

## O que afeta a decisão da mulher de ter filhos e a quantidade de filhos que ela tem?

Denize Mirian da Silva<sup>1</sup>  
Fernandina Fernandes de Lima Medeiros<sup>2</sup>  
Éder de Souza Beirão<sup>3</sup>

Recebido em: 14/03/2021

Aprovado em: 17/05/2022

**Resumo:** A taxa de fecundidade no Brasil atualmente está abaixo da taxa de reposição populacional. Em virtude disso, problemas relacionados à escassez de mão de obra, previdência social e saúde pública são alguns que podem surgir em breve. Nesse contexto, este artigo tem como objetivo analisar como as condições sociodemográficas afetam a decisão da mulher de ter filhos e a quantidade de filhos que ela tem. Com os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do período de 2002 a 2015, foram estimados modelos Logit, Tobit e Binomial Negativo. Os principais resultados mostram que o fato de a mulher estar empregada aumenta a probabilidade de ela ter filhos e do número de filhos que ela tem. Em relação a cor ou raça, ser branca aumenta as chances de a maternidade ocorrer, mas reduz a probabilidade de a mulher ter um número maior de filhos. Ademais, ter uma maior escolaridade e renda per capita, estão associados à uma menor expectativa de escolher ser mãe e de ter uma quantidade maior de filhos.

**Palavras-chave:** Fecundidade; Número de filhos; Fatores Sociodemográficos; Demografia; Brasil.

### ¿Qué afecta la decisión de una mujer de tener hijos y la cantidad de hijos que tiene?

<sup>1</sup> Doutoranda em Economia Aplicada na Faculdade de Economia e Administração de Ribeirão Preto – Universidade de São Paulo (FEARP-USP), Ribeirão Preto, Brasil. E-mail: denize.msilva@usp.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7977-281X>.

<sup>2</sup> Doutoranda em Educação pela Universidade Federal de São Carlos. Mestra em Economia pela Universidade Estadual de Maringá (UEM) e Professora na Faculdade de Tecnologia de Ribeirão Preto (FATEC-RP) e no Centro Universitário de Franca (Uni-FACEF), Franca, Brasil. E-mail: fernandina.medeiros@fatec.sp.gov.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7528-316X>.

<sup>3</sup> Doutorando em Desenvolvimento Social pela Universidade Estadual de Montes Claros (UNIMONTES), Montes Claros, Brasil. E-mail: ederbeirao@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4379-9345>.

**Resumen:** La tasa de fecundidad en Brasil se encuentra actualmente por debajo de la tasa de reemplazo de la población. Como resultado, los problemas relacionados con la escasez de mano de obra, la seguridad social y la salud pública son algunos de los que pueden surgir en un futuro próximo. En este contexto, este artículo tiene como objetivo analizar cómo las variables sociodemográficas afectan la decisión de una mujer de tener hijos y también el número de hijos que tiene. Con los microdatos de la Encuesta Nacional por Muestras de Hogares (PNAD) de 2002 a 2015, se estimaron los modelos Logit, Tobit y Binomial Negativo. Los principales resultados muestran que el hecho de que una mujer esté empleada aumenta la probabilidad de que tenga hijos y el número de hijos que tiene. En relación con el color o la raza, ser blanca aumenta las posibilidades de que ocurra la maternidad, pero reduce la probabilidad de que una mujer tenga un mayor número de hijos. Además, tener un mayor nivel educativo y un mayor ingreso per cápita se asocian con una menor expectativa de elegir ser madre y tener un mayor número de hijos.

**Palabras clave:** Fertilidad; Numero de niños; Factores sociodemográficos; Demografía; Brasil.

### **What affects a woman's decision to have children and the number of children she has?**

**Abstract:** The fertility rate in Brazil is currently below the population replacement rate. As a result, problems related to labor shortages, social security and public health are some that may arise soon. In this context, this paper aims to analyze how sociodemographic variables affect a woman's decision to have children and the number of children she has. With the microdata from the National Household Sample Survey (PNAD) from 2002 to 2015, the Logit, Tobit and Negative Binomial models were estimated. The main results show that the fact that a woman is employed increases the probability of her having children and the number of children she has. In relation to color or race, being white increases the chances of motherhood occurring, but reduces the probability of a woman having a greater number of children. In addition, having a higher level of education and per capita income are associated with a lower expectation of choosing to be a mother and having a greater number of children.

**Keywords:** Fertility; Number of children; Sociodemographic Factors; Demography; Brazil.

## **Introdução**

A taxa de fecundidade mundial tem apresentado uma trajetória decrescente desde a década de 1960. De acordo com as informações do Banco Mundial (2022), na década de 1990, ela atingiu o patamar de menos de 3 filhos por mulher e em 2020, ficou bem próxima da taxa de reposição populacional<sup>4</sup> de 2,1 filhos por mulher. O estágio da transição demográfica em que o país se encontra e fatores históricos, fazem com que a taxa de fecundidade varie entre países (BRITO, 2007).

---

<sup>4</sup> Taxa de reposição populacional: duas crianças substituem os pais e a fração 0,1 é necessária para compensar os indivíduos que morrem antes de atingir a idade reprodutiva

A população brasileira passa por um movimento acelerado de envelhecimento, devido à constante queda da taxa de fecundidade desde meados da década de 1960 e a expansão da longevidade. A taxa de fecundidade passou de 6,28 filho por mulher em 1960 para 1,76 filho no ano de 2021, uma queda em torno de 72%. Outro dado relevante é que se estima que em 2050 a população acima de 60 anos equivalerá a cerca de 30% da população no Brasil (IBGE, 2016). Contudo, de acordo com Vasconcelos e Gomes (2012), o país ainda não vive o estágio de equilíbrio demográfico que é permeado por baixos níveis de mortalidade e natalidade.

O principal problema de baixas taxas de fecundidade é uma possível escassez futura de mão de obra e conseqüentemente uma redução na produção global, além de implicações na saúde pública, previdência social, entre outras.

Becker (1960) foi pioneiro em estudos que levam em conta a decisão racional dos agentes para explicar a fecundidade e abriu caminho para uma série de trabalhos nessa temática. Ele usou a ideia de que a fecundidade é uma variável endógena do sistema econômico e desenvolveu um modelo teórico para verificar a decisão de ter filhos dentro da família.

No Brasil, há poucos estudos recentes com foco na estimação dos determinantes sociodemográficos da escolha da mulher em ter ou não filhos e do número de filhos que ela tem. Coutinho e Golgher (2018) e Carvalho, Guerra e Dias (2022), com dados que englobam até 2006, analisaram o impacto dessas e de outras características no número desejado e observado de filhos por mulher.

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é o de analisar como as condições sociodemográficas afetam a decisão da mulher de ter filhos e a quantidade de filhos que ela tem. Para tal são utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do período de 2002 a 2015 e são estimados três modelos econométricos, a saber: *Logit*, *Tobit* e *Binomial Negativo*.

O artigo está dividido em mais quatro seções além desta introdução. A segunda seção apresenta um panorama da fecundidade no Brasil. A terceira seção está reservada para a revisão teórica e empírica sobre o tema. Na quarta seção é abordada a metodologia utilizada e a descrição dos dados utilizados no exercício empírico. A quinta seção discute os resultados encontrados. Por último, na seção 6, estão as considerações finais.

