

OS IMPACTOS DA MATERNIDADE SOBRE OS RESULTADOS SOCIOECONÔMICOS DE CURTO PRAZO DAS ADOLESCENTES BRASILEIRAS¹

Felícia Mariana Santos²

Elaine Toldo Pazello³

Leandro Seiti Anazawa⁴

A gravidez na adolescência é um fenômeno complexo, associado a inúmeros fatores econômicos, educacionais e comportamentais. Estudos no Brasil e em outros países apresentam a forte associação entre a idade em que a mulher tem seu primeiro filho e indicadores sociais e econômicos relativos aos seus resultados futuros. Nessa linha, este artigo analisa o impacto da presença de filho sobre os resultados econômicos e sociais de curto prazo das adolescentes brasileiras. Para tratar do problema de endogeneidade presente na relação entre filhos e resultados socioeconômicos, propõe-se o uso da ocorrência de natimortos para a construção do “contrafactual” de interesse. Há evidências de impactos negativos significativos desse evento sobre o desenvolvimento educacional da adolescente. Estima-se uma redução em 18,8 pontos percentuais (p.p.) da probabilidade de frequentar a escola e em 10 p.p. da probabilidade de a adolescente possuir pelo menos o ensino fundamental completo. Ademais, revela-se que a presença de filho reduz em 13,7 p.p. as chances de a jovem participar do mercado de trabalho.

Palavras-chave: gravidez na adolescência; educação; mercado de trabalho; pobreza.

THE IMPACTS OF EARLY MOTHERHOOD ON THE SHORT-TERM SOCIOECONOMICS OUTCOMES OF BRAZILIANS ADOLESCENTS

Teenage pregnancy is a complex phenomenon associated with numerous economic, educational and behavioral aspects. Studies in Brazil and in others countries are concerned to present a strong association between the age at which women have their first child and the social and economic indicators relating to future results. In line with these studies, the objective of this research is to analyze the impact of early motherhood on the short-term economic results of Brazilian adolescents. To address the problem of endogeneity in the relationship between children and socioeconomic outcomes, this paper proposes the use of stillbirth for the construction of the counterfactual of interest. There are evidences of significant negatives impacts on the development of schooling. It is estimated a reduction by 18.8 percentage points of the probability of attending school and by 10 percentage points in the probability of have complete at least the primary education. Furthermore, evidence shows that the presence of children also reduces in 13.7 p.p. the chances of adolescents participate in the labor market.

Keywords: teenage pregnancy; education; labor market; poverty.

JEL: J13; J24.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n1art4>

2. Analista de políticas sociais no Ministério da Cidadania (MCid). *E-mail:* <fmsantos87@gmail.com>.

3. Professora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (USP). *E-mail:* <elaine.pazello@gmail.com>.

4. Doutorando em economia aplicada pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP. *E-mail:* <leandro.swa@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

A ocorrência de gravidez na adolescência e os impactos desse tipo de gravidez na vida das mulheres podem ter efeitos de curto e de longo prazo. Entre os impactos analisados, existe a preocupação em se identificar e mensurar as consequências associadas aos resultados futuros da mulher utilizando indicadores econômicos e sociais. Existem análises que verificam as decisões das mulheres sobre nível de escolaridade após a gravidez e as decisões sobre a participação e a remuneração da mulher no mercado de trabalho.⁵

No Brasil, o evento é crescentemente estudado e explora principalmente as questões referentes à saúde da mãe e do filho. Em menor frequência, existem pesquisas sobre as consequências da maternidade na adolescência sobre os resultados socioeconômicos futuros da mulher.⁶ Assim, sabendo da importância dos jovens para o desenvolvimento econômico e social do país, devido às suas potencialidades em formação, dedicar maior atenção a esse tema é fundamental para entender certos arranjos familiares e sociais que se desenvolvem no país.

A principal dificuldade encontrada pelas pesquisas sobre as consequências da maternidade na adolescência decorre da presença de endogeneidade da variável de fecundidade. Tal dificuldade pode ser separada em dois componentes: simultaneidade e omissão de variáveis. Por simultaneidade, tem-se que o evento da gravidez e os resultados futuros da mulher podem ser determinados simultaneamente, o que dificulta a determinação de causalidade. Por sua vez, no componente por omissão de variável, tem-se que as análises podem não considerar todas as variáveis correlacionadas com a gravidez. Assim, a simples comparação entre adolescentes que engravidaram com as demais adolescentes levaria a resultados viesados, pois não se estaria lidando com as diferenças pré-existentes à gravidez e nem com a heterogeneidade individual não observada entre estes dois grupos de adolescentes (Chevalier e Viitanen, 2003).

Nesse sentido, este trabalho tem como objetivo investigar o impacto da gravidez na adolescência nos resultados socioeconômicos de curto prazo das mães utilizando uma metodologia para contornar as dificuldades impostas pela endogeneidade. Utilizou-se a ocorrência de “natimorto” para considerar a heterogeneidade não observada presente na amostra em estudo e focou-se nas adolescentes com 15 a 19 anos de idade. Especificamente, considerou-se a ocorrência de natimorto após o sétimo mês de gestação. A hipótese assumida neste trabalho é que as adolescentes que tiveram natimorto após o sétimo mês de gestação tinham a intenção de ter o bebê,

5. Ver Hotz, McElroy e Sanders (2005); Fletcher e Wolfe (2009); Geronimus e Korenman (1992); Hoffman, Foster e Furstenberg Jr (1993); Ribar (1994); Chevalier e Viitanen (2003); e Klepinger, Lundberg e Plotnick (1999).

6. Narita e Diaz (2016) é um trabalho recente que analisa essa questão para o Brasil.

assim como as adolescentes que de fato tiveram o bebê. Portanto, esse grupo de adolescentes que tiveram natimorto será o grupo de controle utilizado neste artigo.

Há duas observações importantes para serem destacadas sobre essa estratégia de se utilizar a ocorrência de natimortos entre adolescentes. A primeira é com relação ao *trade-off* entre validade interna e externa do exercício. O uso da ocorrência de natimortos fortalece a validade interna do exercício. Isso porque essa ocorrência é um evento exógeno, pelo menos condicional a algumas variáveis. No entanto, pelo fato de a ocorrência de natimorto ser um evento raro, sua validade externa pode ficar comprometida.

A segunda observação é com relação às estimativas dos impactos serem restritas apenas para o período de adolescência das mulheres. Nada garante que tais impactos, na hipótese de existirem, continuem a existir na idade mais adulta destas jovens. No entanto, se forem encontradas evidências da presença de defasagem educacional entre jovens com e sem filhos, entende-se que uma luz amarela foi acesa. De modo que é preciso a atenção de políticas públicas para a questão, dado que tal defasagem tem papel importante no desenvolvimento socioeconômico das famílias, em particular as de baixa renda.

Além dessa introdução, este trabalho é composto por cinco seções. Na segunda seção, expõe-se a literatura que se debruçou sobre o problema de endogeneidade no evento de gravidez na adolescência. A terceira seção expõe os dados brasileiros recentes da fecundidade e da natimortalidade na adolescência e que servem de motivação para o desenvolvimento do trabalho. Em seguida, a quarta seção apresenta a metodologia empregada neste artigo. Na quinta seção, os resultados econométricos obtidos são apresentados e discutidos. Por fim, na sexta seção, apresentam-se as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Esta seção tem como objetivo apresentar como a literatura lidou com o problema de endogeneidade ao analisar os impactos da gravidez na adolescência. As soluções utilizadas vão desde o uso da ocorrência de aborto ou gêmeos (experimentos naturais), até o uso de variáveis instrumentais. Trabalhos que contestaram os resultados até então encontrados de impactos negativos da gravidez na adolescência e adotaram tais soluções surgem a partir dos anos 1990. Este trabalho está alinhado a essa literatura, de modo que a exposição dela permitiu a comparação de estratégias de identificação e a sustentação da validade da estratégia do uso de ocorrência de natimorto.

Análises realizadas por Ribar (1994) indicaram a presença de endogeneidade no evento de gravidez na adolescência. O autor estimou um modelo de escolhas discretas simultâneas de fecundidade na adolescência e realização do ensino médio. Ribar defendeu após a interpretação dos seus resultados que programas de redução

desse evento não podem por si mesmos aumentar o nível de escolaridade entre as jovens. Por outro lado, iniciativas que promovam a melhoria dos resultados educacionais para as jovens de hoje podem reduzir a gravidez na adolescência e aumentar a escolaridade das jovens das futuras gerações. Nesse estudo foi destacada a identificação de um conjunto de antecedentes comuns para o abandono escolar e a gravidez na adolescência.

Outro trabalho que expôs o problema de endogeneidade e apresentou uma estratégia para contornar tal problema foi o de Hotz, McElroy e Sanders (2005).⁷ Esses autores questionaram as estimativas de trabalhos mais antigos que buscavam relacionar gravidez na adolescência e resultados futuros das mulheres. O argumento deles é que tais trabalhos não levaram em consideração os problemas de endogeneidade que caracterizam esse evento.

Hotz, McElroy e Sanders (2005) utilizam a ocorrência do aborto espontâneo, que permite o uso de uma estratégia de experimento natural. Eles comparam meninas que engravidaram e tiveram o filho com as meninas que engravidaram, sofreram um aborto natural e, conseqüentemente, não tiveram filho. As estimativas obtidas pelos autores mostraram que os impactos negativos verificados sobre a mulher estão mais relacionados com as circunstâncias de pobreza do que com a gravidez na adolescência. Isso porque postergar a maternidade não aumenta muito o nível de escolaridade da mulher, seus rendimentos futuros ou sua estrutura familiar. Ou seja, esse trabalho colocou dúvidas sobre a extensão e a natureza do evento gravidez na adolescência como um problema social nos Estados Unidos. Importante colocar, no entanto, que Fletcher e Wolfe (2009) também usam a ocorrência de aborto espontâneo para analisar o impacto da gravidez na adolescência e seus resultados indicam efeitos negativos da maternidade na adolescência em termos de menor renda anual de trabalho e menor nível de escolaridade.

