

产假政策对孩子健康的影响

薛靖茹 吴晓瑜

目录

附录 I 描述性统计	2
附录 II 产假对孩子身体健康的影响——考虑产假政策强度	4
附录 III 处理效应的异质性	6
附录 IV 实际产假天数的影响	8
附录 V 共同趋势检验	12
附录 VI 共同趋势检验: 处理时间的异质性	14
附录 VII 共同趋势检验: 安慰剂检验	16
附录 VIII 个体和家庭的特征对产假效应的影响	17
附录 IX 法定产假天数的变动是否随机	19
附录 X 机制分析	20
参考文献	22

附录 I 描述性统计

表 II 为回归样本的描述性统计。从身高别体重指标来看，有 2.1% 的孩子身体重度消瘦，13.6% 的孩子身体重度肥胖。孩子过去 12 个月医疗总花费平均是 0.157 万元。在运动发育进程方面，样本中的孩子平均是在 13.1 个月大的时候能够独立走路，有 46.9% 的孩子能够在 12 个月内开始；在认知能力方面，样本平均是在 26.9 个月大的时候能够说完整的句子，有 26.9% 的孩子能够在 24 个月内开始。基准回归中共有 698 个孩子样本¹，有 62.9% 的孩子为实验组，其中有 13.6% 满足 24 周岁以下生育、有 51.6% 符合生育二胎及以上。此外，有 53.0% 的孩子出生在政策实施后。法定产假天数增幅的均值是 0.585（53 天）。

表 II 描述性统计

变量	样本个数	均值	标准差
实验组（是=1；否=0）	698	0.629	0.483
政策实施后出生（是=1；否=0）	698	0.530	0.499
法定产假天数增幅	698	0.585	0.317
身高别体重 Z 值 < -3	668	0.021	0.143
身高别体重 Z 值 > 3	668	0.136	0.343
年龄别 BMI 的 Z 值 < -3	698	0.039	0.193
年龄别 BMI 的 Z 值 > 3	698	0.159	0.366
过去 12 个月因病就医次数	709	2.370	2.870
过去 12 个月医疗总花费（万元）	661	0.157	0.240
开始能独立走路的月龄	627	13.088	1.981
能否在月龄 12 个月时独立走路	627	0.469	0.499
开始能说完整句子的月龄	480	26.804	10.586
能否在月龄 24 个月时说完整句子	480	0.269	0.444
是否有母乳喂养	572	0.923	0.267
是否由母亲照料	733	0.810	0.392
母亲体重过轻	619	0.242	0.429
母亲体重过重	619	0.254	0.435
母亲是否参与劳动力市场	696	0.763	0.426
母亲每周工作时长	431	42.596	17.300
母亲工作总收入（万元）	639	1.409	1.914
孩子月龄	698	23.931	15.085
男孩	698	0.559	0.497
胎次	698	1.566	0.589
出生体重（斤）	698	6.590	0.975
母亲生育年龄	698	28.905	4.539
母亲受教育年限	698	12.112	3.850
家庭规模	698	4.801	1.800
父母人均工作收入（万元）	698	2.216	2.907
地区人均 GDP（万元）	698	4.452	1.486
妇幼保健院（所、站）人员数	698	24049.690	14050.930
妇幼保健院（所、站）机构数	698	66.540	27.708
幼保健院（所、站）床位数	698	4769.196	3306.285
新生儿访视率（%）	698	93.902	2.870
3 岁以下儿童系统管理率（%）	698	91.426	2.673

¹ 对于身高别体重这一指标，样本量共有 668 个。这是因为世界卫生组织官网未公布 5 岁以上孩子年龄别体重的标准值，我们无法计算 5 岁以上孩子身高别体重对应的 Z 值。因此，身高别体重这一指标的样本只包含了 5 岁及以下的孩子。详见世界卫生组织网站：<https://www.who.int/tools/growth-reference-data-for-5to19-years>

7岁以下儿童保健管理率(%)	698	92.776	2.813
孕产妇建卡率(%)	698	93.630	3.699
孕产妇系统管理率(%)	698	90.528	4.222
孕妇产前检查率(%)	698	96.595	1.506
产后访视率(%)	698	93.986	2.662
婚前检查率(%)	698	58.960	25.644
人口出生率(‰)	698	10.886	2.340

注：数据来自2014-2020年中国家庭追踪调查(CFPS)。

附录 II 产假对孩子身体健康的影响——考虑产假政策强度

产假政策在不同地区间存在差异，比如陕西省的产假政策改革使得非晚育女性可享有的法定产假天数增加 60 天，晚育女性增加 45 天，而河南省的产假政策使得非晚育女性可获得的产假天数延长 90 天，晚育女性延长 0 天。具体地，我们进行如下回归：

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{ij} + \alpha_2 After_{ij} + \alpha_3 After_{ij} \times Policy_{ij} + \alpha_4 X_{ijt} + \alpha_5 Z_{jt} + \gamma_t + \delta_j + t * \delta_j + u_{ijt} \quad (2)$$

我们基于母亲是否满足晚育条件以及不同地区的调整幅度差异设定每个孩子在其出生时孩子的母亲受产假政策调整的影响程度 $Policy_{ij}$ 。即地区 j 孩子 i 的母亲在 2016 年能够获得的法定产假总天数的变化情况。我们把天数增加最多的 90 天定义为增幅等于 1，没有变化定义为增幅等于 0，其余依据增加的产假天数与 90 天的比值计算出介于 0-1 的数值（即增加天数/90）。 $After_{ij}$ 为孩子的出生日期是否在政策实施后。比如陕西省在 2016 年 5 月 26 日新颁布的《计划生育条例》中规定“职工合法生育子女的，在法定产假的基础上增加产假六十天”，而在这之前的条例中规定“职工实行晚育的，增加产假十五天”。因此，如果母亲在 24 周岁以上生育第一胎（满足晚育条件），新政策实施后产假将会增加四十五天，我们定义 $Policy_{ij} = 45/90$ ；如果母亲在 24 周岁以下生育或是生育第二胎及以上，产假则增加六十天， $Policy_{ij} = 60/90$ 。如果陕西省的孩子出生在 2016 年 6 月及以后， $After_{ij} = 1$ ，如果出生在 2016 年 5 月及之前， $After_{ij} = 0$ 。 $Policy_{ij}$ 和 $After_{ij}$ 交叉项的系数也可以反映出产假政策对孩子健康的影响，基于这一系数我们可以得到产假天数每增加 10 天给孩子健康带来的影响有多大。其他控制变量和模型（1）相同。本文回归结果的标准误聚类在省份层面，聚类数目太少可能会影响估计结果的有效性（Bertrand et al., 2004）。考虑到这一问题，我们采用 wild 自助抽样法（Wild Cluster Bootstrap）重复抽样 1000 次重新计算了估计系数的显著性，并据此报告了估计系数的 p 值（Roodman et al., 2019）。

