

MARGENS INTENSIVA E EXTENSIVA NAS DECISÕES DE FECUNDIDADE: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL¹

Juliana Patrícia Alves Pereira²

Paulo Aguiar do Monte³

Wallace Patrick Santos de Farias Souza⁴

Shirley Pereira de Mesquita⁵

A redução da taxa de fecundidade abaixo do nível de reposição da população gera uma redução no volume populacional e seu envelhecimento. O objetivo deste artigo é analisar as mudanças na taxa de fecundidade no Brasil observando esse processo ao longo das margens intensiva e extensiva. Os parâmetros da margem intensiva da fecundidade foram estimados, primeiramente, por regressão linear, por meio do modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO), e, em seguida, foram utilizados os modelos de regressão de Poisson e binomial negativa, possibilitando uma comparação dos parâmetros estimados pelos dois modelos e conferindo maior robustez aos resultados. Com relação à margem extensiva, seus parâmetros foram estimados por meio do modelo *probit*. A base de dados contempla os Censos Demográficos dos anos de 1991, 2000 e 2010. Os resultados mostram evidências de aumento da taxa de fecundidade nas margens intensiva e extensiva quando ocorre melhora nas condições de investimento na qualidade das crianças.

Palavras-chave: fecundidade; margem intensiva; margem extensiva.

INTENSIVE AND EXTENSIVE MARGINS IN FERTILITY DECISIONS: EVIDENCE FOR BRAZIL

Reducing the fertility rate below the population replacement level leads to a reduction in population volume and its aging. The aim of this article is to analyze changes in the fertility rate in Brazil by observing this process along the intensive and extensive margins. The parameters of the intensive fertility margin were estimated first by Linear Regression, using the Ordinary Least Squares Model (OEM), and then the Poisson and Negative Binomial regression models were used, enabling a comparison of the parameters estimated by the two models and giving greater robustness to the results. Regarding the extensive margin, its parameters were estimated using the Probit Model. The database includes the Demographic Censuses for the years 1991, 2000 and 2010. The results show evidence of an increase in the fertility rate in the intensive and extensive margins when there is an improvement in investment conditions in the quality of children.

Keywords: fertility; intensive margins; extensive margins.

JEL: J10; J11; J12.

1. DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppe54n1art2>

2. Professora adjunta I na Unidade Acadêmica de Agronomia do Centro de Ciências e Tecnologia Agroalimentar (Uagra/CCTA), da Universidade Federal de Campina Grande (UFCG). *E-mail:* jupatricia22@hotmail.com.

3. Professor titular do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). *E-mail:* pauloaguiardomonte@msn.com.

4. Professor adjunto III do Departamento de Economia e do PPGE/UFPB. *E-mail:* wpsfarias@gmail.com.

5. Doutora em economia regional e políticas públicas pela UFPB. *E-mail:* shirley_mesquita@yahoo.com.br.

1 INTRODUÇÃO

Até meados da década de 1960, a taxa média de fecundidade das mulheres em nível mundial era de cinco filhos, apresentando redução ao longo das décadas seguintes, chegando a menos de 2,5 crianças por mulher em 2015 (Roser, 2017). Esse declínio da taxa de fecundidade pode ser influenciado por uma série de fatores, tais como o conhecimento sobre métodos contraceptivos, a entrada da mulher no mercado de trabalho, a relação custo-benefício de se ter uma criança, bem como os investimentos na qualidade dessas crianças. No Brasil, de acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto, nas décadas de 1950 e 1960, uma mulher possuía entre quatro e seis filhos, esse número caiu para cerca de um e dois filhos em 2016 (Simões, 2016).

Diante da transição das taxas de fecundidade ao longo dos anos, surge a necessidade de analisar os mecanismos envolvidos nesse fenômeno. Até décadas atrás, a escolha do número de filhos era considerada fora do âmbito da análise econômica, sendo campo de estudo predominante de áreas como demografia e sociologia, nas quais se apontavam fatores religiosos e culturais como pertinentes para a decisão de ter filhos (Doepke, 2015; Easterlin, 1978).

A teoria da escolha da fecundidade no âmbito econômico surge com Becker (1960), por meio do desenvolvimento de uma abordagem econômica para explicar o comportamento dessa escolha. 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 à 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 a uma 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 (gasto 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 de ter mais filhos.

Tendo como base o trabalho de Becker (1960), Becker e Lewis (1974) também apresentam o *trade-off* entre quantidade e qualidade das crianças com a restrição orçamentária familiar, mostrando que, por um lado, se a qualidade da criança aumenta (mais gasto 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, uma vez que os gastos com a qualidade se acumulam para cada criança. Dessa forma, quantidade e qualidade são substitutos nas decisões de fecundidade. Além disso, Doepke (2015) explica

que a elasticidade-renda da fecundidade pode ser negativa caso a quantidade e a qualidade sejam consideradas bens normais, de modo que um aumento na renda aumentará a qualidade, que, por sua vez, torna a quantidade mais custosa. Com isso, o efeito líquido sobre a quantidade de crianças é uma combinação do efeito renda positivo e um efeito substituição negativo (troca de quantidade por qualidade), podendo ter uma relação negativa entre renda e fecundidade.

Na literatura recente, alguns estudos buscaram diagnosticar as possíveis causas na queda das taxas de fecundidade, como Berquó e Cavenaghi (2004), Jacinto e Tejada (2008) e Cunha e Vasconcelos (2016). No entanto, assim como Becker e Lewis (1974), todas essas pesquisas foram realizadas observando apenas a fecundidade ao longo da margem intensiva, definida como a quantidade de crianças por família. Porém, Aaronson, Lange e Mazumder (2011; 2014) incorporaram na análise de Becker e Lewis (1974) a identificação da fecundidade ao longo da margem extensiva, definida como a probabilidade de a mulher ter o primeiro filho. Com isso, esses autores afirmam que, ocorrendo melhoras nas condições de investimento na qualidade das crianças, aumenta a probabilidade de as mulheres decidirem por ter filhos, mesmo que seja apenas um, o que gera um aumento na quantidade de crianças, provocado por melhora nas oportunidades de investimentos (qualidade) em cada criança. Essa argumentação passa a considerar quantidade e qualidade das crianças como complementares nas decisões de fecundidade, chamada de *complementaridade essencial* na análise da margem extensiva da fecundidade.

Os estudos de Aaronson, Lange e Mazumder (2011; 2014) são considerados os primeiros a incorporar a análise da fecundidade ao longo das margens intensiva e extensiva, sugerindo a hipótese da complementaridade essencial na explicação do *trade-off* entre quantidade e qualidade de crianças. Com base nessa hipótese, quando o preço da qualidade declina, ter pelo menos uma criança torna-se mais atraente em relação à opção de não ter filhos, aumentando a fecundidade ao longo da margem extensiva.

Ademais, muitos são os fatores explicativos para a redução da fecundidade ao longo do tempo, seja na decisão de ter o primeiro filho, seja na da quantidade total de filhos. Com isso, este ensaio tem como objetivo estudar os determinantes da taxa de fecundidade⁶ no Brasil observando esse processo ao longo das margens intensiva e extensiva, sendo esta uma literatura ainda recente e pouco explorada.

6. Nos estudos sobre demografia, a taxa de fecundidade pode ser analisada de duas formas: por *cohort fertility rate* e por *parturição*. *Cohort fertility rate* estima o número de filhos tido por uma mulher em uma coorte específica. *Parturição*, por sua vez, é o número de filhos que uma mulher teve. Neste artigo usamos a taxa de fecundidade como *parturição*, considerando a idade reprodutiva feminina (de 15 a 49 anos).

Para tanto, o trabalho terá como base os microdados do Censo Demográfico dos anos de 1991, 2000 e 2010, fornecidos pelo IBGE, visando identificar melhor a tendência de queda na taxa de fecundidade ao longo dos anos. A variável dependente será o número de filhos por família, a ser analisado tanto pela margem intensiva (quantidade de filhos) quanto pela margem extensiva (probabilidade do primeiro filho) da fecundidade. Caso sejam encontradas evidências de endogeneidade e viés de seleção, a estratégia empírica será composta por duas etapas: primeiro, será tratada uma possível endogeneidade por causalidade reversa de algumas variáveis explicativas com a fecundidade e, posteriormente, será utilizado o método de Heckman (1978) para correção de viés de seleção. Após o tratamento da endogeneidade e a correção do viés, os parâmetros da margem intensiva da fecundidade serão estimados primeiramente por regressão linear, por meio do modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO), e em seguida serão utilizados os modelos de regressão de Poisson e binomial negativa, possibilitando uma comparação dos parâmetros estimados pelos dois modelos e conferindo maior robustez aos resultados. Os modelos de Poisson e binomial negativa são frequentemente utilizados para estimar dados em contagem em que as variáveis aleatórias assumem valores inteiros e não negativos, como é o caso da variável dependente aqui considerada (número de filhos por mulher).

A estimação dos parâmetros da margem extensiva da fecundidade será realizada pelo modelo *probit*, que é geralmente utilizado quando a variável dependente é uma variável aleatória binária (que pode assumir dois valores), representando a probabilidade de ocorrência de um determinado evento. A variável dependente da margem extensiva da fecundidade é a probabilidade de a mulher ter pelo menos um filho, sendo esta uma variável *dummy* que pode assumir valor 1, se a mulher tem pelo menos um filho, ou valor 0, se a mulher não tem filhos. Dessa forma, espera-se fornecer explicações adicionais com relação aos fatores associados à tendência de queda na taxa de fecundidade, assim como ao processo de transição demográfica, que, entre outras consequências, leva à queda na população economicamente ativa, aumentando a proporção de idosos, podendo, com isso, levar a um menor potencial de crescimento da produção e da economia.

Além desta introdução, o trabalho divide-se em mais seis seções. A seção 2 apresenta uma breve descrição da literatura empírica, enquanto a seção 3 descreve a estratégia empírica adotada. Na seção 4, é apresentada a base de dados e a descrição das variáveis utilizadas. Em seguida, respectivamente nas seções 5 e 6, são apresentados os resultados das estimações tanto para a margem extensiva quanto para a margem intensiva. Por fim, na seção 7 são feitas as considerações finais.

2 LITERATURA EMPÍRICA

A taxa de fecundidade de um país é um importante indicador na formulação de políticas públicas, tendo em vista suas consequências em relação à queda no crescimento da população. No longo prazo, esse processo pode levar à redução na população economicamente ativa e ao seu envelhecimento, provocando uma inversão na pirâmide etária populacional, com crescimento da população mais idosa e redução significativa da população mais jovem.

Partindo dessa premissa, a literatura sobre fecundidade apresenta distintos fatores que podem influenciar na decisão das famílias em ter filhos. Becker (1960) foi o primeiro autor a introduzir os estudos sobre fecundidade no arcabouço econômico e apresentou dois parâmetros básicos como motivação para sua análise de decisão do tamanho das famílias: o desenvolvimento de uma generalização da discussão de Malthus, que teve sua teoria construída em um quadro fortemente econômico; e a utilização de variáveis econômicas na explicação da fecundidade. O autor analisa a troca entre quantidade *versus* qualidade da criança na decisão sobre o número de filhos de uma família e afirma que os pais obtêm utilidade tanto na quantidade de crianças (número de filhos) quanto na qualidade delas (investimento realizado em cada uma). A partir dessa relação, o ensaio de Becker (1960) conclui que a elasticidade-renda para a qualidade da criança (gasto por criança) deve ser alta, enquanto a elasticidade-renda da quantidade (o número de filhos) deve ser baixa. Ou seja, à medida que aumenta o nível de renda das famílias, estas escolhem investir mais na qualidade das crianças existentes, em detrimento de ter mais filhos.

A análise de Becker (1960) fica mais evidente com o trabalho realizado por Becker e Lewis (1974), 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 (1974) é que, por um lado, se a qualidade da criança aumenta (mais gasto 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 substitutas na decisão sobre o número de filhos na família.

