

Maternidade, participação no mercado de trabalho e informalidade: um estudo de impacto para o período 2012-2019

Isabela Fernandes Matos Lima ^{*} Daniela Verzola Vaz [†] Solange Ledi Gonçalves [‡]

Resumo

A penalidade pela maternidade corresponde aos diferenciais salariais entre mulheres que compartilham características pessoais e profissionais semelhantes, mas que diferem apenas pela presença ou ausência de um filho. Com base nisso, o objetivo deste artigo é verificar se as mulheres brasileiras sofrem uma penalidade em termos de condição e posição de ocupação no mercado de trabalho brasileiro após o nascimento do primeiro filho por meio dos microdados da PNAD Contínua (PNADC/IBGE) entre os anos de 2012 e 2019. Para isso, é adotada a combinação entre o Propensity Score Matching (PSM) e o método de Diferença em Diferenças (DiD) com ajuste de tratamento escalonado. Os resultados confirmam que a proporção de mulheres inativas atinge maiores níveis e a proporção de ocupadas no setor formal, menores níveis após o nascimento do primeiro filho. No entanto, o nascimento do primeiro filho não apresenta nenhum efeito sobre a condição ou posição na ocupação dos homens no mercado de trabalho.

Palavras-chave: Penalidade pela maternidade; Primeiro filho; Mercado de Trabalho.

Abstract

The child penalty corresponds to salary differentials between women who share similar personal and professional characteristics but differ only by the presence or absence of a child. Using microdata from the PNAD Contínua (PNADC/IBGE) between 2012 and 2019, our objective is to verify if Brazilian women suffer a penalty in terms of condition and occupation position in the labor market after the birth of their first child. To this, we adopt a combination of the Propensity Score Matching (PSM) and the Difference in Differences (DiD) method with staggered treatment adjustment. The results show the proportion of inactive women reaches higher levels and the proportion of mothers employed in the formal reaches lower levels after the first child is born. However, there is no effect of the birth of the first child on the condition or occupational position of men in the labor market.

Key words: Child penalty. First son. Labor market.

Área 13 - Economia do trabalho.

Classificação JEL: J13, J16, J46

^{*}Doutoranda em Economia pela Universidade de São Paulo

[†]Professora adjunta da Universidade Federal de São Paulo.

[‡]Professora adjunta da Universidade Federal de São Paulo.

1 Introdução

A entrada das mulheres na força de trabalho em países de alta renda tem sido um dos desenvolvimentos econômicos e sociais mais transformadores e, por isso, a medição das desigualdades de gênero é uma discussão central (KUZIEMKO et al., 2018). Segundo Kleven, Landais e Sjøgaard (2018), em países com altas taxas de participação feminina no mercado de trabalho, como a Dinamarca (80%), a maior parte da desigualdade de gênero é derivada do nascimento de crianças (KLEVEN; LANDAIS; SØGAARD, 2018). Nesse país, as mulheres e os homens evoluem em seus ganhos paralelamente até o nascimento do primeiro filho, mas após esse advento, divergem acentuadamente. As mesmas conclusões são tiradas com relação à Suécia¹, Alemanha, Áustria, EUA, Reino Unido (KLEVEN et al., 2019) e Chile (BERNIELL et al., 2019). Após o nascimento do primeiro filho, as mulheres enfrentam um período de penalidade pela maternidade, já que começam a ficar para trás em termos de ganhos e posição ocupacional, além de mudarem para empresas mais “familiares” e que permitem trabalho de meio período (CHUNG et al., 2017; KLEVEN; LANDAIS; SØGAARD, 2018). As mulheres apresentam diminuição grande e persistente nos ganhos imediatamente após o nascimento do primeiro filho, sendo que dez anos após esse evento, os ganhos não se recuperam (KLEVEN; LANDAIS; SØGAARD, 2018; KLEVEN et al., 2019).

O objetivo deste trabalho é verificar se as mulheres brasileiras, comparadas aos homens, sofrem uma penalidade no mercado de trabalho após o nascimento do primeiro filho. Empregando os dados longitudinais trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) entre os anos de 2012 e 2019, pretende-se analisar quais são as penalidades em termos de condição e posição ocupacionais. Em última instância, essa penalidade é diferente entre homens e mulheres?

Para analisar o impacto da maternidade, sobretudo, na ocupação dos indivíduos, é adotada uma combinação entre o Propensity Score Matching (PSM) com técnica de reponderação e o método de Diferença em Diferenças (DiD) com ajuste de tratamento escalonado. O PSM é utilizado para tratar a endogeneidade da própria seleção. Após o pareamento, os impactos das crianças são aferidos por meio do método de DiD, que considera um grupo de controle (os que não tiveram filhos) em contraste com um grupo de tratamento (os que tiveram filhos) para contabilizar e comparar a tendência de ocupação dos grupos.

Já que a coleta dos dados do painel da pesquisa contempla o período de pouco mais de um ano, é possível acompanhar o indivíduo um período antes do nascimento do primeiro filho e algum(uns) período(s) após, sendo possível verificar a inserção no mercado de trabalho alguns meses após o nascimento da criança, inclusive após o período de licença-maternidade, em alguns casos.

Os resultados confirmam a evidência de uma penalidade pela maternidade para as mulheres brasileiras. Diferentemente dos homens, após o evento do nascimento do primeiro filho, as mulheres começam a ficar para trás em termos de posição e condição ocupacional. Isto é, após o evento existe um efeito positivo sobre a proporção de mulheres inativas e negativo na proporção de mulheres ocupadas no setor formal, sendo esse último significativo para as mulheres com mais de 11 anos de estudo. Essas evidências também são verificadas quando a amostra é composta apenas por mulheres que estavam de licença-maternidade durante o período.

Este trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução. Primeiramente, será apresentada uma seção de metodologia e tratamento de dados, subdividida em base de dados, metodologia e estatísticas descritivas. Em seguida, apresentam-se os principais resultados da estimação, acompanhados dos impactos heterogêneos observados e dos testes de robustez. A última seção aborda as conclusões do trabalho.

¹Único país em que o nascimento esteve associado a um pequeno efeito de curto prazo sobre os homens, entre o período de 1997 e 2011. Essa pequena diminuição nos ganhos dos pais pode estar relacionada com a “licença parental” do país (KLEVEN et al., 2019), que é de 480 dias quando uma criança nasce ou é adotada. O período é destinado a um ou ambos os pais e esses dias podem ser usufruídos separadamente, seguindo a obrigatoriedade de sessenta dias no nascimento e o restante a ser decidido entre o casal sobre quem será o beneficiado (SILVA, 2016).

2 Metodologia e tratamento de dados

2.1 Base de dados e recorte amostral

A pesquisa emprega os dados longitudinais da PNAD Contínua entre os anos de 2012 e 2019. Idealizada em 2006, mas com dados coletados somente a partir de 2012, a PNAD Contínua produz informações conjunturais, estruturais e especiais separadas em grupos mensais, trimestrais e anuais de variáveis. As informações de interesse para esta pesquisa são as trimestrais, que trazem indicadores detalhados relacionados à força de trabalho.

O público alvo da PNAD Contínua são os moradores dos domicílios particulares permanentes do país, que são entrevistados de acordo com um esquema de rotação 1-2(5). Cada domicílio é entrevistado um mês e sai da amostra por dois meses seguidos, sendo essa sequência repetida cinco vezes.

A amostra é restrita aos indivíduos em idade fértil ativa - maiores de 16 anos e menores de 49 anos -, que tenham respondido ao menos a duas entrevistas (a primeira e mais alguma subsequente) e, por último, que não tenham declarado filhos na primeira entrevista e nem passado a declará-los na quinta entrevista².

A primeira entrevista do indivíduo é necessária para a composição do grupo de tratamento da análise. O grupo de tratamento é formado por indivíduos que na primeira entrevista não declararam ter filhos, mas na segunda, terceira ou quarta entrevistas o fizeram. Essa estrutura determina uma variabilidade em relação à entrevista em que a mulher teve filho e saiu do grupo de controle para o grupo de tratamento. O objetivo da especificação do grupo é captar ao menos uma entrevista na qual os indivíduos ainda não tinham filhos, para considerar a condição de ocupação deles antes do evento. Em geral, os indivíduos são observados na janela entre um trimestre antes de terem seu primeiro filho e no máximo quatro trimestres após, considerando o período de pouco mais de um ano de coleta dos dados do painel da pesquisa.

O grupo de controle, então, é formado por indivíduos que não tiveram filhos em nenhuma das entrevistas.

2.2 Metodologia

A estratégia de identificação baseia-se na combinação entre o Propensity Score Matching (PSM) com técnica de reponderação - para tratar a endogeneidade da própria seleção - e o método de Diferença em Diferenças (DiD) com ajuste de tratamento escalonado.