Na mesma linha e período histórico está o estudo de Bronars e Grogger (1994). Esses autores, assim como Hotz, McElroy e Sanders (2005), também utilizaram um experimento natural, mas nesse caso é a ocorrência de gêmeos. Os autores comparam os resultados de mães que deram à luz gêmeos com as que tiveram um único filho. A ideia é que a ocorrência de gêmeos pode ser considerada um evento aleatório. No entanto, Bronars e Grogger (1994) encontraram resultados negativos associados à gravidez na adolescência. Ressaltou-se a diferença dos efeitos entre mulheres estadunidenses brancas e negras. Para as mulheres negras que tiveram uma gravidez não planejada, os impactos adversos foram maiores e mais persistentes ao longo da vida.

7. Embora a publicação desse artigo seja de 2005, suas primeiras versões como *working paper* datam de 1997.

Existem também os métodos que se basearam em encontrar variáveis instrumentais. O desafio desses métodos foi encontrar variáveis apropriadas que não fossem relacionadas a características não observáveis, que afetassem os resultados socioeconômicos da jovem e que ao mesmo tempo pudessem explicar a fecundidade na adolescência. Os instrumentos mais comumente utilizados têm sido a idade de menarca da adolescente e indicadores regionais que refletem o grau de informação de educação sexual e acesso a contraceptivos. Chevalier e Viitanen (2003) fazem uso do primeiro instrumento, enquanto Klepinger, Lundberg e Plotnick (1999) utilizam, além desse, o nível de informação regional para investigar a relação entre esse evento e o investimento em capital humano da jovem. Nos dois trabalhos, foram encontrados efeitos negativos da maternidade na adolescência sobre a escolaridade e a experiência no mercado de trabalho da mulher. No primeiro trabalho, os autores sugeriram que políticas públicas que incentivem o retorno à escola e a participação no mercado de trabalho podem ser uma maneira eficiente de reduzir as consequências adversas da gravidez no longo prazo. No segundo trabalho, foi identificada uma redução substancial nos investimentos em capital humano decorrente da maternidade na adolescência, independentemente da idade da jovem no momento do nascimento do bebê.

Saindo dos experimentos naturais e das variáveis instrumentais, os trabalhos de Geronimus e Korenman (1992) e Hoffman, Foster e Furstenberg Jr (1993) exploraram uma outra abordagem para lidar com o fato de que as adolescentes mães não são um grupo aleatório da população. Nesses trabalhos, os autores compararam o *status* socioeconômico entre irmãs (e que, portanto, possuem o mesmo *background*) que tiveram seus primeiros filhos em idades diferentes. Especificamente, uma delas teve filho na adolescência. Os resultados apontam a importância das características de *background* familiar observadas e não observadas nesse assunto.⁸ Ambos os trabalhos encontraram resultados que indicam os custos, em termos de menor escolaridade, menor possibilidade de estarem casadas, maior número de filhos ao longo da vida e piores características socioeconômicas que a gravidez na adolescência tem sobre as mulheres.

Acompanhando essa estratégia de comparar jovens com o mesmo *background* familiar, existem os trabalhos que analisaram coortes de indivíduos e verificaram a relação intergeracional do evento de gravidez na adolescência. Francesconi (2008) aborda as consequências socioeconômicas para um indivíduo na fase adulta nascido de uma mãe adolescente, usando os dados da pesquisa *British Household Panel Survey* (BHPS). O autor encontrou que filhos nascidos de mães na adolescência possuem uma probabilidade menor em 13 pontos percentuais (p.p.) de alcançar

8. Em outra linha, Monstad, Propper e Salvanes, (2011) investigam as relações entre irmãs e encontram que uma irmã mais velha que engravidou na adolescência eleva consideravelmente a chance de sua irmã mais nova ter também filho na adolescência.

altas qualificações na fase adulta, em comparação a filhos nascidos fora do período de adolescência da mãe. Particularmente, entre as filhas nascidas desse grupo, encontrou-se probabilidade significativamente maior de também engravidarem na adolescência. Tal ligação intergeracional também foi observada em termos de saúde, em que crianças nascidas de mães adolescentes têm maior probabilidade de nascerem prematuras, com peso reduzido e de desenvolverem doenças crônicas no futuro (Dias e Teixeira, 2010).

A literatura revisada nesta seção utilizou métodos baseados em experimentos naturais, em variáveis instrumentais e em contextos que controlaram o *background* familiar das jovens. Todos esses métodos tiveram como objetivo contornar os problemas de viés decorrentes da endogeneidade do evento de gravidez na adolescência. Assim, este trabalho colaborou com tal literatura ao utilizar um caminho alternativo para contornar o problema de endogeneidade. Tal caminho foi a utilização da ocorrência de natimorto após o sétimo mês de gravidez, que consiste em uma estratégia alinhada à literatura que utiliza experimentos naturais. Nas seções a seguir são apresentados dados de natimortalidade e a sua viabilidade de uso nas análises realizadas.

3 FECUNDIDADE E NATIMORTALIDADE NA ADOLÉSCENCIA

Este estudo utilizou os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1992 a 2009, com exceção dos anos 1994 e 2000 nos quais a pesquisa não foi realizada. O universo de análise é restrito a indivíduos do sexo feminino entre 15 e 19 anos de idade. Apesar de a Organização Mundial da Saúde (OMS) considerar o limite cronológico da adolescência entre 10 e 19 anos, a faixa etária escolhida foi estabelecida por apresentar maior incidência do evento da maternidade e ainda por permitir a observação da conclusão do ensino médio para essas jovens. Foram excluídos da base os pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregado doméstico, gerando uma amostra de 289.143 indivíduos ao longo dos dezesseis anos.

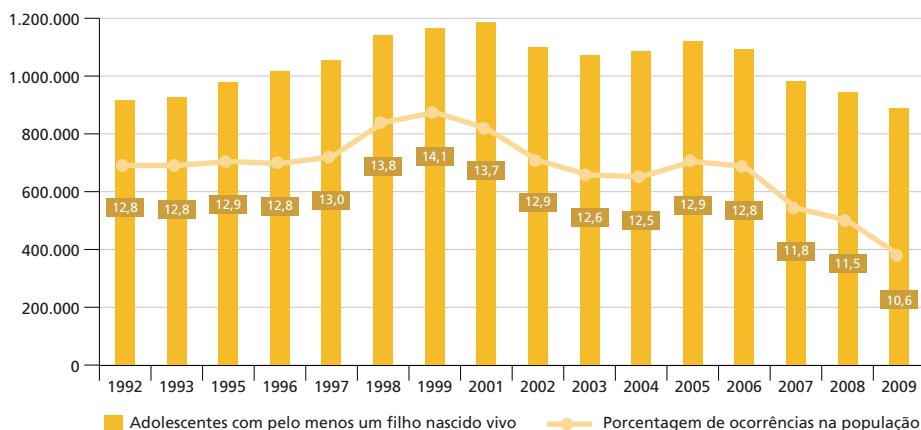
Em uma seção específica da PNAD sobre fecundidade, todas as mulheres moradoras de 10 anos ou mais (nas PNADs de 2001 a 2009) e de 15 anos ou mais (nas PNADs de 1992 a 1999) respondem a determinadas perguntas sobre fecundidade, entre elas a referente à ocorrência de filhos natimortos. No questionário da PNAD, a pergunta é: “teve algum filho, com 7 meses ou mais de gestação, que nasceu morto até a data de referência?”. A seguir, explora-se dados descritivos sobre fecundidade e natimortalidade no Brasil com o intuito de verificar a extensão desses temas na vida das mulheres.

3.1 Fecundidade na adolescência

Segundo informações do Ministério da Saúde, entre 2005 e 2009, o número de partos realizados em jovens entre 10 e 19 anos reduziu-se em 22,4% em relação à década anterior, que compreende aos anos de 1995 a 1999. Os dados da PNAD corroboraram essa tendência. O gráfico 1 mostra a evolução do número de adolescentes de 15 a 19 anos com pelo menos um filho nascido vivo, de 1992 a 2009, e a proporção desses casos entre as adolescentes.

GRÁFICO 1

Ocorrências de filhos nascidos vivos em jovens de 15 a 19 anos



Fonte: PNAD/IBGE.

Elaboração dos autores.

Observa-se na tabela 1 que o fenômeno de adolescentes com filhos diminuiu no período analisado, mas sua ocorrência ainda é elevada quando comparada com outros países. Na tabela 1, comparou-se as informações sobre a taxa de fecundidade na adolescência no Brasil com outros países. Tal taxa considera o número de nascimentos por jovens de 15 a 19 anos e resulta da divisão do número de filhos nascidos vivos, nos últimos doze meses anteriores ao Censo Demográfico, pelo total de adolescentes do mesmo grupo etário. Entre os dez países escolhidos para análise (Bolívia, Índia, China, Rússia, México, Argentina, Chile, Estados Unidos, Reino Unido, Portugal e África do Sul), o Brasil apresentava a segunda maior taxa de fecundidade entre as jovens de 15 a 19 anos de idade, ficando abaixo apenas da Bolívia. China e Portugal foram os países com as menores taxas registradas em 2012, com 0,86% e 1,26%, respectivamente. Embora esteja se reduzindo ao longo dos anos, a taxa brasileira em 2012 era 2,55 p.p. maior do que a média mundial.

TABELA 1
Posição de acordo com a taxa de fecundidade na adolescência (2012)
 (Em %)

Colocação	País	Taxa de fecundidade em jovens entre 15 e 19 anos
1ª	Bolívia	7,19
2ª	Brasil	7,08
3ª	México	6,34
4ª	Chile	5,53
5ª	Argentina	5,44
6ª	África do Sul	5,09
7ª	Índia	3,28
8ª	Estados Unidos	3,10
9ª	Reino Unido	2,58
10ª	Portugal	1,26
11ª	China	0,86
	Média mundial	4,53

Fonte: The World Bank Data (s.d.).
 Elaboração dos autores.

