

## REFLEXOS DA MATERNIDADE: A RELAÇÃO ENTRE O ENSINO INFANTIL E O TRABALHO DA MULHER

MARIA VICTORIA GARCIA ROSA <sup>\*</sup>  
KÊNIA BARREIRO DE SOUZA <sup>†</sup>  
ADRIANA SBICCA FERNANDES <sup>‡</sup>

### Resumo

O objetivo do trabalho é investigar os efeitos de possuir filhos no ensino infantil para mulheres que possuem dependentes de zero a cinco anos, no que tange à probabilidade de participar do mercado de trabalho e de conseguir um emprego. Usando dados da PNAD (2011 a 2015) e aplicando o método de *Propensity Score Matching* para os modelos Logit e Logit Sequencial, os resultados indicam que as mulheres cujos filhos frequentam o ensino infantil possuem um aumento de cerca de 8% na probabilidade de participação no mercado de trabalho e de cerca de 3% na probabilidade de estarem empregadas.

**Palavras-chave:** oferta de trabalho feminino; creche; *Propensity Score Matching*.

### Abstract

This paper aims to investigate the effects of having children in daycare centers or preschools for women who have dependents from zero to five years old, regarding the probability of participating in the labor market and the probability of getting a job. Using PNAD data (2011 to 2015) and applying the Propensity Score Matching method to the models Logit and Sequential Logit, the results indicated that women whose children attend early childhood education are 8% more likely to participate in the labor market and 3% more likely to be employed.

**Keywords:** female labor supply; daycare; Propensity Score Matching.

**JEL classification:** J13, J16, J21, J23

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea184462>

---

<sup>\*</sup> Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: victoria.garcia@estudante.ufjf.br

<sup>†</sup> Universidade Federal do Paraná. E-mail: keniadesouza@ufpr.br

<sup>‡</sup> Universidade Federal do Paraná. E-mail: adsbicca@ufpr.br

## 1 Introdução

Nas últimas décadas, fatores como o crescimento dos movimentos feministas, transformações ocorridas nas estruturas familiares, como a redução do número de filhos, a maior eficiência na produção de bens e serviços domésticos e o processo acelerado de industrialização e urbanização, contribuíram para que o papel da mulher na sociedade ganhasse maior visibilidade, o que colaborou com a inserção das mulheres no mercado de trabalho. Ademais, o aumento da escolaridade feminina e dos salários também levaram a uma maior incorporação das mulheres nas atividades fora do lar (BROWNING; CHIAPPORI; WEISS, 2014; GREENWOOD; SESHADRI; YORUKOGLU, 2005; GOLDIN, 1989; HECKMAN, 1974; MELO; CONSIDERA; DI SABBATO, 2007).

Apesar dessa maior inserção da mulher no mercado de trabalho, a mudança do papel feminino na sociedade não foi acompanhada por mudanças nas ocupações domésticas (MONTALI; LIMA, 2013) devido a diversos fatores, como a falta de transformação do papel masculino quanto a estas tarefas (MELO; CONSIDERA; DI SABBATO, 2007). Junto a esse fator, as normas sociais baseadas em segregação de gênero também contribuem para uma maior atribuição das atividades domésticas às mulheres, como cuidado dos filhos e das casas (DEGRAFF; ANKER, 2015).

Assim, são designadas múltiplas tarefas às mulheres, sendo esse um dos motivos pelos quais suas atividades no mercado de trabalho tendem a ser subestimadas, fazendo com que esse grupo esteja mais propenso a deixar os seus empregos e a trabalhar menos horas semanais fora de casa quando comparadas aos homens (DEGRAFF; ANKER, 2015). Além disso, a maior frequência na realização de afazeres domésticos, faz com que as mulheres possuam uma dupla jornada de trabalho e, assim, ao se considerar o trabalho remunerado em contexto profissional e os afazeres domésticos não pagos, apresentam uma jornada de trabalho total mais longa que a dos homens, levando a uma redução do tempo livre e do bem-estar (PERISTA, 2002; COLTRANE, 2000; FUWA, 2004; LENNON; ROSENFIELD, 1994; DEDECCA, 2004).

Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), no ano de 2020 o tempo gastos no mercado de trabalho pelas mulheres era cerca de 37 horas semanais. Já para os homens, a jornada de trabalho ocupava em média 41,6 horas por semana. Em relação aos afazeres domésticos, enquanto as mulheres ocupadas despendiam em média 18,5 horas por semana, os homens ocupados despendiam em média 10,4 horas (IBGE, 2020). Pesquisas internacionais relacionadas ao uso do tempo em países da Europa Ocidental, Estados Unidos e Austrália também mostram que ainda há uma predominância feminina na realização do trabalho doméstico, sendo que as mulheres realizam duas vezes mais trabalho doméstico em comparação aos homens (BIANCHI *et al.*, 2000; BRINES, 1994; COLTRANE, 2000; FUWA, 2004; GREENSTEIN, 2000).

Fatores como o casamento e a presença de filhos contribuem para a intensificação da divisão sexual do trabalho (MADALOZZO; MARTINS; SHIRATORI, 2010). Além disso, a presença de filhos, principalmente em idade escolar, também tem impactos sobre a mão de obra feminina, aumentando as chances de inserção em trabalhos precários e autônomos (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019; GUIGINSKI, 2015). Para as mulheres que possuem filhos de até 6 anos de idade matriculados em creches ou pré-escolas, a taxa de ocupação é de cerca de 61,15%, enquanto apenas 47,68% das mães que não possuem os filhos matri-

culados em creches estão ocupadas, segundo dados da PNAD de 2015 ([IBGE, 2015](#)). Tais dados reforçam a importância das creches para o trabalho feminino.

Diante desse contexto, é possível dizer que a maternidade tende a reforçar essas desigualdades, trazendo consequências sobre o trabalho remunerado das mulheres. Assim, é importante pensar em políticas públicas capazes de amenizar tais desigualdades, a fim de melhorar as perspectivas das mulheres em suas carreiras, no mercado de trabalho, e em todos os demais aspectos das suas vidas. Dentre essas políticas, a oferta de creches e de pré-escolas, que tem como objetivo o desenvolvimento físico, intelectual e social das crianças, além de ter um impacto de longo prazo na vida das crianças ([NORES; BARNETT, 2010](#); [BAKER-HENNINGHAM; LÓPEZ BÓO, 2010](#); [CONTI; HECKMAN, 2014](#)), também tem um importante papel de possibilitar a realocação do tempo das mães, o que gera um incentivo ou aumenta a probabilidade de ofertar mão de obra ([BARROS et al., 2011](#); [CAMPOS; SILVA, 2020](#); [COSTA, 2007](#)).

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo analisar o impacto de possuir os filhos matriculados em creches ou pré-escolas, fator que contribui para a redução do trabalho doméstico feminino e que ajuda a reduzir as desigualdades entre as demandas de trabalho doméstico e trabalho remunerado, sobre aspectos relacionados ao mercado de trabalho para as mulheres.

Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 2011 a 2015 e os métodos *Propensity Score Matching* (PSM), logit e logit sequencial, são comparadas a probabilidade de entrada no mercado de trabalho e a probabilidade de estar empregada, de mulheres que possuem seus filhos de zero a cinco anos matriculados no ensino infantil com aquelas que não possuem filhos frequentando creches ou pré-escolas. Além disso, o trabalho também busca analisar a diferença desses efeitos entre os níveis de renda das mães, por meio do Logit Sequencial, entre raças e regiões do país.

As hipóteses do trabalho, a serem discutidas com mais profundidade na próxima seção, são de que a frequência dos filhos em creches e pré-escolas têm os seguintes impactos: geram um impacto positivo sobre a probabilidade de participação das mães no mercado de trabalho (devido às menores restrições de tempo), e as mães têm um maior número de empregos compatíveis, aumentando a probabilidade de emprego. Acredita-se também que o efeito das creches e pré-escolas é diferente entre raças, regiões e ao longo da distribuição de renda.

As seções a seguir abordam a literatura sobre o tema, metodologias, base de dados utilizada, os resultados obtidos e as considerações finais.

## 2 Revisão de Literatura

### 2.1 Revisão Teórica

A teoria neoclássica de oferta de trabalho formaliza a decisão individual de participação e busca por emprego a partir do *trade-off* entre trabalho e lazer e da concepção de um salário reserva, que representa o valor mínimo pelo qual o indivíduo está disposto a aceitar determinado cargo ([KILLINGSWORTH; HECKMAN, 1986](#); [BERNDT, 1996](#)). Nesse sentido, a teoria explica a menor participação da mulher no mercado de trabalho fundamentalmente por dois fatores: ao salário reserva elevado e à menor expectativa de salários ([KABEER, 2020](#)).

Devido às normas sociais e às chamadas barreiras culturais<sup>1</sup>, que afetam diretamente a alocação do trabalho doméstico dentro das famílias, as mulheres dispendem mais tempo do que os homens na realização de trabalhos domésticos e cuidado com os filhos<sup>2</sup>. Assim, estas possuem mais custos em relação aos homens para se inserirem no mercado de trabalho, o que leva a um salário reserva maior, deixando-as mais propensas a terem uma menor participação no mercado de trabalho (BECKER, 2009; AGUIAR; HURST, 2007; COSTA, 2007). A existência dessa barreira cultural é confirmada quando as reduções das responsabilidades domésticas, como cuidado de pessoas, cozinhar, limpar a casa, entre outros, levam a um aumento da oferta de mão de obra feminina (COSTA, 2007).