2.2.1 Diferença em Diferenças (DiD)

Diferença em Diferenças (DiD) é um dos métodos mais populares para estimar efeitos causais em ambientes não experimentais. Em seu formato canônico, existem dois períodos de tempo e dois grupos. O primeiro período é representado pelo tempo antes do tratamento, e o segundo período, após o tratamento. Os dois grupos são, portanto, representados por unidades tratadas e controles. A metodologia DiD utiliza um processo de dupla subtração que avalia em um primeiro momento para o grupo de tratamento e o grupo de controle a diferença das médias da variável de resultado entre os períodos e , em seguida, a diferença da primeira diferença entre esses grupos (BECKER; CALIENDO, 2007; VILLA, 2016).

Considere um modelo no qual existem dois períodos de tempo, $t = 1, 2$. As unidades i da população tratada ($D_i = 1$) recebem o tratamento entre os períodos $t = 1$ e $t = 2$, enquanto as unidades não tratadas ($D_i = 0$) permanecem sem tratamento em ambos os períodos de tempo. O interesse, então, é observar um resultado Y_{it} dado um status de tratamento D_i para um painel de unidades, $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, 2$.

Em uma estrutura de resultados potenciais, $Y_{it}(0)$ é o resultado potencial da unidade i no período t se i pertencer ao grupo de não tratados em ambos os períodos. $Y_{it}(1)$ denota o resultado potencial da unidade

²A declaração de bebê na primeira ou na quinta entrevista não é interessante, visto que são casos típicos de censura.

i no período t se i não for tratado no primeiro período, mas exposto ao tratamento no segundo período.

Na versão canônica, a validação para o uso do método consiste na confirmação da chamada hipótese de tendências paralelas. Para isso, é necessário que os resultados médios para os grupos de tratados e controles, na ausência de tratamento, sigam caminhos paralelos ao longo do tempo. A partir dessa hipótese, pode-se estimar o efeito médio do tratamento para a subpopulação tratada (ATT) ao comparar a mudança média nos resultados experimentados pelo grupo tratado com a mudança média nos resultados experimentados pelo grupo de controle (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021):

$$\tau_2 = E[Y_{i2}(1) - Y_{i2}(0)|D_i = 1] \quad (1)$$

Atualmente, o método vem passando por algumas modificações e essa rápida evolução em seu aprimoramento está atrelada ao relaxamento de alguns componentes da configuração canônica.

Um dos avanços do método se concentra no uso de múltiplos períodos e variação no tempo de tratamento. Para Baker, Larcker e Wang (2022), esses projetos de DiD escalonados têm sido vistos como vantajosos e robustos, já que incluir vários períodos de tratamento alivia as preocupações de que os efeitos observados do tratamento sejam impulsionados por tendências contemporâneas.

O tempo de tratamento na extensão escalonada é representado por T períodos indexados em $t=(1, \dots, T)$, podendo as unidades receber o tratamento em qualquer um deles. Conforme mostrado em Goodman-Bacon (2018), o tempo de tratamento varia, e o estimador de efeito fixo usual torna-se uma média ponderada de todos os pares possíveis do estimador DiD subjacente. D_{it} é um indicador para saber se a unidade i recebeu tratamento no período t , e $G_i = \min \{t : D_{it} = 1\}$ o primeiro período em que a unidade i recebeu tratamento. Se i nunca foi tratada durante a amostragem, então $G_i = \infty$.

Denotando $\mathbf{0}_s$ e $\mathbf{1}_s$ como vetores dimensionais de zeros e uns, os resultados potenciais da unidade i no período t se ela foi tratada pela primeira vez no tempo g é: $Y_{it}(\mathbf{0}_{g-1}, \mathbf{1}_{T-g+1})$. O resultado potencial nunca tratado é dado por $Y_{it}(\mathbf{0}_T)$.

A primeira suposição da adoção escalonada (irreversibilidade do tratamento) implica que, uma vez que o indivíduo participe do tratamento, ele permanece no grupo de tratados no restante dos períodos. Em outras palavras, seria o caso em que as unidades não “esquecem” sua experiência de tratamento (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021).

Então, todo o caminho dos resultados potenciais é resumido pela primeira data de tratamento (g), assim, $Y_{it}(g) = Y_{it}(\mathbf{0}_{g-1}, \mathbf{1}_{T-g+1})$ e $Y_{it}(\infty) = Y_{it}(\mathbf{0}_t)$.

A segunda suposição implica o acesso aos dados do painel (amostragem aleatória). Isso significa que o modelo permite que resultados potenciais sejam aleatórios. A suposição, logo, impõe que cada unidade i seja sorteada aleatoriamente de uma grande população de interesse (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021).

Da mesma forma que na estratégia tradicional, a suposição chave de identificação na estrutura escalonada é que o resultado médio entre as populações tratadas e controles sigam tendências paralelas na ausência de tratamento. Segundo Roth et al. (2022), a extensão mais simples da suposição de tendências paralelas para o caso escalonado requer que a versão de dois grupos e dois períodos de tendências paralelas seja válida para todas as combinações de períodos e todas as combinações de “grupos” tratados em momentos diferentes.

Para todo $t \neq t'$ e $g \neq g'$:

$$E[Y_{it}(\infty) - Y_{it'}|G_i = g] = E[Y_{it}(\infty) - Y_{it'}|G_i = g'] \quad (2)$$

A suposição de não antecipação do modelo canônico também se estende ao caso escalonado. Intuitivamente, a suposição impõe que se uma unidade não for tratada no período t , seu resultado não

depende de qual período de tempo ela será tratada no futuro.

Para todo $t < g$:

$$Y_{ig}(g) = Y_{it}(\infty) \quad (3)$$

Como visto acima, a estimativa da especificação do modelo canônico corresponde ao ATT sob a suposição de tendências paralelas. No entanto, um dos focos da literatura recente tem sido analisar se o estimador *two way fixed effects* (TWFE) possui uma interpretação causal intuitiva semelhante para se estimar o efeito médio do tratamento nesses casos de tempo escalonado. Alguns autores (CHAISEMARTIN; D’HAULTFOEUILLE, 2021; GOODMAN-BACON, 2021) introduziram abordagens diagnósticas para entender a extensão dos problemas de agregação em tempos de tratamento escalonados, com foco na especificação estática do TWFE.

Em suma, a literatura tem mostrado que a estimativa de TWFE no cenário escalonado muitas vezes não corresponde a um parâmetro de efeito causal bem definido, mesmo considerando tendências paralelas e não antecipação descritas acima. Vários artigos recentes propuseram estimadores alternativos para analisar o tratamento de forma escalonada, vide Quadro 1.

Callaway e Sant’Anna (2021)	Consideram um relaxamento da suposição de tendências paralelas, em que a suposição é apenas condicional a covariáveis. Isto é, em vez de assumir que todos os grupos têm a mesma trajetória em relação aos resultados nunca tratados, exigem que grupos com o mesmo valor de algumas covariáveis invariantes no tempo tenham a mesma trajetória dos resultados nunca tratados. Sob as suposições de tendências paralelas e sem antecipação, identifica-se o ATT. Especificamente, eles consideram duas opções para o primeiro período em que a unidade recebeu tratamento: (i) unidades nunca tratadas e (ii) unidades ainda não tratadas.
Sun e Abraham (2021)	Estimador com parâmetros idênticos ao de Callaway e Sant’Anna (2021), mas usam as últimas unidades a serem tratadas como comparação, em vez das unidades ainda não tratadas. Além disso, os autores não propõem tendências paralelas condicionais.
Gardner (2021)	Estima uma média ponderada convexa do ATT sob tendências paralelas e sem antecipação, embora os pesos sejam determinados pelo número de unidades tratadas e variação de tratamento dentro de cada evento empilhado.
Borusyak, Jaravel e Spiess (2021)	Chamado de estimador de imputação. Eles ajustam uma regressão <i>TWFE</i> usando observações apenas para unidades e períodos de tempo que ainda não foram tratados e inferem o resultado potencial nunca tratado para cada unidade usando o valor previsto dessa regressão. Isso fornece uma estimativa do efeito do tratamento para cada unidade, que pode ser agregada para formar parâmetros como o $ATT(g^*, t)$. O estimador, portanto, usa o resultado médio do pré-tratamento em todos os períodos antes do período g^* , em vez do resultado no período $g^* - 1$ apenas. A validade do estimador requer tendências paralelas para todos os períodos.
Chaisemartin e D’Haultfoeuille (2021)	Não exigem que o tratamento seja um <i>absorbing treatment</i> (adoção escalonada), podendo incluir tratamentos que são transitórios. Assim, seus estimadores comparam os resultados de unidades cujo status de tratamento mudou com os de outras unidades cujo status de tratamento permaneceu constante nos mesmos períodos. Essa abordagem produz um efeito causal interpretável sob generalizações da suposição de tendências paralelas e uma suposição de “no carryover”, que impõe que os resultados potenciais dependem apenas do status atual do tratamento e não dos históricos completos de tratamento (ROTH et al., 2022).

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 1: Alguns estimadores para o tempo escalonado

À luz dessa literatura recente e crescente sobre a adoção escalonada (CALLAWAY; SANT’ANNA, 2021; CHAISEMARTIN; D’HAULTFOEUILLE, 2021; BORUSYAK; JARAVEL; SPIESS, 2021; GOODMAN-BACON, 2018), a presente pesquisa emprega o procedimento alternativo proposto por Callaway e Sant’Anna (2021).