Além disso, destaca-se uma relação negativa entre filhos na adolescência e resultados socioeconômicos obtidos pelas mães. Na tabela 2, compara-se mulheres adultas (entre 20 e 45 anos de idade) que tiveram filho na adolescência com mulheres que tiveram filho mais tardiamente. Notou-se que mulheres que tiveram filho na adolescência apresentaram menores níveis de escolaridade e menor engajamento no mercado de trabalho quando adultas. Atentou-se que não é possível atribuir causalidade a partir dos dados apresentados na tabela 2, visto tratar-se apenas de uma diferença inicial entre as mulheres que engravidaram na adolescência e as que não engravidaram.

TABELA 2
Perfil das mulheres de acordo com a idade da maternidade (2009)

Características	2009		
	Mãe na adolescência	Mãe na fase adulta	Diferença
Anos de estudo	7,4	8,86	
Número de observações	15.812	36.284	-1,45***
Ensino fundamental completo	50,59%	65,48%	
Número de observações	150.919	36.471	-14,88%***
Ensino médio completo	29,46%	48,80%	
Número de observações	15.919	36.471	-19,33%***
Ingressou no ensino superior	6,74%	17,36%	
Número de observações	15.919	36.471	-10,62%***
PEA	67,36%	71,27%	
Número de observações	16.392	37.227	-3,91%***
Ocupação	86,21%	90,13%	
Número de observações	11.042	26.535	-3,92%***
Média salarial	R\$ 591,30	R\$ 880,18	
Número de observações	8.240	21.283	-288,87***

Fonte: PNAD/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Diferença estatisticamente significativa a 10% (*), significativa a 5% (**), significativa a 1% (***).

2. PEA – população economicamente ativa.

3.2 Natimortalidade na adolescência

Os estudos médicos relacionados a natimortalidade apresentam que as principais causas de óbito fetal encontradas são a malformação fetal, hipertensão arterial crônica da mãe, infecções, como a sífilis, e o descolamento prematuro de placenta. No estudo de Aquino e Cecatti (1998), verificou-se que no Brasil as causas mais frequentes de morte fetal são processos passíveis de controle e/ou tratamento. Tal constatação remete ao caráter imprescindível da melhoria dos programas de prevenção primária na assistência pré-natal.

Andrade *et al.* (2009) identificaram que fatores como malformações, número de consultas de pré-natal menor que seis, síndromes hemorrágicas, idade e escolaridade materna estão associados à ocorrência de óbito fetal. Os autores também identificaram que esses fatores estão associados à natimortalidade em contexto brasileiro, a partir de uma investigação em uma maternidade escola em Pernambuco. Assim como Aquino e Cecatti (1998), Andrade *et al.* (2009) também sugeriram que a melhoria da assistência pré-natal e da assistência ao parto são medidas necessárias para a redução desse evento no Brasil.

A tabela 3, construída a partir dos dados do Ministério da Saúde, embasa os estudos acima ratificando que grande parte das ocorrências de óbito fetal tardio decorre de afecções originadas no período perinatal⁹ (cap. XVI da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – CID). As enfermidades contidas nesse item são: i) feto e recém-nascido afetados por fatores maternos e por complicações da gravidez, do trabalho de parto e do parto; ii) transtornos relacionados com a duração da gestação e com o crescimento fetal; iii) traumatismo de parto; iv) transtornos respiratórios e cardiovasculares específicos do período perinatal; v) infecções específicas do período perinatal; vi) transtornos hemorrágicos e hematológicos do feto e do recém-nascido; vii) transtornos endócrinos e metabólicos transitórios específicos do feto e do recém-nascido; viii) transtornos do aparelho digestivo do feto ou do recém-nascido; ix) afecções comprometendo o tegumento e a regulação térmica do feto e do recém-nascido; e x) outros transtornos originados no período perinatal. Segundo as informações levantadas, as afecções do período perinatal que atingem essencialmente os nascidos vivos com baixo peso ao nascer refletem as deficiências da assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido.

9. O período perinatal começa em 22 semanas completas (154 dias) de gestação (época em que o peso de nascimento é normalmente de 500g) e termina com sete dias após o nascimento do bebê.

TABELA 3
Ocorrências de óbitos fetais por capítulo CID – Brasil¹

Idade da mãe	Período	Capítulo I	Capítulo XVI	Capítulo XVII	Capítulo XVIII	Total	Nascidos vivos	Total /nascidos vivos (%)	Capítulo XVII/ total (%)
15 a 19 anos	2008-2013	245	16.760	1.056		18.061	3.240.114	0,56	92,80
	2007-2002	86	19.198	1.171	19	20.474	3.768.321	0,54	93,77
	1996-2001	71	16.419	918	77	17.485	4.146.750	0,42	93,90
20 a 24 anos	2008-2013	215	24.792	1.398		26.405	4.725.982	0,56	93,89
	2007-2002	87	28.691	1.577	23	30.378	5.507.132	0,55	94,45
	1996-2001	86	22.341	1.120	97	23.644	5.763.489	0,41	94,49
25 a 29 anos	2008-2013	99	23.180	1.236		24.515	4.315.199	0,57	94,55
	2007-2002	49	23.739	1.185	5	24.978	4.236.943	0,59	95,04
	1996-2001	46	17.581	857	61	18.545	4.218.499	0,44	94,80
30 a 34 anos	2008-2013	46	19.143	741		19.930	3.085.930	0,65	96,05
	2007-2002	31	17.592	844	9	18.476	2.630.433	0,70	95,22
	1996-2001	21	13.399	589	31	14.040	2.572.315	0,55	95,43
35 a 39 anos	2008-2013	23	12.276	741		13.040	1.468.997	0,89	94,14
	2007-2002	13	12.348	553	3	12.917	1.295.719	1,00	95,59
	1996-2001	8	9.182	393	22	9.605	1.200.782	0,80	95,60
40 a 44 anos	2008-2013	8	5.042	415		5.465	370.240	1,48	92,26
	2007-2002	5	5.149	341	3	5.498	344.535	1,60	93,65
	1996-2001	3	3.582	193	10	3.788	313.866	1,21	94,56

Fonte: Dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade/Datasus (Brasil, [s.d.]).

Nota: ¹ Duração da gestação: a partir de 28 semanas.

Obs.: "Capítulo I" refere-se a algumas doenças infecciosas e parasitárias; "capítulo XVI" refere-se a algumas afecções originadas no período perinatal; "capítulo XVII" refere-se a malformações congênicas, deformidades e anomalias cromossômicas; e "capítulo XVIII" refere-se a sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratórios, não classificados.

Observou-se na tabela 3 que a ocorrência de natimortos é um evento relativamente raro e com padrão semelhante entre as três primeiras faixas de idade das mulheres (15 a 29 anos de idade). Verificou-se também que a ocorrência aumenta a partir da quarta faixa de idade (30 a 34 anos de idade). A penúltima coluna da tabela 3 traz a proporção de casos relativamente ao número de nascidos vivos para a mesma idade. Como pode ser notado, essa proporção está em torno de 0,56% para as três primeiras faixas de idade no período de 2008-2013.

4 METODOLOGIA

A análise empírica baseou-se na estimação do impacto da presença de filho na adolescência sobre as escolhas das adolescentes, em relação à situação escolar e à participação no mercado de trabalho. As probabilidades de ocorrência de cada evento (no caso da situação escolar, por exemplo, frequentar escola ou não frequentar escola) foram estimadas a partir de um modelo *logit* binomial. A ocorrência de natimorto foi utilizada na construção da variável de tratamento que indica se a jovem pertence ao grupo de tratados ou de controles. O uso dessa variável e de algumas variáveis de controle tem como objetivo captar o efeito exógeno da presença de filho sobre alguns resultados socioeconômicos de curto prazo das adolescentes. A estratégia de identificação a seguir fornece as informações que fundamentaram a metodologia usada.

4.1 Estratégia de identificação

Como já mencionado, neste trabalho buscou-se identificar o impacto que uma gravidez e a presença de filho têm sobre os resultados das adolescentes no curto prazo. Uma simples comparação entre jovens que têm filho com jovens que nunca engravidaram geraria resultados enviesados e impróprios para inferência, pois não se levaria em conta a heterogeneidade não observada entre os indivíduos.

O cenário ideal para se mensurar o impacto de um tratamento sobre um indivíduo seria a possibilidade de conhecermos esse mesmo indivíduo na ocasião de não ter sido submetido a tal tratamento e, assim, comparar ao mesmo tempo os seus resultados potenciais. No entanto, isso não é possível, pois é observável apenas um resultado potencial para o mesmo indivíduo em dado instante de tempo. Nesse contexto, entra a importância da construção de um “contrafactual” ideal para a comparação. Ou seja, uma unidade de comparação cuja única diferença com a unidade que recebeu o tratamento seja a submissão ao tratamento.

No caso deste trabalho, o tratamento é a presença de filho. A unidade tratada são as jovens que têm apenas um filho e nunca tiveram natimorto. O grupo “contrafactual” é formado pelas jovens que tiveram natimorto após o sétimo mês de gravidez e não têm filhos. Assim como em outros trabalhos que utilizam o

evento natimorto¹⁰ para construção do “contrafactual” necessário, o argumento defendido é que essas jovens que tiveram natimorto desejavam o nascimento do filho e que por questões médicas não conseguiram. Por hipótese, assumiu-se que as preferências das adolescentes que têm filho são semelhantes às das adolescentes que tiveram natimorto.

Foi com base na variável de ocorrência de natimorto após o sétimo mês de gestação que foram construídos os grupos de controle e de tratamento necessários para as inferências dos resultados. A definição dos grupos se deu da seguinte forma: no grupo de tratamento, estão todas as jovens de 15 a 19 anos que têm apenas um filho vivo e que nunca tiveram natimorto. No grupo de controle, denominado de “controle 1”, estão todas as jovens de 15 a 19 anos que não têm filho e que já tiveram natimorto após o sétimo mês. Cabe ressaltar que a escolha da faixa etária de 15 a 19 anos nos permite garantir que a ocorrência de natimorto se deu nesse período. Ou seja, também no período da adolescência, visto que a pergunta sobre ocorrência de natimorto não faz menção à data do evento.

Foi construído um segundo grupo de controle, denominado de “controle 2”, em que estão as jovens de 15 a 19 anos que nunca engravidaram. O intuito desse segundo grupo de controle foi o de comparar os resultados, dado que o controle 2 possivelmente é mais enviesado do que o controle 1. Esse maior viés decorre do fato que jovens que nunca engravidaram possivelmente apresentam preferências distintas de escolaridade e trabalho, em relação às jovens que tiveram filho.