Contudo, a maioria dos estudos realizados sobre possíveis causas da tendência decrescente das taxas de fecundidade, como Berquó e Cavenaghi (2004), Jacinto e Tejada (2008) e Cunha e Vasconcelos (2016), considera apenas fatores que levam a reduções na fecundidade ao longo da margem intensiva (redução no número de crianças por família). Berquó e Cavenaghi (2004), por exemplo, buscam quantificar e localizar quais os grupos que já se encontram com fecundidade abaixo do nível de reposição populacional e quais ainda estão com fecundidade elevada. Para tanto, apresentaram uma análise descritiva da taxa de fecundidade ocorrida entre os anos de 1991 e 2000, detalhando-a em níveis de Unidade da Federação (UF), com recorte urbano e rural. Os autores confirmaram a tendência continuada de declínio da fecundidade em todo o país e em todos os níveis socioeconômicos, com uma grande parcela da população sob regimes de fecundidade abaixo do nível de reposição. Esse processo acarreta mudanças na estrutura etária da população, trazendo consequências sociais e econômicas, sobretudo com relação aos programas ligados às áreas de educação, saúde, previdência, entre outros, que devem considerar estes aspectos na formulação de políticas públicas (Berquó e Cavenagui, 2004).

Jacinto e Tejada (2008), por sua vez, usaram dados do Atlas de Desenvolvimento Humano da década de 1990 para estudar os determinantes da taxa de fecundidade dos municípios brasileiros, analisando o *trade-off* quantidade e qualidade dos filhos. Para analisar a quantidade de filhos, os autores utilizaram como variáveis explicativas o nível de instrução, a renda, a localização do domicílio e o índice de longevidade como *proxies* para medir a qualidade da criança. Por sua vez, na equação da qualidade, foram utilizados o número de médicos por habitante, o percentual de pessoas com serviço de coleta de lixo e o acesso a água encanada. Inicialmente, foram utilizados dados na forma *cross-section*, com uso de variáveis instrumentais na estimação dos resultados para os anos de 1991 e 2000. Em uma primeira estimação, os instrumentos utilizados para mensurar a qualidade das crianças se mostraram bons, porém foi observada a presença da endogeneidade na variável longevidade em uma segunda estimação, o que pôde gerar estimativas viesadas. Como correção, Jacinto e Tejada (2008) usaram um modelo com dados em painel e observaram que os instrumentos gerados pelo painel passaram nos testes de validação, reduzindo consideravelmente o problema da endogeneidade, podendo analisar os resultados do modelo sem maiores restrições. Os autores encontraram evidências de que o uso da variável longevidade se mostrou importante ao ser utilizada como *proxy* para qualidade, apresentando resultados significativos de que existe um *trade-off* entre quantidade e qualidade.

Cunha e Vasconcelos (2016) analisaram os determinantes da fecundidade e da participação das mulheres no mercado de trabalho por meio de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (1995-2009), considerando mulheres de 18 a 60 anos de idade. Nesse estudo, a fecundidade foi captada por

uma variável binária com valor de 1 para mulheres que afirmaram ter algum filho com idade menor de 15 anos, sendo esta relação estimada pelo modelo *probit* bivariado. Entre as variáveis explicativas, está o salário feminino, que se configura como um importante determinante do custo de oportunidade de ter filhos e de sua participação no mercado de trabalho. Contudo, Cunha e Vasconcelos (2016) chamam atenção para o fato de o salário ser observado apenas por mulheres que estão trabalhando e poder estar correlacionado com fatores não observados que afetam a maternidade e a inserção da mulher no mercado de trabalho, provocando um viés de seleção. A correção desse viés se deu por meio da estimação dos salários utilizando a equação minceriana pelo modelo de Heckman (1978). Os autores observaram queda da fecundidade e aumento da participação feminina no mercado de trabalho no período analisado, bem como um efeito negativo dos salários na probabilidade de fecundidade e positivo na probabilidade de participação no mercado de trabalho. Além disso, Cunha e Vasconcelos (2016) ainda constataram que os efeitos dos salários na fecundidade são maiores para rendas menores, o que mostra o maior custo de oportunidade de ter filhos para mulheres mais pobres.

Observa-se que a literatura que discute a distinção entre a margem intensiva e extensiva da fecundidade ainda é recente, com destaque para as pesquisas realizadas por Aaronson, Lange e Mazumder (2011; 2014). Ambos analisaram a fecundidade no que se refere à opção de permanecer sem filhos com base na complementaridade essencial. Esta hipótese mostra que uma melhora na qualidade das crianças pode levar a reduções na fecundidade entre mulheres que estão em idade fértil e já possuem filhos (margem intensiva), enquanto, ao mesmo tempo, induz a níveis mais altos de fecundidade entre as mulheres que não tenham filhos ou que estejam com baixos níveis de fecundidade (margem extensiva). Ou seja, a fecundidade ao longo da margem extensiva aumenta à medida que a oportunidade de investir na qualidade da criança se expande. Aaronson, Lange e Mazumder (2011) discutiram uma série de testes para quantificar o viés de seleção e concluíram que esse viés é pequeno, observando que as características socioeconômicas dos negros não predizem a localização das escolas ou as taxas de exposição a essas escolas. Observaram ainda que os níveis de escolaridade de mulheres negras antes do programa se assemelhavam aos de outros locais que não foram expostos à construção de escolas e aos que já tinham escolas. Aaronson, Lange e Mazumder (2014), por sua vez, corrigiram o seu viés de seleção controlando um conjunto de covariáveis, incluindo efeitos fixos por tempo e localidade, e por meio da aplicação de estimadores de diferenciação que exploram que o programa foi direcionado a um grupo demográfico específico.

Akira (2015) também procurou analisar a fecundidade ao longo das margens intensiva e extensiva, mas observando a acumulação de capital e o bem-estar econômico a longo prazo. Para tanto, o autor utilizou uma função de produção Cobb-Douglas para estimar um modelo de crescimento econômico. Akira (2015)

concluiu que, quando há uma queda na margem intensiva da fecundidade, obtém-se uma relação negativa entre a taxa de crescimento da população e a razão capital-trabalho. Ademais, observou-se ainda uma diminuição da fecundidade, tanto na margem intensiva quanto na margem extensiva, e que um aumento na margem intensiva diminui o estoque de capital e o bem-estar econômico. Os argumentos expostos por esses autores são apresentados mais detalhadamente no quadro 1.

QUADRO 1
Resumo da literatura empírica acerca das decisões de fecundidade

| Autor | Problema de pesquisa | Metodologia | Variáveis | Resultados |
|---------------------------|---|--|--|--|
| Becker (1960) | Discutir o <i>trade-off</i> quantidade e qualidade na escolha dos pais quanto ao número de filhos. Utilizou variáveis econômicas na explicação da fertilidade. | Utiliza a teoria econômica do consumidor aplicada a decisões de gravidez. | Classes de renda; relação de fecundidade; número médio de crianças por casais; quantidade de crianças desejadas; entre outras. | Fecundidade é determinada por renda, custo das crianças, conhecimento, incerteza e gostos. |
| Becker e Lewis (1974) | Relacionar o <i>trade-off</i> entre quantidade e qualidade das crianças com a restrição orçamentária dos pais. | Maximização da função utilidade, que depende da quantidade de crianças, da qualidade das crianças e de outros bens. | Quantidade de crianças; qualidade de crianças; outros bens de consumo. | A elasticidade-preço observada da quantidade excede a da qualidade, exatamente o oposto da conclusão para as elasticidades-renda observadas. |
| Berquó e Cavenaghi (2004) | Quantificar, localizar e qualificar quais os grupos que já se encontram com fecundidade abaixo do nível de reposição e quais ainda estão com fecundidade elevada. | Modelo <i>logit</i> . | Nível de instrução, fecundidade, idade, renda, raça, posição na ocupação, situação do domicílio. | Aumento no percentual de mulheres com fecundidade abaixo do nível de reposição. Redução no número de mulheres com alto nível de fecundidade. O percentual de mulheres brancas com taxa de fecundidade abaixo do nível de reposição é maior do que o percentual de mulheres negras. |
| Jacinto e Tejada (2008) | Estudar os determinantes das taxas de fecundidade nos municípios brasileiros na década de 1990, com base no modelo proposto por Becker e Lewis (1974). | MQO em dois estágios. Dados em <i>cross-section</i> utilizando o método de variáveis instrumentais. Apresentação dos resultados em painel. | Fecundidade; longevidade; salário <i>per capita</i> ; razão entre a população urbana e a população total; escolaridade; proporção de médicos por 100 mil habitantes. | Setor urbano, escolaridade e salários são significativos na determinação do número de filhos. Longevidade como <i>proxy</i> para qualidade apresentou resultados significativos de que existe um <i>trade-off</i> entre qualidade e quantidade. |

(Continua)

(Continuação)

| Autor | Problema de pesquisa | Metodologia | Variáveis | Resultados |
|-----------------------------------|---|--|--|--|
| Aaronson, Lange e Mazumder (2011) | Examinar um aspecto de fecundidade que é tipicamente negligenciado: a opção de permanecer sem filhos. | Adaptação do modelo de Galor (2010) para derivar o que a complementaridade essencial implica para as explicações da transição da fecundidade. | Mulheres de 25 a 49 anos; e mulheres de 15 a 22 anos que frequentaram a escola durante a era de Rosenwald. Localização, ano de construção, nome da escola, número de professores, número de acres de terra e avaliação de custo de construção. | Mudança tecnológica gera padrões que preveem declínios da fecundidade ao longo da margem extensiva. Aumento dos custos de oportunidade da fecundidade gera um declínio ao longo de ambas as margens. |
| Aaronson, Lange e Mazumder (2014) | Testar o modelo padrão de quantidade-qualidade das crianças em duas gerações de mulheres afetadas por um programa de construção escolar, observando as margens intensiva e extensiva nas decisões de fecundidade. | Adaptação do modelo de Galor (2010) para analisar a fecundidade ao longo das margens intensiva e extensiva. MQO. | Mulheres em idade fértil quando as escolas foram construídas; e mulheres negras rurais. Controle: negras urbanas e brancas rurais, em idade escolar. | Mulheres em idade fértil no período de construção: oportunidade de escolaridade para suas crianças; preço na qualidade da criança diminui; e aumento da fecundidade ao longo da margem extensiva. Mulheres em idade escolar: fecundidade diminui ao longo da margem intensiva e extensiva. |
| Akira (2015) | Investigar o impacto da baixa fecundidade na acumulação de capital a longo prazo e no bem-estar econômico. | Função de produção Cobb-Douglas. Modelo de crescimento econômico. | Estimação do modelo de crescimento no que se refere às margens intensiva e extensiva. | O impacto difere de acordo com a baixa fecundidade; e diminuição em ambas as margens. Um aumento na margem intensiva diminui o estoque de capital e o bem-estar econômico. |
| Cunha e Vasconcelos (2016) | Analisar os determinantes da fecundidade e da participação das mulheres no mercado de trabalho brasileiro e a simultaneidade entre essas variáveis. | Modelo <i>probit</i> bivariado. Criação de variáveis binárias para as variáveis explicativas. Teste de Wald (verificar se as duas equações são independentes). | Variáveis dependentes: probabilidade de participação no mercado de trabalho; e probabilidade de se ter filhos. Variáveis explicativas: <i>log</i> do salário estimado; idade; renda domiciliar; raça/cor; estado civil; região; área (urbana ou rural); e áreas metropolitanas ou não. | O efeito dos salários na fecundidade é negativo e na participação é positivo. Enquanto a fecundidade da mulher caiu, sua participação aumentou de 1995 para 2009. Tendência de queda na fecundidade e de aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho brasileiro. |

Elaboração dos autores.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Como já mencionado, pretende-se verificar os aspectos relacionados à taxa de fecundidade no Brasil analisando as decisões sobre o número de filhos ao longo das margens intensiva e extensiva. Dessa forma, na análise da margem intensiva, a

variável dependente será o número de filhos por mulher em idade fértil, sendo esta uma variável discreta, de valores inteiros e não negativos. Para a margem extensiva, por sua vez, a variável dependente será a probabilidade de a mulher ter pelo menos um filho, sendo uma *dummy* que assume valor 1, se a mulher tem pelo menos um filho vivo, e 0, se a mulher não tem filhos.

