

Fechamento das Creches no Contexto da Covid-19 e Participação Laboral Feminina

Cecília Dutra¹ , Giullia Gallego² , Alexandre Nicolella³ e Elaine Pazello⁴

Resumo: O artigo avalia o impacto de curto prazo do fechamento das creches, no contexto da pandemia de Covid-19, sobre as taxas de participação na força de trabalho e de ocupação de mulheres com filhos nesta faixa etária. A etapa escolar da creche é não-obrigatória pela lei brasileira, o que permite a identificação de grupos de tratamento e de controle com base na frequência ou não das crianças à creche. Utilizando dados do módulo anual de Educação da PNAD Contínua/IBGE, é construído um painel contendo as mesmas mulheres no segundo trimestre de 2019 e segundo trimestre de 2020 e emprega-se uma combinação dos métodos de *propensity score matching* e diferenças-em-diferenças. Os resultados indicam que, após se controlar por características observáveis fixas no período de dois anos, não houve diferença significativa nos resultados laborais entre mães cujos filhos frequentavam a creche e as demais. Por fim, investiga-se os efeitos heterogêneos associados ao fechamento das creches e demonstra-se que mulheres menos escolarizadas e residentes em zonas urbanas foram mais afetadas no mercado de trabalho.

Palavras-chave: Creches; Covid-19; Mercado de trabalho; Gênero

Abstract: This paper evaluates the short-term impact of daycare centers' closures, under Covid-19, on mothers' labor force participation and employment rates. Formal education is non-mandatory according to the Brazilian law until the age of four, which allows us to identify treatment and control groups based on whether the child attends a daycare center or not. Using data from the Education section of PNAD Contínua/IBGE, we construct a two-period panel with data from the same women for the second quarter of 2019 and the second quarter of 2020. We then apply a combination of propensity score matching and difference-in-difference methods. Our results suggest that, after controlling for observable characteristics, the difference in terms of labor market outcomes between mothers whose children attended a daycare center and the control group was not statistically significant. Finally, we investigate the heterogeneous effects associated with daycare centers' closures and show that women with fewer years of schooling and located in urban areas suffered greater penalties in the labor market.

Key words: Daycare centers; Covid-19; Labor market; Gender

Área da ANPEC: Área 13 - Economia do Trabalho

Classificação JEL: J13; J22

¹Pós-graduanda em Economia Aplicada - FEA-RP/USP. cdutracarolino@usp.br

²Pós-graduanda em Economia Aplicada - FEA-RP/USP. giullia.gallego@usp.br

³Professor do Departamento de Economia - FEA-RP/USP. nicolella@usp.br

⁴Professora do Departamento de Economia - FEA-RP/USP. epazello@usp.br

1 Introdução

Embora a participação feminina na força de trabalho tenha aumentado de forma consistente nas últimas décadas⁵, diferenças significativas nas taxas de ocupação e nos salários de homens e mulheres continuam a ser observadas ao redor do globo, apontando para a persistência da penalidade associada à maternidade no mercado (Kleven et al. (2019)). Tais desigualdades se tornaram ainda mais exacerbadas com a pandemia iniciada em março de 2020: a necessidade de políticas de distanciamento social, que afetou os setores nos quais as mulheres estão mais inseridas, como o de serviços, e implicou no fechamento de creches e escolas, resultou em uma combinação de enorme sobrecarga para a parcela feminina da população (Alon et al. (2020); Gassman-Pines et al. (2020)).

De fato, estudo realizado pela ONU Mulheres (2020) mostra que uma a cada cinco mulheres de 45 países reportou ter perdido seu emprego durante a pandemia, representando uma redução global de 4,2% no engajamento feminino, contra uma de 3,0% no masculino. Esta particularidade levou à utilização do termo *she-cession* para se referir à recessão atual como forma de ressaltar seu forte impacto de gênero e a diferença em relação às crises econômicas anteriores, bem como ao reforço da constatação de que o mercado de trabalho feminino é fortemente afetado pelas responsabilidades de cuidado que culturalmente recaem sobre as mulheres - tanto em termos de afazeres domésticos como de cuidado infantil⁶.

Nesse sentido, diversos países adotam políticas que visam gerar maior equidade no mercado de trabalho, seja através de legislações voltadas à proteção do emprego de mulheres grávidas e com filhos muito pequenos - a exemplo da licença-maternidade - ou via provisão de creches públicas, as quais se encarregariam do cuidado infantil nos períodos de trabalho da mãe Addati et al. (2014). Embora a Educação Infantil cumpra uma importante função pedagógica para o desenvolvimento das crianças, também exerce um efeito indireto sobre suas mães, permitindo-lhes mais espaço para a realização de atividades econômicas ao transferir parte da responsabilidade de cuidado do seio familiar para o Estado.

Tendo isso em vista, este trabalho busca quantificar o impacto do fechamento das creches na pandemia na taxa de ocupação e na taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho brasileiro. Apesar de já termos estatísticas que indicam uma redução da participação laboral feminina em 2020⁷, ainda são poucas as análises quantitativas que

⁵de Melo and Morandi (2021) demonstram com base em dados do IBGE que a população economicamente ativa (PEA) feminina aumentou em 16 vezes entre 1950 e 2010 no Brasil, contra um aumento de 3,6 vezes da PEA masculina no mesmo período

⁶Segundo dados de 2019 da PNADCT/IBGE, quando perguntados sobre o motivo de não trabalhar ou procurar emprego, apenas 2,6% dos homens apontavam os afazeres domiciliares ou filhos como razão, contra 29,4% das mulheres; e os homens dedicavam em média 10h54 por semana para as trabalhos domésticos e as mulheres, 21h18 por semana, o que se traduzia em 68 dias a mais de trabalho por ano para elas tendo como base uma jornada de 8 horas, conforme apontado por publicação do IBRE/FGV (2021).

⁷No Brasil, o número de desligamentos de mulheres em postos de trabalho registrado no CAGED nesse período superou o número de admissões em 107.018 vagas, ao passo que o saldo para o mercado masculino foi positivo em 202.635 postos. As tabelas e o painel informativo com desagregação por gênero estão disponíveis em <http://pdet.mte.gov.br/novo-caged>. Acesso em 12/01/22.

incorporam a variável de frequência à creche no período da pandemia. Fabrizio et al. (2021) investigaram essa questão para os Estados Unidos com dados de 2020 da pesquisa mensal *Current Population Survey (CPS)*, usando modelos de probabilidade linear e regressões logísticas em que a variável dependente é a probabilidade de o indivíduo estar empregado; sua hipótese central é que o fechamento dos centros de cuidado infantil foi a razão da maior penalidade sofrida pelas mulheres. No Brasil, Feijó, Pinho Neto e Cardoso (2022) apontam que, durante o período pandêmico, o *gap* na participação na força de trabalho entre homens e mulheres aumentou de forma mais expressiva entre aqueles com filhos de até cinco anos de idade.

