de a taxa crescimento populacional ultrapassar a taxa de produção de alimentos e levar a uma diminuição dos padrões de vida (LUNDQUIST; ANDERTON; YAUKEY, 2015). Ele enxergava o crescimento populacional como dependente de duas variáveis: a idade média de casamento e a frequência do coito. Assim, propunha o atraso no casamento e a abstinência sexual (BECKER, 1960). Essas ideias foram e ainda são influentes no imaginário popular, com teorias neomalthusianas sobre a ‘bomba populacional’ sendo notórias na segunda metade do século XX.

O diálogo sobre fecundidade como objeto de estudo no nível microeconômico, que analisa as escolhas e comportamentos no nível do “consumidor”, iniciou-se inspirado por Malthus com Gary Becker em 1960. Seu artigo *Economic Analysis of Fertility* argumenta que filhos trazem utilidade aos pais (“*psychic income*”) e assim podem ser analisados como bens de consumo. Becker começa sua análise ao assumir que há diferentes preferências por ter ou não filhos e que essas preferências irão determinar a estrutura das curvas de indiferença, mas dadas as preferências, a demanda por crianças será determinada por fatores relacionados à qualidade, renda e custos.

A questão da “qualidade” dos filhos é descrita como o quanto que é investido pela família na criança. Becker garante que o termo não tem implicações morais, mas sim que se a família gasta mais (quartos separados, escolas particulares, atividades extracurriculares etc.) com o filho, ela obtêm maior utilidade adicional (BECKER, 1960). De acordo com os fundamentos microeconômicos, quando a renda cresce, os consumidores consomem mais de um bem normal. Sobre isso, Becker argumenta que consumir mais não necessariamente significa gastar em mais unidades de um produto, mas pode implicar em consumir uma versão de maior qualidade do produto. Como a elasticidade renda-quantidade é geralmente menor do que a elasticidade renda-qualidade, se o “consumo” de crianças se comportar da mesma forma, um aumento de renda familiar



não precisa implicar em um maior número de crianças, mas em um maior investimento na ‘qualidade’ das crianças. Pereira (2021) resume esse primeiro trabalho da seguinte maneira:

Becker (1960) analisou a relação entre fecundidade e renda familiar, e com base nela introduziu na literatura a discussão do trade-off entre quantidade e qualidade na escolha dos pais quanto a decisão sobre o número de filhos. O autor descreve que os pais obtêm utilidade tanto na escolha da quantidade (número de crianças) quanto da qualidade das crianças (montante de gastos com cada criança, tal como investimentos em educação e saúde visando melhor qualidade de vida e bem-estar), e que esse trade-off depende do nível de renda familiar. Dessa forma, conclui que a elasticidade-renda da qualidade da criança (gastos por criança) deve ser alta, enquanto a elasticidade-renda da quantidade (número de crianças) deve ser baixa. Em outras palavras, à medida que aumenta o nível de renda das famílias, estas escolhem por investir mais na qualidade das crianças existentes, em detrimento a ter mais filhos. (PEREIRA, 2021, p.15)

Expandindo o conceito introduzido no primeiro artigo, Becker e Lewis (1973) examinaram como o *trade-off* entre a quantidade e a qualidade dos filhos é influenciado pelas restrições no orçamento familiar. Eles argumentaram que melhorar a qualidade (aumentando os gastos com cada filho) torna a opção por mais filhos mais onerosa. Inversamente, decidir por mais filhos encarece a possibilidade de melhorar a qualidade de vida de cada um, pois os custos com qualidade são cumulativos e a família pode hesitar em gastar mais em um filho do que no outro. Assim, nas decisões familiares sobre quantos filhos ter, quantidade e qualidade são vistas como fatores que se substituem, com a chance de se formar uma relação negativa entre renda e fecundidade.

Em contextos de restrições econômicas, famílias com menor renda podem tender a optar por ter mais filhos, pois os custos adicionais que podem arcar ao criar uma criança são relativamente baixos, principalmente o custo de oportunidade do potencial salarial em comparação com o benefício potencial de contar com o apoio na velhice ou no trabalho agrícola. Por outro lado, famílias com maior renda em áreas urbanas e com acesso a mais recursos tendem a investir mais em cada filho, buscando fortalecer ganhos futuros da criança. Assim, o dilema quantidade-qualidade destaca a complexa interação entre fatores econômicos, preferências familiares e restrições financeiras na determinação das escolhas reprodutivas. Novamente, Pereira (2021) sintetiza o segundo artigo:

A análise de Becker (1960) fica mais evidente com o trabalho realizado por Becker e Lewis (1973) que traz como argumento principal o fato de que a quantidade e a qualidade das crianças estão relacionadas à restrição orçamentária familiar. Uma implicação disso para Becker e Lewis (1973) é que se a qualidade da criança aumenta (mais gastos por criança), o aumento da quantidade (mais crianças) se torna mais caro. Por outro lado, se

a quantidade aumenta, o aumento da qualidade também se torna mais dispendioso, porque os gastos com a qualidade se acumulam para cada criança. Além disso, se a qualidade da criança for um bem normal, um aumento na renda aumentará a qualidade, mas o aumento da qualidade da criança faz aumentar o preço da quantidade. Dessa forma, o efeito líquido sobre a quantidade de crianças passa a ser uma combinação do efeito de renda positivo (se a quantidade de crianças for um bem normal) e um efeito de substituição negativo, podendo ter uma relação negativa entre renda e fecundidade. Os autores, portanto, observaram que a quantidade e a qualidade das crianças são substitutos na decisão sobre o número de filhos na família. (PEREIRA, 2021, p.17)

O dilema quantidade-qualidade é o principal fato estilizado na economia da fecundidade, sendo que as maiores demandas sociais e culturais pela qualidade das crianças são um fator essencial para compreender a redução da fecundidade em países ricos e em desenvolvimento após o acesso a métodos de controle de natalidade. As possíveis diminuições no custo da qualidade são um excelente ponto de partida para avaliar intervenções pró-natalistas (ROSENZWEIG, 1997).

Além do dilema, há outro vetor relevante para compreender as escolhas de fecundidade: custo de oportunidade, principalmente da mãe. A relação entre educação feminina, mercado de trabalho e fecundidade é um tema amplamente estudado pelos economistas. O principal custo associado à criação de filhos é o tempo necessário para cuidar deles (ROSENZWEIG, 1997). Tradicionalmente, devido a normas patriarcais sociais e históricas, a responsabilidade recaía sobre as mulheres, que se dedicavam à casa, aos filhos e trabalhos pouco qualificados enquanto os homens participavam do trabalho formal. No entanto, com o aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho e o potencial salarial crescente devido ao acesso à educação e à capacidade de ocupar espaços que antes eram exclusivamente masculinos, o custo de oportunidade em dedicar-se puramente ao trabalho doméstico e reprodutivo aumentou significativamente. Isso cria um dilema para as mulheres, pois o potencial salarial e seus catalisadores, como educação, entram em conflito com a decisão de ter filhos, mesmo quando elas os querem.