No entanto, o uso dessa estratégia pode necessitar do controle de características socioeconômicas das jovens. Conforme explicitado na seção 3.2, as causas de natimortalidade podem estar associadas ao acesso de serviços de saúde de qualidade (assistência pré-natal e de parto). Por sua vez, a qualidade e o acesso aos serviços de saúde estão correlacionados com as características socioeconômicas das jovens (por exemplo, renda ou escolaridade), em que jovens com menores níveis socioeconômicos podem ter um menor grau de acesso a serviços de saúde de qualidade (Aquino e Cecatti, 1998). Infelizmente, não há disponíveis informações de renda ou escolaridade para o momento em que ocorreu a gravidez, apenas as informações do momento de coleta da PNAD. Uma alternativa seria a de utilizar variáveis fixas no tempo. Assim, os resultados de interesse das adolescentes foram condicionados nas variáveis observáveis disponíveis fixas no tempo: idade, cor de pele e Unidade da Federação (UF) de residência. Ainda assim, há brechas para questionamentos sobre a exogeneidade de natimortos entre as adolescentes que ficaram grávidas, como será mais bem explicitado na subseção a seguir.

10. Não é a primeira vez que a ocorrência de natimortos é utilizada em estudos brasileiros. Pazello e Fernandes (2005) e Souza (2009) também usaram a ocorrência natimortos para estudar a relação entre filhos e resultados de mercado de trabalho para as mulheres brasileiras.

4.2 Desafios do uso do evento de natimorto com a PNAD

Nesta subseção coube expor alguns dos desafios encontrados relacionados basicamente à disponibilidade de variáveis e ao tamanho da amostra. Primeiramente, destacou-se a insuficiência de variáveis de controle que assegurem completamente que o grupo de tratamento e controle 1 sejam de fato semelhantes antes da ocorrência da gravidez. Embora os dados referentes à renda familiar e domiciliar da amostra estejam disponíveis, não é adequado inserir essas variáveis no controle na análise. Isso porque as mesmas são consideradas endógenas, pois se referem ao período após a gravidez e não ao período anterior a esse evento.

Outra variável de extrema importância para ser controlada e que captura informações de *background* familiar é a educação dos pais. Infelizmente, apesar de ser possível captá-la pelos dados da PNAD, essa variável quando utilizada como controle reduz significativamente o tamanho da amostra. Isso porque essa informação só é observada para aquelas adolescentes que moravam no mesmo domicílio que os pais.

Tanto as variáveis de renda como a variável de escolaridade dos pais seriam fundamentais como controles para uma maior robustez da hipótese de que a ocorrência de natimortos seja realmente exógena. Isso reforçaria que a presença de filho seja aleatória na amostra de adolescentes que engravidaram. Em poucas palavras, o desafio dessa estratégia consistiu em captar toda a diferença preexistente à gravidez entre o grupo de tratamento e controle.

Contudo, existe um viés desfavorável para o grupo de jovens que teve natimorto após o sétimo mês de gravidez. Tal viés decorre de que algumas características das jovens que tiveram natimortos possam ser piores do que as das jovens que não tiveram. Assim, sugere-se que os efeitos encontrados aqui são um tipo de *lower bound* do verdadeiro efeito, ou seja, que os impactos estimados são subestimados. Para melhor entendimento, desenvolveu-se a seguir um exemplo com números fictícios para ilustrar como o viés do grupo de controle, provavelmente existente nos dados, pode impactar os resultados estimados aqui.

Considerando dois grupos de jovens observados em t , com a mesma idade, a mesma cor de pele e a mesma UF de residência. A única diferença entre os grupos está na presença de filho: enquanto as meninas do grupo T têm filho, as meninas do grupo C não têm filho. Por hipótese, admite-se que em algum momento anterior as jovens do grupo T engravidaram e tiveram filho nascido vivo. Além disso, as jovens do grupo C também engravidaram em algum momento anterior, mas tiveram natimorto após o sétimo mês de gravidez. Suponha que a ocorrência desse tipo de natimorto seja aleatória entre as meninas que engravidaram e que são da mesma cor de pele e UF de residência.

Assim, considerando que a presença do filho é o que diferencia os dois estados da natureza possíveis, define-se dois resultados potenciais em termos de frequência à escola: Y_i^0 como o resultado potencial para as meninas na situação de não ter filho e Y_i^1 como o resultado potencial para as meninas na situação de ter filho. Desta forma, uma possibilidade para avaliar o impacto da presença de filho seria tomar o valor esperado de frequência à escola das meninas que tiveram filho e das meninas que não tiveram filho, mas tiveram natimorto. Ou seja, realizar a seguinte conta: $E[y | Grupo=T] - E[y | Grupo=C]$. Por hipótese, $E[Y^1] = E[y | Grupo=T]$ e $E[Y^0] = E[y | Grupo=C]$.

Assumindo alguns números para facilitar a exposição do argumento, o efeito do filho sobre a frequência escolar (δ) seria obtido por:

$$E[Y^1] - E[Y^0] = E[y | Grupo=T] - E[y | Grupo=C] = 65\% - 80\% = -15 \text{ p.p.} = \delta. \quad (1)$$

Ou seja, a maternidade reduz em 15 p.p. a probabilidade de a adolescente ter frequentado a escola.

Agora, se a ocorrência de natimorto não é aleatória de forma que $E[y | Grupo=C] \neq E[Y^0]$, ocorre um viés nas estimativas. Esse viés decorre dos aspectos adversos frequentemente associados às jovens que têm natimorto, como por exemplo menor renda, piores condições de infraestrutura domiciliar, menor nível de escolaridade dos pais e outros fatores. Isso resulta, provavelmente, em

$$E[y | Grupo=C]^{na} < E[y | Grupo=C]^a = E[Y^0]. \quad (2)$$

Os subscritos indicam a suposição da ocorrência de natimortos como não aleatória (^{na}) ou como aleatória (^a). Suponha que $E[y | Grupo=C]^{na} = 70\%$. Assim, $E[y | Grupo=T] - E[y | Grupo=C]^{na}$ seria: $65\% - 70\% = -5 \text{ p.p.} = \delta$, o que leva a uma subestimação do verdadeiro impacto.

O ponto a que se desejou chegar com esse exemplo é a representação do que está sendo feito neste artigo. Não há condições, devido à base de dados usada, para identificar as diferenças preexistentes entre os grupos nas probabilidades de possuir os resultados de curto prazo considerados. Isto porque são consideradas apenas as jovens do tratamento e do controle após a ocorrência da gravidez. Assim, aqui é identificado apenas uma parte do impacto da presença de filhos. Pelo último exemplo exposto, apenas o impacto de -5 p.p. seria capturado pela estratégia de estimação do trabalho. Ou seja, para o caso de frequência escolar, o impacto encontrado acaba sendo subestimado em magnitude. Com tal exemplo, foi possível visualizar que os resultados encontrados podem sofrer uma subestimação em algum grau. No entanto, eles não perdem sua validade e relevância, pois continuam fornecendo o sinal do impacto e os resultados de curto prazo mais afetados pela presença de filhos.

Por último cabe ressaltar que, além das variáveis de renda e de *background* familiar mencionadas anteriormente, foi preciso ainda ignorar fatores que podem ter precedido a ocorrência de natimorto, tais quais uso de drogas lícitas ou ilícitas¹¹ pela adolescente durante a gravidez, e aspectos psicológicos, como traumas ou sequelas fisiológicas¹² ocasionadas pela ocorrência de natimorto.

4.3 Equação estimada

A estratégia de estimação consistiu em usar o modelo de regressão logística para modelar a probabilidade de sucesso da variável de interesse dicotômica Y , condicional às variáveis independentes W , ($Y=1|W$). Matematicamente, a estratégia de estimação considerou a seguinte probabilidade condicional de $Y_i=1$:

$$Prob(Y_i = 1|W_i) = \frac{\exp(W_i' \beta)}{1 + \exp(W_i' \beta)}. \quad (3)$$

Em que i representa o indivíduo. A variável W_i é o vetor de variáveis composto pelas variáveis de controle X e a variável Z . A variável Z separa o grupo de tratamento do grupo de controle ($Z=1$ se a jovem pertence ao grupo de tratamento e $Z=0$ se pertence ao grupo de controle).

Para cada resultado de interesse Y , foram realizadas duas estimações. No primeiro modelo, comparou-se as jovens que têm apenas um filho e nunca tiveram natimorto (grupo de tratamento) com as jovens que tiveram natimorto após o sétimo mês e não têm filhos (grupo de controle 1). No segundo modelo, manteve-se o mesmo grupo de tratamento e considerou-se como grupo de controle as jovens que não têm filhos e nunca tiveram natimortos, ou seja, por hipótese, que nunca engravidaram (grupo de controle 2). O uso dos dois grupos de controle foi realizado para evidenciar o quão diferente pode ser o resultado quando não se tem um grupo de controle adequado.¹³

11. Lopes e Arruda (2010) encontraram fortes evidências sobre a associação entre o uso abusivo de drogas e álcool durante o período gravídico/puerperal e os elevados índices de mortalidade materna, natimortalidade e mortalidade neonatal.

12. Rodrigues (2009), em pesquisa na área da psicologia, identificou os traumas presentes nas mães que tiveram natimortos. Por meio de entrevistas, foi possível verificar que a experiência geralmente é marcada pelo sentimento de vulnerabilidade que impede a mulher de pensar em novos planos ou na possibilidade de uma nova gestação. Na área médica, Hughes, Turton e Evans (1999) encontraram que as mães que passam por essa experiência estão mais propícias à depressão e à ansiedade em próximas gestações.

13. Para o grupo de controle 2, os resultados também foram estimados utilizando *propensity score matching*. Os resultados foram muito próximos às estimativas sem pareamento e, por restrições de espaço, não serão apresentados. Tais resultados podem ser obtidos com os autores.

