

Determinantes do trabalho produtivo no Brasil: as normas de gênero e a decisão intrafamiliar *

Luana Passos **
Danielle Machado ***

Resumo

Em pleno século XXI, a atuação laboral feminina ainda fica muito aquém da masculina, a despeito de todo avanço educacional das mulheres. Tendo em conta este cenário, o artigo objetiva investigar os determinantes e suas relativas importâncias na decisão de ser economicamente ativo, considerando homens e mulheres de unidades domésticas nucleares, com ênfase na compreensão das normas de gênero. Para tanto, é utilizado o modelo *Probit bivariado* de modo a estimar a decisão conjunta de homens e mulheres participarem do mercado de trabalho, com base na PNAD Contínua de 2018. Os achados apontam que a decisão de homens e mulheres, de unidades domésticas nucleares, ingressarem no mercado de trabalho é interdependente, corroborando a escolha do modelo de probabilidade bivariado. Ademais, constata-se que os atributos produtivos favorecem atuação laboral de homens e mulheres, mas as variáveis relacionadas às normas de gênero, em linhas gerais, caminham em sentido contrário.

Palavras-chave: Gênero, Participação no mercado de trabalho, Normas de gênero, *probit* bivariado.

Abstract

Determinants of productive work in Brazil: gender norms and household decisions

Even in the middle of the 21st century, representation of women in work is still far behind that of men, despite the educational advances made by women. Given this scenario, the purpose of this paper is to investigate the determinants and their relative importance in the decision to be economically active, considering men and women in nuclear household units, with an emphasis on understanding gender norms. For this, the bivariate Probit model is used to estimate the joint decision of men and women to participate in the labor market, based on the 2018 Continuous PNAD. The findings indicate that the decision made by men and women, from nuclear families, to enter the labor market is interdependent, corroborating the choice of the bivariate probability model. Moreover, it appears that the productive attributes favor the work performance of men and women, but the variables related to gender norms, in general, move in the opposite direction.

Keywords: Gender, Labor market participation, Gender norms, Bivariate probit.

JEL J21, J22, J23.

Introdução

As normas de gênero são construídas histórica e culturalmente nas relações sociais assimétricas e nas relações de poder nas sociedades. Nessa modelagem de funções sociais assimétricas coube à mulher um espaço subordinado aos homens na sociedade. Por trás do discurso

* Artigo recebido em 30 de maio de 2020 e aprovado em 5 de setembro de 2020. É fruto da tese de Luana Passos, defendida no Programa de Pós-graduação em Economia da UFF, que contou com financiamento CAPES e Faperj. As autoras agradecem as contribuições dos membros da banca de doutorado, em especial da orientadora da tese Celia Kerstenetzky, os eximindo de qualquer responsabilidade pelos resultados da pesquisa.

** Professora adjunta do Centro das Humanidades da Universidade Federal do Oeste da Bahia (UFOB), Barreiras, BA, Brasil. E-mail: luanapassos_s@hotmail.com. ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-5470-7349>.

*** Professora associada da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF), Niterói, RJ, Brasil. E-mail: dani_carusi@hotmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2556-0886>.

de que as mulheres têm personalidade amorosa, frágil e protetora, escondem-se concepções patriarcais que identificam a mulher com a função de cuidadora. Essa atribuição “naturalizada” do cuidado ao ser feminino vem marcando desvantagens históricas para atuação social das mulheres, uma vez que o cuidado restringe a disposição e o tempo das mulheres para a vivência fora da família.

As resilientes assimetrias que marcam a vida das mulheres têm ganhado visibilidade mundial, incluindo o destaque recebido pelas questões de gênero na Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável¹. Entre os compromissos assumidos nessa agenda encontram-se a promoção da igualdade de acesso à educação de qualidade e aos recursos econômicos e da participação política às mulheres, de modo a superar as desigualdades de gênero e afiançar os direitos femininos em âmbito global, regional e nacional. Não obstante as questões de gênero terem entrado na agenda mundial, os avanços ainda são tímidos. No mercado de trabalho, por exemplo, a taxa de participação das mulheres a nível mundial, conforme OIT (2018), ainda é de 26,5 pontos percentuais inferior à taxa dos homens.

Posto isso, o objetivo deste artigo é investigar, para o caso brasileiro, os fatores que influenciam a decisão de homens e mulheres em unidades domésticas nucleares² serem economicamente ativos, bem como o peso de cada um nesta decisão. A indagação que orienta essa pesquisa é se comportamentos distintos, em conformidade com as normas de gênero, influenciam a atuação econômica de homens e mulheres, ou, se a decisão de participação no mercado de trabalho é determinada por fatores comuns.

Este texto visa contribuir com a literatura da temática nos seguintes aspectos: coadunando aos modelos teóricos tradicionais de comportamento familiar a perspectiva da economia feminista e; incorporando a averiguação empírica de como as normas de gênero constroem a atuação laboral, em um modelo que considera a decisão de atividade econômica conjunta de homens e mulheres. Até onde a revisão da literatura pôde alcançar, apenas Guimarães e Santos (2010) realizaram uma análise conjunta da decisão de participação no mercado de trabalho de homens e mulheres casados, na qual não tinha centralidade o debate teórico e empírico das normas de gênero, e as pesquisas, em sua maioria, acessam como fundamentação teórica modelos do *mainstream* econômico, que são míopes às questões de gênero na concepção da oferta de trabalho.

O *Probit* Bivariado, técnica que será adotada nesta pesquisa, estima a probabilidade dos homens e das mulheres serem economicamente ativos de forma conjunta. Ou seja, a ideia que está por trás é que a participação de um não é feita de forma independente da participação do outro. As decisões são conjuntas. Na técnica econométrica isto é incorporado a partir da interdependência da estimação das duas equações devido à existência de correlação entre os termos de erro. Ao fazer a estimativa, o próprio modelo averigua, por meio do coeficiente de correlação, se a escolha pelo *Probit* Bivariado é melhor do que um *Probit* Univariado (o univariado seria estimar separadamente uma equação para os homens e outra para as mulheres).

(1) A Agenda 2030 representa um conjunto de programas, ações e diretrizes que servirão de guia para os trabalhos das Nações Unidas e de seus países membros rumo ao desenvolvimento sustentável. Maiores informações sobre a Agenda 2030, podem ser acessadas em: <https://nacoesunidas.org/pos2015/agenda2030/>.

(2) Unidade doméstica nuclear “quando constituída somente por: um casal; um casal com filho(s) (por consanguinidade, adoção ou de criação) ou enteado(s); uma pessoa (homem ou mulher) com filho(s) (por consanguinidade, adoção ou de criação) ou enteado(s), independentemente da pessoa que foi indicada como responsável pelo domicílio (IBGE, 2018, p. 13).

Este artigo está dividido em quatro seções além dessa introdução e das considerações finais. Na primeira seção é feita uma revisão da literatura empírica, nacional e internacional, dos determinantes da atuação econômica. Na segunda seção é discutido o marco teórico da alocação do tempo dos indivíduos. Na terceira seção têm-se a metodologia utilizada e base de dados. Na quarta e última seção são apresentados e analisados os resultados.

1 Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho: uma revisão

A análise empírica sobre a participação feminina no mercado de trabalho é bem vasta. De modo geral, os estudos ou se debruçam sobre o processo de entrada feminina no mercado de trabalho, ou na investigação dos determinantes da participação no mundo laboral. O foco deste artigo é o segundo aspecto, sendo visitados, de modo sucinto, trabalhos empíricos sobre a temática.

Na literatura econômica empírica nacional, os estudos que investigam os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho valem-se principalmente da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da estimação de modelos de probabilidade. As pesquisas priorizam especificações econométricas que abordam a decisão feminina de participar no mercado de trabalho de modo unilateral, ao invés da tomada de decisão conjunta. Os estudos têm como variável dependente a *dummy* de participação no mercado de trabalho e como variáveis explicativas características pessoais e familiares.

Entre os atributos produtivos, a escolaridade e a experiência se destacam na determinação de participar da força de trabalho, sendo que, de modo unânime, as pesquisas indicam que as brasileiras mais escolarizadas apresentam maiores chances de se encontrarem dentro da força de trabalho (Sedlacek; Santos, 1991; Scorzafave; Menezes, 2001; Costa, 2007; Ramos; Águas; Furtado, 2011; Cruz; Baço; Paz, 2013; Barbosa, 2014; Queiroz; Aragón, 2015; Barbosa; Costa, 2017) ao passo que a idade, proxy da experiência, pode tanto aumentar (Scorzafave; Menezes, 2001; Costa, 2007; Ramos; Águas; Furtado, 2011; Cruz; Baço; Paz, 2013; Barbosa, 2014; Queiroz; Aragón, 2015; Barbosa; Costa, 2017) como reduzir a probabilidade de as mulheres serem economicamente ativas (Sedlacek; Santos, 1991).

