

Penalidade pela maternidade no mercado de trabalho brasileiro

Isabela Fernandes Matos Lima * Daniela Verzola Vaz †
Solange Ledi Gonçalves ‡

Resumo

Evidências sugerem que após o nascimento do primeiro filho, as mulheres saem do mercado de trabalho ou auto selecionam-se para trabalhar em ambientes que lhes proporcionam a flexibilidade requerida para lidar com a dupla jornada de responsabilidades. Para analisar o impacto da maternidade na taxa de participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, são adotados um modelo de logit multinomial com efeitos fixos com base nos microdados da PNAD Contínua (PNADC/IBGE) para o período entre 2012 e 2019. Os resultados mostram que a probabilidade estimada para a inatividade das mulheres mães de um bebê varia entre 1,87 e 2,87.

Palavras-chave: Desigualdade de gênero. Penalidade pela maternidade. Informalidade. Brasil.

Abstract

Evidences suggest that after the birth of their first child, women leave the labor market or self-select to work in environments that provide them with the flexibility required to deal with the double shift of responsibilities. To analyze the impact of motherhood on the rate of female participation in the labor market, a multinomial logit model with fixed effects is adopted and microdata from the Continuous PNAD (PNADC/IBGE) are used for the period between 2012 and 2019. The results show that the estimated probability of inactivity for women who are mothers of a baby varies between 1.87 and 2.87.

Keywords: Gender gap. Child penalty. Labor informality. Brazil.

Área 1 - Economia.

*Mestranda do Programa de Pós Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de São Paulo.

†Professora adjunta da Universidade Federal de São Paulo.

‡Professora adjunta da Universidade Federal de São Paulo.

1 Introdução

As relações sociais entre os sexos fazem parte de uma construção histórica e têm como características a ocupação predominante dos homens na esfera produtiva e de maior valor social e das mulheres na esfera reprodutiva e relacionada à família (HIRATA; KERGOAT, 2007). Essa designação representa uma gama de desvantagens para as mulheres, que, apesar disso, vêm aumentando sua representatividade no mercado de trabalho. Como resultado, observa-se uma sobrecarga de responsabilidades para elas, que sofrem por desigualdades tanto no ambiente profissional, quanto no ambiente familiar. Na vida profissional, além das mulheres ocuparem posições tipicamente desvalorizadas do ponto de vista da remuneração, como serviços domésticos ou serviços pessoais, elas também ascendem mais lentamente na carreira. Na vida pessoal, as desigualdades referem-se ao tempo dedicado por elas aos afazeres domésticos e ao cuidado com os filhos. Esse tempo é significativamente superior ao dos homens (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019).

Uma vez reconhecida a hipótese de desigualdade a favor dos homens na esfera reprodutiva, é possível analisar, do ponto de vista teórico, como a presença de um filho pode impactar negativamente as relações trabalhistas das mulheres. Em seu modelo teórico, Becker (1985) analisa, separadamente, variáveis de tempo e esforço gastos nas atividades envolvendo as duas esferas - produtiva e reprodutiva. Segundo o autor, a utilidade de cada mulher no mercado de trabalho depende daquilo que é produzido no âmbito familiar, de modo que qualquer tempo ou energia que não são gastos na esfera familiar ficam disponíveis para serem gastos no mercado de trabalho.

Isso significa que o esforço no mercado de trabalho, certamente, é negativamente influenciado pela maternidade, uma vez que as crianças exigem um gasto consideravelmente alto de energia das cuidadoras. Estas, em contrapartida, acabam reduzindo a intensidade do esforço no trabalho. Essa queda de esforço pode provocar uma mudança de posição para aquelas ocupações menos pressionadas e, conseqüentemente, quedas salariais imediatas (ANDERSON; BINDER; KRAUSE, 2003; WILDE; BATCHELDER; ELLWOOD, 2010). Becker (1985) também associa a redução de salário das mães à experiência profissional perdida, seja porque algumas delas passam alguns meses ou anos afastadas do mercado de trabalho, seja porque reduzem suas horas de trabalho semanais.

A chamada 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 (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019). Como crianças mais novas extraem mais energia, sobretudo das mães, a penalidade do salário pela maternidade é maior nos primeiros anos de vida dessas crianças e diminuem à medida que elas crescem.

Estudos acerca dessa temática vêm sendo realizados internacionalmente, reunindo evidências da presença da penalidade pela maternidade em países desenvolvidos, como Dinamarca, Suécia, Alemanha, Áustria, EUA e Reino Unido; e em países em desenvolvimento, como o Chile.

Em nível nacional é vasta a literatura sobre desigualdade de gênero no mercado de trabalho brasileiro e sobre a oferta de mão de obra feminina. Guiginski e Wajnman (2019), por exemplo, relacionam a maternidade com a mudança na oferta das mulheres no mercado de trabalho. De acordo com os autores, em 2013, 15,9% das mulheres trabalhavam em jornada parcial (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019). Entre elas, observaram-se maior proporção daquelas com filho em idade pré-escolar (29,6%) e menor proporção daquelas sem filhos (16,1%). Além disso, ter um filho em idade pré-escolar diminuiu a chance da mulher estar no mercado de trabalho em 52,2% e ter dois ou mais filhos em idade pré-escolar reduziu essa chance em 73,5%. A proporção de mulheres inativas e que possuíam filhos pequenos, nesse período, chegou a 34,9%¹ (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019). Com relação a diferenças de gênero, entre 2012 e 2019, enquanto o percentual de pais que trabalhavam praticamente não se alterou antes ou depois do nascimento do primeiro filho, o percentual de mães que trabalhavam diminuiu: de

¹Enquanto 84% das mulheres inativas declararam como atividade principal a realização de afazeres domésticos, apenas 1,7% dos homens inativos afirmaram o mesmo (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019).

60,2% um ano antes para 41,6% três trimestres depois e 43,7% cinco trimestres depois (HECKSHER; BARBOSA; COSTA, 2020). A proporção de mulheres que trabalhavam no setor informal caiu em quase dois terços na gravidez e dobrou após o nascimento.

As contribuições deste artigo advêm de duas lacunas que impossibilitam a identificação e mensuração da penalidade causada pela maternidade nos setores formal e informal da economia brasileira. Os problemas de identificação decorrem, principalmente, da escassez de dados em painel, como é o caso dos estudos que se baseiam na Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED/DIEESE), ao passo que os problemas de mensuração estão relacionados a duas abordagens metodológicas principais. Primeiro, as abordagens que utilizam pesquisas que não coletam dados sobre o mercado de trabalho informal e focam somente no setor formal, como é o caso das que utilizam dados em painel da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e, segundo, pesquisas que utilizam dados em painel sobre o mercado de trabalho como um todo, inclusive o setor informal, mas não diferenciam os impactos da maternidade sobre os diferentes setores.

O setor informal é um segmento do mercado de trabalho que será explorado no decorrer deste artigo, pois é visto como uma segunda opção para as mulheres após a maternidade, principalmente devido à flexibilidade que proporciona.

A definição da informalidade não é algo trivial e não há um consenso internacional em torno de sua definição. Em um primeiro momento, a Organização Internacional do Trabalho (OIT) reconhecia como setor informal as atividades realizadas por pessoas pobres não admitidas como legais, registradas, protegidas ou regulamentadas (FEIJO; SILVA; SOUZA, 2009). Ao longo do tempo, essa definição foi se modificando ².

Diferentemente dos países desenvolvidos, a informalidade nos países em desenvolvimento é significativa, tem razões históricas e sua extensão é fortemente afetada pela presença de crianças no domicílio (BERNIELL et al., 2019; MATTAR, 2018). Após o nascimento do primeiro filho, as mulheres se auto selecionam para trabalharem em ambientes que lhes proporcionam a flexibilidade requerida para lidar com a dupla jornada de responsabilidades (familiares e trabalhistas), o que pode envolver a saída do setor formal e a perda não apenas de salários, mas de benefícios e seguridade social (MATTAR, 2018; GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019; BERNIELL et al., 2019).

Segundo a OIT (2018), em nível global, 93% do emprego informal está nos países emergentes e em desenvolvimento. Segundo Berniell et al. (2019), na América Latina cerca de um terço do emprego total está no setor informal, sendo que, para as mulheres, essa taxa é super-representada - 20% maior. No Brasil, por exemplo, o índice de informalidade é de 46% (OIT, 2018).

Com base nisso, o objetivo deste trabalho, é analisar as mudanças na participação no mercado de trabalho, na margem extensiva, das mulheres que se tornaram mães, utilizando os dados longitudinais trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que permitem investigar a dinâmica dos setores formal e informal e, ainda, dos setores público e privado do mercado de trabalho brasileiro, no período entre os anos de 2012 a 2019. Procura-se responder as seguintes indagações: i) as mulheres saem do mercado de

²No Brasil, o crescimento do setor informal se intensificou nos anos 1990, em um período marcado por transformações na estrutura produtiva (FEIJO; SILVA; SOUZA, 2009). Embora muitas características encontradas no mercado de trabalho formal brasileiro também sejam encontradas no segmento informal (NERI, 2002), essa definição tornou-se mais clara após a legislação brasileira exigir a assinatura da carteira de trabalho de todos os trabalhadores assalariados. Em vista disso, a definição de formalidade ficou amplamente associada à posse de uma carteira de trabalho assinada (ULYSSEA, 2006) - que proporciona acesso à seguridade social, como seguro desemprego, licença maternidade e outros direitos trabalhistas -, ao passo que a informalidade ficou associada aos trabalhadores sem carteira assinada, aos conta própria, aos que não contribuem para a previdência social (ULYSSEA, 2006) e, conseqüentemente, aos sem direitos trabalhistas. De acordo com Ulyssea (2006), mesmo após essa distinção, existe na literatura nacional uma desordem acerca da definição. Estudos recentes indicam casos em que trabalhadores por conta própria podem ser considerados trabalhadores formais, já que se relacionam com instituições formais, como a previdência social, ou têm seus negócios registrados no Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) (SANTIAGO; VASCONCELOS, 2017; CORSEUIL; REIS; BRITO, 2015).

trabalho após o nascimento do seu primeiro filho? ii) Elas migram do setor formal para o informal, em busca da flexibilidade requerida para lidar com a dupla jornada de responsabilidades?

A pesquisa adota um método de pareamento por escore de propensão para construir um histórico de transições ou status de mercado de trabalho das mulheres que tiveram um filho em algum dos trimestres da pesquisa. Cada par pareado, que é composto por uma mulher elegível (declarou ter um bebê em determinada entrevista) e outra não elegível (não declarou ter bebê na mesma entrevista e nem nas demais), passa a ser identificado como um só indivíduo. O objetivo da aplicação desse método é expandir o número de períodos de tempo em que se observa cada mulher exposta ao evento "ter filho", a partir do painel da PNADC (IBGE), que apresenta originalmente cinco entrevistas. Consegue-se, dessa forma, uma janela de observação dessa amostra de mulheres de até dez trimestres, ou seja, é possível acompanhar essas trabalhadoras por até dois anos e meio. A partir da amostra consolidada, estima-se um modelo logit multinomial com efeitos fixos. Os status de mercado de trabalho que as mulheres podem apresentar ao longo do tempo são: ocupadas no setor formal, no setor informal, desocupadas ou inativas. Como robustez, estimam-se modelos de logit binário com e sem interações sobre as probabilidades das mulheres estarem economicamente ativas ou inativas, efeitos marginais do logit binário considerando o ponto médio das covariadas, logit binário das mulheres entre 25 e 49 anos e logit binário da probabilidade das mulheres estarem economicamente inativas segundo a renda média deflacionada per capita. Além disso resgatou-se a amostra da PNADC original para modelagem do logit multinomial e por último, binário. O objetivo foi verificar quão robustos foram os resultados encontrados anteriormente.

