

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2719

**OS IMPACTOS DO AUMENTO DA
LICENÇA-MATERNIDADE SOBRE OS
PADRÕES DE OFERTA DE TRABALHO
FEMININA AO NÍVEL DAS EMPRESAS**

**DÉBORA MEIRELES
RICARDO FREGUGLIA
CARLOS HENRIQUE CORSEUIL**



**OS IMPACTOS DO AUMENTO DA
LICENÇA-MATERNIDADE SOBRE OS
PADRÕES DE OFERTA DE TRABALHO
FEMININA AO NÍVEL DAS EMPRESAS**

DÉBORA MEIRELES¹

RICARDO FREGUGLIA²

CARLOS HENRIQUE CORSEUIL³

1. Professora na Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas (FACE) da Universidade Federal de Goiás (UFG). *E-mail*: <deborameireles@ufg.br>.

2. Professor na Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). *E-mail*: <ricardo.freguglia@ufjf.br>.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. *E-mail*: <carlos.corseuil@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério da Economia

Ministro Paulo Guedes

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

CARLOS VON DOELLINGER

Diretor de Desenvolvimento Institucional
MANOEL RODRIGUES JUNIOR

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**
FLÁVIA DE HOLANDA SCHMIDT

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
JOSÉ RONALDO DE CASTRO SOUZA JÚNIOR

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
NILO LUIZ SACCARO JÚNIOR

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de
Inovação e Infraestrutura**
ANDRÉ TORTATO RAUEN

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
LENITA MARIA TURCHI

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas e
Políticas Internacionais**
IVAN TIAGO MACHADO OLIVEIRA

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
ANDRÉ REIS DINIZ

OUVIDORIA: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>
URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2021

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: J13; J18; J22.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2719>

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	6
2 PROGRAMA EMPRESA CIDADÃ: ASPECTOS INSTITUCIONAIS.....	8
3 DADOS	9
4 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO	13
5 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	16
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	24
REFERÊNCIAS	24
APÊNDICE A	28

SINOPSE

Este texto analisa os efeitos de mudanças voluntárias da licença-maternidade – por meio do Programa Empresa Cidadã (PEC) – de 120 dias para 180 dias sobre as contratações líquidas e os salários das trabalhadoras nas empresas que aderiram ao programa. Para tanto, foi empregado o método de pareamento com escore de propensão combinado ao de diferenças em diferenças. Os resultados revelaram que a extensão da licença-maternidade exerceu um impacto positivo e significativo nas contratações das trabalhadoras, e nulo para os salários de contratação. Como forma de testar a credibilidade da nossa estratégia empírica, foram estimados impactos nulos para anos anteriores ao início do programa, bem como para homens após o início do programa. Os resultados foram interpretados à luz de um arcabouço de competição imperfeita no mercado de trabalho, o qual sugere que os impactos estimados refletem um aumento na oferta de trabalho feminina para as empresas que aumentaram a duração da licença-maternidade.

Palavras-chave: licença-maternidade; oferta de trabalho; competição imperfeita.

ABSTRACT

This article analyzes the effects of voluntary changes in maternity leave – through the Programa Empresa Cidadã (PEC) – from 120 days to 180 days on hiring and wages of female workers in companies that adhered to the program. For this purpose, we used the propensity score matching method combined with differences in differences. The results revealed that the extension of maternity leave had a positive and significant impact on the hiring of female workers, and no impact on hiring wages. As a way to test the credibility of our empirical strategy, null impacts were estimated for years before the start of the program, as well as for men after the start of the program. The results were interpreted through the lens of a framework of imperfect competition in the labor market, which suggests that the estimated impacts reflect an increase in the female labor supply for companies that increased the duration of maternity leave.

Keywords: maternity leave; labor supply; imperfect competition.

1 INTRODUÇÃO

Licenças-maternidade, entendidas como a provisão de um direito da mulher se ausentar de forma remunerada de seu emprego por um determinado número de meses logo após o parto, é uma política pública muito difundida entre os países do mundo. Segundo Rossin-Slater (2018), os Estados Unidos e a Papua Nova Guiné eram os únicos dois países que não tinham uma política nacional de licença-maternidade.¹⁴

Esse tipo de intervenção é motivado pelo fato de que a decisão da mulher sobre a volta ao mercado de trabalho em um ambiente sem a política tende a sacrificar o bem-estar da mulher e/ou da criança. Quanto maior o tempo que a mulher passar com a criança recém-nascida e afastada do mercado de trabalho, maior tende a ser o benefício para a criança, mas também pior tende a ser a perspectiva para a sua volta ao mercado, com efeitos que podem se perpetuar na sua trajetória profissional, conforme evidenciado por Goldin (2014). A esse respeito, Bertrand (2018) reporta menor acesso por parte das mulheres com filhos a ocupações bem remuneradas, mas que demandam jornadas longas e continuadas.

Dada a motivação exposta, é natural que a maior parte das análises desse tipo de política procurem identificar efeitos no desenvolvimento das crianças beneficiadas e/ou nas condições de trabalho da mulher após o seu retorno ao mercado de trabalho.²

No entanto, os efeitos de uma política de licença-maternidade podem transbordar para o mercado de trabalho feminino de uma forma mais ampla, atingindo mesmo as mulheres sem filhos, conforme destacado por Olivetti e Petrongolo (2017). Em particular, a demanda por trabalho feminino, em geral (ou ao menos para aquelas em idade fértil), pode vir a ser contraída devido aos custos incorridos aos empregadores durante a licença. Além de pressionar para baixo os níveis de emprego e salário das mulheres, a redução na demanda pode ser heterogênea entre os tipos de ocupações, implicando em menos acesso a melhores trajetórias profissionais (Kleven, Landais e Sogaard, 2019).

Ginja, Karimi e Xiao (2020) reportam que o custo para o empregador de uma trabalhadora adicional em licença-maternidade chega a 60% de um mês de salário. Para firmas pequenas, esses custos tendem a ser de mais difícil absorção, podendo vir a inviabilizar o negócio. Gallen (2019)

1. Mesmo no caso dos Estados Unidos, vale dizer que alguns estados adotam esse tipo de política.

2. Ver a esse respeito os seguintes trabalhos na literatura internacional: Lalive e Zweimüller (2009); Lalive *et al.* (2014); Schönberg e Ludsteck (2014); Carneiro, Løken, e Salvanes (2015); Dahl *et al.* (2016); Bana, Bedard, e Rossin-Slater (2018); Bailey *et al.* (2019); e Ginja, Jans, e Karimi (2020). Para o Brasil, destacamos o trabalho de Carvalho, Firpo e Gonzaga (2006), bem como o de Machado e Neto (2019).

reporta um aumento na mortalidade de empresas pequenas na Dinamarca como consequência de uma extensão na licença-maternidade. O custo da licença para o empregador também pode ser maior em firmas ou ocupações onde há mais dificuldade para o empregador encontrar substitutos temporários (Huebener *et al.*, 2021).

Entretanto, por outro lado, o empresário pode vir a ter um benefício se vier a oferecer uma licença-maternidade mais generosa do que seus competidores que atuam no mesmo mercado de trabalho. Esse benefício estaria atrelado a uma maior oferta de trabalhadoras dispostas a trabalhar em sua empresa.