Galor e Weil (1996) criam um modelo de equilíbrio geral que relaciona fecundidade, salários femininos em relação aos masculinos e crescimento econômico. Dentro do modelo, o capital físico, que substitui o trabalho físico, é complementar ao trabalho feminino. Logo, quando há acumulação de capital e crescimento econômico, haverá uma redução da diferença entre os salários femininos e masculinos. Esse aumento relativo na compensação induz uma maior participação feminina no mercado de trabalho,

o que, por sua vez, exacerba o custo de oportunidade. Essa relação explica como o crescimento econômico causa uma redução da fecundidade (DOEPKE *et al.*, 2022).

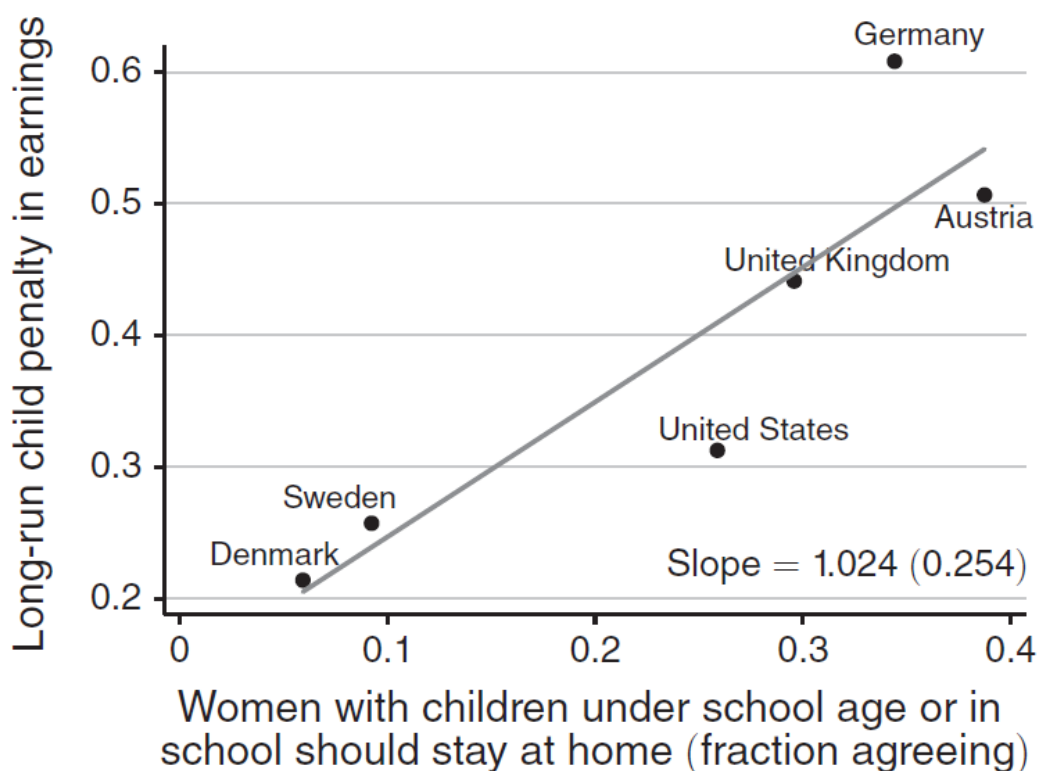
Em um dos poucos trabalhos brasileiros sobre economia da fecundidade, Pereira (2021) traz uma inovação para a análise brasileira: a distinção entre margem intensiva e extensiva de fecundidade. A primeira é a quantidade de filhos e a segunda a probabilidade de a mulher ter o primeiro filho. Com os dados do censo demográfico, a autora pesquisou os determinantes da fecundidade brasileira nas duas margens. De acordo com o restante da literatura anterior, ambas as margens caem quando o custo de oportunidade aumenta (o que é aproximado pelo nível de instrução da mulher). A contribuição surpreendente desta pesquisa é que transferências governamentais melhoram a fecundidade na margem extensiva: programas sociais não impactam o custo de oportunidade da mãe por ser renda não relacionada ao trabalho, mas eles garantem maiores oportunidades de investimento na criança (melhor ‘qualidade’, em termos beckerianos), o que aumenta a probabilidade de a mulher ter o primeiro filho.

Novas pesquisas vieram para apontar mudanças na relação entre as variáveis de fecundidade. Em uma revisão da literatura recente, Doepke *et. al* (2022) afirmam que embora o relacionamento negativo entre fecundidade e renda continua entre todos os países, com países desenvolvidos tendo menos crianças e países subdesenvolvidos tendo mais, o relacionamento desapareceu entre países desenvolvidos, com os mais ricos apresentando mais filhos do que aqueles no mesmo estágio de desenvolvimento, porém relativamente mais pobres. Outros relacionamentos enfraqueceram: educação e renda não mais preveem fecundidade reduzida em todos os países da OCDE, com os residentes nos decis mais ricos e educados apresentando fecundidade igual ou superior à dos cidadãos nos decis mais pobres e com menos anos de estudo. Algumas razões que apontam para a redução moderna da fecundidade incluem:

- **mercado de trabalho flexível:** Boca (2002) estima um modelo de oferta de trabalho e fecundidade para a Itália e chega à conclusão de que a inflexibilidade do mercado de trabalho é um fator que explica a baixa taxa de fecundidade italiana. Quando há mais empregos de meio período e/ou horários flexíveis, as mulheres conseguem conciliar trabalho e família de forma mais adequada, tendo mais filhos e, ao mesmo tempo, trabalhando mais, pois mulheres casadas e com filhos entram na força de trabalho. Com horários flexíveis, a participação feminina na força de trabalho (em inglês *Female Labor Force Participation*, FLFP) e a fecundidade têm um relacionamento positivo;
- **normas sociais:** Kleven *et al.* (2019) estudam o impacto das normas sociais

sobre mães no potencial de salário em países seletos da Europa. Em países que acreditam que mulheres com filhos devem ficar em casa, a penalização de ter filhos no mercado de trabalho é maior (Gráfico 2.3). Doepke *et al* (2022) expandem este trabalho ao extrapolar essa relação com o custo de oportunidade e afirmam que em países com normas sociais mais patriarcais a fecundidade é menor. Nesses contextos, quando há uma maior penalização das mães no mercado de trabalho, há uma menor disposição para ter filhos;

**Gráfico 2.3 – Normas sociais e penalização no mercado de trabalho**



Fonte: Kleven *et al.* (2019).