Como resultados, a proporção de mulheres na inatividade após o nascimento do primeiro filho aumentou, em média, 12,48% no período analisado. Por região, o percentual médio de mulheres inativas ou ocupadas na informalidade é superior nas regiões Norte e Nordeste do país. Ao passo que as mulheres ocupadas no setor formal estão presentes, especialmente, nas regiões Sul e Sudeste. Com base nisso, a probabilidade estimada para a inatividade das mulheres mães de um bebê varia entre 1,87 e 2,87, a depender da amostra e modelagem utilizada. A proximidade desses resultados indica o quanto os resultados parecem robustos e reforçam as evidências do impacto que um bebê provoca sobre a probabilidade de inatividade das mulheres.

No que tange aos resultados com a amostra original da PNAD Contínua, ainda que o tamanho da amostra tenha diminuído substancialmente, o efeito se mostrou semelhante. A mulher mãe de um bebê possui a probabilidade de ser inativa que é 2,32 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal, mantendo fixas as demais características. Esses resultados reforçam as evidências do impacto que um bebê provoca sobre a probabilidade de inatividade das mulheres.

Este trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução. Será apresentado um referencial teórico acerca do tema; um background, subdividido em análises de descrição de dados e metodologia; os principais resultados da estimação; os testes de robustez e, por último, as conclusões obtidas.

2 Referencial teórico

2.1 Literatura Internacional

A entrada de 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 Søggaard (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 Suécia³, 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).

Na Dinamarca, no período compreendido entre 1980 e 2013, as mulheres experimentaram uma redução imediata nos ganhos brutos de quase 30% após o nascimento do primeiro filho. Dez anos após o nascimento, os ganhos femininos atingiram um nível 20% abaixo do seu nível imediatamente antes do nascimento⁴ (KLEVEN; LANDAIS; SØGAARD, 2018; KLEVEN et al., 2019). O impacto nos ganhos em curto prazo da primeira criança foi quase o mesmo entre as famílias com duas ou três crianças (cerca de 25% a 30%), mas em famílias com quatro crianças, por outro lado, o impacto foi maior desde o início. Já a penalidade de longo prazo aumentou aproximadamente 10 p.p. por cada criança (KLEVEN; LANDAIS; SØGAARD, 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 emprego⁵ (KUZIEMKO et al., 2018). As mulheres com um diploma universitário apresentaram um declínio menor no emprego (cerca de 8 p.p.) do que suas contrapartes menos instruídas.

Na França, as evidências sugerem que as crianças não influenciam diretamente o salário por hora das mulheres e a penalidade salarial recai apenas sobre as mães com dois filhos ou mais (MEURS; PAILHÉ; PONTHEUX, 2010; DUVIVIER; NARCY, 2015). Entre 2004 e 2005, 83% das mulheres sem filhos trabalhavam, mas essa proporção diminuiu em 70% e 54,3% para as mulheres com dois filhos e três filhos ou mais, respectivamente (DUVIVIER; NARCY, 2015). Além das variáveis sociodemográficas, as condições ofertadas por determinados setores também contribuem para a dimensão da penalidade salarial, principalmente no que tange à flexibilidade requerida pelas mães. Na França, o setor público concede a redução da carga horária através de uma simples solicitação (DUVIVIER; NARCY, 2015). Por essas e outras vantagens, a primeira opção de trabalho para as mulheres após a maternidade é o setor público, que oferece horários mais flexíveis, dias de folgas, entre outros dispositivos que facilitam a conciliação entre o trabalho e a família.

No Chile, ao tornarem-se mães entre 2004 e 2016, as mulheres experimentaram um declínio de 20-30% no total de ganhos e essa redução permaneceu durante, aproximadamente, dez anos. Essa redução resultou da diminuição da participação das mulheres na força de trabalho e emprego, que caiu entre 17% e 20%, e das horas trabalhadas, que caíram cerca de 4-5% (BERNIELL et al., 2019).

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). Os resultados indicam que a queda no emprego foi entre 6 p.p. e 13 p.p. menor para as mulheres com um diploma universitário. Com relação aos ganhos, Binder, Krause e Anderson

³Único 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).

⁴Para acompanhar as mães dez anos após o nascimento, os dados utilizados foram compostos pelas mães que tiveram seus filhos entre 1985 e 2003.

⁵Aproximadamente 5 a 10 p.p. desse declínio foram recuperados no ano seguinte, mas nenhuma recuperação adicional foi detectada além disso (KUZIEMKO et al., 2018).

(2002) não encontraram evidências de penalidade para as mães brancas não hispânicas com menor escolaridade no período entre 1968 e 1988, diferentemente das mães brancas não hispânicas com ensino médio ou ensino superior completos, que ganhavam cerca de 10% a menos para cada filho. A partir dos resultados, a maior penalidade foi suportada por mães de dois ou mais filhos com ensino superior (ANDERSON; BINDER; KRAUSE, 2003). Evidências parecidas foram encontradas por England et al. (2016), que confirmaram que entre 1979 e 2010, mulheres brancas com altas qualificações e altos salários sofreram as maiores penalidades salariais totais - 10% por filho.

Resultados distintos na relação entre escolaridade e penalidade salarial para painéis americanos também são encontrados na literatura. Amuedo-Dorantes e Kimmel (2005), usando dados de mulheres americanas referentes ao ano de 1979, descobriram que no período, não houve uma penalidade salarial, mas sim um aumento salarial para mães com ensino superior. Complementando esses autores, o artigo de Budig e Hodges (2010), que utilizou dados do período compreendido entre 1979 e 2004, relatou que a penalidade salarial pela maternidade para mulheres brancas americanas foi muito maior em níveis mais baixos da distribuição salarial, tanto antes, quanto depois de serem incluídos os controles por experiência. Segundo Budig e Hodges (2010), os ativos adquiridos por mulheres com alta qualificação, permitem que elas transfiram seus cuidados próprios para creches de alta qualidade. Isso pode resultar em uma penalidade salarial menor para as mulheres com alta qualificação e altos salários comparadas às mulheres com salários mais baixos, que são mais propensas a reduzir suas horas de trabalho para cuidar dos filhos por não terem condições de repassar essa responsabilidade, principalmente quando suas crianças estão em idade pré-escolar. Para os autores, os efeitos de crianças mais novas e mais velhas variam de acordo com o nível de ganhos, mas a penalidade associada à criança em idade pré-escolar é maior nos quantis mais baixos.

Binder, Krause e Anderson (2002), Anderson, Binder e Krause (2003), Budig e Hodges (2010), England et al. (2016), Wilde, Batchelder e Ellwood (2010) realizam estimativas separando as mulheres por etnia. Os resultados para os quantis salariais de mulheres negras são semelhantes aos das mulheres brancas (ANDERSON; BINDER; KRAUSE, 2003; BUDIG; HODGES, 2010; WILDE; BATCHELDER; ELLWOOD, 2010). A diferença é que as que detêm ensino médio completo sofrem penalidades um pouco menores e as com ensino superior completo experimentam penalidades maiores, em relação às mulheres brancas (ANDERSON; BINDER; KRAUSE, 2003). England et al. (2016) encontram uma penalidade mais baixa para mulheres negras: as penalidades são de 7% a 8% para mulheres americanas brancas, mas apenas de 3% a 4% para mulheres negras. Segundo England et al. (2016), as mulheres negras, de fato, recebem salários mais baixos, no entanto, isso não parece ser motivo para que a penalidade pela maternidade seja menor.

Wilde, Batchelder e Ellwood (2010) concordam que os efeitos negativos da maternidade sobre os salários podem ser diferentes a depender do estado civil da mãe. Por mais que as mães casadas sejam capazes de compartilhar as tarefas maternas com o parceiro, o que facilita sua permanência no mercado de trabalho, os autores encontram poucas evidências da influência dessa variável sobre os resultados. Os dados sugerem que as mulheres altamente qualificadas geralmente demoram mais para terem seus filhos e quase sempre estão casadas no momento do nascimento do primeiro filho (BUDIG; HODGES, 2010), diferentemente das mulheres com qualificação mais baixa, que são o grupo com maior probabilidade de estarem solteiras na época do nascimento e serem ainda mais jovens. Com relação à variável tempo, as estimativas implicam que a postergação da maternidade em dez anos reduz o custo em mais de um terço (WILDE; BATCHELDER; ELLWOOD, 2010). Portanto, a idade avançada no momento do nascimento do primeiro filho é um fator importante na participação das mulheres na força de trabalho (GOLDIN; MITCHELL, 2017).

2.2 Políticas públicas

Segundo Kleven et al. (2019), as explicações para as diferenças nas penalidades se concentram nas políticas do governo e familiares, como licença parental e assistência infantil. As mulheres que recebem licença maternidade remunerada, por exemplo, apresentam as maiores taxas de emprego antes, durante e após a gravidez (GOLDIN; MITCHELL, 2017).

Diante da importância dos benefícios para a proteção das mulheres, em 2013, todos os países da OCDE, exceto os Estados Unidos, haviam investido em programas federais que ofereciam proteção de emprego para as mães que estavam trabalhando no momento do nascimento do filho (DAHL et al., 2016). Esse fator ajuda a explicar o motivo da penalidade ser maior para o painel composto por mulheres americanas. Enquanto nos EUA apenas uma pequena parcela dos empregadores fornecem licença paga a mães e pais (GAULT et al., 2014), o governo da Dinamarca, além de cobrir 52 semanas de licença parental, garante às crianças entre seis meses e cinco anos uma vaga em creches pesadamente subsidiadas (KUZIEMKO et al., 2018).

No Brasil, a licença maternidade, que deveria impedir a saída das mulheres do mercado de trabalho após a maternidade, por mais que as proteja no curto prazo, não se mostra eficaz no longo prazo (MATTAR, 2018; MACHADO; NETO, 2016). Meireles, Freguglia e Corseuil (2017) procuram analisar os efeitos do Programa Empresa Cidadã⁶ sobre as contratações e salários no mercado de trabalho. Os resultados sugerem que entre o período de 2006 e 2013, a política exerceu impacto positivo sobre as contratações de mulheres no mercado de trabalho, mas esse impacto implicou a queda de salários do grupo. Machado e Neto (2016), em um estudo com dois painéis (um com as mulheres que tiveram licença em 2009 e, portanto, de 120 dias; e outro com as que tiveram sua licença em 2012 e de 180 dias), concluíram que as mulheres que tiveram o período de licença mais longo apresentaram chances 7,5 p.p. maiores de permanecerem empregadas. Ou seja, para esse período, as políticas de prorrogação de licença foram eficazes para a garantia de emprego das mulheres, pelo menos durante o período de proteção do emprego. A proporção de mães que estavam na formalidade diminuiu intensamente após o período de licença maternidade e três anos após a licença quase metade das mulheres estavam fora da força de trabalho no Brasil (MACHADO; NETO, 2016).

3 Background

3.1 Análises de descrição de dados

Para acompanhar as mulheres ao longo do tempo e analisar suas movimentações no mercado de trabalho antes e após o nascimento do primeiro filho, 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 periodicidade em que os indivíduos são acompanhados no painel da PNAD Contínua

⁶O Programa Empresa Cidadã (PEC) foi instituído pela Lei nº 11.770/2008, sancionada no mandato do presidente Luís Inácio Lula da Silva pelo Decreto nº 7.052/2009 de 23 de dezembro de 2009 (BRASIL, 2008). Após o decreto, as empresas que declaravam os impostos sobre o lucro real puderam se cadastrar voluntariamente e o objetivo do programa foi provocar um aumento de 50% no período da licença maternidade (passando de 120 para 180 dias). Ver Meireles, Freguglia e Corseuil (2017).

acarreta à pesquisa, uma limitação com relação a análise da participação das mulheres no mercado de trabalho nos períodos anterior e posterior ao nascimento do primeiro filho. Para contornar esse problema, é realizado uma expansão no número de períodos de tempo em que se observa cada mulher exposta ao evento "ter filho".

