**早期父母外出务工经历对个体收入的长期影响**

呼倩 梁银鹤 秦雪征

**目 录[[1]](#footnote-0)\***

[附录I 附表与附图 1](#_Toc149587292)

[附录II 1984年户籍制度改革政策背景 4](#_Toc149587293)

[附录III 预处理平衡检验 5](#_Toc149587294)

[附录IV 稳健性检验 8](#_Toc149587295)

[附录V 家庭联合外出决策下父母外出结构差异的进一步检验策略 1](#_Toc149587296)5

[附录VI Control Function方法估计步骤 2](#_Toc149587297)1

[附录VII 因果中介效应工具变量估计（ivmediate Model） 22](#_Toc149587298)

附录I 附表与附图

**表A1 父母外出经历下子女特征差异**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 样本量 | 平均值 | 样本量 | 平均值 | 组间差异 |
|  | (1) 无父亲外出 | (2) 有父亲外出 | (2) - (1) |
| 子女收入（元） | 7250 | 24437.99 | 1223 | 27645.98 | 3207.989\*\*\* |
| 父亲外出 | 7250 | 0 | 1223 | 0.471 | 0.471\*\*\* |
| 母亲外出 | 7017 | 0.039 | 1159 | 0.119 | 0.080\*\*\* |
| 父亲均外出 | 7250 | 0 | 1223 | 0.077 | 0.077\*\*\* |
| 父母至少一人外出 | 7250 | 0.038 | 1223 | 0.506 | 0.468\*\*\* |
|  | (3) 无母亲外出 | (4) 有母亲外出 | (4) - (3) |
| 子女收入（元） | 7840 | 24633.1 | 778 | 27064.58 | 2431.478\*\*\* |
| 父亲外出 | 7452 | 0.055 | 724 | 0.185 | 0.130\*\*\* |
| 母亲外出 | 7840 | 0 | 778 | 0.567 | 0.567\*\*\* |
| 父亲均外出 | 7840 | 0 | 778 | 0.122 | 0.122\*\*\* |
| 父母至少一人外出 | 7840 | 0.052 | 778 | 0.618 | 0.566\*\*\* |
|  | (5) 无父母均外出 | (6) 有父母均外出 | (6) - (5) |
| 子女收入（元） | 8669 | 24768.26 | 246 | 28277.18 | 3508.922\*\*\* |
| 父亲外出 | 8227 | 0.054 | 246 | 0.524 | 0.469\*\*\* |
| 母亲外出 | 8372 | 0.037 | 246 | 0.53 | 0.493\*\*\* |
| 父亲均外出 | 8669 | 0 | 246 | 0.384 | 0.384\*\*\* |
| 父母至少一人外出 | 8669 | 0.087 | 246 | 0.67 | 0.582\*\*\* |
|  | (7) 无父母至少一人外出 | (8) 有父母至少一人外出 | (8) - (7) |
| 子女收入（元） | 7192 | 24277.48 | 1723 | 27317.8 | 3040.318\*\*\* |
| 父亲外出 | 6804 | 0 | 1669 | 0.345 | 0.345\*\*\* |
| 母亲外出 | 6959 | 0 | 1659 | 0.266 | 0.266\*\*\* |
| 父亲均外出 | 7192 | 0 | 1723 | 0.055 | 0.055\*\*\* |
| 父母至少一人外出 | 7192 | 0 | 1723 | 0.535 | 0.535\*\*\* |