Intuitivamente, sob as suposições de tendências paralelas e sem antecipação, os autores identificam $ATT(g, t)$ comparando a mudança esperada no resultado para a coorte g entre os períodos $g - 1$ e t para um grupo controle ainda não tratado no período t

$$ATT(g, t) = E[Y_{it} - Y_{i,g-1} | G_i = g] - E[Y_{it} - Y_{i,g-1} | G_i = g'] \quad (4)$$

Para qualquer $g' > t$

Como isso vale para qualquer grupo de comparação, $g' > t$, também vale se calcularmos a média de algum conjunto de comparações \wp , de tal modo que $g' > t$ para todo $g' \in \wp$,

O $ATT(g, t)$ é estimado substituindo as esperanças por seus análogos de amostra,

$$\widehat{ATT}(g, t) = \frac{1}{N_g} \sum_{i:G_i=g} [Y_{it} - Y_{i,g-1}] - \frac{1}{N_{\wp}} \sum_{i:G_i \in \wp} [Y_{it} - Y_{i,g-1}] \quad (5)$$

Especificamente, Callaway e Sant'Anna (2021) consideram duas opções para \wp . A primeira usa apenas unidades nunca tratadas ($\wp = \infty$) e a segunda usa todas as unidades ainda não tratadas ($\wp = g' : g' > t$).

O método se estende facilmente para estimar qualquer média ponderada do $ATT(g, t)$, como, por exemplo, um parâmetro de “estudo de evento” que fornece a média ponderada do efeito do tratamento l períodos após a adoção em diferentes coortes,

$$ATT_l^\omega = \sum_g \omega_g ATT(g, g + l) \quad (6)$$

Os pesos ω_g podem ser escolhidos para ponderar diferentes coortes igualmente, ou em termos de suas frequências relativas na população tratada (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021).

Essa abordagem alternativa tem duas vantagens principais sobre as regressões TWFE estáticas ou dinâmicas padrão. A primeira é que as especificações não fazem “*forbidden comparisons*” mesmo sob heterogeneidade arbitrária de efeitos do tratamento. A segunda é que torna transparente exatamente quais unidades estão sendo usadas como grupo de controle para inferir os resultados potenciais não observados.

Por fim, cabe notar que o estimador de Callaway e Sant'Anna (2021) relaxa a suposição de tendências paralelas, tornando-a condicional a algumas covariáveis invariantes no tempo. Neste trabalho, as covariáveis adotadas foram idade, anos de escolaridade, número de moradores no domicílio, UF, situação do domicílio (se rural ou urbano) e condição no domicílio (se pessoa de referência ou cônjuge).

2.2.2 Pareamento

Para a aplicação do método de diferenças em diferenças (DiD) escalonado utilizando o estimador de Callaway e Sant'Anna (2021), os grupos de tratado e controle não necessariamente precisam ser iguais, mas as diferenças entre eles precisam ser invariantes no tempo. Como a decisão de ter um filho é endógena, ou seja, depende de vários fatores e não só dos fatores que não variam ao longo do tempo, as estimativas do efeito do tratamento seriam enviesadas. Isto é, o impacto encontrado poderia ser devido a diferenças das características entre os grupos e não exatamente por conta da presença do filho.

Na tentativa de minimizar esse problema potencial, é utilizado o método de reponderação por escore de propensão (Propensity Score Matching - PSM). Utiliza-se o PSM para reponderar o grupo de controle na tentativa de torná-lo o mais parecido possível com o grupo de tratamento. Nesse caso, a reponderação é

utilizada a fim de tornar o grupo de indivíduos que não tiveram filhos em nenhuma das entrevistas o mais semelhante possível aos que tiveram filhos em alguma das entrevistas selecionadas.

O escore de propensão é calculado para o período anterior à presença do filho no domicílio, ou seja, para a primeira entrevista do indivíduo e representa a probabilidade estimada, a partir de um modelo probit, de o indivíduo pertencer ao grupo de tratamento dado um conjunto de covariáveis observadas. Após uma série de testes, as covariáveis utilizadas foram idade, anos de escolaridade, número de moradores no domicílio, unidade federativa de residência, situação do domicílio (rural ou urbana) e condição no domicílio.

$$ps_i(Z_i) = Prob(T_i = 1 | \mathbf{Z}_i) = \Phi(\mathbf{Z}_i \delta) \quad (7)$$

em que Φ é a função acumulada da distribuição Normal e \mathbf{Z}_i são as características observáveis. O pareamento é realizado por meio do estimador de vizinhos mais próximos singular e com reposição.

A partir disso, a equação é ponderada por w :

$$w_{it} = T_{it} + (1 - T_{it}) \times ps_{it} \times (1 - ps_{it})^{-1} \quad (8)$$

Para o grupo de controle, quanto maior for o escore de propensão, maior será o peso. Para o grupo de tratados o peso é sempre igual a 1. Esse pareamento permite estimar o efeito do tratamento sobre os tratados (Average Treatment on Treated – ATT).

De acordo com os resultados dos testes de média das covariáveis para a amostra não pareada e pareada para ambos os grupos, antes do pareamento, é possível verificar que os grupos não eram muito parecidos quanto a suas características observáveis. Essa tendência se modifica após o pareamento.

2.3 Estatísticas descritivas

A Tabela 1, a seguir, apresenta as estatísticas descritivas para a amostra de 4.530 mulheres, sendo 2.265 que se tornaram mães em algum período da base, e que, portanto, fazem parte do grupo de tratamento. As mulheres do grupo de controle são as que não tiveram filhos no período.

Os dados correspondem à média de cada variável de interesse levando em consideração todas as entrevistas a que cada mulher respondeu durante o período, sendo 10.212 a soma de todas as observações das mulheres do grupo de tratamento e 9.490 do grupo de controle.

Tabela 1: Estatísticas descritivas para os grupos de tratamento e controle

	Tratamento		Controle	
	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
Idade	28,1892	7,3181	28,3982	7,6802
Cor ou raça				
Negro	0,5854	0,4927	0,5629	0,4960
Branco	0,4108	0,492	0,4349	0,4958
Nível de escolaridade				
Fundamental incompleto	0,2103	0,4075	0,1796	0,3838
Fundamental completo	0,2341	0,4234	0,2071	0,4052
Medio completo	0,3823	0,4860	0,4317	0,4953
Superior completo	0,1733	0,3785	0,1816	0,3855
Região				
Norte	0,1041	0,3054	0,1016	0,3021
Nordeste	0,3484	0,4765	0,3156	0,4648
Sudeste	0,3099	0,4625	0,3318	0,4709
Sul	0,1471	0,3542	0,1586	0,3654
Centro-Oeste	0,0905	0,287	0,0924	0,2896
Situação do domicílio				
Metropolitana	0,3163	0,465	0,3743	0,4840
Rural não metropolitana	0,1906	0,3928	0,1854	0,3886
Urbana não metropolitana	0,4931	0,491	0,4403	0,4964
Condição no domicílio				
Cônjuge	0,7237	0,4472	0,6500	0,4770
Chefe	0,2174	0,4125	0,2414	0,4279
Outros	0,0589	0,2355	0,1086	0,3111
Condição de atividade				
Inativa	0,4980	0,5000	0,2890	0,4533
Observações	10.212		9.490	

Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

Nota: A categoria "outros" é formada pelas mulheres que assumem a condição de filha, enteada, nora, mãe, sogra, neta, bisneta, irmã, avó, outro parente, agregada, convivente ou pensionista.

Comparando as características das mulheres dos grupos de tratamento e controle, percebe-se que a amostra é composta, em sua maioria, por mulheres negras³ em ambos os grupos. No entanto, a proporção de negras dentre as mulheres que tiveram filhos (58,54%) é maior que entre as que não tiveram (56,29%). Esse resultado é confirmado em estudos como o de Andrade e Cunha (2021), que utilizam os microdados da Pesquisa Nacional de Saúde do Brasil de 2013.

Em segunda instância, observa-se que as mulheres que não tiveram filhos possuem um nível de escolaridade maior. Isto é, a representatividade das mulheres com os níveis de ensino fundamental incompleto e completo é maior dentre as que são mães. Os níveis de ensino médio e superior completos, por outro lado, tem representatividade menor dentre as mães, comparada com a representatividade dentre as mulheres que não tiveram filhos. Por exemplo, 21,03% das mulheres que se tornaram mães no período da análise possuem ensino fundamental incompleto. Essa proporção é de 17,96% para as mulheres que não tiveram filhos. Já para as concluintes do ensino superior, as porcentagens são de 17,33% e 18,16%, respectivamente. Andrade e Cunha (2021) também encontraram um nível de escolaridade maior para as mulheres sem filhos. Além deles, estudos recentes associam o aumento da escolaridade e da participação feminina no mercado de trabalho

³As negras são compostas por mulheres que declararam serem pretas ou pardas e as brancas são as mulheres que no momento da entrevista, declararam serem brancas ou amarelas.

com o declínio da fecundidade no país (AMARAL; ALMEIDA; GONÇALVES, 2015) ou com o adiamento da maternidade (PAULO, 2013).