Entende-se aqui que a pandemia da Covid-19 é uma variação exógena que interrompe o acesso às creches, podendo assim fornecer evidências acerca do efeito indireto⁸ que exercem sobre o trabalho materno. Para estimá-lo, construiu-se uma base de dados a partir da identificação de mulheres que no ano de 2019 possuíam filhos de 0 a 3 anos⁹ e em seguida encontrando-as no ano de 2020 - constituindo um painel com dois períodos - e de sua classificação nos grupos de tratamento e controle de acordo com a situação de seus filhos no sistema educacional: mães cujos filhos frequentavam a creche foram alocadas no grupo de tratamento, enquanto as demais foram enquadradas no grupo de controle. Os dados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc) do IBGE.

Em seguida, estimou-se um modelo de diferenças-em-diferenças com realização prévia de um *propensity score matching* para tornar os grupos de tratamento e controle o mais comparáveis possíveis. Dessa forma, é possível controlar por características observáveis e características não-observáveis fixas no tempo que teriam influência na análise. A fim de se comparar os resultados do fechamento das creches sobre o mercado de trabalho feminino com o caso análogo masculino, os mesmos modelos foram estimados para uma base de dados com homens que possuíam filhos de 0 a 3 anos de idade, a partir de definição idêntica dos grupos de tratamento e controle.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a seção seguinte apresenta breves dados sobre o fechamento das creches no Brasil e artigos que relacionam a Covid-19 à participação feminina no mercado de trabalho; a seção III detalha a estratégia empírica adotada; a seção IV descreve a base utilizada e as características da amostra; a quinta seção discute os resultados obtidos e a última conclui.

2 Covid-19 e o impacto sobre as mulheres

O estágio de contaminação pelo coronavírus foi declarado como uma pandemia pela OMS em 11 de março de 2020. Nas semanas subsequentes, diversas medidas restritivas à circulação foram adotadas pelos governos ao redor do mundo, atingindo também os sistemas educacionais. No Brasil, houve suspensão das atividades presenciais em pelo menos 96% das unidades de educação básica em todos os estados brasileiros, tendo a interrupção

⁸O acesso à creche tem por objetivo primário suprir o direito de toda criança à educação, conforme preconizado pela Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB/1996). Seu efeito direto, portanto, se dá sobre as crianças.

⁹A faixa etária de três anos está inclusa na análise.

ocorrido ainda em Março de 2020 em mais de 90% dos casos e, nos demais, ainda no segundo trimestre do mesmo ano¹⁰.

Tal realidade colocou as mulheres, principais responsáveis pelo cuidado infantil, em situação de particular vulnerabilidade. Um dos primeiros trabalhos que trataram de questões de gênero no contexto pandêmico foi o de Adams-Prassl et al. (2020), o qual investiga diferenças nas respostas de mercado de trabalho ao choque entre Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos. Os autores sublinham que países que contavam com esquemas de trabalho de curto período bem estabelecidos - caso da Alemanha - puderam se beneficiar desse modelo reduzindo a jornada dos empregados, ao invés de demiti-los; e que nos EUA e RU as mulheres tiveram maior probabilidade de perder seus trabalhos mesmo após o controle por características setoriais.

Comparando seis países com localidades geográficas e níveis de renda variados, Dang e Nguyen (2021) demonstram que as mulheres foram 24% mais suscetíveis à perda de emprego e suas rendas derivadas do trabalho caíram mais de 50% a mais que a dos homens. Suas estimativas também apontam como causas para esse *gap* de gênero as taxas de participação em indústrias diferentes - conforme aponta documento da ONU Mulheres (2020), o desligamento de postos de trabalho foi particularmente intenso nos setores de varejo, turismo e cuidado, nos quais mulheres jovens estão sobrerrepresentadas; e a pandemia reforçou o quanto, ainda hoje, o trabalho feminino é influenciado por responsabilidades de cuidado.

Ainda de acordo com a ONU Mulheres (2020), trabalhadoras informais foram mais afetadas e, particularmente no Brasil, mulheres negras - que são maioria entre as funcionárias da saúde nas UPAs e postos de atendimento a comunidades locais, embora minoria entre enfermeiras de hospitais - as quais tiveram acesso consideravelmente menor a EPIs (equipamento de proteção individual) seguros, testes de Covid e treinamento adequado. Além disso, em muitos casos as mulheres se viram sem o suporte dos avós para assumir o cuidado com as crianças, arranjo comum durante tempos normais, mas reduzido conforme se tornou clara a definição dos grupos de risco.

Também no Brasil, Levy and Menezes Filho (2022) avaliam o impacto do auxílio emergencial sobre a participação laboral feminina. Com base nas PNADs Contínua e Covid, os autores seguiram mulheres do primeiro trimestre de 2018 até Novembro de 2020, o que foi possível devido ao fato de a PNAD Covid ter entrevistado sempre as mesmas mulheres, garantindo unidades de sobreposição entre as duas bases. Utilizando o método de diferenças-em-diferenças, em que a variável dependente recebia o valor 1 caso a mulher estivesse na força de trabalho - ocupada ou não - e 0 caso contrário, encontraram um efeito do programa negativo em 3 pontos percentuais, sendo maior para mulheres e mães solteiras (as quais receberam transferências maiores), mas dissipado seis meses após a primeira transferência.

¹⁰Os dados desagregados por estado estão disponíveis para download no Painel de Monitoramento da Educação Básica no Contexto da Pandemia, elaborado pela SEB/MEC: <https://painelcovid-seb.mec.gov.br/questionario-censo-escolar-2020/03.html>. Acesso em 05/05/2022.

3 Estratégia de Identificação

O objetivo deste artigo é analisar o impacto do fechamento das creches devido à pandemia da Covid-19 sobre a participação no mercado de trabalho das mulheres cujos filhos frequentavam a creche em 2019. O ideal para avaliar tal impacto seria observar a condição de emprego da mesma mulher em duas situações: primeiro na situação do seu filho que frequentava a creche ter perdido o acesso e segundo na situação do seu filho que frequentava a creche não ter perdido o acesso. Ou seja, a segunda situação seria a contrafactual e, por definição, não observada.

Se fosse possível observar os dois casos, poderíamos calcular o impacto do fechamento das creches sobre o emprego calculando a diferença da variável de emprego nas duas situações. No entanto, não é possível observar a mesma mulher em ambos os casos, uma vez que o segundo se trata de uma situação em que a creche não foi fechada e que a pandemia não tenha ocorrido. Então, para que seja possível avaliar o impacto de interesse, utilizamos o grupo das mulheres que tinham filhos frequentando a creche em 2019 como tratamento e o grupo de mulheres que tinham filhos em idade de estar na creche, mas não a frequentavam, como grupo de controle.