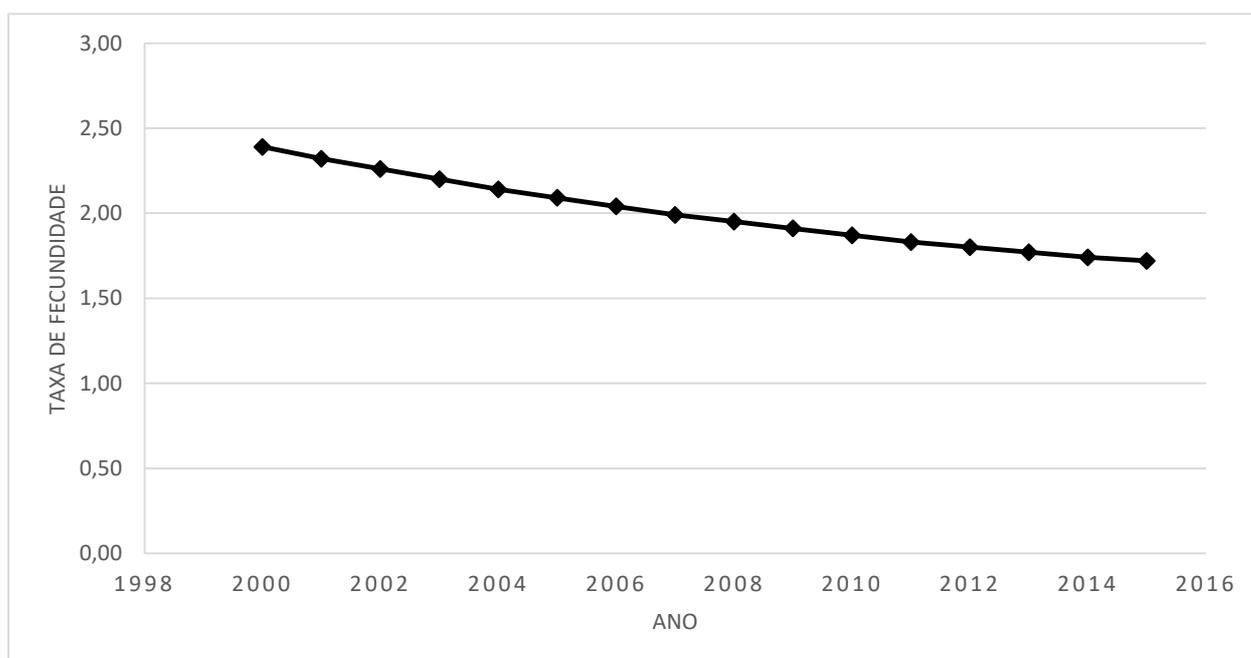
## O contexto da fecundidade no Brasil

As informações sobre fecundidade em várias partes do mundo se diferem por estarem em diferentes estágios da transição demográfica. Os estudos econômicos contribuem de modo importante para o entendimento das especificidades locais desse processo, além de analisar e propor políticas públicas para que ele não seja um entrave para o crescimento e desenvolvimento econômico.

No ano de 2011, a população mundial chegou a 7 bilhões de habitantes, com aproximadamente metade da população vivendo nas cidades. Particularmente no século XX, juntamente com o processo de urbanização, houve uma redução significativa da mortalidade infantil e uma redução das taxas de fecundidade, contribuindo para um aumento da população idosa, conforme o Relatório sobre a Situação da População Mundial (2011).

A taxa de fecundidade é uma estimativa da quantidade de filhos que uma mulher tem ao longo da vida. A Figura 01 demonstra que a taxa de fecundidade no Brasil diminuiu ao longo dos anos. Em 2000, a taxa de fecundidade era de 2,39 e em 2015 chegou a 1,75 filho por mulher.

**Figura 01** – Brasil: Taxa de Fecundidade Total de 2000 a 2015

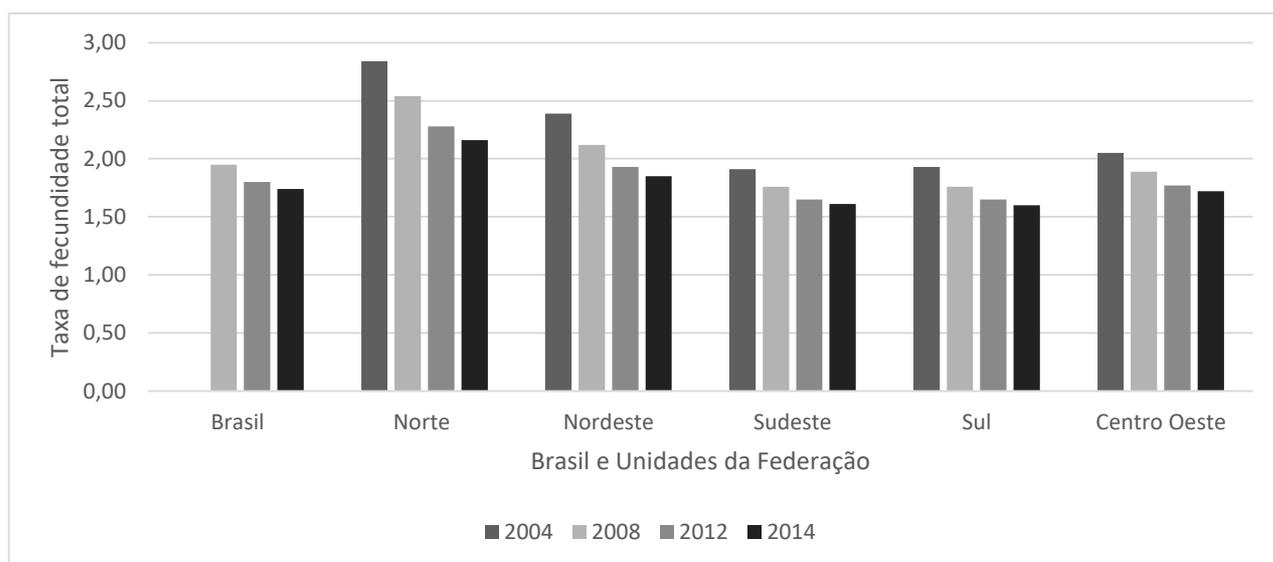


**Fonte:** IBGE (2016)

Expandindo os valores apresentados na Figura 1, torna-se válido conhecer a taxa de fecundidade para as Unidades da Federação, uma vez que as regiões apresentam características socioeconômicas distintas. Essas informações estão contidas na Figura 02 nos anos de 2004, 2008, 2012 e 2014.

As regiões Sul e Sudeste apresentam níveis de fecundidade mais baixos se comparados as outras regiões do Brasil, conforme mostrado na Figura 02. As regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste mesmo com uma tendência de redução em todo o período, em 2004 ainda tinham uma taxa de fecundidade acima de 2 filhos por mulher. Em 2014, apenas a região Norte permaneceu com esse valor acima de 2, já a região Nordeste passou a ter uma taxa de fecundidade de 1,85 filho por mulher e a região Centro-Oeste de 1,72.

**Figura 02** – Brasil: Taxa de Fecundidade no Brasil e Unidades da Federação de 2004 a 2014



**Fonte:** IBGE (2016)

### 3 REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

Becker (1960) foi o primeiro teórico a criar um modelo de fecundidade fundamentado na hipótese de decisões racionais. O trabalho enfatizou que a fecundidade é afetada também por mudanças nos preços relativos (custos de oportunidade) de se ter um filho a mais. Além disso, fatores socioeconômicos como a

decisão da mulher em trabalhar, a qualidade no processo de educação dos filhos, a eficiência do mercado privado e as transferências entre gerações dentro das famílias são fatores determinantes para a decisão de ter filhos. O modelo proposto admite que cada família tem a capacidade de saber o número ideal de filhos, bem como o tempo exato de ter mais uma criança.

O aspecto simultâneo entre os determinantes da fecundidade e da participação da mulher no mercado de trabalho foi analisado por Mincer (1963). Os resultados encontrados pelo autor demonstram um efeito custo de oportunidade negativo na decisão de trabalhar, sendo maior do que o efeito renda positivo. Esse resultado indica que as duas variáveis não apresentaram uma relação causal, mas significariam uma escolha simultânea.

Becker e Lewis (1973) expandem o trabalho de Becker (1960) para incluir uma questão sobre a qualidade e quantidade na decisão de ter filhos. A qualidade da criança consiste no resultado do investimento no capital humano delas em termos de saúde e educação. A principal contribuição desse estudo foi verificar o custo em ter filhos com relação à quantidade de filhos na família e a qualidade na criação desses filhos.

Becker (1977) relaciona a capacidade de aumentar a qualidade infantil com a diminuição do número de crianças no lar e com o conhecimento dos métodos contraceptivos. A melhora na qualidade mencionada ocorre porque, à medida que os níveis de educação aumentam, maior o conhecimento dos tipos de contraceptivos disponíveis para as famílias, e isso pode reduzir a quantidade de filhos, embora o rendimento e o sucesso no mercado de trabalho também desempenhem um papel importante segundo o autor.

Heckman e Walker (1990) utilizaram dados suecos longitudinais para estimar modelos de duração semiparamétricos em vários estados. Esses autores encontraram, considerando as análises de Becker (1960 e 1973), que o aumento do salário feminino não está relacionado significativamente com a diminuição ou aumento no número de filhos.

Barmby e Cigno (1990) estimaram a relação da renda das famílias com a fecundidade usando um modelo de probabilidade sequencial. Os resultados encontrados mostram os efeitos das taxas salariais sendo benéficas às crianças e relacionadas ao nascimento de mais filhos.