Em uma análise regional, constata-se uma maior representatividade das mulheres da amostra nas regiões Nordeste e Sudeste do país. No entanto, as mães estão mais concentradas no Nordeste (34,84%) e as mulheres que não possuem filhos, no Sudeste (33,18%). Além disso, as mulheres que não possuem filhos estão mais presentes nas regiões metropolitanas (37,43%) do que as mães (31,63%). Essas estatísticas também são corroboradas por Andrade e Cunha (2021), que com os dados de 2013 encontraram um contingente maior de mulheres sem filhos na região Sudeste.

No que tange à condição no domicílio, a porcentagem de mães que são cônjuges (72,37%) é maior comparado com o grupo de controle (65%). Consequentemente, a porcentagem de mães que são chefes de família é menor (21,74%). Segundo Madalozzo, Martins e Shiratori (2010), o casamento tende a aprofundar a divisão sexual do trabalho, visto que os homens assumem a maior parte das responsabilidades financeiras do domicílio e as mulheres, as responsabilidades pelos serviços domésticos e cuidado com a família.

Por fim, os resultados demonstram a discrepância na proporção de inativas entre os grupos de comparação. As taxas são de 49,80% e 28,90% para as mães e mulheres sem filhos, respectivamente. Em Guiginski e Wajnman (2019), os resultados também confirmam a maior propensão à inatividade das mulheres com filhos.

A Tabela 2, a seguir, mostra a condição de atividade e de ocupação das mulheres que se tornaram mães. As condições estão divididas entre mulheres que estão fora da força de trabalho (inativas) ou na força de trabalho (ativas). As mulheres na força de trabalho podem estar na condição de ocupadas ou desocupadas. As ocupadas estão, ainda, divididas entre as que estão no setor formal e as que são informais.

Tabela 2: Estatísticas descritivas segundo condição de atividade e de ocupação

	Antes do bebê		Após o bebê	
	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
Inativas	0,4521	0,4978	0,5295	0,4992
Ocupadas	0,5190	0,4997	0,4443	0,4969
Setor formal	0,3683	0,4824	0,3282	0,4696
Setor informal	0,1506	0,3577	0,1161	0,3204
desocupadas	0,0289	0,1676	0,0262	0,1597
Observações	4.128		6.084	

Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

Conforme se vê, a proporção de inativas aumenta entre os períodos anterior e posterior ao nascimento do primeiro filho. Se a proporção média de mulheres inativas era de 45,21% antes do bebê, após o nascimento sobe para 52,95%.

Por outro lado, a proporção de mulheres ativas diminui entre os períodos, tanto para as ocupadas no setor formal ⁴, de 36,83% para 32,82%, quanto para as ocupadas no setor informal, que diminui de 15,06% para 11,61%. A proporção de desocupadas não apresenta alteração expressiva.

⁴Utilizando como referência o trabalho de Corseuil, Reis e Brito (2015), a distinção entre setor formal e informal é baseada na relação trabalhista (para os empregados) e nas características da empresa (para os empresários). Foram classificadas como trabalhadoras formais as empregadas com carteira de trabalho assinada e as empresárias (trabalhadoras por conta própria e empregadoras) que continham um registro da empresa perante o Estado.

3 Resultados

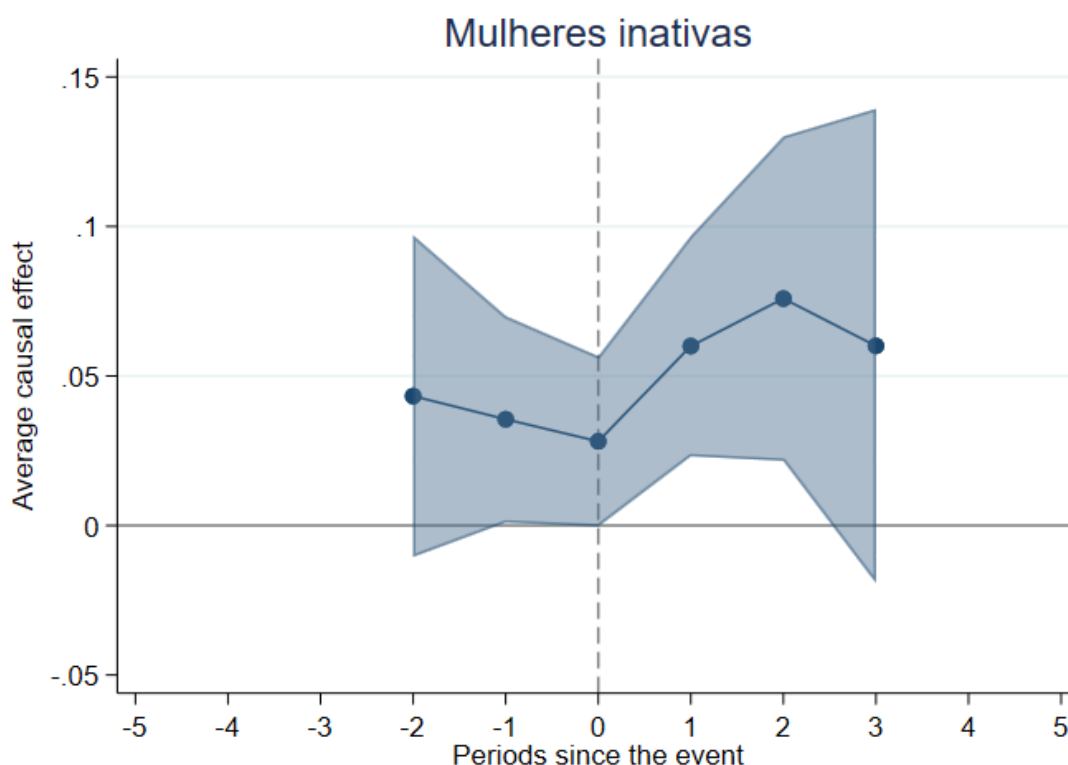
A presença de filhos é negativamente relacionada com a participação das mulheres no mercado de trabalho (ANGRIST; EVANS, 1998; SOUZA; NETO; QUEIROZ, 2011). O principal resultado deste artigo confirma essa penalidade na condição de atividade das mulheres que tiveram filhos no período entre 2012 e 2019.

O efeito não significativo antes do período de nascimento comprova que não existe um efeito na inatividade antes do evento de ter o filho. Esse efeito nulo não invalida a hipótese de tendências paralelas, primordial para a validade do método.

Conforme a Figura 1, a seguir, a proporção de mulheres inativas atinge maiores níveis após o nascimento do primeiro filho. No primeiro e segundo períodos após o evento, o aumento da inatividade é expressivo, mas no terceiro período há uma queda de inatividade, porém não significativa. Segundo Hecksher, Barbosa e Costa (2020), é explicado pelos próprios entrevistados que esse aumento na inatividade das mães a partir do nascimento do filho ocorre devido ao cuidado com a casa, com os filhos e outros parentes.

A queda de participação das mulheres no mercado de trabalho após o nascimento do primeiro filho também é observada em diversos países. No painel americano, com base em informações para o período entre 1968 e 2014, o declínio na participação feminina no mercado de trabalho após o nascimento foi de 25 a 40 p.p. (KUZIEMKO et al., 2018). No Reino Unido, entre 1991 e 2009, 87% das mulheres estavam trabalhando no ano anterior ao nascimento, diferentemente dos dados apresentados para o ano do nascimento, que exibiram um declínio de 40 p. p. no emprego. No Chile, ao tornarem-se mães entre 2004 e 2016, as mulheres experimentaram um declínio de 17-20% na participação laboral e cerca de 4-5% nas horas trabalhadas (BERNIELL et al., 2019).

