**附录A 异质性分析结果**

在这一部分，我们讨论什么样的家庭对全面二孩政策的反应更为积极。国家卫生健康委员会的一项调查表明[[1]](#footnote-0)，全面两孩政策实施后，相当比例的家庭想生不敢生，排名前三的原因是经济负担重、婴幼儿无人照料和女性难以平衡家庭与工作的关系。受访者中，因为“经济负担重”的占75.1%，“没人带孩子”的占51.3%，女职工生育后工资待遇下降的有34.3%。我们根据卫健委的这项调查对全面二孩政策的异质性效果进行讨论。第一，生育养育孩子会产生较多支出，因此收入越高的家庭更有能力承担起这些费用；此外，如果将孩子视为消费品，那么收入越高的家庭也更愿意生育孩子。第二，照料养育孩子需要付出时间精力，如果可以有效降低父母在养育孩子上的成本，也可以激励家庭生育。例如夫妻双方的父母提供隔代照料，或者家附近有幼儿园等，都可以极大地减少年轻夫妻照料孩子的时间，降低生养孩子对其工作的影响，从而激励家庭生育孩子（靳永爱等，2016；Zhang and Luh，2018；封进等，2020；田艳芳等，2020；江涛，2021）。第三，怀孕和养育孩子要占用女性很多精力，已有文献发现生养孩子会对女性的工作带来负向影响（张川川，2011；Lundborg et al., 2017；Kleven et al., 2019）。因此，对于有工作、工资高的女性而言，生育孩子的机会成本较高，这可能导致她们对全面二孩政策反应不积极。

表A1报告了一系列异质性分析结果，用来探讨不同群体对全面二孩政策反应的差异。为了探究收入如何影响家庭对全面二孩政策的反应，我们构造了“2014年家庭人均年收入是否高于样本中位数”这一变量。通过关注异质性的分组变量在政策实施之前的取值，可以保证分组变量的外生性，避免产生估计偏误。我们按照下式进行异质性分析：

$$y\_{itc}=β\_{0}+β\_{1}treat\_{i}×post\_{t}×var\_{i}+β\_{2}treat\_{i}×post\_{t}+β\_{3}post\_{t}×var\_{i}$$

$+X\_{it}+θ\_{i}+δ\_{t}+year\_{t}×county\_{c}+ε\_{itc}$, （A1）

其中，$var\_{i}$代表我们构造的异质性分类变量，如果家庭*i*在2014年人均年收入高于样本中位数，则$var\_{i}=1$，否则$var\_{i}=0$；$treat\_{i}×post\_{t}×var\_{i}$前的系数$β\_{1}$反映了全面二孩政策对高收入家庭的影响与对低收入家庭的影响是否存在显著差异。注意到模型（A1）中没有包括$treat\_{i}×var\_{i}$、$var\_{i}$和$treat\_{i}$，是因为这三项已经被家庭固定效应$θ\_{i}$吸收了；模型（A1）中没有包括$post\_{t}$，是因为这一项已经被年份固定效应$δ\_{t}$吸收了。表A1的第（1）和（2）列报告了家庭人均年收入带来的异质性反应，其中第（1）列汇报的是没有控制县与年份线性趋势交叉项的结果，第（2）列是控制了县与年份线性趋势交叉项的结果，可以看出，不论是否控制这一交叉项，回归结果较为类似。回归结果表明，政策实施之前人均年收入更高的家庭比低收入家庭对全面二孩政策的反应更积极，但是两类家庭对政策的反应的区别并不显著。

为了探究更低的照料孩子的成本能否促使家庭对全面二孩政策做出更为积极的反应，我们关注所在社区或村庄内有幼儿园的家庭和夫妻双方与父母同住的家庭面对政策时的异质性表现。我们选取“2014年时家庭所在社区或村庄内是否有幼儿园”和“夫妻在2014年时是否与双方任何一方父母同住”，作为异质性的分类变量$var\_{i}$。当我们讨论幼儿园带来的影响时，如果2014年时家庭*i*所在社区或村庄内有幼儿园，则$var\_{i}=1$，否则$var\_{i}=0$。当我们讨论与父母同住的影响时，如果夫妻在2014年时与双方任何一方父母同住，则$var\_{i}=1$，否则$var\_{i}=0$。通过选取全面二孩政策发生前的取值，可以保证分类变量的外生性，避免出现估计偏误。我们同样按照式（A1）进行异质性分析。表A1的第（3）和（4）列报告了家庭所在社区或村庄内是否有幼儿园的异质性结果，第（5）和（6）列报告了是否与父母同住的异质性结果，其中第（3）和（5）列汇报的是没有控制县与年份线性趋势交叉项的结果，第（4）和（6）列是控制了县与年份线性趋势交叉项的结果。可以看出政策实施之前附近有幼儿园的家庭比起没有幼儿园的家庭更愿意生育孩子，但是这种区别并不显著；政策实施之前与父母同住的家庭比起不与父母同住的家庭更愿意生育孩子，且两类家庭的区别是显著的，这表明降低家庭的照料成本可以激励其对全面二孩政策做出更为积极的反应。