Entre as características familiares, é comum o uso de indicadores sobre a presença de filhos, a situação matrimonial e a renda familiar per capita. De modo geral, os achados revelam que os filhos pequenos afetam negativamente a probabilidade de inserção feminina no mercado de trabalho (Sedlacek; Santos, 1991; Scorzafave; Menezes, 2001; Costa, 2007; Ramos; Águas; Furtado, 2011; Cruz; Baço; Paz, 2013; Barbosa, 2014; Barbosa; Costa, 2017). Já quando se trata de crianças maiores, algumas pesquisas indicam o aumento da probabilidade de as mulheres trabalharem (Scorzafave; Menezes, 2001; Barbosa, 2014; Barbosa; Costa, 2017), enquanto outras apontam efeitos negativos (Costa, 2007; Cruz; Baço; Paz, 2013). E, em algumas pesquisas, o efeito é não significativo (Sedlacek; Santos, 1991; Ramos; Águas; Furtado, 2011). O casamento, assim como as crianças pequenas, apresenta custo ao trabalho feminino (Costa, 2007; Barbosa, 2014; Queiroz; Aragón, 2015; Barbosa; Costa, 2017). A literatura denomina penalidade da maternidade e do casamento o preço que as mulheres pagam em sua inserção laboral devido aos compromissos com os cuidados e as atividades do lar. Para os homens, em via contrária, a literatura relata um prêmio do casamento e da paternidade. Os resultados referentes à renda domiciliar per capita são tanto negativos na probabilidade de a

mulher trabalhar (Sedlacek; Santos, 1991; Scorzafave; Menezes, 2001; Costa, 2007), quanto não significativos (Barbosa, 2014; Barbosa; Costa, 2017), ou até mesmo positivos (Ramos; Águas; Furtado, 2011; Cruz; Baço; Paz, 2013).

Algumas pesquisas apontam que a presença do idoso no domicílio (Costa; 2007; Barbosa, 2014; Barbosa; Costa, 2017) e a dedicação aos afazeres domésticos (Costa; 2007; Queiroz; Aragon, 2015; Barbosa; Costa, 2017) afetam negativamente a atuação laboral feminina. Já o acesso das crianças a escola ou creche apresentam efeitos positivos (Costa, 2007; Barbosa, 2014; Queiroz; Aragon, 2015; Barbosa, Costa, 2017).

Após apresentar essas pesquisas que fazem uma investigação univariada, cabe destacar o trabalho de Guimarães e Santos (2010). Eles realizam uma análise bivariada, tendo como variáveis dependentes a *dummy* de ocupação no mercado de trabalho das mulheres e dos homens casados. Conforme os autores, a variável que tem maior impacto positivo na equação de ocupação dos maridos é a presença de filhos menores de 14 anos. Já no caso das esposas, o efeito é contrário: afeta de forma negativa a ocupação no mercado de trabalho. No tocante aos atributos produtivos, a escolaridade e a idade, os efeitos têm o mesmo comportamento para maridos e esposas, no sentido de aumento da probabilidade de ocupação.

A literatura empírica internacional que investiga os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho vale-se, de modo geral, da estimação de modelos de probabilidade univariados, de modo análogo à literatura empírica nacional. Os trabalhos tomam como variável dependente a *dummy* de participação no mercado de trabalho, e uma diversidade de variáveis explicativas.

Em vários locais do mundo, Chile, Jordânia, Estados Unidos da América (EUA), Sri Lanka, Região MENA, África do Sul, Botswana, Camarões, a escolaridade apresenta um impacto positivo sobre a participação feminina no mercado de trabalho (Bravo; Puentes, 2012; Contreras; Plaza; 2010; Chamlou; Muzi; Ahmed, 2011; Falzone, 2010; Hotchkiss, 2006; Gunatilaka, 2013; Hayo; Caris, 2013; Ntuli, 2007; Shiambre; Motswapong; 2010; Tingum, 2016). Todavia, na Índia o efeito da educação é negativo (Sorsa et al.; 2015). Já para o nível de experiência, no Chile, EUA, Sri Lanka, e Camarões, o efeito foi positivo sobre a probabilidade de as mulheres trabalharem (Contretras; Plaza, 2010; Falzone, 2010; Hotchkiss, 2006; Gunatilaka, 2013; Tingum, 2016).

No que tange às características familiares, as variáveis mais recorrentes nos estudos internacionais são: a presença de filhos e o estado civil. No primeiro caso, as evidências apontam para redução da probabilidade de as mulheres trabalharem no Chile, Jordânia, Sri Lanka, África do Sul (Bravo; Puente, 2012; Chamlou; Muzi; Ahmed; 2011; Gunatilaka, 2013; Ntuli, 2007). Todavia, crianças mais velhas aumentam a probabilidade de as mulheres serem economicamente ativas no Sri Lanka e EUA (Gunatilaka, 2013; Falzone, 2010), e reduzem nos EUA, segundo Hotchkiss (2006). A penalidade do casamento aparece na Jordânia, no Chile, no Sri Lanka, nos EUA, na África do Sul, mas, em Camarões, o indício é de prêmio feminino do casamento (Chamlou; Muzi; Ahmed, 2011; Contreras; Plaza, 2010; Bravo; Puentes, 2012; Gunatilaka, 2013; Hotchkiss, 2006; Ntuli, 2007; Tingum, 2016). Cabe destacar que a questão dos idosos é investigada apenas no trabalho de Gunatilaka (2013), que não encontra resultado significativo dos idosos sobre a participação das mulheres no Sri Lanka.

Após a apresentação de pesquisas que utilizam o modelo univariado, destaca-se o trabalho de Pagán e Sánchez (2000), para a zona rural do México, que se vale de uma análise bivariada, tendo como variáveis dependentes as *dummies* de participação no mercado de trabalho das mulheres e dos homens. Conforme seus resultados, as crianças de 0 a 2 anos apresentam efeito positivo sobre a probabilidade de os homens trabalharem, e efeito negativo na probabilidade feminina. Crianças entre 3 a 5 anos apresentam efeitos que não são significativos para ambos. Nos atributos produtivos, a escolaridade e a idade apresentam impactos positivos na probabilidade de atuação econômica tanto dos homens quanto das mulheres.

Neste sumário da literatura fica perceptível que a atuação econômica feminina é influenciada tanto por características pessoais como familiares. Entre as características pessoais, sobressaem-se a escolaridade e a idade que, em linhas gerais, atuam no sentido de favorecer a participação econômica feminina, ao passo que o inverso ocorre com as características familiares. Ter filhos e ser casada se destacam como efeitos restritivos à participação das mulheres no mercado de trabalho. No mesmo sentido, ter uma renda domiciliar mais alta facilita igualmente a não inserção laboral das mulheres. Variáveis que consideram a frequência das crianças à escola ou creche, a presença de idosos no domicílio, e a execução de afazeres domésticos não são recorrentemente utilizadas nas pesquisas. Os resultados sugerem que a provisão de escola ou creche favorece a atuação laboral das mulheres, enquanto a presença de idosos e a dedicação aos afazeres domésticos no domicílio caminha em sentido contrário. No Apêndice são apresentados quadros sínteses da revisão de literatura.

2 Economia feminista: um olhar alternativo a abordagem microeconômica da decisão familiar

Por muito tempo, o modelo de oferta de trabalho neoclássico foi questionado por desconsiderar o trabalho doméstico e suas implicações econômicas. De acordo com o modelo de oferta de trabalho neoclássico, a maximização da função de utilidade, sujeita a uma restrição de recursos e de tempo, definiria como os indivíduos alocariam sua dotação de tempo entre trabalho e lazer. Becker (1965) inova ao incorporar a este modelo tradicional o que considera tempo de não trabalho. O autor assume que as famílias combinam o tempo e os bens de mercado para produzir mais mercadorias básicas, que diretamente entram em suas funções de utilidade unitárias. Em outras palavras, Becker (1965) inclui no modelo neoclássico tradicional de oferta de trabalho remunerado, centrado no *trade-off* entre a decisão de trabalho e lazer, a produção doméstica.

A inclusão da família no modelo econômico convencional é conhecida na literatura como *New Home Economics*, tendo como maior expoente o próprio Becker. Essa abordagem *beckeriana* assume a família como um agente único tomador de decisão e, portanto, é tida como o modelo unitário do comportamento familiar. O modelo unitário investiga a decisão de consumo e lazer por meio de um processo de maximização da função de utilidade familiar, desconsiderando as preferências individuais de cada membro da família. Assim, o modelo se assenta na premissa de que o comportamento proveniente da decisão intrafamiliar satisfaz as seguintes propriedades: aditividade, homogeneidade de grau zero, hipótese de renda conjunta, e matriz de Slutsky simétrica e semi-definida negativa (Fernandes, 2008). As premissas que sustentam o modelo unitário têm recebido diversas críticas, que segundo Vermeulen (2002) perpassam por questões econômicas, metodológicas e de bem-estar. Na questão econômica, o modelo peca ao tratar a família como agente representativo, violando o princípio presente na moderna teoria microeconômica de que as pessoas devem ser

caracterizadas pelas suas preferências individuais. Na metodologia, o modelo falha na hipótese de que a renda é conjunta – renda não laboral não tem nenhum papel na tomada de decisão familiar – o que foi fortemente rejeitado por vários estudos empíricos. Ainda em questões metodológicas, a propriedade de simetria da matriz de Slutsky – as variações salariais marginais compensadas de dois membros de uma família apresentam efeitos comuns na oferta de trabalho remunerado uma da outra – foi empiricamente rejeitada. E na questão do bem-estar, o modelo falha ao abordar a família como agente unitário, desconsiderando que a distribuição intrafamiliar pode intervir no bem-estar individual (Vermeulen, 2002).