Muito pouco se sabe a respeito desse possível benefício – haja visto ser necessário ter um grupo limitado de empresas dentro de um mesmo mercado de trabalho que promovam condições mais benevolentes de licença para trabalhadoras que se tornem mães. Se os custos mencionados acima superarem esses benefícios, nenhuma empresa teria esse comportamento e todas seguiriam os parâmetros da licença-maternidade definidos para todas as empresas de um mesmo mercado de trabalho, o que parece ser o caso na prática.

No entanto, temos condições de acessar se há, de fato, essa expansão na oferta de trabalho feminina para algumas empresas no Brasil, das quais há provisão de licença-maternidade com duração maior do que a mandatária. Neste estudo, tais empresas estariam em mercados de trabalho onde a maior parte das empresas se atém à duração a que são obrigadas a cumprir.

O objetivo deste texto é, portanto, checar se há evidências compatíveis com um aumento na oferta de trabalho feminina para firmas que aumentam voluntariamente a duração de licença-maternidade de quatro para seis meses. As evidências que investigamos dizem respeito a eventuais mudanças no padrão de contratação de mulheres e no respectivo salário de contratação das trabalhadoras nessas firmas *vis-à-vis* firmas similares que não alteram a duração da licença-maternidade. Relacionamos nossos resultados empíricos com as predições teóricas para esses indicadores a partir de um modelo de competição imperfeita no mercado de trabalho.

A heterogeneidade na duração da licença-maternidade intramercado de trabalho que exploramos é fruto do Programa Empresa Cidadã (PEC), que passou a vigorar no Brasil a partir de 2010, e cujos detalhes relevantes para nossa análise serão apresentados na próxima seção. A nossa base de dados, que será apresentada na seção 3, é formada por uma listagem de empresas que aderiram ao programa, entre 2010 e 2013 (fornecida pela Receita Federal do Brasil – RFB), e por informações provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) para o mesmo período.

A riqueza de informações provenientes da Rais nos permite usar o pareamento com escore de propensão como uma estratégia crível de identificação do impacto da extensão da licença-maternidade. A seção 4 expõe essa estratégia e argumenta a favor de sua credibilidade.

Na seção 5, apresentamos nossos resultados, que apontam para aumentos na contratação de mulheres (tanto em idade fértil como em geral) e ausência de efeitos sobre o salário de contratação. Além dos resultados principais, essa seção traz algumas análises para validar a nossa estratégia de identificação, bem como checar a robustez dos nossos resultados. Por fim, a seção 6 traz as nossas conclusões.

2 PROGRAMA EMPRESA CIDADÃ: ASPECTOS INSTITUCIONAIS

Desde a Constituição Federal de 1988 (CF/1988), as trabalhadoras gestantes tinham direito a uma licença-maternidade de 120 dias, sem prejuízo ao seu salário e com garantias de retorno ao emprego.³ O Decreto nº 7.052, de 23 de dezembro de 2009, regulamentou a Lei nº 11.770, de 9 de setembro de 2008, que cria o PEC, ampliando a licença-maternidade, de 120 para 180 dias, para as empresas que aderirem ao referido programa. Inicialmente, estendida para o funcionalismo público federal, a medida começou a vigorar efetivamente para a iniciativa privada a partir de janeiro de 2010.

O conjunto de empresas privadas que aderem ao PEC é selecionado com base em características observáveis e não observáveis. Em primeiro lugar, a elegibilidade para o programa depende fundamentalmente de a empresa satisfazer uma condição: declaração de impostos federais pelo sistema tributário baseado no lucro real. Essa condição já restringe bastante a amostra, haja visto que menos de 10% das empresas no Brasil costumam aderir a esse sistema tributário. Uma vez satisfeita a condição de elegibilidade, a participação de fato da empresa é voluntária, dando margem à influência de características não observáveis das empresas.

Para atrair as empresas para o PEC, o governo federal permite que o valor correspondente a dois meses de salários das trabalhadoras que usufruem da licença-maternidade estendida seja abatido do imposto de renda devido pela empresa empregadora. Ainda assim, o número de empresas participantes é bem restrito, mesmo quando comparado ao número de empresas elegíveis. De acordo com os dados fornecidos pela RFB e pelo Ministério da Fazenda (MF), das

3. A licença-maternidade era de três meses antes da CF/1988.

614.171 empresas⁴ que poderiam aderir ao programa, entre os anos de 2010 e 2013, apenas 2,85% o fizeram.⁵

TABELA 1**Número de empresas que aderiram ao PEC (2010-2013)**

Ano	Frequência	Percentual
2010	10.944	62,52
2011	4.723	26,98
2012	1.049	5,99
2013	790	4,51
Total	17.506	100,00

Elaboração dos autores.

A tabela 1 mostra que, entre 2010 e 2013, um total de 17.506 empresas aderiram ao PEC. Os dados mostram, ainda, que a adesão decresce no tempo: em 2010, o total de empresas que aderiram ao programa foi de 10.944; em 2013, o número de empresas cai para 790. Esse padrão resulta em concentração de 89,5% das empresas participantes, entre 2010 e 2013, aderindo nos dois primeiros anos.

Em relação à saída do programa, as empresas participantes podem solicitar sua exclusão a qualquer momento. No entanto, a RFB nos informou que nenhuma empresa havia solicitado exclusão do PEC entre 2010 e 2013.

3 DADOS

O objetivo desta seção é mostrar a construção da base de dados empregada para testar os efeitos da extensão da licença-maternidade sobre o padrão de contratação e remuneração praticado pelas empresas brasileiras que participaram do PEC em algum momento, no período de 2010 a 2013.

4. Número de empresas que aderiram ao lucro real.

5. Há um projeto de lei no Senado Federal que pretende tornar a adesão ao PEC mais atrativa para as empresas elegíveis. Isso se dará ao propor uma restrição para a participação em licitações e contratos com a administração pública para empresas que concederem licença-maternidade de seis meses para suas trabalhadoras.

Nosso ponto de partida consiste em dados das empresas que participaram do PEC, bem como o ano de adesão para o período de 2010 a 2013. Os dados foram exclusivamente fornecidos pela RFB e disponibilizados pelo MF.

A esse banco de dados acrescentamos informações oriundas da Rais, da Secretaria de Trabalho do Ministério da Economia, sobre contratações de trabalhadores dessas empresas, bem como os respectivos salários e características dos trabalhadores contratados e dos demais trabalhadores, em particular idade e sexo. Na Rais, estão todos os estabelecimentos formais que tiveram ao menos um empregado no ano de referência. A vinculação das observações provenientes da Rais e da RFB será dada a partir da identificação do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), disponibilizado em ambas as fontes de dados, e o ano de adesão ao PEC.

Essas mesmas informações provenientes da Rais também são coletadas de uma amostra de empresas que, até o ano de 2013, ainda não haviam participado do PEC. A definição dessa amostra é detalhada a seguir.

3.1 Seleção da amostra

O número de estabelecimentos na Rais é da ordem de 5 milhões por ano. Dessa forma, o número de estabelecimentos que não aderiram ao PEC, entre 2010 e 2013, é superior em muitas vezes aos 17,5 mil estabelecimentos que aderiram ao programa. Além disso, vimos na seção anterior que o conjunto de empresas optantes é selecionado de forma não aleatória e muito provavelmente possui características bem singulares. Assim, entendemos ser oportuno selecionar um subconjunto de empresas entre as não optantes, tanto por motivos computacionais como para fato de termos um conjunto de empresas optantes com características bem singulares.