No vetor X foram consideradas as seguintes variáveis: cor de pele, idade, UFs brasileiras de residência, situação e área de residência, anos da PNAD e presença de mãe viva. A variável de cor de pele recebeu a seguinte definição: *Branca*=1, se o indivíduo se declara de cor de pele branca ou amarela, e *Branca*=0, caso contrário. A situação censitária indica se a jovem reside em área rural ou urbana. A área censitária indica se a jovem reside em área metropolitana ou não metropolitana.

As variáveis dependentes que representaram os resultados socioeconômicos sobre os quais se identificaram o impacto da maternidade nas adolescentes são apresentadas no quadro 1.

QUADRO 1
Variáveis dependentes

Resultados de educação	Y_{11} = frequentar escola. Y_{12} = possuir pelo menos o ensino fundamental completo. Y_{13} = ingressar no ensino médio. Y_{14} = possuir pelo menos o ensino médio completo.
Resultado de mercado de trabalho	Y_{15} = participar da PEA.

Elaboração dos autores.

As primeiras quatro variáveis são relativas às escolhas educacionais da jovem e a última à participação na PEA na semana de referência da PNAD. Na avaliação escolar, a variável Y_{ij} teve quatro subcategorias. A primeira subcategoria se refere à frequência escolar, com $Y_{i1} = 1$ se frequenta e $Y_{i1} = 0$ se não frequenta escola. A segunda, a terceira e a quarta subcategorias seguiram a mesma lógica com $Y_{ij} = 1$ no alcance do resultado e $Y_{ij} = 0$ caso contrário. A última subcategoria se refere ao mercado de trabalho em que $Y_{i5} = 1$ se a jovem participava da PEA e $Y_{i5} = 0$ caso contrário.

4.4 Análise descritiva dos grupos

Esta seção buscou descrever brevemente a amostra de jovens em seus respectivos grupos de interesse. Foram fornecidas evidências da importância da escolha do grupo controle 1 como o melhor grupo de controle para a estimação. Observa-se na tabela 4 que o grupo de tratamento apresentou um número de observações entre 9% e 11% da amostra total em cada ano da PNAD. Por sua vez, o grupo de controle 1 apresentou um baixo número de observações, entre 0,1% e 0,3% da amostra total em cada ano da PNAD.

TABELA 4
Proporção dos grupos ao longo dos anos

Anos	Amostra total	Tratamento	%	Controle 1	%	Controle 2	%
1992	15.669	1.551	10	25	0,2	13.227	84,4
1993	16.012	1.590	10	30	0,2	13.727	85,7
1995	16.984	1.735	10	42	0,2	14.609	86,0
1996	17.408	1.687	10	58	0,3	14.998	86,2
1997	18.237	1.838	10	48	0,3	15.714	86,2
1998	18.255	1.972	11	50	0,3	15.555	85,2
1999	18.494	2.060	11	42	0,2	15.768	85,3
2001	19.409	2.188	11	24	0,1	16.564	85,3
2002	19.277	2.008	10	26	0,1	16.698	86,6
2003	18.848	1.969	10	20	0,1	16.323	86,6
2004	19.431	2.057	11	23	0,1	16.848	86,7
2005	19.456	2.067	11	20	0,1	16.832	86,5
2006	19.036	2.033	11	22	0,1	16.478	86,6
2007	17.901	1.723	10	24	0,1	15.703	87,7
2008	17.130	1.648	10	24	0,1	15.049	87,9
2009	17.596	1.610	9	21	0,1	15.617	88,8
Total	289.143	29.736		499		249.710	

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

Na tabela 5, foi possível observar que os três grupos possuem diferenças estatisticamente significantes para grande parte das características que representam os resultados de interesse. Verificou-se que jovens com apenas um filho têm menores parcelas nas categorias de frequentar escola, de possuir os níveis escolares concluídos, de ingressar no ensino médio e de participar da PEA. Cabe destacar que frequentar escola foi a variável que apresentou maior diferença em magnitude entre os grupos, indicando que pode ser esse um dos resultados mais impactado negativamente pela presença de filho.

TABELA 5
Distribuição de acordo com variáveis de resultado

Variáveis dependentes	Tratamento (T)	Controle 1 (C1)	Controle 2 (C2)	Diferença (T-C1)	Diferença (T-C2)
Parcela que frequentava escola	19,7%	37,9%	74,7%	-18,2%***	-55,0%***
Número de observações	29.734	499	249.683		
Parcela que possuía pelo menos o ensino fundamental completo	35,7%	37,8%	55,8%	-2,1%	-20,1%***
Número de observações	29.412	492	247.737		
Parcela que ingressou no ensino médio	17,4%	22,3%	37,5%	4,9%**	20,1%***
Número de observações	29.442	493	247.941		
Parcela que possuía pelo menos o ensino médio completo	7,5%	7,9%	12,9%	-0,4%	-5,4%***
Número de observações	29.412	492	247.737		
Parcela que participava da PEA	39,5%	50,3%	39,9%	-10,8%***	-0,4%
Número de observações	29.734	499	249.671		

Fonte: PNAD/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Diferença estatisticamente significativa a 10% (*), significativa a 5% (**), significativa a 1% (***).

No que diz respeito às características observáveis, variáveis independentes que foram controladas nas regressões, a tabela 6 forneceu as estatísticas dos três grupos. Pelos dados, verificou-se entre os três grupos que a idade média é de aproximadamente 17 anos de idade. Além disso, aproximadamente 40% do grupo de tratamento e do controle 1 tinham cor de pele branca ou amarela. Por sua vez, no grupo de controle 2 essa parcela sobe para quase 48%. Outro aspecto é a presença de mãe viva ser marginalmente maior em meninas que nunca engravidaram (controle 2).

Destaca-se aqui a maior magnitude das diferenças entre o grupo de tratamento e o controle 2 para todas as características. Tais resultados corroboraram que o uso do grupo de controle 2 poderia gerar resultados mais enviesados, mesmo após controlar pelas observáveis. Isso porque tais grupos também poderiam ser muito diferentes em características não observáveis.

TABELA 6
Distribuição de acordo com as variáveis explicativas

Variáveis Explicativas	Tratamento (T)	Controle 1 (C1)	Controle 2 (C2)	Diferença (T-C1)	Diferença (T-C2)
Idade	17,8	17,4	16,8	0,4***	1,0***
Número de observações	29.736	499	249.710		
Branca	40,5%	41,1%	47,7%	-0,6%	-7,2%***
Número de observações	29.734	499	249.663		
Tem mãe viva	95,0%	96,4%	97,0%	-1,4%	-2,0%***
Número de observações	27.693	478	232.796		

Fonte: PNAD/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Diferença estatisticamente significativa a 10% (*), significativa a 5% (**), significativa a 1% (***).

A tabela 7 finalizou a descrição das variáveis explicativas com as características geográficas dessa amostra. Observou-se uma proporção maior das jovens dos três grupos residindo na região Nordeste, em residência urbana e em áreas não metropolitanas. Houve indícios que ocorrências de gravidez na adolescência sejam mais frequentes em regiões de menor desenvolvimento econômico (Nordeste e Norte); em contrapartida, a maior representatividade de jovens sem filhos é em regiões de maior desenvolvimento econômico (Sudeste e Sul).

TABELA 7
Distribuição de acordo com as variáveis explicativas geográficas
(Em %)

Variáveis explicativas	Tratamento (T)	Controle 1 (C1)	Controle 2 (C2)	Diferença (T-C1)	Diferença (T-C2)
<i>Região de residência</i>					
Norte	14,9	18,4	11,0	-3,5**	3,9***
Nordeste	35,5	32,7	33,7	2,8	1,9***
Sudeste	23,5	26,0	30,2	-2,6	-6,7***
Sul	13,8	12,4	14,4	1,4	-0,7***
Centro-Oeste	12,3	10,4	10,6	1,9	1,6***
<i>Situação de Residência</i>					
Urbana	81,2	81,6	84,1	-0,4	-2,9***
<i>Área de residência</i>					
Metropolitana	33,6	37,7	38,4	-4,1*	-4,7***
Número de observações (quantidade)	29.736	499	249.710		

Fonte: PNAD/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Diferença estatisticamente significativa a 10% (*), significativa a 5% (**), significativa a 1% (***).

A partir desta seção descritiva, foi possível conhecer algumas características de cada um dos grupos de interesse. Foi identificada uma maior semelhança entre o grupo de tratados e do controle 1. Assim, sugeriu-se que o grupo controle 1 é o que melhor representa o “contrafactual” desejado, embasando dessa forma a estratégia de estimação necessária para se alcançar o objetivo do trabalho.

5 RESULTADOS

5.1 Apresentação e discussão dos resultados principais

As estimativas dos coeficientes nos modelos *logit* fornecem informações sobre o sentido da influência da variável explicativa sobre a probabilidade de resultado positivo. Ou seja, se essa influência é positiva ou negativa. Outras informações sobre a magnitude do efeito requerem cálculos adicionais. Este trabalho lida com a análise dos efeitos marginais médios. O efeito marginal em variáveis binárias, como é o caso da variável de tratamento, é calculado como sendo

$$\Pr(Y=1 \mid X, Z = 1) - \Pr(Y=1 \mid X, Z = 0), \quad (4)$$

em que Z indica participação no tratamento ($Z=1$) ou controle ($Z=0$). Assim, ser do grupo de tratamento ocasiona uma variação em p.p. sobre a probabilidade de dado resultado.

Os resultados das estimações são expostos a seguir e apresentam as regressões utilizando os dois controles explicitados. O intuito de se apresentar os resultados de ambos os grupos de controle foi verificar o quão diferentes são as estimativas quando não se usa um “contrafactual” adequado, embora a análise dos impactos que se objetivou identificar deva se concentrar no grupo de controle 1.

Quanto à probabilidade de frequentar escola (tabela 8) e utilizando o controle 1, os resultados indicaram que a presença de filho na adolescência reduz em 18,8 p.p. as chances de a adolescente frequentar escola. Por outro lado, com o controle 2, esse impacto negativo aumentou em magnitude para aproximadamente 52 p.p. Conforme a literatura revisada, a relação entre maternidade e frequência escolar foi negativa. O que se pode afirmar é que a maternidade e a dedicação aos estudos são duas atividades que demandam expressiva quantidade de tempo e, assim, concorrentes e difíceis de serem conciliadas.