Conforme exposto na literatura empírica, alguns autores encontraram evidências de endogeneidade e viés de seleção em seus estudos. Jacinto e Tejada (2008), por exemplo, observaram a presença da endogeneidade na variável longevidade, que foi utilizada como *proxy* para medir a qualidade da criança. Cunha e Vasconcelos (2016), no entanto, mostraram evidências de viés de seleção da variável renda quando verificaram o fato de o salário ser observado apenas para mulheres que estão trabalhando e que isso pode estar correlacionado com fatores não observados que podem afetar a fecundidade. Neste artigo, existe a possibilidade de encontrarmos evidências da presença da endogeneidade, sobretudo no nível de instrução e na renda, e para tanto serão utilizadas variáveis instrumentais, com o objetivo de corrigir esse viés de endogeneidade, que poderá se dar pela possível existência de uma causalidade reversa dessas variáveis com a fecundidade. O nível de instrução da mulher pode influenciar na sua decisão sobre fecundidade, na medida em que quanto maior for a sua escolaridade, maiores serão as oportunidades no mercado de trabalho, aumentando o custo de oportunidade de ter filhos. De outra forma, quanto maior o número de filhos, menor o tempo para se dedicar ao investimento em capital humano, visando a um melhor nível de instrução e ao mercado de trabalho. Com relação à renda, quanto maiores forem as oportunidades femininas no mercado de trabalho, maior tende a ser a sua renda, ocasionando aumento no custo de oportunidade na decisão de fecundidade. Desse modo, a decisão de ter filhos pode explicar a renda das famílias, uma vez que famílias com melhores condições financeiras podem optar por ter mais filhos.

A endogeneidade por causalidade reversa também pode ocorrer caso a decisão de ter filhos esteja condicionada à melhora das oportunidades de investimentos na qualidade das crianças. Ou seja, ao perceber uma diminuição no valor dos investimentos em qualidade das crianças, as famílias podem decidir por ter mais filhos. Sendo assim, os investimentos na qualidade das crianças podem influenciar na taxa de fecundidade das famílias, bem como a quantidade de filhos pode explicar os investimentos em qualidade na criação deles. Diante dessas possibilidades, o controle da endogeneidade passa a ser fundamental na identificação da fecundidade ao longo das margens intensiva e extensiva. Também será utilizado o método de correção do viés de seleção de Heckman (1978), cujo modelo tem a seguinte forma estrutural:

$$y_i = \exp(x_i' \beta + \beta_d D_i) + \epsilon_i \quad (1)$$

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{se } z_i \alpha + v_i > 0 \\ q, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$$\begin{pmatrix} \epsilon \\ v \end{pmatrix} | x, z \sim \text{Normal} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma\rho \\ \sigma\rho & 1 \end{pmatrix} \right]$$

Na equação (1), z é um vetor de variáveis explicativas exógenas que influenciam D (decisão de ter filhos); α é um vetor de parâmetros; v é um erro aleatório; e ρ é o parâmetro que captura a correlação entre os erros das equações do sistema. O procedimento tradicional consiste em estimar, no primeiro estágio, um modelo *probit* para D , extrair o fator de correção e incluí-lo no modelo final de contagem. O segundo estágio do modelo pode ser estimado com um pseudo-Poisson, utilizando Ψ como fator de correção, conforme sugerido por Staub (2009):

$$E(y|x, d) = \exp(x' \beta + \beta_d D + \theta \Psi) \quad (2)$$

$$\Psi = D \frac{\phi(z' \alpha)}{\Phi(z' \alpha)} + (1 - D) \frac{-\psi(z' \alpha)}{1 - \Psi(z' \alpha)} \quad (3)$$

Nas equações (2) e (3), as variáveis α são substituídas por suas estimativas no modelo *probit*; ϕ é a função de distribuição; e Ψ é a função de distribuição acumulada normal padrão. Esta estratégia produz estimadores de impacto para a variável endógena e , ao mesmo tempo, o modelo gera um teste de endogeneidade para esta mesma variável, dado que $\theta = \sigma\rho$. Assim, se θ for estatisticamente significativo, sinaliza a presença de endogeneidade, a qual deverá ser tratada conforme o método descrito. O contraponto desta estratégia é a dependência paramétrica imputada na estruturação do modelo.

Após a correção do viés e da endogeneidade por causalidade reversa, caso sejam identificados, a estimação dos parâmetros da margem intensiva da fecundidade será realizada primeiro por uma regressão linear, por meio do modelo de MQO. Posteriormente, os parâmetros serão estimados pelos modelos de Poisson e binomial negativa, que são geralmente utilizados para estimar dados em contagem, em que as variáveis aleatórias assumem valores inteiros não negativos, como é o caso da variável dependente representada pelo número de filhos por mulher.

O objetivo do uso do modelo linear é observar qual o comportamento da variável dependente (número de filhos por mulher) diante das variáveis explicativas (região geográfica, ocupação, renda, raça, nível de instrução, estado civil, situação do domicílio, religião, idade, chefe de família) e compará-lo aos resultados da regressão por Poisson, dando maior robustez à pesquisa. De modo geral, o modelo de regressão linear é especificado da seguinte forma:

$$Fec = \beta_0 + Regeo\beta_1 + Ocup\beta_2 + Rend\beta_3 + Raca\beta_4 + Instru\beta_5 + Estciv\beta_6 + Dom\beta_7 + Relig\beta_8 + Idad\beta_9 + Chefe\beta_{10} + \epsilon_i \quad (4)$$

Na equação (4), *Fec* é a taxa de fecundidade, que representa a quantidade de filhos por mulher em idade fértil; *Regeo* é a região geográfica, e está indicada por *dummies* para cada região (Norte, Sul, Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste); *Ocup* é a ocupação, que está separada pelas *dummies*: trabalhador com e sem carteira de trabalho assinada, domésticas com e sem carteira de trabalho assinada, trabalhador por conta própria, militares e servidores públicos, empregador, trabalho para o próprio consumo, trabalho não remunerado, trabalhador agrícola, estagiário ou aprendiz; *Rend* representa *dummies* que indicam os rendimentos que podem ser provenientes da renda do trabalho principal (medida em *log*), aposentadoria, pensão, mesada ou doação, renda de aluguel, transferências do governo e programas sociais, como o Programa Bolsa Família (PBF) e Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti); *Raca* é a *dummy* indicativa da cor ou raça, sendo 1 branco e 0 não branco; *Instru* indica o nível de instrução, e está dividida pelas seguintes *dummies*: sem instrução, alfabetização de jovens e adultos, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior; *Estciv* é a *dummy* que indica o estado civil, sendo 1 casado e 0 não casado; *Dom* é a *dummy* indicativa da situação do domicílio, sendo 1 para domicílio urbano e 0 para domicílio rural; *Relig* é a *dummy* utilizada para a religião, sendo 1 para pessoa com religião e 0 para pessoa sem religião; *Idad* é a variável indicativa da idade, que está separada por *dummies* de acordo com as seguintes faixas etárias: de 15 a 19 anos, de 20 a 24 anos, de 25 a 29 anos, de 30 a 34 anos, de 35 a 39 anos, de 40 a 44 anos e de 45 a 49 anos; *Chefe*, que representa uma *dummy* indicativa de mulheres que são chefes de famílias, sendo 1 para mulheres que são chefes de família e 0 para mulheres que não são chefes de família.

Com relação ao modelo de regressão de Poisson, este é considerado a metodologia-base na modelação de dados de contagem, sobretudo por assumir apenas valores inteiros e não negativos para o valor esperado da variável dependente. Dessa forma, esse modelo desempenha um papel fundamental na análise de dados de contagem, conforme apresentado por Turkman e Silva (2000). Seja *Y* a variável aleatória com distribuição de Poisson, neste artigo representada pelo número de filhos por mulher, que assume apenas valores inteiros e não negativos, cuja função de probabilidade pode ser descrita por:

$$f(y_i|\mu_i) = \frac{\mu_i^{y_i} e^{-\mu_i}}{y_i!}, y_i = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (5)$$

Na equação (5), y_i é o valor observado da variável dependente *Y* e μ_i é o valor médio de *Y*, que, na distribuição de Poisson, só pode assumir valores inteiros e não negativos. Com isso, pode-se escrever a regressão de Poisson da seguinte forma:

$$\mu(x_i) = e^{X_i' \beta} \quad (6)$$

Assim, $\mu_i \in R^+$. Entretanto, o modelo de regressão de Poisson é limitado por considerar que o valor da média condicional seja igual ao valor da variância condicional, o que causa o problema da sobredispersão, ocasionando o mau ajustamento do modelo pela subestimação da variância dos parâmetros e gerando estatísticas de teste sobrestimadas, enviesando a significância destes parâmetros. Visando estabelecer uma relação linear entre a variável dependente (número de filhos por mulher) e as variáveis explicativas, pode-se usar uma transformação logarítmica, especificada da seguinte forma:

$$\ln(\mu(x_i)) = \ln(e^{X'\beta}) \quad (7)$$

$$\ln(\mu(x_i)) = X'\beta \quad (8)$$

Nesse modelo, a estimação dos coeficientes é realizada pelo método de máxima verossimilhança, sendo o *log* da verossimilhança para o modelo de Poisson dado por:

$$\ln(\beta) = \sum_{i=1}^n (y_i \ln(\mu(x_i))) - \mu(x_i) - \ln(y_i!) \quad (9)$$

Substituindo as equações (7) e (8) na equação (9), podemos reescrevê-la da seguinte forma:

$$\ln(\beta) = \sum_{i=1}^n [y_i \beta_1 + y_i \beta_2 x_{i2} + y_i \beta_3 x_{i3} + \dots + y_i \beta_p x_{ip} - e^{\beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_p x_{ip}} - \ln(y_i!)] \quad (10)$$

Como solução do problema da sobredispersão, a literatura propõe usar o modelo de regressão binomial negativa, cuja função de probabilidade é dada por:

$$f(y_i | \mu_i; \alpha) = \left(\frac{\Gamma(y_i + \alpha)}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\alpha)} \right) \left(\frac{\alpha}{\alpha + \mu_i} \right)^\alpha \left(\frac{\mu_i}{\alpha + \mu_i} \right)^{y_i} \quad (11)$$

Na equação (11), $\Gamma(\cdot)$ é a função gama; $y_i = 0, 1, 2, \dots$; e α é um parâmetro de dispersão no cálculo da variância condicional. A média e a variância são dadas, respectivamente, por:

$$E(Y_i) = \mu_i \quad (12)$$

$$Var(Y_i) = \mu_i + \alpha \mu_i^2 \quad (13)$$

Com a aplicação da transformação logarítmica, o modelo de regressão binomial negativa passa a ser representado da seguinte forma:

$$\ln(\mu_i) = X'_i \beta \quad (14)$$

Os coeficientes de regressão desse modelo também são estimados por máxima verossimilhança, cujo *log* pode ser expresso por:

$$\ln(\beta) = \sum_{i=1}^n \left(y_i \ln \left(\frac{\alpha \mu_i}{1 + \alpha \mu_i} \right) - \left(\frac{1}{\alpha} \right) \ln(1 + \alpha \mu_i) + \ln \left(\frac{\Gamma(y_i + \frac{1}{\alpha})}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\frac{1}{\alpha})} \right) \right) \quad (15)$$

Com relação à margem extensiva da fecundidade, seus parâmetros serão estimados pelo modelo *probit*, que é geralmente utilizado quando a variável dependente é uma variável aleatória dicotômica, podendo assumir dois valores, representando a probabilidade de ocorrência de um evento. Neste artigo, a variável dependente, que representa a margem extensiva da fecundidade, é a probabilidade de a mulher ter pelo menos um filho, sendo esta variável uma *dummy* que pode assumir valor 1, se a mulher tem pelo menos um filho, e valor 0, se a mulher não tem filhos. De modo geral, modelos de respostas binárias assumem a seguinte especificação:

$$P(y = 1|X) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k) \quad (16)$$

Na equação (16), y é a variável dependente, binária; e X representa o conjunto de variáveis explicativas. A estimação do modelo *probit* se dá geralmente por máxima verossimilhança, e considera-se que, a partir desse método, todos os estimadores serão consistentes, eficientes e assintoticamente normais.