- **contribuição paterna:** no seu estudo dos motivos da diferença entre as taxas de fecundidades entre Espanha e Dinamarca, Boardmann, Esping-Andersen e Guell (2007) incluem o tempo de participação masculina na criação dos filhos no modelo. Na Espanha, mães que priorizam o trabalho podem abrir mão de ter filhos completamente, entretanto, na Dinamarca, onde o pai passa mais tempo com os filhos, mulheres ambiciosas conseguem realizar sua fecundidade. Concluem que uma participação mais intensiva do pai na criação diminui a severidade do ‘*trade-off*’ família-trabalho enfrentado pelas mães no mercado de trabalho, o que está associado a um aumento da fecundidade;
- **Creches:** o último fator que Doepke *et al.* (2022) trouxeram para a análise dos fatores da fecundidade é o acesso a instituições de educação infantil. Os autores descrevem o consenso que, quando mulheres têm maior acesso à educação infantil, elas possuem mais tempo – tempo que gastam tanto trabalhando e consumindo mais quanto utilizando em ter mais filhos.

Em sua pesquisa sobre fecundidade italiana, Boca (2002) usou dados em painel e efeitos fixos para estimar um modelo que testou o efeito do acesso à educação infantil pública tanto na participação das mulheres no mercado de trabalho e quanto na probabilidade de ter filhos. Encontrou efeitos positivos em ambas as variáveis de interesse, embora o efeito no trabalho tenha sido maior que na fecundidade. Outra conclusão foi que, quando creches não estão disponíveis, o suporte familiar (trabalho de cuidado realizado por parentes) pode desempenhar o mesmo efeito ao aliviar o uso do tempo da mãe.

Baizán (2009), que estudou as diferenças regionais de acesso a creches para crianças menores de 3 anos na Espanha entre 1993 e 2001, utilizou dados em painel com efeitos fixos para controlar características regionais e eliminar endogeneidade. Ele encontrou efeitos positivos entre o acesso a creches e a fecundidade, tanto na margem extensiva (primeiros nascimentos) quanto na margem intensiva (nascimentos de ordem mais alta). O tamanho do efeito foi significativo, com um aumento de 5% na fecundidade para cada ponto percentual adicional de crianças em creches. A pesquisa também encontrou efeitos positivos entre o acesso à creche e a participação feminina na força de trabalho (FLFP).

Bonoli (2008) usou um modelo multivariado de regressão de mínimos quadrados ordinários para explorar a heterogeneidade entre unidades subnacionais nas políticas sociais e seus efeitos na fecundidade na Suíça. Entre as variáveis explicativas do modelo, incluiu a quantidade de creches (*'day-care'*) por cada mil mulheres empregadas, sendo que os resultados descobertos estavam de acordo com os autores anteriores: o coeficiente encontrado foi significativo e positivo. Políticas de transferência de renda também apresentaram efeitos positivos na fecundidade.

Em divergência da literatura, Bick (2016) estudou a Alemanha Ocidental entre 1983 e 2005 para calibrar um modelo de participação feminina no mercado de trabalho e fecundidade, além de ter explorado mudanças de política na região que expandiu a gratuidade de creches para crianças de 0 a 2 anos. Embora foram encontrados efeitos significativos para a participação feminina no mercado de trabalho, o efeito da expansão de acesso a creches na fertilidade foi insignificante.

Em síntese, pode-se afirmar que a literatura supõe um relacionamento positivo entre acesso à educação infantil e fecundidade, mas esse relacionamento não é constante e pode variar de acordo com a região estudada.

### 3. METODOLOGIA

Esta pesquisa tem caráter estatístico e inferencial. O objetivo do estudo é explicativo, pois procura identificar os fatores que causam um determinado fenômeno. O método é indutivo, partindo do específico para o geral (PRODANOV, 2013). A abordagem utilizada é quantitativa e os procedimentos técnicos envolvidos são pesquisa bibliográfica e *ex-post-facto*, aquela que ocorre após o fato. A faceta estatística do trabalho se dá pela análise de dados secundários. A pergunta central do trabalho de monografia é: “maior acesso a creches influencia a decisão de ter filhos?”. O período estudado é de 2012 a 2019 e a abrangência inclui regiões urbanas em todo o território nacional. O nível de agregação é individual e municipal.

Dados sobre nascimentos no Brasil são coletados pelo Ministério da Saúde (MS) por meio do banco de dados do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), mas as informações demográficas capturadas sobre as mães são de baixa completude e abrangência limitada. Portanto, a variável dependente escolhida como uma aproximação (*proxy*) da fecundidade das mulheres brasileiras foi o afastamento por licença-maternidade, utilizando a base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Dessa forma, a pesquisa abrange mulheres em áreas urbanas, com idades entre 18 e 49 anos, que trabalham pelo menos 20 horas semanais em municípios com mais de 100 mil habitantes segundo o IBGE (tanto pelo censo de 2010 quanto pelo de 2022), com vínculo empregatício regido pela Consolidação das Leis Trabalhistas (CLT) ativo e um Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) em dezembro do respectivo ano.

Para a variável independente de interesse, vagas em creches, foi utilizado o número de matrículas realizadas em creche no município, utilizando dados retirados dos microdados do Censo Escolar.

Com o intuito de avaliar a demanda por creches no país, Bernardini, Kang e Wink Jr. (2022) criaram um Índice de Necessidade de Creches (INC) referente ao período entre 2018 e 2020 para as zonas urbanas por meio da combinação de famílias pobres, famílias não pobres monoparentais e famílias cujo principal cuidador (geralmente a mãe) é economicamente ativo ou seria caso houvesse creche. Os resultados da pesquisa apontam

que há um déficit de creches em quase todos os estados do país (com exceção de Mato Grosso). Na mesma linha, Couto (2023) buscou estabelecer para o ano de 2019 se os municípios brasileiros têm matrículas em creches equivalentes à população entre 0 e 3 anos local e encontrou que nenhum município com população maior que 100 mil habitantes cobre todas as crianças elegíveis. Logo, partindo desses trabalhos, a presente pesquisa vai presumir que a hipótese de existir um déficit de creches em todo o território relevante (municípios com mais de 100 mil habitantes) está correta e que toda vaga oferecida representa uma matrícula realizada, utilizando essas informações de matrícula para aproximar a oferta de vagas.

Para o mecanismo teorizado funcionar adequadamente, a variável de matrículas foi defasada em um ano em relação à licença-maternidade, tanto para considerar a difusão da informação quanto o período de gravidez entre a mudança da política e o afastamento por licença-maternidade.

Como a base de dados RAIS não acompanha os mesmos trabalhadores de forma longitudinal, foram realizadas 48 regressões de corte transversal, uma para cada ano, para cada região brasileira e o território nacional. A decisão de realizar regressões regionais tem o intuito de possivelmente isolar efeitos culturais regionais.

### 3.1 MODELO PROBIT E EFEITOS MARGINAIS

Como a variável dependente é binária, ou seja, a trabalhadora se afasta ou não por licença-maternidade, foi escolhido um modelo de escolha binária para estimar a relação entre as variáveis, o modelo Probit. Embora a licença-maternidade seja observada de forma discreta, é razoável supor que a relação entre afastamento e não afastamento é determinada por diversas razões e que apresenta caráter contínuo, porém não observado - uma variável latente, um índice. O modelo Probit permite obter informações e parâmetros sobre esse índice ao modelar a variável dependente, como a probabilidade de licença-maternidade. Seja  $LM = 1$  se a mulher exercer a licença e  $LM = 0$  se não exercer, é possível supor que existe um nível crítico ou limiar ( $LM^*$ ) do índice, tal que se  $LM$  exceder  $LM^*$ , a trabalhadora exercerá seu direito; caso contrário, não o fará. O limiar  $LM^*$  não é observável, assim como o índice, mas se assumirmos que ele se distribui normalmente com uma função de distribuição acumulada com a mesma média e



variância, é possível estimar os parâmetros da probabilidade da decisão binária (GUJARATI; PORTER, 2011).