Nesta análise, utiliza-se o pareamento por escore de propensão para dar origem à estrutura necessária. A técnica de pareamento consiste na utilização de procedimentos estatísticos para a construção de um grupo de controle que corresponda ao contrafactual do grupo de tratamento. Neste caso, o pareamento é realizado trimestre a trimestre: para cada mulher elegível (que declara o nascimento do primeiro filho) em um determinado trimestre, procura-se uma outra mulher não elegível, no mesmo trimestre, que apresente um conjunto de características observáveis similares, possibilitando o agrupamento, par a par, das mulheres de interesse (GERTLER et al., 2018). O chamado propensity score é dado por:

$$p(\mathbf{x}) = (w = 1|\mathbf{x}) \quad (1)$$

Em que $p(\mathbf{x})$ é a probabilidade condicional de tratamento dadas as covariáveis escolhidas. Considerando que o valor do escore de propensão é desconhecido, foi possível estimá-lo por meio de uma regressão do conjunto de covariáveis (\mathbf{x}) sobre uma variável dependente binária (w), ajustada mediante uma função de regressão logística (WOOLDRIDGE, 2001). De acordo com Hainmueller (2012), pesquisadores confiam em modelos logit ou probit para evitar a especificação incorreta por iteração "manual" da ponderação.

No presente estudo, w assume o valor 1, caso a mulher tenha se tornado mãe em uma determinada entrevista, e zero, caso contrário⁷. As covariáveis (\mathbf{x}) são as características das mulheres, tais como idade, estado civil (se a mulher tem ou não um cônjuge), raça, unidade federativa de residência, situação do domicílio (rural ou urbana) e renda média per capita deflacionada com base no último trimestre de 2019.

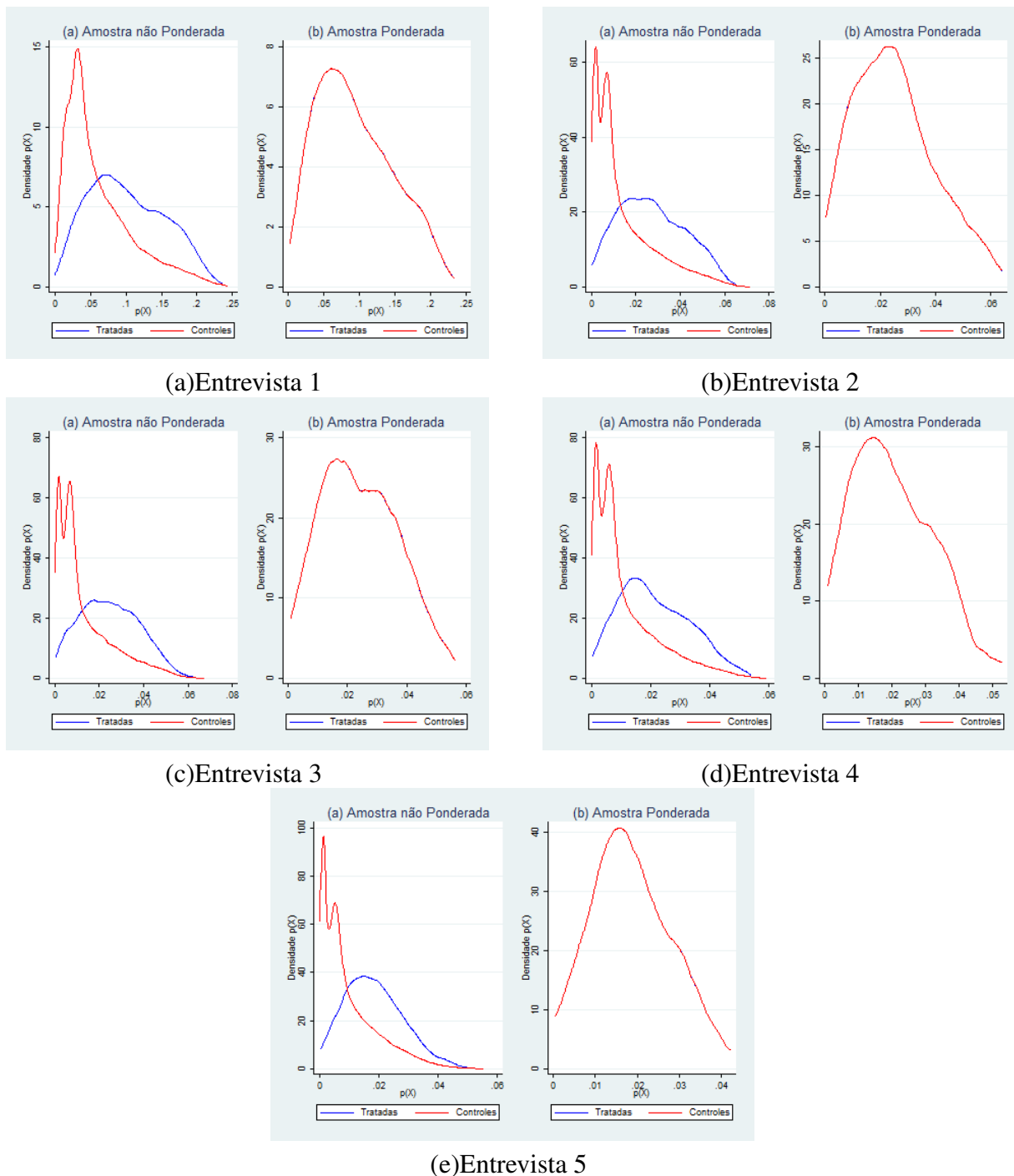
Após a obtenção dos escores de propensão realiza-se o pareamento por meio do estimador de vizinhos mais próximos singular e com reposição. Em outras palavras, o pareamento é realizado entre cada mulher mãe e não mãe que apresentem os escores de propensão mais parecidos entre si, podendo haver situações em que uma determinada mulher que não é mãe sirva como contrafactual de mais de uma mulher que é mãe, devido à reposição (WOOLDRIDGE, 2001).

Após o pareamento, optou-se por restringir a mulher que não é mãe àquelas entrevistadas em uma janela de até dois anos antes da mulher que é mãe, de modo que ambas estejam na mesma fase do ciclo econômico.

Na Figura 1, estão descritos os gráficos de distribuição do $p(\mathbf{x})$ para todos os trimestres, sendo os gráficos do item (a) referentes ao pareamento realizado no primeiro trimestre, os gráficos do item (b) referentes ao pareamento realizado no segundo trimestre, os gráficos do item (c) no terceiro trimestre, os gráficos do item (d) no quarto trimestre e os gráficos do item (e) no quinto trimestre. A partir da inspeção visual, é possível observar que, após a ponderação da amostra, as curvas das mulheres que são mães e das que não são mães coincidem ao longo de toda a distribuição de $p(\mathbf{x})$, sendo um indicativo de que os pareamentos foram realizados com indivíduos bastante similares entre si quanto às características no período anterior.

⁷As mulheres elegíveis são aquelas que declararam a presença do primeiro filho naquela entrevista mas que não declararam em entrevistas anteriores (em casos de pareamento da segunda entrevista em diante) e as não elegíveis são aquelas que não declararam a presença do bebê naquela e nas outras entrevistas.

Figura 1: Gráficos de distribuição do $p(x)$, para os pareamentos realizados trimestre a trimestre



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD Contínua entre 2012-2019.

A Tabela A.1 do Apêndice A contém os resultados dos testes de média das covariáveis para as amostras não pareadas e pareadas para todas as entrevistas e ambos os grupos utilizados. Antes dos pareamentos, é possível verificar que os grupos não eram muito parecidos quanto a suas características observáveis. Essa tendência se modifica após o pareamento.

Uma vez empregado o método de pareamento, é possível maximizar o número de observações de cada "indivíduo". Cada par pareado passa a ser apresentado como um só indivíduo, sendo possível expandir a janela de observação do painel para até dez observações. Cada indivíduo informa ter tido filho em uma entrevista específica, mas encontra-se informações anteriores e posteriores ao nascimento do filho de cada indivíduo. As informações anteriores ao nascimento são necessárias para considerar sua condição de atividade e de ocupação e compará-la com o que ocorre após o nascimento, sobretudo

após o período de licença maternidade. A amostra é constituída de 1.959 mulheres em idade fértil ativa - maiores de 16 anos e menores de 49 anos. A Tabela 1, a seguir, apresenta a distribuição dessas mulheres de acordo com sua condição de atividade e de ocupação na força de trabalho, antes e após o nascimento do primeiro filho.

Tabela 1: Distribuição das mulheres (em %), segundo condição de atividade e de ocupação

	Antes do bebê	Após o bebê
Inativas	30,62	43,10
Ocupadas	61,33	50,92
Setor formal	41,47	37,22
Setor Informal	19,87	13,70
Desocupadas	8,04	5,98
Total	100,00	100,00

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

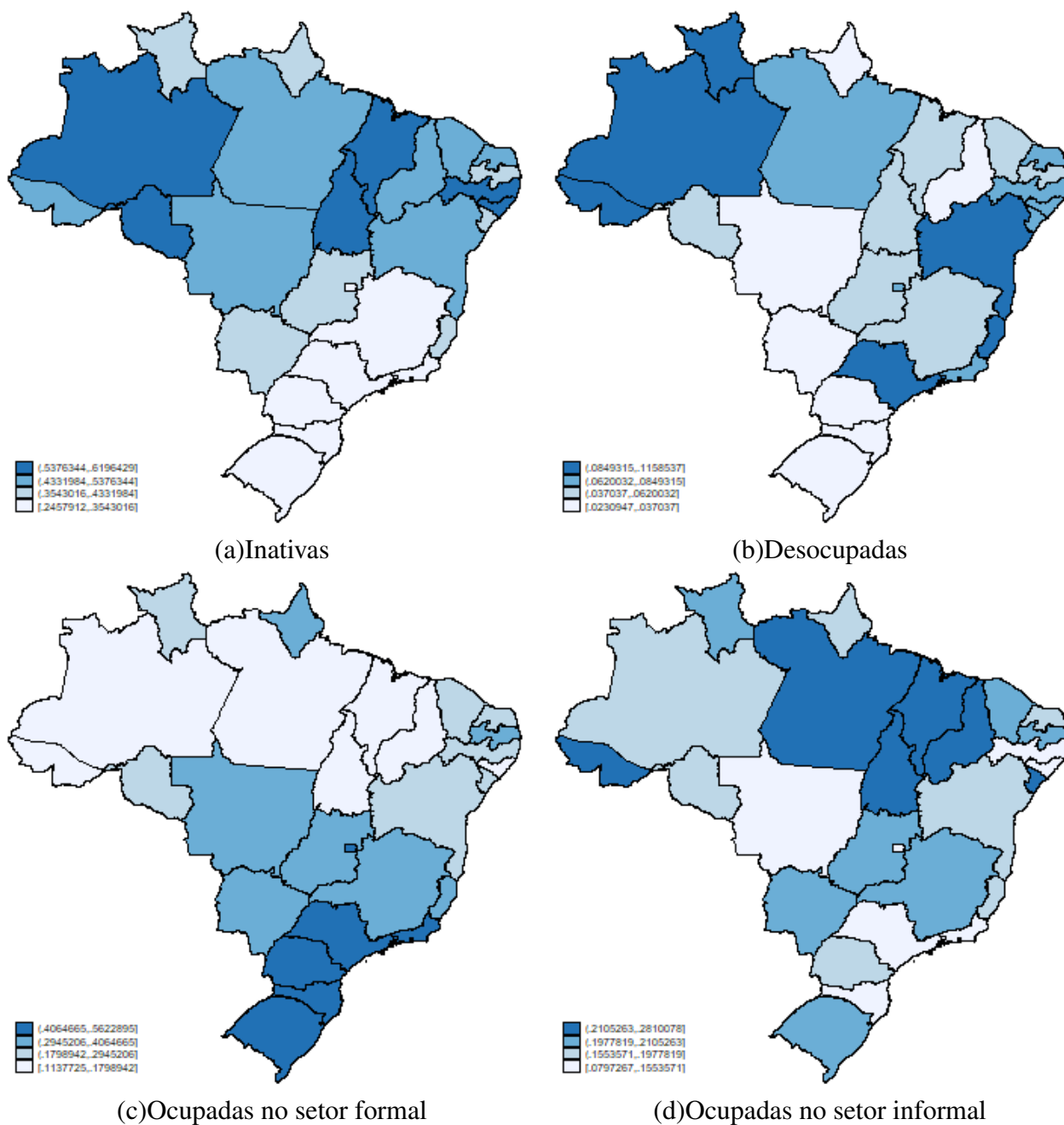
Primeiramente, as mulheres são divididas de acordo com sua condição em relação à força de trabalho: fora da força de trabalho (inativas) ou na força de trabalho (ativas). As mulheres na força de trabalho podem estar na condição de ocupadas ou desocupadas.