Sobel e Arminger (1992) usaram um modelo *Probit* não-linear para estimar a fecundidade e suas características, analisando a probabilidade de casais em terem mais filhos usando um escore. Os resultados indicam que o escore de disposição do marido e o escore de disposição da esposa afetam o escore de propensão de ter mais filhos, ou seja, a decisão de mais filhos parte dos dois membros da família.

Folbre (1994) sugere uma abordagem alternativa para o estudo de Becker e Lewis (1973), e, com uma fundamentação feminista, mostrou que o crescimento do mercado de trabalho, bem como o aumento da mobilidade geográfica, aumentou o custo dos cuidados com as crianças, e elevou também a independência econômica das mulheres, sendo essas as possíveis razões para mudança no número de filhos por mulher.

Caudill e Mixon (1995) são os pioneiros a utilizar os modelos de regressão censurada de Poisson e Binomial Negativo para modelar as decisões de fertilidade. Com dados de uma pesquisa sobre o consumo dos EUA, eles concluem que o estudo está alinhado com as conclusões de Becker e Lewis (1973).

Nguyen-Dinh (1997) utiliza um modelo de *Poisson* e um *Logit* Ordenado para realizar uma análise quantitativa dos determinantes da fertilidade individual no Vietnã, em 1988. As principais conclusões são de que as características do marido relacionadas à educação e ao setor de trabalho e a escolaridade da mãe são fundamentais para determinar o número de filhos.

No Brasil não há muitos estudos recentes sobre o tema, principalmente no que tange à como os fatores sociodemográficos podem afetar a decisão da mulher de ter filho e do número de filhos que ela tem.

Um estudo sobre a redução da fecundidade foi realizado por Faria (1989), que analisa o efeito de políticas públicas e de mudanças institucionais sobre a fecundidade no Brasil. O resultado encontrado pelo autor mostra que a queda do número de filhos está relacionada com alterações de ordem material e econômica ligadas a questões sociais e culturais.

Um estudo relevante foi de Gupta e Leite (2001), no qual eles analisaram os determinantes da fecundidade entre adolescentes no Nordeste do Brasil, utilizando dados de pesquisas da *Demographic and Health Surveys*, aplicadas no Brasil em 1986, 1991 e 1996, e concluíram que o nível de educação das mulheres é o principal motivo

para explicar a taxa de fecundidade. Os autores demonstraram que uma mulher com quatro anos de estudo pode ter um filho na adolescência com a probabilidade duas vezes maior do que outra mulher com nível de escolaridade mais elevado.

Outro estudo proeminente é de Berquó e Cavenagh (2006), que mostra a diminuição da fecundidade no Brasil, seguindo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Nesse trabalho os autores verificam que a educação e a renda das mulheres são variáveis que se correlacionam com os níveis de fecundidade. A análise mostra que em 1991 as mulheres que não tinham escolaridade alguma tinham em média 3,5 filhos a mais do que aquelas que tinham 12 anos ou mais de escolaridade. No ano de 2000 essa relação foi menor, a diferença foi de 3 filhos e depois passou para 2,2 em 2004.

O trabalho de Yazaki (2008) estuda as condições de fecundidade relacionadas com as questões de reprodução, dentro do estado de São Paulo, no período de 1960 a 2005. A autora identifica uma redução na taxa de fecundidade proveniente do uso de métodos contraceptivos, enfatizando que esse resultado muda de acordo com as condições socioeconômicas.

A transição demográfica brasileira foi analisada por meio de um estudo descritivo dos dados do Censo Demográfico de 1950 a 2010. A principal conclusão é que o país ainda não havia alcançado o equilíbrio demográfico, que é permeado por baixos níveis de mortalidade e natalidade. Outro dado importante é que Norte e Nordeste permaneceram com níveis de mortalidade e fecundidade mais elevados e com uma população menos envelhecida se comparados às regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste (VASCONCELOS; GOMES, 2012).

Carvalho, Guerra e Dias (2012) estimaram se os determinantes da fecundidade desejada são os mesmos da observada por meio de modelos de *Poisson*. A base de dados utilizada foi a da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher de 2006 e foram analisados o impacto de condições sociodemográficas tais como a situação do domicílio, macrorregião, escolaridade, cor/raça, renda domiciliar, além de informações relacionadas ao uso de contraceptivos no número de filhos desejado e no de fato realizado. A conclusão foi de que os determinantes do número de filhos tidos, não são necessariamente os mesmos do número de filhos desejados.

Com objetivo de estimar o impacto da maternidade sobre o engajamento da mulher com e sem filhos no mercado de trabalho, Pazello e Fernandes (2015) utilizaram dados da PNAD de 1992 a 1999 e métodos de inferência causal. O diferencial do artigo foi de propor uma forma de mitigar a endogeneidade da relação filhos-engajamento ao comparar mulheres que tem filhos com outras de características similares, que não tenham filhos, mas que tiveram um natimorto. O estudo concluiu que a maternidade reduz a participação da mulher no mercado de trabalho, mas que isso tende a diminuir no longo prazo e não varia tanto se associado a quantidade de filhos. Além disso, foram encontradas evidências de que o salário-hora não difere no longo prazo entre mulheres com e sem filhos.

Os efeitos da migração sobre diferenciais de fecundidade entre grupos heterogêneos de mulheres foram analisados por Signorini (2017). Com dados do Censo de 2010, a autora concluiu por meio de métodos de estimação causal, que ocorre a assimilação de comportamento reprodutivo pelas migrantes dos estados da região Nordeste com maior tempo de residência na cidade de São Paulo.

Coutinho e Golgher (2018) com dados da *Brazilian Demographic and Health Survey* de 1986-1996 e da Pesquisa Nacional de Demografia de 2006, modelaram os determinantes da fecundidade para o Brasil com o método de preferências competitivas. A ideia foi a de analisar, no cenário de maior e menor taxa de fecundidade, preferências concorrentes entre questões como o tamanho desejado da família, infertilidade involuntária, fertilidade desejada e características sociodemográficas. Entre as principais conclusões, está o fato de que mulheres com mais escolaridade tendem a desejar mais filhos do que as com menor escolaridade, porém no período analisado, essas mulheres possuíam menos filhos do que aquilo que consideravam ser o tamanho ideal da família.

A fundamentação teórico-empírica apresentada sugere que existem diversos fatores que podem afetar a decisão de ter filhos e alteram a taxa de fecundidade. Esse assunto carece de trabalhos mais aprofundados, que contribuam para esclarecer melhor os fatores que influenciam a decisão da mulher de ter ou não filhos.

### **Base de dados e método**

## 1 Estratégia Empírica

A estratégia empírica foi a de construir uma base de dados representando informações *cross sections* composta pelos microdados das PNADs de 2002 a 2015 empilhados. Por meio deles foram identificadas as mulheres com idade entre 10 e 49 anos que declararam ter ou não filhos e a quantidade de filhos que elas declararam ter tido ao longo da vida. Uma das principais limitações do trabalho é que a base de dados é um retrato temporal estático das entrevistadas. Meninas de 10 anos, por exemplo, são bem prováveis de não terem filhos quando responderam à pesquisa, mas podem tê-los futuramente. Isso se aplica também ao número de filhos, uma mulher com 25 anos que tenha declarado apenas 1 filho, poderá vir a ter mais ao longo do seu ciclo reprodutivo.

A principal limitação da estratégia empírica adotada neste trabalho é não levar em consideração que a decisão de ter filhos e/ou do número de filhos, possa ser endógena e/ou tomada simultaneamente com a escolha da participação da mulher no mercado de trabalho e de outras variáveis como a educação. Por questão de simplicidade, em se tratando de um estudo inicial sobre o tema, foi adotada a hipótese de que a mulher escolhe se terá filhos e número de filhos, de forma independente de qualquer outra escolha, isso é fundamental para que os modelos aqui descritos sejam bons estimadores para análise em questão e que os resultados aqui expostos sejam válidos.

### 1.1 Modelo *Logit* para estimação da probabilidade de ter filhos

Dada a natureza binária da variável dependente que é a resposta à pergunta se a mulher teve ou não filhos, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) não é apropriado nesse caso, principalmente por produzir valores de probabilidade predita que podem estar fora do intervalo [0,1] e por violar a hipótese de  $E(\varepsilon|X) = 0$ , e isso é amplamente difundido na literatura (GUJARATI E PORTER, 2011; WOOLDRIDGE, 2002).