Entretanto, como os parâmetros estimados são do índice não observável, sua interpretação torna-se desafiadora. Outra questão é a dificuldade em comparar com diferentes modelos. Para contornar esses problemas, os resultados dos coeficientes serão apresentados em efeitos marginais médios, podendo ser interpretados diretamente como a mudança de probabilidade de  $LM = 1$  dada uma mudança de 1 unidade a partir do valor da média da variável independente. Como a variável independente de interesse, matrículas em creches, está normalizada em centenas, seu coeficiente deve ser interpretado como a mudança de probabilidade de exercer a licença, dada uma mudança de 100 matrículas em creches no município partindo do valor médio na distribuição.

### 3.2 MODELO E VARIÁVEIS INDEPENDENTES

$$LM_{i,m,t} = \beta_1 \Delta Mat_{m,(t-1)} + \beta_2 Ra\c{c}a_i + \beta_3 Wh_i + \beta_4 Idade_i + \beta_5 Idade_i^2 + \beta_6 Esc1_i + \beta_7 Esc2_i + \beta_8 Esc3_i + e$$

$LM_{i,m,t}$  = *dummy* de licença-maternidade da mulher  $i$  que reside no município  $m$ . 1 caso tenha se afastado por licença no ano  $t$ , 0 caso não.

$\Delta Mat_{m,(t-1)}$  = variação em matrículas totais no município  $m$  no ano anterior, em centenas.

$Ra\c{c}a_i$  = *dummy* de característica racial da mulher  $i$ . 1 se negra (preta ou parda), 0 se branca.

$Wh_i$  = salário da trabalhadora  $i$ , medido em salários-mínimos por hora.

$Idade_i$  = idade da mulher  $i$

$Idade_i^2$  = idade ao quadrado da mulher  $i$ .

$Esc1_i$  = primeira *dummy* de escolaridade da mulher  $i$ . 1 se analfabeta ou fundamental incompleto, 0 caso nenhum dos dois. Grupo de referência: mulheres com ensino médio completo ou superior incompleto.

$Esc2_i$  = segunda *dummy* de escolaridade da mulher  $i$ . 1 caso tenha ensino fundamental completo e/ou médio incompleto, 0 caso nenhum dos dois. Grupo de referência: mulheres com ensino médio completo ou superior incompleto.

$Esc3_i$  = terceira *dummy* de escolaridade da mulher  $i$ . 1 caso tenha ensino superior completo e/ou pós-graduação, 0 caso nenhum dos dois. Grupo de referência: mulheres com ensino médio completo ou superior incompleto.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Realizadas as regressões pelo modelo Probit para todas as regiões e anos, com dados de licença-maternidade do RAIS na variável dependente e matrículas em creche do Censo Escolar como variável independente, para o período de 2012 a 2019, obteve-se:

**Tabela 2**  
**Efeito marginal médio da variação em matrículas em creche (t-1) sobre a probabilidade de licença-maternidade (t)**

Ano/Região	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Brasil
<b>2019</b>	0,0001*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0001 (0,0001)	-0,0000*** (0,0000)
<b>2018</b>	0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	0,0002** (0,0001)	-0,0001*** (0,0000)	0,0004** (0,0001)	-0,0000*** (0,0000)
<b>2017</b>	-0,0000** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0001 (0,0001)	-0,0000* (0,0000)	-0,0001 (0,0001)	-0,0000*** (0,0000)
<b>2016</b>	-0,0003*** (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0000*** (0,0000)
<b>2015</b>	-0,0002*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	0,0003* (0,0001)	-0,0000*** (0,0000)

<b>2014</b>	-0,0000*	-0,0001***	-0,0001***	-0,0000	-0,0004***	-0,0000***
	(0,0000)	(0,000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)
<b>2013</b>	-0,0000*	-0,0000***	-0,0001	-0,0001***	-0,0001***	-0,0000***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
<b>2012</b>	-0,0002***	-0,0000***	-0,0000	-0,0001**	0,0004*	-0,0000***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)

Legenda: Significância estatística: \*=5%, \*\*=1%, \*\*\*=0,1%. Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaborado pelo autor.

Para facilitar a interpretação dos coeficientes, segue a lista de médias das variáveis independentes que não são binárias:

**Tabela 3 – Valor médio das variáveis independentes não-binárias no Brasil**

	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>2016</b>	<b>2017</b>	<b>2018</b>	<b>2019</b>
<b>Idade</b>	29,4	29,4	29,5	29,6	29,8	30,1	30,5	30,8
<b>Wh</b>	0,000139	0,000139	0,000142	0,000144	0,000140	0,000141	0,000143	0,000140

Fonte: RAIS e Censo Escolar. Elaborado pelo autor.

Embora os resultados mostraram-se significativos para o nível nacional em todos os anos, os efeitos marginais médios são de magnitude insignificante, com uma mudança de uma centena de matrículas não conseguindo registrar sequer 00,01% de efeito na probabilidade de afastamento por licença-maternidade, sendo que para todo o período possuem sinal negativo, o oposto do esperado dada a literatura.

Os maiores resultados na direção esperada aconteceram no Norte do país, com aumentos de probabilidade em 3 dos 8 anos estudados – 0,04% em 2012, 0,04% em 2015 e 0,03% em 2018. A Região Sudeste demonstrou resultados consistentemente negativos e,

sendo a maior região, provavelmente influenciou a regressão nacional na mesma direção. As demais regiões apresentaram resultados variados, positivos e negativos, mas todos de magnitude baixíssima.

Os resultados das variáveis de controle (disponíveis no Apêndice), embora pouco informem sobre o efeito de creches, são relevantes para discutir em quais grupos licença-maternidade é mais provável e, portanto, quais mulheres apresentam maior fecundidade entre as trabalhadoras formais na segunda década do milênio. As variáveis que representam anos de escolaridade abaixo do ensino médio completo apresentaram valores uniformemente positivos (quando comparadas com mulheres com ensino médio completo, uma vez que são variáveis *dummies*), o que é consistente tanto com os dados descritivos da fecundidade brasileira da década anterior que mostram que mulheres com menor taxa de escolaridade apresentam fecundidade maior (GONZALEZ, 2015) quanto com a teoria econômica exposta na seção 2.2, uma vez que essas mulheres possuem potencial salarial mais baixo e logo enfrentam um menor custo de oportunidade relacionado à reprodução. Por sua vez, mulheres com ensino superior completo, Esc3, apresentaram coeficientes negativos – a probabilidade de uma mulher com ensino superior exercer licença-maternidade é inferior comparada a mulheres com ensino médio completo, o que também é consistente com dados (GONZALEZ, 2015) e a literatura, já que lidam com um maior custo de oportunidade.