Destacou-se que o uso do controle 2 superestimou consideravelmente os efeitos adversos da maternidade nesse período. O possível motivo é que as adolescentes que nunca engravidaram têm escolhas bem diferentes relativamente às que ficam grávidas, principalmente no que tange à educação. Esse resultado colaborou na explicação de que o atraso escolar apresentado em mulheres que foram mães na adolescência pode ser atribuído a esse efeito negativo da maternidade sobre a frequência escolar no curto prazo.

TABELA 8
Efeitos marginais – frequentar escola

Variáveis	Y = frequentar escola			
	Controle 1		Controle 2	
	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 1	Regressão 2
Tratamento	-0,201***	-0,188***	-0,555***	-0,520***
	0,00	0,00	0,00	0,00
Branca		0,017***		0,059***
		0,00		0,00
Idade		-0,018***		-0,095***
		0,00		0,00
Metropolitana		0,05***		0,043***
		0,00		0,00
Urbana		0,096***		0,144***
		0,00		0,00
Mãe viva		0,063***		0,123***
		0,00		0,00
Controle para os diferentes anos da PNAD	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para as UFs brasileiras	Não	Sim	Não	Sim
Número de observações	30.233	28.167	279.417	260.417
Tratados	29.734	27.689	29.734	27.689
Controles	499	478	249.683	232.728

Elaboração dos autores.

Obs.: Efeitos marginais significativos a 10% (*), significativos a 5% (**), significativos a 1% (***). O *p*-valor está descrito abaixo dos efeitos marginais.

Na tabela 9, identificou-se novamente uma relação negativa entre escolaridade e maternidade. Essa relação pode significar apenas um atraso para se concluir as séries ou um total abandono dos estudos, por parte da adolescente. Quando há presença de filho, existiu uma redução de 10 p. p na probabilidade de a jovem ter completado o ensino fundamental. Com o controle 2 esse efeito foi bem maior, passando para -32,2 p.p. Vale destacar que a faixa etária entre 15 e 19 anos englobou grande parte das jovens com idade suficiente para ter concluído esse nível de ensino.

TABELA 9
Efeitos marginais – possuir ensino fundamental completo

Variáveis	Y = possuir ensino fundamental completo			
	Controle 1		Controle 2	
	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 1	Regressão 2
Tratamento	-0,060***	-0,100***	-0,212***	-0,322***
	0,01	0,00	0,00	0,00
Branca		0,104***		0,168***
		0,00		0,00
Idade		0,086***		0,124***
		0,00		0,00
Metropolitana		0,066***		0,059***
		0,00		0,00
Urbana		0,157***		0,236***
		0,00		0,00
Mãe viva		0,088***		0,157***
		0,00		0,00
Controle para os diferentes anos da PNAD	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para as UFs brasileiras	Não	Sim	Não	Sim
Número de observações	29.904	27.865	277.149	258.331
Tratados	29.412	27.392	29.412	27.392
Controles	492	473	247.373	230.939

Elaboração dos autores.

Obs.: Efeitos marginais significativos a 10% (*), significativos a 5% (**), significativos a 1% (***). O *p*-valor está descrito abaixo dos efeitos marginais.

Foram apresentados na tabela 10 os resultados relacionados às chances de ingressar no ensino médio. O impacto permaneceu negativo e muito próximo ao resultado de ensino fundamental. Houve uma diferença de -8,5 p.p. na probabilidade de a adolescente mãe ingressar no ensino médio, em relação à adolescente sem filho e que teve natimorto. Isso novamente pode representar a difícil conciliação entre gravidez na adolescência e continuidade dos estudos. Similarmente ao exercício anterior, o uso do controle 2 elevou ainda mais o efeito negativo da presença de filho sobre as chances de se ingressar no ensino médio. Tal padrão ratificou a diferença em preferências e em comportamento entre jovens que nunca engravidaram com as que já engravidaram.

TABELA 10
Efeitos marginais – ingressar no ensino médio

Variáveis	Y = ingressar no ensino médio			
	Controle 1		Controle 2	
	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 1	Regressão 2
Tratamento	-0,075**	-0,085**	-0,203***	-0,263***
	0,02	0,02	0,00	0,00
Branca		0,060***		0,144***
		0,00		0,00
Idade		0,056***		0,153***
		0,00		0,00
Metropolitana		0,031***		0,042***
		0,00		0,00
Urbana		0,084***		0,174***
		0,00		0,00
Mãe viva		0,046***		0,123***
		0,00		0,00
Controle para os diferentes anos da PNAD	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para as UFs brasileiras	Não	Sim	Não	Sim
Número de observações	29.933	27.896	277.334	258.564
Tratados	29.440	27.422	29.440	27.422
Controles	493	474	247.894	231.142

Elaboração dos autores.

Obs.: Efeitos marginais significativos a 10% (*), significativos a 5% (**), significativos a 1% (***). O *p*-valor está descrito abaixo dos efeitos marginais.

Considerando-se a probabilidade de possuir pelo menos o ensino médio completo (tabela 11), em nenhuma das regressões usando o controle 1 as estimativas foram estatisticamente significativas ao nível de 90% de confiança. Em contrapartida, com o uso do controle 2, encontraram-se impactos estatisticamente significantes nas duas regressões. Para esse exercício, a amostra foi restrita para jovens com idade igual ou superior a 17 anos e inferior a 19 anos. Isso porque essa faixa de idade possibilita que as adolescentes já apresentem tal escolaridade.

É possível que a ausência de efeitos para esse exercício seja atribuída à elevada defasagem escolar na faixa etária de 15 a 19 anos. Para uma ideia dos números, segundo os dados da PNAD de 2013, a porcentagem que apresentava ensino médio completo é de apenas 38%, considerando as jovens com idade entre 17 e 19 anos. Assim, como de fato é baixa a porcentagem de jovens que tenham ensino médio completo nessas faixas, fica mais difícil identificar diferenças entre os grupos.

TABELA 11
Efeitos marginais – possuir ensino médio completo

Variáveis	Y = possuir pelo menos o ensino médio completo			
	Controle 1		Controle 2	
	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 1	Regressão 2
Tratamento	-0,020	-0,013	-0,084***	-0,062***
	0,15	0,19	0,00	0,00
Branca		0,030***		0,048***
		0,00		0,00
Idade		0,037***		0,087***
		0,00		0,00
Metropolitana		0,013***		0,015***
		0,00		0,00
Urbana		0,028***		0,050***
		0,00		0,00
Mãe viva		0,014***		0,033***
		0,00		0,00
Controle para os diferentes anos da PNAD	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para as UFs brasileiras	Não	Sim	Não	Sim
Número de observações	28.290	26.341	218.081	203.184
Tratados	27.856	25.923	27.856	25.923
Controles	434	418	190.225	177.261

Elaboração dos autores.

Obs.: Efeitos marginais significativos a 10% (*), significativos a 5% (**), significativos a 1% (***). O *p*-valor está descrito abaixo dos efeitos marginais.

Na tabela 12 tem-se as estimativas encontradas para o exercício de mercado de trabalho. Os efeitos marginais da variável de tratamento foram negativos e estatisticamente significantes. Tal resultado está em consonância com os estudos já realizados sobre a maternidade e a mulher no mercado de trabalho. Em ambos os trabalhos realizados sobre esta temática, Pazello (2006) e Pazello e Fernandes (2005) encontraram, via métodos diferentes (uso de gêmeos e uso de natimortos), que filhos impactam negativamente sobre a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho no curto prazo. Nos trabalhos, os autores identificaram impactos de curto prazo em torno de -10 p. p sobre a probabilidade de a mulher participar do mercado de trabalho. Por sua vez, neste estudo, restringindo a amostra para adolescentes, encontrou-se o impacto de cerca de -13,7 p.p. sobre esse resultado.

Utilizando o controle 2, novamente o resultado é diferente (-9 p.p.), mas menos negativo do que o obtido a partir do controle 1. Acredita-se que esse resultado decorreu do fato de as adolescentes que nunca engravidaram não estarem à procura de emprego, uma vez que suas preferências estejam mais voltadas aos estudos. Dessa forma, o impacto foi maior entre tratados e controle 1. Isso porque esses

dois grupos possivelmente têm preferências mais voltadas ao ingresso no mercado de trabalho, em detrimento à permanência na escola.

A presença de filho na faixa de idade de 15 a 19 anos desfavorece ainda mais as chances de a adolescente ingressar no mercado de trabalho ou iniciar a busca por emprego. Isso porque se torna mais difícil conciliar o tempo entre as atividades de cuidados com o filho e as relacionadas ao mercado de trabalho ou à qualificação profissional. A ausência de cônjuge, a baixa escolaridade e a dificuldade financeira são outros fatores que tornam essa condição ainda mais adversa.

TABELA 12
Efeitos marginais – estar na PEA

Variáveis	Y = estar da PEA			
	Controle 1		Controle 2	
	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 1	Regressão 2
Tratamento	-0,112***	-0,137***	-0,003	-0,090***
	0,00	0,00	0,206	0,00
Branca		-0,022***		-0,044***
		0,00		0,00
Idade		0,06***		0,095***
		0,00		0,00
Metropolitana		0,010		-0,036***
		0,42		0,00
Urbana		-0,027***		-0,07***
		0,00		0,00
Mãe viva		0,037**		0,017***
		0,01		0,002
Controle para os diferentes anos da PNAD	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para as UFs brasileiras	Não	Sim	Não	Sim
Número de observações	30.233	28.167	279.405	260.405
Tratados	29.734	27.689	29.734	27.689
Controles	499	478	249.671	232.716

Elaboração dos autores.

Obs.: Efeitos marginais significativos a 10% (*), significativos a 5% (**), significativos a 1% (***). O *p*-valor está descrito abaixo dos efeitos marginais.

Encerradas as discussões dos resultados principais deste trabalho, seguiu-se para apresentação da estratégia adicional realizada no intuito de explicar a direção dos impactos negativos encontrados até aqui. O intuito foi identificar se existiu diferença de impacto de acordo com a idade, com a região de residência e com os anos analisados da PNAD.