As variadas críticas teóricas e rejeições empíricas as propriedades do modelo unitário abriram brechas para o desabrochar de abordagens alternativas sobre o processo de tomada de decisão na família. Duas correntes se sobressaem nessas abordagens, são elas: modelo de barganha e modelo coletivo.

Os modelos de barganha mantêm a abordagem neoclássica de racionalidade e comportamento maximizador dos agentes econômicos presente no modelo unitário, mas acessam elementos da teoria dos jogos para a sua formulação, com duas correntes se fazendo presentes nessa linhagem:

- i) Modelo de barganha não-cooperativo; e
- ii) Modelo de barganha cooperativo.

O primeiro modelo considera que cada membro da família maximiza a sua própria utilidade, tendo em conta o comportamento dos demais familiares, e que o resultado da decisão familiar é um equilíbrio de *Nash* não-cooperativo. Há ganhos na produção de bens e no consumo por parte dos casais que compartilham uma família. Estes ganhos resistem a equilíbrios não-cooperativos embora tendam a produzir uma sub-oferta de bens públicos para a família. Lundberg e Pollak (1993) consideram que os problemas decorrentes do equilíbrio não-cooperativo são suavizados devido à existência de especialização de funções no casamento. Os autores propuseram um modelo chamado de esferas separadas, no qual um equilíbrio não-cooperativo pode ser um equilíbrio final, na medida em que a discriminação de funções conforme o sexo reduz a demanda por mecanismos de coordenação dos indivíduos em uma família. Ou seja, a divisão de tarefas faz com que cada membro familiar ofereça os bens públicos à família sob sua esfera de responsabilidade independente do que o outro faz, proporcionando um bem-estar que garante que a permanência do casamento seja mais provável do que o divórcio.

O segundo modelo considera que, por meio de um processo de barganha dos indivíduos, os membros de uma família se comunicam, tentando acordar os ganhos de compartilharem um lar. Essa atitude coordenada dos membros da família pode levar a uma alocação eficiente de Pareto, a depender do poder de barganha de cada indivíduo dentro da família, sendo considerada um equilíbrio cooperativo. Assim, os modelos de barganha inovam frente ao modelo unitário ao considerar que cada membro da família tem sua própria preferência racional, mas desponta como fragilidade desses modelos o fato de que o equilíbrio de Nash não resulta necessariamente em alocações intradomiciliares eficientes de Pareto (Vermeulen, 2002), sendo que o pressuposto natural é a decisão familiar ser Pareto ótima.

Outra abordagem relevante para a compreensão da alocação do tempo dos indivíduos são os modelos coletivos que mantêm os pressupostos dos modelos de barganha referentes à racionalidade dos agentes, comportamento maximizador e consideração das preferências individuais. Fernandes (2008) aponta que essa classe de modelos, cujos primórdios estão nos trabalhos de Chiappori (1988, 1992) e Apps e Rees (1988), se escora no pressuposto basilar de que os agentes dentro da família têm preferências individuais, sendo que a tomada de decisão intrafamiliar, independentemente da forma que os membros interagem e executam suas escolhas, alça resultado eficiente de Pareto. Nesses modelos, as preferências da família podem ser tidas como uma soma ponderada das preferências individuais, onde os pesos individuais representam os respectivos poderes de barganha dos membros da família (Maciel, 2008). Assim, o modelo coletivo considera que as preferências são dependentes de salários, de preços e da renda individual não trabalho, sendo o poder de barganha dentro de uma família relacionado com o nível de cada uma dessas variáveis (Vermeulen, 2002). Essa abordagem inova ao menos em três aspectos: ter como unidade de decisão básica o indivíduo; considerar que o poder de barganhar dos indivíduos é influenciado por fatores distributivos; e a decisão familiar ser necessariamente eficiente de Pareto. Mas, a despeito da grande aceitação dessa abordagem ela apresentava uma grande fragilidade: a desconsideração da produção dentro da família. Essa lacuna foi preenchida pelos trabalhos de Chiappori (1997) e Apps e Rees (1997), que propuseram um modelo teórico coletivo levando em conta a produção doméstica³. Mas, cabe ressaltar que os próprios formuladores do modelo apontam as dificuldades empíricas de testar a sua validade. Nos tempos presentes um modelo coletivo que tem sido muito acessado é o de Chiappori, Fortin e Lacroix (2002). Esses autores propõem um modelo que considera as demais propriedades dos modelos coletivos, mas usam como fatores distributivos (que são elementos que têm o potencial de influenciar o processo decisório intrafamiliar) variáveis externas à relação conjugal, possibilitando a realização de testes mesmo quando só se têm informações *cross section* e quando se têm preferências individuais muito generalizadas.

A economia feminista apresenta uma perspectiva da alocação do tempo que diverge dessa abordagem econômica tradicional da teoria neoclássica (Enríquez, 2012; Donath, 2000; Feber; Nelson, 2003; Teixeira, 2017; Bonh, 2017), por ser uma corrente de pensamento que historicamente atribui relevo à necessidade de incorporação das relações de gênero como variável relevante para funcionamento da economia, bem como para compreensão da posição das mulheres enquanto agentes econômicos. A premissa da análise da economia feminista é que a economia, como qualquer outra ciência, é socialmente construída (Nelson, 1995), sendo a diferença dessa corrente para as demais escolas econômicas o resiliente questionamento da questão de gênero e seus efeitos em termos econômicos (Teixeira, 2017).

As decisões dos indivíduos em uma família sobre a alocação de seu tempo entre trabalho remunerado e demais atividades nem se limitam nem estão alheias às normas de gênero historicamente delineadas. Assim, a economia feminista considera que a divisão sexual do trabalho continua a atuar de forma restritiva na atuação pública feminina, reduzindo os espaços sociais e

(3) Esses modelos mantêm as premissas do modelo coletivo, mas levam em conta que dentro das famílias é realizada produção de bens e serviços tais como alimentação, limpeza, cuidado de crianças etc. Mas há dificuldade de como caracterizar a produção doméstica, em especial a questão de se essa produção pode ser comercializável ou é específico do domicílio. O resultado do modelo divergirá a depender da existência ou não de bens substitutos perfeitos no mercado. No caso de haver bens substitutos no mercado tem-se um preço exógeno para basilar a análise, sendo possível aplicar as propriedades do modelo coletivo. Em caso contrário, é difícil fazer a identificação do modelo.

principalmente os profissionais ocupados por elas. Como o cuidado ainda é socialmente considerado um atributo feminino, as preferências das mulheres sobre o tempo dedicado ao trabalho e a família não se formam em contextos de plena liberdade, sendo influenciadas por construções culturais que orientam as funções que cabem a mulheres e homens na sociedade. A corrente feminista pondera que a possibilidade do exercício da autonomia fica comprometida se não se levar em consideração contextos determinados por relações de poder, sendo premente a compreensão do processo em que as preferências são constituídas para definir as escolhas e os seus desdobramentos (Biroli, 2016). A complexidade abarcada nas relações sociais entre os sexos e seus efeitos no mundo do trabalho demanda, portanto, uma compreensão mais aguçada das correlações entre aspectos econômicos- como a produtividade dos indivíduos e barganha - com elementos provenientes de construções sociais- como as normas de gênero - na determinação da alocação de tempo. A natureza das relações de poder entre mulheres e homens é, portanto, de difícil apreensão dada a complexidade que lhes marca, interferindo nos resultados econômicos de forma multifacetada (Agarwal, 1997).

A visão microeconômica da tomada de decisão familiar é criticada pela perspectiva feminista, justamente, por amparar-se na concepção de que as famílias são unidades racionais e a-históricas, nas quais os membros de um domicílio decidirão a distribuição do seu tempo de modo racional (Enriquez, 2012; Carrasco, 2006; Teixeira, 2017). Esse modelo falha ao centrar-se na escolha racional e na maximização da utilidade, desconsiderando normas sociais, valores e tradições que afetam as decisões dos indivíduos (Mazurkiewck, 2016; Siranni; Negrey, 2011; Carrasco, 2006).

Os modelos de barganha e coletivos falham ao desconsiderar como as normas sociais podem borrar o real poder de barganha de cada pessoa. Por exemplo, se um dos membros da família necessita sair do mercado de trabalho para exercer cuidados, em geral, é a mulher que se ausenta mesmo que tenha um maior rendimento laboral que o do homem. O fato se explica com base em normas sociais que destinam as mulheres as atividades de cuidados. Se é imprudente negar que o poder de barganha interfere nas decisões familiares, também é não considerar que as normas de gênero suavizam o potencial de barganha. Assim sendo, uma crítica que tem relevo na concepção microeconômica da decisão familiar é a racionalização dos papéis tradicionais de homens e mulheres (England, 2003; Nelson, 1995; Melo; Serrano, 1997; Carrasco, 2006) e a não percepção de sua preservação como problema (Nelson, 1995), como bem percebido na abordagem das esferas separadas de Lundberg e Pollak (1993). A economia neoclássica simplifica e estereotipa as relações sociais e econômicas de gênero, contribuindo para o ofuscamento dos problemas das mulheres no mercado de trabalho (Teixeira, 2017).