基于回归方程（2），我们结合地区间产假政策改革的强度差异进一步估计了产假天数每延长 10 天给孩子身体健康带来的影响。回归结果如表 II1 所示。结果显示，法定产假天数增幅与孩子是否在政策实施后出生的交叉项系数显著为负。这与表 1 回归结果一致，产假延长政策能够显著改善孩子的营养健康状况。样本中法定产假天数增幅的最大值为 90 天。结合回归系数，法定产假增加 10 天会使得孩子身高别体重对应的 Z 值小于 -3 的概率减少 0.9 个百分点，年龄别 BMI 对应的 Z 值小于 -3 的概率减少 0.8 个百分点¹。产假延长后孩子重度消瘦率出现显著下降，产假延长政策有效的改善了孩子的健康状况。我们的研究结果与 Rossin（2011）基于美国数据发现产假延长促进婴儿健康的结果相似。结合表 1 和表 II1，我们发现产假政策对孩子身高别体重或者年龄别 BMI 过高的影响都不显著，这也反映出产假延长政策主要是降低了孩子的消瘦率而非肥胖率。

¹ $0.9=0.082*10/90*100$, $0.8=0.073*10/90*100$.

表 111 产假对孩子身体健康的影响：考虑产假政策强度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	身高别体重Z 值<-3	身高别体重Z 值>3	年龄别BMI的 Z值<-3	年龄别BMI 的Z值>3
法定产假天数增幅	-0.082**	-0.066	-0.073***	0.032
*政策实施后出生	(0.028)	(0.592)	(0.009)	(0.765)
法定产假天数增幅	0.068**	0.002	0.117**	-0.060
	(0.028)	(0.947)	(0.019)	(0.167)
政策实施后出生	0.038	0.089	0.004	0.059
	(0.208)	(0.326)	(0.917)	(0.414)
孩子月龄	0.000	0.001	-0.000	0.001
	(0.886)	(0.477)	(0.932)	(0.411)
男孩	0.001	0.018	-0.018	0.026
	(0.956)	(0.363)	(0.165)	(0.349)
胎次	0.005	0.065	0.002	0.063
	(0.803)	(0.199)	(0.926)	(0.179)
出生体重	0.027**	0.017	0.006	0.022
	(0.022)	(0.561)	(0.683)	(0.327)
母亲生育年龄	0.001	-0.002	0.002***	-0.002
	(0.505)	(0.618)	(0.009)	(0.668)
母亲受教育年限	0.001	-0.012*	0.002	-0.014*
	(0.336)	(0.099)	(0.414)	(0.058)
家庭规模	0.003	0.012	0.007	0.012
	(0.725)	(0.368)	(0.383)	(0.224)
Ln(父母人均收入)	-0.001*	-0.003	-0.002	-0.005
	(0.078)	(0.380)	(0.193)	(0.239)
Ln(地区人均GDP)	1.635	-2.612	1.752	-3.019
	(0.145)	(0.141)	(0.143)	(0.130)
地区健康福利水平	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份虚拟变量*年份	Y	Y	Y	Y
样本数	668	668	698	698
R平方	0.224	0.173	0.172	0.187

注：数据来自2014-2020年中国家庭追踪调查（CFPS）。括号内为基于wild自助抽样法重复抽样1000次计算的系数p值，聚类在省份层面上。*代表p值<0.1，**代表p值<0.05，***代表p值<0.01。

附录 III 处理效应的异质性

产假政策在不同时点、不同强度下处理效应的异质性可能会影响双重差分模型估计结果的准确性。处理效应的异质性包含处理时间的异质性和处理强度的异质性。处理时间的异质性是指产假政策调整的月份在各省存在差异，因此个体进入实验组的时间以及个体接受处理后的持续时长存在差异。这会导致我们的模型设定中包含了“坏的对照组”，也会导致我们的估计结果难以解释（Callaway and Sant’Anna, 2021；刘冲等 2022；黄永颖等，2022）。对此，本文计算了“异质性—稳健估计量”。我们的模型设定中存在约 14.3% 的样本从未接受处理，我们将其设定为控制组，采用 Sun and Abraham（2021）的方法计算了组别一时期平均处理效应。我们依据出生时间和所在地区政策实施时点的距离，把样本平均分类为 10 组，每组间隔为 9 个月，分别是出生在政策实施前第 45 至第 36 个月、政策实施前第 36 至 27 个月、政策实施前第 27 至 18 个月、政策实施前 18 至 9 个月、政策实施前 9 至 0 个月以及政策实施后第 0 至第 9 个月、第 9 至第 18 个月、第 18 至第 27 个月、第 27 至第 36 个月以及第 36 至第 50 个月。我们把出生在政策实施前第 9 至第 0 个月的孩子设定为基准。实验组是法定产假增幅大于 0 的组别，控制组是从未接受处理的样本。因变量为孩子身高别体重以及年龄别 BMI 对应的 Z 值是否小于 -3。估计结果如表 III1 所示。我们发现考虑到政策实施时点的异质性后，产假政策给孩子身高别体重与年龄别 BMI 带来的平均处理效应仍然显著为负，分别是 0.082（p 值=0.029）和 0.076（p 值=0.040），这和基准回归的结果基本一致。因此，我们认为处理时间的异质性对本文研究影响较小，这可能是由于产假政策的实施时点相对集中，有 88% 的样本接受处理的时间集中在 2016 年上半年。

关于处理强度的异质性，由于我们在基准模型（2）中采用了连续的法定产假增幅来识别政策效应，增幅大的处理组和增幅小的处理组之间不仅仅存在处理效应上的差异，还可能包含选择偏误（Callaway et al., 2021）。对此，我们把从未接受处理的样本作为“纯的控制组”，比较不同增幅下的实验组与这一控制组的差异。首先，我们依据法定产假天数增幅将样本均分为三组。一组是产假天数没有变化的样本即对照组，一组是产假天数增幅低的样本即 $Policy_low_{ij} = 1$ ，还有一组是产假天数增幅高的样本即 $Policy_high_{ij} = 1$ 。然后我们建立下述模型展开回归：

$$Y_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 Policy_low_{ij} + \gamma_2 Policy_high_{ij} + \gamma_3 After_{ij} + \gamma_4 After_{ij} \times Policy_low_{ij} + \gamma_5 After_{ij} \times Policy_high_{ij} + \gamma_6 X_{ijt} + \gamma_7 Z_{jt} + \gamma_t + \delta_j + t * \delta_j + u_{ijt} \quad (3)$$