最后，为了探究妻子的工作和收入状态如何影响家庭对全面二孩政策的反应，我们构造“妻子在2014年是否有工作”“2014年妻子年收入占夫妻双方年收入总和的比例”两个变量，作为异质性的分类变量$var\_{i}$。当我们讨论妻子工作带来的影响时，如果2014年时家庭*i*的妻子有工作，则$var\_{i}=1$，否则$var\_{i}=0$。当我们讨论妻子收入占比的影响时，如果2014年妻子年收入占夫妻双方年收入总和的比例较高，则$var\_{i}=1$，否则$var\_{i}=0$。本文选取全面二孩政策发生之前的变量取值作为异质性分析的分类变量，这保证了分类变量的外生性，避免引起估计偏误。我们同样按照式（A1）进行异质性分析。表A1的第（7）和（8）列报告了妻子是否有工作对政策的反应，其中第（7）列汇报的是没有控制县与年份线性趋势交叉项的结果，第（8）列是控制了县与年份线性趋势交叉项的结果。可以看出，政策实施之前妻子有工作的家庭比起妻子无工作的家庭更不愿意生育，但两类家庭的区别并不显著。表A1的第（9）和（10）列报告了家庭中妻子收入占夫妻收入总和比例的高低对政策的反应，其中第（9）列汇报的是没有控制县与年份线性趋势交叉项的结果，第（10）列是控制了县与年份线性趋势交叉项的结果。可以看出，政策实施之前妻子收入占比高的家庭比起占比低的家庭更不愿意生育，但两类家庭的区别也不显著。

综合上述回归结果，“没人带孩子”确实是影响全面二孩政策实施效果的重要因素，如果能够有效降低家庭照料成本，那么全面二孩政策的实施效果可能会有进一步的提高；而本文的异质性分析也发现家庭经济负担和女性在家庭与工作之间的抉择有可能妨碍了全面二孩政策的有效实施，但其结果并不显著。

**表A1 异质性结果**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 　 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| 变量 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 |
| 　 | 家庭人均收入 | 是否有幼儿园 | 是否与父母同住 | 妻子是否有工作 | 妻子收入占比 |
| *treat*×*post*×*var* | 0.0176 | 0.0130 | 0.0167 | 0.0233 | 0.0299\* | 0.0313\* | -0.0138 | -0.0154 | -0.0236 | -0.0171 |
|  | (0.0171) | (0.0179) | (0.0179) | (0.0199) | (0.0153) | (0.0161) | (0.0221) | (0.0230) | (0.0308) | (0.0311) |
| *treat*×*post* | 0.0267\* | 0.0284\*\* | 0.0225\* | 0.0198 | -0.0087 | -0.0117 | 0.0395\*\* | 0.0432\*\* | 0.0407\*\* | 0.0397\*\* |
|  | (0.0136) | (0.0142) | (0.0129) | (0.0147) | (0.0129) | (0.0144) | (0.0185) | (0.0200) | (0.0157) | (0.0168) |
| *post*×*var* | 0.0062 | 0.0091 | -0.0107 | -0.0092 | -0.0579\*\*\* | -0.0583\*\*\* | 0.0851\*\*\* | 0.0914\*\*\* | 0.0354 | 0.0355 |
|  | (0.0146) | (0.0158) | (0.0161) | (0.0176) | (0.0137) | (0.0148) | (0.0186) | (0.0197) | (0.0291) | (0.0296) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 14,960 | 14,960 | 14,171 | 14,171 | 13,896 | 13,896 | 14,631 | 14,631 | 14,273 | 14,273 |
| $$R^{2}$$ | 0.1494 | 0.1644 | 0.1524 | 0.1637 | 0.1508 | 0.1649 | 0.1526 | 0.1675 | 0.1486 | 0.1638 |
| 县×年份线性趋势 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |

注：回归中控制了家庭固定效应、年份固定效应、丈夫和妻子的年龄；\* 10%水平上显著，\*\* 5%水平上显著，\*\*\* 1%水平上显著，括号中汇报的是聚类在区县层面的标准误。

接下来，我们进一步提供更多的异质性分析的结果。我们利用政策实施之前（即2014年）的数据构造了15个异质性分组变量$var\_{i}$，通过对模型（A1）进行回归，结果报告在表A2。需要注意的是，表A2中所有的系数汇报的都是模型（A1）中$treat\_{i}×post\_{t}×var\_{i}$前的系数$β\_{1}$。这一系数反映了全面二孩政策对不同类别家庭影响的差异，举个例子，当我们研究的是2014年家庭是否有自己的住房如何受到全面二孩政策的异质性影响时，那么表A2中的系数汇报的就是全面二孩政策对有住房家庭的影响与对没有住房家庭的影响是否存在显著差异。表A2的奇数列汇报的是没有控制县与年份线性趋势交叉项的结果，偶数列是控制了县与年份线性趋势交叉项的结果。

这15个异质性分组变量包括2014年时家庭是否有自己的住房（有=1，无=0。回归结果见（1）、（2）列）、住房面积大小（较大=1，较小=0。回归结果见（3）、（4）列）、是否有住房困难（有困难=1，无困难=0。回归结果见（5）、（6）列）、受访者认为我国住房问题的严重程度（严重=1，不严重=0。回归结果见（7）、（8）列）、家庭成员居住拥挤情况（拥挤=1，不拥挤=0。回归结果见（9)、(10)列）、家庭是否有欠债（有欠债=1，无欠债=0。回归结果见(11)、(12)列）、所在村庄的建房成本或者所在社区的房价（房价高=1，房价低=0。回归结果见(13)、(14)列）、夫妻的健康水平（健康=1，不健康=0。回归结果见(15)、(16)列和(17)、(18)列）、周边是否有小学或者初中（有=1，无=0。回归结果见(19)、(20)列）、所在村庄或社区的经济情况（较好=1，较差=0。回归结果见(21)、(22)列）、夫妻每周工作总时长（较长=1，较短=0。回归结果见(23)、(24)列）、受访者认为我国教育问题的严重程度（严重=1，不严重=0。回归结果见(25)、(26)列）、妻子是否有大专及以上学历（有=1，无=0。回归结果见(27)、(28)列）、妻子与丈夫受教育年数的差（较大=1，较小=0。回归结果见(29)、(30)列）。