Uma das possibilidades nesse caso é o uso do modelo *Logit* que analisa a probabilidade de ocorrência de um evento. Conforme Wooldridge (2002), um modelo de resposta binária pode ser explicado da seguinte maneira genérica:

$$P(Y = 1 | \mathbf{X}) = G(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \equiv p(\mathbf{X}) \quad (6)$$

Onde  $\mathbf{X}$  é o vetor de variáveis e  $\boldsymbol{\beta}$  o de pesos e, por isso:

$$\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n \quad (7)$$

A probabilidade de ocorrer  $Y = 1$ , dado os valores de  $\mathbf{X}$ , é igual a  $G(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$  que significa  $p(\mathbf{X})$ . O modelo *Logit* necessita justamente da definição da função indexadora  $G$ :

$$G(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \equiv \frac{\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})} \quad (8)$$

Para os modelos de resposta binária, o domínio  $G$  fica dentro do intervalo  $[0,1]$ . Caso isso não aconteça, as estimativas criariam resultados que não poderiam ser interpretados. Substituindo a equação (7) na equação (6):

$$p(\mathbf{X}) \equiv \frac{\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})} \quad (9)$$

Ou então:

$$\text{Ln}\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n \quad (10)$$

Dado que os parâmetros estimados pelo modelo *Logit* não são diretamente interpretáveis em virtude da não linearidade do modelo, uma alternativa para tal é o uso da razão de chances (*odds ratio*). Essa medida verifica a chance de sucesso de um grupo com relação a outro grupo e pode ser denotada como:

$$\log(R) = \text{logit}(p_1) - \text{logit}(p_2)$$

De acordo com Wooldridge (2002), o efeito marginal pode ser determinado por:

$$\frac{\partial p}{\partial \mathbf{X}} = \beta \left( \frac{\exp(\beta \mathbf{X})}{1 + \exp(\beta \mathbf{X})} \right) \left( \frac{1}{1 + \exp(\beta \mathbf{X})} \right) \quad (11)$$

É possível perceber que o efeito marginal de  $\mathbf{X}$  depende também do valor do próprio  $\mathbf{X}$  e, contudo, não é constante.

## 1.2 Modelo *Tobit* e modelos de contagem de *Poisson* e Binomial Negativo para estimação do número de filhos

Nesta subseção estão os modelos que serão utilizados para explicar a decisão da mulher em relação ao número de filhos.

### 1.2.1 Modelos *Tobit*

De acordo com o Wooldridge (2002), o modelo *Tobit* pode ser utilizado nos casos em que a variável dependente limitada é uma solução de canto. Aqui uma fração não desprezível da amostra declarou não ter tido filhos e é assumido que os 0 são aproximadamente distribuídos de forma contínua ao longo de valores positivos. Nessa situação MQO não fornece resultados consistentes (WILSON; TISDELL, 2002).

O modelo *Tobit* é formulado a partir de uma variável latente  $y^*$ , que é relativamente observada e assume a seguinte estrutura:

$$y^* = \beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + u \text{ e } u|\mathbf{x} \sim N(0, \sigma^2) \quad (17)$$

$$y = \max(0, y^*) \quad (18)$$

Para tanto, a variável latente atende os pressupostos do modelo linear clássico, e é possível dizer que na equação (18)  $y$  poderá ser igual a  $y^*$  quando  $y^* \geq 0$ , mas  $y = 0$  quando  $y^* < 0$ .

Outro aspecto relevante é que os parâmetros estimados  $\beta_j$  examinam o efeito de  $x_j$  sobre  $y^*$ . No entanto, na solução de canto, o importante é o efeito de  $x_j$  sobre  $y$ , por isso é necessário estimar o efeito sobre o valor esperado de  $y$ , verificando os efeitos marginais computando  $E(y|y > 0, \mathbf{x})$ .

### 1.2.2 Modelos de contagem de *Poisson* e Binomial Negativo

Os modelos de contagem são utilizados para modelar variáveis dependentes contáveis. Aqui o número de filhos é tratado dessa forma por assumir valores inteiros e não negativos. Nessa situação, o modelo de *Poisson* e o modelo Binomial Negativo têm vantagem sobre o modelo MQO, que poderá produzir estimativas inconsistentes (KING, 1988, 1989).

No modelo de *Poisson*, a variável aleatória de contagem  $y$  dado  $\mathbf{x} \equiv (x_1, \dots, x_k)$ , tem uma distribuição *Poisson*. A densidade de  $y$  é fornecida por  $\mathbf{x}$  e considerando a hipótese de *Poisson* é definida pela média condicional  $E(y|\mathbf{x})$ :

$$f(y|\mathbf{x}) = \exp[-\mu(\mathbf{x})][\mu(\mathbf{x})]^y / y! \quad y = 0, 1, \dots \quad (13)$$

A aplicação do modelo de *Poisson* define a utilização de uma variância igual ao valor médio.

$$Var(y|\mathbf{x}) = E(y|\mathbf{x}) \quad (14)$$

Contudo, há situações em que ocorrem a sobre dispersão (variância é maior do que a média). Nesse caso o modelo Binomial Negativo é mais apropriado.

O modelo de regressão Binomial Negativo atribui um parâmetro  $\alpha$  que demonstra a heterogeneidade não-observada entre as observações. Em outras palavras, um erro ( $\varepsilon$ ) que é admitido como sendo não correlacionado com os  $\mathbf{X}'$ s.

Outra característica do modelo Binomial Negativo é que o parâmetro  $\alpha$  define o grau de dispersão das predições. Assim, quanto maior for  $\alpha$  maiores serão as dispersões dos dados.

Novamente o efeito marginal não é diretamente interpretável, sendo necessário um cálculo específico para obtê-lo.

Duas ramificações desses modelos são chamadas de *Poisson* com inflação de zeros e Binomial Negativo com inflação de zeros. Eles levam em conta o fato de existir

um excesso de contagens iguais a 0 nos dados e uma teoria que sugere que esses zeros em excesso são gerados por um processo separado dos outros valores de contagem e que, portanto, eles devem ser modelados de forma independente. No nosso caso, a ocorrência de mulheres que declararam ter 0 filhos é de aproximadamente 45% da amostra e não sabemos se isso ocorre em virtude da opção da mulher por não ter filhos ou devido à, por exemplo, o fato dela ter um problema de saúde que gere infertilidade.

Para avaliar especificamente para os dados desse artigo se os modelos com inflação de zeros eram mais apropriados do que as versões padrão dos modelos de *Poisson* e Binomial Negativo, foram realizados testes de *Vuong*. Dada a significância estatística de  $z$ , os modelos com inflação de zeros foram mais adequados.

Feito isso, com base num coeficiente alfa maior que 0 apresentado, concluiu-se que o modelo mais adequado é o modelo Binomial Negativo com inflação de zeros.

## 2 Descrição das variáveis

No modelo *Logit* a variável explicada *filhos* é uma binária que indica se a mulher teve ou não algum filho nascido vivo até a data de referência.

Nos modelos em que a preocupação está centrada na quantidade de filhos, a variável dependente *nfilhos* é composta pela soma do número de filhos de ambos os sexos que moram ou não no domicílio, além do número de filhos de ambos os sexos que morreram. As covariadas estão relacionadas à ocupação, cor ou raça, faixa etária, anos de estudo, área do domicílio, macrorregião e faixa de rendimento domiciliar *per capita*. A Tabela 01 traz uma descrição de cada uma delas.