Entre os grupos raciais, no início da década (2012-2014), uma mulher preta ou parda possuía uma menor probabilidade de exercer a licença, mas com o passar dos anos o relacionamento se inverteu e trabalhadoras negras eram mais prováveis de usar o afastamento nos anos pré-Covid-19 (2016-19). A idade está associada positivamente com a licença-maternidade, o que é confirmado pelos dados do SINASC (ver Gráfico 2.1) com uma mudança de 1 ano na idade da trabalhadora no ano de 2019 relacionado com um aumento de 2,5% na probabilidade de afastamento por licença, embora, como a variável  $Idade^2$  demonstra, essa relação inverte ao envelhecer.

A variável aparentemente mais promissora, com maior relacionamento positivo, é salário – um resultado surpreendente dado os resultados dos Censos de 2000 e 2010 (ver Tabela 1). Entretanto, é importante notar a grandeza da variável: Wh é definida como Salários-Mínimos por Hora, portanto, um aumento de 1 na variável representa um aumento de, ao menos, 20 salários-mínimos por semana – um valor irreal. Mesmo assim,

esse indício de que o relacionamento fecundidade-renda é positivo no Brasil atual demonstra uma transição para os mesmos determinantes observados em países desenvolvidos (DOEPKE *et al.*, 2022).

Portanto, é possível concluir com esses resultados que, ao menos na população estudada, uma maior oferta de creches não necessariamente leva a um maior número de afastamentos por licença-maternidade, mas dado os resultados próximos de nulos, é importante propor questões alternativas do porquê não foi encontrada uma relação a despeito da literatura. Algumas possíveis hipóteses, não mutuamente excludentes, surgem para serem exploradas no futuro.

### **1) As trabalhadoras formais são qualitativamente diferentes**

As trabalhadoras informais, que em média ganham menores salários, estão excluídas da análise e sua fecundidade pode ser a principal beneficiada de uma política de educação infantil exatamente por estarem, em geral, numa classe social mais baixa.

Mulheres em trabalho formal também podem não ser representativas das mulheres em idade fértil fora da força de trabalho. O trabalho de Bernardini, Kang e Wink Jr. (2022) aponta que um dos grupos que mais necessita de creches é o de mães fora da força de trabalho que trabalhariam, muitas vezes de forma informal, caso tivessem acesso a creches; é possível que esse grupo de mulheres fora da força de trabalho aumentaria sua fecundidade caso possuísse acesso a creches, como Boca (2002) encontrou na Itália, mas elas não estão inclusas neste trabalho.

### **2) Viés da variável oculta**

Outra possibilidade é que ao invés de ‘*childcare*’ influenciar fecundidade, uma variável oculta (cultura, por exemplo) influencia tanto fecundidade quanto as prioridades municipais de educação infantil. Essa hipótese inviabilizaria o modelo da forma que está construído, com variação do número de matrículas em creche defasada, e explicaria a relação positiva encontrada na literatura.

### **3) Licença-maternidade é um *proxy* pobre para fecundidade**

Outra possibilidade é que o relacionamento entre acesso a creches e fecundidade é maior do que o estimado, mas ‘afastamentos por licença-maternidade’ como instrumento para aproximar fecundidade não é uma escolha ideal. É documentado que mulheres sofrem perdas reais em ganhos salariais quando interrompem a carreira (DOEPKE *et al*, 2022), portanto, mesmo que um maior acesso a creches influencie positivamente as decisões de fecundidade, a trabalhadora pode hesitar em exercer seu direito de tirar a licença-maternidade para preservar o ganho salarial e o emprego. Assim, o instrumento não captura o mecanismo proposto, mesmo que ele seja verdadeiro.

Como evidência para essas hipóteses, é possível comparar a idade média com que mulheres tiram a licença-maternidade e a idade média das mães em todos os nascimentos do Brasil:

**Tabela 4 - Comparação idade média das mães: licença-maternidade e nascimentos**

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
<b>Licença-maternidade</b>	29,4	29,4	29,5	29,6	29,8	30,1	30,5	30,8
<b>Nascimentos</b>	25,9	26	26,1	26,3	26,4	26,7	26,9	27,1
<b>Diferença</b>	3,5	3,4	3,6	3,3	3,4	3,4	3,6	3,7

Fonte: RAIS e SINASC. Elaborado pelo autor.

Pode-se observar que, em média, a idade de licença-maternidade é 3,5 anos maior que a idade média das mães brasileiras. Isso pode sugerir que as mulheres esperam maior estabilidade de carreira antes de arriscar a penalização que advém da interrupção causada pela licença-maternidade.

Outra crítica que pode ser levantada contra a ‘*proxy*’ na mesma direção é que a crise econômica brasileira que começou entre 2014-2015 pode ter exacerbado a hesitação relacionada à licença-maternidade, uma vez que a taxa de desemprego dobrou dentro de três anos do período estudado. Entretanto, os resultados dos anos de 2012 e 2013 enfraquecem essa objeção.

#### **4) Não há variação suficiente em vagas de creche para captar efeitos**

É preciso considerar também a possibilidade de, no período estudado, 2012 a 2019, não ter acontecido uma variação suficiente no número de matrículas em creches para capturar algum efeito. Os trabalhos de Couto (2023) e Bernardini, Kang e Wink Jr. (2022), que são ponto de partida deste trabalho, vão de acordo com um déficit crônico de vagas em creches no Brasil. No município mediano, a variação média anual foi de cerca de 144 matrículas no período estudado, um número modesto para municípios com mais de 100 mil habitantes.



## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo investigou o relacionamento entre o acesso a creches e as decisões de fecundidade das mulheres brasileiras empregadas formalmente em áreas urbanas no período de 2012 a 2019, partindo da hipótese de que o maior acesso a creches tem um relacionamento positivo com fecundidade, conforme indicado pela grande revisão de literatura em Doepke *et al.* (2022). A análise econométrica desenvolvida por meio de um modelo Probit utilizou dados sobre licença-maternidade fornecidos pelo sistema RAIS, além de matrículas em creches com dados fornecidos pelo Censo Escolar, para explorar se políticas de aumento da disponibilidade de vagas em creches podem ter efeitos positivos nas decisões reprodutivas das mulheres.

Os resultados obtidos apontam uma fraca relação inversa, de baixíssima magnitude, entre as variáveis de matrícula e licença-maternidade a despeito da literatura, com variáveis de controle mostrando resultados mais interessantes que a variável independente principal. A relação positiva entre salários e licença-maternidade é a maior contribuição inédita desta pesquisa e indica que os determinantes de fecundidade brasileiros estão mais próximos dos de países desenvolvidos do que era imaginado, embora a relação inversa entre escolaridade e fecundidade informe que a dinâmica brasileira ainda não é a mesma que países da OCDE.