Antes do nascimento do primeiro filho, 30,62% das mulheres encontravam-se na inatividade, 61,33% estavam ativas e ocupadas e 8,04% estavam ativas, porém desocupadas. Após o nascimento do primeiro filho, essas proporções mudam para 43,10%, 50,92% e 5,98%, respectivamente. Esse aumento significativo na taxa de inatividade condiz com os resultados encontrados por Guiginski e Wajnman (2019). Em 2013, a proporção de mulheres inativas era de 18,3% para as que não possuíam filhos pequenos e 34,9% para as que possuíam filhos pequenos. Durante o período entre 2012 e 2019, Hecksher, Barbosa e Costa (2020) também encontraram uma queda no percentual das mães desocupadas que também se mostra compensada pelo aumento da taxa de inatividade.

As mulheres cuja mudança de vida não acarreta no egresso do mercado de trabalho são analisadas comparativamente entre os setores. Uma vez verificada a porcentagem das que estavam ocupadas, verifica-se a parcela dessas que se encontravam no trabalho formal ou informal. Utilizando 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.

Com essa especificação, 41,47% das mulheres estavam no mercado de trabalho formal e 19,87% no informal. Após a presença do filho, a proporção de ocupadas cai (50,92%), fazendo cair a representatividade da mulher no setor formal, que diminui para 37,22%, e no informal, que diminui para 13,70%. As Figuras a seguir apresentam as médias temporais das condições de ocupação das mulheres brasileiras que se tornaram mães nesse período da análise (2012-2019) por unidade federativa do Brasil.

Figura 2: Média da condição de ocupação das mulheres da amostra por UF



Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012-2019. Elaboração própria. A proporção é calculada em relação à média (2012-2019) das mulheres da amostra. Note que todas elas, em algum momento do tempo, tornaram-se mães.

As Figuras mostram o quanto cada condição de ocupação é representativa em cada estado brasileiro. O percentual médio de mulheres que se encontravam na inatividade durante o período da análise é superior nas regiões Norte e Nordeste. Essas regiões, além do Sudeste, são as mais representativas em termos de desocupação também.

Em termos de ocupação nos diferentes setores, a ilustração mostra o quanto as mulheres ocupadas no setor formal estão presentes, especialmente, nas regiões Sul e Sudeste e o quanto as ocupadas no setor informal estão concentradas nas regiões Norte e Nordeste. Esses resultados são condizentes com as estatísticas encontradas por Barbosa (2014), que notou que as mulheres da região Sul são as que mais participam do mercado de trabalho, seguidas pelas do Centro-Oeste e Sudeste. Na região Sudeste, mais especificamente em São Paulo, por mais que se observe um percentual

representativo de desocupadas, observa-se também um percentual significativo de ocupadas no setor formal.

A Tabela a seguir apresenta a distribuição das mulheres ocupadas, segundo a posição na ocupação, antes e após o nascimento do primeiro filho, para o Brasil.

Tabela 2: Distribuição do percentual de mulheres ocupadas, segundo posição na ocupação no trabalho principal

	Antes do bebê	Após o bebê
Empregada no setor privado	36,14	27,61
Empregada no setor público	8,42	9,45
Doméstica	5,93	4,42
Conta própria	8,14	6,58
Empregadora	0,84	1,41
Trabalhadora auxiliar familiar	1,86	1,45
Ocupadas	61,33	50,92

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

A distribuição das mulheres ocupadas entre os setores público e privado é analisada na Tabela 2. A proporção de mulheres ocupadas que se encontravam no setor público sobe de 8,42% para 9,45% após a declaração da presença de um filho. Esse resultado é corroborado pelas evidências da literatura que mostram o setor público como "family friendly" (KLEVEN; LANDAIS; SØGAARD, 2018; KUZIEMKO et al., 2018). O setor público é conhecido no Brasil e em muitos países como um setor amigável, seguro e igualitário, pois os métodos de inserção são mais transparentes (concursos), a prorrogação da licença maternidade entrou em vigor já no fim de 2008 (MEIRELES; FREGUGLIA; CORSEUIL, 2017), e é garantida por lei a estabilidade ao servidor com três anos ou mais de exercício efetivo em cargo obtido por concurso público (BARBOSA; FILHO, 2012). Essas características acabam atraindo as mães, que no geral precisam de empregos que favoreçam a conciliação da dupla jornada de responsabilidades.

Entre todas as posições de ocupação, a proporção de empregadoras merece destaque. Mesmo que a proporção de mulheres ocupadas tenha diminuído após a presença de filhos, a proporção de empregadoras aumentou de 0,84% para 1,41% nesse período. Isso sugere que as mulheres são propensas a estarem em locais que oferecem certa flexibilidade após se tornarem mães.

3.2 Metodologia

Utiliza-se, nesta pesquisa, um modelo de regressão logística com efeitos fixos. Esse modelo é utilizado quando a variável a ser explicada, y , é discreta e qualitativa (WOOLDRIDGE, 2001). O modelo para resposta binária se estende à situação em que a resposta não ordenada tem mais de dois resultados possíveis, como é o caso da condição de ocupação das mulheres, que pode ser inativa, desocupada, ocupada em setor formal ou ocupada em setor informal.

Neste trabalho, supõe-se uma amostra de indivíduos agrupados par a par $i = 1, \dots, N$, com observações ao longo do tempo $t = 1, \dots, T$. A variável de resultado é $Y=j$, com $j= 1, \dots, J$. Neste caso particular, $J = 3$ (desocupada, inativa ou ocupada no setor informal), sendo ocupada em setor formal a categoria de base. A probabilidade do indivíduo i estar na variável de resultado j no tempo t é dada por:

$$P(y_{it} = j \mid \alpha_i, \beta, x_{it}, \varepsilon_{it}) = \begin{cases} \frac{\exp(\alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it})}{1 + \sum^J \exp(\alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it})} \\ \frac{\exp(\alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it})}{1 + \sum^J \exp(\alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it})} \end{cases} \quad (2)$$

Em que α_i refere-se aos termos de heterogeneidade, x_{it} refere-se às variáveis explicativas do modelo para o resultado j no tempo t , β um vetor de coeficientes associados às variáveis explicativas e ε_{it} o termo de erro aleatório do modelo.

Comumente, é utilizado o modelo de logit multinomial para estimar a probabilidade dos indivíduos estarem inativos, ocupados ou desocupados. Para acrescentar a opção de que o indivíduo esteja ocupado no setor formal ou informal, é necessário analisar a hipótese de independência de alternativas irrelevantes (IIA). O pressuposto implica que a adição de outra alternativa ou a alteração das características de uma terceira alternativa não afetam as probabilidades relativas entre as alternativas j . Como as categorias de resposta são consideradas distintas, o modelo do logit multinomial pode ser adotado.

No modelo, utiliza-se um estimador de efeitos fixos para controlar a heterogeneidade não observada dos trabalhadores que permanece constante ao longo do tempo. Essas características, se correlacionadas com os fatores observáveis, poderiam produzir resultados tendenciosos.

Os modelos de efeitos fixos intragrupo (FE) são estimados tomando desvios das médias específicas do indivíduo ao longo do tempo em ambas as variáveis (dependente e explicativas). Isso remove o efeito das características invariantes no tempo não observadas e observadas também, ou seja, seus efeitos sobre a variável dependente não podem ser estimados. Isso inclui α , que é efeito fixo no tempo do indivíduo i .

Após a estimação dos parâmetros do logit multinomial por máxima verossimilhança, são analisados os impactos sobre as probabilidades de desocupação, inatividade e ocupação na informalidade das covariadas apresentadas no Quadro 1, a seguir.

Atributo aferido	Variáveis criadas	Nomes das variáveis
Mulher mãe de um bebê	Uma variável binária que define o período em que a mulher tornou-se mãe. Assume o valor 0 para as entrevistas onde a mulher ainda não era mãe e 1, após tornar-se mãe	mae
Experiência profissional	A idade declarada pela pessoa, adotada como proxy de sua experiência no mercado de trabalho e medida em dezenas de anos para evitar que os coeficientes estimados sejam muito pequenos.	ida1
	O quadrado da idade da pessoa medida em dezenas de anos, pois a influência da idade não é linear, sendo que, a partir de certa idade, tende a ocorrer queda da produtividade do trabalho.	ida2
Escolaridade	Três variáveis binárias para identificar quatro faixas de escolaridade: analfabeto ou ensino fundamental incompleto (categoria de base), ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo.	fundamental, medio, superior
Região	Quatro variáveis binárias para distinguir as cinco grandes regiões do país: norte, Nordeste (base), Sul, Sudeste e Centro-Oeste.	norte, sudeste, sul, centro
Localização do domicílio	Duas variáveis binárias para caracterizar a localização do domicílio: domicílio situado em região metropolitana, domicílio situado em área urbana não metropolitana (categoria tomada como base) e domicílio situado em área rural não metropolitana.	metrop
		rural
Condição no domicílio	Duas variáveis binárias para diferenciar a condição do indivíduo no domicílio: pessoa de referência; cônjuge; outros (base).	chefe conjuge
Período	Uma variável para distinguir o trimestre da pesquisa.	Trimestre

Quadro 1: Variáveis explanatórias adotadas no logit multinomial

4 Resultados

Nesta seção, o objetivo é analisar o comportamento da participação da mulher (que se tornou mãe) no mercado de trabalho de acordo com suas características e por meio do modelo logit multinomial com efeitos fixos. Os resultados estão na Tabela 3.

Primeiramente, para a mulher mãe de um bebê a probabilidade de ser inativa é 2,70 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal, mantendo fixas as demais características. Esse efeito reforça as evidências da probabilidade maior de inatividade para as mulheres a partir do momento em que elas se tornam mães. De acordo com os resultados de Guiginski e Wajnman (2019), em 2013, ter um filho pequeno diminuiu a chance da mulher estar no mercado de trabalho em 52,2%. Além disso, Hecksher, Barbosa e Costa (2020) também encontraram um aumento de 31,3% para 53,3% na taxa de inatividade após a gravidez das mulheres, no período compreendido entre 2012 e 2019.

Em conformidade com a Tabela 3, a variável “ensino superior completo” apresenta um efeito negativo para as probabilidades de inatividade, desocupação e ocupação no setor informal. A probabilidade de ser inativa é 0,03 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal quando se tem o ensino superior, em comparação àquela com ensino fundamental incompleto, controlados os demais fatores. Já para a desocupação, essa probabilidade é 0,06 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal. Por fim, a probabilidade de ser inativa é 0,13 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal quando se tem o ensino superior. Os coeficientes ilustram o quanto os anos de estudo são capazes de diminuir a probabilidade de inatividade, desocupação e ocupação em postos de trabalho informais. De acordo com a literatura, é natural que os trabalhadores com maior nível de escolaridade e experiência sejam mais participativos e recebam maiores remunerações. Percebe-se a diminuição das probabilidades das mulheres estarem ocupadas no setor formal à medida que os níveis de instrução se mostram menores.