给定控制变量相同，假定在政策实施前对照组孩子的健康水平平均值为 A ，那么增幅低的实验组的孩子的健康水平平均值为 $A + \alpha_1$ ，增幅高的为 $A + \alpha_2$ 。在政策实施后，对照组孩子的健康水平平均值为 $A + \alpha_3$ ，增幅低的为 $A + \alpha_1 + \alpha_3 + \alpha_4$ ，增幅高的为 $A + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_5$ 。在政策实施前后，对照组的孩子健康水平增加了 α_3 ，增幅低的实验组增加了 $\alpha_3 + \alpha_4$ ，增幅高的实验组增加了 $\alpha_3 + \alpha_5$ 。所以， α_4 即为较低的产假天数增幅对孩子健康的影响， α_5 即为较高的产假天数增幅对孩子健康的影响。回归结果如表 III2 第 1、2 列所示。我们发现和基准回归的结果一致，产假天数增幅大的实验组比产假增幅小的实验组更可能从产假延长中受益。

此外，我们未区分处理强度的差异，把法定产假增幅大于 0 统一设定为实验组，进而比较该实验组和纯控制组之间的健康差异。表 III2 第 4 列结果显示，相比于控制组，实验组的孩子年龄别 BMI 对应的 Z 值小于 -3 的概率低 6.3 个百分点。实验组孩子的法定产假增幅平均为 77 天，相当于法定产假天数每增加 10 天会使得孩子年龄别 BMI 对应的 Z 值小

于-3的可能性增加0.8个百分点¹。这与基准回归的结果基本相同。通过考虑处理时点的异质性和处理强度的异质性，我们认为在本文研究中处理效应异质性导致的偏差有限。

表 1111 异质性稳健估计量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	身高别体重Z值 <-3	身高别体重Z值 >3	年龄别BMI的Z 值<-3	年龄别BMI的Z 值>3
组别平均处理效应	-0.082** (0.029)	-0.075 (0.332)	-0.076** (0.040)	-0.015 (0.853)
样本数	652	652	683	683
R平方	0.239	0.274	0.228	0.279

注：数据来自2014-2020年中国家庭追踪调查（CFPS）。其他控制变量和表1相同。括号内为基于Sun and Abraham（2021）方法计算的系数p值，聚类在省份层面上。*代表p值<0.1，**代表p值<0.05，***代表p值<0.01。

表 1112 处理强度的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	身高别体重Z值 <-3	年龄别BMI的Z 值<-3	身高别体重Z值 <-3	年龄别BMI的Z 值<-3
法定产假天数增幅高 *政策实施后出生	-0.072*** (0.005)	-0.074** (0.024)		
法定产假天数增幅低 *政策实施后出生	-0.013 (0.766)	-0.005 (0.930)		
法定产假天数增加 *政策实施后出生			-0.063* (0.080)	-0.063** (0.043)
法定产假天数增幅高	0.062* (0.060)	0.113** (0.012)		
法定产假天数增幅低	0.004 (0.909)	0.043 (0.537)		
法定产假天数增加			0.048 (0.268)	0.096* (0.089)
政策实施后出生	0.041* (0.082)	0.012 (0.690)	0.044* (0.079)	0.015 (0.613)
样本数	668	698	668	698
R平方	0.226	0.176	0.221	0.172

注：数据来自2014-2020年中国家庭追踪调查（CFPS）。其他控制变量和表1相同。括号内为基于wild自助抽样法重复抽样1000次计算的系数p值，聚类在省份层面上。*代表p值<0.1，**代表p值<0.05，***代表p值<0.01。

¹ 0.8=6.3*10/77.

附录 IV 实际产假天数的影响

本文的回归分析主要是基于法定产假天数，女性实际选择的产假时长可能跟法定时长不同。有的女性可能为了更早回归工作缩短产假时间，也有的女性可能为了更好的照料孩子选择更长的产假时间，在综合考虑自身和家庭因素后个体选择的实际产假时长会对孩子健康产生最直接的影响。我们需要进一步考虑实际产假天数的作用。但影响到个体实际产假天数的因素可能会给回归结果带来一定内生性问题，比如个人偏好既会影响到个体的休假时长也会影响到孩子的被照料方式进而影响到孩子的健康，但这一变量无法观测和控制。为了缓解因不可观测到的变量导致的内生性问题，我们将法定产假政策作为实际产假天数的工具变量，基于两阶段最小二乘法识别了实际产假天数对孩子健康的影响。

由于 CFPS 数据中没有关于个体实际产假天数的信息，我们使用了包含个体实际产假天数信息的 2019 年全国人口与家庭动态监测调查考察了实际产假天数和法定产假政策的相关性。该调查由国家卫生健康委组织实施，中国人口与发展研究中心提供技术支持，对 2019 年 11 月 1 日零时居住在中国大陆 31 个省（区、市）的 15-49 岁的中国籍女性进行抽样调查，采用分层、三阶段、概率比例抽样（PPS）方法抽取样本，调查内容包括个人基本信息、子女养育情况、生育意愿与家庭支持和家庭健康等，样本量约为 6 万人，能够为了了解群众生育意愿、生育养育相关公共服务落实和家庭支持等情况，促进生育政策和相关经济社会政策配套衔接提供科学依据。考虑到产假政策的覆盖范围，本节样本选用了户口为非农户口、就业类型为非农就业的育龄女性。实际产假天数为最近一次生育时的情况，因此我们只考虑了生育最近一孩时的产假效应。图 IV1 描述了实际产假天数在不同年份间的变化趋势，以及实验组和对照组之间的差异。实际产假天数在 2016 年发生了较大改变，其中实验组对应的实际产假天数增幅更大，2016 年后实验组和对照组之间实际产假天数的差异逐渐缩小。图 IV2 表明实际陪产假天数在 2016 年前后变化的幅度较小，实验组和对照组之间的差异也相对较小。因此，2016 年实施的法定产假政策改革会大幅增加女性的实际产假天数，尤其是对于实验组个体，但陪产假政策改革对男性实际陪产假天数作用有限。