A pesquisa obteve resultados nulos na hipótese principal de possíveis efeitos de acesso à ‘*childcare*’ na fecundidade, indicando que o investimento público no acesso à educação infantil não é um vetor promissor para políticas pró-natalistas. Entretanto, a pesquisa excluiu grande parte das mulheres brasileiras da análise – incluindo aquelas que trabalham informalmente e as que estão fora da força de trabalho – e depende de relacionamentos entre *proxies* de caráter incerto, logo, pode-se afirmar que creches não apresentam efeitos nas mulheres no mercado de trabalho formal, mas maiores estudos que incluam todas as mulheres brasileiras são recomendados antes de descartar o relacionamento completamente. Deve-se notar que políticas de educação

infantil possuem outras vantagens de interesse público, como a aumento da participação feminina na força de trabalho (BOCA, 2002; BAIZÁN, 2009; BICK, 2016; DOEPKE *et al.*, 2022).

O papel do estado na formulação de políticas públicas favoráveis ao aumento da fecundidade é território novo para o Brasil, por isso, deve-se estudar os sucessos e fracassos estrangeiros. Com o intuito de investigar outros vetores mais encorajadores de políticas públicas com possíveis efeitos pró-natalistas, a literatura aponta para outras direções além da educação infantil, como transferências de renda (BONOLI, 2008; PEREIRA, 2021; DOEPKE, 2022) e flexibilidade no mercado de trabalho (BOCA, 2002; DOEPKE, 2022). Intervenções sociais também podem ser de interesse do cientista social, com atitudes mais igualitárias no mercado de trabalho (KLEVEN *et al.*, 2019) e na divisão dos cuidados (BROADMANN; ESPING-ANDERSEN; GUELL, 2007), apresentando resultados promissores. Todas essas intervenções partem dos mesmos princípios econômicos: redução do custo de oportunidade da mulher para realizar sua fecundidade e diminuição de custos para a mesma ‘qualidade’ de criança.

Auxiliar as mulheres brasileiras, ou seja, metade da população do país, a conciliar família e carreira não é somente um imperativo moral, mas também é de interesse nacional; caso contrário, o Brasil poderá ficar velho antes de se tornar rico.

## 6. REFERÊNCIAS

BAIZÁN, P. Regional Child Care Availability and Fertility Decisions in Spain. **Demographic Research**, v. 21, p. 803-842, 2009.

BECKER, G. S. An Economic Analysis of Fertility. *In*: NATIONAL BUREAU COMMITTEE FOR ECONOMIC RESEARCH (ed.). **Demographic and Economic Change in Developed Countries**. Columbia University Press, 1960. p. 209 - 240.

BECKER, G. S.; LEWIS, H. G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 2, p. 279-288, 1973.

BERNARDINI, R.; KANG, T. H.; WINK JR, M. V. **Índice De Necessidade De Creches Para Os Municípios Brasileiros**, 2018-2020. Est. Aval. Educ., São Paulo, v. 33, e08675, 2022.

BICK, A. The Quantitative Role of Childcare For Female Labor Force Participation And Fertility. **Journal of the European Economic Association**, v. 14, n. 3, p. 639-668, 2016.

BOCA, D. D. The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy. **Journal of Population Economics**, v. 15, p. 549-573, 2002.

BOLZANI, I; MARTINS, R.; MURARO, C. "Censo 2022: Brasil tem 203 milhões de habitantes, 4,7 milhões a menos que estimativa do IBGE." **G1 Economia**, 28 jun. 2023. Disponível em: <https://g1.globo.com/economia/censo/noticia/2023/06/28/censo-2022-brasil-tem-203-milhoes-de-habitantes-47-milhoes-a-menos-que-estimativa-do-ibge.ghtml>. Acesso em: 03 nov. 2023.

BONOLI, G. The impact of social policy on fertility: evidence from Switzerland. **Journal of European Social Policy**, v. 18, n. 1, p. 64-77, 2008.

BRASIL. Constituição. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, 5 out. 1988. Senado Federal. Disponível em: <https://normas.leg.br/?urn=urn:lex:br:federal:constituicao:1988-10-05;1988> Acesso em: 03 nov. 2023.

BRASIL. **Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996**. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. Brasília. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/19394.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19394.htm) Acesso em: 03 nov. 2023.

BRASIL. **Lei nº 12.796, de 04 de abril de 2013**. Altera a Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, para dispor sobre a formação dos profissionais da educação e dar outras providências. Brasília. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2011-2014/2013/lei/112796.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/lei/112796.htm) Acesso em: 03 nov. 2023.

BRENAN, M. Americans' Preference for Larger Families Highest Since 1971, **Gallup News**. 2023. Disponível em: <https://news.gallup.com/poll/511238/americans-preference-larger-families-highest-1971.aspx>. Acesso em: 03 nov. 2023.

BROADMANN, S.; ESPING-ANDERSEN, G.; GUELL, M. **When Fertility is Bargained: Second Births in Denmark and Spain**. *European Sociological Review*, v. 23, n. 5, p. 599-613, 2007.

CARVALHO, Angelita Alves de. **Redução da fecundidade: expressão do desejo feminino ou das iniquidades de gênero?** In: FAZENDO GÊNERO 9 – DIÁSPORAS, DIVERSIDADES, DESLOCAMENTOS, 23-26 agosto 2010, Florianópolis. Anais [...]. Florianópolis: UFSC, 2010.

CENSO do IBGE: a polêmica sobre tamanho da população que pode tirar dinheiro de municípios, **G1 Economia**, 05 de jan de 2023. Disponível em:

<https://g1.globo.com/economia/noticia/2023/01/05/censo-do-ibge-a-polemica-sobre-tamanho-da-populacao-que-pode-tirar-dinheiro-de-municipios.ghtml>. Acesso em: 03 nov. 2023.

COUTO, André Augusto dos Anjos. **Acesso à creche nos municípios brasileiros**. 2023. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

DOEPKE, M. et al. **The Economics of Fertility: A New Era**. National Bureau of Economic Research. 2022.

GALOR, O.; WEIL, D. N. **The Gender Gap, Fertility, and Growth**. The American Economic Review, v86, n.3, p.374-387, 1996.

GOMES, Irene; BRITTO, Vinícius. Censo 2022: número de pessoas com 65 anos ou mais de idade cresceu 57,4% em 12 anos. **Agência de Notícias IBGE**, 27 de outubro de 2023. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/38186-censo-2022-numero-de-pessoas-com-65-anos-ou-mais-de-idade-cresceu-57-4-em-12-anos>. Acesso em: 03 nov. 2023.

GONZÁLEZ, María Encina Díaz. **A Discrepância Entre Fecundidade Realizada e a Fecundidade Concretizada Enquanto uma Questão de Gênero**. Campinas, 2015. Tese de Mestrado, Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP).