E essa pouca relevância, dadas as piores condições laborais vivenciadas pelas mulheres – como maior precariedade, maior desemprego, e menor rendimento - faz com que os modelos, seja unitário, de barganha ou coletivo, não concedam centralidade ao debate da produção doméstica e às normas sociais que lhes marca. Mas, cabe sublinhar que o estudo da oferta de trabalho remunerado feminina ficaria muito mais realista concedendo relevo ao *trade-off* entre o tempo que vai ser alocado no trabalho remunerado e nos afazeres domésticos, já que é esse o conflito alocativo que tem proeminência na vida das mulheres devido ao cuidado permanecer um atributo feminino. Conceder destaque ao *trade-off* feminino entre trabalho remunerado e afazeres domésticos refletiria de modo mais real o cotidiano. Porém, mesmo um modelo que tivesse esse enfoque não seria capaz de equacionar o problema intrínseco aos modelos de maximização de utilidade que é a não acomodação da construção social que define o cuidado como atributo feminino. A atribuição social que

historicamente especializa a mulher nas atividades de cuidado potencializa sua produtividade no trabalho doméstico e reduz o poder de barganha sobre seus salários e renda não trabalho, o que, em termos microeconômicos, significa um direcionamento das mulheres para a oferta de cuidado no lar. Ademais, para Melo e Serrano (1997), a própria visão neoclássica do trabalho doméstico padece de dificuldades teóricas, com destaque para as hipóteses de otimização e de noção de equilíbrio. Conforme os autores, as pressuposições que amparam o processo de maximização da utilidade não se encaixam na análise do trabalho doméstico. As mulheres não se comportam como empresas capitalistas, sendo pouco realista considerar que uma mãe, por exemplo, agirá conforme seu individualismo e utilitarismo, uma vez que é pouco provável que exista relação mais altruísta do que ter filhos.

Nesse sentido, pensar em termos de preferências endógenas, como aponta Bowles (1998), parece mais conveniente do que a forma pela qual a teoria neoclássica aborda exogenamente as preferências. O conceito de endogeneidade das preferências de Bowles (1998) revela que as preferências dos agentes não são dadas, mas se modelam conforme as instituições formais e informais que orientam a interação entre os indivíduos na sociedade. Os mercados e outras instituições econômicas e sociais são capazes de influenciar os valores, os gostos e a personalidade, modelando as tarefas que os indivíduos desempenham na sociedade (Bowles, 1998). Cabe frisar que ignorar a endogeneidade das preferências, como faz a teoria neoclássica, a despeito de possibilitar a simplificação dos modelos, obscurece os processos pelos quais se perpetuam as assimetrias de gênero (England, 2003).

Se as preferências que definem as decisões individuais são endógenas, as próprias normas sociais que modelam as preferências podem ser endógenas, (Agarwal, 1997) na medida em que estão sujeitas à negociação e mudança. Os modelos econômicos não deveriam desconsiderar a endogeneidade das preferências e das normas sociais, mas há de se ter presente que muitas dificuldades metodológicas tornam essa incorporação uma tarefa nada trivial. Todavia, para além de uma modelagem matemática que seja capaz de considerar a endogeneidade das preferências e das normas sociais, é relevante a ponderação nos modelos e na interpretação de seus resultados como as relações sociais se imprimem mutuamente, muitas vezes de forma contraditória e marcadas por disputas de poder, a que se propõe a economia feminista

3 Metodologia

3.1 Abordagem econométrica

Essa pesquisa se propõe a investigar os elementos que influenciam na escolha do trabalho produtivo de mulheres e homens, bem como o peso de cada um na decisão. Como a decisão de participação na força de trabalho é binária, ou seja, se o indivíduo participa ($Y=1$) ou não da força de trabalho ($Y=0$), modelos econométricos apropriados para este estudo estão dentro do Campo da Econometria de variáveis qualitativas⁴. Neste caso, o comportamento a ser analisado não é quantitativo por natureza, compreende uma escolha entre duas opções. Este processo de escolha, no entanto, pode ser modelado a partir do estudo das probabilidades de estar numa ou outra situação.

(4) Se denomina variáveis qualitativas as que classificam o banco de dados com qualidades. Não são variáveis que tenham um sentido numérico. Neste estudo, as variáveis qualitativas referem-se à participação ou não no mercado de trabalho de homens e mulheres, conforme a variável dependente definida no Quadro 1.

A literatura, de modo geral, utiliza o modelo *Probit* Univariado para investigar a participação feminina no mercado de trabalho. A ideia principal nestes modelos é tentar entender os determinantes da probabilidade de a mulher estar inserida na força de trabalho. O processo de escolha, portanto, seguiria de certa forma quase que de forma independente da escolha de inserção de outros membros da família. Esta interdependência era apenas captada pela inclusão de variáveis relativas aos outros membros, tais como renda de trabalho dos cônjuges.

Uma outra opção de modelagem deste processo de escolha é o uso do *Probit* Bivariado, que consiste na estimação das probabilidades de duas variáveis dependentes binárias conjuntamente. As escolhas de participar ou não do mercado de trabalho por parte de homens e mulheres são modeladas a partir de duas equações distintas, mas que são correlacionadas a partir da consideração da correlação explícita entre as variáveis não observadas contidas nos termos de erro. Este procedimento de estimação parece ser o mais adequado a essa pesquisa aventando-se a possibilidade de haver uma interdependência entre a decisão de participação no mercado de trabalho de homens e mulheres com cônjuges. A tomada de decisão de participar ou não do mercado de trabalho é simultânea. Tendo isto em vista, considera-se o seguinte modelo de *probit* bivariado:

$$Y_1^* = x_1^T \beta_1 + u_1 \quad (1)$$

$$Y_2^* = x_2^T \beta_2 + u_2 \quad (2)$$

$$Y_i = 1 \text{ se } Y_i^* > 0 \quad (3)$$

$$Y_i = 0 \text{ se } Y_i^* \leq 0$$

Se denomina Y_1^* e Y_2^* duas variáveis latentes que representam a taxa de salário real do homem e da mulher, respectivamente. Os vetores x_1^T e x_2^T contêm as variáveis explicativas que determinam o processo de escolha de homens e mulheres pela participação no mercado de trabalho. Ou seja, características individuais e familiares que afetariam os custos de ingressar no mercado de trabalho.

Não se observa as variáveis latentes Y_1^* e Y_2^* , se sabe apenas que são importantes para determinar o processo de escolha entre participar ou não do mercado de trabalho. As variáveis que se observa são Y_1 e Y_2 que são binárias, tendo valor de 1 se o homem (mulher) é economicamente ativo e 0 em caso contrário.

Por exemplo, a mulher decide se inserir no mercado de trabalho se $Y_i^* > 0$, ou seja, se a taxa de salário real for superior, em um dado momento, ao seu custo de ingresso no mercado de trabalho. Por outro lado, as mulheres preferem estar fora do mercado de trabalho ($Y_i^* \leq 0$), se a taxa de salário real for inferior ao seu custo de ingressar.

As pressuposições adicionais em relação ao modelo são:

$$E(u_i) = E(u_2) = 0 \quad (4)$$

$$var(u_i) = var(u_2) = 1 \quad (5)$$

$$cov(u_1, u_2) = \rho \quad (6)$$

$$[u_i, u_2] \sim BVN [0, 0, 1, 1, \rho] \quad (7)$$

As equações de 4 a 7 indicam que: os erros u_1 e u_2 têm uma distribuição normal bivariada (BVN) e independem de x_1^T e x_2^T ; as variâncias são unitárias; e coeficiente de correlação ρ .

Esse modelo, portanto, permite estimar duas equações com erros correlacionados, bem como avaliar se a estimação realizada de modo conjunto é estatisticamente mais adequada do que o uso de uma equação univariada para cada decisão. Essa avaliação é realizada através do coeficiente de correlação ρ . Testa-se a hipótese nula de que ρ é igual a zero, ou seja, as duas equações são independentes. Logo, neste caso, as equações podem ser estimadas separadamente. Em caso de rejeição da hipótese nula, utilizar o modelo *Probit* bivariado é mais adequado pois há dependência entre as duas equações.

3.2 Base de dados

Para a análise, são usados os dados da Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o ano de 2018. A PNAD Contínua é uma das pesquisas mais apropriadas para a estimativa que será realizada neste trabalho, pois abrange a maioria da população brasileira, tem regularidade em sua realização e pode ser considerada de alta qualidade. Foi escolhida a 5ª entrevista do ano de 2018 por conter informações sobre os cuidados e os afazeres domésticos.