Via de regra, a participação das mulheres residentes no Nordeste no mercado de trabalho é inferior à observada nas demais regiões do Brasil. O coeficiente referente à região Sudeste, embora se mostre não significativo em se tratando da probabilidade relativa de estar desocupada (em relação a ocupada no setor formal), mostra-se significativo ao nível de 1% para a probabilidade de estar inativa ou ocupada no setor informal. Para a mulher da região Sudeste a probabilidade de ser inativa é 0,53 (cerca da metade) da probabilidade de estar empregada no setor formal, comparativamente à mulher da região Nordeste e mantendo constantes os demais fatores. Já a probabilidade de estar ocupada no setor informal é 0,37 vezes a probabilidade de estar empregada no setor formal, *ceteris paribus*. Essa desigualdade em termos de ocupação pode estar vinculada às peculiaridades locais existentes no Nordeste em relação ao restante do país, sobretudo, menores níveis de educação, rendimento e qualificação.

Por fim, para a mulher que reside em zona rural, a probabilidade de ser inativa é cerca de 7,07 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal, controlados os demais fatores. A porcentagem é mais modesta, embora ainda significativamente alta, quando calcula-se a probabilidade relativa da mulher estar desocupada comparativamente a estar ocupada no setor formal. Essa probabilidade é 2,85 vezes a de estar ocupada no setor formal. Esse resultado pode ser justificado pela maior precariedade das condições de trabalho, sobretudo formal, nas zonas rurais.

Tabela 3: Odds ratios da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal entre 2012 e 2019

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	2,6992*** (0,3456)	0,8459 (0,1364)	0,8680 (0,1212)
ida1	0,4675 (0,6233)	4,2148 (7,7415)	0,0832* (0,1087)
ida2	1,1720 (0,2416)	0,8081 (0,2308)	1,4081* (0,2896)
fundamental	0,3936*** (0,1200)	0,2317*** (0,0869)	0,4630*** (0,1378)
medio	0,1359*** (0,0420)	0,1685*** (0,0623)	0,2704*** (0,0848)
superior	0,0338*** (0,0147)	0,0589*** (0,0297)	0,1309*** (0,0485)
norte	1,3809 (0,5178)	0,8789 (0,4142)	1,4012 (0,5403)
sudeste	0,5313** (0,1463)	0,6788 (0,2046)	0,3675*** (0,0972)
sul	0,1858*** (0,0567)	0,1069*** (0,0390)	0,2534*** (0,0742)
centro	0,5619 (0,1999)	0,3547** (0,1646)	0,3856** (0,1493)
metrop	1,0793 (0,2661)	1,5332 (0,4245)	1,0161 (0,2445)
rural	7,0717*** (2,4062)	2,8552*** (1,0555)	6,6165*** (2,2357)
chefe	0,7927 (0,2773)	0,8937 (0,3459)	1,4425 (0,5207)
conjuge	0,8501 (0,2917)	0,6532 (0,2582)	1,3011 (0,4898)
Trimestre	0,9598* (0,0220)	0,9472 (0,0375)	1,0025 (0,0250)
Observações	13,501	13,501	13,501
Número de mulheres	1,634	1,634	1,634

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Quando a interação entre as dummies de mulher mãe de um bebê e ensino superior é incluída, os resultados são semelhantes. A probabilidade da mulher mãe de um bebê ser inativa é 2,87 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal. O coeficiente associado a interação é estatisticamente significativo somente para a probabilidade de ocupação no setor informal. Ou seja, a probabilidade da mulher mãe de um bebê estar no setor informal depende do seu nível de escolaridade. Para as demais condições de ocupação, essa dependência não é significativa.

Tabela 4: Odds ratios da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal entre 2012 e 2019, modelo com interação de nível de escolaridade

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	2,8684*** (0,4180)	0,8889 (0,1654)	1,0398 (0,1738)
ida1	0,4629 (0,6212)	3,9507 (7,2180)	0,0858* (0,1130)
ida2	1,1733 (0,2437)	0,8168 (0,2321)	1,4012 (0,2914)
fundamental	0,3912*** (0,1198)	0,2287*** (0,0860)	0,4685** (0,1394)
medio	0,1352*** (0,0420)	0,1657*** (0,0615)	0,2737*** (0,0862)
superior	0,0340*** (0,0172)	0,0587*** (0,0325)	0,1866*** (0,0733)
norte	1,3633 (0,5131)	0,8659 (0,4094)	1,3576 (0,5252)
sudeste	0,5244** (0,1448)	0,6746 (0,2034)	0,3595*** (0,0949)
sul	0,1850*** (0,0565)	0,1065*** (0,0388)	0,2480*** (0,0724)
centro	0,5504* (0,1954)	0,3494** (0,1617)	0,3677* (0,1417)
metrop	1,0810 (0,2674)	1,5412 (0,4276)	1,0198 (0,2461)
rural	7,0951*** (2,4114)	2,8639*** (1,0575)	6,6584*** (2,2461)
chefe	0,7924 (0,2765)	0,8919 (0,3451)	1,4007 (0,4982)
conjuge	0,8455 (0,2886)	0,6481 (0,2553)	1,2862 (0,4747)
Trimestre 2	0,8913* (0,0621)	0,9082 (0,0989)	1,0206 (0,0815)
Trimestre 3	0,8880 (0,0675)	0,8855 (0,1059)	0,9118 (0,0746)
Trimestre 4	0,8744 (0,0607)	0,8386 (0,1023)	1,0521 (0,0803)
mae x superior	0,9253 (0,3335)	0,9530 (0,3795)	0,4481* (0,1354)
Observações	13,501	13,501	13,501
Número de mulheres	1,634	1,634	1,634

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A probabilidade da mulher mãe de um bebê estar inativa, desocupada ou ocupada no setor informal independe da condição assumida no domicílio, como visto na Tabela 5 e da região de residência, conforme Tabela 6. Os coeficientes não se mostraram significativos para nenhuma das condições de ocupação.

Tabela 5: Odds ratios da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal entre 2012 e 2019, modelo com interação de chefe

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	2,8049*** (0,4050)	0,7715 (0,1519)	0,9431 (0,1525)
ida1	0,4850 (0,6465)	4,1938 (7,6868)	0,1525 (0,1172)
ida2	1,1639 (0,2399)	0,8079 (0,2305)	1,3910* (0,2866)
fundamental	0,3935*** (0,1198)	0,2347*** (0,2347)	0,4606*** (0,1364)
medio	0,1349*** (0,0417)	0,1689*** (0,0623)	0,2669*** (0,0834)
superior	0,0335*** (0,0146)	0,0582*** (0,0293)	0,1287*** (0,0476)
norte	1,3780 (0,5176)	0,8755 (0,4167)	1,4167 (0,5461)
sudeste	0,5283** (0,1456)	0,6866 (0,2074)	0,3654*** (0,0967)
sul	0,1860*** (0,0567)	0,1039*** (0,0378)	0,2555*** (0,0746)
centro	0,5636 (0,2001)	0,3481** (0,1611)	0,3899** (0,1500)
metrop	1,0758 (0,2650)	1,5278 (0,4223)	1,0064 (0,2412)
rural	7,1230*** (2,4160)	2,8684*** (1,0587)	6,6284*** (2,2357)
chefe	0,8493 (0,3262)	0,7786 (0,3336)	1,6587 (0,6593)
conjuge	0,8527 (0,2923)	0,6596 (0,2614)	1,3113 (0,4940)
Trimestre 2	0,8929 (0,0620)	0,9055 (0,0985)	1,0265 (0,0819)
Trimestre 3	0,8876 (0,0673)	0,8794 (0,1048)	0,9126 (0,0746)
Trimestre 4	0,0673** (0,0605)	0,8448 (0,1031)	1,0507 (0,0794)
mae x chefe	0,8396 (0,2712)	1,4474 (0,5429)	0,6978 (0,2297)
Observações	13.501	13.501	13.501
Número de mulheres	1.634	1.634	1.634

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 6: Odds ratios da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal entre 2012 e 2019, modelo com interação de região

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	2,7666*** (0,4237)	0,8178 (0,1600)	0,8420 (0,1362)
ida1	0,4670 (0,6221)	4,2214 (7,7554)	0,0839* (0,1097)
ida2	1,1722 (0,2414)	0,8083 (0,2311)	1,4071* (0,2894)
fundamental	0,3958*** (0,1205)	0,2340*** (0,0882)	0,4664*** (0,1382)
medio	0,1361*** (0,0420)	0,1695*** (0,0629)	0,2726*** (0,0853)
superior	0,0338*** (0,0147)	0,0592*** (0,0300)	0,1320*** (0,0490)
norte	1,3819 (0,5181)	0,8797 (0,4152)	1,3991 (0,5397)
sudeste	0,5487** (0,1705)	0,6601 (0,2249)	0,3578*** (0,1108)
sul	0,1850*** (0,0567)	0,1070*** (0,0391)	0,2545*** (0,0745)
centro	0,5622 (0,2001)	0,3547** (0,1649)	0,3838** (0,1488)
metrop	1,0787 (0,2665)	1,5338 (0,4258)	1,0135 (0,2441)
rural	7,0537*** (2,4064)	2,8475** (1,0540)	6,5978*** (2,2377)
chefe	0,7941 (0,2774)	0,8876 (0,3434)	1,4344 (0,5160)
conjuge	0,8546 (0,2932)	0,6525 (0,2578)	1,3001 (0,4874)
Trimestre 2	0,8919* (0,0619)	0,9102 (0,0993)	1,0262 (0,0819)
Trimestre 3	0,8867 (0,0671)	0,8870 (0,1065)	0,9117 (0,0746)
Trimestre 4	0,8743** (0,0603)	0,8423 (0,1027)	1,0509 (0,0793)
mae x sudeste	0,9185 (0,2884)	1,0780 (0,3929)	1,0787 (0,3791)
Observações	13.501	13.501	13.501
Número de mulheres	1.634	1.634	1.634

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

5 Robustez

Esta seção é dedicada aos testes de robustez, incluindo diferentes amostras e interações.

5.1 Amostra expandida

O primeiro teste de robustez é derivado de um logit binário. O modelo de resposta binária é baseado na condição de ocupação das mulheres, sendo elas economicamente ativas ou inativas. Neste caso, a condição de ocupação assume o valor 0 caso a mulher seja ativa e 1, se inativa. A Tabela 7 é composta por modelos com e sem interações.

Os resultados mostram um efeito semelhante ao do modelo proposto anteriormente no que tange à probabilidade da mulher estar economicamente inativa após tornar-se mãe. A probabilidade relativa da mulher mãe de um bebê estar inativa é 2,86 vezes a probabilidade de estar ativa, mantendo fixas as demais características.

As verificações de robustez confirmam os resultados mesmo incluindo diferentes interações. Os modelos incluem três termos de interação entre a variável binária que assume o valor 1 caso a mulher seja mãe de um bebê e dummies de nível de escolaridade, condição no domicílio e macrorregião. Esses termos foram incluídos separadamente, para a melhoria das conclusões obtidas. Os coeficientes associados às interações se mostraram estatisticamente significativos ao nível de 1% em todos os modelos. Isto é, no que tange ao mercado de trabalho, a condição de ocupação da mulher mãe de um bebê depende da escolaridade, da condição assumida no domicílio e da região de residência.

Na Tabela A.4 do apêndice, é possível encontrar os coeficientes associados ao modelo de logit binário. De acordo com os coeficientes, a mulher mãe de bebê que tem ensino superior tem uma probabilidade de estar inativa que é 0,40 vezes a probabilidade de estar ativa. Assim, a probabilidade de ela estar inativa é menor que a probabilidade de ela estar ativa. Já a mulher mãe de bebê que é chefe de família tem uma probabilidade de estar inativa que é 1,93 vezes a probabilidade de estar ativa. Por último, a mulher mãe de bebê que é residente da região sudeste tem uma probabilidade de estar inativa que é 2,44 vezes a probabilidade de estar ativa.