Além das barreiras culturais, barreiras econômicas como a discriminação e a segmentação no mercado de trabalho levam a um diferencial salarial que não pode ser explicado por fatores observáveis (YAHMED, 2018; WAJNMAN, 2013). Assim, o salário potencial das mulheres é menor que o dos homens, mesmo quando as suas características produtivas são idênticas. Consequentemente, mesmo quando o salário reserva de homens e mulheres são idênticos, as mulheres vão se inserir menos no mercado de trabalho devido ao seu menor salário potencial (COSTA, 2007).

Outros fatores que afetam a oferta de trabalho feminina estão relacionados ao ciclo de vida e a períodos como casamento e maternidade (LEME; WAJNMAN, 1999). Uma menor taxa de fecundidade está associada com uma maior participação das mulheres no mercado de trabalho (PSACHAROPOULOS; TZANNATOS, 1992; LEME; WAJNMAN, 1999), as quais, durante o período reprodutivo, apresentam uma redução da oferta de mão de obra relacionada à dedicação ao cuidado dos filhos, afetando principalmente famílias de baixa renda (BIRCH, 2005; RAMOS; AGUAS; FURTADO, 2011).

Para a teoria neoclássica, do ponto de vista individual, homens e mulheres são iguais enquanto fatores de produção, de tal forma que todas as assimetrias que são observadas e que impactam a oferta de trabalho feminino refletem apenas diferentes decisões individuais, desconsiderando os fatores anteriores ao mercado de trabalho que levam a essas decisões (KABEER, 2020). Por exemplo, a escolha entre trabalho e lazer dá pouco peso ao fato de que a gravidez e as barreiras culturais influenciam a oferta de trabalho, além de não incorporar o trabalho não pago de cuidado e afazeres domésticos (BECCHIO, 2019).

Uma tentativa de análise de produção doméstica em um modelo de escolha familiar, aparece no modelo de especialização de Browning, Chiappori e Weiss (2014), no qual os agentes obtêm ganhos ao se especializarem em determinada atividade. Em uma família com duas pessoas *a* e *b*, a alocação do tempo pode ser feita no mercado de trabalho ou na produção doméstica de um único bem não mercantil. Os agentes obtêm utilidade a partir da quantidade consumida desse bem, sendo indiferentes entre o tempo gasto na produção doméstica e o tempo de trabalho gasto no mercado de trabalho.

Dessa teoria, poder-se-ia concluir que o membro do casal com mais capital humano deveria fazer menos trabalho não remunerado. Não obstante, as mudanças observadas ao longo das últimas décadas, tais como o aumento da

<sup>1</sup>Como barreira cultural pode-se identificar a responsabilidade exclusiva das mulheres pela realização de tarefas domésticas, elementos de natureza religiosa, dentre outros (COSTA, 2007).

<sup>2</sup>No ano de 2019, as mulheres dedicaram, em média, 21,4 horas ao trabalho doméstico e cuidado de pessoas, enquanto o tempo médio gasto pelos homens nessas tarefas foi de 11,9 horas, segundo dados da PNAD de 2019 (IBGE, 2020).

participação feminina no mercado de trabalho, aumento dos rendimentos e da escolaridade feminina, colocam em questionamento a teoria, já que, apesar dessas mudanças, a alocação entre trabalho remunerado e não remunerado segue em desequilíbrio entre homens e mulheres (MADALOZZO; MARTINS; SHIRATORI, 2010; SEVILLA-SANZ; GIMENEZ-NADAL; FERNÁNDEZ, 2010).

Por sua vez, os modelos de decisão coletiva, também baseados em escolhas otimizadoras, consideram que a decisão do indivíduo ocorre dentro de um contexto familiar em que outros indivíduos também estão decidindo sobre a sua oferta de mão de obra. Assim, existiria uma única função de utilidade para todo o domicílio, e a maximização dessa utilidade, dada a restrição orçamentária domiciliar, é o que define a oferta de mão de obra de todos os membros do domicílio, havendo assim uma cooperação perfeita entre eles (BROWNING; CHIAPPORI; WEISS, 2014).

Já nos modelos de barganha, o foco é a utilidade individual e não a utilidade conjunta do casal. Nesse caso, a alocação do tempo em trabalho remunerado e não remunerado seria resultado de conflito e não mais de racionalidade econômica. Não sendo o trabalho doméstico algo prazeroso, os membros da família tentariam trocar o tempo gasto em trabalho doméstico por tempo gasto em trabalho remunerado. O que determinaria como essa troca se daria seria a quantidade de poder que cada membro possui. Um conjunto de variáveis determinaria a quantidade de poder de barganha dos membros do casal, como gênero, raça, escolaridade, renda e o próprio desempenho no mercado de trabalho (BRINES, 1994; BLOOD JR.; WOLFE, 1960; KITTERØD; LAPPEGÅRD, 2012). Quanto maior o poder de barganha, em menos atividade doméstica o membro da família se engajaria.

## 2.2 Revisão empírica

Em geral, a literatura abordada a seguir encontra que, enquanto a presença de filhos no domicílio possui um impacto negativo sobre a oferta de mão de obra feminina, o aumento da oferta de creches e pré-escolas e os incentivos ao acesso estão relacionados a uma maior oferta da mão de obra de mulheres com filhos pequenos, além do aumento da probabilidade de estar empregada.

A presença de filhos de até seis anos, leva a uma redução do tempo gasto em afazeres domésticos pelos homens, enquanto se observa um aumento do tempo gasto em tais atividades para as mulheres (SOARES, 2019). Campos e Silva (2020) têm como objetivo do seu trabalho, analisar os impactos das creches e pré-escolas sobre a alocação de tempo das mães. Os resultados indicam que a frequência dos filhos no ensino infantil contribui para uma redução do tempo alocado pelas mães em afazeres domésticos, em relação às horas totais de trabalho.

No que tange à oferta de mão de obra, a presença de filhos, principalmente em idade escolar, diminui a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho. Além disso, mulheres com dois ou mais filhos em idade pré-escolar, apresentam chances 3,2 vezes menores de estarem no mercado de trabalho em comparação com mulheres da mesma faixa etária e sem filhos (GUIGINSKI, 2015; GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019).

As mulheres de famílias mais pobres tendem a participar ainda menos do mercado de trabalho por falta de acesso a creches ou a recursos financeiros suficientes para arcar com os custos de uma babá ou de uma creche particular, consequentemente, acabam se dedicando mais ao trabalho doméstico,

reforçando o ciclo de pobreza ([RAMOS; AGUAS; FURTADO, 2011](#)). [Ramos, Aguas e Furtado \(2011\)](#) encontram como resultados do seu trabalho que as famílias consideradas potencialmente pobres têm uma maior probabilidade de ter a mulher na força de trabalho. Apesar disso, esse diferencial é reduzido, e até mesmo revertido se elas possuem filhos em idade pré-escolar.

Na ausência de outra pessoa da família que possa se responsabilizar pelo cuidado da criança, o valor que seria gasto com creches ou para contratar uma babá, passa a ser incorporado no salário reserva da mãe, que fica encarregada dessa responsabilidade. Esse fator, aliado à menor escolaridade e à maior presença de filhos, resulta em uma menor participação no mercado de trabalho, já que o salário reserva fica acima do que é oferecido pelo mercado devido ao seu nível de qualificação mais baixo ([COSTA, 2007](#)). Além disso, [Pazello e Fernandes \(2004\)](#), [Biazetti \(2017\)](#) e [Queiroz e Aragón \(2015\)](#) também encontram uma relação negativa entre a presença de filhos no domicílio e a oferta de mão de obra feminina.

No trabalho de [Oliveira, Scorzafave e Pazello \(2009\)](#), os autores analisam as diferenças de gênero no desemprego e inatividade e encontram que a variável “número de crianças no domicílio” tem um impacto considerável para as mulheres, sendo novamente as mulheres mais pobres as mais afetadas pela presença de uma criança no domicílio. Para os autores, esses resultados podem refletir diferenças no nível de escolaridade e de acesso a creche.

Em um experimento em bairros de baixa renda do município do Rio de Janeiro, [Barros et al. \(2011\)](#) mostram que o ingresso dos filhos em creches públicas gera uma elevação na oferta de trabalho de mulheres que possuem filhos pequenos. Nesse sentido, como as creches são uma alternativa para o cuidado das crianças, a maior oferta destas pode influenciar a decisão das mulheres em relação à entrada no mercado de trabalho, já que pode contribuir para uma redução de seus salários reserva. Resultados similares são encontrados no trabalho de [Deutsch \(1998\)](#), também realizado para bairros de baixa renda do Rio de Janeiro.

Também analisando a participação das mulheres no mercado de trabalho, [Barbosa e Costa \(2017\)](#) buscam identificar a influência da oferta de creches sobre tal aspecto. Os resultados apontam que há um efeito positivo da oferta de creches sobre a probabilidade de participação das mulheres com filhos pequenos no mercado de trabalho. Outros autores como [Costa \(2007\)](#) e [Queiroz e Aragón \(2015\)](#) encontram resultados semelhantes.

Em relação ao emprego, para as mulheres que possuem filhos de até 6 anos de idade matriculados em creches ou pré-escolas, a taxa de ocupação é de cerca de 61,15%, enquanto apenas 47,68% das mães que não possuem os filhos matriculados em creches estão ocupadas, segundo dados da PNAD de 2015 ([IBGE, 2015](#)). Ademais, a presença de filhos, principalmente em idade escolar, aumenta as chances de inserção em trabalhos precários e autônomos ([GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019](#); [GUIGINSKI, 2015](#)). Tais dados reforçam a importância das creches para o trabalho feminino, sendo tal importância confirmada pelo trabalho de [Barros et al. \(2011\)](#), em que os autores encontram que a frequência dos filhos em creches aumenta em cerca de 16% a taxa de emprego das mães.