Formalmente, pensemos o fechamento das creches como um tratamento aplicado a apenas uma parcela das mulheres e representado por uma variável binária T_i . Denotemos por $Y_{it_1}^0$ o indicador da condição de emprego da mulher i no período t_1 , posterior ao fechamento das creches, na ausência deste acontecimento, representada pelo sobrescrito 0. Neste caso, o efeito de tratamento sobre os tratados (ATT) pode ser calculado como:

$$ATT = E[Y_{it_1}^1 - Y_{it_0}^0 | T_i = 1, X_i] - E[Y_{it_1}^1 - Y_{it_0}^0 | T_i = 0, X_i] \quad (1)$$

e, para que se possa imputar o resultado contrafactual das mulheres do grupo de tratamento caso as creches não tivessem sido fechadas, é necessário supor que as médias das variáveis de resultado entre ambos os grupos teriam evoluído paralelamente na ausência do tratamento (Sant'Anna et al., 2022). Em termos formais:

$$E[Y_{it_1}^0 - Y_{it_0}^0 | T_i = 1, X_i] - E[Y_{it_1}^0 - Y_{it_0}^0 | T_i = 0, X_i] \quad (2)$$

Serão apresentadas aqui evidências acerca da razoabilidade desta hipótese em relação à participação das mulheres no mercado de trabalho e à sua taxa de ocupação, respectivamente. Cabe ressaltar que, como só é possível encontrar um mesmo indivíduo na PNADc em cinco trimestres consecutivos, torna-se inviável calcular as taxas de participação na PEA e de ocupação das mesmas mulheres contidas na amostra deste artigo em períodos anteriores a 2019. Optou-se, então, por trazer as trajetórias dessas variáveis para grupos de tratamento e controle definidos a cada ano, de modo que a evolução nas taxas *não* dizem respeito às mesmas mulheres.

A Figura 1 traz a evolução na taxa de participação na PEA para mulheres com e sem filhos na creche entre 2016 e 2019, considerado aqui como o período pré-tratamento. Nota-se que nas passagens de 2016 a 2017 e de 2018 a 2019 ambos os grupos experimentaram

uma queda e um aumento, respectivamente, em suas taxas de participação; entretanto, de 2017 a 2018 o grupo de tratamento sofreu uma ligeira queda nesta taxa, em oposição a um aumento do grupo de tratamento. O tamanho da amostra para cada um dos anos é de 5534, 5470, 5135 e 5050 mulheres, nesta ordem.

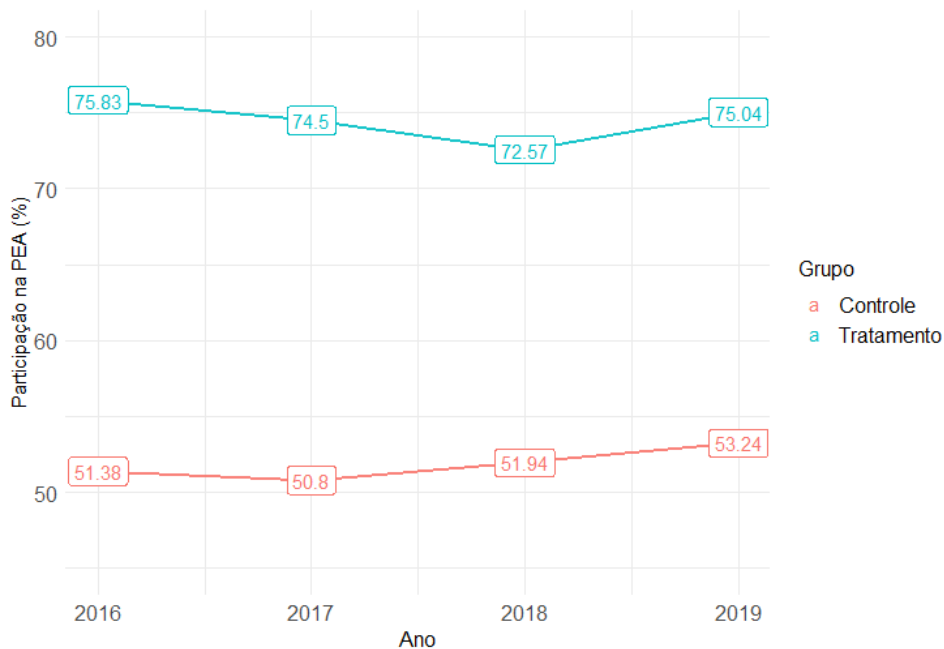


Figura 1: Evolução na taxa de participação na PEA, por grupos

Na Figura 2 pode-se observar as trajetórias de ocupação para os mesmos dois grupos. Neste caso, em todos os períodos a evolução experimentada pelo grupo de controle foi similar à do grupo de tratamento, tornando-se mais clara a suposição de tendências paralelas pré-tratamento. A amostra utilizada foi idêntica à do caso anterior.

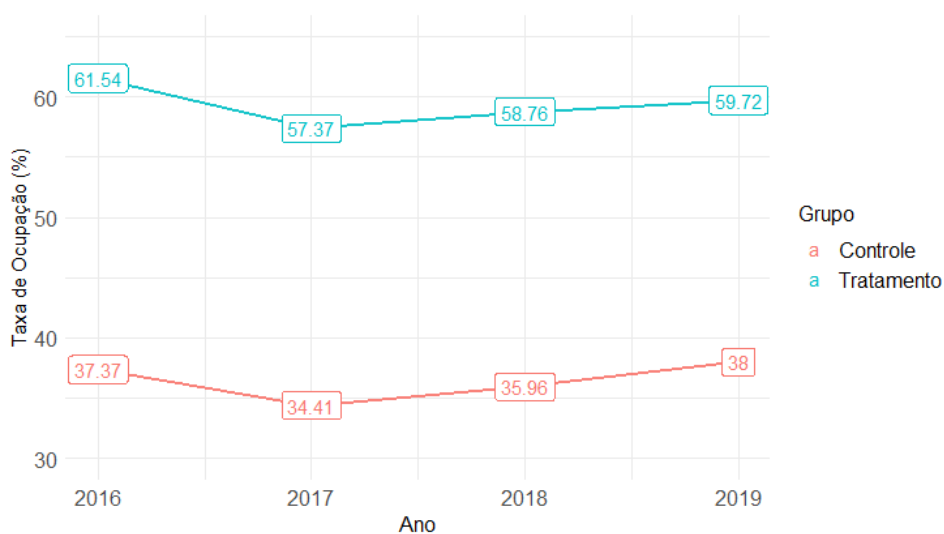


Figura 2: Evolução na taxa de ocupação, por grupos

Em um primeiro momento, considerou-se unicamente a utilização do método de diferenças-em-diferenças para eliminar a diferença não-observável invariante no tempo entre o grupo de mulheres do tratamento e do controle. Contudo, a partir da constatação de que os grupos diferiam significativamente em algumas de suas características observáveis¹¹, optou-se por realizar um procedimento de *propensity score matching* visando a aproximação das características de ambos os grupos antes da aplicação do método de diferenças-em-diferenças.