A nossa seleção de empresas não optantes foi feita em três etapas. Em primeiro lugar, eliminamos as empresas cuja natureza jurídica era associada ao setor público ou outras categorias onde não havia nenhuma empresa optante do PEC. De forma análoga, eliminamos as empresas cuja atividade econômica era associada a uma categoria que não contemplava nenhuma empresa optante, bem como as empresas da agropecuária. Esse último filtro é motivado pela qualidade duvidosa da informação da Rais nesses setores, conforme reconhecido pelo próprio Ministério do Trabalho e Emprego (Brasil, 2010).

Em seguida, excluímos os estabelecimentos que optam pelo sistema tributário Simples Nacional. Por fim, dado que o número de empresas não participantes que passaram por todos os filtros mencionados acima ainda era extremamente alto, extraiu-se uma amostra aleatória simples de 5% dessas observações.

TEXTO para DISCUSSÃO

Ao fim, teremos dois conjuntos de empresas: tratadas e nunca tratadas (ou controle). O primeiro grupo contempla as empresas que aderiram ao PEC em algum momento, entre 2010 e 2013, e que foram encontradas, por meio da Rais, no respectivo ano de adesão. Por sua vez, o segundo conjunto contempla as empresas que não aderiram ao PEC até 2013, e que foram amostradas de acordo com o procedimento descrito acima. Para ambos os conjuntos de empresas, coletamos informações longitudinais a partir da Rais, entre 2005 e 2013.

A tabela 2 fornece uma visão geral do formato de painel desbalanceado da nossa base de dados, ilustrando a frequência por ano em cada grupo de empresas. O primeiro fato digno de nota é que o número de empresas nunca tratadas incluídas no nosso painel supera, em ao menos quinze vezes, o número de empresas tratadas. Esse fato terá uma importância destacada quando discutirmos nossa estratégia de identificação na próxima seção. Em relação às empresas tratadas, apresentamos suas frequências desagregadas de acordo com o ano de ingresso no PEC. Por construção, a maior frequência sempre aparece no respectivo ano de adesão. É interessante notar que o desbalanceamento no painel é menor para as empresas que ingressam no PEC em 2010 ou 2011, quando comparadas aquelas que ingressam em 2012 ou 2013. Para aquelas que ingressam nos dois primeiros anos, é possível recuperar quase 90% delas cinco anos antes do respectivo ano de ingresso.

TABELA 2

Frequências por ano e grupos de empresas (2005-2013)

Grupos	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Controle (nunca tratado)	115.954	121.385	125.955	133.093	139.628	148.238	156.649	162.533	168.897
Ingressa no PEC em 2010	4.477	4.782	4.935	4.985	5.060	5.064	4.894	4.688	4.429
Ingressa no PEC em 2011	1.296	1.412	1.417	1.471	1.500	1.551	1.613	1.577	1.503
Ingressa no PEC em 2012	424	454	483	535	552	604	633	652	622
Ingressa no PEC em 2013	364	392	414	440	463	499	531	563	581
Total	122.515	128.425	133.204	140.524	147.203	155.956	164.320	170.013	176.032

Fontes: Microdados da Rais Identificada e da RFB.

Elaboração dos autores.

Por fim, é importante frisar que em todos os segmentos de empresas que ingressam no PEC, a frequência cai consideravelmente após parear os dados com a Rais. Essa perda relativa às empresas da lista da RFB, cuja frequência está ilustrada na tabela 1, deve-se em parte às empresas de pessoa física e empresas sem empregados, que não informam a Rais Vínculo.

3.2 Estatísticas descritivas

Para cada trabalhador de cada empresa amostrada salvamos algumas características individuais (idade, sexo, educação); características do seu contrato de trabalho (salário e ocupação); e se foi admitido no ano de referência ou não. Essas informações foram então agregadas ao nível da empresa. As principais variáveis de interesse foram computadas como sendo a soma no ano de referência do número de trabalhadores contratados em determinadas categorias, quais sejam: homens, mulheres, mulheres com idade entre 15 a 43 anos, e total de trabalhadores contratados. Para cada conjunto desses de trabalhadores contratados, calculou-se a respectiva média salarial da empresa.

A tabela 3 reporta comparações entre grupos de empresas (sinalizados nas colunas), por intermédio das principais variáveis de interesse utilizadas neste texto, que contemplam as dimensões no que tange à avaliação do eventual impacto do ingresso no PEC (sinalizadas nas linhas). Essas variáveis foram medidas antes do início do PEC. Assim, foi possível auferir em que medida as empresas participantes do PEC já apresentavam resultados distintos das empresas que não participariam entre 2010 e 2013. Usamos a média dos valores auferidos para os anos de 2007 e 2008.⁶

As primeiras três linhas da tabela reportam os valores referentes ao total de contratações, ao subtotal de contratações só de mulheres, e só de mulheres em idade fértil (15 a 43 anos).

A comparação entre as duas primeiras colunas confirma nossas suspeitas de que a seleção não aleatória das empresas participantes faz com que esse grupo tenha características singulares e bem distintas daquelas reportadas para as empresas que não participam.

As contratações tendem a ser bem mais frequentes entre as empresas tratadas em todas as categorias de trabalhadores considerados. Por exemplo, enquanto as empresas participantes contratavam em média 46.79 trabalhadores entre 2007 e 2008, as empresas do grupo de controle contratavam 8.53. As diferenças também são bem marcantes quando analisamos a contratação só de mulheres (13 contratações em média para firmas tratadas e 3 para controles) ou de mulheres em idade fértil (12,1 e 2,8 respectivamente).

6. Evitamos usar o ano de 2009 por entender ser possível um efeito de antecipação por parte das empresas, tendo em vista a aprovação da lei nesse ano, e a repercussão do assunto que antecedeu essa aprovação. Por outro lado, evitamos usar anos anteriores a 2007, visando minimizar efeitos de distintos padrões do desbalanceamento do painel nessas comparações.

TABELA 3**Estatística descritiva: grupos de controle e tratamento para as variáveis dependentes**

Variáveis	Médias para 2007 e 2008 (pré-tratamento)		
	Controle	Tratamento (todas)	Tratadas em 2011 ou 2012
Número de contratação			
Trabalhadores em geral	8,53	46,79	51,98
Mulheres	3,04	12,98	14,69
Mulheres entre 15 a 43 anos	2,79	12,12	13,95
Salário de contratação (R\$)			
Trabalhadores em geral	938,74	1.859,21	1.941,61
Mulheres	885,67	1.712,20	1.831,17
Mulheres entre 15 a 43 anos	873,62	1.667,92	1.755,79

Fontes: Microdados da Rais Identificada e da RFB.

Elaboração dos autores.

Padrão similar pode ser visto para os salários de contratação na parte inferior da tabela. Os valores médios para as empresas que não fizeram adesão ao PEC representavam quase a metade do reportado para o grupo de tratamento, independente do grupo de trabalhadores considerado.