5.2 Heterogeneidade do impacto

A maternidade é um evento que por si só provoca mudanças de comportamento, de perspectivas, de planejamento e de rotina independentemente do período da vida da mulher em que ocorre. Por ser um evento que exige uma quantidade intensa de tempo e dedicação para os cuidados com o filho, a maternidade acaba concorrendo com atividades como a carreira profissional e o estudo. Em alguns casos, impondo a interrupção de alguma dessas atividades. É por essa razão que se esperava um resultado negativo da maternidade sobre os resultados das adolescentes. O intuito desta seção foi o de verificar a magnitude desse resultado em situações que a adolescente tem maior ou menor apoio para cuidar do filho. Um impacto negativo menor nas situações onde a mulher consegue um maior apoio para cuidar do filho, representaria um suporte à hipótese levantada acima.

Para isso, foram utilizadas variáveis de interação entre a variável de tratamento e as seguintes variáveis: idade da jovem, macrorregião de residência e ano da PNAD. Com relação à idade da jovem, esperava-se um efeito mais negativo para adolescentes mais novas. Isso porque deve ser mais provável que elas tenham tido o bebê mais recentemente, o que aumentaria o custo para elas em termos de tempo (recém-nascidos demandam mais tempo do que bebês com alguma idade).

Com relação às macrorregiões, o impacto deveria ser mais negativo nas regiões onde a disponibilidade de creches é menor. Isso porque essas instituições podem ajudar as jovens mães no cuidado com as crianças. Com relação aos anos da PNAD, esperava-se um efeito menos negativo em anos mais recentes. Isso por causa da maior cobertura nos anos atuais em termos da educação infantil, valendo esse mesmo argumento para a análise das macrorregiões. O quadro 2 esclarece tais construções.

QUADRO 2

Variáveis usadas para a interação

Variável binária	Valor da variável	Descrição
I	1	Idade igual a 15, 16 ou 17 anos.
	0	Idade igual a 18 ou 19 anos.
R	1	Residente nas regiões Sul ou Sudeste.
	0	Residente nas regiões Norte, Nordeste ou Centro Oeste.
A	1	Dados pertencentes aos anos de 1992 a 1999.
	0	Dados pertencentes aos anos de 2001 a 2009.

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

Para a identificação dos efeitos de interesse, foram inseridas as variáveis de interação construídas a partir da variável *dummy* de tratamento e das variáveis no quadro 2.

5.3 Resultados da heterogeneidade do impacto

Foram apresentados os resultados para a heterogeneidade do impacto nas tabelas 13, 14 e 15. A tabela 13 apresentou os resultados para a interação entre o tratamento e a variável binária que dividiu as adolescentes por idade. As primeiras colunas representaram os resultados para as mais jovens (15, 16 e 17 anos de idade) e as últimas colunas os resultados para as mais velhas (18 e 19 anos de idade). Os resultados foram apresentados separadamente para cada um dos resultados de interesse.

Assim, primeiramente apresentou-se a probabilidade de frequentar escola na situação de não ter tido o filho (A) e na situação de ter tido o filho (B). Além disso, foi apresentada a diferença entre esses dois termos (A-B), que reflete o efeito do filho sobre a probabilidade de frequentar escola. Por último, foi apresentado o intervalo de confiança de 90% para essa diferença.¹⁴ A observação de que não há intersecção dos intervalos de confiança para a diferença A-B dos grupos de meninas mais jovens e meninas mais velhas significa que existe heterogeneidade no impacto. Essa leitura se aplicou também para as tabelas 14 e 15, que apresentaram, respectivamente, os resultados para os grupos de regiões e para os grupos de anos das PNADs.

Pela análise da tabela 13, observou-se impactos heterogêneos entre meninas mais jovens e mais velhas apenas para o resultado de frequentar escola. Para as mais jovens, o impacto foi de -29 p.p. Esse impacto foi 10 p.p. maior em magnitude do que o resultado principal apresentado, -18,8 p.p. (ver tabela 8). No que diz respeito às jovens com 18 anos ou mais, o impacto foi de 10,7 p.p. Tal resultado reforçou a ideia de que quanto menor a idade, menor o preparo psicoemocional e financeiro para conciliar a maternidade com a escola. Além disso, possivelmente, para as mais jovens, o evento deve ter sido mais recente e ter demandando um maior tempo dessas adolescentes. Note que a análise foi feita sobre a diferença B-A, com o intuito de facilitar a exposição dos resultados.

14. Para a estimativa do efeito marginal e desvio-padrão de uma variável de interação, em um modelo *logit*, utilizou-se Norton, Wang e Ai (2004).

Com relação aos cálculos da tabela 13, destacaram-se os resultados mais negativos para as jovens mais velhas com relação ao indicador de possuir ensino fundamental completo. O impacto foi de -10 p.p. sobre a probabilidade de possuir ensino fundamental completo para as meninas mais velhas e de -6 p.p. para as mais jovens. Esses resultados podem indicar algum efeito permanente em termos de defasagem escolar.

TABELA 13
Heterogeneidade do impacto segundo grupo de idades

Tratamento composto pelas jovens mais novas				Tratamento composto pelas jovens mais velhas				
Y = frequentar escola								
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,502	0,211	0,291	[0,235; 0,347]	0,276	0,169	0,107	[0,061; 0,154]
Y = possuir ensino fundamental completo								
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,286	0,227	0,059	[0,006; 0,112]	0,497	0,396	0,101	[0,045; 0,157]
Y = ingressar no ensino médio								
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,158	0,076	0,083	[0,033; 0,132]	0,272	0,189	0,083	[0,036; 0,131]
Y = participar da PEA								
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,425	0,310	0,115	[0,061; 0,168]	0,588	0,443	0,145	[0,094; 0,195]

Elaboração dos autores.

Os resultados da tabela 14, por sua vez, apresentaram impactos heterogêneos para um conjunto maior de indicadores. Para as meninas do Sudeste e do Sul, os impactos de ter filho sobre frequência escolar, possuir ensino fundamental completo e ingressar no ensino médio foram sempre mais negativos relativamente aos observados para as meninas das demais regiões. Inclusive, para esses dois últimos indicadores educacionais, o impacto do filho foi nulo considerando as meninas do Norte, do Nordeste e do Centro-Oeste. Uma possível explicação desses resultados é que na agregação das macrorregiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste o grupo de controle seja de fato mais enviesado para baixo, em relação à agregação das macrorregiões Sudeste e Sul. Essa maior subestimação dos resultados decorreria do menor desenvolvimento econômico das macrorregiões do primeiro grupo.

TABELA 14
Heterogeneidade do impacto segundo grupo de macrorregiões

	Tratamento composto pelas jovens das regiões sul e sudeste				Tratamento composto pelas jovens das demais regiões			
	Y = frequentar escola							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,413	0,146	0,267	[0,207; 0,328]	0,366	0,211	0,155	[0,108; 0,202]
	Y = possuir ensino fundamental completo							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,573	0,397	0,176	[0,113; 0,238]	0,296	0,300	-0,004	[-0,050; 0,042]
	Y = ingressar no ensino médio							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,349	0,173	0,176	[0,115; 0,237]	0,150	0,135	0,015	[-0,019; 0,050]
	Y = possuir ensino médio completo							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,127	0,089	0,038	[-0,010; 0,085]	0,081	0,062	0,019	[-0,011; 0,048]
	Y = participar da PEA							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,550	0,445	0,105	[0,046; 0,164]	0,484	0,366	0,118	[0,070; 0,165]

Elaboração dos autores.

Os resultados da tabela 15 apresentaram impactos heterogêneos, novamente, apenas para o indicador de frequência escolar. A diferença encontrada entre os dois grupos é de -25,2 p.p. para as jovens dos anos 1990 e -8 p.p. para as jovens dos anos 2000.

TABELA 15
Heterogeneidade do impacto segundo anos da PNAD

	Tratamento composto pelas jovens dos anos 1990				Tratamento composto pelas jovens dos anos 2000			
	Y = frequentar escola							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,396	0,144	0,252	[0,204; 0,300]	0,301	0,220	0,081	[0,028; 0,133]
	Y = possuir ensino fundamental completo							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,299	0,194	0,105	[0,058; 0,151]	0,515	0,451	0,064	[0,002; 0,127]
	Y = ingressar no ensino médio							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,170	0,076	0,093	[0,057; 0,130]	0,276	0,201	0,075	[0,020; 0,131]
	Y = possuir ensino médio completo							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,050	0,034	0,016	[-0,006; 0,038]	0,128	0,093	0,035	[-0,010; 0,080]
	Y = participar da PEA							
Pr(y=1 x):	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%	Sem filho (A)	Com filho (B)	(A)-(B)	IC 90%
	0,534	0,374	0,160	[0,111; 0,209]	0,516	0,405	0,110	[0,051; 0,169]

Elaboração dos autores.

Entre outros fatores, esta disparidade pode ser em parte explicada pela maior oferta atual de creches. Segundo os dados da tabela 16, o número de matrículas em creches cresceu significativamente de 1999 a 2009: de 831 mil matrículas em 1999 para 1,9 milhão em 2009. Notou-se que a taxa de cobertura das creches aumentou entre 1999 e 2009.¹⁵ Isso reflete que o número de matrículas em creches aumentou em um ritmo mais acelerado do que o número de crianças de 0 a 3 anos de idade. Inclusive, notou-se que o número de crianças de 0 a 3 anos de idade diminuiu entre 2000 e 2010.

15. A taxa de cobertura foi calculada pela razão entre o total de matrícula e o número da população entre 0 e 3 anos de idade, que é o intervalo de idade atendido pelas creches no Brasil. Destaca-se que os dados populacionais foram obtidos dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que só ocorreram em 2000 e em 2010. Enquanto que os dados de matrículas são dos anos de 1999 e de 2009.