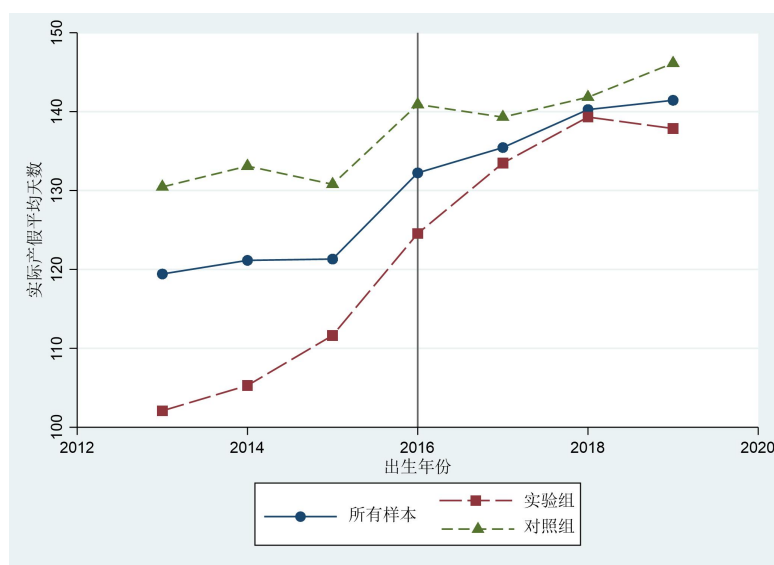


图 IV1 实际产假天数在不同年份间的变化趋势

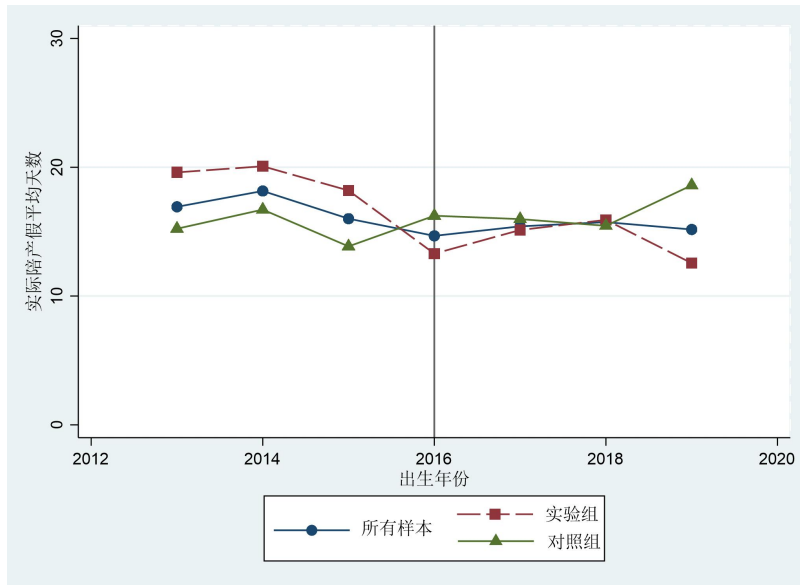


图 IV2 实际产假天数在不同年份间的变化趋势

其次，我们通过回归分析讨论了法定产假政策与实际产假之间的关系以及实际产假天数对孩子健康的作用。通过生育最近一孩时的年份、地区、年龄以及胎次，我们能够定义女性在生育这一孩时应享有的法定产假政策。在 2019 年全国人口与家庭动态监测调查中，关于孩子的健康指标较少，我们选用孩子是否因健康原因未入托育机构来间接反映孩子的健康状况。如果这个问题的回答为“是”，变量取值为 1，孩子的健康状况相对较差；如果回答为“不是”，则取值为 0，孩子健康状况较好。控制变量包含孩子的年龄、性别、数量以及母亲的生育年龄和受教育年限。由于产假政策的变化外生于个人决策，我们采用 2016 年产假政策的调整作为实际产假天数的工具变量进行分析。表 IV1 汇报了基于工具变量法讨论实际产假天数对孩子健康影响的回归结果。在第一阶段中，我们采用了和基准回归模型（1）相同的方法将实际产假天数对法定产假政策进行了回归。我们发现，2016 年实施的产假延长政策会显著增加女性的实际休假天数。第 1 列结果显示，相比于对照组，产假政策使得实验组即不满足晚育条件的女性享有的实际产假天数显著增加 38 天，回归结果的系数在 10% 水平上显著。第一阶段的 F 值为 11.53，弱工具变量检验对应的 P 值为 0.027，这些结果表明法定产假政策是有效的工具变量。在第二阶段中，我们发现实际产假天数增加能够显著改善孩子的健康。表 IV1 第 2 列结果表明，实际产假天数每增加 10 天，孩子因健康原因未入托育机构的概率会显著下降 2 个百分点。2016 年实施的产假延长政策能够通过提高实际休假天数显著改善孩子的健康状况。

表 IV1 实际产假天数对孩子健康的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段 实际产假天数	第二阶段 因健康原因未入 托育机构	第一阶段 实际陪产假天数	第二阶段 因健康原因未入 托育机构
实验组	38.201*		1.968	
*政策实施后出生	(0.066)		(0.835)	
实验组	-43.427**		-1.451	
	(0.040)		(0.879)	
政策实施后出生	-2.760		-1.297	
	(0.875)		(0.870)	
实际产假天数		-0.002*		
		(0.083)		
实际陪产假天数				-0.015
				(0.755)
孩子年龄	-5.971*	-0.011	-0.983	-0.014
	(0.085)	(0.446)	(0.531)	(0.793)
性别 (男孩=1)	1.977	0.003	0.181	0.002
	(0.295)	(0.630)	(0.832)	(0.863)
家庭子女数量	-2.521	-0.013	-3.361*	-0.042
	(0.545)	(0.293)	(0.075)	(0.771)
母亲生育年龄	0.997***	0.002	-0.005	-0.000
	(0.000)	(0.173)	(0.962)	(0.901)
母亲受教育年限	5.280***	0.010*	-0.636***	-0.010
	(0.000)	(0.098)	(0.001)	(0.750)
出生年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
第一阶段 F 值		11.53		2.75
弱工具变量检验 p 值		0.027		0.991
样本数	1,963	1,963	1,963	1,963
R 平方	0.205	0.157	0.058	0.030

注：数据来自中国人口与发展研究院中心人口数据应用服务平台 2019 年全国人口与家庭动态监测调查。

括号内为估计系数 p 值，聚类在省份层面上。*代表 p 值<0.1，**代表 p 值<0.05，***代表 p 值<0.01。

接下来，我们分析了陪产假政策的作用以及陪产假天数对孩子健康的影响。我们将法定陪产假政策改革作为实际陪产假天数的工具变量，基于工具变量法讨论了陪产假天数对孩子健康的影响。表 IV1 第 3 列结果显示，在第一阶段，法定陪产假政策改革对丈夫陪产假天数并未产生显著影响，并且回归结果未通过相关检验。结合图像分析以及回归结果，我们发现在当前背景下法定陪产假政策对丈夫陪产假天数的影响有限。总体来看，目前我国陪产假政策的效用有限，政策执行力度有待加强，陪产假天数的制定有待进一步考虑。