Comparações análogas para algumas variáveis explicativas relacionadas à composição da força de trabalho e à distribuição regional das empresas que aderiram (ou não) ao PEC são apresentadas na tabela 4. No período pré-tratamento, entre 2007 e 2008, em média, percebe-se uma magnitude acentuada da proporção dos trabalhadores com ensino superior completo nas empresas tratadas quando comparado ao grupo de controle. Por outro lado, a proporção de dirigentes e gerentes não apresentaram diferenças tão marcantes entre os grupos analisados.

TABELA 4**Estatística descritiva: grupos de controle e tratamento para outras características**

Variáveis	Médias para 2007 e 2008 (pré-tratamento)		
	Controle	Tratamento (todas)	Tratadas em 2011 ou 2012
Composição da força de trabalho			
Ensino superior completo	0,013	0,241	0,025
Dirigentes + gerentes	0,004	0,003	0,003
Frequência por regiões			
Norte	0,035	0,038	0,033
Nordeste	0,151	0,127	0,120
Sudeste	0,509	0,559	0,566
Sul	0,222	0,209	0,221
Centro-Oeste	0,080	0,206	0,058

Fontes: Microdados da Rais Identificada e da RFB.

Elaboração dos autores.

4 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

4.1 Ponto de partida: pareamento com diferenças em diferenças

Os resultados das tabelas 3 e 4 corroboram uma hipótese já ventilada na seção 2, qual seja, de que a seleção das empresas participantes no PEC pode ter sido influenciada por características observáveis e não observáveis, de tal forma que essas empresas tendem a apresentar padrões distintos, em média, daquele apresentado pela nossa amostra de empresas não participantes.

Em sua formulação original, o procedimento de pareamento supõe que a seleção das empresas no grupo de tratamento pode ser considerada como aleatória, visto que a análise seja condicionada a um conjunto relevante de variáveis observadas. A credibilidade dessa hipótese pode ser maior em um contexto onde haja disponibilidade de um conjunto rico de covariadas, nas quais se pode condicionar a probabilidade de participação das empresas.

A Rais nos fornece essa riqueza de informações. Usamos como covariadas tanto características inerentes às empresas, no caso região geográfica e setor de atividade (a dois dígitos), como características dos seus trabalhadores, referentes à distribuição por qualificação (proporção com ensino superior) e por ocupação (proporção de gerentes e dirigentes). Além disso, utilizamos os valores médios de contratações e salários de contratações entre 2005 e 2008 para homens e mulheres, separadamente. A inclusão desse último conjunto de variáveis procura aumentar a chance de as empresas dos grupos de tratamento e controle compartilharem tendências semelhantes no período anterior ao início do programa.⁷

Ainda assim não se pode excluir a hipótese de que fatores não observáveis ainda exerçam influência na seleção das empresas que participam do PEC, mesmo após condicionarmos a análise ao conjunto de variáveis comentadas acima.

De forma complementar, o procedimento de diferenças em diferenças admite que características não observáveis das empresas podem exercer influência tanto na seleção das participantes no PEC como nos respectivos desempenhos das empresas participantes, de forma a “contaminar” uma comparação de resultados entre esse grupo de empresas e o grupo de controle com outros fatores não derivados de impactos do programa a ser avaliado. A hipótese subjacente a esse método é que essa influência de fatores não observáveis na comparação entre os dois grupos de empresas seja constante no tempo.

7. Card e Sullivan (1988) foram pioneiros em mostrar os ganhos de credibilidade da estratégia de identificação associados a esse procedimento.

A literatura aponta que ambos os métodos podem ser combinados para que o analista possa usufruir simultaneamente das vantagens de cada um deles. Por exemplo, Heckman, Ichimura e Todd (1998) reportam que essa combinação supera vários outros métodos não experimentais para identificar corretamente o impacto de um programa de treinamento de trabalhadores nos Estados Unidos.

4.2 Aplicação em um contexto com unidades tratadas em diferentes momentos

A formulação original do método de diferenças em diferenças é aplicada em contextos onde todas as unidades tratadas iniciam o tratamento no mesmo momento, e só há disponibilidade de dados para a variável de resultado para um ponto no tempo após o início do tratamento e um ponto antes do início do tratamento. Esse também foi o contexto considerado quando se propôs combinar o diferenças em diferenças com o pareamento.

A aplicação da formulação original do diferenças em diferenças se dá em contextos onde há informações para mais períodos; e onde as unidades podem iniciar o tratamento em diferentes momentos. Isto requer uma hipótese de homogeneidade do impacto tanto entre os grupos de unidades tratadas como por tempo decorrido após o início do programa. Estudos recentes (De Chaisemartin e D'Hartifulle, 2020; Borusyak, Jaravel e Spiess, 2021; Goodman-Bacon, 2021) mostram que não só essa hipótese tende a ser muito restritiva, como também a aplicação do método em sua formulação original pode resultar em estimativas seriamente enviesadas.

Entre as propostas de formulações mais apropriadas para esse contexto mais geral, é comum encontrar como ponto de partida estimativas do impacto médio do tratamento (*average treatment effect on treated* – ATT) desagregadas para cada combinação de subgrupos de tratados e por período de tempo (Callaway e Sant'anna, 2020; Sun e Abraham, 2020). Os subgrupos das unidades tratadas são definidos de acordo com o momento que ingressam no programa. Adotaremos essa estratégia e usaremos a combinação de diferenças em diferenças e o pareamento para estimar impactos da adesão ao PEC, cada um separado por cada combinação de pares de anos, onde: o primeiro ano do par remete à entrada no programa, e o segundo ano do par corresponde ao momento para se medir o impacto – que pode ser o mesmo da adesão ou posterior a esse fato. No que tange a essas estimativas desagregadas, seguiremos mais de perto a estratégia proposta por Callaway e Sant'anna (2020), que usam como elemento central a diferença na variável dependente entre os dois anos que definem o respectivo par.

Para ser mais específico, usaremos o pareamento por escore de propensão⁸ para estimar o efeito médio do tratamento (ATT) em cada uma das oito combinações listadas no quadro 1.

QUADRO 1

Combinações do pareamento por escore de propensão

Combinação	ATT	Descrição
1	ATT (2010, 2010)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2010 e y mensurado como diferença entre 2010 e 2009.
2	ATT (2010, 2011)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2010 e y mensurado como diferença entre 2011 e 2009.
3	ATT (2010, 2012)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2010 e y mensurado como diferença entre 2012 e 2009.
4	ATT (2011, 2011)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2011 e y mensurado como diferença entre 2011 e 2010.
5	ATT (2011, 2012)	ATT das empresas que ingressam no PEC e y mensurado como diferença entre 2012 e 2010.
6	ATT (2011, 2013)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2011 e y mensurado como diferença entre 2013 e 2010.
7	ATT (2012, 2012)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2012 e y mensurado como diferença entre 2012 e 2011.
8	ATT (2012, 2013)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2012 e y mensurado como diferença entre 2013 e 2011.

Elaboração dos autores.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Impactos sobre contratações e salários iniciais das mulheres

A tabela 5 apresenta evidências sobre o impacto do PEC sobre contratações de mulheres. Mais especificamente, a tabela reporta os valores estimados (e respectivas estatísticas *t* entre parênteses) para os oito parâmetros listados acima, tanto para o total de mulheres como para o subgrupo na faixa etária entre 15 e 43 anos.

O primeiro fato a ser notado é a heterogeneidade presente tanto na dimensão dos subgrupos de empresas tratadas (linhas da tabela) como na dimensão do tempo decorrido após o início do programa (colunas da tabela).