**Tabela 01** - Descrição das variáveis sociodemográficas utilizadas nos modelos econométricos como covariadas.

	Variável	Descrição
1	Ocupação	Trab
2		Mulheres que declararam ter trabalhado na semana da
3	Cor ou Raça	Ntrab(*)
4		Mulheres que declararam não ter trabalhado na semana da
5		Branca
6		Mulheres que se autodeclararam brancas
7		Nbranca(*)
8		Mulheres que se autodeclararam preta, amarela, parda,
5	Idade	Idade1(*)
6		Mulheres com idade de 10 a 19 anos
7		Idade2
8		Mulheres com idade de 20 a 49 anos
9		Idade3
1		Mulheres com idade de 30 a 39 anos
1		Idade4
1		Mulheres com idade de 40 a 49 anos
9	Anos de estudo	Anoest0(*)
1		Mulheres sem instrução ou menos de 1 ano de estudo
1		Anoest2
1		Mulheres com 1 a 3 anos de estudo
1		Anoest3
1		Mulheres com 4 a 7 anos de estudo
1		Anoest4
1		Mulheres com 8 a 10 anos de estudo
1		Anoest5
1		Mulheres com 11 a 14 anos de estudo
1		Anoest7
1		Mulheres com 15 anos de estudo ou mais
1	Situação	Urbana
1		Mulheres que residem em área urbana
1		Rural (*)
1		Mulheres que residem em área rural
1	Macrorregião	Norte
1		Mulheres que residem na região Norte
1		Nordeste
1		Mulheres que residem na região Nordeste
1		Sudeste
2		Mulheres que residem na região Sudeste
2		Sul
2		Mulheres que residem na região Sul
2		Centro-
2		Mulheres que residem na região Centro-Oeste
2	Renda	Semrend <sup>(1)</sup>
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de 0
2		Ate1/4SM(
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de até ¼ SM
2		1/4_1/2SM
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de mais de ¼ SM a ½ SM
2		1/4_1SM
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de mais de ½ SM a 1 SM
2		1_2SM
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de mais de 1 SM a 2 SM
2		2_3SM
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de mais de 2 SM a 3 SM
2		3_5SM
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de mais de 3 SM a 5 SM
2		Mais5SM
2		Mulheres com <i>rdpc</i> de mais de 5 SM

Fonte: Elaboração própria

(\*) A variável é grupo base nos modelos econométricos.

<sup>(1)</sup> Considerou-se como referência o salário-mínimo nominal de R\$622,00, vigente em 2012 deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de outubro/2012.

As variáveis sociodemográficas incluídas nos modelos como covariadas foram escolhidas com base em outros artigos que estimam questões relacionadas à fecundidade e de acordo com a disponibilidade de informações existentes nas PNADs que puderam ser compatibilizadas para o período de 2002 a 2015.

### 3 Base de dados e análise descritiva

A base de dados é composta pelos microdados das PNADs de 2002 a 2015. De acordo com o IBGE (2016), essa pesquisa era anual, com abrangência nacional e abordava as características gerais da população, da educação, do trabalho, do rendimento e da habitação e incluiu periodicamente assuntos relevantes do país que

necessitavam de informações. Em 2015, foi realizada a 49<sup>a</sup>, e última edição da pesquisa, que foi um importante instrumento para a formulação e avaliação de políticas públicas. Em 2016, a PNAD foi substituída pela PNAD contínua, que apresenta metodologia e periodicidade distinta às PNADs anteriores.

A Tabela 02 mostra a distribuição percentual por características sociodemográficas selecionadas, da população de mulheres brasileiras com idade de 10 a 49 anos, para as PNADs de 2002 a 2015. O total da amostra é composto por 1.461.398<sup>5</sup> observações, com o fator de expansão de amostra, o número chega a 712.895.496.

Aproximadamente 46% das mulheres declararam não ter tido filhos. Dentre as que tiveram filhos, mais de 64% optaram por ter 1 ou 2 filhos e 16,60% tiveram 4 filhos ou mais. No que diz respeito a ter trabalhado na semana de referência, aproximadamente 48% dos indivíduos do sexo feminino com idade entre 10 e 49 anos declararam estar nessa condição.

A maioria das mulheres, 51,71%, se autodeclararam não brancas (preta, amarela, parda ou indígena). Em relação à faixa etária, mulheres com idade entre 40 e 49 anos são a minoria na amostra, em torno de 21,15%, os outros estratos etários têm entre 24% e 27% da amostra aproximadamente.

No que se refere à escolaridade, cerca de 15% das mulheres têm no máximo 3 anos de estudo, 28% têm de 4 a 7 anos e 19,12% possuem de 8 a 10 anos de escolaridade. A maioria delas, 29,65%, tem de 11 a 14 anos de estudo.

Mais de 85% dos indivíduos do sexo feminino com idade entre 10 e 49 anos reside em área urbana. A região Sudeste concentra mais de 40% das mulheres que compõem a amostra desse estudo, seguida pelo Nordeste, Sul, Norte e Centro Oeste, com 28,41%, 14,38%, 8,04% e 7,57%, respectivamente.

A faixa de rendimento mensal domiciliar *per capita* de mais de  $\frac{1}{4}$  até 1 salário-mínimo engloba aproximadamente 50% da população de mulheres com idade entre 10 e 49 anos e 6,5% delas compõem os dois estratos de renda selecionados mais elevados.

---

<sup>5</sup> Foram excluídas 43.478 observações em que a renda mensal domiciliar não foi declarada.

**Tabela 02** – Brasil: Distribuição percentual e características sociodemográficas selecionadas para a população de mulheres de 10 a 49 anos PNADs de 2002 a 2015

(continua)

TOTAL	1.461.39	712.895.496	%
MATERNIDADE			
Tiveram filhos	794.467	386.556.291	54,
Não tiveram filhos	666.931	326.339.291	45,
NÚMERO DE FILHOS			
Tiveram 1 filho	244.522	119.966.204	31,
Tiveram 2 filhos	264.172	129.665.566	33,
Tiveram 3 filhos	149.724	72.452.750	18,
Tiveram 4 filhos ou mais	135.358	64.100.955	16,
TRABALHO NA SEMANA DE REFERÊNCIA			
Sim	691.246	341.565.525	47,
Não	770.152	371.329.971	52,

**Tabela 02** – Brasil: Distribuição percentual e características sociodemográficas selecionadas para a população de mulheres de 10 a 49 anos PNADs de 2002 a 2015

(conclusão)

COR/RAÇA			
Branco	652.446	344.264.498	48,
Não Branco	808.952	368.630.998	51,
IDADE (ANOS)			
10 a 19 anos	409.276	197.950.740	27,
20 a 29 anos	395.783	190.582.502	26,
30 a 39 anos	354.592	173.549.387	24,
40 a 49 anos	301.747	150.812.867	21,
ANOS DE ESTUDO MATERNO			
Sem instrução e menos de 1 ano	71.701	34.495.284	4,8
1 a 3 anos	150.528	72.184.976	10,
4 a 7 anos	420.230	202.491.344	28,
8 a 10 anos	277.510	135.613.761	19,
11 a 14 anos	426.099	210.326.594	29,
15 anos ou mais	107.143	54.275.399	7,6
SITUAÇÃO DO DOMÍLIO			
Urbano	1.260.98	608.362.039	85,
Rural	200.416	104.533.457	14,
MACRORREGIÃO			
Norte	206.425	57.284.268	8,0
Nordeste	460.806	202.499.095	28,
Sudeste	413.757	296.642.860	41,
Sul	217.682	102.516.187	14,
Centro Oeste	162.728	53.953.086	7,5
FAIXA DE RENDIMENTO MENSAL DOMICILIAR PER			
Sem rendimento	14.483	6.888.013	0,9
Até 1/4 salário-mínimo <sup>(2)</sup>	264.021	120.793.127	16,
Mais de 1/4 até 1/2 salário-mínimo	350.747	162.962.114	22,
Mais de 1/2 até 1 salário-mínimo	402.289	199.387.506	27,
Mais de 1 até 2 salários-mínimos	268.981	140.848.496	19,
Mais de 2 até 3 salários-mínimos	81.548	42.216.026	5,8
Mais de 3 até 5 salários-mínimos	55.282	27.842.597	3,8
Mais de 5 salários-mínimos	38.257	18.844.425	2,6

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADS de 2002 a 2015

<sup>(1)</sup> Aplicou-se o fator de expansão da amostra.

<sup>(2)</sup> Considerou-se como referência o salário-mínimo nominal de R\$622,00, vigente em 2012 deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de outubro/2012.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* denotam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Valores entre parênteses representam o erro padrão. As estimativas foram ponderadas pelo fator de expansão da amostra.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 1 Análise das estimativas para a probabilidade de ter filhos

A Tabela 03 apresenta os resultados para a probabilidade da mulher de 10 a 49 anos ter filhos. Na primeira coluna estão os parâmetros estimados por Mínimos Quadrados Ordinários. Embora tal método não seja adequado para estimação de modelos com variáveis dependentes binárias, ele é apresentado para que seja realizada uma análise comparativa com o modelo *Logit*.

Na segunda coluna constam as estimativas do modelo *Logit*. Os parâmetros não são diretamente interpretáveis, mas são úteis para determinação da direção em que as covariadas agem sobre a variável dependente. Na coluna 3, constam as razões de chance e na coluna 4 o efeito marginal médio, ambos são úteis para determinar a magnitude do efeito da variável em questão sobre a probabilidade de ter filhos.