**图A1 工具变量与内生解释变量的关系**

**表A2 父母外出务工长期收入影响效应的异质性**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|  | 全样本 | 性别 | 家庭结构 | 母亲受教育程度 | 地区经济水平 |
|  | 女性 | 男性 | 独生子女 | 非独生子女 | 小学以下 | 小学及以上 | 低 | 中 | 高 |
| Panel A：父亲外出 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 0-5岁父亲外出经历 | 0.006 | 0.093 | -0.064 | 0.154 | 0.005 | -0.046 | 0.067 | -0.018 | 0.195\* | -0.147 |
| (0.056) | (0.079) | (0.080) | (0.422) | (0.058) | (0.072) | (0.095) | (0.100) | (0.103) | (0.097) |
| 6-12岁父亲外出经历 | 0.129\* | 0.037 | 0.210\*\* | -0.565 | 0.120\* | 0.147 | 0.174 | 0.112 | 0.054 | 0.248\* |
| (0.070) | (0.102) | (0.098) | (0.787) | (0.072) | (0.090) | (0.118) | (0.116) | (0.127) | (0.140) |
| 13-17岁父亲外出经历 | 0.041 | 0.103 | -0.014 | 0.279 | 0.044 | 0.185\*\*\* | -0.215\*\* | 0.093 | 0.118 | -0.190\* |
| (0.051) | (0.075) | (0.070) | (0.461) | (0.052) | (0.063) | (0.091) | (0.079) | (0.097) | (0.099) |
| 样本量 | 8,471 | 3,944 | 4,527 | 312 | 8,157 | 5,842 | 2,629 | 3,418 | 2,655 | 2,398 |
| R2 | 0.160 | 0.204 | 0.168 | 0.630 | 0.155 | 0.172 | 0.212 | 0.207 | 0.217 | 0.240 |
| Panel B：母亲外出 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 0-5岁母亲外出经历 | -0.130\* | -0.198\* | -0.103 | 0.473 | -0.141\* | -0.183\* | -0.034 | -0.339\*\*\* | 0.113 | 0.108 |
| (0.077) | (0.113) | (0.113) | (0.619) | (0.080) | (0.101) | (0.125) | (0.128) | (0.139) | (0.129) |
| 6-12岁母亲外出经历 | 0.298\*\*\* | 0.367\*\* | 0.238 | -0.580 | 0.299\*\*\* | 0.327\*\* | 0.273\* | 0.625\*\*\* | 0.025 | -0.019 |
| (0.100) | (0.146) | (0.145) | (0.492) | (0.104) | (0.144) | (0.147) | (0.154) | (0.240) | (0.159) |
| 13-17岁母亲外出经历 | -0.074 | -0.124 | -0.008 | 0.123 | -0.064 | -0.023 | -0.133 | -0.127 | 0.056 | -0.126 |
| (0.073) | (0.114) | (0.099) | (0.589) | (0.075) | (0.105) | (0.109) | (0.106) | (0.185) | (0.125) |
| 样本量 | 8,618 | 3,998 | 4,620 | 319 | 8,297 | 5,945 | 2,673 | 3,490 | 2,706 | 2,422 |
| R2 | 0.153 | 0.199 | 0.162 | 0.599 | 0.149 | 0.164 | 0.211 | 0.202 | 0.199 | 0.237 |

注：本文根据各地级市2015年人均GDP水平将其划分为低、中、高收入地区。其中，2015年各地级市人均GDP数据来源于《中国统计年鉴2016》。需要说明，异质性分析部分重点在于察看基于子女成长阶段的个体、家庭背景和经济环境影响的差异性。限于多内生变量下工具变量不可识别的问题，本文目前确实无法为个体不同成长阶段父母外出经历引入足够多的有效的工具变量，现阶段异质性分析仅基于基准OLS估计结果，尝试察看子女成长进程中父母外出务工影响的阶段差异。

附录II 1984年户籍制度改革政策背景

1984年10月13日，中国政府发布《国务院关于农民进入集镇落户问题的通知》，鼓励有技术专长和有经营能力进入集镇务工、经商，并允许农民自理口粮进集镇落户。该《通知》释放出非常强烈的户籍松动的改革信号，拉开了中国户籍制度改革的序幕。而在此之前，中国实行了长达20多年的严格户籍制度，辅之以城乡分立的社会保障和福利制度，农村人口被严格限制在土地上，甚至无法获取在非户籍地长期居住的合法性，农村与城市居民处于高度“隔离”状态。这一时期，中国农村非农转移人口处于长期低水平稳定状态，进城务工在农村也是一件较为稀罕之事。

**图Ⅱ1 1978-2019年中国农村人口规模及结构变动情况**

注：图中数据根据《新中国农业60年统计资料》《中国统计年鉴》《农民工监测调查报告》进行计算。农村劳动力非农转移人数=乡村从业人员-农林牧渔业从业人员（张广胜和田洲宇，2018）。乡村从业人员口径中仍包括在外居住半年以上，但收入与家庭经济连为一体的人员。因此，农村劳动力非农转移人数可以较为准确测度农村劳动力的流动情况。