O *matching* foi especificado a partir de uma regressão logística utilizando como variável dependente a *dummy* que indica se o filho frequentava a creche ou não em 2019 e as seguintes variáveis explicativas: idade da criança; *dummy* de região urbana; a idade da mãe; número de pessoas no domicílio; *dummy* indicando se a mulher é a responsável pelo domicílio; quatro *dummies* indicando a presença de outras criança de 4 anos ou menos, entre 4 e 6 anos, entre 6 e 11 anos e com menos de 18 anos de idade no mesmo domicílio; *dummy* que indica se a mulher é casada; anos de escolaridade da mulher; e, por último, uma variável que representa a renda do domicílio exceto a renda da mulher, denominada renda adicional.

Após a regressão logística, empregou-se o *matching* de um vizinho próximo e com reposição, sendo o *output* utilizado a *dummy* que indica se a mulher estava participando da força de trabalho ou não. Com isso, foi aplicado o método de diferenças-em-diferenças utilizando o peso calculado para cada mulher pelo procedimento de *matching*, de modo que se obteve um novo painel contendo apenas as mulheres de ambos os grupos que são mais parecidas entre si.

A partir de tal combinação dos procedimentos e de um painel com os mesmos indivíduos, torna-se possível controlar por características intrínsecas tanto observáveis como não-observáveis fixas no tempo que poderiam prejudicar a análise. Em particular, a realização do *matching* torna mais forte a hipótese de tendências paralelas, uma vez que mulheres de contextos socioeconômicos parecidos possuem maior probabilidade de ter trajetórias parecidas em termos de participação laboral.

Com esta estratégia, para se obter o efeito causal do tratamento é necessário garantir também a hipótese de suporte comum, a qual assegura que não há combinação das variáveis adotadas no *matching* que defina com exatidão a probabilidade de uma mulher ser enquadrada no grupo de tratamento - no caso, de ter ou não um filho frequentando a creche. Os histogramas obtidos antes e depois da realização do procedimento, através dos quais se pode verificar a aproximação das distribuições entre os grupos, estão dispostos na Figura 3 e na Figura 4.

¹¹Tais diferenças são detalhadas na seção de Dados deste artigo.