Quadro 1
Descrições das variáveis utilizadas na estimação

	Variáveis	Descrições
Dependente	Participação no mercado de trabalho	Informa se o indivíduo é economicamente ativo
Explicativas	Escolaridade	Informa se o indivíduo tem escolaridade a partir do ensino fundamental
	Idade	Informa a idade do indivíduo
	Idade ao quadrado	Informa a idade do indivíduo elevada ao quadrado
	Negro	Informe se o indivíduo é preto ou pardo
	Pessoa de referência	Informe se o indivíduo é a pessoa de referência no domicílio
	Criança de 0 a 5 anos no domicílio	Informa se residem crianças de 0 a 5 anos no domicílio
	Criança de 6 a 14 anos no domicílio	Informa se residem crianças de 6 a 14 anos no domicílio
	Recebe Bolsa Família	Informa se o indivíduo recebe Bolsa Família
	Idoso no domicílio	Informa se residem idosos no domicílio
	Cuidado de criança de 0 a 5 anos	Informa se o indivíduo cuida de crianças de 0 a 5 anos
	Cuidado de criança de 6 a 14 anos	Informa se o indivíduo cuida de crianças de 6 a 14 anos
	Cuidado de idoso	Informa se o indivíduo cuida de idosos
	Realiza atividades domésticas ⁽¹⁾	Informa se o indivíduo realiza atividades domésticas
	Criança na creche ou escola	Informa se a criança de 0 a 5 anos frequenta creche ou escola
	Criança na escola	Informa se a criança de 6 a 14 anos frequenta escola

(1) As atividades domésticas classificadas pelo IBGE foram: preparar ou servir alimentos, arrumar a mesa ou lavar as louças; cuidar da limpeza ou manutenção de roupas e sapatos; fazer pequenos reparos ou manutenção do domicílio, do automóvel, de eletrodomésticos ou outros equipamentos; limpar ou arrumar o domicílio, a garagem, o quintal ou o jardim; fazer compras ou pesquisar preços de bens para o domicílio; cuidar da organização do domicílio (pagar contas, contratar serviços, orientar empregados etc.); cuidar dos animais domésticos.

Fonte: Elaboração das autoras.

Para investigar a participação no mercado de trabalho brasileiro são considerados homens e mulheres de unidades domésticas nucleares, de 15 a 55 anos⁵, nas áreas urbanas e rurais.

No Quadro 1, apresentado acima, tem-se as variáveis utilizadas na estimação, espelhadas nas derivadas da revisão da literatura empírica. Fatores como escolaridade, idade, cor, renda não trabalho são recorrentemente apontados como relevantes para decisão de atuação laboral, por isso são utilizadas neste estudo. Fatores vinculados ao cuidado, a despeito de não serem considerados na grande maioria dos estudos, são acessados nesta pesquisa dado ser tido pela perspectiva da economia feminista como notórios aspectos que constroem a atuação econômica das mulheres.

4 Resultados

4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 contém informações acerca das características domiciliares de unidades domésticas nucleares. Consta-se que em poucos domicílios há a presença de ao menos um idoso, total de 16,04 %. Quando o foco são as crianças o quantitativo é mais expressivo: 25,06% dos domicílios nucleares tem ao menos uma criança de 0 a 5 anos e, 40,42% crianças de 6 a 14 anos. Entre os tipos de arranjos familiares, 69,94% são nucleares. A renda domiciliar per capita das unidades domésticas nucleares é de R\$ 1.351,15.

Tabela 1
Estatísticas descritivas de características domiciliares das unidades domésticas nucleares,
Brasil, 2018

Domicílios com crianças de 0 a 5 anos (%)	25,16
Domicílios com crianças de 6 a 14 anos (%)	40,42
Domicílios com idosos (%)	16,04
Unidade doméstica nuclear (%)	69,94
Rendimento domiciliar per capita	1.351,15

Fonte: Elaboração das autoras a partir dos microdados da PNAD Contínua de 2018.

Na Tabela 2 apresentam-se as características pessoais dos homens e das mulheres de unidades domésticas nucleares. Em relação à escolaridade, 18% das mulheres apresentam ensino superior completo frente ao percentual de 13% para os homens. A idade média das mulheres e dos homens é de 34 anos. A maioria das pessoas é negra, por volta de 55% para as mulheres e 56% para os homens. Cerca de 17% dos homens declaram ter cuidado de crianças de 0 a 5 anos, ao passo que este percentual para as mulheres é de 20%. Para o cuidado de crianças de 6 a 14 anos, os percentuais foram de 17% e 22% para homens e mulheres, respectivamente. Já na realização de atividades domésticas, a diferença entre homens e mulheres é bem mais expressiva: 15 pontos percentuais (p.p.) a favor das mulheres. Em relação à renda não proveniente do trabalho, no caso o recebimento do Bolsa Família, menos de 1% dos homens declaram participar do programa frente a 13% das mulheres.

(5) Foi escolhida essa faixa etária para excluir as pessoas que, embora estejam na força de trabalho, já são aposentadas, e o trabalho infantil.

Na atuação laboral há uma notória diferença entre homens e mulheres, com o primeiro grupo estando 82% na força de trabalho frente a 64% do segundo. A jornada média de trabalho semanal remunerado das mulheres é de 36 horas e dos homens de 41 horas. A jornada média de afazeres domésticos e cuidados das mulheres é de 22 horas semanais e dos homens 10 horas semanais. As mulheres recebem, em média, 76,63% do rendimento masculino, considerando a renda do trabalho principal.

Tabela 2
Estatísticas descritivas de características das pessoas de 15 a 55 anos em unidades domésticas nucleares, por sexo, Brasil, 2018

	Homem	Mulher
Escolaridade superior completo (%)	12,82	18,19
Idade média	34,23	34,80
Negro (%)	56,52	55,53
Cuidado de crianças de 0-5 anos (%)	16,66	19,74
Cuidado de crianças de 6-14 anos (%)	17,17	22,40
Cuidado de idoso (%)	0,93	1,01
Realização de afazeres domésticos (%)	79,47	94,46
Recebedores do Bolsa Família (%)	0,72	12,84
Força de trabalho (%)	82,60	64,37
Jornada média de trabalho remunerado	41,31	36,39
Jornada média de cuidados e afazeres domésticos	10,54	21,60
Rendimento médio do trabalho principal	2.403,63	1.841,93

Fonte: Elaboração das autoras a partir dos microdados da PNAD Contínua de 2018.

Os dados descritivos sugerem grandes diferenças em termos de inserção no mercado de trabalho de homens e mulheres de unidades domésticas nucleares. Ademais, a responsabilidade pelos afazeres domésticos e cuidados também apresenta grande diferenciação. Em pleno século XXI, as mulheres seguem penalizadas na sua atuação pública, apresentando uma menor inserção laboral e de pior qualidade – empregos mais parciais, postos com menor proteção e menores rendimentos – que a dos homens, a despeito do maior nível de escolaridade que qualifica sua força de trabalho⁶. Muito dessa secundarização da força de trabalho das mulheres se deve às atividades reprodutivas ainda pousarem sobre os ombros femininos, o que acarreta sobrecarga de trabalho e contribui para mitigação das oportunidades profissionais.

4.2 Apresentação e discussão dos resultados

Nas Tabelas 3 e 4 são apresentados os resultados dos efeitos marginais do modelo *Probit* Bivariado de participação no mercado de trabalho de mulheres e homens em unidades domésticas nucleares. No primeiro modelo, chamado de resumido, são considerados apenas os determinantes clássicos de oferta de trabalho remunerado. No segundo modelo, chamado de completo, além das

(6) Para maiores informações sobre o tema ver: Teixeira (2017); Passos e Souza (2019).

variáveis tradicionais são utilizadas informações que tentam captar normas de gênero como: a execução do cuidado, os afazeres domésticos e as políticas infantis.

Cabe sublinhar que a escolha pelo modelo *Probit* Bivariado, em sentido contrário à maioria da literatura nacional e internacional que se vale do *Probit* Univariado, é referendada nos resultados. O *Probit* Bivariado gera um coeficiente de correlação ρ , que mede a correlação entre os termos de distúrbios das duas equações. Atendendo às expectativas, o valor estimado deste coeficiente é estatisticamente significativo, nos dois modelos analisados, indicando que a participação econômica de homens e mulheres de unidades domésticas nucleares é interdependente. Para Castro, Teixeira e Lima (2014), o tradicional teste de Wald também pode ser acessado para averiguar a ausência de correlação entre as equações. A hipótese nula (H_0) é que $\rho=0$ e o modelo consiste em duas equações estimadas separadamente. Em caso de rejeição da H_0 , as equações devem ser estimadas conjuntamente. No caso deste artigo, o teste de Wald leva à rejeição da hipótese nula, o que confirma a necessidade de se estimar conjuntamente as equações.

Em relação ao modelo reduzido, apresentado na Tabela 3, os resultados dialogam com as estimativas univariadas e bivariadas da literatura e com os apontamentos teóricos, com exceção da variável pessoa de referência que, ao contrário do que era esperado, apresenta sinal negativo para as mulheres.

Tabela 3
Efeitos marginais da probabilidade de atividade econômica das unidades domésticas nucleares, modelo reduzido, Brasil, 2018

Variáveis	Homens	Mulheres
Escolaridade	0,01***	0,06***
Idade	0,03***	0,02***
Idade ao quadrado	-0,00***	-0,00***
Negro	0,00	-0,02***
Pessoa de referência	0,08***	-0,09***
Criança de 0 a 5 anos no domicílio	0,04***	-0,04***
Criança de 6 a 14 anos no domicílio	0,03***	-0,01***
Recebe Bolsa Família	0,27***	-0,05***

Nota: nível de significância: *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$

Nota: os valores são aproximados e os efeitos marginais na média.

Número de observações: 240, 765

Fonte: Elaboração das autoras a partir dos microdados da PNAD Contínua de 2018.

Os atributos produtivos, escolaridade e experiência, caminham em mesmo sentido para homens e mulheres como era de se esperar. Se homens e mulheres passassem a ter escolaridade a partir do ensino fundamental, a probabilidade de ser ativo na economia aumentaria em 0,01 e 0,06, respectivamente. O efeito é mais proeminente para as mulheres, ressaltando o papel da educação no desenvolvimento profissional feminino. A idade aumenta a probabilidade de mulheres e homens ingressarem na força de trabalho, contudo até um determinado ponto, pois o termo quadrático da idade foi negativo e significativo. Ou seja, a relação com a idade é quadrática (u invertido).