受1984年户籍制度改革影响，农村人口开始源源不断加入进城务工大军，掀起了第一波外出打工潮。数据显示，1984年户籍制度改革前后是中国农村人口外流增长最为急剧的时期。受1984年户籍制度改革影响，农村非农转移人口实现了由1983年3045万到1985年6714万的增长，数量上增加了一倍多（图Ⅱ1）。从子女经历父母外出务工的比例分布（见正文图2）来看，历年出生群组中拥有父亲外出、母亲外出、父母均外出或父母至少一人外出务工经历的子女占比在1984年前后均发生了较为明显的转折，1984年之前该比例较为平缓，1984年之后则呈现急剧上升态势。总体来看，1984年户籍制度改革释放了巨大的人口流动势能，使得长期以来普遍存在于城乡以及产业部门之间的经济发展差异，成为推动大量农村人口进城务工的最根本动力。受其影响，1984年之后农村子女于童年时期经历父母外出务工的概率也大大提升。

附录Ⅲ 预处理平衡检验

（1）共同支撑（Common Support）



**图Ⅲ1 政策不同影响地区按出生年划分的子女童年父母外出务工经历情况**

注：图中横轴表示子女出生年份，纵轴表示出生于该年的子女童年父母外出务工经历比例。图中政策施以不同影响地区按照地区1982-1990年人口外流比例的中位数进行划分，低于中位数为政策影响较弱地区，高于中位数政策影响较强地区。其中，1982-1990年人口外流比例数据来源及计算方式同正文第三章第二节“工具变量构建与识别策略”。下同，不再赘述。



**图Ⅲ2 政策不同影响地区按出生年划分的子女样本分布情况**

注：图中横轴表示子女出生年份，纵轴表示出生于该年的子女的样本数量。图中政策施以不同影响地区按照地区1982-1990年人口外流比例的中位数进行划分。

（2）协变量平衡（Covariate Balance）

**表Ⅲ1 政策不同影响地区1984年特征变量平衡检验**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | (1) 政策影响较弱地区 | (2) 政策影响较强地区 | 组间差异 |
|  | 样本量 | 平均值 | 样本量 | 平均值 | *t*检验 |
| 人均地区产值 | 49 | 7.045 | 49 | 6.974 | 0.071 |
| 农业占比 | 49 | 0.290 | 49 | 0.275 | 0.015 |
| 人口密度 | 49 | 682.898 | 49 | 631.449 | 51.449 |
| 教育基础设施 | 49 | 0.003 | 49 | 0.003 | 0 |
| 卫生基础设施 | 49 | 77.972 | 49 | 77.257 | 0.716 |
| 利用外资 | 49 | 1.269 | 49 | 1.619 | -0.349 |

注：地区宏观特征主要包括人均地区产值、农业占比、人口密度、教育基础设施、卫生基础设施、外资利用情况，基本涵盖地区经济发展水平、产业结构、基本公共服务、对方开放等影响个体收入的重要宏观变量。表中地级市宏观数据来源于《中国城市统计年鉴1985》。其中，政策施以不同影响地区按照地区1982-1990年人口外流比例的中位数进行划分。各变量定义与正文第三部分变量描述统计处定义一致。具体而言，人均地区产值为对数人均工农业产值（对数元），农业占比为农业产值占地区产值比例，人口密度单位为人/平方公里，教育基础设施以小学阶段生师比衡量，卫生基础设施以每万人卫生技术人员数表示，外资利用为对数利用外资金额（对数元）。

附录Ⅳ 稳健性检验

**表Ⅳ1 早期父母外出务工经历对子女收入影响的基准估计（排除干扰政策）**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 父亲外出 | 母亲外出 | 父母均外出 | 父母至少一人外出 |
| Panel A：OLS估计 |
| 父母外出经历 | 0.183\*\*\* | 0.109\*\*\* | 0.280\*\*\* | 0.147\*\*\* |
| (0.040) | (0.038) | (0.092) | (0.030) |
| 义务教育法 | -0.001 | -0.026 | 0.014 | 0.016 |
| (0.113) | (0.113) | (0.111) | (0.111) |
| 家庭联产承包责任制 | 0.023 | 0.032 | 0.028 | 0.028 |
| (0.044) | (0.044) | (0.043) | (0.043) |
| 样本量 | 8,473 | 8,618 | 8,915 | 8,915 |
| R2 | 0.160 | 0.153 | 0.154 | 0.155 |
| Panel B：IV估计 |
| 父母外出经历 | 1.617\*\*\* | 14.211 | 8.905\*\*\* | 2.354\*\*\* |
| (0.365) | (12.513) | (2.879) | (0.557) |
| 义务教育法 | 0.088 | 0.248 | 0.203 | 0.138 |
| (0.124) | (0.454) | (0.153) | (0.138) |
| 家庭联产承包责任制 | 0.029 | 0.085 | 0.066 | 0.034 |
| (0.047) | (0.179) | (0.057) | (0.053) |
| 样本量 | 8,473 | 8,618 | 8,915 | 8,915 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F statistic | 53.322\*\*\* | 1.354 | 12.325\*\*\* | 28.422\*\*\* |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic | 58.402\*\*\* | 1.318 | 12.205\*\*\* | 29.551\*\*\* |
| 控制变量（个人/家户/村庄） | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 子女出生年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市宏观变量×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |

注：表中义务教育法、家庭联产承包责任制两项政策的度量方式见下文。

**（1）1986年义务教育法**

我国于1986年4月12日通过了《中华人民共和国义务教育法》，规定所有适龄儿童必须接受小学和初中九年义务教育，并于1986年7月1日正式实施。在具体实施过程中，义务教育法规定，“省、自治区、直辖市根据本地区的经济、文化发展状况，确定推行义务教育的步骤”。因此，各省市实施义务教育法的时间略有差异。根据Du et al.（2021）汇总，义务教育法在各省份的实施时间表如下：

**表Ⅳ2 中国各省市实施义务教育法的开始时间表**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 省份 | 时间 | 省份 | 时间 |
| 北京 | 1986年7月8日 | 湖北 | 1987年3月1日 |
| 天津 | 1986年11月12日 | 湖南 | 1991年9月1日 |
| 河北 | 1986年7月1日 | 广东 | 1986年10月7日 |
| 山西 | 1986年7月1日 | 广西 | 1991年9月1日 |
| 内蒙古 | 1988年9月15日 | 海南 | 1991年12月16日 |
| 辽宁 | 1986年7月1日 | 重庆 | 1986年7月1日 |
| 吉林 | 1987年2月20日 | 四川 | 1986年7月1日 |
| 黑龙江 | 1986年7月1日 | 贵州 | 1988年1月1日 |
| 上海 | 1986年9月10日 | 云南 | 1986年10月29日 |
| 江苏 | 1986年9月9日 | 西藏 | 1994年7月1日 |
| 浙江 | 1985年9月1日 | 陕西 | 1987年9月1日 |
| 安徽 | 1987年9月1日 | 甘肃 | 1990年9月3日 |
| 福建 | 1988年8月1日 | 青海 | 1988年10月1日 |
| 江西 | 1986年2月1日 | 宁夏 | 1986年7月1日 |
| 山东 | 1986年9月12日 | 新疆 | 1988年5月28日 |
| 河南 | 1986年10月1日 |  |  |

本文主要参照Huang（2015）、Ma（2019）和Du et al.（2021），构建义务教育法对*p*省个体*i*的影响强度，$Coℎort$表示个体*i*的出生年份，那么，个体*i*受到义务教育法实施的影响强度$CEL\\_Eligible\_{icp}$如下：

$CEL\_{icp}=\left\{\begin{matrix}0&if Coℎort<政策年−15\\\frac{政策年−CℎildCoℎort+16}{9}&if 政策年−15\leq Coℎort\leq 政策年−7\\1&if Coℎort>政策年−7\end{matrix}\right.$ , （Ⅳ1）

即对于义务教育法生效时年龄大于15岁的个人，认为不受到义务教育法的影响，赋值为0；对于法律生效时年龄小于7岁的个人，认为完全受到义务教育法的影响，赋值为1；对于法律生效时年龄介于6-15岁的个人，我们假设$CEL\_{icp}$的分布遵循线性函数分布，这是由于将来接受义务教育年限越长的个人受义务教育法影响越大。

**（2）家庭联产承包责任制**

党的十一届三中全会以后，在解放思想、实事求是精神的鼓舞下，我国农民创造了以家庭承包为主要形式的包产到户、包干到户等生产责任制。1982-1984年，党中央连续发出3个关于农村工作的“一号文件”，对包产到户、包干到户的生产责任制给予充分肯定并在政策上积极引导，最终形成农民家庭承包经营制度，并迅速推向全国。在具体政策实施中，家庭联产承包责任制根据各地实际由地方政府决定实施进度。到1987年，全国98%的农户实行了家庭联产承包责任制，农民的生产积极性得到极大提高，农业生产摆脱了停滞的困境。

为了排除家庭联产承包责任制对于子女长期收入表现的潜在影响，本文根据Almond et al.（2019）整理的地区实施时间表，并参照Xu（2021）构建个体*i*受到该政策影响的变量$HRS\_{icp}$。公式如下：