8. Usamos o modelo *probit* para estimar o escore de propensão. Posteriormente, o pareamento foi realizado de acordo com a ponderação dada pelo Kernel da forma Epanechnikov. Os respectivos ATTs foram estimados com as observações restritas ao suporte comum.

TABELA 5**O impacto do PEC no padrão total de contratações nas empresas brasileiras¹**

Anos de início do tratamento (<i>t</i>)	Total de contratados		
	Ano de mensuração do ATT		
	<i>t</i>	<i>t+1</i>	<i>t+2</i>
2010			
Mulher	-4.873 (0.957)	-0.151 (1.202)	1.714* (1.689)
Mulher em idade fértil	-4.560 (0.840)	0.715 (1.016)	1.787 (1.539)
2011			
Mulher	5.288*** (2.700)	4.538 (0.900)	5.416 (0.990)
Mulher em idade fértil	5.592*** (3.030)	4.396 (0.900)	5.096 (0.970)
2012			
Mulher	4.408*** (2.540)	5.624*** (2.920)	
Mulher em idade fértil	4.131*** (2.340)	5.491*** (3.080)	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ As estatísticas *t* estão entre parênteses.Obs.: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Na primeira dimensão, os resultados mais fortes aparecem para o grupo de empresas que aderiram ao PEC em 2012. Para esse grupo de empresas, notamos que o PEC afetou positivamente a contratação de mulheres, seja no agregado seja na faixa de 15 a 43 anos. As magnitudes obtidas sugerem que essas empresas passam a contratar de 4,4 a 5,6 mulheres a mais que empresas similares não participantes do PEC, a depender se o impacto é mensurado no próprio ano de adesão (*t*) ou no ano seguinte (*t+1*). Magnitudes semelhantes são reportadas para o impacto em contratações de mulheres na faixa de idade de 15 a 43 anos (4,1 a 5,5 contratações a mais nas empresas que aderem ao PEC em 2012). Vale notar também que ambas as estimativas são estatisticamente distintas de nulas a níveis de confiança usuais.

Na dimensão do tempo decorrido após a implementação do programa, os resultados mais fortes aparecem no próprio ano de adesão (*t*) das empresas ao PEC. Esse impacto imediato nas contratações de mulheres é ainda mais forte para o grupo de empresas que aderiram ao PEC em 2011 do que ao grupo de empresas que aderiram em 2012, cujos resultados já apontamos no parágrafo anterior. As empresas que aderem em 2011 contrataram, em média, nesse mesmo ano,

5,3 mulheres a mais do que empresas semelhantes que não aderiram ao PEC. Esse impacto vai a 5,9 quando se considera contratações de mulheres de 15 a 43 anos de idade.

Por outro lado, cabe registrar que as estimativas obtidas para o grupo de empresas que aderem ao PEC, em 2010, difere bastante do padrão comentado acima. Para esse grupo, as evidências não nos permitem rejeitar a hipótese de que os impactos são nulos a níveis de significância convencionais para todos os horizontes de tempo decorrido considerados – no caso do horizonte de dois anos ($t+2$), a hipótese mencionada não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%. Voltaremos a discutir esse resultado mais adiante.

TABELA 6**O impacto do PEC no salário de contratações nas empresas brasileiras¹**

Anos de início do tratamento (t)	Salário de contratação (R\$)		
	Ano de mensuração do ATT		
	t	$t+1$	$t+2$
2010			
Mulher	-44.43 (-1.270)	-19.62 (-0.500)	-24.93 (-0.600)
Mulher em idade fértil	-42.98 (-1.130)	-48.53 (-1.060)	-38.26 (-0.850)
2011			
Mulher	56.89 (0.680)	-52.59 (-1.110)	-62.02 (-1.240)
Mulher em idade fértil	97.63 (1.120)	-49.82 (-1.070)	-29.75 (-0.610)
2012			
Mulher	84.33 (1.290)	34.06 (0.350)	
Mulher em idade fértil	108.0 (1.570)	79.20 (0.790)	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ As estatísticas t estão entre parênteses.

No que tange aos salários de contratação pago às mulheres, a tabela 6 apresenta evidências de que a adesão das empresas ao PEC não traz impacto para o salário de contratação destas, se comparado aos mesmos horizontes temporais reportados. Portanto, com base nos dados apresentados na tabela 6, esta hipótese não pode ser rejeitada.

TEXTO para DISCUSSÃO

Terminamos esta seção checando em que medida os impactos positivos sobre as contratações de mulheres são de fato restritos a trabalhadoras.

Na tabela 7, são apresentadas estimativas análogas àquelas apresentadas na tabela 5, porém, tendo como objeto a contratação (nas primeiras três colunas) e os salários de contratação (nas três últimas colunas) de homens. Nossas estimativas confirmam um padrão de ausência de impactos tanto para contratações como para salários de contratações dos homens nas empresas que aderem ao PEC. Em particular, essa ausência de impacto é bem nítida para os grupos de empresas que aderem ao PEC em 2011 e 2012, exatamente os grupos onde havíamos reportado impactos para contratações de mulheres.

TABELA 7

O impacto do PEC sobre contratações e salários¹

Anos de início do tratamento	Número de contratação			Salário de contratação (R\$)		
	Ano de mensuração do ATT			Ano de mensuração do ATT		
	<i>t</i>	<i>t+1</i>	<i>t+2</i>	<i>t</i>	<i>t+1</i>	<i>t+2</i>
2010						
Homem	-0.414 (1.475)	0.487*** (2.386)	1.695*** (2.768)	-47.04 (-1.180)	-15.53 (-0.310)	8.217 (0.160)
2011						
Homem	0.135 (0.0700)	0.159 (0.0500)	2.400 (0.570)	133.1 (1.400)	83.77 (0.970)	12.70 (0.160)
2012						
Homem	-5.937 (-1.420)	2.099 (0.340)		-53.68 (-0.530)	-79.25 (-0.760)	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ As estatísticas *t* estão entre parênteses.

Obs.: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Tomando em conjunto os resultados das tabelas 5, 6 e 7, podemos dizer que, ao aderir ao PEC, as empresas passam a contratar mais mulheres, principalmente aquelas que aderem em 2011 ou 2012. E esse aumento na contratação de mulheres não é acompanhado por nenhuma alteração no padrão de contratação de homens. Esses fatos sugerem que o efeito nas contratações das mulheres poderia ter sido derivado de um aumento na oferta de trabalhadoras para essas empresas, que passam a prover licenças-maternidade mais benevolentes.

Por outro lado, não há impacto no salário de contratação das mulheres. Predições teóricas que racionalizem esse conjunto de resultados não são triviais. Portanto, a realização de exercícios empíricos que respaldem a nossa estratégia de identificação assume uma importância ainda maior

do que já teria se obtivéssemos resultados mais alinhados com a teoria. Dedicaremos a próxima subseção a esses exercícios.

5.2 Validando a estratégia de identificação

Uma das hipóteses necessárias para a nossa estratégia de identificação – e recorrente em estratégias derivadas do diferenças em diferenças – é que, na ausência do programa, as trajetórias de contratações e salários para mulheres seriam as mesmas em uma comparação de cada grupo de empresa que aderiram ao PEC e o respectivo grupo pareado, formado por empresas que nunca aderiram.