此外，我们也考虑了与其他政策相关的健康因素是否会影响到本文研究结果。在表 IV1 模型的基础上，我们进一步控制了母亲是否享有免费叶酸、免费孕优生健康检查、产前检查次数、出院后一周内产后访视、新生儿满月健康管理以及产后 42 天内健康检查等健康福利。这些福利与同时期调整的其他政策相关，可能会影响到本文识别的产假政策对孩子健康的影响。回归结果如表 IV2 所示。我们发现，在进一步控制其他因素后，法定产假政策改革仍然能够通过显著提高女性的实际产假天数进而改善孩子的健康。这也进一步表明其他政策给本文研究带来的偏差较为有限。

表 IV2 实际产假天数对孩子健康的影响：考虑其他政策

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段 实际产假天数	第二阶段 因健康原因未入 托育机构	第一阶段 实际陪产假天数	第二阶段 因健康原因未入 托育机构
实验组	39.146*		0.431	
*政策实施后出生	(0.060)		(0.963)	
实验组	-44.604**		-0.138	
	(0.035)		(0.988)	
政策实施后出生	-2.641		-0.789	
	(0.880)		(0.920)	
实际产假天数		-0.002*		
		(0.097)		
实际陪产假天数				0.029
				(0.835)
孩子年龄	-5.651	-0.009	-0.781	0.023
	(0.103)	(0.481)	(0.618)	(0.853)
性别 (男孩=1)	2.072	0.003	0.124	-0.004
	(0.272)	(0.642)	(0.885)	(0.900)
家庭子女数量	-2.302	-0.013	-3.080	0.082
	(0.581)	(0.297)	(0.102)	(0.837)
母亲生育年龄	0.990***	0.002	-0.012	0.000
	(0.000)	(0.190)	(0.914)	(0.975)
母亲受教育年限	5.172***	0.009	-0.586***	0.016
	(0.000)	(0.121)	(0.003)	(0.850)
出生年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
免费叶酸	Y	Y	Y	Y
免费孕前优生健康检查	Y	Y	Y	Y
产前检查次数	Y	Y	Y	Y
出院后一周内产后访视	Y	Y	Y	Y
新生儿满月健康管理	Y	Y	Y	Y
产后 42 天内健康检查	Y	Y	Y	Y
第一阶段 F 值		10.56		2.80
弱工具变量检验 p 值		0.021		0.998
样本数	1,963	1,963	1,963	1,963
R 平方	0.209	0.154	0.066	0.055

注：数据来自中国人口与发展研究院中心人口数据应用服务平台 2019 年全国人口与家庭动态监测调查。

括号内为稳健标准误，聚类在省份层面上。*代表 p 值<0.1，**代表 p 值<0.05，***代表 p 值<0.01。

综合来看，我们发现 2016 年实施的法定产假延长政策会通过提高已育女性的实际休假天数显著改善孩子的健康。实验组和对照组之间的比较以及法定产假政策在 2016 年前后的变动可显著影响到女性的实际产假天数。并且，法定产假政策改革由政府决定，外生于个体决策。基于法定产假政策的改革进行研究可以缓解在产假研究中普遍存在的内生性问题。因此，在本文研究中我们主要依据 2016 年前后实验组和对照组之间的比较以及法定产假总天数的波动情况建立双重差分模型来探究产假政策对孩子健康的影响。

附录 V 共同趋势检验

本文实验组和控制组的孩子健康可能原本就存在异质性，这可能会混淆我们所研究的产假政策效应。我们通过共同趋势检验，探究了在政策实施前不同地区的个体间健康状况是否存在显著差异。参考现有文献，我们采用事件史分析法进行共同趋势检验（梁超和王素素，2020）。我们把模型（2）中的 $After_{ij}$ 即是否在政策实施后出生替换为孩子出生时点和所在地区政策实施时点的相差月数，并控制相同的控制变量进行回归，进而讨论在政策实施前出生的孩子身体健康是否会受到产假政策的显著影响。依据出生时间和所在地区政策实施时点的距离，我们将样本平均分类为 10 组，每组间隔为 9 个月，分别是出生在政策实施前第 45 至第 36 个月、政策实施前第 36 至 27 个月、政策实施前第 27 至 18 个月、政策实施前 18 至 9 个月、政策实施前 9 至 0 个月以及政策实施后第 0 至第 9 个月、第 9 至第 18 个月、第 18 至第 27 个月、第 27 至第 36 个月以及第 36 至第 50 个月。我们把出生在政策实施前第 9 至第 0 个月的孩子设定为基组。回归结果如图 V1 所示。不论是基于实验组和对照组的比较还是考虑产假政策强度，我们都发现在政策实施前出生的孩子身高别体重和年龄别 BMI 小于-3 的概率都没有受到产假政策的显著影响。这说明了政策实施前不同产假天数增幅下的孩子健康有着相同的趋势。因此，我们认为本文所使用的双重差分模型的平行趋势假设成立。同时，我们可以看到相比于基组，出生在政策实施后的孩子身高别体重以及年龄别 BMI 对应的 Z 值小于-3 的概率显著受到了产假延长的负向影响。但是，我们发现产假政策效应在长期难以持续，这可能是由于以下三个原因。第一，产假延长通过就业歧视给女性就业带来的负向作用逐渐显现。企业需要时间来调整用人决策，因此距离政策实施时点越晚生育的女性在劳动力市场中越容易受到负面影响，这可能会通过收入效应进一步不利于子女健康。第二，样本访问时点的分布可能会影响到产假政策效应。处理后第三期和第四期的个体被访问的时点集中在 2020 年，其中可能包含疫情因素。第三，样本量过少可能会影响回归结果的有效性。后两期样本数量仅占全部样本的 10%，可能会降低统计效力。