表A2中所有的回归均未得出显著的结果，因此住房、教育成本等问题可能并不是影响家庭二孩生育决策的重要因素。

表A2 更多的异质性结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 　 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 变量 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 |
| 　 | 是否有住房 | 房子大小 | 是否住房困难 | 住房问题严重 |
| *treat*×*post*×*var* | 0.0036 | -0.0020 | -0.0050 | -0.0139 | -0.0128 | -0.0203 | 0.0019 | 0.0039 |
|  | (0.0272) | (0.0286) | (0.0162) | (0.0176) | (0.0216) | (0.0225) | (0.0039) | (0.0040) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 15,906 | 15,906 | 14,337 | 14,337 | 15,730 | 15,730 | 15,100 | 15,100 |
| $$R^{2}$$ | 0.1501 | 0.1629 | 0.1489 | 0.1636 | 0.1491 | 0.1627 | 0.1493 | 0.1641 |
|  | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) |
| 变量 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 |
| 　 | 居住拥挤 | 欠债 | 建房成本或房价 | 妻子自评健康 |
| *treat*×*post*×*var* | -0.0060 | -0.0063 | 0.0081 | 0.0052 | 0.4036\*\* | 0.3723 | 0.0086 | 0.0120 |
|  | (0.0071) | (0.0074) | (0.0184) | (0.0192) | (0.1960) | (0.2309) | (0.0190) | (0.0192) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 14,145 | 14,145 | 16,262 | 16,262 | 12,681 | 12,681 | 15,304 | 15,304 |
| $$R^{2}$$ | 0.1525 | 0.1636 | 0.1496 | 0.1631 | 0.1534 | 0.1643 | 0.1483 | 0.1623 |
|  | (17) | (18) | (19) | (20) | (21) | (22) | (23) | (24) |
| 变量 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 |
| 　 | 丈夫自评健康 | 附近有小学初中 | 附近经济状况 | 夫妻周工作时长 |
| *treat*×*post*×*var* | 0.0083 | 0.0052 | -0.0202 | -0.0117 | 0.0036 | 0.0030 | 0.0001 | 0.0001 |
|  | (0.0262) | (0.0286) | (0.0184) | (0.0209) | (0.0075) | (0.0077) | (0.0002) | (0.0002) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 14,966 | 14,966 | 14,171 | 14,171 | 14,152 | 14,152 | 15,990 | 15,990 |
| $$R^{2}$$ | 0.1518 | 0.1666 | 0.1527 | 0.1638 | 0.1526 | 0.1636 | 0.1520 | 0.1654 |
|  | (25) | (26) | (27) | (28) | (29) | (30) |  |  |
| 变量 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 |  |  |
| 　 | 教育问题严重 | 妻子大学学历 | 夫妻教育年数差 |  |  |
| *treat*×*post*×*var* | -0.0015 | 0.0007 | 0.0324 | 0.0263 | 0.0002 | 0.0008 |  |  |
|  | (0.0040) | (0.0045) | (0.0222) | (0.0236) | (0.0023) | (0.0023) |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 15,107 | 15,107 | 15,059 | 15,059 | 14,031 | 14,031 |  |  |
| $$R^{2}$$ | 0.1490 | 0.1637 | 0.1476 | 0.1614 | 0.1471 | 0.1621 |  |  |
| 县×年份线性趋势 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |

注：回归中控制了家庭固定效应、年份固定效应、丈夫和妻子的年龄；\* 10%水平上显著，\*\* 5%水平上显著，\*\*\* 1%水平上显著，括号中汇报的是聚类在区县层面的标准误。

**附录A参考文献**

[1] 封进、艾静怡、刘芳，“退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究”，《经济研究》，2020年第09期，第106-121页。

[2] 江涛，“幼儿园供给扩张能提高生育吗？——来自社会力量兴办幼儿园准自然实验的证据”，《财经研究》，2021年第08期，第94-108页。

[3] 靳永爱、宋健、陈卫，“全面二孩政策背景下中国城市女性的生育偏好与生育计划”，《人口研究》，2016年第06期，第22-37页。

[4] Kleven, H., C. Landais, and J. E. Søgaard, “Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11(4), 181-209.

[5] Lundborg, P.,E. Plug, and A. W. Rasmussen,“Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments”, *American Economic Review*, 2017, 107(6), 1611-37.

[6] 田艳芳、卢诗语、张苹，“儿童照料与二孩生育意愿——来自上海的证据”，《人口学刊》，2020年第3期，第18-29页。

[7] Zhang, Y., and Y. H. Luh,“Grandparents’ Health and Family Fertility Choice: Evidence from Taiwan”, *China Economic Review*, 2018, 51, 294-308.

[8] 张川川，“子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响”，《人口与经济》，2011年第5期，第29-35页。

**附录B 城镇和汉族样本回归结果**

在全面二孩政策实施之前，我国很多农村居民和少数民族家庭已经可以生育第二个孩子，因此这些群体实际上是不受到全面二孩政策影响的。本文在基准回归的样本中没有将这两类家庭删除，是因为包含这些家庭可以使我们的回归样本更具有代表性，这样得到的结论也更容易对照现实数据进行分析和解读。为了验证基准回归结论的可信性，在附录B中，我们分别只保留城镇居民和汉族家庭，回归结果报告在表B1中。表B1的第（1）、（2）列报告了夫妻均为城镇户口的回归结果，第（3）、（4）列报告了夫妻均为汉族的回归结果，第（5）、（6）列报告了夫妻既是城镇户口又是汉族的回归结果。表B1的奇数列汇报的是没有控制县与年份线性趋势交叉项的结果，偶数列是控制了县与年份线性趋势交叉项的结果，可以看出，不论是否控制这一交叉项，回归结果较为类似。表B1的回归结果验证了本文基准回归结果的可信性。