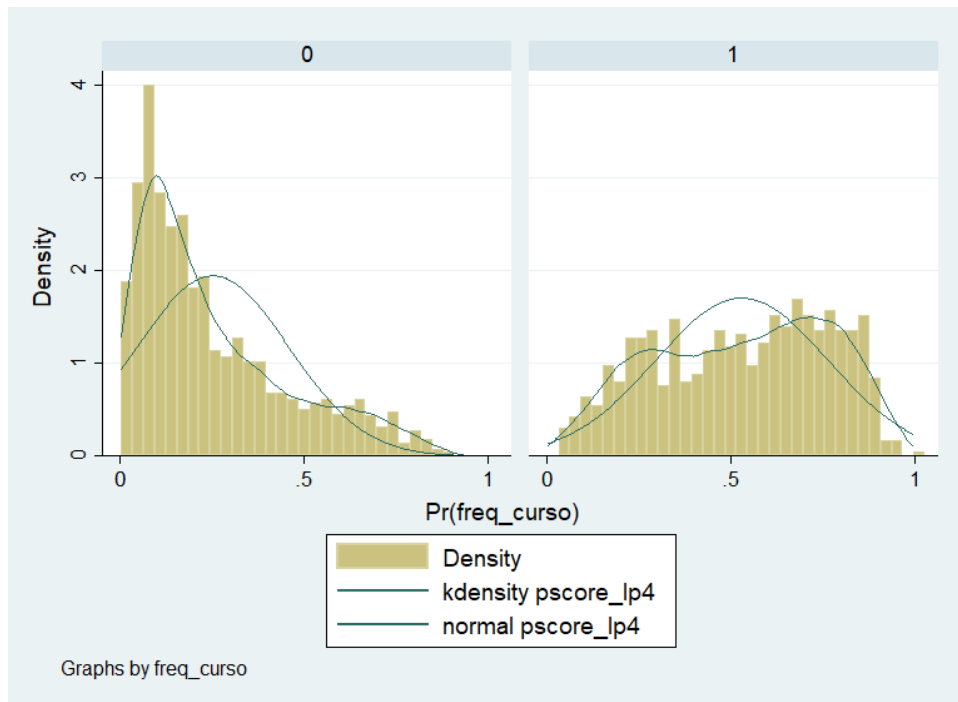


Figura 3: Histograma antes do matching

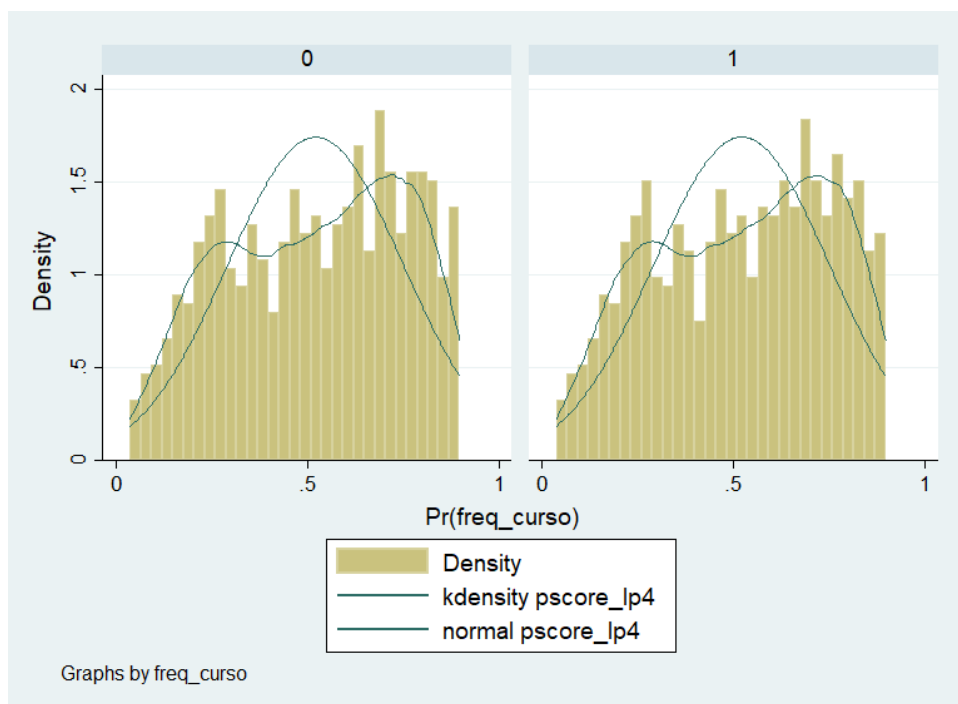


Figura 4: Histograma depois do matching

A seguinte regressão foi estimada para estimar o impacto de interesse:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 ATT_{it} + \beta_2 tratamento_{it} + \beta_3 d2020_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que Y_{it} representa a variável de resultado do indivíduo i no ano t , *tratamento* é uma variável binária que indica se o indivíduo possuía um filho de até 3 anos frequentando a creche antes da pandemia ou não, d_{2020} é uma *dummy* que recebe o valor 1 em 2020 e 0 em 2019 e ATT representa a interação (multiplicação) das variáveis de tratamento e d_{2020} . O parâmetro que captura o impacto do fechamento das creches no mercado de trabalho para o grupo de tratamento é β_1 .

Adotou-se neste trabalho duas especificações para o modelo populacional acima. No primeiro modelo (Modelo 1), foi utilizada como variável dependente uma *dummy* de participação na força de trabalho (PEA), a qual recebe 1 quando a mulher está na PEA e 0 caso contrário. No modelo (Modelo 2), utilizou-se uma *dummy* de ocupação como variável dependente, a qual assume valor 1 caso a mulher esteja ocupada e 0 caso esteja desocupada ou fora da PEA no ano i .

Adicionalmente, a fim de se comparar os resultados obtidos para o impacto do fechamento das creches sobre o mercado de trabalho feminino com a situação análoga para o caso masculino, os mesmos modelos, seguindo a mesma especificação acima, foram estimados para uma amostra de homens com filhos de 0 a 3 anos de idade. Novamente, o grupo de tratamento foi definido como homens que possuíam filhos frequentando a creche antes da pandemia, e que portanto perderam o acesso a esse recurso no segundo trimestre de 2020.

4 Dados

4.1 Descrição dos dados

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Continua (PNADc) investiga um conjunto de informações sobre as tendências e flutuações da força de trabalho e temas relevantes de forma trimestral e anual¹². As informações sobre educação são obtidas tanto na pesquisa trimestral quanto na anual. No entanto, no primeiro, terceiro e quarto trimestre apenas é aplicado o questionário sobre as características básicas de educação para as pessoas de 5 anos ou mais de idade, enquanto no segundo trimestre, de forma anual, é aplicado também um questionário mais amplo para todas as pessoas da amostra, incluindo as pessoas de 5 anos ou menos do domicílio.

A PNADc teve início em 2012, mas a introdução do módulo anual de educação durante o segundo trimestre se deu apenas em 2016. A escolha de sua realização em um trimestre fixo busca garantir que o período de matrículas já tenha ocorrido, e que o período letivo não tenha terminado, evitando fases de transição entre um nível escolar e outro, IBGE (2020).

Segundo a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB/1996)¹³, IBGE (2020), a educação escolar é composta pela Educação Básica e pela Educação Superior. A Educação Básica contempla a Educação Infantil (creche e pré-escola), o Ensino Fundamental e o Ensino Médio. Na Educação Infantil, crianças de 0 a 3 anos frequentam a creche e crianças

¹²<https://www.ibge.gov.br>

¹³http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9394.htm

de 4 e 5 anos se enquadram na pré-escola IBGE (2020). Atualmente, a Educação Básica é obrigatória a partir dos 4 anos de idade, de modo que a etapa da creche é considerada opcional: cabe aos familiares da criança decidirem a respeito de sua matrícula em uma unidade educacional nesta faixa etária, mediante disponibilidade de vagas. Esta não-obrigatoriedade da creche nos garante a composição de um grupo de controle na amostra utilizada. De acordo com os dados da PNAD, entre as crianças de 0 a 3 anos, a taxa de escolarização foi de 30,4%, 32,7%, 34,2% e 35,6% de 2016 até 2019, respectivamente IBGE (2020).

O Plano Nacional de Educação (PNE), aprovado em 2014, estabelece em sua Meta 1 que no mínimo 50% das crianças de 0 a 3 anos frequentem creche até 2024 IBGE (2020). Em 2019, no entanto, nenhuma Grande Região havia cumprido a universalização da pré-escola. Porém, em 2019, 67,0% das crianças brasileiras de 0 a 1 ano e 53,5% das crianças de 2 a 3 anos não frequentavam creche por opção dos pais ou responsáveis. A não existência de escola/creche na localidade, falta de vaga ou não aceitação de matrícula por causa da idade da criança foi o segundo motivo mais apontado, atingindo o percentual de 27,5% para a faixa de 0 a 1 ano e de 39,9% para 2 a 3 anos, ainda de acordo com IBGE (2020).

4.2 Estatísticas descritivas da amostra

Utilizando o módulo anual de Educação da PNADc de 2019, separamos apenas as crianças de 6 meses até 3 anos (inclusos) de idade e, a fim de evitar duplicações na base de dados, mantivemos somente uma criança por domicílio¹⁴. Foram identificadas 21.480 crianças que se encaixavam nesse critério de idade para um total de 19.908 domicílios, ou seja, 1.572 eram irmãos ou viviam no mesmo domicílio.

Selecionamos as seguintes informações a respeito dessas crianças: UF, sexo, idade, raça, se frequenta a escola - e, caso frequente, se frequenta a creche ou a pré-escola, e caso não frequente, qual é o motivo de não frequentar e quem se responsabiliza pela criança. Do total de crianças da base, apenas 31,07% delas frequentava a creche ou a pré-escola, o que está de acordo com os dados brasileiros de frequência média à creche para essa faixa etária.

Em seguida, identificamos na PNADc do segundo trimestre de 2019 as mães dessas crianças. Para isso, foi feito um *match* entre o código do domicílio da criança e o das mulheres que tinham entre 14 e 50 anos de idade. Mais uma vez, foram selecionadas as informações que seriam de interesse para a análise sobre a situação de emprego dessas mulheres que tinham filhos em idade de frequentar a creche, tais como: idade, raça, número de empregos, zona de residência, número de pessoas no domicílio, anos de escolaridade, rendimento mensal, ocupação, se fazia parte da força de trabalho, se era casada, a quantidade de filhos que tinha e a renda familiar do domicílio. Para as crianças previamente identificadas, encontramos 18.410 mães em 2019. A seguir, buscamos essas mesmas mulheres no segundo trimestre de 2020 e conseguimos localizar 2.247

¹⁴No caso em que o domicílio apresentava mais de uma criança com o entre 6 meses e 4 anos de idade, apenas a mais novo foi mantida na base e adicionou-se uma variável *dummy* que informa a quantidade de crianças entre 6 meses e 4 anos de idade no domicílio.

delas¹⁵.