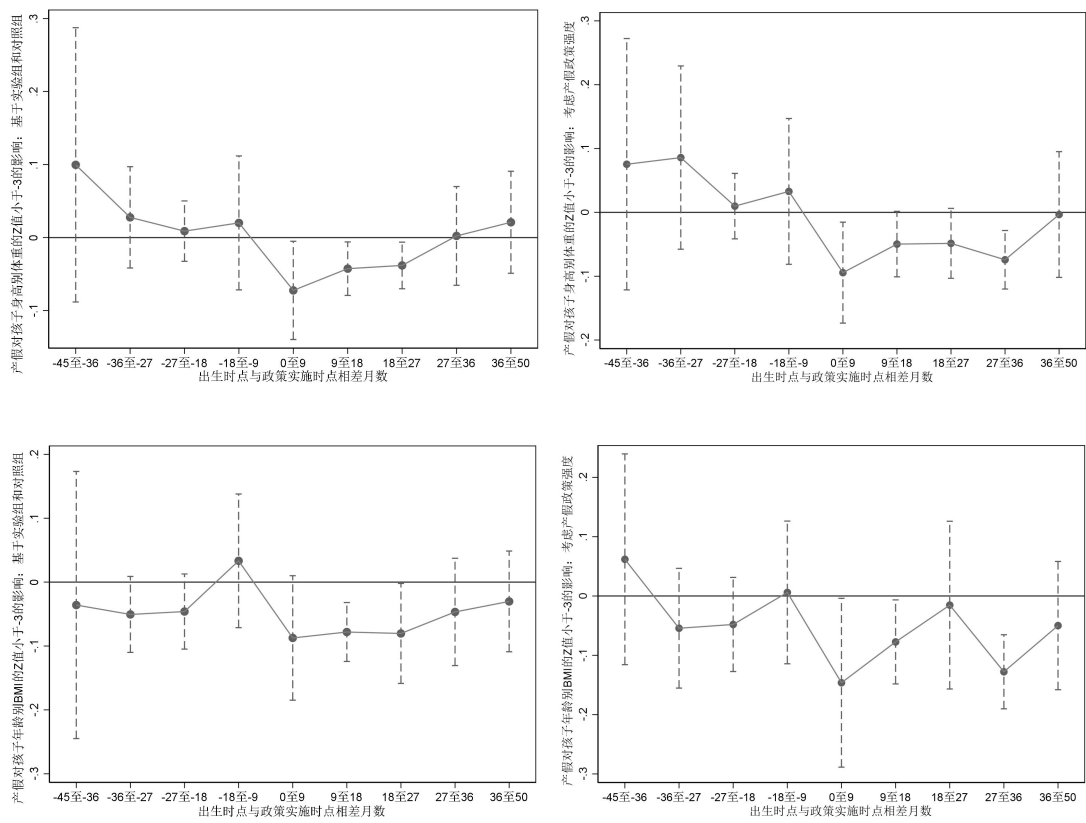


图 V1 共同趋势检验

注：数据来自 2014-2020 年中国家庭追踪调查（CFPS），线段上下端为 90%置信区间。

附录 VI 共同趋势检验：处理时间的异质性

考虑到处理时点的异质性，我们基于 Sun and Abraham (2021) 的方法计算了不同时期下的异质性稳健估计量。回归结果如图 VI1 所示。因变量分别为孩子身高别体重以及年龄别 BMI 对应的 Z 值是否小于 -3。我们发现相比于基组，估计结果的系数在政策实施前大多分布在 0 附近并且较不显著，在政策实施后存在负向显著的结果。在考虑到处理时点的异质性后，相比于基组，在政策实施前实验组和对对照组孩子间的健康差异变化较小，而在政策实施后实验组小孩和对对照组小孩间重度消瘦率的差异会发生显著缩小。此外，我们发现在以身高别体重的 Z 值作为结果变量时，回归系数存在一定的下降趋势，这可能会给异质性稳健估计量带来偏差。对此，我们参考现有文献进行了平行趋势假设敏感性检验 (Biasi and Sarsons, 2021; Rambachan and Roth, 2023)。具体的，我们通过设置最大偏差度 $Mbar = 1 \times$ 标准误来构造与平行趋势偏离的最大程度，并分别计算与偏离程度相对应的处理后点估计量的置信区间，如果置信区间不包含 0，则处理效应较为稳健。图 VI2 展示了在相对偏离程度限制下政策实施后第一期、第二期、第三期以及平均处理效应。我们发现研究结果较为稳健，政策处理效应在政策实施后第一期和第二期较为显著，并且政策实施后的平均处理效应仍然显著为负。因此，产假政策对孩子健康存在显著的改善作用。