Ser negro não teve significância no caso dos homens, mas as mulheres negras apresentam uma probabilidade 0,02 menor de encontrar-se na força de trabalho. Esses achados, conforme os apontamentos do feminismo negro⁷, podem guardar relação com a sobreposição de vulnerabilidade, fincadas no sexismo e no racismo institucionalizado. Possuir uma renda não proveniente do trabalho, neste caso o Bolsa Família, apresenta comportamento divergente entre homens e mulheres. Para os homens, receber o Bolsa Família aumenta a probabilidade de atividade econômica em 0,27 ao passo que para as mulheres, o impacto é de redução de 0,05. Esse resultado, para as mulheres, condiz com a predição da teoria econômica, enquanto para os homens não. Isto pode, em certa medida, ser reflexo de normas sociais que destinam as mulheres os cuidados, reduzindo sua disposição ao trabalho remunerado.

E indiciando o papel das normas sociais na atuação laboral, as características familiares comparam de modo distinto para homens e mulheres. As crianças de 0 a 5 anos favorecem em 0,04 a atuação laboral masculina frente à redução da participação feminina na mesma magnitude. Para as crianças de 6 a 14 anos, o comportamento é o mesmo das crianças menores, com os valores sendo de 0,03 para os homens e -0,01 para as mulheres. Esses achados convergem com o apontamento da economia feminista referente à atribuição social do cuidado das crianças como função prioritária feminina no contraponto da responsabilidade masculina pela proteção material.

Uma vez ratificada para o tempo recente os achados da literatura sobre determinantes do trabalho produtivo, a atenção é voltada à compreensão de como as normas de gênero podem influenciar a tomada de decisão de oferta de trabalho remunerado. A ausência de uma ampla pesquisa sobre o uso do tempo dificulta essa tarefa para o caso brasileiro, mas recentemente a PNAD Contínua apresenta algumas variáveis que melhor qualificam esse debate.

A Tabela 4 apresenta os determinantes do trabalho produtivo, considerando tanto variáveis tradicionais como as tidas pela economia feminista como importantes para alocação do tempo familiar. A primeira observação a ser feita é que a incorporação das variáveis vinculadas às normas de gênero não modifica os sinais e as diferenças de magnitude percebidos no modelo resumido. Ou seja, permanecem as conclusões em relação ao papel dos atributos produtivos e familiares na probabilidade de atuação laboral de mulheres e homens. A segunda observação é que o intento nesta parte é encontrar pistas que corroborem os apontamentos da economia feminista sobre o papel das normas de gênero na decisão familiar, pois é sabida a dificuldade de modelar valores e crenças culturais.

Posto isso, primeiramente serão apresentados os resultados de variáveis já consideradas em pesquisas que acessaram modelos de probabilidade univariados. Para, em um segundo momento, apresentar variáveis ainda não investigadas na literatura, nem mesmo em modelos univariados.

As crianças comparam, na literatura teórica e empírica, como fatores restritivos à atuação econômica feminina e favoráveis à masculina. Corroborando os achados da literatura, no modelo completo, se as mulheres passassem da condição de não ter criança de 0 a 5 anos no domicílio para a de ter, a sua probabilidade de participar da atividade econômica se reduziria em 0,05 e a dos homens aumentaria em 0,02. As crianças de 6 a 14 anos não apresentam significância para os homens, mas o

(7) Para maiores informações sobre os apontamentos do feminismo negro ver: Carneiro (2001); Collins (2019); Davis (2004).

efeito para as mulheres é de reduzir a probabilidade em 0,06 pontos. No contraponto da restrição que as crianças representam à vida laboral feminina, comparece o auxílio das políticas infantis. A presença das crianças em escola ou creche⁸ tem uma relação positiva e significativa para mulheres, com valores de 0,01 e 0,07 para crianças de 0 a 5 anos e de 6 a 14 anos, respectivamente. Já para os homens, o efeito marginal não é significativo para as crianças de 0 a 5 anos, e é positivo para as de 6 a 14 anos (0,03). Sendo assim, os resultados corroboram a relevância das políticas infantis para ampliação das possibilidades de inserção profissional dos membros familiares, em especial para as mulheres, devendo o investimento das mesmas ocupar lugar prioritário na ação do Estado.

Tabela 4
Efeitos marginais da probabilidade de atividade econômica das unidades domésticas nucleares, modelo completo, Brasil, 2018

Variáveis	Homens	Mulheres
Escolaridade	0,01***	0,05***
Idade	0,03***	0,02***
Idade ao quadrado	-0,00***	-0,00***
Negro	-0,00	-0,02***
Pessoa de referência	0,07***	-0,08***
Idoso no domicílio	-0,09***	-0,06***
Criança de 0 a 5 anos no domicílio	0,02***	-0,05***
Criança de 6 a 14 anos no domicílio	0,00	-0,06***
Recebe Bolsa Família	0,23***	-0,04***
Cuidado de criança de 0 a 5 anos	-0,01***	-0,03***
Cuidado de criança de 6 a 14 anos	0,01***	-0,01***
Cuidado de idoso	0,07***	0,06***
Realiza atividades domésticas	0,09***	-0,11***
Criança na creche ou escola	0,00	0,01***
Criança na escola	0,03*	0,07***

Nota: nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: os valores são aproximados e os efeitos marginais na média.

Número de observações: 240,762.

Fonte: Elaboração das autoras a partir dos microdados da PNAD Contínua de 2018.

Considerando que os idosos, em linhas gerais, demandam cuidados, é de se esperar que sua presença no domicílio constranja a atividade econômica feminina, mas não a masculina. Os resultados contrariam essa hipótese já que os efeitos são negativos para mulheres e homens. Se as mulheres saíssem da condição de não residir com idosos para residir, a probabilidade de atuação laboral se reduziria em 0,06 e no caso dos homens em 0,09. Esse resultado dos idosos que parece estranho, em especial dada a maior magnitude para os homens, pode na prática não ser. Tendo em mente que a maioria dos idosos é aposentado ou pensionista, sua presença no domicílio pode gerar um efeito

(8) Em geral, a literatura não utiliza nas estimativas a variável de frequência das crianças na escola ou creche devido ao provável problema de causalidade reversa da variável. Sabendo que pode haver problema de causalidade reversa, é mais prudente avaliar esse resultado a partir da ideia de correlação entre essa variável e ser economicamente ativo.

renda. A renda do idoso possibilita aos outros membros da família se ausentarem por algum tempo do mercado de trabalho⁹. Como será discutido mais à frente, essa hipótese de efeito renda parece ser confirmada considerando o sinal positivo, para homens e mulheres, da variável cuidar de idosos.

O peso das atividades domésticas como inibidor do desenvolvimento profissional feminino é validado nos resultados desta pesquisa. O fato de mulheres executarem as tarefas domésticas¹⁰ reduz em 0,11 a probabilidade de atuação econômica das mesmas, no contraponto do aumento em 0,09 na probabilidade dos homens. Portanto, enquanto a responsabilidade com o lar comparece como fator restritivo para atuação laboral feminina, como bem aponta a literatura, curiosamente, amplia as chances de participação dos homens no mercado de trabalho. E vale ressaltar que a magnitude é mais expressiva do que a da variável que representa cuidado de crianças, abaixo discutida, indiciando a franca restrição que as tarefas domésticas representam na vida feminina.

Os achados até aqui apresentados estão em sintonia com a literatura teórica e empírica. Cabe acrescentar a produção da temática, os efeitos diretos de exercer cuidados. Até onde a revisão da literatura pôde alcançar, as variáveis de cuidados não apareciam nas estimativas, o que em muito se deve a sua recente incorporação na base de dados da PNAD Contínua.

A presença de filhos no domicílio tem sido utilizada na literatura como *proxy* de demanda de cuidados para as mulheres e de renda para os homens. O seu coeficiente foi negativo para as mulheres e positivo para os homens, certificando essa hipótese. Quando se considera a variável exercer cuidados, um resultado curioso desponta: a passagem de não cuidar de crianças de 0 a 5 anos para cuidar apresenta efeito negativo tanto para homens como para mulheres, com maior destaque para as últimas. Sabe-se que os homens se dedicam bem menos que as mulheres aos cuidados, mas quando o fazem, para crianças pequenas, o efeito aqui encontrado também é inibidor na atuação econômica. Já o cuidado de crianças de 6 a 14 anos dificulta a atuação laboral feminina, mas apresenta efeito positivo para a masculina.

A variável cuidado de idoso apresenta resultado que refuta a expectativa sobre o papel restritivo dos idosos na atuação laboral dos membros familiares. O aumento de probabilidade de atuação econômica caso homens e mulheres passassem da posição de não cuidar de idosos para o fazerem, em 0,07 e 0,06, respectivamente, é um resultado pouco esperado. Mas, esse achado pode ser interpretado em uma linha alternativa, que carece de comprovação empírica. Os idosos que demandam cuidados, por serem os mais dependentes, são também os que necessitam de maior apoio financeiro, podendo esse fato amparar o aumento da probabilidade de atuação laboral dos demais membros familiares. Esse resultado, que contraria a expectativa, sugere que o efeito negativo da presença de idosos no domicílio é proveniente de um efeito renda ao invés de efeito cuidado, um achado que não era possível afirmar nas outras pesquisas.