4 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Os dados utilizados na pesquisa são os microdados oriundos do Censo Demográfico realizado pelo IBGE para os anos de 1991, 2000 e 2010, podendo-se observar as mudanças demográficas e, sobretudo, de fecundidade ocorridas ao longo dos anos. O censo abrange todos os municípios brasileiros, e sua amostragem não se caracteriza por processos de conglomeração e estratificação (amostra complexa). Ademais, os dados censitários permitem a criação de variáveis *proxies* referentes à demanda e à estrutura do mercado de trabalho de cada município, uma maior discriminação da estrutura familiar pelo detalhamento da posição da pessoa no domicílio e seu estado civil, fornecendo uma amostra de vários aspectos da população brasileira, como educação, saúde, moradia, trabalho e condições de vida. Para verificar os determinantes da fecundidade ao longo das margens intensiva e extensiva, a amostra será composta por mulheres em idade fértil, que é compreendida por aquelas com idade entre 15 e 49 anos, segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS).

No quadro 2, são apresentadas todas as variáveis utilizadas neste estudo. A escolha das variáveis tem como referência o trabalho realizado por Aaronson, Lange e Mazumder (2012). Para tanto, serão utilizadas duas medidas de fecundidade: a fecundidade com relação à margem intensiva, que indica o número de filhos por mulher na época da realização da pesquisa censitária; e a fecundidade com relação à margem extensiva, que indica a probabilidade de se ter pelo menos um filho. De acordo com Aaronson, Lange e Mazumder (2012), as medidas de fecundidade são construídas usando a contagem de crianças sobreviventes com menos de 10 anos, uma vez que podem ser vinculadas às suas mães biológicas nos anos do censo. Além disso, os autores argumentam que a falta de filhos é vista como não economicamente relevante, especialmente para sociedades que passam por transições demográficas.

Com relação às variáveis explicativas, estas foram divididas em três categorias: características sociais da mulher; ocupação e rendimento; e domicílio. Nas características sociais, foram elencadas informações das mulheres em idade fértil, tais como: idade, raça, estado civil, condição de ser chefe de família, religião e nível de instrução. Destas variáveis, merecem destaque a idade e o nível de instrução. No que se refere à idade, a fecundidade feminina tende a ser maior para mulheres mais velhas, sobretudo na faixa etária entre 15 e 39 anos (Soares, 2009; Nascimento, 2012; Carvalho e Verona, 2014). Sobre o nível de instrução, por sua vez, a alta escolaridade e a renda contribuem para o acesso a métodos contraceptivos adequados e a consequente redução da taxa de fecundidade (Soares, 2009; Nascimento, 2012; Berquó e Cavenaghi, 2014).

Também são utilizadas informações sobre o tipo de ocupação da mulher e sobre fontes de rendimentos, que podem ser provenientes do trabalho principal e do não trabalho (aposentadoria ou pensão, PBF ou Peti, ou outros programas sociais, outras fontes). No tocante à renda do trabalho, a literatura tem apontado que mulheres com menor rendimento (até um salário mínimo) apresentam maior taxa de fecundidade (Soares, 2009; Berquó e Cavenaghi, 2014; Cunha e Vasconcelos, 2016). Entretanto, dada a endogeneidade que a renda do trabalho pode apresentar, foi utilizado o nível de instrução da mulher como *proxy* para seu rendimento. No que se refere ao domicílio, foram utilizadas as variáveis região (que indica a localização do domicílio) e situação do domicílio, caracterizando se o domicílio é urbano ou rural. Com relação à localização, identificam-se comportamentos diferentes em razão da heterogeneidade cultural entre as regiões e entre as áreas urbanas e rurais (Mendes, 2017).

QUADRO 2
Descrição das variáveis

| Variáveis | Descrição |
|---|--|
| Variáveis dependentes: medidas de fecundidade | |
| Margem intensiva | Número de filhos por mulher |
| Margem extensiva | Fecundidade condicionada a pelo menos um filho |
| Características sociais da mulher | |
| Idade | <i>Dummies</i> para as diferentes faixas etárias da mulher (15-19 anos; 20-24 anos; 25-29 anos; 30-34 anos; 35-39 anos; 40-44 anos; 45-49 anos) |
| Raça | <i>Dummy</i> : 1 mulheres brancas e 0 não brancas (preta, parda, amarela, indígena) |
| Estado civil | <i>Dummy</i> : 1 se a mulher for casada |
| Religião | <i>Dummy</i> : 1 se possui alguma religião |
| Nível de instrução | <i>Dummies</i> para diferentes níveis de instrução (sem instrução, alfabetização de jovens e adultos, ensino fundamental, ensino médio, ensino superior) |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | Descrição |
|--------------------------|---|
| Ocupação e rendimento | |
| Ocupação | <i>Dummies</i> para diferentes posições na ocupação do trabalho principal (militar ou funcionário público, trabalhador agrícola, sem carteira, com carteira, conta própria, empregador, não remunerada, próprio consumo, doméstica, aprendiz ou estagiário) |
| Aposentadoria ou pensão | <i>Dummy</i> : 1 se recebe renda de aposentadoria ou pensão |
| PBF ou Peti | <i>Dummy</i> : 1 se recebe rendimento proveniente do PBF ou do Peti |
| Outros programas sociais | <i>Dummy</i> : 1 se recebe rendimento de outros programas sociais |
| Outras fontes | <i>Dummy</i> : 1 se recebe rendimento de outras fontes |
| Pensão, mesada ou doação | <i>Dummy</i> : 1 se recebe renda proveniente de pensão alimentícia, mesada ou doação |
| Domicílio | |
| Região | <i>Dummies</i> para as macrorregiões |
| Situação do domicílio | <i>Dummy</i> : 1 se domicílio urbano |

Fontes: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010. Disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/25089-censo-1991-6.html?edicao=25091&t=microdados>.

Elaboração dos autores.

Na tabela 1, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas dos Censos de 1991, 2000 e 2010. Com relação à taxa de fecundidade feminina, medida pela margem intensiva,⁷ o número médio de filhos por mulher diminuiu ao longo dos anos, passando de 3,3 filhos em 1991 para 2,7 filhos em 2000 e 2,4 em 2010. Quando observada a fecundidade em sua margem extensiva, a probabilidade de ter filhos é constante ao longo dos três censos analisados, permanecendo em torno de 63% e 64%. O que observamos nas margens intensiva e extensiva é que as mulheres estão tendo menos filhos ao longo dos anos, mas que a probabilidade de decidir ter filhos se mantém inalterada. Esses resultados mostram que a queda na taxa de fecundidade se dá por mudanças na margem intensiva, e, portanto, esta será o ponto principal de análise dos nossos resultados para verificar o processo de transição demográfica observada no Brasil nas últimas décadas. No que se refere à idade feminina, observa-se uma faixa etária média de 29 anos, 30 anos e 31 anos, respectivamente, nos anos de 1991, 2000 e 2010. O percentual de mulheres chefes de família apresenta aumento ao longo do período analisado, e, enquanto em 1991 e 2000 esse percentual ficou em torno de 11%, em 2010 aproximadamente 22% das mulheres afirmaram ser responsáveis pelo sustento de suas famílias. Com relação à raça, há predomínio de mulheres que se declararam brancas nos anos de 1991 e 2000, representando cerca 54% e 55% das mulheres, respectivamente. Em 2010, por sua vez, esse percentual diminuiu para 47%.

7. A margem intensiva considera apenas mulheres com filhos, e, dessa forma, o número de observações foi de: 2.653.840 em 1991; 3.533.738 em 2000; e 3.540.048 em 2010.

Quando observado o estado civil, houve uma redução de 60% para 40% de mulheres casadas entre os anos de 1991 e 2000, e para 36% em 2010. Sobre a variável religião, constata-se um aumento de 70% nas mulheres que declararam ter alguma religião entre 1991 e 2010. Em relação ao nível de instrução, contudo, observa-se redução de aproximadamente 59% no percentual de mulheres que possuíam apenas o ensino fundamental no período analisado, além de aumento de 120% no percentual de mulheres com ensino médio e de 75% no percentual de mulheres com ensino superior.

Quanto às variáveis que indicam ocupação e rendimento, observa-se que algumas categorias estão presentes apenas em um dos anos. No que se refere à ocupação, merece destaque o aumento de aproximadamente 58% no percentual de mulheres que afirmaram trabalhar com carteira assinada entre 1991 e 2010, assim como o aumento de cerca de 65% de mulheres que trabalhavam por conta própria no mesmo período de análise. As categorias de ocupação que designam doméstica (conta própria), trabalhador agrícola, meeiro (empregador) e meeiro (conta própria) estão presentes apenas no Censo de 1991, e representaram menos de 1% das mulheres no período da pesquisa. Com relação às variáveis de rendimento, em 1991 aproximadamente 3% das mulheres afirmaram receber renda de aposentadoria ou pensão, e em 2000 e 2010 esse percentual ficou em cerca de 4%. Apenas no Censo de 2000 pudemos observar rendimentos provenientes de aluguéis, pensão alimentícia, mesada ou doação e transferências do governo, ambos com percentuais inferiores a 3% das mulheres. Com relação aos rendimentos de programas sociais, por sua vez, apenas no Censo 2010 observamos rendimentos de PBF ou Peti (17%) e outros programas (3%).

Quando observadas as características dos domicílios, houve aumento na quantidade de domicílios situados nas áreas urbanas ao longo dos anos, passando de aproximadamente 9% em 1991 para cerca de 80% em 2000 e 2010. Observa-se ainda que as regiões Nordeste, Sudeste⁸ e Sul são as mais representativas ao longo dos anos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos Censos Demográficos

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | | Mínimo | Máximo |
|------------------|-------|---------------|-------|---------------|-------|---------------|--------|--------|
| | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | | |
| Fecundidade | | | | | | | | |
| Margem intensiva | 3,265 | 2,491 | 2,735 | 1,967 | 2,354 | 1,539 | 1 | 30 |
| Margem extensiva | 0,639 | 0,480 | 0,643 | 0,479 | 0,630 | 0,483 | 0 | 1 |

(Continua)

8. Adotada como categoria-base.

(Continuação)