Mulheres cujos filhos frequentavam a creche em 2019 foram alocadas no grupo de tratamento, enquanto aquelas cujos filhos não iam à creche no mesmo ano foram classificadas no grupo de controle. A Tabela 1 traz o comportamento médio das variáveis dependentes de interesse para as mulheres e homens das amostras dos grupos de tratamento e controle. Pode-se verificar que tanto a participação na PEA como a ocupação decaem entre 2019 e 2020 para ambos os grupos.

Tabela 1: Médias das variáveis dependentes

Variável	Mulheres		Homens	
	2019	2020	2019	2020
PEA	0.57	0.50	0.93	0.87
Ocupação*	0.83	0.82	0.94	0.91
Ocupação Total**	0.47	0.41	0.94	0.91

Nota: *percentual dentre os indivíduos economicamente ativos que estão ocupados; **percentual de indivíduos ocupados considerando-se toda a amostra.

A Tabela 2 apresenta as características das mulheres da amostra antes e depois da realização do *matching*, bem como as estatísticas descritivas para os homens com filhos na mesma faixa etária. Vale notar que, antes desse procedimento, as variáveis que mais se alteram de acordo com a criança frequentar ou não a creche são: idade da criança; residência em área urbana; raça da mãe; anos de escolaridade da mãe; porcentagem de mulheres na PEA; rendimento; e rendimento adicional, definido aqui como a renda familiar excluindo-se a renda individual da mulher.

Pode-se observar que as mulheres cujos filhos não frequentam a creche são mais vulneráveis economicamente, uma vez que seu rendimento, rendimento adicional e anos de estudo são relativamente menores quando comparados com as mulheres cujos filhos frequentam a creche. Após o emprego do *matching*, todas as diferenças em características observáveis entre os grupos cessam de ser significativas. Em relação às características dos homens da amostra, as diferenças observadas entre os grupos de tratamento e controle seguiram o mesmo padrão daquelas verificadas na amostra de mulheres.

¹⁵A brusca redução no número de mulheres encontradas em dois anos consecutivos se deve ao desenho da pesquisa, a qual mantém os indivíduos na amostra por no máximo cinco períodos (cinco entrevistas). Como buscamos as mesmas mulheres quatro trimestres à frente, apenas foi possível obter dados para aquelas que concederam sua primeira ou segunda entrevista no segundo trimestre de 2019 - as demais já não respondiam mais à pesquisa. Adicionalmente, uma quantidade menor de dados do que a usual foi coletada no segundo trimestre de 2020 devido ao tempo de adaptação da pesquisa ao contexto pandêmico.

Tabela 2: Médias em 2019 para mulheres, antes e depois do *matching*, e para homens

Variável	Mulheres				Homens	
	Antes do matching		Depois do matching		Tratamento	Controle
	Tratamento	Controle	Tratamento	Controle		
Idade da criança	2.81	1.93	2.80	2.80	2.82	1.94
Urbana	0.84	0.67	0.84	0.83	0.84	0.66
Idade	30.89	29.70	30.76	30.54	34.52	33.59
Raça branca/amarela	0.43	0.30	0.42	0.48	0.44	0.34
Casada	0.84	0.84	0.84	0.84	0.94	0.93
Anos de escolaridade	12.24	10.82	12.15	11.95	11.43	9.95
Chefe do domicílio	0.39	0.34	0.39	0.41	0.56	0.56
Nº de pessoas no domicílio	3.95	4.39	3.97	4.02	3.97	4.42
Renda adicional	3.221,64	1.857,19	2.757,00	2.749,20	2.060,27	939,00

5 Resultados e Discussão

5.1 Resultados Gerais

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos para mulheres e homens nos modelos de PEA e Ocupação. As colunas 1-2 e 3-4 trazem os efeitos encontrados para as mulheres antes e depois da realização do *matching*, respectivamente.

O coeficiente associado à variável de interesse, ATT, não apresentou relevância estatística em todos os modelos de participação na força de trabalho e, nos modelos de ocupação, cessa de ser significativo após o emprego do *matching*. A explicação para este resultado pode ser compreendida de três maneiras: em primeiro lugar, a realização do procedimento teve por objetivo tornar os grupos de controle e de tratamento mais parecidos em suas características observáveis. Conforme descrito na seção anterior, as mulheres com filhos na creche eram, em média, mais escolarizadas e possuíam maior renda familiar; dessa forma, a aproximação dos dois grupos através do *matching* acaba por selecionar as mulheres do controle que eram mais economicamente ativas. Isto pode ser verificado pelo aumento do coeficiente da constante, o qual nos mostra a taxa de participação do grupo de controle no ano de 2019. Adicionalmente, observa-se uma intensificação do efeito associado à *dummy* de ano, o que é razoavelmente esperado ao se considerar mulheres que participavam mais da PEA e que, portanto, devem ser mais afetadas.

Em segundo lugar, pode-se pensar que houve uma substituição entre a disponibilidade de creches e arranjos informais de cuidado. Os estudos de Havnes e Mogstad (2011) e Fitzpatrick (2010) são exemplos de casos em que, após uma expansão na oferta de creches através da introdução de subsídios ao acesso, não foi verificado efeito algum sobre a participação das mães no mercado de trabalho, apesar de ter havido maior taxa de matrículas na rede de ensino. Os autores defendem o resultado argumentando que as mulheres teriam menor elasticidade de participação laboral mediante a disponibilidade

de terceiros para cuidarem de seus filhos enquanto trabalham.

De fato, pesquisa realizada pela Fundação Maria Cecília Souto Vidigal (2021) identificou um aumento de 23 pontos percentuais na proporção de tios e tias encarregados pelo cuidado de crianças no dia-a-dia durante a pandemia, o que nos fornece um exemplo de como as famílias brasileiras podem se adaptar de formas independentes a creches. Adicionalmente, em municípios cujas creches foram reabertas em 2021 mais da metade das famílias escolheu não mandar seus filhos, sendo o medo do contágio a razão apontada por 40% dos respondentes.