Em suma, as evidências no Brasil mostram que as mulheres com filhos têm uma maior probabilidade de não participarem do mercado de trabalho e uma menor probabilidade de estarem empregadas. Já a frequência dos filhos em creches e pré-escolas contribui para uma redução dessas probabilidades,

contribuindo para melhores condições de trabalho dessas mulheres (SOARES, 2019; CAMPOS; SILVA, 2020; GUIGINSKI, 2015; GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019; RAMOS; AGUAS; FURTADO, 2011; COSTA, 2007; PAZELLO; FERNANDES, 2004; BIAZZETTI, 2017; QUEIROZ; ARAGÓN, 2015; OLIVEIRA; SCORZAFAVE; PAZELLO, 2009; BARROS *et al.*, 2011; DEUTSCH, 1998; BARBOSA; COSTA, 2017).

Em relação à literatura internacional, os resultados são similares aos encontrados para o caso brasileiro. O trabalho de *Bauernschuster e Schlotter* (2015) investiga o impacto do fornecimento de creches públicas altamente subsidiadas sobre a mão de obra de mães alemãs. Os resultados encontrados pelos autores sugerem que há um aumento da oferta de trabalho dessas mulheres quando os filhos passam a frequentar as creches públicas.

Os autores *Anderson e Levine* (1999), *Blau e Robins* (1988) e *Blau e Tekin* (2007), ao considerarem o acesso a assistência infantil para mulheres residentes dos Estados Unidos como um determinante da oferta de mão de obra feminina, encontraram que uma redução dos custos do cuidado infantil está relacionado a um aumento da participação materna no mercado de trabalho. Estudos de outros países, como *Gustafsson e Stafford* (1992) para a Suécia, *Baker, Gruber e Milligan* (2008) para Quebec, no Canadá e *Rosero e Oosterbeek* (2011) para o Equador, também encontram uma relação positiva entre oferta de creches e participação feminina no mercado de trabalho. Para a Guatemala, os resultados do impacto de creches para a participação das mães no mercado de trabalho não são significativos (*Hallman et al.*, 2005).

Analizando o caso da Dinamarca, *Simonsen* (2006) encontra que a redução do preço do cuidado infantil está relacionado a um aumento do emprego das mães. Além disso, alguns municípios garantem a vaga para a criança enquanto outros possuem uma lista de espera. Os resultados encontrados indicam que a garantia do acesso ao ensino infantil tem um efeito positivo sobre o trabalho de mães com crianças de zero e um ano de idade, quando comparado ao sistema de filas.

Em um trabalho realizado para a Argentina, *Berlinski e Galiani* (2007) estudam o impacto de um programa de construção de creches e pré-escolas sobre o emprego das mães. Como resultado, os autores encontram uma relação positiva entre creches e pré-escolas e o emprego de mulheres com filhos pequenos. Também se observa um aumento da probabilidade de emprego para mães mexicanas (*Ángeles et al.*, 2011; *Calderon*, 2014) e colombianas (*Attanasio; Vera-Hernandez*, 2004) cujos filhos frequentam creches.

Assim, as evidências internacionais indicam que a oferta de creches e pré-escolas, e o fornecimento de subsídios para acesso a tais serviços, podem aumentar a participação feminina no mercado de trabalho, pois libera um tempo que anteriormente era dedicado ao cuidado dos filhos. Além disso, há evidências de uma contribuição para a redução do desemprego.

As principais metodologias utilizadas para analisar os efeitos das creches e pré-escolas sobre o trabalho feminino foram os modelos probit (COSTA, 2007; BARBOSA; COSTA, 2017; GUSTAFSSON; STAFFORD, 1992; ANDERSON; LEVINE, 1999; HALLMAN *et al.*, 2005), logit (COSTA, 2007; CAMPOS; SILVA, 2020; DEUTSCH, 1998; GUSTAFSSON; STAFFORD, 1992) e de variáveis instrumentais (BARROS *et al.*, 2011; BAUERN SCHUSTER; SCHLOTTER, 2015; ATTANASIO; VERA-HERNANDEZ, 2004). Os métodos PSM e logit sequencial, propostos neste trabalho, ainda não foram utilizados para realizar as análises do efeito do ensino infantil sobre o trabalho feminino.

O presente estudo avança em relação à literatura ao analisar o efeito das crianças do domicílio frequentarem creches e pré-escolas sobre a probabilidade de participar do mercado de trabalho e de estar empregada, utilizando os métodos PSM e logit sequencial. Além disso, são realizadas análises regionais, raciais e por nível de renda. Como contraponto, são realizadas análises para os homens, a fim de comparar com os resultados obtidos para as mulheres.

O uso do PSM permite saber o que teria acontecido com indivíduos que receberam o tratamento, caso não tivessem recebido. Mais especificamente, permite comparar os aspectos do trabalho das mulheres que têm os filhos matriculados no ensino infantil com o que aconteceria com as mesmas mulheres caso os filhos não frequentassem creches ou pré-escolas. Já o uso do logit sequencial permite analisar em qual das etapas os efeitos das creches ou pré-escolas são maiores, ou seja, permite responder se a maior barreira estaria em entrar no mercado de trabalho ou em encontrar um trabalho. Ademais, é possível verificar quais os níveis de renda mais beneficiados.

### 3 Metodologia

Para que possíveis vieses decorrentes de características observáveis diferentes entre as mulheres cujos filhos frequentam creches e pré-escolas e aquelas cujos filhos não frequentam sejam mitigados, o modelo de PSM é utilizado para análise. A escolha do modelo se deve ao fato de que há a busca por comparação dos indivíduos dos grupo de tratamento que tenham características observáveis mais próximas possíveis dos indivíduos do grupo contrafactual. Em que o grupo de tratados é composto por mulheres que possuem dependentes com idade entre zero e cinco anos frequentando o ensino infantil, enquanto o grupo de controle é composto por aquelas cujos filhos não frequentam. A separação da amostra em dois grupos é utilizada para verificar se existe diferença na atuação dessas mães em relação à probabilidade de participação no mercado de trabalho e de estar empregada.

A análise será realizada com base nos dados da PNAD entre os anos de 2011 a 2015<sup>3</sup>. Tais anos foram escolhidos por serem os mais recentes dados da PNAD que possuem informações sobre a educação de crianças de zero a quatro anos. Além disso, serão consideradas mulheres com idade entre 20 a 60 anos, que possuíam filhos com idade elegível para frequentar o ensino infantil, entre zero e cinco anos, no ano de pesquisa, e que responderam os questionários relacionados aos controles que serão utilizados no trabalho, apresentados na Tabela 1.

A identificação das mães ocorreu da seguinte forma: primeiro, foram mantidas na base somente mulheres que declararam que tiveram filhos nascidos vivos até a data de referência. Posteriormente, foram mantidas na base somente as mulheres que declararam que a idade do último filho nascido vivo era de até cinco anos, no ano da pesquisa. A seguir, foi identificado se há alguma criança de zero a cinco anos no domicílio, sendo esta criança filho, outro parente, ou agregado da pessoa de referência, além de ser do mesmo núcleo

<sup>3</sup>O número de observações, sem expansão amostral e por ano, para a base completa, para a base com todas as mulheres com filhos de zero a cinco anos e para a base com mulheres com filhos de zero a cinco anos que participam do mercado de trabalho são, respectivamente: 358 919, 26 869 e 11 903 para 2011; 365 451, 27 109, 12 043 para 2012; 362 451, 26 572, 10 882 para 2013; 362 627, 26 704, 11 360 para 2014; 355 904, 25 851, 11 627 para 2015.

**Tabela 1:** Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Escola	<i>Dummy</i> igual a um se pelo menos uma criança do domicílio pela qual o indivíduo é responsável frequenta creche ou pré-escola.
Não frequenta a escola*	<i>Dummy</i> igual a um se nenhuma criança do domicílio pela qual o indivíduo é responsável frequenta creche ou pré-escola.
Região Metropolitana	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região metropolitana.
Não residente da RM*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo não reside na região metropolitana.
Urbana*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na área urbana.
Rural	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na área rural.
Idade	Idade do indivíduo responsável pela criança.
Idade ao quadrado	Idade do indivíduo responsável pela criança ao quadrado.
Escolaridade baixa*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo possui menos de 11 anos de estudo.
Escolaridade média	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo possui de 11 a 14 anos de estudo.
Escolaridade Alta	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo possui 15 anos de estudo ou mais.
Avó no domicílio	<i>Dummy</i> igual a um se a avó da criança reside no domicílio.
Avó não reside no domicílio*	<i>Dummy</i> igual a um se a avó da criança não reside no domicílio.
Cônjugue no domicílio	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo vive com o cônjuge.
Cônjugue não reside no domicílio*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo não vive com o cônjuge.
Branco*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo é branco ou amarelo.
Negro	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo é negro, pardo ou indígena.
Chefe de família	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo é chefe de família.
Outro morador	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo não é chefe de família.
Idade do dependente mais novo	Idade da criança mais nova pela qual o indivíduo é responsável.
Norte*	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Norte.
Nordeste	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Nordeste.
Sudeste	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Sudeste.
Sul	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Sul.
Centro Oeste	<i>Dummy</i> igual a um se o indivíduo reside na região Centro Oeste.
Décimos de Renda	<i>Dummy</i> igual a um para o décimo de renda per capita que o indivíduo pertence.

Nota: \*Variável de referência

Fonte: Elaboração própria.

familiar. Não sendo identificada nenhuma criança com tal idade no domicílio pertencente ao mesmo núcleo familiar, a mulher é excluída da base. Assim, é possível que parte da amostra seja composta por enteados, mas não é possível realizar tal identificação a fim de analisar se há alguma diferença dos efeitos para mães ou madrastas.