Esse tipo de hipótese, conhecida como tendências paralelas, pode ser indiretamente testada utilizando dados para instantes antes do início do programa, replicando o suposto cenário de ausência deste. Adaptamos, então, nossas estimativas para aferir se há diferenças nos padrões nos níveis e salários de contratações de mulheres em empresas que compõem cada um dos três subgrupos adeptos ao PEC. No procedimento a seguir, basearemos nossas estimativas em diferenças entre o instante imediatamente anterior ao programa e momentos progressos.

Para ser mais específico, usaremos o pareamento por escore de propensão para estimar o efeito médio do tratamento (ATT) em cada uma das seis combinações listadas a seguir, no quadro 2.

QUADRO 2

Combinações do pareamento por escore de propensão

Combinação	ATT	Descrição
1	ATT (2010, 2007)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2010 e y mensurado como diferença entre 2007 e 2009.
2	ATT (2010, 2008)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2010 e y mensurado como diferença entre 2008 e 2009.
3	ATT (2011, 2007)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2011 e y mensurado como diferença entre 2007 e 2010.
4	ATT (2011, 2008)	ATT das empresas que ingressam no PEC e y mensurado como diferença entre 2008 e 2010.
5	ATT (2012, 2007)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2012 e y mensurado como diferença entre 2007 e 2011.
6	ATT (2012, 2008)	ATT das empresas que ingressam no PEC em 2012 e y mensurado como diferença entre 2008 e 2011.

Elaboração dos autores.

A tabela 8 apresenta as estimativas para os seis parâmetros de contratação de mulheres nas duas primeiras colunas, e para salário das mulheres contratadas nas duas últimas colunas.

TEXTO para DISCUSSÃO

Em ambos os casos apresentamos os resultados para a totalidade das mulheres e para o subgrupo na faixa etária de 15 a 43 anos.

No que diz respeito ao efeito sobre contratações de mulheres, as estimativas mostram que antes do início do programa havia um padrão similar de contratações de mulheres, tanto no total como na faixa de 15 a 43, entre os grupos de empresas que vão aderir a PEC em algum momento, entre 2010 e 2012, e o respectivo grupo pareado formado por empresas que nunca aderiram.

TABELA 8

Teste placebo: o impacto do PEC sobre as contratações e os salários dos trabalhadores¹

Anos de início do tratamento	Número de contratação		Salário de contratação (R\$)	
	Ano de mensuração do ATT		Ano de mensuração do ATT	
	2007	2008	2007	2008
2010				
Mulher	-0.755 (-0.650)	-1.727 (-1.590)	64.13 (1.500)	112.5** (2.470)
Mulher em idade fértil	-0.552 (-0.550)	-1.556 (-1.680)	50.66 (1.080)	85.07* (1.790)
2011				
Mulher	1.425 (0.700)	0.886 (0.410)	-54.86 (-0.850)	28.82 (0.460)
Mulher em idade fértil	1.572 (0.810)	0.886 (0.420)	-75.73 (-1.180)	57.22 (1.090)
2012				
Mulher	4.103* (1.650)	2.217 (1.120)	91.16 (0.920)	144.7* (1.720)
Mulher em idade fértil	3.431* (1.780)	1.577 (0.990)	139.8 (1.520)	95.81 (1.070)

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ As estatísticas *t* estão entre parênteses.

Obs.: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Mais precisamente, os resultados nas duas primeiras colunas da tabela 8 mostram que, a níveis de significância de 10%, não se pode rejeitar a hipótese de que o padrão de contratação de mulheres evolui de forma homogênea entre os grupos de empresas mencionados acima antes do início do programa. Mesmo a níveis de significância de 1% só rejeitaríamos esse padrão homogêneo de contratação de mulheres para o grupo de empresas que aderem ao PEC em 2012 e quando o período considerado for entre 2007 e 2011.

Esse fato nos deixa mais seguros de que as estimativas de impacto positivos na contratação de mulheres apresentadas na tabela 5 se referem de fato ao impacto da adesão no PEC, e não a diferenças intrínsecas entre os grupos de empresas que estão sendo comparados para identificar tal impacto.

5.3 Interpretação dos resultados

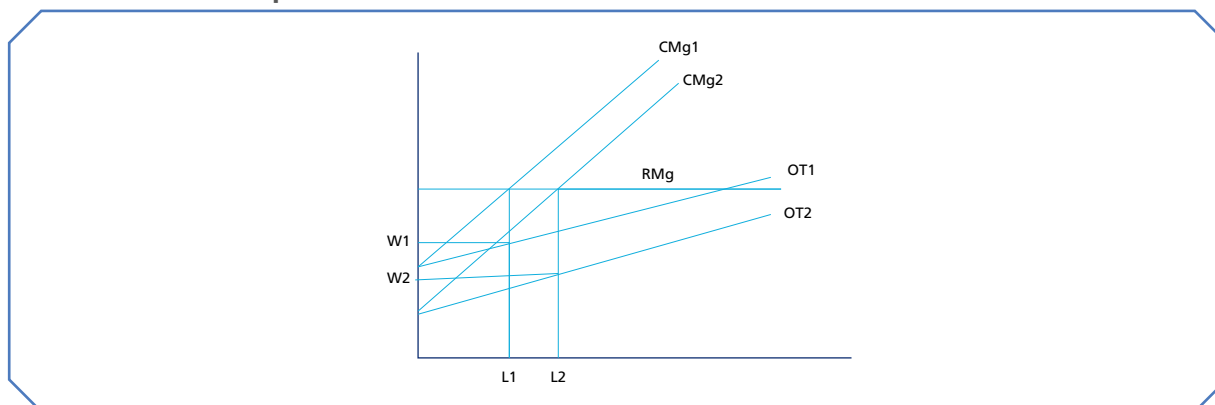
O arcabouço teórico baseado em competição perfeita no mercado de trabalho não permite uma análise do comportamento da oferta de trabalho no nível da firma. Esse arcabouço tem como pressuposto uma curva horizontal de oferta de trabalho no nível da firma, representando uma situação onde tanto um aumento infinitesimal na utilidade de trabalhar nessa firma atrairia um número infinito de trabalhadores como uma diminuição infinitesimal levaria a todos os trabalhadores a deixarem a empresa.

Consideramos o arcabouço de competição imperfeita no mercado de trabalho como o mais apropriado para analisar o comportamento da oferta de trabalho ao nível da firma. De forma bem resumida esse arcabouço admite que há razões para que apenas uma parte dos trabalhadores deixe a empresa mediante uma piora nas condições de trabalho, ou que uma fração da força de trabalho se sinta atraída a ingressar na empresa mediante uma melhora nas condições de trabalho.⁹ Esse contexto resulta em curva de oferta de trabalho positivamente inclinada ao nível da firma.¹⁰ A inclinação dessa curva está diretamente relacionada ao poder da firma no mercado de trabalho. No apêndice A, são apresentados os elementos básicos desse arcabouço, necessários para compreender a discussão que segue.