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | | Mínimo | Máximo |
|--------------------------------|--------|---------------|--------|---------------|--------|---------------|--------|--------|
| | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | | |
| Características | | | | | | | | |
| Idade | 29,370 | 9,621 | 29,874 | 9,908 | 30,718 | 9,935 | 15 | 49 |
| Chefe de família | 0,107 | 0,310 | 0,112 | 0,315 | 0,217 | 0,412 | 0 | 1 |
| Raça | 0,538 | 0,499 | 0,546 | 0,498 | 0,470 | 0,499 | 0 | 1 |
| Estado civil | 0,593 | 0,491 | 0,404 | 0,491 | 0,355 | 0,478 | 0 | 1 |
| Religião | 0,551 | 0,497 | 0,944 | 0,230 | 0,937 | 0,242 | 0 | 1 |
| Sem instrução | 0,272 | 0,445 | 0,009 | 0,094 | 0,377 | 0,485 | 0 | 1 |
| Alfabetização de adultos | 0,003 | 0,053 | 0,001 | 0,030 | - | - | 0 | 1 |
| Ensino fundamental | 0,535 | 0,499 | 0,467 | 0,499 | 0,220 | 0,415 | 0 | 1 |
| Ensino médio | 0,137 | 0,343 | 0,194 | 0,396 | 0,302 | 0,459 | 0 | 1 |
| Ensino superior | 0,053 | 0,225 | 0,060 | 0,238 | 0,093 | 0,291 | 0 | 1 |
| Ocupação e renda | | | | | | | | |
| Doméstica com carteira | 0,063 | 0,243 | 0,023 | 0,151 | - | - | 0 | 1 |
| Doméstica sem carteira | - | - | 0,062 | 0,241 | - | - | 0 | 1 |
| Doméstica (conta própria) | 0,010 | 0,100 | - | - | - | - | 0 | 1 |
| Com carteira | 0,144 | 0,351 | 0,144 | 0,351 | 0,228 | 0,419 | 0 | 1 |
| Sem carteira | - | - | 0,104 | 0,306 | 0,139 | 0,346 | 0 | 1 |
| Trabalhador agrícola | 0,009 | 0,092 | - | - | - | - | 0 | 1 |
| Meeiro (empregado) | 0,001 | 0,037 | - | - | - | - | 0 | 1 |
| Meeiro (conta própria) | 0,001 | 0,037 | - | - | - | - | 0 | 1 |
| Empregador | 0,007 | 0,086 | 0,008 | 0,087 | 0,007 | 0,081 | 0 | 1 |
| Conta própria | 0,051 | 0,220 | 0,066 | 0,248 | 0,084 | 0,278 | 0 | 1 |
| Aprendiz ou estagiário | - | - | 0,002 | 0,048 | - | - | 0 | 1 |
| Não remunerado | 0,019 | 0,137 | 0,027 | 0,162 | 0,013 | 0,113 | 0 | 1 |
| Próprio consumo | - | - | 0,011 | 0,104 | 0,025 | 0,155 | 0 | 1 |
| Militar ou funcionário público | 0,084 | 0,277 | - | - | 0,041 | 0,198 | 0 | 1 |
| Aposentadoria ou pensão | 0,031 | 0,172 | 0,045 | 0,206 | 0,036 | 0,187 | 0 | 1 |
| Renda de aluguel | - | - | 0,011 | 0,103 | - | - | 0 | 1 |
| Pensão, mesada ou doação | - | - | 0,025 | 0,157 | - | - | 0 | 1 |
| Transferências do governo | - | - | 0,007 | 0,084 | - | - | 0 | 1 |
| Outros rendimentos | 0,624 | 0,484 | 0,011 | 0,103 | 0,025 | 0,157 | 0 | 1 |
| PBF ou Peti | - | - | - | - | 0,167 | 0,373 | 0 | 1 |
| Outros programas | - | - | - | - | 0,030 | 0,172 | 0 | 1 |
| Domicílio | | | | | | | | |
| Situação do domicílio | 0,085 | 0,280 | 0,796 | 0,403 | 0,795 | 0,404 | 0 | 1 |
| Norte | 0,058 | 0,234 | 0,069 | 0,254 | 0,081 | 0,273 | 0 | 1 |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | | Mínimo | Máximo |
|-----------------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|--------|--------|
| | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | | |
| | Domicílio | | | | | | | |
| Nordeste | 0,278 | 0,448 | 0,280 | 0,449 | 0,296 | 0,457 | 0 | 1 |
| Sudeste | 0,428 | 0,495 | 0,423 | 0,494 | 0,378 | 0,485 | 0 | 1 |
| Sul | 0,167 | 0,373 | 0,155 | 0,362 | 0,171 | 0,376 | 0 | 1 |
| Centro-Oeste | 0,070 | 0,255 | 0,072 | 0,258 | 0,074 | 0,262 | 0 | 1 |
| Número de observações | 4.151.493 | | 5.493.910 | | 5.618.633 | | - | - |

Fontes: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010.
Elaboração dos autores.

5 RESULTADOS DA MARGEM EXTENSIVA

A fecundidade em sua margem extensiva mede a probabilidade de ter pelo menos um filho (Aronson, Lange e Mazumder, 2012). Neste artigo, essa probabilidade constitui a variável dependente, e seus parâmetros foram estimados pelo modelo *probit*. Esse modelo é geralmente usado quando a variável a ser explicada é uma variável aleatória dicotômica e representa a probabilidade de ocorrência de um evento. Dessa forma, a variável dependente a ser analisada (probabilidade de a mulher ter pelo menos um filho) é uma *dummy* que assumirá valor 1, caso a mulher tenha pelo menos um filho, e 0, caso a mulher não tenha filhos. Os coeficientes estimados para a margem extensiva da fecundidade são apresentados na tabela 2, e as informações contidas nessa tabela estão separadas por grupos de variáveis, a saber: características sociais (raça, estado civil, religião, idade, chefe de família e nível de instrução); ocupação e rendimentos; e domicílio (situação do domicílio e macrorregiões).

Sobre as variáveis que representam as características sociais da mulher, todos os parâmetros foram significativos. Com relação à raça, mulheres brancas apresentam menor probabilidade de ter filhos se comparadas com mulheres não brancas. Quando observado o estado civil, as estimações mostram um aumento da probabilidade de ter filhos para mulheres casadas, mesmo que essa seja decrescente ao longo dos anos, apresentando uma redução de aproximadamente 65% entre os anos de 1991 e 2010. Esse resultado mostra que mulheres que vivem com seus cônjuges apresentam uma probabilidade maior em decidir ter filhos. Diante disso, Soares (2009) enfatiza que a fragilidade social das mulheres aumenta quando estas não possuem companheiros e têm de assumir sozinhas o custo da criação dos filhos. No que se refere à religião, seus coeficientes mostram um impacto positivo e pequeno no ano de 1991, mas um impacto negativo e maior nos anos de 2000 e 2010 sobre a fecundidade feminina. A respeito disso, Soares (2009) e Mendes (2017) ressaltam que a religião pode trazer subsídios sobre possíveis condicionantes de orientações, práticas e crenças que podem impactar as decisões das mulheres em relação à vida pessoal, sexual e reprodutiva.

Com relação à idade, observa-se uma maior probabilidade de ter filhos para faixas etárias entre 35 e 44 anos entre 1991 e 2000, e dos 35 aos 49 anos em 2010. No que se refere ao nível de instrução, observa-se maior queda na probabilidade de ter filhos para maiores níveis de escolaridade, como verificado para mulheres que possuem nível superior. Mulheres com maior escolaridade possuem maior conhecimento de métodos contraceptivos e melhor tende a ser a sua posição no mercado de trabalho, aumentando o custo de oportunidade da fecundidade e diminuindo a probabilidade de decidir pela maternidade. Esse resultado também é encontrado por Soares (2009), Nascimento (2012), Aaronson, Lange e Mazumder (2012) e Berquó e Cavenaghi (2014), que mostram que à medida que aumenta a escolaridade feminina, a fecundidade tende a ser menor. No que se refere à variável chefe de família, seus parâmetros são positivos e decrescentes no período em análise, o que corrobora os resultados das estatísticas descritivas quando observado o aumento no percentual de mulheres chefes de família. Quanto maior a responsabilidade sobre o sustento da família, menor a probabilidade da geração de filhos.

Todos os parâmetros que representam as variáveis de ocupação são significativos, e apenas em 2000 as variáveis que representam as ocupações conta própria e empregador apresentaram coeficientes positivos. Ademais, todos os outros coeficientes foram negativos e indicam probabilidade de redução da fecundidade em sua margem extensiva, com impacto maior observado entre as trabalhadoras com carteira assinada. Resultados como estes podem ser constatados diante das transformações socioeconômicas, que impõem barreiras à maternidade, uma vez que, quanto mais capacitada e mais competente for a mulher, mais tempo se exige dela no mercado de trabalho e maiores responsabilidades lhe são atribuídas, o que aumenta o custo de oportunidade de ter filhos. Com relação às variáveis de rendimentos, a renda do trabalho principal apresenta uma relação negativa na taxa de fecundidade feminina em todos os anos analisados. As demais variáveis, exceto outros rendimentos no ano de 2000, apresentam coeficientes positivos, com maior influência para rendas provenientes de aposentadoria ou pensão, mesada, doação, PBF e Peti, que indicam rendimento do não trabalho. Alguns desses rendimentos, como o PBF e o Peti, que são provenientes de programas de transferência de renda, exigem certos condicionantes, como frequência à escola. Com isso, esses programas podem indicar uma relação direta no investimento nos filhos. Contudo, a renda pode influenciar a mãe a ter mais ou menos filhos, mas o fato de ter mais filhos ou menos também tem influência na renda, dado que, quanto maior a quantidade de crianças, maior será o dispêndio da família com a criação dos filhos. Assim, um aumento no nível de renda pode reduzir a fecundidade ao longo da margem intensiva e aumentar ao longo da margem extensiva (Aaronson, Lange e Mazumder, 2012).

Sobre os coeficientes relacionados à situação do domicílio e às macrorregiões, todos são significativos, porém o fato de o domicílio estar localizado em área urbana

ou rural mostra ter pouca influência nas decisões de fecundidade. Observa-se que apenas em 1991 o coeficiente relacionado à situação do domicílio foi negativo, indicando que mulheres residentes em áreas urbanas apresentam queda na fecundidade se comparadas àquelas residentes em áreas rurais. Com relação às macrorregiões, por sua vez, mulheres moradoras da região Norte apresentam maior probabilidade de ter filhos nos três anos analisados quando comparadas às mulheres moradoras das outras regiões. Ressalta-se ainda que todos os coeficientes são positivos, exceto o coeficiente da região Nordeste em 2010, porém com um impacto de apenas 1%. Esses resultados mostram que é possível identificar comportamentos diferentes em razão da heterogeneidade cultural de cada região (Mendes, 2017).

TABELA 2
Resultados para a margem extensiva da fecundidade pelo modelo *probit*

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|--------------------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|
| | Coeficiente | Desvio-padrão | Coeficiente | Desvio-padrão | Coeficiente | Desvio-padrão |
| Características sociais | | | | | | |
| Raça | -0,057*** | 0,003 | -0,067*** | 0,002 | -0,053*** | 0,002 |
| Estado civil | 2,172*** | 0,004 | 1,114*** | 0,002 | 0,760*** | 0,002 |
| Religião | 0,035*** | 0,003 | -0,191*** | 0,005 | -0,109*** | 0,004 |
| Idade (20-24) | 0,605*** | 0,006 | 0,752*** | 0,004 | 0,883*** | 0,005 |
| Idade (25-29) | 1,026*** | 0,006 | 1,242*** | 0,005 | 1,419*** | 0,005 |
| Idade (30-34) | 1,418*** | 0,006 | 1,658*** | 0,005 | 1,880*** | 0,005 |
| Idade (35-39) | 1,612*** | 0,007 | 1,916*** | 0,005 | 2,154*** | 0,005 |
| Idade (40-44) | 1,620*** | 0,007 | 2,020*** | 0,005 | 2,257*** | 0,005 |
| Idade (45-49) | 1,543*** | 0,008 | 1,973*** | 0,006 | 2,278*** | 0,005 |
| Chefe de família | 1,853*** | 0,004 | 0,406*** | 0,003 | 0,293*** | 0,002 |
| Alfabetização de adultos | 0,174*** | 0,031 | 0,450*** | 0,045 | - | - |
| Ensino fundamental | 0,256*** | 0,004 | 0,652*** | 0,003 | -0,175*** | 0,003 |
| Ensino médio | -0,180*** | 0,005 | 0,032*** | 0,003 | -0,585*** | 0,003 |
| Ensino superior | -0,449*** | 0,006 | -0,272*** | 0,004 | -0,994*** | 0,004 |
| Ocupação e renda | | | | | | |
| Trabalhador agrícola | -0,041*** | 0,014 | - | - | - | - |
| Meeiro (empregado) | -0,177*** | 0,027 | - | - | - | - |
| Doméstica com carteira | -0,181*** | 0,010 | - | - | - | - |
| Com carteira | -0,451*** | 0,009 | -0,169*** | 0,003 | -0,259*** | 0,008 |
| Sem carteira | - | - | -0,023*** | 0,003 | -0,196*** | 0,009 |
| Conta própria | -0,202*** | 0,010 | 0,064*** | 0,004 | -0,149*** | 0,009 |
| Empregador | -0,138*** | 0,014 | 0,212*** | 0,009 | - | - |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|--------------------------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão |
| Ocupação e renda | | | | | | |
| Militar ou funcionário público | -0,277*** | 0,010 | - | - | -0,040*** | 0,009 |
| Renda principal (<i>log</i>) | -0,053*** | 0,001 | -0,116*** | 0,002 | -0,035*** | 0,002 |
| Aposentadoria ou pensão | 0,646*** | 0,010 | 0,569*** | 0,006 | 0,229*** | 0,007 |
| Renda de aluguel | - | - | 0,109*** | 0,009 | - | - |
| Pensão, mesada ou doação | - | - | 1,043*** | 0,008 | - | - |
| Transferências do governo | - | - | 0,176*** | 0,016 | - | - |
| Outros rendimentos | -0,039*** | 0,007 | 0,029*** | 0,011 | -0,014*** | 0,005 |
| PBF ou Peti | - | - | - | - | 1,163*** | 0,005 |
| Outros programas | - | - | - | - | 0,575*** | 0,007 |
| Domicílio | | | | | | |
| Situação do domicílio | -0,044*** | 0,005 | 0,022*** | 0,004 | 0,044*** | 0,003 |
| Norte | 0,329*** | 0,008 | 0,470*** | 0,005 | 0,333*** | 0,004 |
| Nordeste | 0,137*** | 0,004 | 0,129*** | 0,003 | -0,011*** | 0,003 |
| Sul | 0,025*** | 0,004 | 0,100*** | 0,003 | 0,140*** | 0,003 |
| Centro-Oeste | 0,196*** | 0,006 | 0,260*** | 0,004 | 0,228*** | 0,004 |
| Número de observações | 1.538.680 | | 2.232.470 | | 2.766.266 | |
| Pseudo-R ² | 0,5384 | | 0,3735 | | 0,3422 | |