Além disso, a presença da avó no domicílio foi utilizada como variável de controle, já que a avó pode ser uma pessoa disponível para cuidar da criança na ausência do ensino infantil. A identificação da avó foi feita por meio da resposta à pergunta se a mãe mora no domicílio, podendo ser mãe de qualquer um dos cônjuges.

No modelo de análise da participação no mercado de trabalho, a variável dependente é uma variável binária, que assumirá valor igual a um se o indivíduo for economicamente ativo, e zero caso contrário, sendo os indivíduos ocupados e desocupados considerados economicamente ativos.

Para a análise relacionada à probabilidade de emprego, a variável dependente é uma variável binária, que assumirá valor igual a um se o indivíduo estiver empregado, e zero caso contrário. Aqui, para os métodos PSM e logit, são retiradas da amostra pessoas economicamente inativas, ou seja, aquelas que não estavam trabalhando e que não procuraram emprego nos últimos 30 dias.

Como limitação do estudo, têm-se o fato de que existem endogeneidades advindas da simultaneidade das decisões de matricular os filhos nas creches e ofertar mão de obra e da simultaneidade da fecundidade (idade do filho mais novo) e participação no mercado de trabalho. Tendo em vista tais limitações, o presente trabalho estima a correlação das creches e pré-escolas e o trabalho feminino. Além disso, também há a possibilidade de viés de variáveis omitidas que não puderam ser controladas diante das limitações da base de dados.

### 3.1 Propensity Score Matching

Para estimar o efeito médio das creches e pré-escolas sobre o trabalho das mulheres que possuem seus filhos matriculados, ou seja, o Efeito Médio do Tratamento Sobre os Tratados (EMPT), a hipótese principal de independência condicional das médias é dada por:

$$H_1 : Y_i(0) \perp T_i | X_i \quad (1)$$

que implica que o vetor de variáveis observáveis  $X$ , contém todas as informações sobre o resultado potencial na ausência do tratamento ( $Y(0)$ ), ou seja, contém todas as informações utilizadas como controles, explicitadas na Tabela 1. Essa hipótese faz com que os resultados observados no grupo de controle sejam um bom previsor dos resultados que seriam obtidos no grupo de tratamento na ausência do tratamento (ROSENBAUM; RUBIN, 1984).

Para que cada indivíduo que possua filhos que frequentam o ensino infantil tenha um par no grupo dos indivíduos que possuem filhos que não frequentam, é formulada a hipótese de sobreposição, chamada de escore de propensão:

$$H_2 : \Pr[T_i = 1 | X] < 1 \quad (2)$$

Com as hipóteses  $H_1$  e  $H_2$  é obtido o efeito médio de tratamento sobre os tratados para a subpopulação com características observáveis  $X = x$ :

$$D(x) = E[Y_i(1) | T_i = 1, X = x] - E[Y_i(0) | T_i = 1, X = x] \quad (3)$$

em que:

$E[Y_i(1) | T_i = 1, X = x]$  é a média populacional de Y para os tratados com uma combinação de características X;

$E[Y_i(0) | T_i = 1, X = x]$  é a média de Y que os tratados teriam caso não tivessem recebido o tratamento.

A estimativa dos efeitos do *Propensity Score Matching* é dada pela equação:

$$\hat{\delta}_{att} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (Y_i - \frac{1}{m} \sum_{j \in C} \omega_{i,j} Y_j) \quad (4)$$

em que  $n$  é o número de tratados,  $i$  é o subscrito para os indivíduos tratados,  $j$  é o subscrito para os indivíduos no grupo de controle,  $m$  é o número de combinações,  $C$  é o suporte comum e  $\omega_{i,j}$  é o peso utilizado para a realização do pareamento entre os indivíduos  $i$  e  $j$ , enquanto  $Y$  é a variável de resultado.

No presente trabalho, o resultado apresentado é referente ao método de pareamento com o método do vizinho mais próximo com reposição<sup>4</sup>, que permite que o indivíduo do grupo de controle possa ser relacionado com mais de um indivíduo do grupo de tratados.

### 3.2 Logit

Após a realização do pareamento, são feitas estimativas com o modelo logit para a probabilidade de participar do mercado de trabalho e de estar empregada utilizando os pesos gerados pelo pareamento. O modelo de regressão logístico binário foi escolhido para analisar tais resultados e é definido como:

$$Prob(y_i = 1) = \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} = \frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} = F(\beta'X_i) \quad (5)$$

em que  $y_i$  representa a variável *dummy* dependente,  $X_i$  é o vetor de variáveis explicativas e o  $\beta$  representa o vetor de parâmetros. Da mesma forma, pode-se definir:

$$Prob(y_i = 0) = \frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} = 1 - F(\beta'X_i) \quad (6)$$

A esperança condicional de  $y_i$  é dada por:

$$EX(y_i/X_i) = 0\left(\frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}}\right) + 1\left(\frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}}\right) = \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} \quad (7)$$

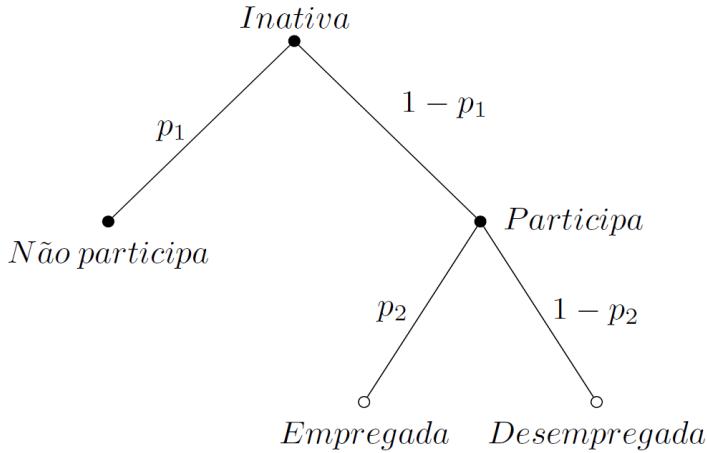
Conforme a equação (5), a função  $F(\beta'X_i)$  pode ser vista como a probabilidade condicional de  $y_i$  assumir o valor 1, dado um certo valor de  $\beta'X_i$ , respeitando o intervalo (0,1).

### 3.3 Logit Sequencial

Nos modelos anteriores, as análises focam separadamente em uma das etapas que a mulher se defronta no mercado de trabalho, sem contudo considerar diretamente as interligações entre etapas. Para cumprir esse propósito,

---

<sup>4</sup>Resultados similares foram obtidos utilizando o pareamento com kernel e *caliper* com valores de 0,001, 0,0005 e 0,0001. Tais resultados podem ser solicitados às autoras por meio do e-mail: victoria.garcia@estudante.ufjf.br

**Figura 1:** Árvore de Transições

Fonte: Elaboração própria.

foi utilizado o modelo logit sequencial, que permite avaliar os impactos das creches e pré-escolas sobre a probabilidade das mulheres passarem por transições em relação ao mercado de trabalho, sendo estas transições passar da inatividade para participar do mercado de trabalho e do desemprego para o emprego. Enquanto os modelos *nested* logit e o logit multinomial consideram que o indivíduo escolhe uma alternativa considerando todo o conjunto de escolha simultaneamente, o modelo logit sequencial é derivado sob a suposição de que o processo de escolha de um indivíduo consiste em algumas escolhas sequenciais e independentes (NAGAKURA; KOBAYASHI, 2009). As escolhas consideradas no trabalho são apresentadas na Figura 1.

Segundo Buis (2011), o modelo simples pressupõe que é preciso correr o risco de passar por uma transição para tomar uma decisão nessa transição sobre se deve continuar ou deixar o sistema. Esse modelo é mostrado na equação:

$$p_{ki} = \frac{\exp(a_k + \lambda_k SES_i)}{1 + \exp(a_k + \lambda_k SES_i)} \quad \text{se } pass_{k-1i} = 1 \quad (8)$$

A probabilidade que a pessoa  $i$  passe pela transição  $k$  é  $p_{ki}$ . A diferença relacionada ao processo do mercado de trabalho pertencente a transição  $k$  é  $\lambda_k$  e a constante para a transição  $k$  é  $a_k$ . Se o indivíduo  $i$  passou ou não pela transição anterior é indicado pela variável  $pass_{k-1i}$ . Presume-se que todos correm o risco de passar pela primeira transição, o que significa que  $pass_{0i} = 1$ . As diferenças relacionadas ao processo do mercado de trabalho entre os diferentes níveis de renda podem ser obtidas adicionando os termos de interação apropriados ao modelo.

Para fazer uma ligação as diferenças relacionadas ao processo do mercado de trabalho e as diferenças relacionadas à saída do sistema, é necessário atribuir um valor a cada nível do processo, o que torna possível usar o modelo logit sequencial para calcular o nível alcançado mais alto esperado relacionado ao mercado de trabalho ( $E(L)$ ), sendo aqui o emprego. Uma vez que um modelo logit sequencial tenha sido estimado, é um processo simples calcular as probabilidades previstas para passar em cada transição. O maior nível alcançado esperado é a soma do valor de cada nível vezes a probabilidade de

atingir esse nível, conforme estabelecido na equação (7). As probabilidades e níveis podem ser derivados da Figura 1.

$$E(L) = (1 - p_{1i})l_0 + p_{1i}(1 - p_{2i})l_1 + p_{1i}p_{n-1i}(1 - p_{ni})l_n + p_{1i}p_{2i}p_{ni}l_n \quad (9)$$

A equação (9) pode ser entendida como uma equação de regressão que mostra uma relação não linear entre as características de um indivíduo e o nível mais alto alcançado no processo.