A variável que indica se a mãe trabalhou na semana de referência (*trab*) é a única que apresenta sinal diferente quando comparadas as colunas 1 e 2 e que não apresentou significância estatística no modelo *Logit*. A razão de chance mostra que trabalhar aumenta em aproximadamente 1,009 vezes a probabilidade de ser mãe e o efeito marginal médio indica que essa expectativa é elevada em 0,117 pontos percentuais.

Ser da cor/raça branca, também tem um efeito positivo pequeno sobre a variável dependente. A razão de chances é de aproximadamente 1,04 e o efeito marginal médio indica que ser branca aumenta a probabilidade de ser mãe em aproximadamente 0,495 pontos percentuais.

As mulheres foram divididas em quatro faixas de idade no intuito de determinar se estar em determinada fase da vida influencia a probabilidade de ter filhos, O grupo base são as mulheres com idade entre 10 e 19 anos (*idade1*). De acordo com as estimativas é possível afirmar que quanto mais elevada a faixa etária da mulher, maior é a probabilidade de ela ser mãe, fato que pode estar atrelado a característica cumulativa da variável número de filhos. Ter idade entre 30 e 39 anos (*idade3*) aumenta a probabilidade de ter filhos em aproximadamente 57 pontos percentuais em relação

às mulheres da faixa etária de 10 a 19 anos. O impacto para mulheres que estão no estrato de 40 a 49 anos (*idade4*) é semelhante, aproximadamente 59 pontos percentuais.

A fim de identificar como a escolaridade afeta a probabilidade de ser mãe, foram construídas seis faixas de anos de estudo. As mulheres sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo (*anoest1*) são o grupo base. A maior probabilidade de ter filhos ocorre entre as mulheres que estudaram de 4 a 7 anos. A razão de chance denota que essa probabilidade é aproximadamente 1,95 vezes maior quando comparada as mulheres do grupo base e o efeito marginal médio indica uma possibilidade 7,882 pontos percentuais maior de esse evento ocorrer.

Nas duas últimas faixas de escolaridade compostas por mulheres com anos de estudo que variam de 11 a 15 anos ou mais, a probabilidade de ser mãe diminui. Com destaque para as mulheres com 15 anos ou mais de estudo (*anoest6*), que possuem uma probabilidade de aproximadamente 5,627 pontos percentuais menor de ser mãe do que aquelas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo (*anoest1*).

A variável *urbana* que se refere à localização do domicílio da mulher, não apresentou o sinal esperado. A interpretação para as estimativas é que residir em área urbana aumenta a probabilidade de ter filho. A magnitude do efeito é de aproximadamente 0,742 pontos percentuais.

Com o objetivo de captar diferenças macrorregionais, foram inseridas as covariadas *norte*, *sudeste*, *sul*, *coeste* e *nordeste* (grupo de referência). Em todas as macrorregiões a mulher tem uma maior probabilidade de ser mãe do que na região Nordeste. Com destaque para as regiões Norte e Centro Oeste em que a chance de ser mãe é superior a 1,65 vezes em relação ao grupo base e o efeito marginal médio age no mesmo sentido na magnitude de aproximadamente 6 pontos percentuais. Os resultados diferem do esperado para as regiões Sul e Sudeste, onde é esperado uma menor chance de ter filhos em relação ao grupo base, de acordo com a taxa de fecundidade observada em 2014, na Figura 02.

As mulheres com idade de 10 a 49 anos foram subdivididas em sete estratos de renda de renda domiciliar *per capita*. A variável omitida na regressão foi *est1*, ela é composta pelas famílias com renda domiciliar *per capita* de até  $\frac{1}{4}$  de salário-mínimo. A partir de *est2* é possível afirmar que quanto maior a renda menor a probabilidade de a

mulher ser mãe. Para as mulheres que pertencem as famílias com rendimento domiciliar *per capita* maior que 5 salários-mínimos a probabilidade de ser mãe é 11,37 vezes menor em relação ao grupo base de acordo com a razão de chances e 31,883 pontos percentuais menor de acordo com o efeito marginal médio.

**Tabela 03 – Brasil: Resultados para a probabilidade de uma mulher de 10 a 49 anos ter filhos.**

Variáveis	(continua)			
	(1) MQO	(2) <i>Logit</i>	(3) Razão de chances	(4) Efeito Marginal
Trab	-0,00591*** (0,0008)	0,0096 (0,0061)	1,0097 (0,0061)	0,0012 (0,0007)
Cor	0,00545*** (0,0007)	0,0406*** (0,0059)	1,0414*** (0,0061)	0,0050*** (0,0007)

Tabela 03 – Brasil: Resultados para a probabilidade de uma mulher de 10 a 49 anos ter filhos.

Variáveis	(conclusão)			
	(1) MQO	(2) <i>Logit</i>	(3) Razão de chances	(4) Efeito Marginal
idade2	0,548*** (0,0010)	3,649*** (0,0100)	38,4202*** (0,3826)	0,3588*** (0,0006)
idade3	0,842*** (0,0009)	5,279*** (0,0110)	196,0951*** (2,1655)	0,5715*** (0,00047)
idade4	0,916*** (0,0009)	5,917*** (0,0122)	371,4816*** (4,5234)	0,5949*** (0,0004)
anoest2	0,0319*** (0,0016)	0,307*** (0,0161)	1,3600*** (0,0219)	0,3678*** (0,0019)
anoest3	0,0707*** (0,0015)	0,670*** (0,0149)	1,9535*** (0,0290)	0,0788*** (0,0017)
anoest4	0,0740*** (0,0016)	0,568*** (0,0154)	1,7640*** (0,0271)	0,0677*** (0,0019)
anoest5	-0,0564*** (0,0017)	-0,236*** (0,0143)	1,2660*** (0,0113)	-0,0289*** (0,0018)
anoest6	-0,121*** (0,0023)	-0,449*** (0,0165)	1,5675*** (0,0105)	-0,0563*** (0,021)
Urbana	0,00635*** (0,0009)	0,0607*** (0,0084)	1,0625*** (0,0089)	0,0074*** (0,0010)
Norte	0,0606*** (0,0010)	0,516*** (0,0086)	1,6748*** (0,0144)	0,0609*** (0,0010)
Sudeste	0,0166*** (0,0009)	0,165*** (0,0070)	1,1799*** (0,0082)	0,0201*** (0,0008)
Sul	0,0421*** (0,0011)	0,368*** (0,0087)	1,4448*** (0,0126)	0,0441*** (0,0010)
Coeste	0,0605*** (0,0011)	0,508*** (0,0089)	1,6613*** (0,0147)	0,0600*** (0,00010)
est0 <sup>(1)</sup>	-0,0596*** (0,0038)	-0,668*** (0,0332)	1,9504*** (0,0170)	-0,0849*** (0,0043)
est2	-0,0418***	-0,445***	1,5608***	-0,0551***

	(0,0009)	(0,0094)	(0,0060)	(0,0012)
est3	-0,105***	-1,040***	2,8283***	-0,1277***
	(0,0010)	(0,0099)	(0,0035)	(0,0012)
est4	-0,180***	-1,599***	4,9495***	-0,2025***
	(0,0012)	(0,0110)	(0,0022)	(0,0014)
est5	-0,223***	-1,889***	6,6096***	-0,2472***
	(0,0018)	(0,0139)	(0,0021)	(0,0018)
est6	-0,253***	-2,074***	7,9586***	-0,2728***
	(0,0022)	(0,0155)	(0,0019)	(0,0020)
est7	-0,317***	-2,432***	11,3774***	-0,3188***
	(0,0027)	(0,0177)	(0,0015)	(0,0021)
Intercepto	0,0644***	-2,909***	18,3382***	
	(0,0017)	(0,0174)	(0,0095)	
Observações	1.461.398	1.461.398		
$R^2 / R^2$ McFadden	0,4950	0,4360		

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADS de 2002 a 2015

<sup>(1)</sup> Considerou-se como referência o salário-mínimo nominal de R\$622,00 vigente em 2012 deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de outubro/2012.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* denotam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Valores entre parênteses representam o erro padrão. As estimativas foram ponderadas pelo fator de expansão da amostra.

## 2 Análise das estimativas nos modelos em que a variável dependente é o número de filhos por mulher

A Tabela 04 mostra as estimativas do modelo *Tobit*. Na primeira coluna é possível observar os resultados para o modelo MQO, na segunda coluna para o modelo *Tobit* e na terceira coluna o efeito marginal. Não há um padrão quando comparadas as magnitudes da coluna (1) e (2). Os coeficientes ora são maiores no segundo modelo ora são menores quando comparados com aqueles obtidos por MQO.