**表B1 城镇和汉族样本回归结果**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 　 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 变量 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 | 生育 |
| 　 | 城镇 | 汉族 | 城镇且汉族 |
| treat×post | 0.0413\*\*\* | 0.0320\*\* | 0.0483\*\*\* | 0.0467\*\*\* | 0.0711\*\*\* | 0.0598\*\*\* |
|  | (0.0121) | (0.0139) | (0.0108) | (0.0126) | (0.0159) | (0.0175) |
|  |  |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 7,043 | 7,043 | 12,229 | 12,229 | 4,718 | 4,718 |
| $$R^{2}$$ | 0.1341 | 0.1620 | 0.1997 | 0.2202 | 0.1960 | 0.2358 |
| 县×年份线性趋势 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |

注：回归中控制了家庭固定效应、年份固定效应、丈夫和妻子的年龄；\* 10%水平上显著，\*\* 5%水平上显著，\*\*\* 1%水平上显著，括号中汇报的是聚类在区县层面的标准误。

**附录C 表3前四列回归的样本构造说明**

各个省份（自治区/直辖市）在实施一胎政策时，对农村居民生育第二个孩子的规定可以按照如下方式归类：第一，夫妻双方均为农村居民，并且第一个孩子是女孩的家庭可以生育第二个孩子，包括的省份和自治区有河北省、山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、贵州省、陕西省、甘肃省、青海省；第二，妻子是农村居民，并且第一个孩子是女孩的家庭可以生育第二个孩子，包括的省份和自治区有辽宁省、山东省、广西壮族自治区；第三，云南省规定夫妻双方或一方为农村居民就可以生育第二个子女；第四，宁夏回族自治区和新疆维吾尔族自治区规定夫妻双方均为农村居民就可以生育第二个子女。上述省份和自治区的相关农村家庭在全面二孩政策实施之前就可以生育第二个孩子，因此我们构造样本来验证他们不受全面二孩政策的影响。除了上述省份和自治区外，北京市、天津市、上海市、江苏省、海南省、重庆市、四川省、西藏自治区或者是因为不允许农村居民生育第二个孩子、或者是因为对农村居民生育第二个子女的条件规定过于复杂、或者是因为缺失了相关的政策文件，我们没有将这几个省（自治区/直辖市）的样本纳入到表3前两列的回归中。

各个省份（自治区/直辖市）在实施一胎政策时，对少数民族家庭生育第二个孩子的规定可以按照如下方式归类：第一，夫妻双方均为少数民族即可生育第二个孩子，包括的省份和自治区有山西省、浙江省、安徽省、山东省、新疆维吾尔自治区；第二，夫妻双方均为全国一千万以下人口的少数民族（即除壮族和满族外），即可生育第二个孩子，包括的省份和自治区有河北省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、广西壮族自治区、陕西省；第三，夫妻双方均为少数民族并且都是农村居民，即可生育第二个孩子，包括的省份有河南省、湖北省、重庆市、云南省；第四，夫妻双方至少有一个是少数民族，并且都是农村居民的，可以生育两个孩子，包括的省份有贵州省、甘肃省；第五，夫妻双方至少有一方是少数民族的，可以生育两个孩子，包括的省份有青海省和宁夏省；最后，辽宁省规定“只有一个子女，且女方年龄已满26周岁，双方均为少数民族，且女方是农业户口的农村村民的；双方均为农业户口的农村村民，其中一方是国家确定的人口稀少的少数民族的；可以生两个子女”，福建省规定“夫妻双方均为少数民族（除壮族外），且夫妻双方均为农村人口可以生育两个子女”，湖南省规定“夫妻均系少数民族，一方是农村居民的，可以要求生育第二个子女；夫妻均系农村居民，双方或者一方是少数民族的，可以要求生育第二个子女”。上述省份、自治区和直辖市的相关少数民族家庭在全面二孩政策实施之前就可以生育第二个孩子，因此我们构造样本来验证他们不受全面二孩政策的影响。除了上述省份、自治区和直辖市外，北京市、天津市、上海市、江苏省、广东省、海南省、四川省、西藏自治区或者是因为不允许少数民族家庭生育第二个孩子、或者是因为对少数民族家庭生育第二个子女的条件规定过于复杂、或者是因为缺失了相关的政策文件，我们没有将这几个省（自治区/直辖市）的样本纳入到表3第（3）-（4）列的回归中。

**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**。

1. 详见网页：https://baijiahao.baidu.com/s?id=1701326850489219984&wfr=spider&for=pc。访问时间：2023年7月17日。 [↑](#footnote-ref-0)