Tabela 7: Odds ratio estimados por logit binário da probabilidade das mulheres estarem economicamente inativas. Brasil,2012-2019

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
mae	2,8576*** (0,0074)	2,8216*** (0,008)	2,8822*** (0,0086)	3,0838*** (,0104)
ida1	0,8417*** (0,0198)	0,8388*** (0,0197)	0,8443*** (0,0199)	0,8258*** (0,0195)
ida2	1,0951*** (0,004)	1,096*** (0,004)	1,0944*** (0,004)	1,0982*** (0,004)
fundamental	0,8282*** (0,0042)	0,8278*** (0,0042)	0,8274*** (0,0042)	0,8285*** (0,0042)
medio	0,3708*** (0,0017)	0,3707*** (0,0017)	0,3705*** (0,0017)	0,3702*** (0,0017)
superior	0,1354*** (0,0009)	0,129*** (0,001)	0,1353*** (0,0009)	0,1351*** (0,0009)
norte	1,2579*** (0,0076)	1,2571*** (0,0076)	1,2584*** (0,0076)	1,258*** (0,0076)
sudeste	0,9092*** (0,004)	0,9105*** (0,004)	0,9084*** (0,004)	0,9902** (0,0049)
sul	0,4584*** (0,0026)	0,4579*** (0,0026)	0,4589*** (0,0026)	0,4546*** (0,0025)
centro	1,1031*** (0,0068)	1,1062*** (0,0069)	1,1046*** (0,0068)	1,1032*** (0,0068)
metrop	0,9416*** (0,0036)	0,9426*** (0,0036)	0,9417*** (0,0036)	0,941*** (0,0036)
rural	2,3122*** (0,0116)	2,314*** (0,0116)	2,3133*** (0,0116)	2,3018*** (0,0115)
chefe	0,6862*** (0,004)	0,6853*** (0,004)	0,6988*** (0,0046)	0,6908*** (0,004)
conjuge	0,7381*** (0,0037)	0,7368*** (0,0037)	0,7383*** (0,0037)	0,7451*** (0,0037)
Trimestre 2	0,9051*** (0,0028)	0,9051*** (0,0028)	0,9053*** (0,0028)	0,9043*** (0,0028)
Trimestre 3	0,9355*** (0,003)	0,935*** (0,003)	0,9357*** (0,003)	0,9339*** (0,003)
Trimestre 4	0,8799*** (0,0028)	0,8797*** (0,0028)	0,8798*** (0,0028)	0,8789*** (0,0028)
mae x superior		1,0973*** (0,009)		
mae x chefe			0,9574*** (0,007)	
mae x sudeste				0,7989*** (0,005)
Observações	11.395	11.395	11.395	11.395
Número de mulheres	1.375	1.375	1.375	1.375

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrões em parênteses.

A Tabela 8 ilustra os efeitos marginais de cada variável explanatória do modelo sobre a probabilidade prevista da mulher estar inativa. Esses efeitos foram calculados considerando o ponto médio das covariadas. O efeito marginal médio da mulher mãe de um bebê sobre a probabilidade de inatividade é de 0,2529. Ou seja, com as variáveis fixadas em suas médias, a probabilidade da mulher mãe de um bebê estar economicamente inativa seria 25,29 pontos percentuais maior.

As variáveis de escolaridade também apresentam coeficientes semelhantes aos do modelo anterior. Para a mulher "média", a probabilidade de estar inativa é 4,54 pontos percentuais menor para as mulheres com ensino fundamental completo, controlados os demais fatores. Para as que possuem ensino médio completo, a probabilidade de estar inativa é 23,89 pontos percentuais menor. Na média das covariadas, a probabilidade da mulher estar inativa diminui à medida que ela apresenta níveis de escolaridade mais elevados.

Tabela 8: Efeitos marginais, considerando o ponto médio das covariadas, do logit binário para a probabilidade de uma mulher ser economicamente inativa. Brasil, 2012-2019.

	dy/dx	Std.Err.	z	P _z	[95%Conf.	Interval]
mae	0.2529	0.0017	144.5700	0.0000	0.2495	0.2563
ida1	-0.0415	0.0054	-7.6900	0.0000	-0.0521	-0.0309
ida2	0.0219	0.0007	29.4300	0.0000	0.0204	0.0234
fundamental	-0.0454	0.0012	-36.6900	0.0000	-0.0478	-0.0430
medio	-0.2389	0.0019	-124.9100	0.0000	-0.2427	-0.2352
superior	-0.4815	0.0037	-130.1700	0.0000	-0.4888	-0.4743
norte	0.0553	0.0015	35.9600	0.0000	0.0523	0.0583
sudeste	-0.0229	0.0011	-21.6900	0.0000	-0.0250	-0.0208
sul	-0.1879	0.0018	-104.1900	0.0000	-0.1914	-0.1843
centro	0.0236	0.0015	15.6100	0.0000	0.0207	0.0266
metrop	-0.0145	0.0009	-15.5000	0.0000	-0.0163	-0.0127
rural	0.2019	0.0018	109.5300	0.0000	0.1983	0.2055
chefe	-0.0907	0.0016	-57.3500	0.0000	-0.0938	-0.0876
conjuge	-0.0731	0.0014	-53.6300	0.0000	-0.0758	-0.0705
Trimestre						
2	-0.0241	0.0008	-31.2800	0.0000	-0.0256	-0.0226
3	-0.0162	0.0008	-20.9500	0.0000	-0.0177	-0.0147
4	-0.0309	0.0008	-39.1300	0.0000	-0.0324	-0.0293
Número de observações	11.395					

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

Com o objetivo de verificar se os resultados estão sendo influenciados pela idade das mulheres, foi realizado um teste de robustez admitindo uma amostra restrita às mulheres entre 25 e 49 anos. Os resultados estão na Tabela 9.

A dimensão da amostra diminuiu, mas os resultados denotam um efeito positivo e significativo sobre a probabilidade da mulher estar inativa após o nascimento do seu primeiro filho. A probabilidade relativa da mulher mãe de um bebê estar inativa é 2,51 vezes a probabilidade de ela ser ativa, mantendo fixas as demais características.

As interações também resultaram em coeficientes significativos. Apesar da interação entre a mulher ser mãe de um bebê e ela ser chefe de família apresentar significância somente ao nível de 10%, todos os termos foram significativos. Esses termos indicam a dependência entre essas características, uma a uma, e a condição de ocupação da mulher após ela se tornar mãe de um bebê.

Tabela 9: Odds ratio estimados por logit binário da probabilidade das mulheres entre 25 e 49 anos estarem economicamente inativas. Brasil, 2012-2019

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
mae	2,5137*** (0,0088)	2,3273*** (0,0093)	2,5037*** (0,0103)	2,2548*** (0,0105)
ida1	1,8815*** (0,0882)	1,9245*** (0,0904)	1,8728*** (0,0879)	1,9732*** (0,0923)
ida2	0,9964*** (0,0064)	0,9954 (0,0064)	0,9971 (0,0064)	0,9895* (0,0064)
fundamental	0,9783*** (0,0072)	0,9816** (0,0072)	0,9788*** (0,0072)	0,9854** (0,0072)
medio	0,3647*** (0,0022)	0,3671*** (0,0022)	0,3649*** (0,0022)	0,3687*** (0,0022)
superior	0,1686*** (0,0013)	0,1385*** (0,0013)	0,1687*** (0,0013)	0,1708*** (0,0013)
norte	0,7869*** (0,007)	0,7841*** (0,007)	0,7862*** (0,007)	0,7818*** (0,007)
sudeste	0,8024*** (0,0049)	0,8084*** (0,005)	0,8027*** (0,0049)	0,7138*** (0,005)
sul	0,537*** (0,0041)	0,534*** (0,0041)	0,537*** (0,0041)	0,5421*** (0,0041)
centro	1,0976*** (0,0101)	1,1212*** (0,0104)	1,0969*** (0,0101)	1,103*** (0,0102)
metrop	0,7969*** (0,0042)	0,7987*** (0,0043)	0,797*** (0,0042)	0,7993*** (0,0043)
rural	1,8244*** (0,0135)	1,8336*** (0,0136)	1,8231*** (0,0135)	1,8607*** (0,0139)
chefe	0,4156*** (0,0037)	0,4021*** (0,0036)	0,4122*** (0,0041)	0,4061*** (0,0036)
conjuge	0,6515*** (0,0053)	0,6307*** (0,0051)	0,6511*** (0,0053)	0,6383*** (0,0052)
Trimestre 2	0,8854*** (0,0037)	0,8861*** (0,0037)	0,8852*** (0,0037)	0,8868*** (0,0037)
Trimestre 3	0,8861*** (0,0037)	0,8846*** (0,0037)	0,8859*** (0,0037)	0,8885*** (0,0037)
Trimestre 4	0,8715*** (0,0036)	0,8706*** (0,0036)	0,8715*** (0,0036)	0,873*** (0,0036)
mae x superior		1,466*** (0,0141)		
mae x chefe			1,0178* (0,0097)	
mae x sudeste				1,3401*** (0,0112)
Observações	6.226	6.226	6.226	6.226
Número de mulheres	816	816	816	816

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrões em parênteses.

Por fim, foi realizado um teste de robustez adicional, para verificar se a renda média per capita das mulheres influi nas probabilidades de inatividade após elas se tornarem mães.

Os resultados da Tabela 10 estão separados por faixas de renda. A faixa 1 corresponde as mulheres que possuem uma renda média deflacionada ⁸ acima de 1.255 (em reais) e a faixa 2, aquelas que possuem uma renda média deflacionada entre 0 (em reais) e 1.254 (em reais).

Em ambas faixas de renda, ter um bebê aumenta a probabilidade das mulheres estarem inativas. Para as mulheres mães de um bebê cuja renda média per capita é igual ou superior a 1.255, a probabilidade de estar inativa é 3,77 vezes a probabilidade de estar ativa. Já as mães com renda média per capita de até 1.254, essa probabilidade é 2,50 vezes a probabilidade de estar ativa.

⁸Corresponde a renda total do domicílio dividida pelo número de componentes do domicílio

Tabela 10: Odds ratio estimados por logit binário da probabilidade das mulheres estarem economicamente inativas segundo a renda média deflacionada per capita. Brasil, 2012-2019

	Faixa 1		Faixa 2	
	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão
mae	3,7672***	0,0434	2,5046***	0,0078
ida1	11,3662***	1,2937	0,3323***	0,0105
ida2	0,6136***	0,0107	1,2417***	0,0062
fundamental	0,3482***	0,0146	0,8686***	0,0049
medio	0,5616***	0,0227	0,4192***	0,0022
superior	0,1109***	0,0048	0,2049***	0,0019
norte	5,3907***	0,1949	1,187***	0,0083
sudeste	0,8293***	0,0207	1,4147***	0,0077
sul	0,393***	0,0106	0,6691***	0,0049
centro	1,0962***	0,0355	1,642***	0,0136
metrop	2,4536***	0,042	1,0329***	0,0052
rural	29,0647***	1,4538	2,203***	0,0131
chefe	0,1919***	0,0074	1,1147***	0,0075
conjuge	0,7445***	0,0259	1,1777***	0,0069
Trimestre de referência		.		.
2	0,9036***	0,0097	0,871***	0,0032
3	0,6907***	0,0075	0,9346***	0,0035
4	0,8064***	0,0085	0,8547***	0,0032
Observações	966		7.993	
Número de mulheres	180		1.143	

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. A faixa 1 é composta por mulheres onde a renda média per capita é igual ou superior a 1.255 (em reais), ao passo que a faixa 2 é composta por aquelas com a renda inferior a 1.255 (em reais).

5.2 Amostra PNAD Contínua

A proposta da Tabela 11 foi estimar modelos semelhantes aos anteriores, mas utilizando o painel original da PNAD Contínua. Até então, este trabalho apresentava um painel com a janela de observação expandida por pareamento.