TABELA 16
Evolução das matrículas e da taxa de cobertura em creches – Brasil e macrorregiões

	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Matrícula em 1999	831.978	44.837	224.766	370.712	140.548	51.115
Matrícula em 2009	1.896.363	80.741	441.161	913.390	329.946	131.125
Taxa de crescimento (%)	127,9	80,1	96,3	146,4	134,8	156,5
População de 0 a 3 anos de idade em 2000	13.035.007	1.310.065	4.021.514	5.036.307	1.760.530	906.591
Taxa de cobertura das creches em 1999-2000 (%)	6,38	3,42	5,59	7,36	7,98	5,64
População de 0 a 3 anos de idade em 2010	10.925.892	1.232.733	3.352.820	4.106.927	1.392.362	841.050
Taxa de cobertura das creches em 2009-2010 (%)	17,36	6,55	13,16	22,24	23,70	15,59

Fonte: Brasil ([s.d.].c), Inep (1999) e Censos Demográficos 2000 e 2010.

Possivelmente, a adolescente pode evitar a saída da escola com a maior oferta de creches públicas. Isso porque ela tem a opção de deixar o filho na creche enquanto estuda ou trabalha. Notou-se que o impacto negativo para o indicador “participa da PEA” foi também maior para as jovens dos anos 1990 relativamente às jovens dos anos 2000 (-16 p.p. frente -11 p.p.)¹⁶ – embora, não se rejeitou a hipótese nula de que os impactos são iguais entre os grupos, com 90% de confiança. Pela literatura sobre maternidade e oferta de creches, verificou-se que o acesso a creches, principalmente por mulheres de condições socioeconômicas desfavoráveis, viabiliza o ingresso dessas ao mercado de trabalho e à qualificação, conforme evidências no trabalho de Menezes Filho e Scorzafave (2006).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou mensurar o impacto da maternidade na adolescência sobre resultados socioeconômicos de curto prazo das jovens brasileiras. As estimativas foram feitas com base nos dados de dezesseis anos da PNAD e o uso de natimortos como estratégia de identificação. Pelos exercícios realizados, evidenciou-se a importância da escolha do grupo de comparação adequado para se evitar uma superestimação dos impactos adversos da gravidez na adolescência, principalmente no que tange aos resultados educacionais.

Os resultados apresentados indicaram impactos negativos de curto prazo significativos, principalmente nas variáveis de desempenho escolar. Houve indicativos de redução da probabilidade de a adolescente frequentar escola na presença de filho e da probabilidade de sucesso no desempenho escolar, no que se refere a alcançar os anos de estudo na idade ideal.

16. Novamente analisa-se a diferença B-A para facilitar a exposição.

Não é possível, neste trabalho, informar se esses efeitos são permanentes. No entanto, os resultados de frequência escolar já servem de alerta para a necessidade de maior atenção às jovens que estão fora da escola. As evidências de que mesmo para as meninas mais velhas exista ainda impacto negativo sobre a frequência escolar podem indicar que muitas delas possam de fato abandonar a escola em função da maternidade. Além disso, os impactos mais negativos para o indicador de possuir ensino fundamental completo para as jovens mais velhas podem de fato estar indicando alguma defasagem escolar permanente em função da maternidade.

Iniciativas que facilitem a frequência escolar da adolescente durante a gestação e após o nascimento, possivelmente, contribuiriam para uma melhor inserção delas no ambiente escolar. Os resultados heterogêneos de impacto, menos negativos para os anos mais recentes da PNAD, podem ser uma evidência nesse sentido. Isso porque houve uma maior disponibilidade de oferta de vagas em creches no período mais recente, acompanhada de um menor número de crianças de 0 a 3 anos de idade.

Quanto aos resultados de mercado de trabalho, a presença de filho impactou negativamente na inserção da mulher no curto prazo. Esse impacto negativo decorre não só por representar escolha concorrente em tempo e dedicação, mas também pelo fato de a adolescente não apresentar qualificação adequada para ser facilmente inserida. Em condições socioeconômicas adversas, grande parte acaba recorrendo ao setor informal. Lembrando que o setor informal permite maior flexibilidade, mas não oferece seguridade social.

Conhecer a magnitude e o sinal desses efeitos no curto prazo permite direcionar políticas públicas voltadas às jovens brasileiras que sejam focalizadas nos casos de gravidez na adolescência. Essas políticas englobam desde a prevenção da gravidez indesejada, até o acompanhamento gestacional especializado e os mecanismos de incentivo à permanência na escola, entre outros que possam reverter o ciclo vicioso da pobreza. Mesmo que de certa forma subestimados, os impactos adversos encontrados desempenham papel fundamental no desenho de políticas sociais apropriadas às especificidades da juventude brasileira. Assim, será possível constituir um primeiro passo para se evitar a transmissão das desvantagens socioeconômicas entre as gerações e a intensificação das desigualdades de gênero e de cor de pele no país.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, L. G. *et al.* Fatores associados à natimortalidade em uma maternidade escola em Pernambuco: estudo caso-controle. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia**, v. 31, n. 6, p. 285-92, 2009.

AQUINO, M. M. A. de.; CECATTI, J. G. Epidemiologia do óbito fetal em população de baixa renda. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia**, v. 20, n. 2, p. 71-75, 1998.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Saúde da criança e do adolescente: gravidez na adolescência**. Brasília: MS, [s.d.]a. Disponível em: <<https://bit.ly/3hAuzek>>. Acesso em: 22 nov. 2012.

_____. Ministério da Saúde. **Informações em saúde, estatísticas vitais, óbitos fetais**: Sistema de Informações sobre Mortalidade. Brasília: Ministério da Saúde/Datasus, [s.d.]b. Disponível em: <<https://bit.ly/3hBGXev>>. Acesso em: 28 maio 2015.

_____. Ministério da Educação. **Informações estatísticas do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep)**. Sinopses estatísticas da educação básica. [s.l.]: Inep, [s.d.]c. Disponível em: <<https://bit.ly/3hCHTz3>>. Acesso em: 30 dez. 2015.

BRONARS, S. G.; GROGGER, J. The economic consequences of unwed motherhood: using twin births as a natural experiment. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 84, n. 5, p. 1141-115, 1994.

CHEVALIER, A.; VIITANEN, T. K. The long-run labour market consequences of teenage motherhood in Britain. **Journal of Population Economics**, Germany, v. 16, p. 323-343, 2003.

DIAS, A. C. G; TEIXEIRA, M. A. P. Gravidez na adolescência: um olhar sobre um fenômeno complexo. **Paidéia**, Ribeirão Preto, v. 20, n. 45, p. 123-131, 2010.

FLETCHER, J. M.; WOLFE, B. L. Education and labor market consequences of teenage childbearing: evidence using the timing of pregnancy outcomes and community fixed effects. **Journal of Human Resources**, Wisconsin, v. 44, n. 2, p. 303-325, 2009.

FRANCESCONI, M. Adult outcomes for children of teenage mothers. **Scandinavian Journal of Economics**, Stockholm, v. 110, n. 1, p. 93-117, 2008.

GERONIMUS, A. T.; KORENMAN, S. The socioeconomic consequences of teen childbearing reconsidered. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 107, n. 4, 1992.

HOFFMAN, S. D.; FOSTER, E. M.; FURSTENBERG JR., F. F. Reevaluating the costs of teenage childbearing. **Demography**, Washington, v. 30, n. 1, p. 1-13, 1993.

HOTZ, V. J.; MCELROY, S.; SANDERS, S. Teenage childbearing and its life cycle consequences: exploiting a natural experiment. **Journal of Human Resources**, Wisconsin, v. 40, n. 3, p. 683-715, 2005.

HUGHES, P. M.; TURTON, P.; EVANS, C. D. H. Stillbirth as a risk factor for depression and anxiety in the subsequent pregnancy: cohort study. **British Medical Journal**, v. 318, p. 1721-1724, 1999.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – 1992-2009**. Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.]a. Disponível em: <<https://bit.ly/3s6UfmK>>.

_____. **Censos Demográficos 2000 e 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.]b. Disponível em: <<https://bit.ly/3s72eQX>>.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Sinopses Estatísticas da Educação Básica – 1999 e 2009**. Censo Escolar. Brasília: Inep, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3iCWod9>>.

KLEPINGER, D.; LUNDBERG, S.; PLOTNICK, R. **Teen childbearing and human capital**: does timing matter? Washington, D.C.: University of Washington, 1999. (Mimeografado).

LOPES, T. D.; ARRUDA, P. P. As repercussões do uso abusivo de drogas no período gravídico/puerperal. **Revista Saúde e Pesquisa**, v. 3, n. 1, p. 79-83, 2010.

MENEZES FILHO, N. A.; SCORZAFAVE, L. G. Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho. **Revista Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 41-55, jan.-mar. 2006.

MONSTAD, K.; PROPPER, C.; SALVANES, K. G. **Is teenage motherhood contagious?** Evidence from a natural experiment. Bergen: Department of Economics, Norwegian School of Economics, 2011. (Discussion Paper Series in Economics, n. 12/2011).

NARITA, R.; DIAZ, M. D. M. Teenage motherhood, education and labour market outcomes of the mother: evidence from Brazilian data. **EconomiA**, v. 17, Issue 2, p. 238-252, maio-ago. 2016.

NORTON, E. C., WANG, H.; AI, C. Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models. **Stata Journal**, v. 4, p. 154-167, 2004.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. Motherhood and women in the labor market: different behaviors between women with and without children – an evidence for Brazil. *In*: LACEA'S ANNUAL MEETING, 10., Paris, France, 2005. **Anais...** Paris: LACEA, 2005.

PAZELLO, E. T. A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho? Um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 3 p. 507-538, 2006.

RIBAR, D. C. Teenage fertility and high school completion. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 76, n. 3, 1994.

RODRIGUES, M. M. C. **A experiência da mãe por ter um filho natimorto**. 2009. 78 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Enfermagem, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

SOUZA, L. R. de. **O efeito dos filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho brasileiro**: explorando diversas fontes de variação exógena na fecundidade. 266 f. Tese (Doutorado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

THE WORLD BANK DATA. Adolescent fertility rate (births per 1,000 women ages 15-19). **World Bank Data**, [s.d.]. Disponível em: <<https://bit.ly/3r7IjAV>>. Acesso em: 20 jan. 2013.

Originais submetidos em: ago. 2016.

Última versão recebida em: jan. 2020.

Aprovada em: jan. 2020.