$HRS\_{icp}=\left\{\begin{matrix}0&if Coℎort<政策年−17\\\frac{CℎildCoℎort−政策年+18}{18}&if 政策年−17\leq Coℎort\leq 政策年\\1&if Coℎort>政策年\end{matrix}\right.$ , （Ⅳ2）

即对于家庭联产承包责任制实施时年龄大于17岁的个人，认为不受到该政策的影响，赋值为0；对于政策时未出生的个人，认为完全受到该政策的影响，赋值为1；对于政策实施时年龄介于0-17岁的个人，我们假设$HRS\_{icp}$的分布遵循线性函数。

**表Ⅳ3 早期父母外出务工经历对子女收入影响的IV估计（控制子女外出）**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 父亲外出 | 母亲外出 | 父母均外出 | 父母至少一人外出 |
| Panel A：OLS估计 |  |  |  |  |
| 父母外出经历 | 0.178\*\*\* | 0.103\*\*\* | 0.230\*\* | 0.146\*\*\* |
| (0.040) | (0.039) | (0.092) | (0.030) |
| 子女外出 | 0.338\*\*\* | 0.340\*\*\* | 0.335\*\*\* | 0.334\*\*\* |
| (0.019) | (0.019) | (0.019) | (0.019) |
| 样本量 | 8,239 | 8,386 | 8,669 | 8,669 |
| R2 | 0.196 | 0.189 | 0.189 | 0.191 |
| Panel B：IV估计 |  |  |  |  |
| 父母外出经历 | 1.434\*\*\* | 12.460 | 7.660\*\*\* | 2.146\*\*\* |
| (0.357) | (10.978) | (2.507) | (0.545) |
| 子女外出 | 0.325\*\*\* | 0.195 | 0.306\*\*\* | 0.302\*\*\* |
| (0.021) | (0.141) | (0.025) | (0.025) |
| 样本量 | 8,239 | 8,386 | 8,669 | 8,669 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F statistic | 50.984\*\*\* | 1.370 | 13.122\*\*\* | 26.386\*\*\* |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic | 55.700\*\*\* | 1.333 | 12.990\*\*\* | 27.367\*\*\* |
| 控制变量（个人/家户/村庄） | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 子女出生年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市宏观变量×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |

注：1984年户籍制度改革可能通过影响子女外出影响其长期收入水平。为排除子女外出的影响，本文在基准模型中对其进行控制。具体而言，表中以是否在外县居住代理子女外出情况。若子女外出（在外县居住）取值为1，否则为0。

**表Ⅳ4 早期父母外出务工经历对子女收入影响的IV估计（控制父母早期健康）**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 父亲外出 | 母亲外出 | 父母均外出 | 父母至少一人外出 |
| Panel A：OLS估计 |
| 父母外出经历 | 0.182\*\*\* | 0.090\*\* | 0.266\*\*\* | 0.134\*\*\* |
| (0.041) | (0.039) | (0.093) | (0.031) |
| 父亲健康 | -0.006 | -0.007 | -0.007 | -0.007 |
| (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.008) |
| 母亲健康 | -0.021\*\*\* | -0.022\*\*\* | -0.022\*\*\* | -0.022\*\*\* |
| (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.008) |
| 样本量 | 8,134 | 8,130 | 8,134 | 8,134 |
| R2 | 0.159 | 0.158 | 0.158 | 0.159 |
| Panel B：IV估计 |
| 父母外出经历 | 1.626\*\*\* | 15.492 | 6.237\*\*\* | 1.923\*\*\* |
| (0.415) | (19.121) | (2.218) | (0.554) |
| 父亲健康 | -0.005 | -0.025 | -0.011 | -0.006 |
| (0.009) | (0.044) | (0.010) | (0.010) |
| 母亲健康 | -0.016\* | -0.128 | -0.025\*\* | -0.027\*\*\* |
| (0.009) | (0.138) | (0.010) | (0.010) |
| 样本量 | 8,134 | 8,130 | 8,134 | 8,134 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F statistic | 43.625\*\*\* | 0.688 | 12.007\*\*\* | 23.410\*\*\* |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic | 46.716\*\*\* | 0.668 | 11.911\*\*\* | 24.196\*\*\* |
| 控制变量（个人/家户/村庄） | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 子女出生年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市宏观变量×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |

注：对于母亲外出与父亲外出的影响模式差异，我们理解这是基于家庭性别分工的系统差异性所致。譬如，确需母亲外出的家庭更有可能是因父亲疾病事件影响而本身经济状况堪忧的家庭。因此，有必要对以父母健康为代表的家庭外出决策影响因素加以排除。同时，为了避免健康因素引入造成的反向因果，本文采用CHARLS 2014个人健康史提供的父母15岁及之前的早期健康状况作为控制。具体而言，CHARLS 2014年生命周期历程调查询问了父母从出生到15 周岁的健康状况（1-5），取值越小代表健康水平越高。表中以此代理父母早期健康。

**表Ⅳ5 早期父母外出经历对子女收入影响的PSM估计**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 匹配方法 | 实验组 | 对照组 | ATT | 标准误 | t值 |
| Panel A：父亲外出 |  |  |  |  |  |  |
| 父亲外出经历 | 未匹配 | 9.989 | 9.856 | 0.133 | 0.024 | 5.54 |
| 核匹配 | 9.989 | 9.901 | 0.087 | 0.026 | 3.33 |
| 近邻匹配 | 9.856 | 9.972 | 0.116 | 0.027 | 4.36 |
| Panel B：母亲外出 |  |  |  |  |  |  |
| 母亲外出经历 | 未匹配 | 9.983 | 9.864 | 0.119 | 0.029 | 4.03 |
| 核匹配 | 9.983 | 9.928 | 0.055 | 0.031 | 1.77 |
| 近邻匹配 | 9.864 | 9.943 | 0.079 | 0.031 | 2.57 |
| Panel C：父母均外出 |  |  |  |  |  |  |
| 父母均外出经历 | 未匹配 | 10.028 | 9.870 | 0.158 | 0.049 | 3.21 |
| 核匹配 | 10.028 | 10.003 | 0.025 | 0.052 | 0.48 |
| 近邻匹配 | 9.878 | 10.037 | 0.159 | 0.050 | 3.21 |
| Panel D：父母至少一人外出 |  |  |  |  |  |  |
| 父母至少一人外出经历 | 未匹配 | 9.980 | 9.849 | 0.132 | 0.021 | 6.26 |
| 核匹配 | 9.980 | 9.878 | 0.103 | 0.023 | 4.38 |
| 近邻匹配 | 9.849 | 9.957 | 0.108 | 0.024 | 4.54 |

 注：针对父母外出的自选择问题以及其他因素导致的不可观测的异质性问题，本文进一步采用倾向匹配得分方法进行稳健性检验。该方法的总体思路是，找出童年时期经历父母外出务工和未经历父母外出务工两种状态下父母以及子女等特征相似的样本，分析他们于童年时期经历父母外出务工与否状态下长期收入的差异。具体而言，估计步骤为：首先，基于协变量估计子女出现在处理组（童年经历父母外出务工）的概率，即采用Logit回归估计倾向得分。其次，根据倾向得分为处理组子女（童年未经历父母外出务工）匹配控制组子女样本。倾向得分匹配中最常用的匹配方法为核估计匹配和相邻样本匹配。最后，计算基于倾向得分的处理组与控制组的长期收入表现差异即平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated，ATT）。

**表Ⅳ6-1 家庭联合决策下早期父母外出务工经历对子女收入的影响**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | OLS | IV-父亲外出 | OLS | IV-父亲外出 |
| 父亲外出经历 | 0.176\*\*\* | 1.626\*\*\* | 0.169\*\*\* | 2.028\*\*\* |
| (0.041) | (0.399) | (0.046) | (0.538) |
| 母亲外出经历 | 0.063 | -0.135\* | 0.054 | 0.187\*\*\* |
| (0.040) | (0.071) | (0.045) | (0.060) |
| 父亲外出经历\*母亲外出经历 |  |  | 0.055 | -2.046\*\*\* |
|  |  | (0.124) | (0.622) |
| 样本量 | 8,176 | 8,176 | 8,176 | 8,176 |
| R2 | 0.159 |  | 0.159 |  |
| Kleibergen-Paap rk Wald F statistic |  | 50.853\*\*\* |  | 36.259\*\*\* |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic |  | 46.819\*\*\* |  | 34.251\*\*\* |
| 控制变量（个人/家户/村庄） | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 子女出生年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市宏观变量×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |

**表Ⅳ6-2 家庭联合决策下早期父母外出务工经历对子女收入的影响（CF估计）**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) |
| 父亲外出经历（） | 1.534\*\*\* | 1.526\*\*\* |
| (0.327) | (0.328) |
| 母亲外出经历（） | 0.063 | 0.055 |
| (0.040) | (0.045) |
| 父亲外出经历×母亲外出经历（） |  | 0.045 |
|  | (0.124) |
| 样本量 | 8,176 | 8,176 |
| R2 | 0.160 | 0.160 |
|  | 1.597 | 1.626 |
| （*p*值） | 0.000 | 0.000 |
| 控制变量（个人/家户/村庄） | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes |
| 子女出生年份固定效应 | Yes | Yes |
| 省份固定效应×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes |
| 地级市宏观变量×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes |

注：CF估计方法的总体思路是在正文式（1）的基础上加入新的控制变量（称之为控制函数）从而控制住解释变量父母外出经历中存在的内生性，从而使父母外出经历变得相对外生。具体而言，CF估计分为两步：第一阶段，对子女在童年经历父母外出务工进行OLS估计，这一过程解释变量不仅包含本文基准估计中的控制变量，还要控制子女童年父母外出经历的工具变量。CF方法中，子女童年时期经历父母外出务工仍然采用与IV估计中一致的工具变量。在第二阶段中，该工具变量将仅通过影响父母于子女童年时期外出务工影响子女长期收入。第一阶段将可以计算得出一个广义残差（generalized residuals），其中包含一项参数逆米尔斯比（Inverse Mills Ratio，简称IMR）。第二阶段，在式（1）控制变量的基础上纳入一阶段获取的IMR，即完成CF方法估计。

附录Ⅴ 家庭联合外出决策下父母外出结构差异的进一步检验策略[[2]](#footnote-1)

在此部分，我们对父母外出结构差异进行较为细致的考量，进一步精细化处理父母外出时长差异、经历父母外出时的子女年龄差异，尤其注意在模型中控制父母另一方的外出决策。相应的检验策略整体分为如下步骤：

首先，通过估计边际父母时长差异下以及边际子女年龄差异下父母外出务工对子女长期收入的影响，并且对其进行加权样本加权处理，从而基于不同外出时长、或者不同子女年龄两个维度，对比其估计结果的差异。

其次，通过估计一组考量父母外出决策的系列模型，将之与上述估计模型进行对比，由此判断考量父母外出结构性差异下，不同估计模型结果的稳健性。具体而言，该系列模型如下：

 , （Ⅴ1）

其中，*MR*为文章正文中子女童年时期父母外出时长比例，*F*、*M*为父母外出决策变量，为一个18维的虚拟向量，*Z*为一系列控制变量，为随机扰动项。

最后，将上述结果与文章正文所设定的简约模型进行比较，如果结果差异不大，那么基本可以认定当前研究的核心结论在目前所讨论的范畴中应该是稳健的。

以下，分步骤介绍上述检验策略中所涉及模型估计思路及估计结果。

**步骤1：父母外出x年子女平均收入的估计**

该模型旨在刻画父母不同外出时长对子女长期收入的影响差异。

具体而言，运用逆概率加权模型（IPW）计算父母不同外出时长对子女长期收入的边际影响差异。需要说明，本次检验策略中尤其注意对父母另一方外出决策（18维虚拟向量）的控制处理。建立在基于父母不同外出时长差异基础上，计算得到外出时长的边际收入影响之后，按照样本权重进行加权平均，最终得到外出时长结构差异下父母外出务工对子女平均收入的估计。

首先需要说明的是，基于外出时长边际影响差异计算父母外出对子女收入的平均影响，更优的处理方式可能是计算单年的边际差异。为此，我们在表Ⅴ1中首先描述了样本分布情况。

**表Ⅴ1 父母外出务工年数与相应样本量分布**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 父母外出年数 | 父亲外出 | 母亲外出 |
| 对照组（=0） | 处理组（=1） | 对照组（=0） | 处理组（=1） |
| 1 | 7,692 | 160 | 8,137 | 88 |
| 2 | 160 | 120 | 88 | 86 |
| 3 | 120 | 113 | 86 | 53 |
| 4 | 113 | 80 | 53 | 38 |
| 5 | 80 | 68 | 38 | 41 |
| 6 | 68 | 54 | 41 | 22 |
| 7 | 54 | 52 | 22 | 19 |
| 8 | 52 | 57 | 19 | 17 |
| 9 | 57 | 37 | 17 | 13 |
| 10 | 37 | 37 | 13 | 17 |
| 11 | 37 | 30 | 17 | 15 |
| 12 | 30 | 36 | 15 | 24 |
| 13 | 36 | 28 | 24 | 10 |
| 14 | 28 | 43 | 10 | 14 |
| 15 | 43 | 28 | 14 | 14 |
| 16 | 28 | 25 | 14 | 11 |
| 17 | 25 | 33 | 11 | 11 |
| 18 | 33 | 222 | 11 | 285 |