Figura 1: Análise da proporção de mulheres inativas, antes e após o nascimento do primeiro filho, segundo o estimador de Callaway e Sant'Anna



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

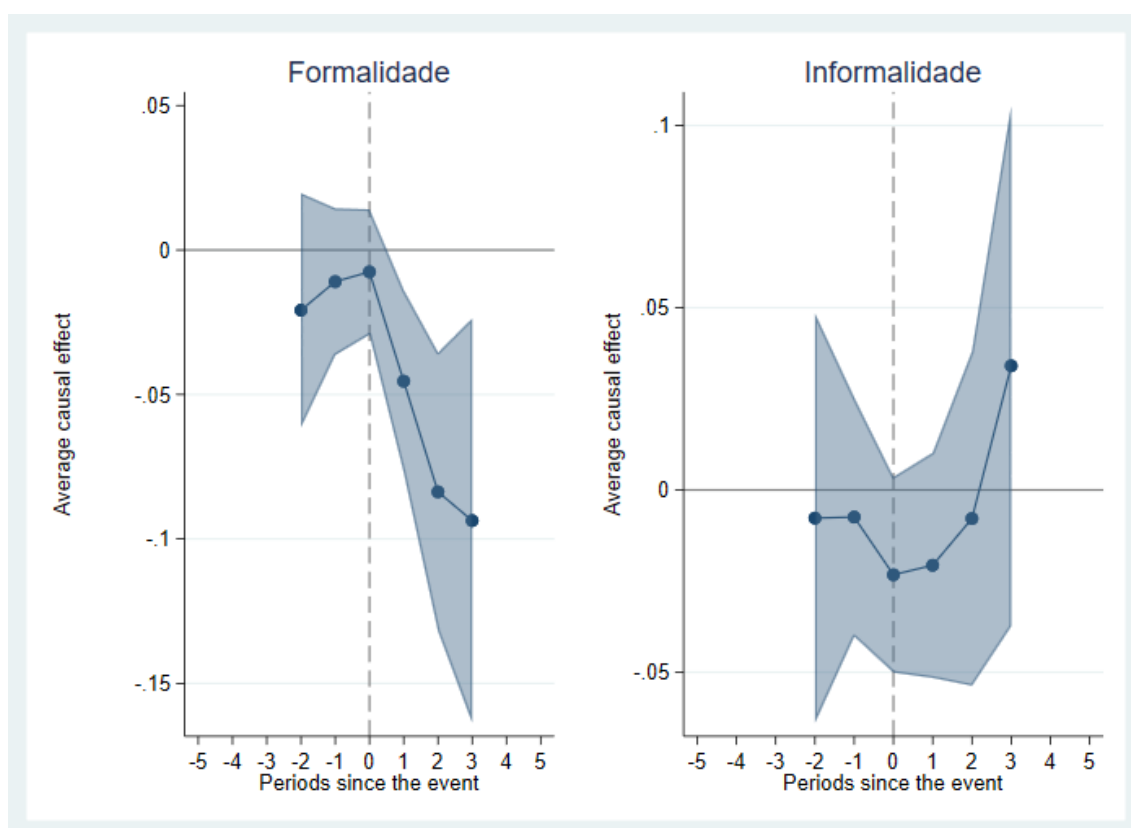
4 Heterogeneidade

Esta seção tem como objetivo analisar a participação das mulheres ocupadas nos setores formal e informal da economia brasileira após o nascimento do primeiro filho.

O primeiro gráfico da Figura 2 mostra um efeito nulo antes do nascimento do primeiro filho, mas um efeito significativamente negativo na proporção de ocupadas no setor formal após o evento. Assim, percebe-se uma diminuição grande na proporção de ocupadas no setor formal logo após o primeiro período depois do evento. Esse declínio persiste por todos os períodos após o nascimento.

O segundo gráfico é referente às ocupantes do setor informal. Não foram encontrados efeitos da maternidade na proporção de mulheres na informalidade nem antes, nem após o nascimento do primeiro filho.

Figura 2: Análise da proporção de mulheres ocupadas, antes e após o nascimento do primeiro filho, por setor de emprego, segundo o estimador de Callaway e Sant'Anna



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

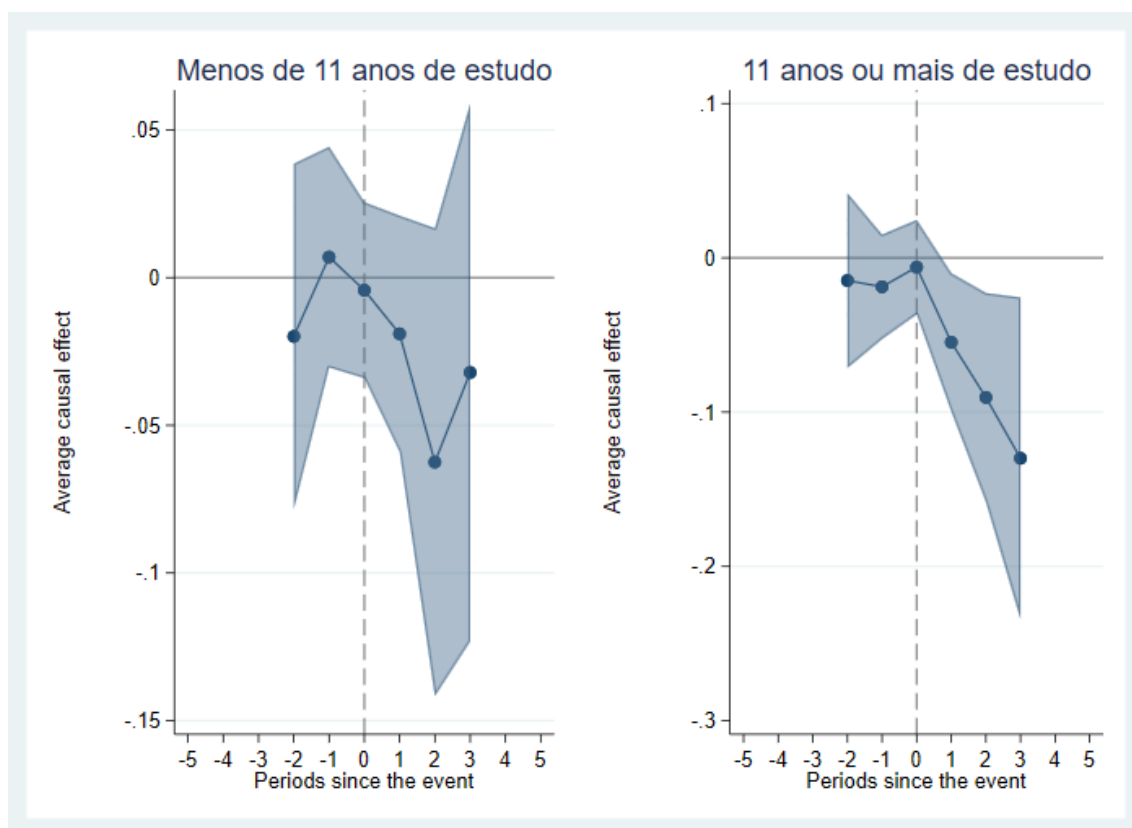
Na análise por nível de escolaridade encontram-se efeitos diferentes sobre a probabilidade de ocupação no setor formal a depender do nível de instrução das mulheres da amostra. A média de anos de escolaridade das mulheres da amostra é de 11 anos de estudo, por isso os 11 anos de estudo foram utilizados como ponto de corte.

De acordo com a Figura 3, após o nascimento do primeiro filho, nenhum efeito é encontrado sobre a proporção de ocupação no setor formal das mulheres com menos de 11 anos de estudo. Já para as mulheres com 11 anos ou mais de escolaridade, a proporção de ocupação na formalidade diminui bruscamente a cada período após o nascimento do primeiro filho. Isso mostra o quanto a penalidade pela maternidade no setor formal está atrelada às mulheres com níveis médio ou alto de escolaridade.

Embora haja divergências nos estudos, Binder, Krause e Anderson (2002) também não encontraram evidências de penalidade para as mães americanas com menor escolaridade no período entre 1968 e 1988,

diferentemente das mães com ensino médio ou superior completos, que ganhavam cerca de 10% a menos para cada filho. Evidências parecidas foram encontradas por England et al. (2016) com dados mais recentes (entre 1979 e 2010) - mulheres americanas com altas qualificações e altos salários sofreram as maiores penalidades salariais. Cools e Strøm (2016) identificaram que essas penalidades salariais são explicadas especialmente pela redução no capital humano e redução dos esforços direcionados ao trabalho remunerado.

Figura 3: Análise da proporção de mulheres ocupadas no setor formal antes e após o nascimento do primeiro filho, segundo o nível de escolaridade, por meio do estimador de Callaway e Sant'Anna



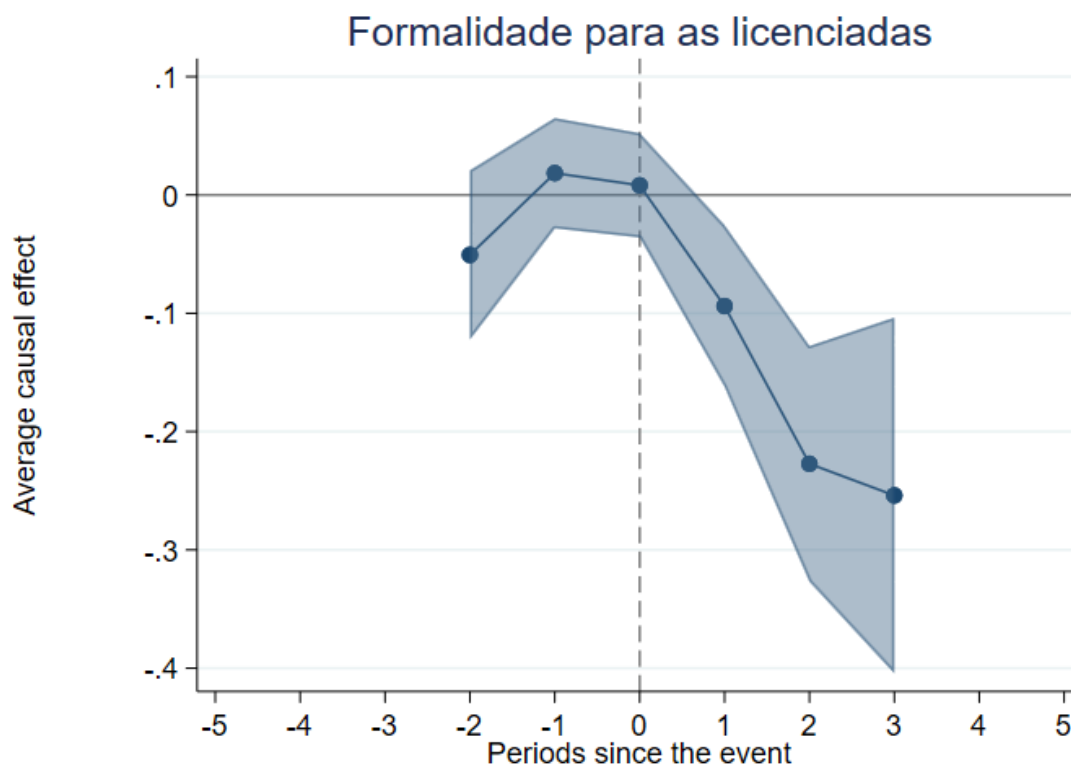
Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