Assim, é possível aventar que o marco teórico da economia feminista elucidada questões desconsideradas ou negligenciadas pela economia tradicional. Para a economia feminista, as normas de gênero, de longa data, comparecem de forma restritiva na atuação social e econômica das mulheres,

(9) Camarano e Fernandes (2016) mostram que a renda de aposentadoria dos idosos representa uma salvaguarda de subsistência familiar, refletindo na reversão do papel social dos idosos de assistidos para assistentes como estratégia de sobrevivência das famílias pobres.

(10) Em geral, a literatura desconsidera o cuidado doméstico por não o ter como determinante para atividade econômica.

devendo ser ponderadas na investigação dos fenômenos socioeconômicos. Certamente, a complexidade abarcada nas normas sociais dificulta sua simplificação ou captação em modelos econométricos, o que não invalida a tentativa de perceber como elas operam nos constrangimentos na atuação econômica feminina, com muitos dos achados corroborando a hipótese dessa pesquisa.

Considerações finais

A visão social sobre o cuidado não acompanhou a revolução feminina no que se refere a atuação pública, haja vista que não houve uma desvinculação feminina da função de cuidar, menos ainda um marcante aumento da atuação dos homens nas atividades do lar. Conquanto, a reprodução da sociedade que historicamente esteve a cargo das mulheres começa a ser colocada em xeque no movimento desequilibrado entre oferta e demanda de cuidados. Os avanços sociais - como envelhecimento populacional, mudanças nos arranjos familiares e participação feminina no mercado de trabalho - pintam em novos tons as demandas por políticas sociais, colocando em relevo novos riscos nas antigas tensões presentes na desigual divisão sexual do trabalho.

O modelo desenvolvido neste artigo, com base na PNAD Contínua de 2018, encontra determinantes para a atuação econômica comuns, tanto para homens como para mulheres, bem como fatores com efeitos diferenciados, atentando também para a constatação de resultados estranhos aos verificados pelos apontamentos teóricos.

Os achados indicam que fatores produtivos, como escolaridade e idade, apresentam o mesmo comportamento para mulheres e homens. A interpretação é que maior escolaridade e maior experiência favorecem a atuação econômica. Os resultados passam, todavia, a divergir quando a atenção é dedicada às variáveis relacionadas às normas de gênero. As crianças no domicílio e os afazeres domésticos reduzem a probabilidade de as mulheres se disporem ao mercado de trabalho, enquanto a frequência das crianças na escola ou creche aumenta esta probabilidade. Para os homens, os efeitos são no sentido de aumento da probabilidade de atuação laboral no caso de presença de crianças no domicílio e de afazeres domésticos. O efeito sobre a probabilidade é não significativo ou positivo quando as crianças estão na escola ou creche. Quando se considera a presença de idosos no domicílio, os resultados são convergentes para homens e mulheres em direção de reduzir a atividade econômica.

Agregando pistas à interpretação que essas variáveis trazem, é investigado o papel de exercer cuidado na probabilidade de atuação laboral de homens e mulheres. O primeiro elemento a destacar é que exercer cuidado de crianças de 0 a 5 anos, ao contrário do que se podia esperar, reduz a probabilidade de mulheres e homens estarem na força de trabalho. Ou seja, os homens historicamente exercem menos a função de cuidar que as mulheres, mas quando o fazem, para as crianças pequenas, o efeito é de constrangimento da atuação laboral. Para as crianças de 6 a 14 anos, o efeito do cuidado é inibidor para as mulheres, mas favorável aos homens. O resultado encontrado mais curioso é o efeito positivo da variável cuidado dos idosos para homens e mulheres. Carecendo de comprovação empírica, uma hipótese que pode amparar esse achado é que os idosos que demandam mais cuidados também são os que mais precisam de apoio financeiro, incentivando a entrada dos cuidadores na força de trabalho. O resultado positivo da variável de cuidado de idosos acrescenta uma importante

contribuição à literatura que é o sinal negativo da presença de idosos no domicílio poder ser mais proveniente de um efeito renda do que efeito cuidado.

Assim, este trabalho concede pistas para a compreensão da decisão de alocação do tempo de homens e mulheres, elucidando a relevância das normas de gênero no entendimento do fato. Porém, cabe sublinhar que o futuro reserva muitas inquietações para as demandas por igualdade nas relações de gênero, em especial no bojo da onda restritiva de direitos que o país experimenta em ritmo cada vez mais acelerado.

Referências bibliográficas

AGARWAL, B. “Bargaining” and gender relations: within and beyond the household. *Feminist Economics*, v. 3, n. 1, p. 1-51, 1997.

APPS, P. F.; REES, R. Collective Labor Supply and Household Production. *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 1, p. 178-190, 1997.

BARBOSA, A. L. Participação feminina na força de trabalho brasileira: evolução e determinantes. In: CAMARANO, A. A. (Org.). *Novo regime demográfico: uma nova relação entre população e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Ipea, 2014. p. 407-442. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=23975.

BARBOSA, A. L.; COSTA, J. S. Oferta de creches e participação das mulheres no mercado de trabalho no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 2017. (Boletim de Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise, ano 23). p. 24-35. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7805/1/bmt_62_oferta.pdf.

BECKER, G. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, v. 75, p. 493-517, 1965.

BIROLI, F. Autonomia, preferências e assimetrias de recursos. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 31, n. 90, p. 40-56, 2016. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0102-69092016000100039&script=sci_abstract&tlng=pt.

BONH, L. *Inserção feminina na teoria e na prática: ensaios sob o olhar da economia feminista*. 2017. 241f. Tese (Doutorado em economia)–Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2017. Disponível em: <https://repositorio.ufsc.br/xmlui/handle/123456789/180535>.

BOWLES, S. Endogenous preferences the cultural consequences of markets and other economic institutions. *Journal of Economic Literature*, V. XXXVI, p. 75-111, 1998.

BRAVO, D.; PUENTES, E. Female labor force participation and informal care of adults: evidence for a middle-income country. *SDT*, 353, 2012.

CAMARANO, A. A.; FERNANDES, D. A previdência social brasileira. In: ALCÂNTARA, A.; CAMARANO, A. A.; GIACOMIN, K. (Org.). *Política nacional do idoso: velhas e novas questões*. Rio de Janeiro: Ipea, 2016.

CARRASCO, C. La economía feminista: una apuesta por otra economía. In: VARA, M. J. (Org.). *Estudios sobre género y economía*. Madrid: Akal, 2006, p. 29-62.

CARNEIRO, S. Enegrecer o feminismo: a situação da mulher negra na América Latina a partir de uma perspectiva de gênero. *Revista LOLA Press*, n. 16, nov. 2001.

CASTRO, P. G.; TEIXEIRA, A. L.; LIMA, J. E. A relação entre os canais de transferência de conhecimento das Universidades/IPPS e o desempenho inovativo das firmas no Brasil. *Rev. Bras. Inov.*, Campinas, SP, v. 13, n. 2, p. 345-370, jul./dez. 2014. Disponível em: <https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/rbi/article/view/8649082>.

CHAMLOU, N.; MUZI, S.; AHMED, H. Understanding the determinants of female labor force participation in the Middle East and North Africa Region: the role of education and social norms in amman. *Almalaurea Working Papers*, n. 31, 2011.

CHIAPPORI, P. A. Introducing household production in collective models of labor supply. *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 1, p. 191-209, 1997.

CHIAPPORI, P. A.; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation and household labor supply. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 110, n. 1, p. 37-72, 2002.

COLLINS, P. H. *Black feminist thought*. New York/London: Routledge, 2009. 335p.

COSTA, J. Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. Dissertação (Mestrado em Economia)–Faculdade de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2007. Disponível em: <https://repositorio.unb.br/handle/10482/1624>.

CONTRERAS, D.; PLAZA, G. Cultural factors in women's labor force participation in Chile. *Feminist Economics*, v. 16, n. 2, p 27-46, Apr. 2010.

CRUZ, A. E.; BAÇO, F. M.; PAZ, D. Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evidências utilizando probit. In: ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 13, Curitiba. *Anais...* Curitiba: ABET, 2013.

DAVIS, A. As mulheres negras na construção de uma nova utopia. *Cadernos do CEAS*, n. 210, mar./abr. 2004.

DONATH, S. The other economy: a suggestion for a distinctively feminist economics. *Feminist Economics*, v. 6, n. 1, p. 115-123, 2000.

ENGLAND, P. Separative and soluble selves: dichotomus thinking in economics. In: FEBER, M. A.; NELSON, J. A. (Org.). *Feminist economics today: beyond economic man*. Chicago: The University of Chicago Press, 2003.

ENRÍQUEZ, C. R. La cuestión del cuidado: ¿El eslabón perdido del análisis económico? *Revista CEPAL*, n. 106, p. 23-36, 2012. Disponível em: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/11524-la-cuestion-cuidado-eslabon-perdido-analisis-economico>.

FALZONE, J. S. Married women's labor force participation and the role of human capital: evidence from the United States. *Clm.economía*, v.17, p. 263-278, 2010.

FEBER, M. A feminist critique of the neoclassical theory of the family. In. MOE, K. (Org.). *Women, family, and work: writings on the economics of gender*. Blackwell Publishing, 2003. p. 9-23.