#### 4 Resultados

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas

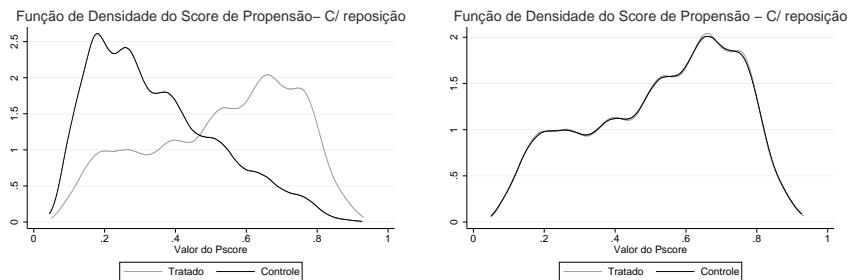
Variável	Média	Mínimo	Máximo
Dependentes			
Participação	0,6134	0	1
Emprego	0,5349	0	1
Explicativas			
Escola	0,4601	0	1
Região Metropolitana	0,2895	0	1
Área Rural	0,1484	0	1
Idade	30,21	20	60
Idade <sup>2</sup>	956,64	400	3600
Escolaridade média	0,4270	0	1
Escolaridade Alta	0,1110	0	1
Idade do dependente mais novo	2,45	0	5
Negro	0,5756	0	1
Cônjugue no domicílio	0,7745	0	1
Avó no domicílio	0,157	0	1
Chefe de família	0,2341	0	1
Nordeste	0,2942	0	1
Sudeste	0,3980	0	1
Sul	0,1376	0	1
Centro Oeste	0,0614	0	1
2011	0,1980	0	1
2012	0,2016	0	1
2013	0,1968	0	1
2014	0,2028	0	1
Décimos de renda per capita			
2	0,1593	0	1
3	0,1283	0	1
4	0,1184	0	1
5	0,1064	0	1
6	0,0698	0	1
7	0,0768	0	1
8	0,0600	0	1
9	0,0565	0	1
10	0,0550	0	1
Observações*	54034808		

Nota: \*Número de observações considerando o peso amostral.

Fonte: Elaboração própria.

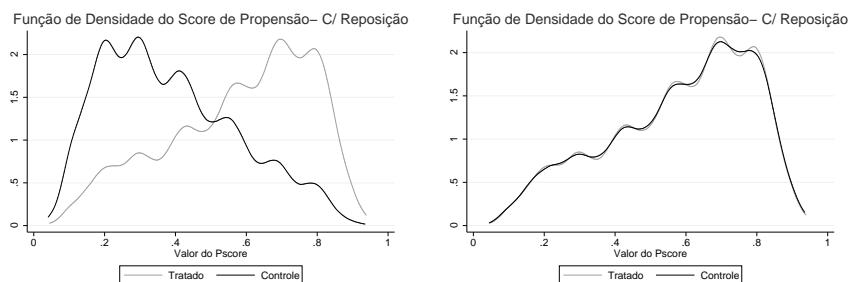
A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das mulheres que compõem a amostra, sendo consideradas mães inativas e economicamente ativas. Pode-se observar que, em média, 61,34% das mulheres da amostra participam do mercado de trabalho, portanto, 38,66% são inativas. Por sua vez, cerca de

**Figura 2:** Funções de densidade antes e depois do pareamento para a participação no mercado de trabalho



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 3:** Funções de densidade antes e depois do pareamento para o emprego



Fonte: Elaboração própria.

53,49% das mulheres se encontram empregadas e 46,51% estão em situação de desemprego. Em relação às variáveis de controle, a idade média é de 30 anos, enquanto a idade média do dependente mais novo é de pouco mais do que 2 anos.

Para que os resultados obtidos sejam atribuídos somente ao efeito da frequência a creche e pré-escola, foi necessário verificar se os grupos de tratados e controles apresentam médias similares após o pareamento. Assim, as Tabelas 3 e 4 apresentam as diferenças das médias entre as mulheres que possuem filhos que frequentam creches ou pré-escolas para os seus dependentes e aquelas cujos filhos não frequentam após o pareamento, para a análise de participação e emprego, respectivamente. Além disso, as Figuras 2 e 3, mostram que as características observáveis entre os grupos eram distintas antes do pareamento e, após o pareamento, a distribuição da probabilidade de tratamento para ambos os grupos é quase idêntica, o que sugere uma boa adequação do modelo e maior robustez para estimação do ATT.

A seguir, são apresentados os resultados obtidos com o PSM, logit e das interações das creches e pré-escolas com os quintis de renda, obtidos por meio do modelo logit sequencial, a fim de analisar para qual etapa as creches e pré-escolas possuem maior efeito. Como exibido na Tabela 5, os resultados indicam um aumento da probabilidade de participar do mercado de trabalho por meio dos métodos de PSM, em cerca de 8,8%, e logit, cerca de 47,6%. Em relação ao emprego, os resultados do PSM apontam um aumento de 1,4% e

**Tabela 3:** Diferenças de média antes e após o pareamento para participação no mercado de trabalho

Variáveis	Antes			Após		
	Tratamento	Controle	p>t	Tratamento	Controle	p>t
Região Metropolitana	0,3637	0,3310	0,0000	0,3637	0,3480	0,0000
Área Rural	0,1119	0,1708	0,0000	0,1119	0,1192	0,0010
Idade	30,956	29,524	0,0000	30,956	30,716	0,0000
Idade <sup>2</sup>	1000,70	914,81	0,0000	1000,70	984,78	0,0000
Escolaridade Média	0,4248	0,4168	0,0140	0,4248	0,3956	0,0000
Escolaridade Alta	0,1462	0,0836	0,0000	0,1462	0,1297	0,0000
Idade do dep. mais novo	3,1371	1,8784	0,0000	3,1371	3,1810	0,0000
Negro	0,5902	0,6247	0,0000	0,5902	0,6132	0,0000
Cônjugue no domicílio	0,7853	0,7726	0,0000	0,7853	0,7799	0,0600
Avó no domicílio	0,1234	0,1688	0,0000	0,1234	0,1217	0,4650
Chefe de Família	0,2766	0,2267	0,0000	0,2766	0,2794	0,3700
Nordeste	0,3162	0,2879	0,0000	0,3162	0,3176	0,6830
Sudeste	0,3046	0,2453	0,0000	0,3046	0,2946	0,0020
Sul	0,1531	0,1416	0,0000	0,1531	0,1619	0,0010
Centro Oeste	0,0738	0,0966	0,0000	0,0738	0,0663	0,0000
2011	0,1993	0,2106	0,0000	0,1993	0,2104	0,0000
2012	0,2098	0,2084	0,6130	0,2098	0,2129	0,2700
2013	0,1806	0,1982	0,0000	0,1806	0,1767	0,1520
2014	0,1920	0,1974	0,0390	0,1920	0,1901	0,4960
Décimos de renda						
2	0,1499	0,1824	0,0000	0,1499	0,1684	0,0000
3	0,1183	0,1418	0,0000	0,1183	0,1164	0,3940
4	0,1108	0,1232	0,0000	0,1108	0,1069	0,0800
5	0,1054	0,1034	0,3360	0,1054	0,1008	0,0310
6	0,0692	0,0631	0,0000	0,0692	0,0603	0,0000
7	0,0791	0,0666	0,0000	0,0791	0,0737	0,0040
8	0,0674	0,0497	0,0000	0,0674	0,0657	0,3230
9	0,0661	0,0446	0,0000	0,0661	0,0604	0,0010
10	0,0795	0,0374	0,0000	0,0795	0,0686	0,0000

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 4:** Diferenças de média antes e após o pareamento para emprego

Variáveis	Antes			Após		
	Tratamento	Controle	p>t	Tratamento	Controle	p>t
Região Metropolitana	0,3817	0,3432	0,0000	0,3817	0,3761	0,1690
Área Rural	0,0961	0,1634	0,0000	0,0961	0,1026	0,0110
Idade	31,290	29,889	0,0000	31,290	31,142	0,0060
Idade <sup>2</sup>	1019,80	934,90	0,0000	1019,80	1009,30	0,0030
Escolaridade Média	0,4484	0,4527	0,2990	0,4484	0,4316	0,0000
Escolaridade Alta	0,1888	0,1235	0,0000	0,1888	0,1733	0,0000
Idade do dep. mais novo	3,2229	1,9745	0,0000	3,2229	3,2516	0,0260
Negro	0,5605	0,6104	0,0000	0,5605	0,5618	0,7520
Cônjugue no domicílio	0,7592	0,7240	0,0000	0,7592	0,7608	0,6400
Avó no domicílio	0,1291	0,1946	0,0000	0,1291	0,1220	0,0120
Chefe de Família	0,2971	0,2461	0,0000	0,2971	0,3031	0,1290
Nordeste	0,2811	0,2746	0,0800	0,2811	0,2658	0,0000
Sudeste	0,3201	0,2539	0,0000	0,3201	0,3181	0,6160
Sul	0,1797	0,1536	0,0000	0,1797	0,1970	0,0000
Centro Oeste	0,0780	0,1003	0,0000	0,0780	0,0720	0,0080
2011	0,1992	0,2120	0,0000	0,1992	0,2038	0,1820
2012	0,2098	0,2069	0,3810	0,2098	0,2142	0,2090
2013	0,1798	0,1960	0,0000	0,1798	0,1764	0,3020
2014	0,1906	0,2020	0,0010	0,1906	0,1823	0,0130
Décimos de renda						
2	0,1096	0,1317	0,0000	0,1096	0,1179	0,0020
3	0,1037	0,1242	0,0000	0,1037	0,1082	0,0820
4	0,1145	0,1299	0,0000	0,1145	0,1169	0,3880
5	0,1217	0,1247	0,2710	0,1217	0,1161	0,0410
6	0,0835	0,0791	0,0520	0,0835	0,0817	0,4310
7	0,0966	0,0862	0,0000	0,0966	0,0928	0,1280
8	0,0830	0,0695	0,0000	0,0830	0,0829	0,9630
9	0,0829	0,0620	0,0000	0,0829	0,0802	0,2510
10	0,1016	0,0551	0,0000	0,1016	0,0891	0,0000

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%.