A seguir, o impacto do nascimento do primeiro filho sobre a ocupação das mulheres é apresentado segundo a declaração de licença-maternidade. A base está restrita às mulheres que fazem parte do grupo de tratamento e declararam estar em licença-maternidade em alguma das entrevistas. O grupo de controle continua o mesmo, ou seja, as que nunca tiveram filhos.

A licença-maternidade é um benefício garantido por lei destinado às mulheres que tiveram ou terão filhos. Em princípio, todas as empresas brasileiras, sem distinção, são obrigadas a fornecer no mínimo 120 dias de licença-maternidade remunerada. No entanto, das 2.265 mulheres que fazem parte do grupo de tratamento, somente 586 declararam licença-maternidade. Dessas, a maioria está no setor formal.

Para as mulheres que declararam licença-maternidade, os resultados são insistentes em relação à tendência de declínio na proporção de mulheres ocupadas no setor formal após o evento da presença de um bebê. Essas evidências já foram verificadas por Machado e Neto (2016), que encontraram um aumento na probabilidade de emprego das mães no mercado de trabalho formal somente até o momento da licença, decaindo posteriormente.

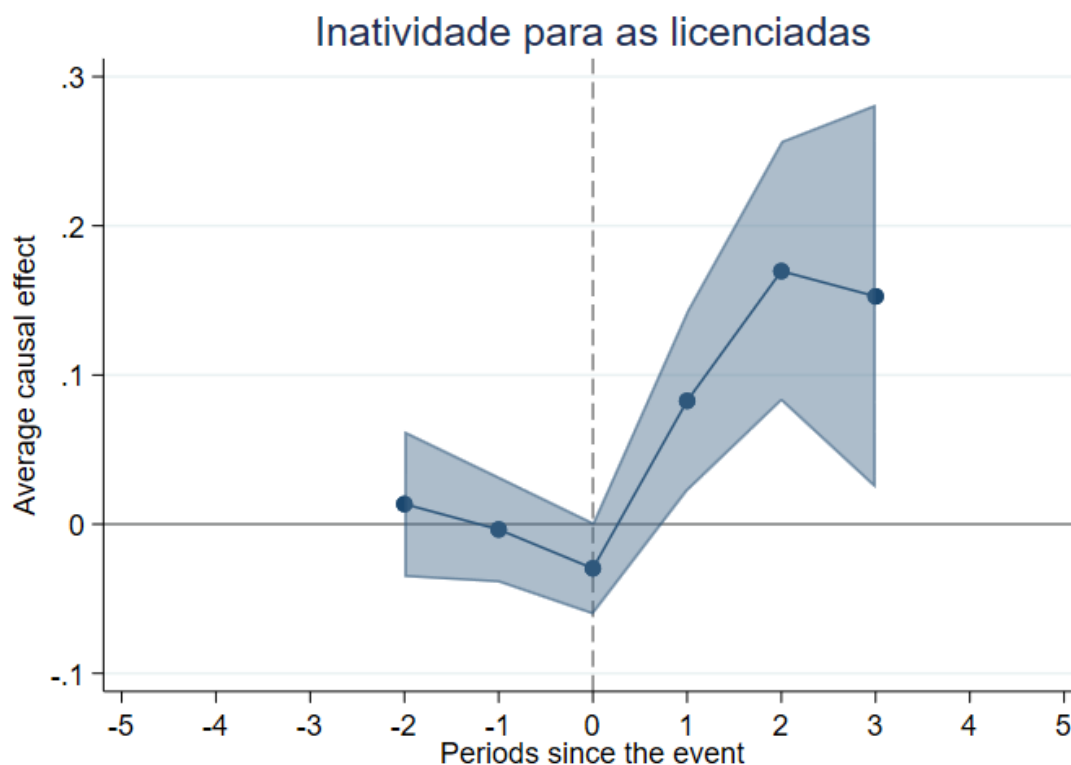
Figura 4: Análise da proporção de mulheres ocupadas no setor formal, antes e após o nascimento do primeiro filho, dentre as que estiveram em licença-maternidade, por meio do estimador de Callaway e Sant'Anna



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

Além de um declínio na taxa de participação dessas mulheres no setor formal, há também um aumento expressivo da inatividade após a presença do bebê no domicílio, conforme mostra a Figura 5. Machado e Neto (2016) também previram que a queda no emprego se inicia imediatamente após o período de licença-maternidade.

Figura 5: Análise da proporção de mulheres inativas, antes e após o nascimento do primeiro filho, dentre as que estiveram em licença-maternidade, por meio do estimador de Callaway e Sant'Anna



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

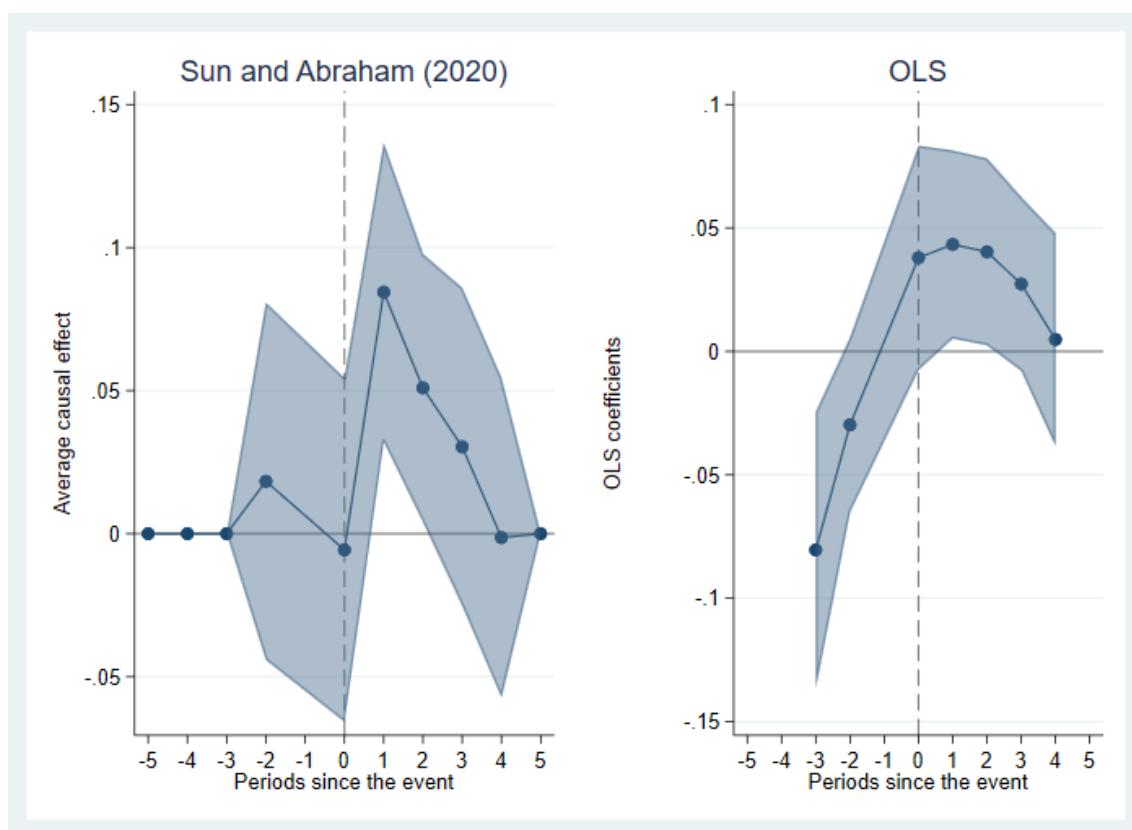
5 Robustez

Para verificar a robustez dos resultados, esta seção tem como objetivo realizar testes com base em outros tipos de estimadores.