FEBER, M. A.; NELSON, J. A. Introduction: beyond economic man, ten years later. In: FEBER, M. A.; NELSON, J. A. (Org.). *Feminist economics today: beyond economic man*. Chicago: The University of Chicago Press, 2003.

FERNANDES, M. M. *Estimação da oferta de trabalho com modelos coletivos: uma aplicação para o Brasil*. 2008. 96f. Dissertação (Dissertação em Economia)–Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2008.

GUIMARÃES, P. W.; SANTOS, C. M. Determinantes da ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*. v. 6, n. 2, p. 23-43, maio/ago. 2010. Disponível em: <https://www.rbgdr.com.br/revista/index.php/rbgdr/article/view/271>.

GUNATILAKA, R. To work or not to work? Factors holding women back from market work in Sri Lanka. New Delhi: ILO, 2013. Disponível em: https://www.ilo.org/newdelhi/whatwedo/publications/WCMS_250111/lang--en/index.htm.

HAYO, B.; CARIS, T. Female labour force participation in the MENA region: the role of identity. *RMEEF*, v. 9, n. 3, p. 271-292, 2013.

HOTCHKISS, J. L. Changes in behavioral and characteristic determination of female labor force participation, 1975–2005. *Economic Review*. Second Quarter, p. 1-20, 2006.

IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*: Notas técnicas Versão 1.5. Rio de Janeiro: IBGE, 2018.

LUNDBERG, S.; POLLAK, R. Separate spheres bargaining and the marriage market. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 10, n. 6, p. 988-1010, 1993.

MACIEL, M. C. *A divisão do trabalho doméstico e a oferta de trabalho dos casais*. 2008. 93f. Tese (Tese em Economia)–Programa de Pós-Graduação em Economia-Pimes, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008. Disponível em: <https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/3719>.

MAZURKIEWICZ, A. Z. Gender, unpaid labour and economics. *Acta Universitatis Lodzianis, Folia Oeconomica*, v. 6, n. 326, 2016.

MELO, H. P.; SERRANO, F. A mulher como objeto da teoria econômica. In: AGUIAR, N. (Org.). *Gênero e ciências humanas*. Rio de Janeiro: Rosa dos Ventos, 1997.

MUÑOZ, L. G, MODROÑO, P. R.; SERRANO, M. D. Work and time use by gender: a new clustering of European welfare systems. *Feminist Economics*, v. 17, n. 2, p. 125-157, 2011.

NELSON, J. Feminism and economics. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 2, p. 131-148, 1995.

NTULI, M. *Determinants of South African women's labour force participation, 1995-2004*. IZA, 2007. (Texto de Discussão, n. 3119).

OIT. *Perspectivas sociales y del empleo en el mundo: tendencias del empleo femenino 2018 avance global*. Ginebra: OIT, 2018. Disponível em: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_619603.pdf.

PAGÁN, J. A.; SÁNCHEZ, S. M. Gender differences in labor market decisions: evidence from rural Mexico. *Economic Development and Cultural Change*, v. 48, n. 3, p. 619-637, 2000.

PASSOS, L.; SOUZA, L. P. Mulheres negras: a base da estratificação social. In: ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 16, Salvador. Salvador: ABET, 2019. *Anais...*

QUEIROZ, V. S.; ARAGÓN, J. A. O. Alocação de tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. *Estud. Econ.*, São Paulo, v. 45, n. 4, p. 787-819, 2015. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/ee/v45n4/0101-4161-ee-45-04-0787.pdf>.

RAMOS, L.; ÁGUAS, M.; FURTADO, L. Participação feminina na força de trabalho metropolitano: o papel do *status* econômico das famílias. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 4, p. 595-611, 2011. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502011000400004.

SCORZAFAVE, L. G. D. S.; MENEZES, N. A. participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/151/86>.

SEDLACEK, G. L.; SANTOS, E. C. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração de renda familiar. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 449-470, 1991. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=2512.

SIRANNI, C.; NEGREY, C. Working time as gendered time. *Feminist Economics*, v. 6, n. 1, p. 59-76, 2000.

SHIAMBRE, H.; MOTSWAPONG, M. Female participation in the labour market of Botswana: results from the 2005/06 labour force survey data. *Botswana Journal of Economics*, v. 7, n. 11, p. 65-77, 2010.

SORSA, P.; MARES, J.; DIDIER, M.; GUIMARAES, C.; RABATE, M.; TANG, G.; TUSKE, A. *Determinants of the low female labour force participation in India*. OECD, 2015. (Working Papers n. 1207).

TEIXEIRA, M. O. *Um olhar da economia feminista para as mulheres: os avanços e as permanências das mulheres no mundo do trabalho entre 2004 e 2013*. 2018. 228f. Tese (Tese em Economia)–Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Universidade Estadual de Campinas, Campinas. 2017. Disponível em: http://repositorio.unicamp.br/bitstream/REPOSIP/330990/1/Teixeira_MarilaneOliveira_D.pdf.

TINGUM, E. N. Female labor force participation and sectoral choices for females in Cameroonian labor market. *International Journal of Innovation and Scientific Research*, v. 21, n. 1, p. 118-129, 2016.

VERMEULEN, F. Collective household models: principles and main results. *Journal of Economic Surveys*, Edinburgh, v. 16, n. 4, p. 533-564, 2002.

Apêndice

Quadro A1
Revisão da literatura empírica nacional

Autores	Período	Modelo	Resultados
Sedlacek e Santos (1991)	1984	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos pequenos (-) e Filhos maiores (não significativo) Renda domiciliar per capita (-) Idade (-)
Scorzafave e Menezes (2001)	1982 e 1997	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos pequenos (-) e Filhos maiores (+) Renda domiciliar per capita (-) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Chefe da família (+)
Costa (2007)	2005	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos pequenos (-) e Filhos maiores (-) Idosos (-) Renda domiciliar per capita (-) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Frequência à escola ou creche (+) Presença de creche (+) Casada (-)
Guimarães e Santos (2010)	2006	<i>Probit</i> <i>Bivariado</i>	Escolaridade (+) M e H Filhos (-) M (+) H Idade (+) M e H Chefe da família (+) M (-) H Idade ao quadrado (-) M e H Cor negra (-) M e H
Ramos, Aguas e Furtado (2011)	2008	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos pequenos (-) e Filhos maiores (não significativo) Renda domiciliar per capita (+) Idade (+) Idade ao quadrado (-)
Cruz, Baço e Paz (2013)	1999-2009	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos pequenos (-) Filhos maiores (-) Renda domiciliar per capita (+) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Cor negra (-)
Barbosa (2014)	1992 -2012	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos pequenos (-) e Filhos maiores (+) Idosos (-) Renda domiciliar per capita (não significativo) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Cor branca (+) Casada (-) Frequência à escola ou creche (+)

Continua...

Quadro A1 – Continuação

Autores	Período	Modelo	Resultados
Queiroz e Aragón (2015)	2011	<i>Heckit e Double hurdle</i>	Escolaridade (+) Horas de afazeres domésticos (-) Chefe da família (+) Renda não trabalho (-) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Cor branca (-) Casada (-) Frequência à escola ou creche (+)
Barbosa e Costa (2017)	2001-2015	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos pequenos (-) e Filhos maiores (+) Idosos (-) Renda domiciliar per capita (não significativo) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Cor branca (+) Casada (-) Frequência à escola ou creche (+) Presença de creche (+)

Fonte: Elaboração das autoras.

Quadro A2
Revisão da literatura empírica internacional

Autores	Período	Local	Modelo	Resultados
Pagán e Sanchez (2000)	1994	México	<i>Probit bivariado</i>	Escolaridade (+) M e H Filhos menores (-) M e (+) H Idade (+) M e H Idade ao quadrado (-) M e H Chefe da família (+) M e H
Hotckiss (2006)	2000 e 2005	EUA	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos menores (-) e Filhos maiores (-) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Casado (-) Renda não trabalho (-) Cor negra (-)
Nutuli (2007)	1995, 1999, 2004	África do Sul	<i>Logit</i>	Escolaridade (+) Filhos (-) Casado (-) Renda não trabalho (-)
Shiambre e Motswapong (2010)	2005/06	Botswana	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Área urbana (+) Chefe da família (+)
Contreras e Plaza (2010)	2002	Chile	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos menores (-) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Casado (-)

Continua...

Quadro A2 – Continuação

Autores	Período	Local	Modelo	Resultados
Chamlou;Muzi e Ahmed (2011)	2008	Jordânia	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos (-) Casado (-)
Bravo e Puentes (2012)	2009	Chile	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos (-) Casado (-)
Guantiliaka (2013)	2009/10	Sri Lanka	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Filhos menores (-) e Filhos maiores (+) Idosos (não significativo) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Casado (-)
Hayo e Caris (2013)	2005	Região MENA	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Religião (-) Cultura tradicional (-)
Sorsa et al. (2015)	2012	Índia	<i>Probit</i>	Escolaridade (-) Renda não trabalho (-) Fatores culturais (-) Infraestrutura (+)
Tingum (2016)	2010	Camarões	<i>Probit</i>	Escolaridade (+) Idade (+) Idade ao quadrado (-) Casado (+) Chefe de família (+) Número de familiares (-)

Fonte: Elaboração das autoras.