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

GUINNANE, T. W. The Historical Fertility Transition: A Guide for Economists. **Journal of Economic Literature**, v. 49, n. 3, p. 589–614, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, **Censo Demográfico Brasileiro de 2010**, Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2010>. Acesso em: 03 nov. 2023.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, **Censo Demográfico Brasileiro de 2022**, Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2022/primeiros-resultados-populacao-e-domicilios>. Acesso em: 03 nov. 2023.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, **Projeção Populacional de 2018, Tabela 7363**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/7363>. Acesso em: 03 nov. 2023.

KLEVEN, H. et al. **Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations**. Aea Papers And Proceedings, v. 109, p. 122-126, 2019.

LEE, R. The Demographic Transition: **Three Centuries of Fundamental Change**. Journal of Economic Perspectives, v. 17, n. 3, p.167 – 190, 2003.

LUNDQUIST, Jennifer Hicke; ANDERTON, Douglas L.; YAUKEY, David. **Demography: The Study of Human Population**. 4. ed. Long Grove: Waveland Press, 2015.

**Microdados do Censo Escolar da Educação Básica 2011 a 2018**, Brasília. DF: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/microdados/cento-escolar>. Acesso em: 03 nov. 2023.

PEREIRA, Juliana Patrícia Alves. **Ensaio Econômico sobre Fecundidade**. João Pessoa, 2021. Tese de Doutorado. Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

PINHEIRO, L.; GALIZA, M.; FONTOURA, N. (2009). **Novos arranjos familiares, velhas convenções sociais de gênero: a licença-parental como política pública para lidar com essas tensões**. Revista Estudos Feministas, 17(3), 851–859.

PRODANOV, Cleber Cristiano; FREITAS, Ernani Cesar de. **Metodologia do trabalho científico: métodos e técnicas de pesquisa e do trabalho acadêmico**. 2. ed. Novo Hamburgo/RS: Feevale, 2013.

**RAIS, Relação Anual de Informações Sociais - 2012 a 2019**. Brasília, DF: Ministério do Trabalho e do Emprego. Disponível em: <https://www.gov.br/trabalho-e-emprego/pt-br/assuntos/estatisticas-trabalho/rais/>. Acesso em: 03 nov. 2023.

ROSENZWEIG, M. R.; STARK, O. **Handbook of Family and Population Economics**: Vol. 1-A. 1. Ed. North Holland, 1997.

SINASC, **Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos**. Disponível em: <https://datasus.saude.gov.br/>. Acesso em: 03 nov. 2023.

UNITED NATIONS, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2022). **World Population Prospects 2022, Online Edition**. Acesso em: 30 de maio de 2023.

VASCONCELOS, Ana Maria Nogales; GOMES, Marília Miranda Forte. **Transição Demográfica: A Experiência Brasileira**. Epidemiol. Serv. Saúde, Brasília, 21(4):539-548, out-dez 2012.

**APÊNDICE – Efeito das variáveis de controle sobre variável dependente**

Efeito marginal médio de Raça sobre probabilidade de Licença-maternidade

<b>Ano/Região</b>	<b>Sul</b>	<b>Sudeste</b>	<b>Centro- Oeste</b>	<b>Nordeste</b>	<b>Norte</b>	<b>Brasil</b>
2019	-0,0021*** (0,0005)	-0,0002 (0,0002)	-0,0008 (0,0006)	-0,0019*** (0,0005)	-0,0002 (0,0010)	0,0002 (0,0002)
2018	-0,0013* (0,0006)	0,0002 (0,0002)	-0,0017** (0,0006)	-0,0017*** (0,0005)	-0,0011 (0,0010)	0,0006*** (0,0002)
2017	0,0012* (0,0006)	0,0012*** (0,0002)	-0,0021*** (0,0006)	-0,0010* (0,0005)	-0,0014 (0,0010)	0,0010*** (0,0002)
2016	0,0021*** (0,0006)	0,0005* (0,0002)	-0,0028*** (0,0006)	-0,0022*** (0,0004)	-0,0039*** (0,0009)	0,0003 (0,0002)
2015	0,0011 (0,0006)	-0,0005* (0,0002)	-0,0045*** (0,0006)	-0,0026*** (0,0004)	-0,0029** (0,0009)	-0,0007*** (0,0001)
2014	0,0005 (0,0006)	-0,0013*** (0,0002)	-0,0022*** (0,0005)	-0,0035*** (0,0004)	-0,0041*** (0,0008)	-0,0018*** (0,0001)
2013	0,0008 (0,0006)	-0,0011*** (0,0002)	-0,0020*** (0,0005)	-0,0034*** (0,0004)	-0,0038*** (0,0008)	-0,0014*** (0,0001)

---

2012	0,0000	-0,0017***	-0,0020***	-0,0010**	-0,0038***	-0,0015***
	(0,0006)	(0,0002)	(0,0005)	(0,0004)	(0,0008)	(0,0001)

---

Legenda: Significância estatística: \*=5%, \*\*=1%, \*\*\*=0,1%. Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaborado pelo autor.

## Efeito marginal médio de Wh sobre probabilidade de licença-maternidade

Ano/Região	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Brasil
2019	0,3969*** (0,0144)	0,2502*** (0,0056)	0,2833*** (0,0188)	0,3739*** (0,0175)	0,2836*** (0,0345)	0,2681*** (0,0048)
2018	0,4266*** (0,0138)	0,3053*** (0,0052)	0,3749*** (0,0172)	0,4508*** (0,0170)	0,4204*** (0,0333)	0,3258*** (0,0045)
2017	0,4207*** (0,0144)	0,3175*** (0,0055)	0,3474*** (0,0185)	0,3605*** (0,0165)	0,3960*** (0,0320)	0,3357*** (0,0047)
2016	0,4108*** (0,0145)	0,3052*** (0,0054)	0,3818*** (0,0181)	0,3726*** (0,0171)	0,3800*** (0,0340)	0,3271*** (0,0047)
2015	0,3550*** (0,0140)	0,2832*** (0,0051)	0,3641*** (0,0181)	0,3739*** (0,0156)	0,3430*** (0,0300)	0,3013*** (0,0044)
2014	0,3351*** (0,0134)	0,2524*** (0,0049)	0,3139*** (0,0178)	0,3478*** (0,0141)	0,3803*** (0,0295)	0,2731*** (0,0042)
2013	0,2681*** (0,0136)	0,2322*** (0,0047)	0,2874*** (0,0175)	0,3635*** (0,0145)	0,3761*** (0,0304)	0,2506*** (0,0041)
2012	0,2663*** (0,0138)	0,2100*** (0,0047)	0,2781*** (0,0181)	0,3310*** (0,0139)	0,3254*** (0,0294)	0,2284*** (0,0041)



Legenda: Significância estatística: \*=5%, \*\*=1%, \*\*\*=0,1%. Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaborado pelo autor.