Fontes: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

2. Foram usados pesos amostrais nas regressões. Erro-padrão robusto à heterocedasticidade.

6 RESULTADOS DA MARGEM INTENSIVA

A margem intensiva da fecundidade se refere ao número de crianças por família, considerando-se que a mulher já tem pelo menos um filho. Dessa forma, famílias que não têm filhos não são analisadas na margem intensiva. Conforme mostraram as estatísticas descritivas, o processo de transição demográfica ocorrido no Brasil, relacionado com a taxa de fecundidade, se deu pela redução da quantidade de filhos por mulher, com isso a análise da margem intensiva passa a ser primordial. Dessa forma, para possibilitar maior robustez aos resultados, na estimação dos coeficientes da margem intensiva, foram utilizadas três estratégias empíricas: regressão linear, por meio do modelo de MQO; modelo de regressão de Poisson; e modelo de regressão binomial negativa. Na tabela 3, é possível verificar os resultados para as estimações da margem intensiva da fecundidade por meio do modelo de regressão linear para os anos de 1991, 2000 e 2010, e suas informações também estão separadas por grupos de variáveis em: características sociais (raça, estado civil,

religião, idade, chefe de família e nível de instrução); ocupação e rendimentos; e domicílio (situação do domicílio e macrorregiões).

Observando as variáveis que representam as características sociais da mulher, a variável raça apresenta coeficientes negativos e decrescentes entre os anos analisados. Enquanto em 1991 as mulheres brancas apresentam uma queda na fecundidade de cerca de 31%, em 2010 essa queda foi de aproximadamente 15%. No que se refere ao estado civil, os coeficientes são significativos, positivos e decrescentes ao longo do período em análise, indicando um aumento da fecundidade para mulheres casadas, mas esse impacto é cada vez menor, sobretudo em 2010, quando a fecundidade de mulheres casadas aumenta em apenas 3%, aproximadamente. Sobre os parâmetros relacionados à religião, a significância estatística é observada para todos os anos, porém, em 2000 e 2010, esse coeficiente foi negativo. Enquanto a religião indica um aumento de cerca de 6% na fecundidade feminina em 1991, em 2000 e 2010, ter uma religião mostra uma redução da fecundidade em torno de 11%.

Com relação à idade, todos os coeficientes são significativos, positivos e decrescentes ao longo dos três censos analisados, sendo possível observar uma fecundidade feminina maior em faixas etárias maiores, indicando que quanto maior a idade, maior a quantidade de filhos por mulher (considerando a idade fértil). Esse resultado pode refletir o fato de que mulheres mais velhas, em sua maioria, levam em consideração o custo de oportunidade de ter filhos mais jovens em detrimento da sua formação profissional e inserção no mercado de trabalho, tornando-as mais assertivas na decisão sobre a fecundidade. Este resultado também foi observado por Soares (2009) quando verificou que a fecundidade feminina tende a ser maior para mulheres mais velhas, sobretudo a partir dos 30 anos. Observa-se ainda que a fecundidade, no geral, tende a ser menor com o passar dos anos em todas as faixas etárias. A variável chefe de família também apresenta coeficientes significativos, positivos e decrescentes no período analisado, e esse resultado ratifica o que foi observado nas estatísticas descritivas com relação ao aumento do percentual de chefes de família ao longo dos anos. Quanto maior a responsabilidade da mulher pelo sustento familiar, menor tende a ser a fecundidade feminina. Contrariamente à idade, quanto maior o nível de instrução, menor a taxa de fecundidade, como pode ser observado para os ensinos fundamental, médio e superior nos três anos analisados.

Com relação às variáveis de ocupação e rendimento, observa-se que algumas estão presentes apenas em um dos anos, e os coeficientes analisados são significativos (exceto a variável que indica outros rendimentos em 2000). Destaca-se um aumento da fecundidade em mulheres que informaram trabalhar na atividade agrícola, setor econômico muito representativo nas décadas de 1980 e 1990. Observa-se também que mulheres que atuam no mercado de trabalho formal, com carteira assinada,

tendem a apresentar uma menor fecundidade, mesmo que esse impacto diminua ao longo dos anos. No que se refere ao rendimento, os coeficientes que indicam a renda principal (em *log*) são significativos e negativos nos três anos analisados, indicando que quanto maior o rendimento (proveniente do trabalho) das famílias, mais estas escolhem investir na qualidade das crianças existentes, em detrimento de ter mais filhos, resultado também observado em Becker (1960). As variáveis relacionadas a aposentadoria, pensão, transferências do governo e PBF ou Peti apresentam uma relação positiva sobre fecundidade feminina. Esses rendimentos são provenientes do não trabalho, não afetando o custo de oportunidade da mulher na geração e criação dos filhos. Especificamente, transferências do governo e PBF ou Peti se caracterizam por serem programas assistenciais que beneficiam famílias de baixa renda, e quanto maior o rendimento proveniente desses programas, maior a probabilidade de aumento da fecundidade. Além disso, esses programas exigem condicionantes para os recebimentos dos benefícios, e um deles é a frequência da criança na escola, que de certa forma influencia na melhora dos investimentos dessas crianças. Isso pode indicar uma maior fecundidade para mulheres mais pobres (Nascimento, 2012; Berquó e Cavenaghi, 2014), uma vez que a maioria das famílias beneficiárias de programas sociais possuem, em média, rendimento equivalente a um salário mínimo.

Com relação à situação do domicílio, os coeficientes são significativos para os três períodos de análise, e apenas para o ano de 1991 apresentou coeficiente positivo, indicando um aumento da fecundidade para mulheres residentes em áreas urbanas. Esse resultado é oposto ao observado nos demais anos, sobretudo no ano de 2000, em que morar em área urbana reduz a fecundidade em torno de 52%. Com relação às macrorregiões, a região Norte apresentou os maiores coeficientes nos três períodos analisados, sobretudo em 1991, indicando um maior número de filhos por mulheres moradoras da região.

TABELA 3
Resultados para a margem intensiva da fecundidade por meio do modelo de MQO

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|-------------------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão |
| Características sociais | | | | | | |
| Raça | -0,313*** | 0,004 | -0,236*** | 0,003 | -0,154*** | 0,002 |
| Estado civil | 0,698*** | 0,008 | 0,147*** | 0,003 | 0,025*** | 0,002 |
| Religião | 0,062*** | 0,004 | -0,115*** | 0,006 | -0,114*** | 0,004 |
| Idade (20-24) | 0,508*** | 0,015 | 0,506*** | 0,010 | 0,332*** | 0,008 |
| Idade (25-29) | 1,134*** | 0,015 | 0,968*** | 0,010 | 0,679*** | 0,008 |
| Idade (30-34) | 1,767*** | 0,015 | 1,416*** | 0,009 | 1,024*** | 0,008 |
| Idade (35-39) | 2,311*** | 0,015 | 1,818*** | 0,009 | 1,277*** | 0,008 |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|--------------------------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão |
| Características sociais | | | | | | |
| Idade (40-44) | 2,830*** | 0,015 | 2,205*** | 0,010 | 1,494*** | 0,008 |
| Idade (45-49) | 3,370*** | 0,015 | 2,578*** | 0,010 | 1,710*** | 0,008 |
| Chefe de família | 0,276*** | 0,008 | 0,155*** | 0,003 | 0,101*** | 0,002 |
| Alfabetização de adultos | -0,121*** | 0,034 | 0,386*** | 0,040 | - | - |
| Ensino fundamental | -0,828*** | 0,006 | -0,221*** | 0,004 | -0,369*** | 0,003 |
| Ensino médio | -1,568*** | 0,007 | -0,718*** | 0,004 | -0,599*** | 0,002 |
| Ensino superior | -1,698*** | 0,009 | -0,701*** | 0,006 | -0,689*** | 0,003 |
| Ocupação e renda | | | | | | |
| Trabalhador agrícola | 0,698*** | 0,015 | - | - | - | - |
| Meeiro (empregado) | 0,258*** | 0,032 | - | - | - | - |
| Doméstica com carteira | -0,354*** | 0,011 | - | - | - | - |
| Doméstica sem carteira | - | - | - | - | - | - |
| Com carteira | -0,487*** | 0,010 | -0,098*** | 0,004 | -0,091*** | 0,007 |
| Sem carteira | - | - | 0,017*** | 0,004 | -0,038*** | 0,007 |
| Conta própria | -0,249*** | 0,011 | 0,042*** | 0,004 | -0,066*** | 0,007 |
| Empregador | -0,372*** | 0,016 | 0,210*** | 0,009 | - | - |
| Militar ou funcionário público | -0,451*** | 0,011 | - | - | -0,027*** | 0,008 |
| Renda principal (log) | -0,154*** | 0,002 | -0,296*** | 0,002 | -0,088*** | 0,001 |
| Aposentadoria ou pensão | 0,340*** | 0,010 | 0,099*** | 0,006 | 0,160*** | 0,005 |
| Renda de aluguel | - | - | -0,180*** | 0,010 | - | - |
| Pensão, mesada ou doação | - | - | 0,027*** | 0,007 | - | - |
| Transferências do governo | - | - | 0,612*** | 0,016 | - | - |
| Outros rendimentos | 0,067*** | 0,010 | 0,017 | 0,012 | -0,098*** | 0,005 |
| PBF ou Peti | - | - | - | - | 0,619*** | 0,003 |
| Outros programas | - | - | - | - | 0,066*** | 0,005 |
| Domicílio | | | | | | |
| Situação do domicílio | 0,019*** | 0,007 | -0,518*** | 0,004 | -0,158*** | 0,003 |
| Norte | 0,929*** | 0,009 | 0,629*** | 0,005 | 0,480*** | 0,004 |
| Nordeste | 0,808*** | 0,005 | 0,355*** | 0,003 | 0,057*** | 0,002 |
| Sul | -0,009* | 0,005 | -0,094*** | 0,003 | -0,034*** | 0,002 |
| Centro-Oeste | 0,304*** | 0,008 | 0,0982*** | 0,005 | 0,093*** | 0,003 |
| Número de observações | 891.649 | | 1.431.195 | | 1.814.249 | |
| Pseudo-R ² | 0,3329 | | 0,2762 | | 0,2526 | |

Fontes: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

2. Foram usados pesos amostrais nas regressões. Erro-padrão robusto à heterocedasticidade.

Na tabela 4, encontram-se os resultados das estimações da margem intensiva da fecundidade por meio do modelo de regressão de Poisson, sendo suas informações também agrupadas e separadas em características sociais, ocupação e rendimentos, domicílio e macrorregiões. O modelo de Poisson é considerado como metodologia-base para a modelagem de dados em contagem, e sua variável dependente assume valores inteiros e não negativos. Com relação às variáveis que são analisadas nas características sociais, observa-se que a fecundidade é maior em mulheres não brancas e casadas, mas com um impacto cada vez menor ao longo dos anos. A variável religião apresenta coeficientes significativos nos três anos analisados, porém, enquanto em 1991 ter uma religião aumentava a fecundidade, em 2000 e 2010, mulheres religiosas apresentavam fecundidade menor do que aquelas sem religião identificada, mesmo sendo um impacto muito pequeno. Contudo, McQuillan (2004) enfatiza que a religião deve articular normas de comportamento que tenham ligações com os resultados da fecundidade.