Com exceção da variável *urbana*, todos os parâmetros apresentaram significância estatística. Os efeitos marginais aqui discutidos se referem ao efeito linear sobre a variável latente não censurada e não sobre o resultado observado. Trabalhar aumenta o número de filhos em aproximadamente 2% em relação ao grupo base. Em relação a cor, ser branca diminui o número de filhos em aproximadamente 5% se comparado ao número de filhos de mulheres não brancas. O resultado obtido difere do encontrado por Carvalho, Guerra e Dias (2022) que indicam que a cor/raça não tem papel importante na demanda realizada de filho por mulher.

No que se refere às faixas etárias, é possível afirmar que a idade afeta de forma monotônica e crescente o número de filhos por mulher. O grupo base aqui são mulheres com idade entre 10 e 19 anos e a magnitude dos coeficientes aumenta

conforme o estrato etário se eleva. Esse resultado denota que quando a mulher decide ter mais de um filho, isso irá se concretizar em uma idade mais elevada se comparada ao nascimento do primogênito.

A escolaridade reduz o número de filhos quando a mulher atinge 8 anos de estudo ou mais. Para *anoest5*, o número de filhos é menor em cerca de 66% se comparada àquelas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo. A conclusão é similar a obtida por Berquó e Cavenagh (2006) e Carvalho, Guerra e Dias (2022), que observaram que quanto mais escolarizadas as mulheres, menor o número de filhos tidos.

Em relação as macrorregiões, residir fora do Nordeste aumenta o número de filho por mulher, com destaque para àquelas que moram na região Norte, em que o número de filhos é 42,61% maior do que o grupo base. Esse resultado não é o esperado para Sul e Sudeste como já mencionado.

Com exceção da variável *est0* que denota os indivíduos sem renda, os sinais e a magnitude dos coeficientes são os esperados para os estratos de renda domiciliar *per capita*. É possível afirmar, no caso das mulheres que declararam valor superior a 0 na renda domiciliar, que quanto maior a renda domiciliar *per capita* menor o número de filhos. As mulheres do estrato de renda mais elevado têm aproximadamente 19,66% menos filhos que as mulheres do grupo base. Resultado que corrobora com os achados em Berquó e Cavenagh (2006) e Carvalho, Guerra e Dias (2022).

**Tabela 04** – Brasil: Resultados modelo *Tobit* para o número de filhos de uma mulher de 10 a 49 anos

Variáveis	(continua)		
	(1) MQO	(2) <i>Tobit</i>	(4) Efeito Marginal
Trab	0,0132*** (0,0028)	0,0227*** (0,0033)	0,0227*** (0,0033)
Cor	-0,0507*** (0,0024)	-0,0412*** (0,0033)	-0,0411*** (0,0033)
idade2	1,268*** (0,0028)	3,0136*** (0,0065)	3,0136*** (0,0065)
idade3	2,232*** (0,0033)	4,2760*** (0,0062)	4,2760*** (0,0062)
idade4	2,881*** (0,0041)	4,8297*** (0,0062)	4,8297*** (0,0062)
anoest2	-0,372*** (0,0102)	0,2380** (0,0078)	0,0238** (0,0078)
anoest3	-0,531*** (0,0093)	0,3109*** (0,0070)	0,0311*** (0,0070)

**Tabela 04** – Brasil: Resultados modelo *Tobit* para o número de filhos de uma mulher de 10 a 49 anos

Variáveis	(conclusão)		
	(1) MQO	(2) <i>Tobit</i>	(4) Efeito Marginal
anoest4	-0,684*** (0,0092)	-0,1184*** (0,0074)	-0,1184*** (0,0074)
anoest5	-1,123*** (0,0091)	-0,6675*** (0,0073)	-0,6675*** (0,0073)
anoest6	-1,360*** (0,0098)	-0,8072*** (0,0092)	-0,8072*** (0,0092)
urbana	-0,0638*** (0,004)	-0,0097 (0,0044)	-0,0095 (0,0044)
norte	0,311*** (0,0043)	0,4261*** (0,0047)	0,4260*** (0,0047)
sudeste	0,0312*** (0,003)	0,0769*** (0,0040)	0,0769*** (0,0040)
Sul	0,0897*** (0,0037)	0,1788*** (0,0049)	0,1788*** (0,0049)
coeste	0,170*** (0,0037)	0,3271*** (0,0049)	0,3271*** (0,0049)
est0 <sup>(1)</sup>	-0,583*** (0,0139)	-0,5949*** (0,0175)	-0,5949*** (0,0175)
est2	-0,456*** (0,0045)	-0,4577*** (0,0046)	-0,4577*** (0,0046)
est3	-0,762*** (0,0045)	-0,9062*** (0,0049)	-0,9062*** (0,0049)
est4	-0,975*** (0,0047)	-1,2956*** (0,0058)	-1,2956*** (0,0058)
est5	-1,063*** (0,0057)	-1,5037*** (0,0083)	-1,5037*** (0,0083)
est6	-1,114*** (0,0063)	-1,6483*** (0,0098)	-1,6483*** (0,0098)
est7	-1,241*** (0,0073)	-1,9665*** (0,0122)	-1,9265*** (0,0122)
Intercepto	-1,231*** (0,0103)	-1,4956*** (0,0093)	
Observações censuradas à direita		667.622	
Observações não censuradas		793.776	

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADS de 2002 a 2015

<sup>(1)</sup> Considerou-se como referência o salário-mínimo nominal de R\$622,00 vigente em 2012 deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de outubro/2012.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* denotam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Valores entre parênteses representam o erro padrão. As estimativas foram ponderadas pelo fator de expansão da amostra.

A Tabela 05 apresenta os resultados encontrados para o modelo Binomial Negativo, considerando a variável dependente a quantidade de filhos das mulheres de 10 a 49 anos.

Na primeira coluna estão os parâmetros estimados do modelo Binomial Negativo. Na segunda coluna as inferências (efeitos marginais).

A variável correspondente à idade das mulheres, tem coeficiente positivo, o que indica que a idade influencia de forma positiva a decisão de ter mais filhos. Quanto mais próximo do término do período fértil, maior as chances de ter mais filhos, o que pode estar atrelado a característica cumulativa da variável em questão. A variável *cor* apresentou efeito negativo, isso mostra que mulheres brancas tem menor probabilidade de ter um número maior de filhos em relação à não brancas.

**Tabela 05** – Brasil: Resultados modelo Binomial Negativo para o número de filhos de uma mulher de 10 a 49 anos

Variáveis	(1) Binomial Negativo	(2) Efeito Marginal Binomial Negativo
Trab	0,00008*** (0,0016)	0,01131*** (0,0023)
Cor	-0,0548*** (0,0017)	-0,6291*** (0,0023)
idade2	1,3437*** (0,01411)	3,6063*** (0,0788)
idade3	1,8803*** (0,1411)	6,0292*** (0,1102)
idade4	2,1723*** (0,0141)	7,6628*** (0,1342)
anoest2	-0,0807*** (0,00313)	-0,5470*** (0,0048)
anoest3	-0,2028*** (0,0027)	-0,1537*** (0,0041)
anoest4	-0,3667*** (0,0031)	-0,2977*** (0,0040)
anoest5	-0,5613*** (0,0032)	-0,5688*** (0,0041)
anoest6	-0,5718*** (0,0049)	-0,5645*** (0,5645)
urbana	-0,0599*** (0,0021)	-0,4825*** (0,0032)
norte	0,2143*** (0,0023)	0,3290*** (0,0040)
sudeste	0,0188*** (0,0022)	0,01823*** (0,0029)
sul	0,0606*** (0,0027)	0,07919*** (0,0037)
coeste	0,1089*** (0,0027)	0,1652*** (0,0038)
est0 <sup>(1)</sup>	-0,3717*** (0,0075)	-0,3768*** (0,0089)
est2	-0,2681*** (0,0022)	-0,3427*** (0,0029)
est3	-0,4705*** (0,0024)	-0,6246*** (0,0030)
est4	-0,5972*** (0,0031)	-0,7963*** (0,0031)
est5	-0,6446*** (0,0051)	-0,8195*** (0,0037)
est6	-0,6860*** (0,0065)	-0,8617*** (0,0041)
est7	-0,7641***	-0,9448***

	(0,0087)	(0,0045)
Constante	-0,4376***	0,01823***
	(0,0143)	
Ln de Alpha	-5,9123***	
	(0,2210)	
Observações	1.461.398	1.461.398

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADS de 2002 a 2015

(<sup>1</sup>) Considerou-se como referência o salário-mínimo nominal de R\$622,00 vigente em 2012 deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de outubro/2012.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* denotam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Valores entre parênteses representam o erro padrão. As estimativas foram ponderadas pelo fator de expansão da amostra.