Conforme mostra a Figura 6, para os estimadores de tempo escalonado (SUN; ABRAHAM, 2020) e regressão linear com vários níveis de efeitos fixos (OLS), os mesmos resultados são verificados, isto é, um aumento na proporção de mulheres inativas logo após o evento de nascimento do primeiro filho.

Cabe lembrar que o estimador de Sun e Abraham (2020) possui parâmetros idênticos aos de Callaway e Sant'Anna (2021), mas utiliza as últimas unidades a serem tratadas como comparação. Além disso, esses autores não propõem tendências paralelas condicionais. Já o estimador OLS é um DiD simples com efeito fixo.

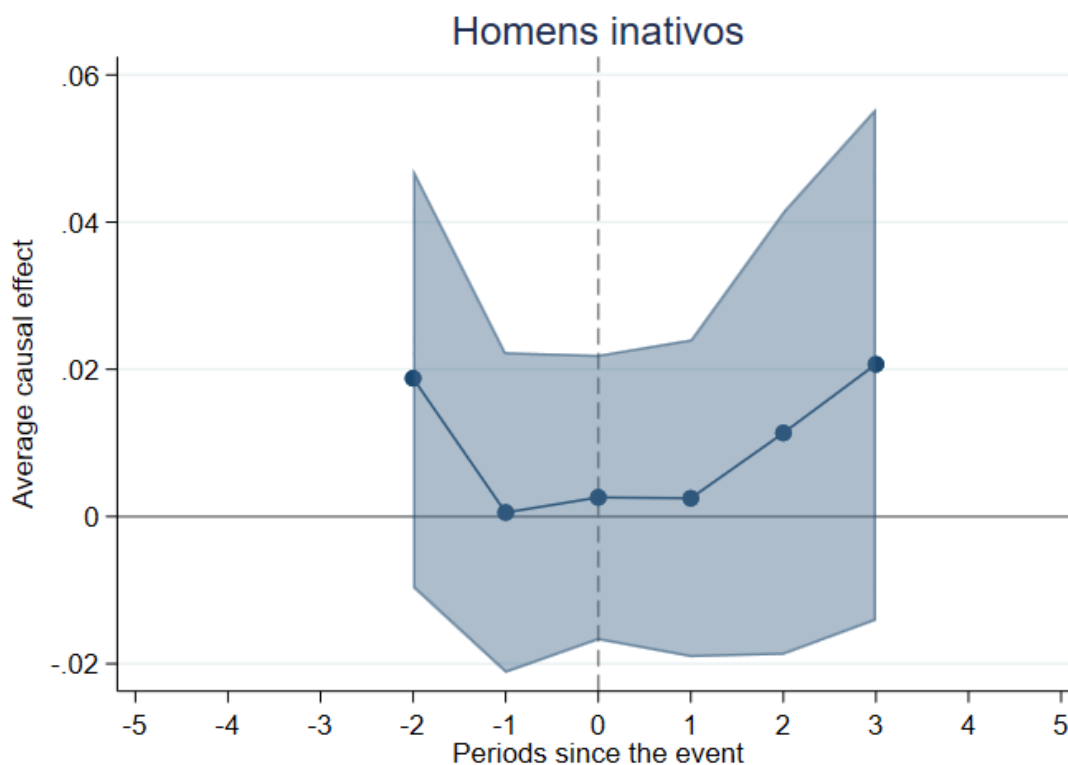
Figura 6: Análise da proporção de mulheres inativas, antes e após o nascimento do primeiro filho, segundo o estimador de Sun e Abraham (2020) e OLS



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

Ao mensurar o efeito da maternidade na condição de ocupação dos homens no mercado de trabalho é possível verificar se a proporção de inativos após o nascimento do primeiro filho assume o mesmo comportamento comparado com a proporção de mulheres inativas na mesma situação. Nesse caso, o grupo de tratamento é constituído por homens que tiveram seu primeiro filho no período entre 2012 e 2019 e o grupo de controle, por homens que não tiveram filhos em nenhum dos períodos. Utilizando o estimador de Callaway e Sant'Anna, os resultados, apresentados na Figura 7, indicam que, ao contrário do que ocorre com as mulheres que se tornaram mães, o nascimento do primeiro filho não apresenta nenhum efeito sobre a condição de ocupação dos homens no mercado de trabalho, pois os coeficientes são todos não significativos.

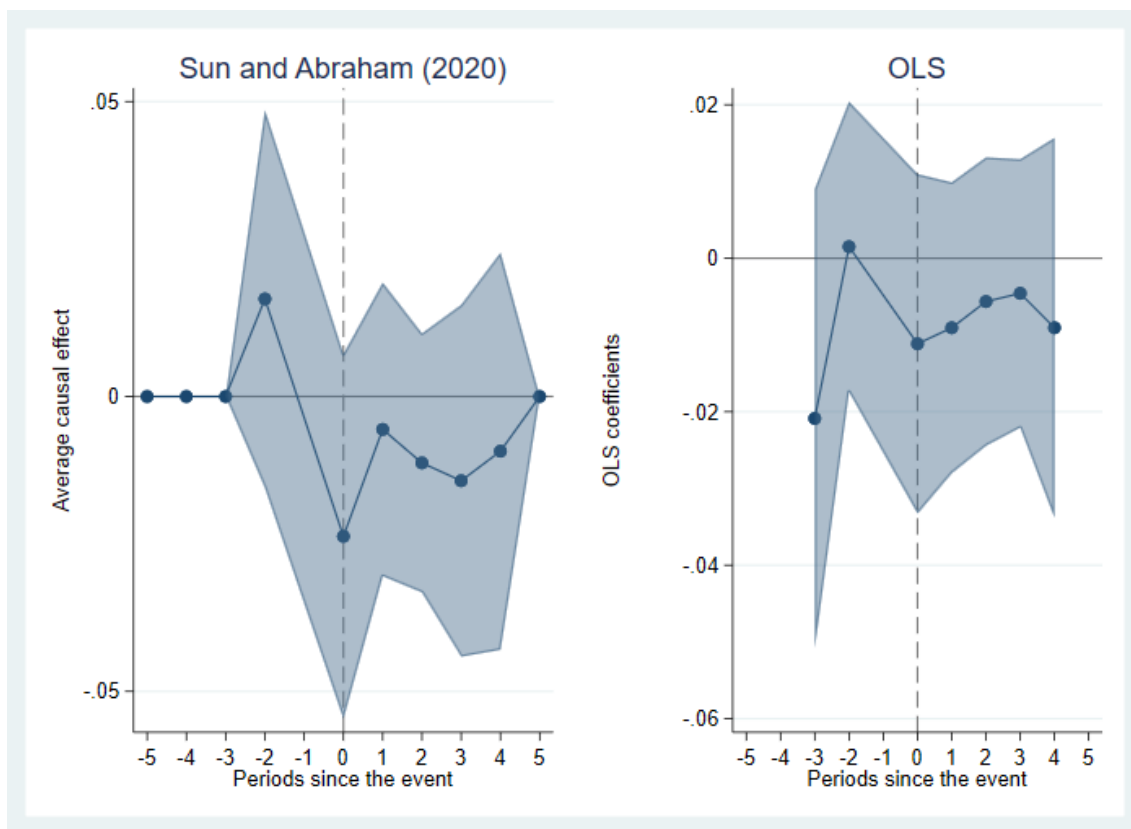
Figura 7: Análise da proporção de homens inativos, antes e após o nascimento do primeiro filho, segundo o estimador de Callaway e Sant'Anna



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

Esse efeito nulo também foi encontrado por meio dos estimadores de Sun e Abraham (2020) e pelo método de regressão linear, conforme mostra a Figura 8, e condiz com os resultados encontrados por Hecksher, Barbosa e Costa (2020), que ilustraram que o percentual de pais que trabalham praticamente não se altera depois do nascimento de um bebê.