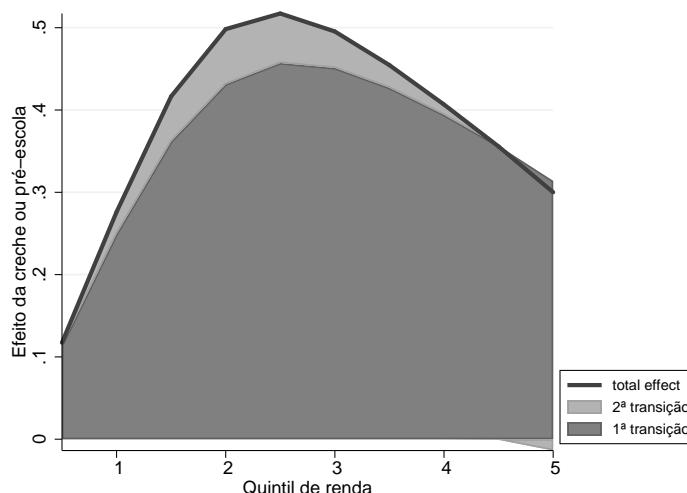
Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 5:** Impactos sobre participação e emprego, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0885*** (0,0054)	1,476 *** (0,0356)	1,169 *** (0,0440)
Observações	95 512	59 923	59 923
Emprego	0,0147** (0,0055)	1,119 ** (0,0497)	1,087 (0,0820)
Observações	59 614	40 070	59 923

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 4:** Logit sequencial por quintil de renda

Fonte: Elaboração própria.

do logit cerca de 11,9%. Os resultados do logit superestimam os efeitos das creches sobre o trabalho feminino já que não é realizada uma comparação entre indivíduos com características observáveis semelhantes, como realizado no PSM.

Já os resultados das interações entre a participação no mercado de trabalho e os quintis de renda são significativos para um aumento da probabilidade em cerca de 16,9%. Por sua vez, os resultados para o emprego não foram significativos. Assim como no logit, o logit sequencial superestima os efeitos por não realizar uma comparação entre indivíduos com características semelhantes. Na Figura 4, pode-se observar que, além de os maiores efeitos do ensino infantil serem para a participação no mercado, estes são maiores para o segundo quintil de renda.

No que tange os efeitos das creches e pré-escolas sobre a participação no mercado de trabalho, tanto a literatura nacional (BARROS *et al.*, 2011; BARBOSA; COSTA, 2017; DEUTSCH, 1998; COSTA, 2007; QUEIROZ; ARAGÓN, 2015) quanto a internacional (GUSTAFSSON; STAFFORD, 1992; BLAU; ROBINS, 1988; ANDERSON; LEVINE, 1999; BAKER; GRUBER; MILLIGAN, 2008; BAUERN SCHUSTER; SCHLÖTTER, 2015; ROSERO; OOSTERBEEK, 2011; CALDERON, 2014; FINSERAAS; HARDOY; SCHØNE,

2017) encontram resultados significativos para um aumento da probabilidade de participação no mercado de trabalho, que variam de 3% a 18%. Por sua vez, o presente trabalho reforça a literatura, encontrando um aumento de probabilidade de participação que varia de 8% a 47% e contribui ao encontrar que tal efeito é mais intenso para mulheres que se encontram no segundo quintil de renda.

Alguns trabalhos internacionais, como Blau e Tekin (2007), Simonsen (2006), Berlinski e Galiani (2007), Ángeles *et al.* (2011), Calderon (2014) e Attanasio e Vera-Hernandez (2004) encontram como resultado uma relação positiva entre creches e pré-escolas e a probabilidade de emprego materno, que variam de 4,3% a 14,1%. Na literatura nacional, Barros *et al.* (2011) encontra uma redução de 16% do desemprego de mães de baixa renda residentes da cidade Rio de Janeiro e Costa (2007) encontra um aumento na probabilidade de emprego. Assim, o trabalho reforça os resultados dos trabalhos mencionados, ao encontrar um aumento da probabilidade de emprego, que varia de 1% a 11%.

#### 4.1 Heterogeneidade e Robustez

A fim de analisar os efeitos em um contexto racial, a presente seção traz os resultados obtidos com a aplicação dos modelos em dois grupos, o de mulheres brancas, composto por brancas e amarelas, e o de mulheres negras, composto por mulheres negras, pardas e indígenas. Além disso, os modelos são aplicados para as diferentes regiões brasileiras e, por fim, a fim de realizar uma análise de robustez, os modelos são aplicados aos homens.

Os resultados da Tabela 6 indicam que para as mulheres brancas há um aumento da probabilidade de participar do mercado de trabalho para os métodos de pareamento, logit e logit sequencial, variando de 9,1% a 61,9%. Em relação ao emprego, os métodos de pareamento e logit sequencial indicam um aumento dessa probabilidade que varia de 6,1% a 29,3%, enquanto os resultados do logit não são significativos.

A Figura 5 indica que os efeitos das creches ou pré-escolas para mulheres brancas também são maiores para a participação no mercado de trabalho, seguida da probabilidade de possuir um emprego. Além disso, os efeitos são maiores para o segundo quintil de renda.

Os resultados estimados para as mulheres negras são apresentados na Tabela 7. Os resultados para os três modelos são significativos para participação no mercado de trabalho e emprego, e apontam que há um aumento entre 7,5% a 33,0% da probabilidade dessas mulheres ofertarem mão de obra e de 2,3% a 19,3% de estarem ocupadas. Além disso, os efeitos das creches ou pré-escolas para mulheres negras também são maiores para a participação no mercado de trabalho, seguida da probabilidade de possuir um emprego, sendo ambos os efeitos mais intensos para o segundo quintil de renda, como pode ser observado na Figura 6.

Assim, pode-se observar que para ambos os grupos os efeitos são maiores para a participação no mercado de trabalho, principalmente para o segundo quintil de renda. Apesar disso, os incentivos das creches e pré-escolas, tanto para a participação no mercado de trabalho quanto para a probabilidade de estar empregada, são maiores para as mulheres brancas.

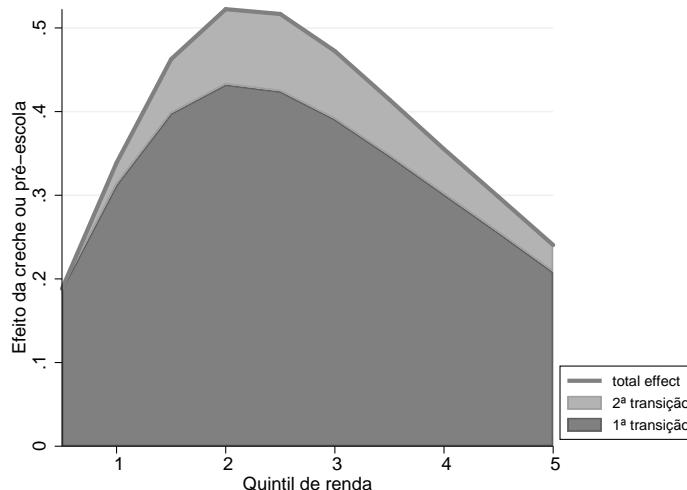
Dado o tamanho do país e as diferenças sociais, culturais e econômicas entre as regiões, as estimativas foram realizadas separadamente para cada uma das regiões a fim de analisar se há heterogeneidade nos efeitos das creches e

**Tabela 6:** Impactos sobre participação e emprego para mulheres brancas, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0911*** (0,0086)	1,619*** (0,0643)	1,207 *** (0,0753)
Observações	37 236	24 248	24 248
Emprego	0,0615*** (0,0065)	1,026 (0,0791)	1,293* (0,176)
Observações	23 910	17 313	24 248

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 5:** Logit sequencial por quintil de renda para as mulheres brancas

Fonte: Elaboração própria.

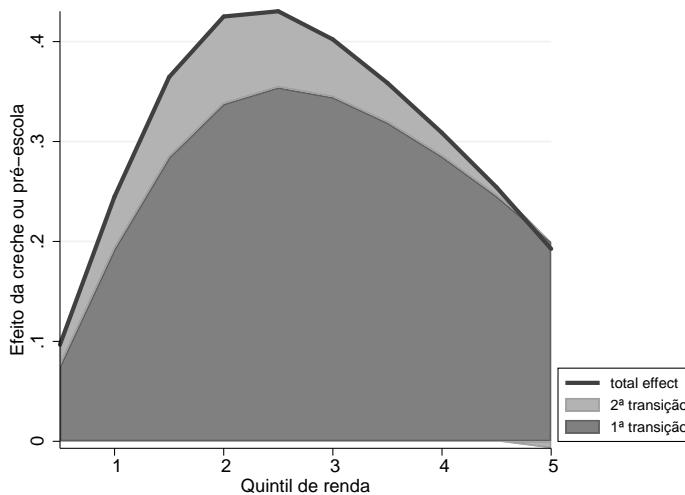
**Tabela 7:** Impactos sobre participação e emprego para mulheres negras, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0755*** (0,0068)	1,330*** (0,0403)	1,226 *** (0,0618)
Observações	58 276	35 780	35 780
Emprego	0,0232** (0,0064)	1,171 *** (0,0613)	1,193* (0,118)
Observações	33 905	22 847	35 780

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 6:** Logit sequencial por quintil de renda para as mulheres negras



Fonte: Elaboração própria.

pré-escolas sobre o trabalho feminino. Os resultados obtidos são exibidos na Tabela 8 e indicam que, tanto para o aumento da probabilidade de participar do mercado de trabalho quanto para o emprego, as mulheres residentes das regiões Sul e Sudeste são as mais beneficiadas pela frequência dos filhos no ensino infantil. Já as menos beneficiadas são as mulheres residentes das regiões Norte e Nordeste.