Ainda com base na Tabela 5, as variáveis correspondentes à todas as faixas de anos de estudo (*anoest*), a todos os estratos da renda familiar *per capita* (*est*), e ao fato de ser residente em zona urbana (*urbana*) tiveram efeitos marginais negativos, o que denota que quanto mais tempo de estudo, maior a renda e o fato de residir em áreas urbanas, estão relacionados com menores chances de aumentar a quantidade de filhos por mulher.

Todas as variáveis relacionadas às macrorregiões apresentaram efeitos marginais positivos. O resultado retrata que residir fora do Nordeste está associado a mais filhos por mulher, o que mais uma vez difere do esperado para as regiões Sul e Sudeste.

### Considerações finais

A atual taxa de fecundidade brasileira abaixo da taxa de reposição demográfica sinaliza que é necessário conhecer a rigor o que determina a escolha da mulher por ter filhos e do número de filhos que ela irá ter. Problemas relacionados ao tamanho da população economicamente ativa, previdência privada, entre outros podem surgir futuramente. Por isso, estudos que analisam essas escolhas são tão importantes e devem auxiliar na elaboração de políticas públicas para atenuar possíveis efeitos não desejados.

Os principais resultados deste trabalho corroboram em grande parte com o senso comum e econômico a respeito de como as condições sociodemográficas afetam a decisão da mulher de ter filhos e do número de filhos. O fato de a mulher estar empregada aumenta as probabilidades de ela ter filhos e do número de filhos que ela tem. Em relação a cor ou raça, ser branca aumenta as chances de a mulher decidir ter

filhos, mas reduz a probabilidade de ela ter um número maior de filhos. Ademais, ter uma maior escolaridade e renda *per capita*, estão associados à uma menor expectativa de escolher ser mãe e de ter uma quantidade maior de filhos.

As limitações encontradas no trabalho foram a base de dados que é um retrato temporal estático das entrevistadas e não levar em consideração que a decisão de ter filhos e/ou do número de filho por mulher, possa ser endógena e/ou tomada simultaneamente com a escolha da participação no mercado de trabalho e de outras variáveis como a educação.

Estudos futuros, se possível com bases mais detalhadas e com métodos de estimação que levam em consideração uma possível endogeneidade e simultaneidade na decisão da mulher de ter filhos e a quantidade de filhos que ela tem devem ser realizados na tentativa de elucidar o tema em questão.

## Referências

BANCO MUNDIAL. *Fertility Rate*. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicador/SP.DYN.TFRT.IN>> Acesso em 02 de maio de 2021

BARMBY, Tim.; CIGNO A. Alessandro sequential probability model of fertility patterns. *Journal of Population Economics*, 3:31–51, 1990.

BECKER, Gary Stanley. A theory of marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81(4): 813–846, July/August 1973.

\_\_\_\_\_. An economic analysis of fertility. In Coale, A., editor, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, pages 209-231. Princeton University Press, Princeton, NJ, 1960

\_\_\_\_\_. *The Economic Approach to Human Behavior*. Chicago Illinois: The University of Chicago Press, 1977.

\_\_\_\_\_; LEWIS, H. Gregg. On the interaction between the quantity and quality of children. *Journal of Political Economy*, 81 (2): 279-288, March/April 1973.

BERQUÓ, Elza; CAVENAGH Suzana. Fecundidade em declínio: Breve nota sobre a redução no número médio de filhos por mulher no Brasil. *Novos Estudos –CEBRAP*, n.74, p.11-15, Março, 2006.

BRITO, Fausto. *A transição demográfica no contexto internacional*. Texto de Discussão Nº 317. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2007. p. 1-29.

CARVALHO, Angelita A; GUERRA, Francismara F.; DIAS, Ingrid G. Análise dos determinantes da fecundidade desejada: uma abordagem comparativa a partir dos determinantes do número de filhos de tidos. *V Congresso da Associação Latino-*

*americana de População*, Montevideu, Uruguai, 2012. Disponível em: < chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://web.archive.org/web/20180427060442id\_/http://www.alapop.org/Congreso2012/DOCSFINAIS\_PDF/ALAP\_2012\_FIN AL253.pdf> Acesso em: 02 jun. 2022

CAUDILL, Steven B.; MIXON, Franklin G. Modeling household fertility decisions: Estimation and testing of censored regression models for count data. *Empirical Economics*, v. 20, n. 2, p. 183-196, 1995.

COUTINHO, Raquel Zanatta; GOLGHER, Andre Braz. Modelling the proximate determinants of fertility for Brazil: the advent of competing preferences. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 35, 2018.

CUNHA, Marina Silva; VASCONCELOS, Marcos Roberto. Fertility and participation in the Brazilian labor market. *Nova Economia*, v. 26, n. 1, p. 179-206, 2016.

FARIA, Vilma E. Políticas de governo e regulação da fecundidade: conseqüências não antecipadas e efeitos perversos. In: ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM CIÊNCIAS SOCIAIS (Org.). *Ciências sociais hoje*. São Paulo: Vértice e Anpocs, 1989. p. 62-103.

FOLBRE Nancy. Children as public goods. *American Economic Review*, 84(2):86-90, May 1994.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria básica-5*. Amgh Editora, 2011.

GUPTA, Neeru; LEITE, Iuri da Costa. Tendências e Determinantes da Fecundidade entre Adolescentes no Nordeste do Brasil. *Perspectivas Internacionais de Planejamento Familiar*, Número especial, p. 24–29, 2001.4.

HECKMAN James J.; WALKER JR. The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: Evidence from Swedish longitudinal data. *Econometrica*, 58(6):1411-1441, November 1990.

IBGE. Brasil em síntese. Disponível em: <<https://brasilemsintese.ibge.gov.br/populacao/taxas-de-fecundidade-total.html>> Acesso em: 14 jul. 2016

KING, Gary. Statistical models for political science event counts: Bias in conventional procedures and evidence for the exponential Poisson regression model. *American Journal of Political Science*, 32:838– 863, 1988.

\_\_\_\_\_. Variance specification in event count models: From restrictive assumptions to a generalized estimator. *American Journal of Political Science*, 33:762–784, 1989.

MINCER, Jacob. *Market price, opportunity costs, and income effects*. In: CHRIST, Carl F.;

GRUNFELD, Yehuda. *Measurement in economics, studies in mathematical economics and econometrics in memory of Yehuda Grunfeld*. Stanford, California: Stanford University Press, 1963, p. 67-82.

NGUYEN-DINH, Huan. A socioeconomic analysis of the determinants of fertility: The case of Vietnam. *Journal of Population Economics*, v. 10, n. 3, p. 251-271, 1997.

PAZELLO, Elaine Toldo e FERNANDES, Reynaldo. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. 2004, Anais. Belo Horizonte: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A151.pdf>> Acesso em: 17 jul. 2015.

SIGNORINI, Bruna Atayde. *Efeitos da migração sobre a fecundidade: um estudo comparativo entre mulheres nordestinas imigrantes em São Paulo, mulheres não-migrantes naturais do estado e mulheres não-migrantes naturais do Nordeste*. Belo Horizonte, 2017. Tese (Doutorado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais.

SOBEL, Michael E, ARMINGER Gerhard. Modeling household fertility decisions: A nonlinear simultaneous probit model. *Journal of the American Statistical Association*, 87(417):38–47, 1992.

VASCONCELOS, Ana Maria Nogales; GOMES, Marília Miranda Forte. Transição demográfica: a experiência brasileira. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, v. 21, n. 4, p. 539-548, 2012.

WILSON, Clevo; TISDELL, Clement A. OLS and Tobit estimates: When is Substitution Defensible Operationally? *Economic Theory, Applications and Issues Working Paper*, n.15: 1-9, 2002.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2002.

YAZAKI, Lúcia Mayumi. Análise da fecundidade no Estado de São Paulo. *São Paulo em Perspectiva*, v. 22, n. 1, p. 48-65, Jan./Jun. 2008.