Efeito marginal médio de Idade sobre probabilidade de licença-maternidade						
Ano/Região	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Brasil
2019	0,0244*** (0,0003)	0,0252*** (0,0001)	0,0251*** (0,0004)	0,0269*** (0,0003)	0,0249*** (0,0006)	0,0253*** (0,0001)
2018	0,0257*** (0,0003)	0,0269*** (0,0001)	0,0277*** (0,0004)	0,0280*** (0,0003)	0,0258*** (0,0006)	0,0269*** (0,0001)
2017	0,0257*** (0,0003)	0,0256*** (0,0001)	0,0264*** (0,0004)	0,0255*** (0,0003)	0,0252*** (0,0006)	0,0257*** (0,0001)
2016	0,0240*** (0,0003)	0,0241*** (0,0001)	0,0240*** (0,0004)	0,0237*** (0,0003)	0,0233*** (0,0006)	0,0240*** (0,0001)
2015	0,0239*** (0,0003)	0,0243*** (0,0001)	0,0255*** (0,0004)	0,0252*** (0,0003)	0,0234*** (0,0005)	0,0244*** (0,0001)
2014	0,0225*** (0,0002)	0,0227*** (0,0001)	0,0228*** (0,0004)	0,0229*** (0,0003)	0,0224*** (0,0005)	0,0226*** (0,0001)
2013	0,0219*** (0,0002)	0,0216*** (0,0001)	0,0226*** (0,0004)	0,0227*** (0,0003)	0,0222*** (0,0005)	0,0219*** (0,0001)



---

2013	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
2012	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

---

Legenda: Significância estatística: \*=5%, \*\*=1%, \*\*\*=0,1%. Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaborado pelo autor.

Efeito marginal médio de Esc1 sobre probabilidade de licença-maternidade

---

Ano/Região	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Brasil
2019	0,0023*	0,0002	-0,0010	-0,0055***	-0,0023	-0,0004
	(0,0011)	(0,0006)	(0,0018)	(0,0015)	(0,0029)	(0,0005)
2018	0,0029**	0,0016**	0,0047**	-0,0064***	-0,0037	0,0007
	(0,0010)	(0,0006)	(0,0017)	(0,0014)	(0,0029)	(0,0005)
2017	0,0066***	0,0034***	0,0044**	-0,0032*	-0,0029	0,0032***
	(0,0010)	(0,0006)	(0,0016)	(0,0013)	(0,0028)	(0,0004)
2016	0,0053***	0,0038***	0,0005	-0,0017*	0,0008	0,0032***
	(0,0010)	(0,0005)	(0,0016)	(0,0012)	(0,0025)	(0,0004)
2015	0,0059***	0,0031***	0,0029*	-0,0019	0,0022	0,0030***
	(0,0009)	(0,0005)	(0,0014)	(0,0012)	(0,0022)	(0,0004)

---

2014	0,0006 (0,0008)	0,0011* (0,0004)	0,0010 (0,0013)	-0,0040*** (0,0010)	-0,0002 (0,0020)	0,0005 (0,0003)
2013	-0,0006 (0,0008)	0,0004 (0,0004)	-0,0016 (0,0012)	-0,0048*** (0,0010)	0,0006 (0,0018)	-0,0003 (0,0003)
2012	-0,0019* (0,0007)	-0,0014*** (0,0004)	-0,0034** (0,0012)	-0,0033*** (0,0009)	-0,0045* (0,0018)	-0,0018*** (0,0003)

Legenda: Significância estatística: \*=5%, \*\*=1%, \*\*\*=0,1%. Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaborado pelo autor.

Efeito marginal médio de Esc2 sobre probabilidade de licença-maternidade

Ano/Região	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Brasil
2019	0,0077*** (0,0006)	0,0067*** (0,0003)	0,0060*** (0,0010)	0,0019* (0,0008)	0,0032* (0,0016)	0,0059*** (0,0003)
2018	0,0085*** (0,0006)	0,0073*** (0,0003)	0,0075*** (0,0010)	0,0028*** (0,0008)	-0,0004 (0,0015)	0,0065*** (0,0003)
2017	0,0076*** (0,0006)	0,0078*** (0,0003)	0,0069*** (0,0009)	0,0018* (0,0007)	0,0011 (0,0014)	0,0067*** (0,0003)
2016	0,0091*** (0,0006)	0,0084*** (0,0003)	0,0060*** (0,0009)	0,0026*** (0,0007)	0,0030* (0,0013)	0,0074*** (0,0002)

2015	0,0078*** (0,0006)	0,0072*** (0,0003)	0,0058*** (0,0008)	0,0025*** (0,0007)	-0,0009 (0,0013)	0,0064*** (0,0002)
2014	0,0057*** (0,0005)	0,0052*** (0,0003)	0,0032*** (0,0008)	0,0018** (0,0006)	-0,0011 (0,0011)	0,0045*** (0,0002)
2013	0,0046*** (0,0005)	0,0048*** (0,0003)	0,0025*** (0,0007)	0,0008 (0,0006)	-0,0002 (0,0011)	0,0040*** (0,0002)
2012	0,0038*** (0,0005)	0,0040*** (0,0002)	0,0029*** (0,0007)	0,0014* (0,0006)	-0,0006 (0,0011)	0,0034*** (0,0002)

Legenda: Significância estatística: \*=5%, \*\*=1%, \*\*\*=0,1%. Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaborado pelo autor.

Efeito marginal médio de Esc3 sobre probabilidade de licença-maternidade

Ano/Região	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Brasil
2019	0,0013* (0,0005)	-0,0005 (0,0002)	0,0019* (0,0007)	-0,0003 (0,0005)	-0,0008 (0,0011)	0,0001 (0,0002)
2018	0,0003 (0,0005)	-0,0034*** (0,0002)	0,0024** (0,0008)	-0,0021*** (0,0005)	-0,0015 (0,0011)	-0,0019*** (0,0002)
2017	0,0010 (0,0005)	-0,0040*** (0,0003)	0,0004 (0,0008)	-0,0028*** (0,0006)	0,0010 (0,0011)	-0,0025*** (0,0002)

---

2016	0,0015**	-0,0035***	-0,0028***	-0,0026***	-0,0018	-0,0024***
	(0,0005)	(0,0003)	(0,0008)	(0,0007)	(0,0011)	(0,0002)
2015	0,0013*	-0,0034***	-0,0025**	-0,0007	0,0000	-0,0020***
	(0,0005)	(0,0003)	(0,0008)	(0,0007)	(0,0011)	(0,0002)
2014	0,0006	-0,0019***	-0,0024**	0,0000	0,0006	-0,0011***
	(0,0005)	(0,0002)	(0,0008)	(0,0005)	(0,0011)	(0,0002)
2013	0,0011*	-0,0012***	0,0010	0,0015**	0,0008	-0,0002
	(0,0005)	(0,0002)	(0,0008)	(0,0005)	(0,0011)	(0,0002)
2012	0,0010	-0,0016***	0,0007	0,0001	0,0003	-0,0006***
	(0,0005)	(0,0002)	(0,0008)	(0,0005)	(0,0011)	(0,0002)

---

Legenda: Significância estatística: \*=5%, \*\*=1%, \*\*\*=0,1%. Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaborado pelo autor.