Tabela 3: Diferenças-em-diferenças

	Mulheres				Homens	
	Sem <i>matching</i>		Com <i>matching</i>		PEA	Ocupação
	PEA	Ocupação	PEA	Ocupação		
ATT	-0.0399 (0.0300)	-0.0646** (0.0299)	0.0398 (0.0389)	-0.0219 (0.0402)	0.0240 (0.0200)	0.0139 (0.0249)
Tratamento	0.296*** (0.0212)	0.308*** (0.0212)	0.154*** (0.0275)	0.208*** (0.0284)	0.0221 (0.0141)	0.0271 (0.0176)
<i>Dummy</i> de ano	-0.0581*** (0.0177)	-0.0424** (0.0177)	-0.139*** (0.0275)	-0.0861*** (0.0284)	-0.0692*** (0.0119)	-0.0832*** (0.0148)
Constante	0.469*** (0.0125)	0.369*** (0.0125)	0.612*** (0.0194)	0.470*** (0.0201)	0.927*** (0.00839)	0.869*** (0.0105)
Nº de observações	4,494	4,494	2,354	2,354	3,756	3,756
R-quadrado	0.075	0.075	0.048	0.049	0.014	0.013

Erros-padrão em parênteses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Em terceiro lugar, pode-se pensar que os grupos de tratamento e controle eram demasiado diferentes antes da realização do *matching*, e que o efeito de se ter um filho na creche estimado anteriormente se devia em parte a essas características distintas entre grupos - é esperado, por exemplo, que indivíduos escolarizados tenham tido acesso a uma maior flexibilidade para realização do próprio ofício, seja a partir da adoção de trabalho remoto ou de alteração dos horários de trabalho. Nesse sentido, cabe investigar como os resultados se comportam ao considerarmos explicitamente essas diferenças. A subseção seguinte apresenta as análises realizadas com a subdivisão da amostra de mulheres em relação a níveis de escolaridade, idade dos filhos, zona de residência e região do país.

Finalmente, destaca-se o fato de que a *dummy* de ano mostrou-se negativa e estatisticamente significativa em ambos os modelos, tanto para homens quanto mulheres, apontando para o efeito adverso do ano de 2020 - isto é, da pandemia - sobre a participação na força de trabalho e na ocupação. A alta significância com sinal positivo da variável de tratamento para as mulheres indica que aquelas com filhos na creche eram mais presentes na PEA e mais ocupadas do que as demais, ao passo que tal diferença não se verifica para

homens com filhos na mesma faixa etária.

5.2 Efeitos Heterogêneos

5.2.1 Por níveis de escolaridade

Empregando o método diferenças-em-diferenças para dois subgrupos de mulheres, sendo o primeiro com aquelas que possuíam mais de 12 anos de escolaridade em 2019 e o segundo com para as que possuíam menos de 12 anos de escolaridade no mesmo ano, obtém-se os resultados dispostos na Tabela 4. Os grupos de tratamento e controle seguiram definidos de acordo com a frequência da criança à creche.

Em termos de participação na força de trabalho, não foi encontrado um efeito estatisticamente relevante associado à variável de interação (ATT). No entanto, em relação à ocupação verificou-se que, para as mulheres com menos de 12 anos de escolaridade, ter um filho frequentando a creche antes da pandemia afetou de forma negativa e estatisticamente relevante sua situação laboral.

Tabela 4: Diferenças-em-diferenças - Anos de escolaridade

	12 anos ou mais		Menos de 12 anos	
	PEA	Ocupação	PEA	Ocupação
ATT	-0.0413 (0.0475)	-0.00998 (0.0521)	-0.0518 (0.0364)	-0.0978*** (0.0348)
Tratamento	0.162*** (0.0336)	0.131*** (0.0368)	0.287*** (0.0258)	0.305*** (0.0246)
<i>Dummy</i> de ano	-0.0210 (0.0337)	-0.0385 (0.0369)	-0.0672*** (0.0199)	-0.0434** (0.0190)
Constante	0.727*** (0.0238)	0.682*** (0.0261)	0.406*** (0.0140)	0.293*** (0.0134)
Nº de observações	1,150	1,150	3,344	3,344
R-quadrado	0.033	0.022	0.065	0.069

Erros-padrão em parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Chamam a atenção, também, a diferença entre grupos de níveis distintos de escolaridade em termos de participação na PEA e ocupação do controle, representadas pela constante do modelo; e o fato da *dummy* de ano ter se mostrado estatisticamente significativa apenas entre as mulheres menos escolarizadas, o que nos fornece um indicativo de que aquelas com nível de escolaridade mais alto conseguiram se adaptar mais facilmente à situação pandêmica. Em particular, a possibilidade de exercer o trabalho de forma remota tende a ser mais elevada em profissões que requerem níveis mais altos de escolaridade.

5.2.2 Pela idade da criança

O mesmo procedimento foi realizado para grupos de mulheres cujos filhos possuíam menos de 2 anos de idade e mais de 2 anos de idade. A Tabela 5 apresenta os resultados. O intuito é verificar se bebês menores, e portanto mais dependentes do cuidado materno, acabaram por infligir maior penalidade laboral a suas mães na ausência das creches do que crianças de 2 ou 3 anos de idade.

Tal hipótese não foi verificada na amostra, uma vez que o efeito da interação não apresentou significância estatística para ambos os grupos, tanto em termos de participação na PEA como de ocupação. Por outro lado, pode-se observar pela *dummy* de ano negativa e estatisticamente relevante para o primeiro grupo que as mulheres com filhos mais novos, em média, foram mais afetadas no mercado de trabalho.

Tabela 5: Diferenças-em-diferenças - Idade da criança

	Menos de 2 anos		2 anos ou mais	
	PEA	Ocupação	PEA	Ocupação
ATT	-0.000346 (0.0380)	-0.0472 (0.0382)	-0.0632 (0.0618)	-0.0820 (0.0609)
Tratamento	0.256*** (0.0269)	0.295*** (0.0270)	0.410*** (0.0437)	0.411*** (0.0431)
Dummy de ano	-0.0992*** (0.0272)	-0.0585** (0.0273)	-0.0283 (0.0234)	-0.0307 (0.0231)
Constante	0.488*** (0.0192)	0.358*** (0.0193)	0.456*** (0.0166)	0.378*** (0.0163)
Nº de observações	2,516	2,516	1,978	1,978
R-quadrado	0.077	0.082	0.072	0.072

Erros-padrão em parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.2.3 Por região de residência

A terceira heterogeneidade investigada foi relativa à zona de residência da mulher. Como se pode observar na Tabela 6, a interação entre ter um filho que frequentava a creche e residir em zona urbana teve um impacto significativo e negativo sobre a ocupação feminina, mas o mesmo não ocorreu em regiões rurais. Este resultado aponta não apenas para a diferença de restrições verificadas entre zonas urbanas, geralmente mais densas, e zonas rurais, mas também para a menor disponibilidade de creches nestas localidades.