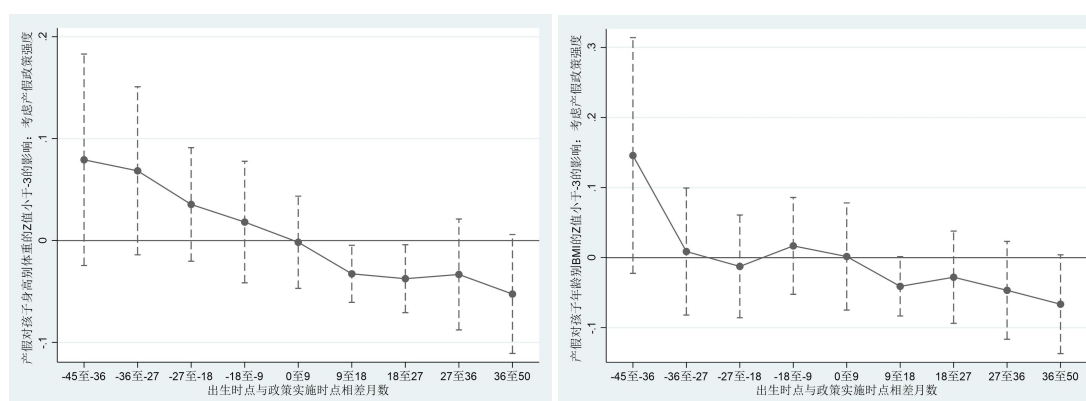


图 VI1 处理时间的异质性

注：基于 Sun and Abraham (2021) 的异质性稳健估计量，虚线上下端为 95% 置信区间。

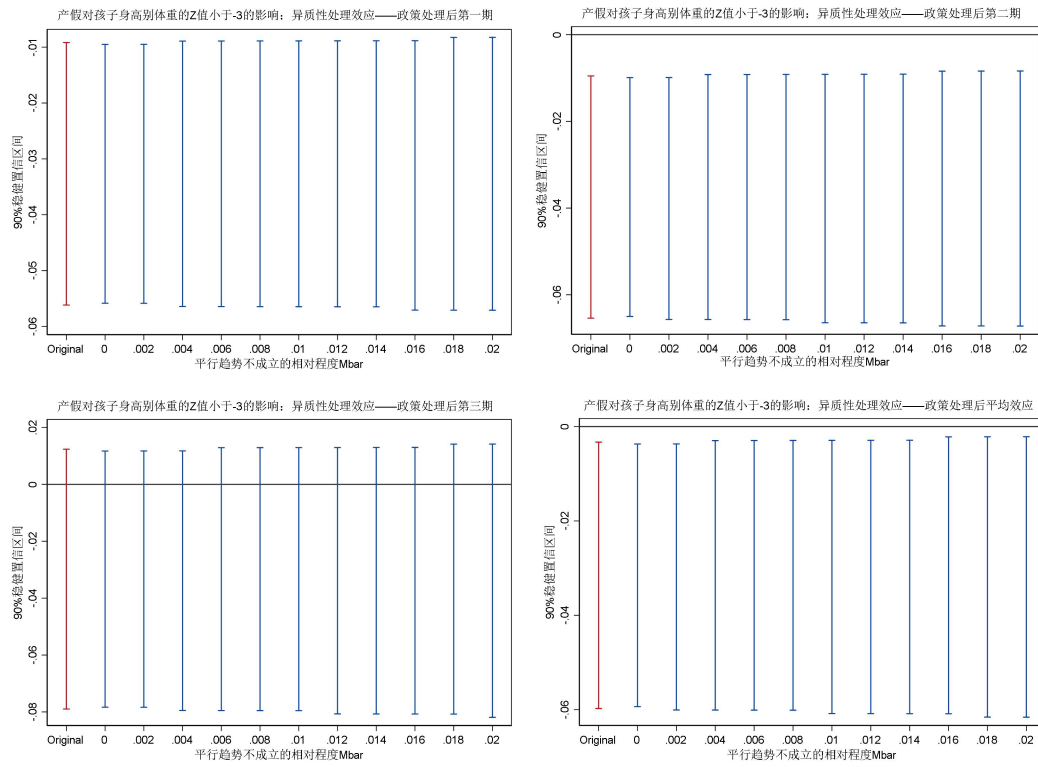


图 VI2 平行趋势假设敏感性检验

注：Rambachan 和 Roth (2023) 的平行趋势假设敏感性检验。

附录 VII 共同趋势检验：安慰剂检验

为了进一步讨论政策实施前实验组和控制组的孩子受到产假政策的影响是否存在显著差异，我们进行了安慰剂检验。我们将回归中的政策实施后出生更换为出生在 2014 年之后，并且把样本限制在 2016 年之前出生的个体。由于 2014 年前后并未发生产假的政策变化，2014 年之后出生的个体不应该受到 2016 年产假延长政策的影响。表 VIII 汇报了安慰剂检验的结果。可以看到法定产假增幅和出生在 2014 年之后的交叉项的系数在所有回归中均不显著。综上所述，可以认为本文所使用的双重差分模型的共同趋势假设成立。

表 VIII 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	身高别体重Z 值<-3	年龄别BMI的 Z值<-3	身高别体重Z 值<-3	年龄别BMI的 Z值<-3
实验组	-0.043	0.024		
*虚拟政策实施后出生	(0.376)	(0.575)		
实验组	0.054	0.068		
	(0.188)	(0.224)		
虚拟政策实施后出生	0.034	0.030	0.027	0.001
	(0.288)	(0.989)	(0.457)	(0.496)
法定产假天数增幅			-0.049	-0.022
*虚拟政策实施后出生			(0.533)	(0.596)
法定产假天数增幅			0.080**	0.095*
			(0.018)	(0.064)
样本数	303	328	303	328
R平方	0.339	0.316	0.338	0.319

注：数据来自2014-2020年中国家庭追踪调查（CFPS）。其他控制变量和表1相同。括号内为基于wild自助抽样法重复抽样1000次计算的系数p值，聚类在省份层面上。*代表p值<0.1，**代表p值<0.05，***代表p值<0.01。

附录 VIII 个体和家庭的特征对产假效应的影响

孩子是否在政策实施后出生与个体和家庭的特征密切相关。我们在主回归中对孩子胎次、母亲生育年龄等因素进行了控制。在这里，我们进一步讨论在相同的产假天数增长幅度下，孩子胎次和母亲生育年龄等特征是否会导致产假政策的健康效应存在显著差异。表 VIII 展示了相关回归结果¹。我们将个体和家庭的部分特征与产假天数增幅和政策实施后出生的交叉项乘在一起，对三重差分的交叉项系数进行了估计。第 1 列展示了是否是第一胎对产假政策健康效应的影响，我们没有发现产假政策对第一胎和其他胎次的孩子的健康影响有显著不同。第 2 列将母亲是否晚育与产假天数增幅和政策实施后出生的交叉项乘在一起，我们也没有发现产假政策对母亲晚育情况下出生的孩子的健康影响有显著不同。第 3-5 列分别将母亲受教育年限较高、家庭规模较大以及家庭人均收入较高与产假天数增幅和政策实施后出生的交叉项乘在一起，我们也没有发现这些家庭特征对产假政策的健康效应有显著影响。总的来说，孩子胎次、母亲生育年龄、母亲教育、家庭规模以及家庭人均收入这些因素不会对产假政策的健康效应大小的估计带来显著影响。

表 VIII 1 个体和家庭的特征对产假效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 因变量为身高别体重Z值小于-3					
	身高别体重Z 值小于-3	身高别体重Z 值小于-3	身高别体重Z 值小于-3	身高别体重Z 值小于-3	身高别体重Z 值小于-3
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*第一胎	-0.028 (0.929)				
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*母亲晚育		0.719 (0.221)			
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*母亲受教育年限高			0.055 (0.372)		
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*家庭规模大				-0.259 (0.146)	
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*父母人均收入高					-0.037 (0.509)
样本数	668	668	668	668	668
R平方	0.383	0.361	0.360	0.359	0.374

Panel B: 因变量为年龄别BMI的Z值<-3

	年龄别BMI的 Z值<-3	年龄别BMI的 Z值<-3	年龄别BMI的 Z值<-3	年龄别BMI的 Z值<-3	年龄别BMI的 Z值<-3
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*第一胎	-0.263 (0.474)				
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*母亲晚育		0.214 (0.533)			
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*母亲受教育年限高			-0.029 (0.586)		
法定产假天数增幅*政策 实施后出生*家庭规模大				-0.018 (0.465)	

¹ 三重差分的回归中均控制了所有层级的二重交互项。

法定产假天数增幅*政策					-0.067
实施后出生*父母人均收入高					(0.363)
样本数	698	698	698	698	698
R平方	0.270	0.279	0.288	0.286	0.308

注：数据来自2014-2020年中国家庭追踪调查（CFPS）。孩子胎次分为第一胎和其他胎次。母亲晚育指母亲生育年龄是否在24岁以后，是为1。母亲受教育年限分为两类，分别是大学以下和大学及以上。数值越大，受教育程度越高。家庭规模和家庭人均收入依据样本中位数分为两类。前二分之一为1，后二分之一为0。其他控制变量和表1相同。括号内为基于wild自助抽样法重复抽样1000次计算的系数p值，聚类在省份层面上。*代表p值<0.1，**代表p值<0.05，***代表p值<0.01。