Tais resultados indicam que os efeitos das creches e pré-escolas são menores para as regiões mais pobres do país, como Norte e Nordeste, e maiores para as regiões mais ricas, como Sul e Sudeste. Na literatura, embora não tenham sido encontrados trabalhos para unidades subnacionais, os menores resultados são observados para o Brasil (COSTA, 2007), um dos países mais pobres dentre os analisados na literatura, e os maiores resultados são observados para o Canadá (BAKER; GRUBER; MILLIGAN, 2008), um dos mais ricos, alinhando-se com a desigualdade de resultados dentro do país.

A fim de comparar e analisar as diferenças entre as responsabilidades femininas e masculinas em relação ao cuidado infantil, são realizadas análises considerando somente homens com filhos com idade entre zero e cinco. Pode-se observar que os resultados apresentados na Tabela 9 não são significativos para participação no mercado de trabalho e emprego, para nenhum dos métodos utilizados.

Em suma, os resultados obtidos indicam que a redução do tempo necessário para responsabilidades como o cuidado dos filhos, leva a um aumento na oferta de mão de obra feminina e emprego, o que não ocorre para os homens. Tais resultados apontam para a existência de barreiras culturais, indicando que as responsabilidades sobre o cuidado dos filhos recaem de forma desigual sobre homens e mulheres. Assim, é evidenciada a necessidade de ampliar a discussão relacionada aos malefícios sociais causados pelas desigualdades e hierarquias de gênero.

**Tabela 8:** Impactos sobre participação e emprego para mulheres negras, 2011-2015

Norte			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0670*** (0,0128)	1,305*** (0,0721)	1,082 (0,0902)
Observações	16 956	8656	8656
Emprego	0,0071 (0,0122)	1,043 (0,104)	0,900 (0,140)
Observações	9293	5217	8656
Nordeste			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0732*** (0,0101)	1,222*** (0,0532)	1,129* (0,0803)
Observações	28 640	18 411	18 411
Emprego	0,0248*** (0,0129)	1,139 (0,0929)	1,377** (0,202)
Observações	16 055	11 003	18 411
Sul			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,1180*** (0,0135)	2,050*** (0,135)	2,434*** (0,651)
Observações	13 988	9 214	11 05
Emprego	0,0236** (0,0093)	1,548*** (0,193)	2,157* (1,006)
Observações	9 603	7 211	11 05
Sudeste			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0887*** (0,0103)	1,560*** (0,0716)	1,176 ** (0,0881)
Observações	25 822	17 666	17 666
Emprego	0,0171 (0,0090)	1,058 (0,0902)	1,341** (0,180)
Observações	16 513	12 431	17 666
Centro Oeste			
	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0826** (0,0190)	1,514*** (0,128)	1,240 (0,173)
Observações	8 305	4 608	4 608
Emprego	0,0254** (0,0155)	1,510** (0,246)	1,109 (0,310)
Observações	5 181	3 634	4 608

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 9:** Impactos sobre participação e emprego para os homens, 2011-2015

	PSM	Logit	Logit Sequencial
Participação	0,0019 (0,0030)	0,976 (0,0495)	1,003 (0,0790)
Observações	75 280	47 972	47 972
Emprego	-0,0022 (0,0027)	1,068 (0,0675)	0,807* (0,0907)
Observações	70 023	44 635	47 972

Nota: \*Significante a 10%, \*\*Significante a 5%, \*\*\*Significante a 1%. Os resultados para as variáveis de controle não foram apresentados devido à limitação de espaço.

Fonte: Elaboração própria.

## 5 Considerações Finais

Neste estudo, buscou-se aprofundar a pesquisa relacionada aos efeitos da frequência dos filhos a creches e pré-escolas, investigando sua atuação sobre aspectos do trabalho de mulheres que possuem dependentes com idade entre zero e cinco anos. O estudo avança em relação aos trabalhos já realizados ao empregar o PSM combinado com os modelos logit e logit sequencial. O PSM permite saber o que teria acontecido com indivíduos que receberam o tratamento, caso não tivessem recebido. Mais especificamente, permite comparar os aspectos do trabalho das mulheres que têm os filhos matriculados no ensino infantil com o que aconteceria com as mesmas mulheres caso os filhos não frequentassem creches ou pré-escolas. Já o modelo logit sequencial permite analisar os efeitos sobre o conjunto de decisão em relação ao mercado de trabalho e à diferença desses efeitos ao longo dos quintis de renda.

As análises realizadas por meio do pareamento de escore de propensão com os dados da PNAD de 2011 a 2015 mostram que o acesso a creches e pré-escolas para os dependentes é importante para a melhoria da situação feminina relacionada ao mercado de trabalho. Os resultados revelam que o maior efeito se concentra sobre a decisão de participação no mercado de trabalho, sendo que as mulheres que possuem acesso ao ensino infantil para os seus filhos têm um aumento de probabilidade de 8% a 47% de participarem do mercado de trabalho e de 1 a 11% para o emprego, sendo esses efeitos maiores para o segundo quintil de renda e para as mulheres brancas. Além disso, há uma diferença significativa para essa probabilidade nas diferentes regiões do país, em que os efeitos para a região Sul são duas vezes maiores do que os efeitos para as regiões Norte e Nordeste.

Em suma, os resultados obtidos indicam que a redução do tempo necessário para responsabilidades como o cuidado dos filhos, leva a um aumento na oferta de mão de obra feminina, o que não ocorre para os homens, apontando para a existência de barreiras culturais que atribuem o cuidado dos filhos às mulheres, sendo que para as mulheres essa barreira se concretiza, principalmente, limitando sua entrada no mercado de trabalho. Assim, é evidenciada a necessidade de ampliar a discussão relacionada aos malefícios sociais causados pelas desigualdades e hierarquias de gênero.

Além disso, os resultados indicam que os benefícios de políticas públicas de construção, ampliação e incentivo ao acesso a creches vão além da contribuição para o cuidado infantil, crescimento físico, saúde e nutrição das cri-

anças, já reforçado na literatura. A implementação dessas políticas também beneficia diferentes aspectos relacionados ao mercado de trabalho para as mulheres responsáveis por crianças pequenas e seus efeitos potenciais tendem a ser diferentes entre as regiões brasileiras. Por fim, em relação às regiões brasileiras, os resultados apontam que os efeitos das creches e pré-escolas são menores para as regiões mais pobres do país, como Norte e Nordeste, e maiores para as regiões mais ricas, como Sul e Sudeste.

Algumas questões abordadas no trabalho ainda devem ser exploradas no futuro, como encontrar fatores que expliquem os resultados serem mais significativos para regiões ricas do que para as regiões mais pobres do país. Por fim, como a decisão de matricular os filhos em creches e pré-escolas é uma decisão conjunta entre os familiares, os modelos de decisão coletiva podem ser explorados para melhor analisar os efeitos dessa decisão sobre os cônjuges.

## Referências

- AGUIAR, Mark; HURST, Erik. Measuring trends in leisure: The allocation of time over five decades. *Quarterly Journal of Economics*, v. 122, n. 3, p. 969–1006, 2007.
- ANDERSON, Patricia M.; LEVINE, Philip B. *Child care and mothers' employment decisions*. Cambridge, MA: NBER, 1999. (NBER Working Paper 7058). Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w7058>.
- ÁNGELES, Gustavo et al. Evaluación de impacto del programa estancias infantiles para apoyar a madres trabajadoras. *Informe Final de la Evaluación de Impacto. Instituto Nacional de Salud Pública*, México, 2011.
- ATTANASIO, Orazio; VERA-HERNANDEZ, Marcos. *Medium-and long run effects of nutrition and child care: evaluation of a community nursery programme in rural Colombia*. London: Institute for Fiscal Studies, 2004. (Working Paper EWP04/06).
- BAKER, Michael; GRUBER, Jonathan; MILLIGAN, Kevin. Universal child care, maternal labor supply, and family well-being. *Journal of Political Economy*, v. 116, n. 4, p. 709–745, 2008.
- BAKER-HENNINGHAM, Helen; LÓPEZ BÓO, Florencia. Early childhood stimulation interventions in developing countries: a comprehensive literature review. *IZA Institute of Labor Economics*, 2010.
- BARBOSA, Ana Luiza Neves de Holanda; COSTA, Joana Simões de Melo. Oferta de creche e participação das mulheres no mercado de trabalho no Brasil. *Mercado de trabalho: conjuntura e análise*, n. 62, p. 23–35, abr. 2017.
- BARROS, Ricardo P. et al. *The impact of access to free childcare on women's labor market outcomes: evidence from a randomized trial in low-income neighborhoods of Rio de Janeiro*. Washington, DC: World Bank, 2011.