Os parâmetros referentes à idade também apresentam significância estatística e coeficientes positivos, indicando um aumento da fecundidade para mulheres mais velhas e com maior impacto na faixa etária entre 40 e 49 anos. Além disso, conforme também observado quando feita a regressão por MQO, a fecundidade tende a ser menor ao longo dos anos em todas as faixas etárias. Da mesma forma, as mulheres chefes de família apresentam um aumento na fecundidade, porém esse aumento é decrescente quando observados os três censos. Sobre o nível de instrução, todos os parâmetros indicam que quanto maior o nível de escolaridade feminina, menor será sua taxa de fecundidade, resultado também verificado quando feita a regressão pelo modelo linear.

Com relação aos coeficientes relacionados à ocupação, seguindo o que foi observado na regressão anterior, assim como na análise da margem extensiva, o impacto maior na taxa de fecundidade é verificado para mulheres que atuam no mercado de trabalho formal. Mulheres que trabalham com carteira assinada tendem a ter menos filhos do que mulheres que atuam no setor informal, por exemplo, embora esse impacto seja cada vez menor para o período analisado. Os coeficientes referentes aos rendimentos também mostram resultados semelhantes aos encontrados quando analisados o modelo linear e a margem extensiva da fecundidade, com a renda do trabalho principal apresentando um efeito negativo e os rendimentos do não trabalho indicando probabilidade de aumento da taxa de fecundidade. Ressalta-se, portanto, que não há uma relação causal entre aumento da fecundidade e recebimento de rendimentos do PBF ou Peti, por exemplo, mas esses rendimentos, por exigirem algumas condições específicas para recebê-los, pode indicar melhora nos investimentos em qualidade das crianças. Além disso, os rendimentos do não trabalho não exigem nenhum exercício da força de trabalho,

e alguns desses recebimentos aumentam de acordo com a quantidade de filhos e a idade de cada um deles.

Os coeficientes referentes à situação do domicílio mostram que, em 1991, residentes de áreas urbanas apresentaram maior fecundidade do que residentes de áreas rurais, mas esse impacto foi muito pequeno, de apenas 0,6%. Em contrapartida, em 2000 e 2010, os resultados indicam redução da taxa de fecundidade para moradores das áreas urbanas. Sobre as macrorregiões, observa-se maior quantidade de filhos para mulheres moradoras da região Norte, mesmo sendo decrescente ao longo dos anos, resultado também semelhante ao observado quando estimado do modelo linear. As mulheres residentes na região Sul do país, por sua vez, apresentam uma redução na taxa de fecundidade.

TABELA 4

Resultados para a margem intensiva da fecundidade por meio do modelo de regressão de Poisson

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|--------------------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|
| | Coeficiente | Desvio-padrão | Coeficiente | Desvio-padrão | Coeficiente | Desvio-padrão |
| Características sociais | | | | | | |
| Raça | -0,102*** | 0,001 | -0,092*** | 0,001 | -0,072*** | 0,001 |
| Estado civil | 0,244*** | 0,003 | 0,055*** | 0,001 | 0,009*** | 0,001 |
| Religião | 0,019*** | 0,001 | -0,048*** | 0,002 | -0,054*** | 0,002 |
| Idade (20-24) | 0,300*** | 0,007 | 0,300*** | 0,006 | 0,223*** | 0,007 |
| Idade (25-29) | 0,618*** | 0,007 | 0,554*** | 0,006 | 0,441*** | 0,006 |
| Idade (30-34) | 0,881*** | 0,007 | 0,764*** | 0,006 | 0,625*** | 0,006 |
| Idade (35-39) | 1,061*** | 0,007 | 0,925*** | 0,006 | 0,741*** | 0,006 |
| Idade (40-44) | 1,202*** | 0,007 | 1,060*** | 0,006 | 0,832*** | 0,006 |
| Idade (45-49) | 1,321*** | 0,007 | 1,171*** | 0,006 | 0,915*** | 0,006 |
| Chefe de família | 0,105*** | 0,003 | 0,056*** | 0,001 | 0,044*** | 0,001 |
| Alfabetização de adultos | -0,045*** | 0,009 | 0,069*** | 0,014 | - | - |
| Ensino fundamental | -0,193*** | 0,002 | -0,064*** | 0,002 | -0,146*** | 0,001 |
| Ensino médio | -0,500*** | 0,002 | -0,293*** | 0,002 | -0,273*** | 0,001 |
| Ensino superior | -0,559*** | 0,003 | -0,298*** | 0,003 | -0,325*** | 0,002 |
| Ocupação e renda | | | | | | |
| Trabalhador agrícola | 0,137*** | 0,004 | - | - | - | - |
| Meeiro (empregado) | 0,059*** | 0,009 | - | - | - | - |
| Doméstica com carteira | -0,090*** | 0,003 | - | - | - | - |
| Com carteira | -0,158*** | 0,003 | -0,057*** | 0,002 | -0,043*** | 0,004 |
| Sem carteira | - | - | 0,002 | 0,002 | -0,013*** | 0,004 |
| Conta própria | -0,079*** | 0,003 | -0,002 | 0,002 | -0,030*** | 0,004 |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|--------------------------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão |
| Ocupação e renda | | | | | | |
| Empregador | -0,108*** | 0,005 | 0,065*** | 0,004 | - | - |
| Militar ou funcionário público | -0,119*** | 0,003 | - | - | -0,000 | 0,005 |
| Renda principal (<i>log</i>) | -0,044*** | 0,001 | -0,104*** | 0,001 | -0,034*** | 0,001 |
| Aposentadoria ou pensão | 0,111*** | 0,003 | 0,042*** | 0,002 | 0,066*** | 0,003 |
| Renda de aluguel | - | - | -0,061*** | 0,004 | - | - |
| Pensão, mesada ou doação | - | - | 0,011*** | 0,003 | - | - |
| Transferências do governo | - | - | 0,187*** | 0,006 | - | - |
| Outros rendimentos | 0,025*** | 0,003 | 0,006 | 0,005 | -0,043*** | 0,003 |
| PBF ou Peti | - | - | - | - | 0,237*** | 0,001 |
| Outros programas | - | - | - | - | 0,033*** | 0,003 |
| Domicílio | | | | | | |
| Situação do domicílio | 0,006*** | 0,002 | -0,167*** | 0,002 | -0,064*** | 0,001 |
| Norte | 0,301*** | 0,003 | 0,241*** | 0,002 | 0,204*** | 0,002 |
| Nordeste | 0,252*** | 0,002 | 0,138*** | 0,001 | 0,027*** | 0,001 |
| Sul | -0,007*** | 0,002 | -0,037*** | 0,002 | -0,016*** | 0,001 |
| Centro-Oeste | 0,107*** | 0,003 | 0,044*** | 0,002 | 0,044*** | 0,002 |
| Número de observações | 891.649 | | 1.431.195 | | 1.814.249 | |
| Pseudo-R ² | 0,1345 | | 0,0891 | | 0,0632 | |

Fontes: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

2. Foram usados pesos amostrais nas regressões. Erro-padrão robusto à heterocedasticidade.

Conforme já exposto, a margem intensiva da fecundidade também foi estimada por meio do modelo de regressão binomial negativa, cujos coeficientes estão apresentados na tabela 5. Observa-se que os resultados são análogos aos mostrados na tabela 4 para o modelo de regressão de Poisson. Sobre as características sociais, a maior fecundidade pode ser observada em mulheres não brancas e que se declararam casadas, mas com redução do impacto na fecundidade ao longo dos anos. A religião feminina apresenta coeficiente negativo para os anos 2000 e 2010, indicando uma menor fecundidade para mulheres que afirmam possuir alguma religião. No que se refere à idade, da mesma forma como apresentado nas estimações anteriores, foram estabelecidos grupos de mulheres por faixas etárias, com maior impacto sobre a taxa de fecundidade para idades entre 40 e 49 anos, sendo este resultado observado para os três censos. A fecundidade tende a aumentar também para mulheres chefes

de família. Embora se tenha observado esse efeito positivo da idade e da mulher chefe de família, ele vai se reduzindo ao longo dos três anos analisados. Observa-se ainda que o nível de instrução apresenta uma relação inversa com a decisão sobre fecundidade, sobretudo para escolaridade mais elevada.

Das variáveis de ocupação, conforme observado tanto para o modelo linear quanto para a regressão por Poisson, destaca-se a redução da fecundidade para mulheres que trabalham com carteira assinada, mesmo que apresentando um impacto cada vez menor. Com relação aos coeficientes referentes aos rendimentos, só não foi significativa a variável que indica outros rendimentos. Enquanto a renda do trabalho principal tem impacto na redução da fecundidade, a renda proveniente do não trabalho tem efeito positivo sobre a quantidade de filhos, como a renda de aposentadoria ou pensão, transferências do governo e de programas sociais. Assim como observado nos resultados para regressão linear e pela regressão de Poisson, os programas de transferência de renda, como o PBF e o Peti, apresentam uma influência positiva na fecundidade. Também de forma semelhante ao observado nas regressões anteriores, apenas em 1991, mulheres domiciliadas em áreas urbanas apresentaram aumento da fecundidade se comparadas a mulheres moradoras de áreas rurais, porém esse efeito foi de apenas 0,6%. Em contrapartida, nos censos de 2000 e 2010, os domicílios urbanos apresentaram coeficientes negativos, influenciando na redução da quantidade de crianças geradas. Observando os coeficientes relacionados às macrorregiões, apenas a região Sul apresenta queda no número de filhos por mulher, sendo a maior fecundidade feminina concentrada na região Norte.

TABELA 5
Resultados para a margem intensiva da fecundidade por meio do modelo de regressão binomial negativa

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|-------------------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão |
| Características sociais | | | | | | |
| Raça | -0,102*** | 0,001 | -0,092*** | 0,001 | -0,072*** | 0,001 |
| Estado civil | 0,244*** | 0,003 | 0,055*** | 0,001 | 0,009*** | 0,001 |
| Religião | 0,019*** | 0,001 | -0,048*** | 0,002 | -0,054*** | 0,002 |
| Idade (20-24) | 0,300*** | 0,007 | 0,300*** | 0,006 | 0,223*** | 0,007 |
| Idade (25-29) | 0,618*** | 0,007 | 0,554*** | 0,006 | 0,441*** | 0,006 |
| Idade (30-34) | 0,880*** | 0,007 | 0,764*** | 0,006 | 0,625*** | 0,006 |
| Idade (35-39) | 1,060*** | 0,007 | 0,925*** | 0,006 | 0,741*** | 0,006 |
| Idade (40-44) | 1,200*** | 0,007 | 1,060*** | 0,006 | 0,832*** | 0,006 |
| Idade (45-49) | 1,320*** | 0,007 | 1,171*** | 0,006 | 0,915*** | 0,006 |
| Chefe de família | 0,106*** | 0,003 | 0,056*** | 0,001 | 0,044*** | 0,001 |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | 1991 | | 2000 | | 2010 | |
|--------------------------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão | Coefficiente | Desvio-padrão |
| Características sociais | | | | | | |
| Alfabetização de adultos | -0,045*** | 0,009 | 0,069*** | 0,014 | - | - |
| Ensino fundamental | -0,193*** | 0,002 | -0,064*** | 0,002 | -0,146*** | 0,001 |
| Ensino médio | -0,499*** | 0,002 | -0,293*** | 0,002 | -0,273*** | 0,001 |
| Ensino superior | -0,558*** | 0,003 | -0,298*** | 0,003 | -0,325*** | 0,002 |
| Ocupação e renda | | | | | | |
| Trabalhador agrícola | 0,137*** | 0,004 | - | - | - | - |
| Meeiro (empregado) | 0,059*** | 0,009 | - | - | - | - |
| Doméstica com carteira | -0,090*** | 0,003 | - | - | - | - |
| Com carteira | -0,159*** | 0,003 | -0,057*** | 0,002 | -0,043*** | 0,004 |
| Sem carteira | - | - | 0,002 | 0,002 | -0,013*** | 0,004 |
| Conta própria | -0,080*** | 0,003 | -0,002 | 0,002 | -0,030*** | 0,004 |
| Empregador | -0,108*** | 0,005 | 0,065*** | 0,004 | - | - |
| Militar ou funcionário público | -0,120*** | 0,003 | - | - | -0,000 | 0,005 |
| Renda principal (log) | -0,044*** | 0,001 | -0,104*** | 0,001 | -0,034*** | 0,001 |
| Aposentadoria ou pensão | 0,111*** | 0,003 | 0,042*** | 0,002 | 0,066*** | 0,003 |
| Renda de aluguel | - | - | -0,061*** | 0,004 | - | - |
| Pensão, mesada ou doação | - | - | 0,011*** | 0,003 | - | - |
| Transferências do governo | - | - | 0,187*** | 0,006 | - | - |
| Outros rendimentos | 0,025*** | 0,003 | 0,006 | 0,005 | -0,043*** | 0,003 |
| PBF ou Peti | - | - | - | - | 0,237*** | 0,001 |
| Outros programas | - | - | - | - | 0,033*** | 0,003 |
| Domicílio | | | | | | |
| Situação do domicílio | 0,007*** | 0,002 | -0,167*** | 0,002 | -0,064*** | 0,001 |
| Norte | 0,301*** | 0,003 | 0,241*** | 0,002 | 0,204*** | 0,002 |
| Nordeste | 0,251*** | 0,002 | 0,138*** | 0,001 | 0,027*** | 0,001 |
| Sul | -0,007*** | 0,002 | -0,037*** | 0,002 | -0,016*** | 0,001 |
| Centro-Oeste | 0,107*** | 0,003 | 0,044*** | 0,002 | 0,044*** | 0,002 |
| Número de observações | 891.649 | | 1.431.195 | | 1.814.249 | |
| Pseudo-R ² | 0,1109 | | 0,0873 | | 0,0632 | |