De acordo com esse arcabouço, ao aderir ao PEC, a firma se torna mais atrativa para as mulheres, o que pode desencadear dois efeitos na sua oferta de trabalho. Em primeiro lugar, a curva de oferta de trabalhadoras tende a se deslocar para a direita, indicando que, sob a nova política de licença-maternidade, haverá uma oferta maior de mulheres dispostas a trabalhar naquela empresa a um dado nível de salário. Se esse fosse o único efeito, o resultado seria um aumento no número de mulheres empregadas na empresa e uma diminuição no respectivo salário, conforme ilustrado no gráfico 1.

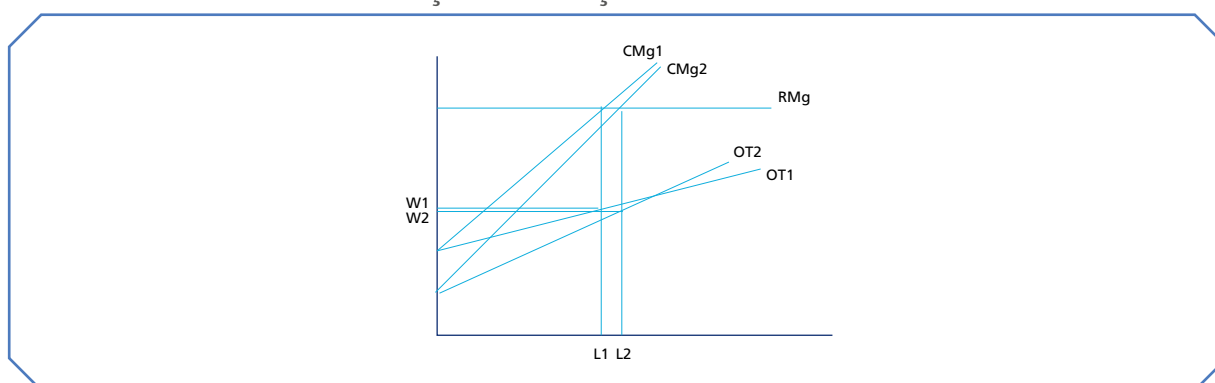
9. Entre essas razões, podemos mencionar custo de procura de uma nova oportunidade, ou perda de utilidade associada à mudança de emprego devido a aspectos não pecuniários.

10. O leitor interessado em uma introdução mais detalhada desse arcabouço pode consultar Bhaskar, Manning e To (2002).

GRÁFICO 1**Deslocamento paralelo na oferta de trabalho individual de uma firma**

Elaboração dos autores.

No entanto, é possível que a melhora na condição de trabalho ofertada para as mulheres via uma extensão na licença-maternidade venha a aumentar o poder da firma no mercado de trabalho, ao permitir que aumente a diferença entre o salário pago às trabalhadoras e a respectiva produtividade, o que estaria associado a curvas de oferta e custo marginal mais inclinadas. Essa situação é ilustrada no gráfico 2, encontra respaldo na análise de Manning (2003).¹¹ Nesse cenário, a PEC provocaria aumento de emprego e quase nenhuma alteração no salário. Esse cenário vai ao encontro dos resultados que reportamos na seção 5.1.

GRÁFICO 2**Deslocamento com mudança de inclinação na oferta de trabalho individual da firma**

Elaboração dos autores.

11. MANNING, A. Gender discrimination in labor markets. In: MANNING, A. *Monopsony in motion: imperfect competition in labor market*. Princeton: Princeton University Press, 2003. p. 193-216.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este texto procura checar se há evidências compatíveis com um aumento na oferta de trabalho feminina para firmas que aumentam voluntariamente a duração de licença-maternidade, de quatro para seis meses, no Brasil, por intermédio do PEC. As evidências que investigamos dizem respeito a eventuais mudanças no padrão de contratação de mulheres e no respectivo salário de contratação das trabalhadoras nessas firmas *vis-à-vis* firmas similares que não alteram a duração da licença-maternidade.

Nossos resultados apontam que, ao aderir ao PEC, as empresas passam a contratar mais mulheres, principalmente aquelas que aderem em 2011 ou 2012. E esse aumento na contratação de mulheres não é acompanhado por nenhuma alteração no padrão de contratação de homens. Esses fatos sugerem que o efeito nas contratações das mulheres poderia ter sido derivado de um aumento na oferta de trabalhadoras para essas empresas que passam a prover licenças-maternidade mais benevolentes.

Por outro lado, não há impacto no salário de contratação das mulheres. Por fim, relacionamos esses resultados empíricos com as predições teóricas para esses indicadores a partir de um modelo de competição imperfeita no mercado de trabalho, que tem como elemento principal uma resposta positiva da oferta de trabalho das mulheres em firmas que aumentam a duração da licença-maternidade.

REFERÊNCIAS

BANA, S. H.; BEDARD, K.; ROSSIN-SLATER, M. The impacts of paid family leave benefits: regression kink evidence from California administrative data. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 39, n. 4, p. 888-929, 2020.

BAILEY, M. J.; BYKER, T.S.; PATEL E. **The long-term effects of California's 2004 paid family leave act on women's careers**: Evidence from US tax data. National Bureau of Economic Research, 2019.

BERTRAND, M. Coase Lecture – The Glass Ceiling. **Economica**, v. 85, n. 338, p. 205-231, 2018

BHASKAR, V.; MANNING, A.; TO, T. Oligopsony and monopsonistic competition in labor markets. **Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 2, p. 155-174, 2002.

BORUSYAK, K.; JARAVEL, X.; SPIESS, J. Revisiting event study designs: robust and efficient estimation. **Unpublished working paper**, v. 19, May 2021.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2010.

CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. H. C. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of Econometrics**, v. 225, p. 200-230, 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3x8Hr1M>>. Acesso em: 17 ago. 2021.

CARD, D.; SULLIVAN, D. M. Measuring the effect of subsidized training programs on movements in and out of employment. **Econometrica**, v. 56, n. 3, p. 497-530, 1988.

CARNEIRO, P.; LØKEN, K. V.; SALVANES, K. G. A flying start? Maternity leave benefits and long-run outcomes of children. **Journal of Political Economy**, v. 123, n. 2, p. 365-412, 2015.

CARVALHO, S. S.; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Os efeitos do aumento da licença-maternidade sobre o salário e o emprego da mulher no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 36, n. 3, p. 489-524, 2006.

DAHL, G. B. *et al.* What is the case for paid maternity leave? **Review of Economics and Statistics**, v. 98, n. 4, p. 655-670, 2016.

DE CHAISEMARTIN, C.; D'HAULTFOEUILLE, X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. **American Economic Review**, v. 110, n. 9, p. 2964-96, 2020.

GALLEN, Y. The effect of maternity leave extensions on firms and coworkers. **Munich Personal Repec Archive**, 2019. (MPRA Paper, n.73284).

GINJA, R.; JANS, J.; KARIMI, A. Parental leave benefits, household labor supply, and children's long-run outcomes. **Journal of Labor Economics**, v. 38, n. 1, p. 261-320, 2020.

GINJA, R.; KARIMI, A.; XIAO, P. **Employer responses to family leave programs**. Bonn: IZA, Oct. 2020. (IZA Discussion Papers, n. 13833).

GOODMAN-BACON, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. **Journal of Econometrics**, v. 225, p. 254-277, 2020. 2021. Disponível em: <<https://bit.ly/3oPHrzZ>>. Acesso em: 17 ago. 2021.