No modelo de logit multinomial, apesar dos coeficientes em sua maioria, não serem significativos, os resultados para a binária mãe de um bebê são conclusivos. Semelhante aos resultados apresentados com a amostra expandida, a probabilidade da mulher mãe de um bebê estar inativa é maior que a de estar ocupada no setor formal. Com a amostra original da PNAD Contínua, a mulher mãe de um bebê possui a probabilidade de ser inativa que é 2,32 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal, mantendo fixas as demais características.

Tabela 11: Odds ratios da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal. Pannel original PNADC, Brasil, 2012-2019.

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	2,3248*** (0,5231)	1,7938 (0,8995)	1,4740 (0,4627)
ida1	3355 (4253)	2,2458 (4,18)	1,6503 (2,59)
ida2	0,2983 (0,5635)	0,1430 (0,4383)	0,0716 (0,1496)
fundamental	0,4416 (0,3553)	3,4594 (5,6336)	0,4630 (0,3293)
medio	0,9333 (0,8476)	5,1469 (8,5685)	1,0276 (0,7192)
superior	0,2133 (0,2415)	12,3862 (37,1058)	0,9705 (0,9359)
chefe	0,1089** (0,1194)	4,4481 (5,2476)	0,0756** (0,0829)
conjuge	0,1194 (0,2080)	4,2636 (5,8841)	0,0694** (0,0788)
Trimestre 2	0,9686 (0,1965)	1,0955 (0,4410)	1,2051 (0,2291)
Trimestre 3	1,0254 (0,2215)	1,1112 (0,4297)	0,9640 (0,2213)
Trimestre 4	1,1818 (0,2540)	0,6797 (0,2397)	1,6067* (0,4407)
Observações	2.921	2.921	2.921
Número de mulheres	590	590	590

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Embora os resultados para o logit binário sejam mais modestos, o efeito do nascimento do primeiro filho sobre a probabilidade de inatividade também se mostrou significativo. Para a mulher mãe de um bebê, a probabilidade de ser inativa é 1,87 vezes a probabilidade de ser ativa. Ainda que o tamanho da amostra tenha diminuído substancialmente, os resultados se mostraram estatisticamente significativos.

As interações também apresentam resultados significativos e positivos. Os resultados sugerem que essa relação positiva entre ser mãe de um bebê e estar inativa quanto ao mercado de trabalho depende do seu nível de escolaridade, bem como de sua condição no domicílio e região de residência. Na Tabela A.6 do apêndice, é possível encontrar as regressões por logit binário.

Tabela 12: Odds ratios estimados por logit binário da probabilidade das mulheres estarem economicamente inativas. Painel original PNADC, Brasil, 2012-2019.

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
mae	1,8698*** (0,0122)	1,8395*** (0,0129)	1,8523*** (0,0133)	1,5107*** (0,012)
ida1	0,0022*** (0,0005)	0,0026*** (0,0006)	0,0022*** (0,0005)	0,0027*** (0,0006)
ida2	2,6137*** (0,1007)	2,5326*** (0,0983)	2,6039*** (0,1003)	2,5425*** (0,0978)
fundamental	0,6098*** (0,0109)	0,6096*** (,0109)	0,6102*** (0,0109)	0,6418*** (0,0115)
medio	0,7118*** (0,0144)	0,7133*** (0,0145)	0,7125*** (0,0144)	0,7601*** (0,0154)
superior	0,1492*** (0,0046)	0,1362*** (0,0046)	0,1498*** (0,0046)	0,1571*** (0,0049)
chefe	0,2069*** (0,0077)	0,2071*** (0,0077)	0,2*** (0,0078)	0,2241*** (0,0084)
conjuge	0,3921*** (0,0142)	0,3911*** (0,0141)	0,3917*** (0,0141)	0,4377*** (0,0159)
Trimestre 2	0,8653*** (0,0056)	0,864*** (0,0056)	0,8662*** (0,0056)	0,8735*** (0,0057)
Trimestre 3	0,9649*** (0,0063)	0,9665*** (0,0063)	0,9653*** (0,0063)	0,9746*** (0,0064)
Trimestre 4	0,9772*** (0,0064)	0,9772*** (0,0064)	0,9786*** (0,0065)	0,9703*** (0,0064)
mae x superior		1,1094*** (0,0179)		
mae x chefe			1,0453*** (0,015)	
mae x sudeste				1,7366*** (0,0205)
Observações	2.391	2,391	2,391	2,391
Número de mulheres	482	482	482	482

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrões em parênteses.

6 Considerações finais

Apesar da presença feminina no mercado de trabalho ter ganhado expressão nas últimas décadas, os resultados encontrados neste trabalho endossam as evidências de que existe uma queda de participação após as mulheres se tornarem mães.

A contribuição original deste trabalho foi mostrar as probabilidades das mulheres estarem em posições de desocupação, inatividade e informalidade após o nascimento do primeiro filho. Com a amostra expandida, a probabilidade da mulher mãe de um bebê estar inativa é 2,70 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal, mantendo fixas as demais características. Com a amostra original da PNAD Contínua, o efeito é semelhante. A mulher mãe de um bebê possui a probabilidade de ser inativa que é 2,32 vezes a probabilidade de estar ocupada no setor formal, mantendo fixas as demais características. Os efeitos sobre a desocupação e ocupação no setor informal não se mostraram significantes em ambas amostras. Dessa forma, a análise dos dados da PNAD Contínua para os anos entre 2012 e 2019, por meio de regressões de logit multinomial, revelou o quanto ser mãe influencia nas taxas de inatividade, controlados os efeitos fixos individuais.

Cumprir notar que, em virtude das limitações da base de dados utilizada, a amostra expandida adota um método de pareamento por escore de propensão. Essa estrutura permitiu aumentar o número de observações de cada mulher e, conseqüentemente, estimar com mais precisão o efeito a curto prazo de se tornar mãe. Como forma de robustez, foram realizadas estimações com base na PNAD Contínua

na sua versão original. No logit multinomial, a maioria dos coeficientes não foram significativos, reforçando a importância da expansão do painel.

Referências

- AMUEDO-DORANTES, C.; KIMMEL, J. The motherhood wage gap for women in the United States: The importance of college and fertility delay. *Review of Economics of the Household*, v. 3, n. 1, p. 17–48, 2005. Disponível em: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:reveho:v:3:y:2005:i:1:p:17-48>).
- ANDERSON, D. J.; BINDER, M.; KRAUSE, K. The motherhood wage penalty revisited: Experience, heterogeneity, work effort, and work-schedule flexibility. *Industrial and Labor Relations Review*, Sage Publications, Inc., v. 56, n. 2, p. 273–294, 2003. ISSN 00197939, 2162271X. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/3590938>).
- BARBOSA, A. L. N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. p. 31–41, 08 2014.
- BARBOSA, A. L. N. de H.; FILHO, F. de H. B. Diferencial de salários entre os setores público e privado no Brasil: Um modelo de escolha endógena. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)*, 11 2012.
- BECKER, G. S. Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, [University of Chicago Press, Society of Labor Economists, NORC at the University of Chicago], v. 3, n. 1, p. S33–S58, 1985. ISSN 0734306X, 15375307. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2534997>).
- 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.
- BRASIL. Lei n. 11.770, de 09 de setembro de 2008 cria o programa empresa cidadã, destinado à prorrogação da licença-maternidade mediante concessão de incentivo fiscal, e altera a lei no 8.212, de 24 de julho de 1991. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 2008. Disponível em: <https://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/2008/lei-11770-9-setembro-2008-580284-publicacaooriginal-103231-pl.html>).
- BUDIG, M.; HODGES, M. Differences in disadvantage: Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution. *American Sociological Review*, v. 75, p. 705–728, 10 2010.
- 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>).
- 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>).
- DAHL, G. et al. What is the case for paid maternity leave? *Review of Economics and Statistics*, v. 98, 03 2016.
- DUVIVIER, C.; NARCY, M. The motherhood wage penalty and its determinants: A public-private comparison. *LABOUR*, v. 29, n. 4, p. 415–443, jul. 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/labr.12057>).

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.

FEIJO, C. A.; SILVA, D. B. do Nascimento e; SOUZA, A. C. de. Quão heterogêneo é o setor informal brasileiro? uma proposta de classificação de atividades baseada na ecinf. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 13, n. 2, p. 329–354, ago. 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s1415-98482009000200007>.

GAULT, B. et al. Paid parental leave in the United States: What the data tell us about access, usage, and economic and health benefits. In: . [S.l.: s.n.], 2014.

GERTLER, P. et al. *Avaliação de Impacto na Prática*. [S.l.]: 2. ed. Washington, DC: Banco Interamericano de Desenvolvimento e Banco Mundial, 2018.

GOLDIN, C.; MITCHELL, J. The new life cycle of women's employment: Disappearing humps, sagging middles, expanding tops. *Journal of Economic Perspectives*, v. 31, p. 161–182, 02 2017.

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>.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, Cambridge University Press, v. 20, n. 1, p. 25–46, 2012.

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.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. A. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. *Cadernos de Pesquisa*, v. 37, p. 595 – 609, 12 2007. ISSN 0100-1574. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-15742007000300005&nrm=iso.

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>.

MATTAR, F. G. *Essays on female labor supply*. [S.l.]: Tese (doutorado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2018.

MEIRELES, D. C.; FREGUGLIA, R. da S.; CORSEUIL, C. H. L. Programa empresa cidadã: Os impactos do aumento da licença-maternidade sobre os trabalhadores. In: . [S.l.]: Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2017.

MEURS, D.; PAILHÉ, A.; PONTHEUX, S. Child-related career interruptions and the gender wage gap in france. *Annals of Economics and Statistics*, n. 99/100, p. 15, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/41219158>.

NERI, M. Decent work and the informal sector in Brazil. *Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation (Brazil), Economics Working Papers (Ensaaios Economicos da EPGE)*, 01 2002.

SANTIAGO, C. E. P.; VASCONCELOS, A. M. N. Do catador ao doutor: um retrato da informalidade do trabalhador por conta própria no Brasil. *Nova Economia*, v. 27, n. 2, p. 213–246, ago. 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2588>.

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

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 4, p. 596–618, dez. 2006. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s0101-31572006000400008>.

WILDE, E.; BATCHELDER, L.; ELLWOOD, D. The mommy track divides: The impact of childbearing on wages of women of differing skill levels. *NBER Working Paper*, 12 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2001. v. 1. Disponível em: <https://ideas.repec.org/b/mtp/titles/0262232197.html>.