- BAUERNSCHUSTER, Stefan; SCHLÖTTER, Martin. Public child care and mothers' labor supply-Evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, v. 123, p. 1–16, 2015.
- BECCHIO, Giandomenica. Behavioral economics, gender economics, and feminist economics: friends or foes? *Journal of Economic Methodology*, v. 26, n. 3, p. 259–271, 2019.
- BECKER, Gary S. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2009.
- BERLINSKI, Samuel; GALIANI, Sebastian. The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, v. 14, n. 3, p. 665–680, 2007.
- BERNDT, Ernst R. *The Practice of Econometrics; Classic and Contemporary*. Reading, MA: Addison-Wesley, 1996.
- BIANCHI, Suzanne M. *et al.* Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. *Social Forces*, v. 79, n. 1, p. 191–228, 2000.
- BIAZETTI, Marilia Barbosa Lima. *Efeito da presença de filhos na oferta de trabalho e nos salários das mulheres brasileiras*. [S. l.: s. n.], 2017.
- BIRCH, Elisa-Rose. Studies of the labour supply of Australian women: What have we learned? *Economic Record*, v. 81, n. 252, p. 65–84, 2005.
- BLAU, David; TEKIN, Erdal. The determinants and consequences of child care subsidies for single mothers in the USA. *Journal of Population Economics*, v. 20, n. 4, p. 719–741, 2007.
- BLAU, David M.; ROBINS, Philip K. Child-care costs and family labor supply. *Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 3, p. 374–381, 1988.
- BLOOD JR., Robert O.; WOLFE, Donald M. *Husbands and wives: the dynamics of family living*. Oxford: Free Press Glencoe, 1960.
- BRINES, Julie. Economic dependency, gender, and the division of labor at home. *American Journal of Sociology*, v. 100, n. 3, p. 652–688, 1994.
- BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André; WEISS, Yoram. *Economics of the Family*. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- BUIS, Maarten L. The consequences of unobserved heterogeneity in a sequential logit model. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 29, n. 3, p. 247–262, 2011.
- CALDERON, Gabriela. *The effects of child care provision in Mexico*. [S. l.: s. n.], 2014.

- CAMPOS, Ana Luisa Malatesta de; SILVA, Maria Micheliana da Costa. *Access to early childhood education and time allocation of mothers*. [S. l.: s. n.], 2020.
- COLTRANE, Scott. Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. *Journal of Marriage and Family*, v. 62, n. 4, p. 1208–1233, 2000.
- CONTI, Gabriella; HECKMAN, James J. The economics of child well-being. In: BEN-ARIEH, A. et al. *Handbook of Child Well-Being*. Dordrecht: Springer, 2014.
- COSTA, Joana Simões de Melo. *Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro*. [S. l.: s. n.], 2007.
- DEDECCA, Cláudio Salvadori. Tempo, trabalho e gênero. In: COSTA, Ana Alice et al. *Reconfiguração das relações de gênero no trabalho*. São Paulo: CUT Brasil, 2004. p. 21–52.
- DEGRAFF, Deborah S.; ANKER, Richard. Gênero, mercados de trabalho e o trabalho das mulheres. *Séries Demográficas*, v. 2, p. 163–197, 2015.
- DEUTSCH, Ruthanne. *Does Child Care Pay? Labor Force Participation and Earnings: Effects on Access to Child Care in the Favelas of Rio de Janeiro*. Washington, DC: IDB, 1998.
- FINSERAAS, Henning; HARDOY, Inés; SCHØNE, PÅL. School enrolment and mothers' labor supply: evidence from a regression discontinuity approach. *Review of Economics of the Household*, v. 15, n. 2, p. 621–638, 2017.
- FUWA, Makiko. Macro-level gender inequality and the division of household labor in 22 countries. *American Sociological Review*, v. 69, n. 6, p. 751–767, 2004.
- GOLDIN, Claudia. Life-cycle labor-force participation of married women: Historical evidence and implications. *Journal of Labor Economics*, v. 7, n. 1, p. 20–47, 1989.
- GREENSTEIN, Theodore N. Economic dependence, gender, and the division of labor in the home: A replication and extension. *Journal of Marriage and Family*, v. 62, n. 2, p. 322–335, 2000.
- GREENWOOD, Jeremy; SESHDARI, Ananth; YORUKOGLU, Mehmet. Engines of liberation. *Review of Economic Studies*, v. 72, n. 1, p. 109–133, 2005.
- GUIGINSKI, Janaína; WAJNMAN, Simone. A penalidade pela maternidade: participação e qualidade da inserção no mercado de trabalho das mulheres com filhos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 36, 2019.
- GUIGINSKI, Janaína Teodoro. *Mercado de trabalho e relações de gênero: associação entre a presença de filhos e as condições de acesso ao trabalho das mulheres*. 2015. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento

- vimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2015.
- GUSTAFSSON, Siv; STAFFORD, Frank. Child care subsidies and labor supply in Sweden. *Journal of Human Resources*, p. 204–230, 1992.
- HALLMAN, Kelly *et al.* Mothers' work and child care: findings from the urban slums of Guatemala City. *Economic Development and Cultural Change*, v. 53, n. 4, p. 855–885, 2005.
- HECKMAN, James J. Effects of child-care programs on women's work effort. *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 2, s136–s163, 1974.
- IBGE. *Em média, mulheres dedicam 10,4 horas por semana a mais que os homens aos afazeres domésticos ou ao cuidado de pessoas*. 2020. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-a-agencia-de-noticias/releases/27877-em-media-mulheres-dedicam-10-4-horas-por-semana-a-mais-que-os-homens-aos-afazeres-domesticos-ou-ao-cuidado-de-pessoas>. Acesso em: 1 out. 2023.
- IBGE. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios*. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.
- KABEER, Naila. Women's Empowerment and Economic Development: A Feminist Critique of Storytelling Practices in “Randomista” Economics. *Feminist Economics*, v. 26, n. 2, p. 1–26, 2020.
- KILLINGSWORTH, Mark R.; HECKMAN, James J. Female labor supply: A survey. *Handbook of Labor Economics*, v. 1, p. 103–204, 1986.
- KITTERØD, Ragni Hege; LAPPEGÅRD, Trude. A typology of work-family arrangements among dual-earner couples in Norway. *Family Relations*, v. 61, n. 4, p. 671–685, 2012.
- LEME, Maria Carolina; WAJNMAN, Simone. Efeitos de período, coorte e ciclo de vida na participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. In: WAJNMAN, Simone; MACHADO, Ana Flávia. *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, 1999.
- LENNON, Mary Clare; ROSENFIELD, Sarah. Relative fairness and the division of housework: The importance of options. *American Journal of Sociology*, v. 100, n. 2, p. 506–531, 1994.
- MADALOZZO, Regina; MARTINS, Sergio Ricardo; SHIRATORI, Ludmila. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais? *Revista Estudos Feministas*, v. 18, n. 2, p. 547–566, 2010.
- MELO, Hildete Pereira de; CONSIDERA, Claudio Monteiro; DI SABBATO, Alberto. Os afazeres domésticos contam. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 3, p. 435–454, 2007.

- MONTALI, Lilia; LIMA, Marcelo Tavares. A divisão sexual do trabalho e a desigualdade no mercado de trabalho segundo gênero: implicações para a superação da pobreza. In: CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE ESTUDOS DO TRABALHO. v. 7, p. 02–05.
- NAGAKURA, Daisuke; KOBAYASHI, Masahito. Testing the sequential logit model against the nested logit model. *Japanese Economic Review*, v. 60, n. 3, p. 345–361, 2009.
- NORES, Milagros; BARNETT, W. Steven. Benefits of early childhood interventions across the world:(Under) Investing in the very young. *Economics of Education Review*, v. 29, n. 2, p. 271–282, 2010.
- OLIVEIRA, Pedro Rodrigues de; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme; PAZELLO, Elaine Toldo. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. *Nova Economia*, v. 19, n. 2, p. 291–324, 2009.
- PAZELLO, Elaine Toldo; FERNANDES, Reynaldo. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 31.
- PERISTA, Heloísa. Género e trabalho não pago: os tempos das mulheres e os tempos dos homens. *Andáise Social*, p. 447–474, 2002.
- PSACHAROPOULOS, George; TZANNATOS, Zafiris. *Case studies on women's employment and pay in Latin America*. Washington, DC: World Bank, 1992.
- QUEIROZ, Vívian dos Santos; ARAGÓN, Jorge Alberto Orellana. Alocação de tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 45, n. 4, p. 787–819, 2015.
- RAMOS, Lauro; AGUAS, Marina Ferreira Fortes; FURTADO, Luana Moreira de Souza. Participação feminina na força de trabalho metropolitano: o papel do status socioeconômico das famílias. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 4, p. 595–611, 2011.
- ROSENBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American Statistical Association*, v. 79, n. 387, p. 516–524, 1984.
- ROSERO, José; OOSTERBEEK, Hessel. *Trade-offs between different early childhood interventions: Evidence from Ecuador*. Amsterdam: Tinbergen Institute, 2011. (Discussion Paper 11-102/3).
- SEVILLA-SANZ, Almudena; GIMENEZ-NADAL, Jose Ignacio; FERNÁNDEZ, Cristina. Gender roles and the division of unpaid work in Spanish households. *Feminist Economics*, v. 16, n. 4, p. 137–184, 2010.
- SIMONSEN, Marianne. *Availability and price of high quality day care and female employment*. Aarhus: Aarhus University, 2006. (Economics Paper n. 8).

SOARES, Cristiane. A distribuição do tempo dedicado aos afazeres domésticos entre homens e mulheres no âmbito da família. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16. *Anais*. Caxambu: ABEP, 2019.

WAJNMAN, Simone. Gender roles in family and earnings differences in Brazil. In: IUSSP INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, 27., 2013, Busan. *Annals*. Busan: IUSSP, 2013.

YAHMED, Sarra Ben. Formal but less equal. Gender wage gaps in formal and informal jobs in urban Brazil. *World Development*, v. 101, p. 73–87, 2018.