Fontes: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

2. Foram usados pesos amostrais nas regressões. Erro-padrão robusto à heterocedasticidade.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Partindo da literatura apresentada, este artigo teve por objetivo estudar os determinantes da taxa de fecundidade no Brasil ao longo das margens intensiva e extensiva. Observar as taxas de fecundidade apenas pela margem intensiva (número de filhos por família) pode gerar inferências incorretas no que se refere à identificação dos reais fatores responsáveis pelo processo de alteração nesta taxa. A teoria econômica da fecundidade desenvolvida por Becker e Lewis (1974) afirma que, quanto maior a quantidade de filhos, mais custoso será investir na qualidade dessas crianças. Em contrapartida, quanto maior o investimento na qualidade das crianças, maior o custo de ter filho adicional. Dessa forma, a margem intensiva considera quantidade e qualidade das crianças como substitutos, em que as famílias terão de decidir entre ter mais filhos ou investir na qualidade dos filhos existentes.

Na margem extensiva, quantidade e qualidade das crianças são complementares, sendo possível observar o crescimento da taxa de fecundidade diante de uma situação de melhora nas oportunidades de investimento na qualidade da criança. As pesquisas desenvolvidas por Aaronson, Lange e Mazumder (2011; 2014) enfatizam que, diante de situações nas quais haja melhores oportunidades para investimento na qualidade das crianças, a taxa de fecundidade tende a aumentar, tornando quantidade e qualidade das crianças complementares nas decisões de fecundidade.

Dessa forma, analisar o comportamento da taxa de fecundidade nas margens intensiva e extensiva pode trazer resultados mais consistentes relacionados ao processo de alteração nesta taxa ao longo dos anos, bem como possibilita produzir informações que modelam as decisões de fecundidade das famílias. Contudo, os resultados encontrados neste artigo mostraram que a margem extensiva praticamente não se alterou ao longo das gerações, mantendo-se constante nos três censos analisados. Com isso, a análise da margem intensiva passa a ser primordial para o entendimento de possíveis causas que levam à redução na taxa de fecundidade, norteadas por ações de incentivo à fecundidade, principalmente em países onde o número de crianças por família vem diminuindo, como é o caso do Brasil. Países com taxa de fecundidade considerada abaixo do nível de reposição da população, a longo prazo, enfrentarão a redução no volume da população e o seu envelhecimento, reduzindo a população economicamente ativa, contribuindo menos para a geração de riquezas no país.

Os resultados encontrados, em geral, corroboram as principais conclusões de Aaronson, Lange e Mazumder (2011; 2014). Os autores mostraram que, à medida que o valor do tempo feminino aumentar (custo de oportunidade), a fecundidade diminuirá ao longo das margens extensiva e intensiva. Esse custo de oportunidade pode ser verificado quando analisado, sobretudo, o nível de instrução da mulher e a sua inserção no mercado de trabalho formal. Tanto para os resultados da

margem extensiva quanto para os resultados da margem intensiva, essas variáveis apresentaram coeficientes negativos, indicando que quanto maior a escolaridade e a entrada da mulher no mercado de trabalho, maior o custo de oportunidade da fecundidade. Dessa forma, os resultados indicaram redução da fecundidade tanto quando analisada a margem intensiva quanto a margem extensiva.

Aaronson, Lange e Mazumder (2011; 2014) explicam ainda que, ocorrendo melhoras nas condições de investimento na qualidade das crianças, aumenta a probabilidade de as mulheres decidirem por ter filhos, mesmo que seja apenas um. Há um aumento da fecundidade ao longo da margem extensiva, em decorrência da melhora nas condições de investimento em cada criança. Esse resultado pode ser encontrado quando observada a variável que indica o recebimento de recursos financeiros provenientes de programas sociais (PBF, Peti e outros). Tais recursos, por indicarem renda do não trabalho, de certa forma, não irão influenciar no custo de oportunidade do tempo feminino. Ao mesmo tempo, esses repasses são a garantia que as famílias em situação de pobreza têm para oferecer melhores oportunidades a seus filhos. Com isso, famílias beneficiadas com os repasses dos programas sociais podem decidir por ter pelo menos um filho, o que pode ter influência na margem extensiva da fecundidade.

Ressalta-se ainda a variável religião, que tanto na análise da margem extensiva como da margem intensiva (por MQO, Poisson e regressão binomial negativa) apresentou pouca influência sobre o comportamento da fecundidade, porém o estudo de Becker, Landes e Michael (1977), que aborda economicamente os efeitos da religião sobre a taxa de fecundidade, enfatiza que diferenças religiosas influenciam a fecundidade ao afetar os preços relativos da quantidade e qualidade das crianças. Os autores sugerem que a composição religiosa de maridos e esposas deve influenciar na fecundidade e que a instabilidade matrimonial deve, portanto, reduzir o número de nascimentos no âmbito dessas uniões. Dessa forma, abre-se o leque de opções para pesquisas futuras que tenham como objetivo conhecer e entender o processo de transição demográfica ocorrido ao longo dos anos.

Pesquisas como esta também podem orientar sobre a necessidade de mais investimentos na qualidade de vida da pessoa idosa, tendo em vista a redução da fecundidade e a população cada vez mais envelhecida. Por oferecerem melhores condições às pessoas nessa faixa etária, investimentos desse tipo podem culminar em uma população idosa mais produtiva, gerando menores gastos com reabilitação e saúde curativa, por exemplo. Ademais, ressalta-se que esta pesquisa teve como limitação o estudo apenas para o Brasil, que, por ser considerado um país em desenvolvimento, pode apresentar uma menor provisão de educação pública de qualidade, o que implica alto custo de oportunidade da educação. Com isso, espera-se que a troca quantidade *versus* qualidade seja predominante na escolha da fecundidade.

REFERÊNCIAS

- AARONSON, D.; LANGE, F.; MAZUMDER, B. **The essential complementarity of the quality and quantity of children**. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, 2011.
- AARONSON, D.; LANGE, F.; MAZUMDER, B. **Fertility transitions along the extensive and intensive margins**. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, 2012. (Working Paper, n. 2011-09).
- AARONSON, D.; LANGE, F.; MAZUMDER, B. Fertility transitions along the extensive and intensive margins. **American Economic Review**, v. 104, n. 11, p. 3701-3724, 2014.
- AKIRA, M. **Intensive and extensive margins of fertility, capital accumulation, and economic welfare**. Kyoto: Kyoto University, mar. 2015. (Discussion Paper, n. 917).
- BECKER, G. S. An economic analysis of fertility. *In*: ROBERTS, G. B. **Demographic and economic change in developed countries**. Nova York: Columbia University Press, 1960. p. 209-240.
- BECKER, G. S.; LEWIS, H. G. Interaction between quantity and quality of children. *In*: SCHULTZ, T. W. **Economics of the family: marriage, children, and human capital**. Chicago: University of Chicago Press, 1974. p. 81-90.
- BECKER, G. S.; LANDES, E. M.; MICHAEL, R. T. An economic analysis of marital stability. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 6, p. 1141-1187, dez. 1977.
- BERQUÓ, E. S.; CAVENAGHI, S. M. Mapeamento socioeconômico e demográfico dos regimes de fecundidade no Brasil e sua variação entre 1991 e 2000. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 14., 2004, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Belo Horizonte: Abep, 2004.
- BERQUÓ, E. S.; CAVENAGHI, S. M. Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos da População**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 471-482, dez. 2014.
- CARVALHO, A. A.; VERONA, A. P. de A. Religião e fecundidade: uma análise do nível e padrão de fecundidade segundo grupos religiosos no Brasil em 2006. **Horizonte**, Belo Horizonte, v. 12, n. 36, p. 1086-1113, out.-dez. 2014.
- CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. **Nova Economia**, v. 26, n. 1, p. 179-206, 2016.
- DOEPKE, M. Gary Becker on the quantity and quality of children. **Journal of Demographic Economics**, v. 81, p. 59-66, mar. 2015.

EASTERLIN, R. A. What will 1984 be like? Socioeconomic implications of recent twists in age structure. **Demography**, v. 15, n. 4, p. 397-432, 1978.

GALOR, O. **The demographic transition: causes and consequences**. Providence: Brown University, 2010. (Working Paper, n. 2010-12).

HECKMAN, J. Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system. **Econometrica**, v. 46, n. 4, p. 931-959, jul. 1978.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. Determinantes da fertilidade: uma evidência empírica para quantidade *vs.* qualidade para os municípios brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2008.

MCQUILLAN, K. When does religion influence fertility? **Population and Development Review**, v. 30, n. 1, p. 25-56, mar. 2004.

MENDES, V. A. **Ensaio em microeconomia do desenvolvimento: demografia, educação e mercado de trabalho**. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017.

NASCIMENTO, D. Teoria microeconômica de Becker e fecundidade no Brasil. **Revista Geografares**, n. 13, p. 224-254, jul.-dez. 2012.

ROSER, M. Fertility rate. **Our World in Data**, 2 dez. 2017. Disponível em: <https://ourworldindata.org/fertilityrate>. Acesso em: 1º jun. 2018.

SIMÕES, C. C. da S. **Relações entre as alterações históricas na dinâmica demográfica brasileira e os impactos decorrentes do processo de envelhecimento da população**. Rio de Janeiro: IBGE, 2016. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9232-relacoes-entre-as-alteracoes-historicas-na-dinamica-demografica-brasileira-e-os-impactos-decorrentes-do-processo-de-envelhecimento-da-populacao.html?edicao=9233&ct=publicacoes>.

SOARES, V. M. N. **Intenções e comportamentos reprodutivos de mulheres que vivenciam alta fecundidade em um grande centro urbano**. 2009. Tese (Doutorado) – Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

STAUB, K. E. Simple tests for exogeneity of a binary variable in count data regression models. **Communications in Statistics – Simulation and Computation**, v. 38, n. 9, p. 1834-1855, 9 dez. 2009.

TURKMAN, M. A.; SILVA, G. L. **Modelos lineares generalizados: da teoria à prática**. Lisboa: Edições SPE, 2000.

Originais submetidos em: mar. 2020.

Última versão recebida em: mar. 2023.

Aprovada em: mar. 2023.