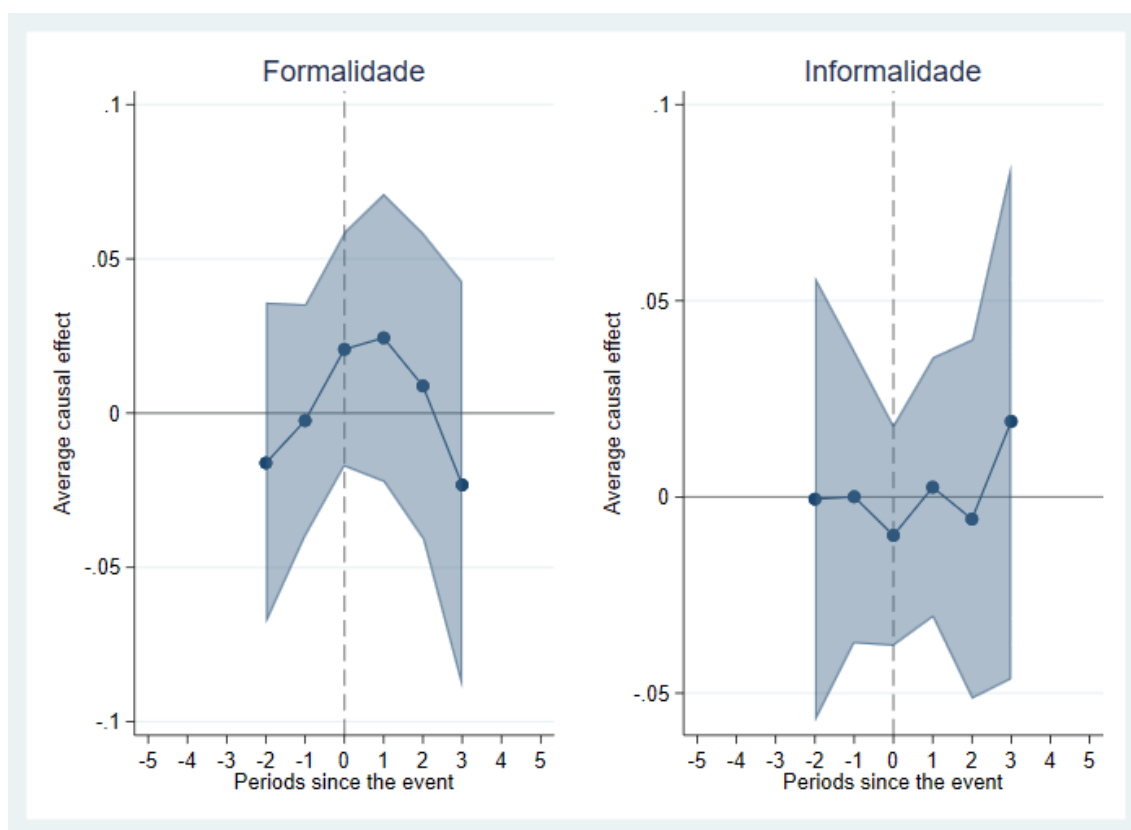
Figura 8: Análise da proporção de homens inativos, antes e após o nascimento do primeiro filho, segundo os estimadores de Sun e Abraham (2020) e OLS



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

O efeito da maternidade segundo a posição na ocupação dos homens no mercado de trabalho está na Figura 9, a seguir. Assim como ocorre para a análise agregada, o evento de ter um filho não apresenta efeitos significativos sobre a proporção de ocupados nos setores formal e informal.

Figura 9: Análise da proporção de homens ocupados, antes e após o nascimento do primeiro filho, por setor de ocupação, segundo o estimador de Callaway e Sant'Anna



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria.

6 Conclusão

Após o nascimento do primeiro filho, as mulheres enfrentam um período de penalidade pela maternidade. Essas evidências, encontradas para países como Suécia, Alemanha, Áustria, EUA, Reino Unido (KLEVEN et al., 2019) e Chile (BERNIELL et al., 2019), são encontradas para o caso brasileiro também.

No Brasil, após o nascimento do primeiro filho, a proporção de mulheres que saem do mercado de trabalho aumenta expressivamente, mesmo entre aquelas que estão em licença-maternidade. Quando permanecem no mercado de trabalho, a proporção delas no setor formal cai bruscamente após tornarem-se mães. No entanto, essa queda na formalidade parece ser significativa somente para aquelas que possuem 11 anos ou mais de estudo.

Antes do nascimento do primeiro filho, as mulheres e os homens evoluem em seus ganhos paralelamente, mas após esse advento, divergem acentuadamente (KLEVEN et al., 2019). Isso também acontece no caso brasileiro, visto que não foram encontrados efeitos significativos do evento de ter o primeiro filho sobre a proporção de homens inativos, nem mesmo ao se analisar os setores formal e informal em separado.

Segundo Kleven et al. (2019), as explicações para as diferenças nas penalidades entre os países se concentram nas políticas do governo e familiares, como licença parental e assistência infantil. A expansão de vagas em creches, por exemplo, além de garantir o desenvolvimento adequado na primeira infância, permitiria que as mães se dedicassem também ao mercado de trabalho.

Por fim, ainda que a metodologia deste trabalho se baseie no método de diferença em diferenças escalonado, os dados utilizados podem não permitir um escalonamento do evento de ter o primeiro filho ao longo das entrevistas da PNADC. Por isso, futuramente pretende-se utilizar estimadores mais consistentes.

Referências

- AMARAL, E.; ALMEIDA, M.; GONÇALVES, G. Q. *Characterization of Fertility Levels in Brazil, 1970-2010*. [S.l.: s.n.], 2015.
- ANDRADE, J. L.; CUNHA, M. S. d. The impact of postponing motherhood on women's income in Brazil. *Economia Aplicada*, v. 25, p. 65–92, 2021.
- ANGRIST, J.; EVANS, W. Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size. *American Economic Review*, v. 88, p. 450–77, 02 1998.
- BAKER, A. C.; LARCKER, D. F.; WANG, C. C. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Journal of Financial Economics*, v. 144, n. 2, p. 370–395, 2022. ISSN 0304-405X. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X22000204>.
- BECKER, S. O.; CALIENDO, M. Sensitivity analysis for average treatment effects. *The Stata Journal*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 7, n. 1, p. 71–83, 2007.
- BERNIELL, I. et al. Gender Gaps in Labor Informality: The Motherhood Effect. n. 0247, jun. 2019. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/dls/wpaper/0247.html>.
- BINDER, M.; KRAUSE, K.; ANDERSON, D. The motherhood wage penalty: Which mothers pay it and why? *American Economic Review*, v. 92, p. 354–358, 02 2002.
- BORUSYAK, K.; JARAVEL, X.; SPIESS, J. *Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation*. arXiv, 2021. Disponível em: <https://arxiv.org/abs/2108.12419>.
- CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. H. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 200–230, 2021. ISSN 0304-4076. Themed Issue: Treatment Effect 1. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407620303948>.
- CHAISEMARTIN, C. de; D'HAULTFOEUILLE, X. *Two-Way Fixed Effects and Differences-in-Differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey*. arXiv, 2021. Disponível em: <https://arxiv.org/abs/2112.04565>.
- CHUNG, Y. et al. *The Parental Gender Earnings Gap in the United States*. [S.l.], 2017. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/cen/wpaper/17-68.html>.
- COOLS, S.; STRØM, M. Parenthood wage penalties in a double income society. *Review of Economics of the Household*, v. 14, n. 2, p. 391–416, June 2016. Disponível em: https://ideas.repec.org/a/kap/revehol/v14y2016i2d10.1007_s11150-014-9244-y.html.
- CORSEUIL, C. H.; REIS, M. C.; BRITO, A. S. Critérios de classificação para ocupação informal: Consequências para a caracterização do setor informal e para a análise de bem-estar no Brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 45, n. 1, p. 5–31, mar. 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0101-4161201545151cma>.
- ENGLAND, P. et al. Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty? *American Sociological Review*, v. 81, p. 1161–1189, 12 2016.
- GOODMAN-BACON, A. *Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing*. [S.l.], 2018. (Working Paper Series, 25018). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w25018>.
- GOODMAN-BACON, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 254–277, 2021. ISSN 0304-4076. Themed Issue: Treatment Effect 1. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407621001445>.

GUIGINSKI, J.; WAJNMAN, S. 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, p. 1–26, nov. 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.20947/s0102-3098a0090>.

HECKSHER, M. D.; BARBOSA, A. L. N. d. H.; COSTA, J. S. d. M. De antes da gravidez até a infância : trabalho e estudo de mães e pais no painel da pnad contínua. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, p. 81–88, 4 2020.

KLEVEN, H. et al. Child penalties across countries: Evidence and explanations. *AEA Papers and Proceedings*, v. 109, 02 2019.

KLEVEN, H.; LANDAIS, C.; SØGAARD, J. Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *SSRN Electronic Journal*, 01 2018.

KUZIEMKO, I. et al. The mommy effect: Do women anticipate the employment effects of motherhood? National Bureau of Economic Research, jun. 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.3386/w24740>.

MACHADO, C. M. P.; NETO, V. R. de P. The labor market consequences of maternity leave policies: evidence from Brazil. Repositório Institucional da FGV, 2016. Disponível em: <https://hdl.handle.net/10438/17859>.

MADALOZZO, R.; MARTINS, S.; SHIRATORI, L. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: Homens e mulheres têm condições iguais? *Revista Estudos Feministas*, v. 18, p. 547–566, 11 2010.

PAULO, M. A. A maternidade, o momento do nascimento do primeiro filho e a situação da mulher no mercado de trabalho no brasil: uma análise do salário e da adequação escolaridade/ ocupação por grupo socioeconômicos. *Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.*, 2013.

ROTH, J. et al. *What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature*. arXiv, 2022. Disponível em: <https://arxiv.org/abs/2201.01194>.

SILVA, R. V. *Maternidade e Mercado de trabalho. AVANÇOS POSSÍVEIS*. [S.l.]: Brasília : Senado Federal, Consultoria Legislativa, 2016.

SOUZA, L. D.; NETO, E. R.; QUEIROZ, B. The relationship between childbirth and women's labor in brazil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 28, p. 57–79, 06 2011.

VILLA, J. M. diff: Simplifying the estimation of difference-in-differences treatment effects. *The Stata Journal*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 16, n. 1, p. 52–71, 2016.