GOLDIN, C. A grand gender convergence: its last chapter. **American Economic Review**, v. 104, n. 4, p. 1091-1119, 2014.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **The review of economic studies**, v. 65, n. 2, p. 261-294, 1998.

HUEBENER, M. *et al.* **A firm-side perspective on parental leave**. Bonn: IZA, June 2021. (IZA Discussion Papers, n.14478).

KLEVEN, H.; LANDAIS, C.; SOGAARD, J. E. Children and gender inequality: evidence from Denmark. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 11, n. 4, p. 181-209, 2019.

LALIVE, R.; ZWEIMÜLLER, J. Como a licença parental afeta a fertilidade e o retorno ao trabalho? Evidência de dois experimentos naturais. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 124, n. 3, p. 1363-1402, 2009.

LALIVE, R. *et al.* Parental leave and mothers' careers: the relative importance of job protection and cash benefits. **Review of Economic Studies**, v. 81, n. 1, p. 219-265, 2014.

MACHADO, C.; NETO, V. **Paid leave extension, informality, and the strategic behavior of firms and workers**. São Paulo: FGV, Apr. 2019. Disponível em: <<https://bit.ly/3qTEzou>>.

MANNING, A. **Monopsony in motion: imperfect competition in labor market**. Princeton: Princeton University Press, 2003.

_____. Imperfect competition in the labor market. **Handbook of labor economics**, v. 4, p. 973-1041, 2011.

OLIVETTI, C.; PETRONGOLO, B. The economic consequences of family policies: lessons from a century of legislation in high-income countries. **Journal of Economic Perspectives**, v. 31, n. 1, p. 205-30, 2017.

ROSSIN-SLATER, M. Maternity and Family Leave Policy. *In*: AVERETT, S. L.; ARGYS, L. M.; HOFFMAN, S. D. (Eds.). **The Oxford Handbook of Women and the Economy**. New York: Oxford University Press, p.1-24, 2018.

SCHÖNBERG, U.; LUDSTECK, J. Expansions in maternity leave coverage and mothers' labor market outcomes after childbirth. **Journal of Labor Economics**, v. 32, n. 3, p. 469-505, 2014.

SUN, L.; ABRAHAM, S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 175-199, 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3DHqIVU>>. Acesso em: 17 ago. 2021.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Lei nº 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, 10 set. 2008. Seção 1, p. 1.

_____. Ministério da Fazenda. Programa Empresa Cidadã. **Dados das empresas participantes do Programa Empresa Cidadã**. Brasil. MF, 2010.

_____. Ministério da Fazenda. Programa Empresa Cidadã. **Dados das empresas participantes do Programa Empresa Cidadã**. Brasil. MF, 2011.

_____. Ministério da Fazenda. Programa Empresa Cidadã. **Dados das empresas participantes do Programa Empresa Cidadã**. Brasil. MF, 2012.

_____. Ministério da Fazenda. Programa Empresa Cidadã. **Dados das empresas participantes do Programa Empresa Cidadã**. Brasil. MF, 2013.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2005.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2006.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2007.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2008.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2009.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2011.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2012.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Microdados Rais Identificada – Pesquisa básica. Brasil. MTE, 2013.

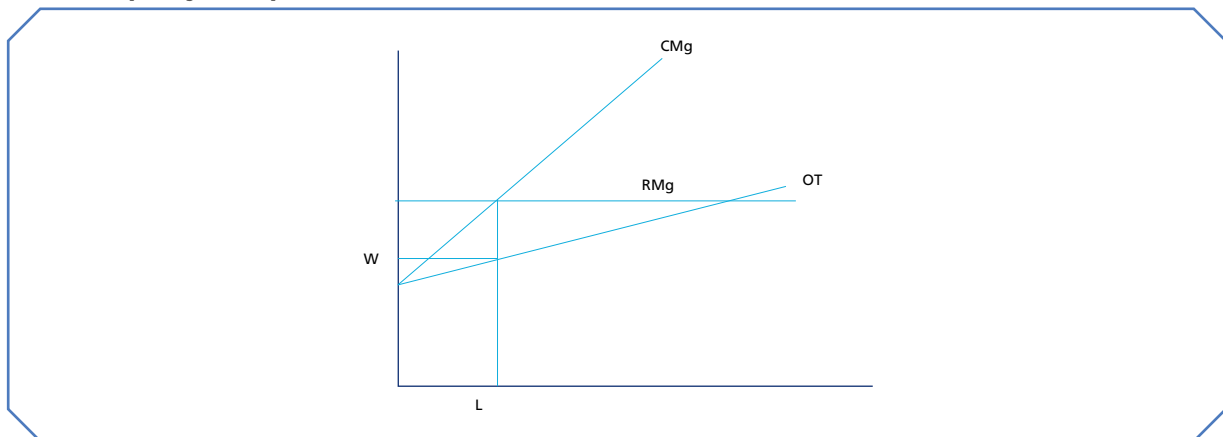
APÊNDICE A

DETERMINAÇÃO DE EMPREGO E SALÁRIO AO NÍVEL DA FIRMA NO ARCABOUÇO DE COMPETIÇÃO IMPERFEITA

Conforme mencionado neste texto, o arcabouço de competição imperfeita no mercado de trabalho parte do pressuposto de que existem razões para que apenas uma parte dos trabalhadores deixe a empresa mediante uma piora nas condições de trabalho, ou que uma fração da força de trabalho se sinta atraída a ingressar na empresa mediante uma melhora nas condições de trabalho. Isso torna a curva de oferta de trabalho individual da firma positivamente inclinada, conforme ilustrado no gráfico A.1.

GRÁFICO A.1

Determinação de emprego e salário no nível da firma em mercado de trabalho com competição imperfeita



Elaboração dos autores.

O arcabouço também supõe que os trabalhadores já empregados na firma também se beneficiam de aumentos salariais, à medida que a firma oferece salários maiores para tentar atrair mais trabalhadores. Esse fato implica em curva de custo marginal ainda mais inclinada que a curva de oferta de trabalho, conforme também ilustrado no gráfico A.1.

Enquanto a determinação do nível de emprego se dá na interseção entre as curvas de custo e receita marginal, a determinação do salário corresponde ao valor correspondente desse nível de emprego na curva de oferta. O gráfico A.1 mostra que nesse processo o salário é determinado em um valor menor do que a receita marginal, que, por sua vez, reflete o retorno que a empresa tem do trabalhador em termos de produtividade. Esse fato expressa o poder de mercado da firma

no mercado de trabalho. Quanto maior a distância entre salário e receita marginal maior o poder de mercado da firma. Nesse sentido, é fácil ver que curvas de oferta de trabalho mais inclinadas estão associadas a maior poder de mercado. O leitor interessado em uma exposição mais rigorosa desses elementos pode consultar Manning (2003) ou Manning (2011).

REFERÊNCIAS

MANNING, A. **Monopsony in motion**: imperfect competition in labor market. Princeton: Princeton University Press, 2003.

_____. Imperfect competition in the labor market. **Handbook of labor economics**, v. 4, p. 973-1041, 2011.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Chefe do Editorial

Reginaldo da Silva Domingos

Assistentes da Chefia

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Everson da Silva Moura

Editoração

Aeromilson Trajano de Mesquita

Anderson Silva Reis

Cristiano Ferreira de Araújo

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA



PÁTRIA AMADA
BRASIL
GOVERNO FEDERAL