De todo modo, a *dummy* de ano mostrou-se significativa e negativa também na zona rural, indicando que em 2020 ambas as regiões foram afetadas em termos de situação ocupacional. Adicionalmente, os valores significativos associados à variável de tratamento e a constante apontam para a maior taxa de participação na força de trabalho entre as

mulheres com filhos na região urbana, especialmente entre aquelas que possuíam filhos na creche.

Tabela 6: Diferenças-em-diferenças - Região de residência

	Região urbana		Região rural	
	PEA	Ocupação	PEA	Ocupação
ATT	-0.0441 (0.0334)	-0.0792** (0.0340)	-0.00170 (0.0690)	0.00677 (0.0662)
Tratamento	0.277*** (0.0236)	0.308*** (0.0241)	0.198*** (0.0488)	0.182*** (0.0468)
<i>Dummy</i> de ano	-0.0624*** (0.0212)	-0.0392* (0.0216)	-0.0491 (0.0309)	-0.0491* (0.0297)
Constante	0.528*** (0.0150)	0.405*** (0.0153)	0.344*** (0.0219)	0.293*** (0.0210)
N ^o de observações	3,322	3,322	1,172	1,172
R-quadrado	0.072	0.076	0.030	0.029

Erros-padrão em parênteses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6 Conclusão

O artigo buscou estimar o impacto do fechamento das creches sobre o mercado de trabalho feminino. Embora as unidades educacionais tenham sido fechadas em todo o território nacional, o fato de a etapa escolar da creche ser não-obrigatória de acordo com a legislação brasileira torna possível a separação de grupos de tratamento e controle: mães cujos filhos frequentavam a creche antes da pandemia foram diretamente afetadas por seu fechamento, pertencendo assim ao grupo de tratamento; mães cujos filhos não frequentavam a creche já possuíam algum tipo de arranjo para fornecer cuidado à criança, não sendo diretamente impactadas pela ausência de creches, configurando um grupo de controle.

A partir dessa definição de tratamento, foi construído um painel para os anos de 2019 e 2020 identificando mulheres com filhos de 0 a 3 anos, e sua frequência ou não à creche, em ambos os anos. Utilizou-se uma combinação dos métodos de *propensity score matching* e diferenças-em-diferenças para estimar o efeito do fechamento das creches sobre a participação na força de trabalho e a ocupação dessas mães.

Os resultados demonstram que, ao se restringir a comparação às mulheres do grupo de controle mais parecidas às do tratamento em suas características observáveis - resultado da aplicação do *matching* - não foram encontrados efeitos significativos do fechamento das creches sobre as variáveis de resultado. Acredita-se que a realização do *matching* acaba por selecionar as mães que em média trabalhavam mais, uma vez que aproxima as características de escolaridade e renda familiar entre os grupos, de modo que foram

mantidas na amostra as mulheres em situação de menor vulnerabilidade econômica e, portanto, com menos propensão a serem afetadas em termos laborais. Outra explicação possível, já encontrada na literatura econômica, é a de menor elasticidade na participação laboral feminina mediante disponibilidade de arranjos alternativos de cuidado, tais como a existência de parentes que pudessem tomar conta das crianças na ausência das creches.

Adicionalmente, foram investigados efeitos heterogêneos associados ao fechamento das creches. Foram definidos grupos de acordo com nível de escolaridade, divididos entre mulheres com 12 ou mais anos de estudo ou menos de 12 anos de estudo; de acordo com a idade da criança, separando entre mães cujos filhos possuíam menos de 2 anos de idade ou 2 ou mais anos de idade; e de acordo com a zona de residência, rural ou urbana. Encontramos que mulheres menos escolarizadas e residentes na zona urbana experimentaram maior penalidade no mercado de trabalho associada à ausência das creches.

Por fim, cabe ressaltar que a análise aqui empreendida trata dos efeitos de curto prazo da pandemia de Covid-19, uma vez que considera dados referentes ao segundo trimestre de 2020. Uma possível extensão do artigo incorporaria informações do módulo anual de Educação de 2021 da PNADc, o qual até a presente data não foi divulgado.

Referências

- A. Adams-Prassl, T. Boneva, M. Golin, and C. Rauh. Inequality in the impact of the coronavirus shock: Evidence from real time surveys. *Journal of Public economics*, 189: 104245, 2020.
- L. Addati, N. Cassirer, and K. Gilchrist. *Maternity and paternity at work: Law and practice across the world*. International Labour Office, 2014.
- T. Alon, M. Doepke, J. Olmstead-Rumsey, and M. Tertilt. The impact of the coronavirus pandemic on gender equality. *Covid Economics Vetted and Real-Time Papers*, 4:62–85, 2020.
- H. P. de Melo and L. Morandi. A divisão sexual do trabalho no contexto da pandemia. *Revista Trabalho Necessário*, 19(38):105–125, 2021.
- M. S. Fabrizio, D. B. Gomes, and M. M. M. Tavares. *Covid-19 she-cession: The employment penalty of taking care of young children*. International Monetary Fund, 2021.
- A. Gassman-Pines, E. O. Ananat, and J. Fitz-Henley. Covid-19 and parent-child psychological well-being. *Pediatrics*, 146(4), 2020.
- I. I. IBGE. Pesquisa nacional por amostra de domicílios contínua. *Rio de Janeiro: IBGE-Coordenação de Trabalho e Rendimento*, 2020.
- H. Kleven, C. Landais, and J. E. Søgaaard. Children and gender inequality: Evidence from denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4):181–209, 2019.
- S. M. Levy and N. Menezes Filho. The impact of the covid emergency aid transfers on female labor supply in brazil. *Available at SSRN 4139023*, 2022.
- U. ONU Mulheres. Covid-19 and the care economy: Immediate action and structural transformation for a gender-responsive recovery. *Policy Brief*, 16(16), 2020.
- M. D. Fitzpatrick. Preschoolers enrolled and mothers at work? The effects of universal prekindergarten. *Journal of Labor Economics*, v. 28, n. 1, p. 51-85, 2010.
- Fundação Maria Cecília Souto Vidigal (FMCSV). Primeiríssima Infância – Interações na Pandemia: Comportamentos de pais e cuidadores de crianças de 0 a 3 anos em tempos de Covid-19. *FMCSV*, 2021.
- T. Havnes e M. Mogstad. No child left behind: Subsidized child care and children’s long-run outcomes. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 3, n. 2, p. 97-129, 2011.
- J. Roth & P. H. C. Sant’Anna & A. Bilinski & J. Poe. ”What’s Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature”. *Papers 2201.01194*, arXiv.org, Jan 2022.
- J. Feijó, V. Pinho Neto e L. Cardoso. Maternidade e Participação Feminina no Mercado de Trabalho. *Working Paper*, FGV/IBRE, 2022. Acesso preliminar disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/maternidade-e-participacao-feminina-no-mercado-de-trabalho>.