附录 IX 法定产假天数的变动是否随机

我们利用省级的数据检验了法定产假天数的变动是否随机。孩子健康水平越差的地区，地方政府为了孩子未来的发展可能会选择增加法定产假天数来改善孩子的健康，因此法定产假天数可能不完全外生。我们从《中国社会统计年鉴》中收集到 2010-2018 年各省份 5 岁以下儿童中重度营养不良比重，结合各省份经济水平、人口出生率、城镇化比例等数据，估计了孩子的健康是否对法定产假天数的变动产生影响。表 IX1 为回归结果。我们可以看到孩子的健康水平对滞后一期到三期的法定产假天数的变动都没有显著影响。因此，在探究产假延长对孩子健康的影响时，各地区间法定产假天数的变动相对随机。

表 IX1 法定产假天数的变动分析

	(1)	(2)	(3)
	滞后一期	滞后两期	滞后三期
	法定产假天数	法定产假天数	法定产假天数
5 岁以下儿童中重度	-2.498	0.809	4.636
营养不良比重%	(0.547)	(0.864)	(0.445)
常住人口出生率	1.010	-0.975	-2.636
	(0.686)	(0.747)	(0.344)
城镇化比率	0.003	-0.001	-0.009
	(0.737)	(0.883)	(0.551)
地区人均 GDP	2.051	15.082	34.929
	(0.932)	(0.664)	(0.428)
第一产业占比	-1.020	-1.674	-3.221
	(0.598)	(0.431)	(0.285)
第二产业占比	0.263	0.206	-0.117
	(0.770)	(0.868)	(0.945)
省份固定效应	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y
样本数	270	240	210
R 平方	0.640	0.621	0.596

注：数据来自 2010-2018 年《中国社会统计年鉴》以及《中国统计年鉴》。括号内为基于 wild 自助抽样法重复抽样 1000 次计算的系数 p 值，聚类在省份层面上。*代表 p 值<0.1，**代表 p 值<0.05，***代表 p 值<0.01。

附录 X 机制分析

在前面的分析中，我们利用产假政策的外生性变动来探究产假对孩子健康的影响，发现产假延长确实是存在积极的作用。这部分我们进一步讨论其作用机制。基于本文第二部分影响机制的分析，产假影响孩子的健康和认知能力的发展主要存在四种渠道，即母乳喂养、陪伴以及母亲的健康和工作收入。接下来我们逐一进行分析。

首先，产假延长可能会通过改善孩子的母乳喂养情况进而对孩子健康产生影响。产假天数的增加直接增多了母亲在家的时间，延长了母乳喂养。表 X1PanelA 第 1 列汇报了产假延长政策对母乳喂养情况的影响。我们发现产假延长 10 天会使得孩子母乳喂养的发生率显著增加 1.6 个百分点¹。产假延长可以通过延长母乳喂养时间提高孩子的健康水平。

在中国，孩子通常由母亲或者孩子的爷爷奶奶（或者外公外婆）照料。表 X1PanelA 第 2 列汇报了孩子被照料的方式如何受到产假延长政策的影响。整体回归结果的系数较不显著。这可能是因为在我们的样本中，孩子母亲基本都已结束产假，产假延长促使她们尽快返回劳动力市场。

母亲健康对孩子的认知和非认知发展也有着重要的作用（马哲和赵忠，2016；田旭等，2017；Nghiem and Khanam, 2016）。表 X1PanelA 第 3 列进一步探究母亲的身体健康如何受到产假延长政策的影响。我们发现总体来看，产假延长有助于改善母亲身体健康，显著减少母亲体重过轻的概率。产假延长 10 天会使得孩子母亲体重过轻的概率显著下降 1.4 个百分点²。因此，产假延长有助于母亲的产后恢复，这也有助于提高母亲对孩子的照料质量从而改善孩子的健康。

产假延长还可能通过影响母亲工作进而影响孩子健康。表 X1PanelB 讨论了产假政策对母亲的劳动力市场参与率、工作时长以及工作收入的影响。回归结果显示，产假延长对母亲工作时长的影响显著为正，但与此同时母亲的工作收入并未受到显著影响。这可能是由于产假延长使得母亲在产后更好的恢复健康，其工作效率和工作能力也能够得到更快的恢复和提高，更可能会增加工作时长。但与此同时，就业时长的增加以及产假延长可能带来的劳动力市场上对女性性别歧视问题的加重，可能会降低女性的单位小时工资率，综合作用下产假延长对母亲的年工作收入无显著影响。因此，产假延长通过收入效应对孩子健康的影响较为有限。

¹ $1.6=0.143*10/90*100$.

² $1.4=0.122*10/90*100$.

表 X1 产假对孩子健康影响的机制分析

	(1)	(2)	(3)
Panel A: 产假对母乳喂养、照料和母亲健康的影响			
	有母乳喂养	是否由母亲照料	母亲体重过轻
法定产假天数增幅	0.143*	-0.037	-0.122*
*政策实施后出生	(0.079)	(0.788)	(0.083)
样本数	572	733	619
R平方	0.151	0.149	0.200
Panel B: 产假对母亲劳动供给和收入的影响			
	母亲是否参与劳动力市场	Ln (母亲每周工作时长)	Ln (母亲工作总收入)
法定产假天数增幅	-0.061	0.257*	-0.101
*政策实施后出生	(0.257)	(0.092)	(0.838)
样本数	696	431	639
R平方	0.227	0.288	0.535

注：数据来自2014-2020年中国家庭追踪调查（CFPS）。其他控制变量和表1相同。括号内为基于wild自助抽样法重复抽样1000次计算的系数p值，聚类在省份层面上。*代表p值<0.1，**代表p值<0.05，***代表p值<0.01。

参考文献

- [1] Biasi, B., Sarsons, H., “Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 137 (1): 215-266.
- [2] Callaway, B., Sant’Anna, P., “Difference-in-differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 200—230.
- [3] Callaway, B., Goodman-Bacon, A., Sant’Anna, P., “Difference-in-Differences with a Continuous Treatment”, arXiv, 2021.
- [4] 黄永颖、刘庆、张克中, “从竞争到协调: 养老保险费率统一的资本流动效应”, 《经济研究》, 2022年第12期, 第162-179页。
- [5] 梁超、王素素, “教育公共品配置调整对人力资本的影响——基于撤点并校的研究”, 《经济研究》, 2020年第9期, 第138-154。
- [6] 刘冲、沙学康、张妍, “交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择”, 《数量经济技术经济研究》, 2022年第9期, 第177-204页。
- [7] Rambachan, A., Roth. J., “A More Credible Approach to Parallel Trends”, *Review of Economic Studies*, 2023, 90: 2555-2591.
- [8] Sun, L., Abraham, S., “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 175—199.
- [9] 张世琨, “国家免费孕前优生健康检查项目实施这十年”, 《中国计划生育学杂志》, 2022年第30卷第10期, 第2178-2180页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。