A Apêndice

Tabela A.2: Regressões por logit multinomial da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal entre 2012 e 2019

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	0,9929*** (0,1281)	-0,1674 (0,1613)	-0,1416 (0,1396)
ida1	-0,7603 (1,3331)	1,4386 (1,8367)	-2,4864* (1,3064)
ida2	0,1587 (0,2062)	-0,2130 (0,2856)	0,3422* (0,2057)
fundamental	-0,9324*** (0,3048)	-1,4621*** (0,3752)	-0,7701*** (0,2977)
medio	-1,9959*** (0,3090)	-1,7811*** (0,3697)	-1,3080*** (0,3137)
superior	-3,3878*** (0,4362)	-2,8321*** (0,5051)	-2,0332*** (0,3708)
norte	0,3228 (0,3750)	-0,1291 (0,4713)	0,3373 (0,3856)
sudeste	-0,6324** (0,2754)	-0,3875 (0,3014)	-1,0011*** (0,2645)
sul	-1,6830*** (0,3051)	-2,2357*** (0,3650)	-1,3726*** (0,2927)
centro	-0,5764 (0,3557)	-1,0364** (0,4641)	-0,9528** (0,3872)
metrop	0,0764 (0,2465)	0,4273 (0,2769)	0,0159 (0,2407)
rural	1,9561*** (0,3403)	1,0491*** (0,3697)	1,8896*** (0,3379)
chefe	-0,2323 (0,3499)	-0,1124 (0,3871)	0,3664 (0,3610)
conjuge	-0,1624 (0,3432)	-0,4258 (0,3953)	0,2632 (0,3764)
Trimestre	-0,0410* (0,0229)	-0,0542 (0,0396)	0,0025 (0,0249)
Observações	13,501	13,501	13,501
Número de mulheres	1,634	1,634	1,634

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A.3: Regressões por logit multinomial da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal entre 2012 e 2019, modelo com interação de nível de escolaridade

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	1,0537*** (0,1457)	0,1178 (0,1860)	0,0390 (0,1671)
ida1	0,7702 (1,3419)	1,3739 (1,8270)	-2,4561* (1,3174)
ida2	0,1599 (0,2077)	-0,2023 (0,2841)	0,3373 (0,2080)
fundamental	-0,9386*** (0,3064)	-1,4752*** (0,3759)	-0,7583** (0,2976)
medio	-2,0009*** (0,3109)	-1,7977*** (0,3714)	-1,2958*** (0,3148)
superior	-3,3810*** (0,5047)	-2,8357*** (0,5542)	-1,6786*** (0,3927)
norte	0,3099 (0,3764)	-0,1439 (0,4728)	0,3057 (0,3868)
sudeste	-0,6455** (0,2761)	-0,3936 (0,3015)	-1,0229*** (0,2640)
sul	-1,6871*** (0,3056)	-2,2394*** (0,3647)	-1,3943*** (0,2919)
centro	-0,5970* (0,3549)	-1,0515** (0,4627)	-1,0004* (0,3853)
metrop	0,0778 (0,2473)	0,4326 (0,2774)	0,0196 (0,2413)
rural	1,9594*** (0,3399)	1,0522** (0,3692)	1,8959*** (0,3373)
chefe	-0,2326 (0,3489)	-0,1144 (0,3869)	0,3370 (0,3557)
conjuge	-0,1679 (0,3413)	-0,4336 (0,3938)	0,2517 (0,3691)
Trimestre 2	-0,1151* (0,0697)	-0,0963 (0,1088)	0,0203 (0,0799)
Trimestre 3	-0,1187 (0,0760)	-0,1216 (0,1197)	-0,0923 (0,0818)
Trimestre 4	-0,1342 (0,0694)	-0,1760 (0,1220)	0,0508 (0,0763)
mae x superior	-0,0776 (0,3604)	-0,0481 (0,3982)	-0,8027* (0,3022)
Observações	13,501	13,501	13,501
Número de mulheres	1,634	1,634	1,634

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A.4: Regressões por logit binário da probabilidade das mulheres estarem economicamente inativas. Brasil, 2012-2019

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
mae	1,0500*** (0,0026)	1,0373*** (0,0028)	1,0585*** (0,0030)	1,1262*** (0,0034)
ida1	-0,1724*** (0,0235)	-0,1758*** (0,0235)	-0,1693*** (0,0236)	-0,1915*** (0,0236)
ida2	0,0909*** (0,0036)	0,0916*** (0,0036)	0,0902*** (0,0036)	0,0937*** (0,0037)
fundamental	-0,1886*** (0,0051)	-0,1889*** (0,0051)	-0,1895*** (0,0051)	-0,1882*** (0,0051)
medio	-0,9920*** (0,0046)	-0,9924*** (0,0046)	-0,9930*** (0,0046)	-0,9936*** (0,0046)
superior	-1,9992*** (0,0063)	-2,0476*** (0,0077)	-2,0001*** (0,0063)	-2,0017*** (0,0063)
norte	0,2294*** (0,0060)	0,2288*** (0,0060)	0,2298*** (0,0060)	0,2295*** (0,0060)
sudeste	-0,0951*** (0,0044)	-0,0937*** (0,0044)	-0,0961*** (0,0044)	-0,0099** (0,0050)
sul	-0,7800*** (0,0056)	-0,7811*** (0,0056)	-0,7789*** (0,0056)	-0,7884*** (0,0056)
centro	0,0981*** (0,0062)	0,1009*** (0,0062)	0,0995*** (0,0062)	0,0982*** (0,0062)
metrop	-0,0602*** (0,0039)	-0,0591*** (0,0039)	-0,0600*** (0,0039)	-0,0608*** (0,0039)
rural	0,8382*** (0,0050)	0,8390*** (0,0050)	0,8387*** (0,0050)	0,8337*** (0,0050)
chefe	-0,3766*** (0,0058)	-0,3779*** (0,0058)	-0,3584*** (0,0065)	-0,3699*** (0,0058)
conjuge	-0,3036*** (0,0050)	-0,3054*** (0,0050)	-0,3035*** (0,0050)	-0,2942*** (0,0050)
Trimestre 2	-0,0997*** (0,0031)	-0,0997*** (0,0031)	-0,0995*** (0,0031)	-0,1006*** (0,0031)
Trimestre 3	-0,0666*** (0,0032)	-0,0672*** (0,0032)	-0,0664*** (0,0032)	-0,0683*** (0,0032)
Trimestre 4	-0,1280*** (0,0032)	-0,1282*** (0,0032)	-0,1280*** (0,0032)	-0,1291*** (0,0032)
mae x superior		0,0928*** (0,0082)		
mae x chefe			-0,0436*** (0,0073)	
mae x sudeste				-0,2245*** (0,0063)
Observações	11.395	11.395	11.395	11.395
Número de mulheres	1.375	1.375	1.375	1.375

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrões em parênteses.

Tabela A.5: Regressões por logit multinomial da probabilidade das mulheres estarem inativas, desocupadas e ocupadas no setor informal. Painel original PNADC, Brasil, 2012-2019

Variáveis	Inativa	Desocupada	Setor informal
mae	0,8436*** (0,2250)	0,5843 (0,5015)	0,3880 (0,3139)
ida1	12,7234 (12,6756)	26,1375 (18,6083)	23,5268 (15,6805)
ida2	-1,2096 (1,8889)	-1,9446 (3,0641)	-2,6368 (2,0894)
fundamental	-0,8172 (0,8044)	1,2411 (1,6285)	-0,7701 (0,7113)
medio	-0,0690 (0,9082)	1,6384 (1,6648)	0,0272 (0,6999)
superior	-1,5452 (1,1322)	2,5166 (2,9957)	-0,0210 (0,9644)
chefe	-2,2169** (1,0959)	1,4925 (1,1797)	-2,5827** (1,0968)
conjuge	-1,6324 (1,0640)	1,4501 (1,3801)	-2,6682** (1,1361)
Trimestre 2	-0,0319 (0,2029)	0,0912 (0,4026)	0,1865 (0,1901)
Trimestre 3	0,0250 (0,2160)	0,1055 (0,3867)	-0,0367 (0,2295)
Trimestre 4	0,1671 (0,2149)	-0,3861 (0,3526)	0,4742* (0,2743)
Observações	2.921	2.921	2.921
Número de mulheres	590	590	590

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A.6: Regressões por logit binário da probabilidade das mulheres estarem economicamente inativas. Painel original PNADC, Brasil, 2012-2019

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
mae	0,6258*** (0,0065)	0,6095*** (0,0070)	0,6164*** (0,0072)	0,4126*** (0,0079)
ida1	-6,1260*** (0,2199)	-5,9433*** (0,2217)	-6,0994*** (0,2201)	-5,9295*** (0,2194)
ida2	0,9607*** (0,0385)	0,9292*** (0,0388)	0,9570*** (0,0385)	0,9332*** (0,0385)
fundamental	-0,4946*** (0,0179)	-0,4949*** (0,0179)	-0,4940*** (0,0179)	-0,4435*** (0,0179)
medio	-0,3400*** (0,0203)	-0,3379*** (0,0203)	-0,3390*** (0,0203)	-0,2743*** (0,0203)
superior	-1,9022*** (0,0308)	-1,9936*** (0,0340)	-1,8987*** (0,0309)	-1,8509*** (0,0309)
chefe	-1,5754*** (0,0373)	-1,5743*** (0,0373)	-1,6094*** (0,0389)	-1,4955*** (0,0375)
conjuge	-0,9364*** (0,0361)	-0,9389*** (0,0361)	-0,9373*** (0,0361)	-0,8262*** (0,0363)
Trimestre 2	-0,1447*** (0,0065)	-0,1461*** (0,0065)	-0,1437*** (0,0065)	-0,1352*** (0,0065)
Trimestre 3	-0,0358*** (0,0065)	-0,0341*** (0,0065)	-0,0353*** (0,0065)	-0,0257*** (0,0065)
Trimestre 4	-0,0231*** (0,0066)	-0,0231*** (0,0066)	-0,0217*** (0,0066)	-0,0302*** (0,0066)
mae x superior		0,1039*** (0,0161)		
mae x chefe			0,0443*** (0,0144)	
mae x sudeste				0,5519*** (0,0118)
Observações	2.391	2,391	2,391	2,391
Número de mulheres	482	482	482	482

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

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrões em parênteses.

Tabela A.1: Teste de diferenças de médias de covariáveis entre as mulheres que declararam filho em uma entrevista específica e as que não declararam, para as amostras não pareadas e pareadas.

Covariáveis	Amostra	Pareamento Entrevista 1			Pareamento Entrevista 2			Pareamento Entrevista 3		
		Tratamento	Controle	p-valor	Tratamento	Controle	p-valor	Tratamento	Controle	p-valor
Idade	Não Pareada	27,89	33,46	0,000	27,64	33,46	0,000	27,40	33,44	0,000
	Pareada	28,29	28,29	1,000	28,25	27,54	0,267	27,60	27,27	0,598
Cor	Não Pareada	2,64	2,53	0,000	2,59	2,54	0,007	2,57	2,55	0,435
	Pareada	2,62	2,59	0,643	2,65	2,49	0,201	2,56	2,70	0,246
Situação no domicílio	Não Pareada	1,26	1,23	0,000	1,30	1,22	0,000	1,28	1,22	0,000
	Pareada	1,26	1,24	0,218	1,23	1,24	0,919	1,25	1,28	0,350
UF	Não Pareada	30,73	31,87	0,000	31,55	31,89	0,006	31,78	31,93	0,251
	Pareada	31,30	30,8	0,304	30,71	32,8	0,029	32,56	31,30	0,172
Cônjuge no domicílio	Não Pareada	0,84	0,71	0,000	0,94	0,70	0,000	0,93	0,70	0,000
	Pareada	0,82	0,83	0,596	0,94	0,93	0,862	0,95	0,93	0,480
Renda média	Não Pareada	895,85	1540,81	0,000	1131,25	1522,81	0,000	1216,99	1515,16	0,000
	Pareada	984,22	1031	0,430	1049,4	1324,4	0,047	1063,7	999,44	0,493

		Pareamento Entrevista 4			Pareamento Entrevista 5		
		Tratamento	Controle	p-valor	Tratamento	Controle	p-valor
Idade	Não Pareada	27,52	33,64	0,000	27,71	33,94	0,000
	Pareada	28,04	28,56	0,476	27,70	27,44	0,729
Cor	Não Pareada	2,69	2,55	0,000	2,50	2,55	0,014
	Pareada	2,62	2,79	0,231	2,55	2,69	0,373
Situação no domicílio	Não Pareada	1,31	1,22	0,000	1,30	1,22	0,000
	Pareada	1,29	1,28	0,836	1,28	1,27	0,908
UF	Não Pareada	31,24	31,94	0,000	31,93	31,96	0,874
	Pareada	31,35	31,77	0,683	32,74	31,56	0,282
Cônjuge no domicílio	Não Pareada	0,93	0,70	0,000	0,94	0,71	0,000
	Pareada	0,91	0,92	0,608	0,94	0,94	1,000
Renda média	Não Pareada	1297,27	1523,61	0,000	1494,74	1535,96	0,207
	Pareada	1070,2	1041	0,493	1086	1081,40	0,972

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD Contínua de 2012-2019.