注：表中处理组和对照组的含义，分别为父母不同外出年数下（以x表征外出年数），该外出年数（外出x年）作为处理组（赋值为1），否则（外出年数为x-1）作为对照组（赋值为0）。按此方式，运用IPW方法可以计算得出不同外出年数下，父母外出务工对子女长期收入的边际影响差异。

由表Ⅴ1可知，单年差异之下，父母外出的样本分布存在过于分散的状况，受样本分布数所限，存在系数无法估计的情况。为此，兼顾计量可行性，我们将父母外出年数的间隔取相对合适区间，譬如为3年，以此计算不同父母外出年数下对子女长期收入影响的边际差异。相应结果见下述表Ⅴ2-1和表Ⅴ2-2。

表Ⅴ2-1和表Ⅴ2-2分别为父亲和母亲外出时长对子女长期收入的边际影响以及加权平均影响。可以看到，父亲和母亲的加权平均收入影响系数分别为0.100\*\*和-0.138。该加权平均系数含义表明，父亲每多外出务工3年，对子女长期收入的提升作用增加10%。而正文OLS估计结果（表2第（4）列）为0.184\*\*\*，该系数含义为父亲外出务工时长比例每增加10%（1.8年），子女长期收入的提升作用为1.84%。从结果可比的角度来看，考虑父母外出时长差异时，加权平均收入影响为父亲外出每增加1年，子女长期收入相应提升约3.33%（10%/3），略高于相对正文OLS估计结果（1.84%/1.8）。换言之，正文主体估计结果为一相对保守估计。相比之下，母亲外出务工整体上仍然对子女长期收入无显著影响，这一结果也与正文主体结论相一致。

**表Ⅴ2-1 外出时长差异下父亲外出务工对子女长期收入的加权影响**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 外出年数对比 | 父亲外出的加权平均收入影响 | 父亲外出不同年限的边际收入影响 |
| 影响系数 | 标准误 | 样本量 |
|  | 0.100\*\* |  |  |  |
|  | （0.046） |  |  |  |
| [0-2] vs [3-5] |  | 0.114\* | 0.061 | 8233 |
| [3-5] vs [6-8] |  | -0.022 | 0.079 | 424 |
| [6-8] vs [9-11] |  | 0.249\*\* | 0.102 | 267 |
| [9-11] vs [12-14] |  | -0.009 | 0.118 | 211 |
| [12-14] vs [15-18] |  | -0.096 | 0.075 | 415 |
| 控制变量（个人/家户/村庄） |  | Yes |
| 省份固定效应 |  | Yes |
| 子女出生年份固定效应 |  | Yes |
| 省份固定效应×子女出生年份趋势项 |  | Yes |
| 地级市宏观变量×子女出生年份趋势项 |  | Yes |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平显著。表中标准误为Bootstrap抽样1000次得到的标准误。控制变量以及固定效应方面，与正文保持一致。另外需要说明，借鉴评审人建议，对父母另一方外出决策（18维虚拟向量）进行控制。

**表Ⅴ2-2 外出时长差异下母亲外出务工对子女长期收入的加权影响**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 外出年数对比 | 母亲外出的加权平均收入影响 | 母亲外出不同年限的边际收入影响 |
| 影响系数 | 标准误 | 样本量 |
|  | -0.138 |  |  |  |
|  | （0.108） |  |  |  |
| [0-2] vs [3-5] |  | -0.153 | 0.116 | 8443 |
| [3-5] vs [6-8] |  | 0.279 | 0.169 | 190 |
| [6-8] vs [9-11] |  | 0.188 | 0.178 | 103 |
| [9-11] vs [12-14] |  | -0.187 | 0.239 | 93 |
| [12-14] vs [15-18] |  | -0.091 | 0.109 | 369 |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平显著。表中标准误为Bootstrap抽样1000次得到的标准误。控制变量以及固定效应方面，与正文保持一致。另外需要说明，借鉴评审人建议，对父母另一方外出决策（18维虚拟向量）进行控制。

**步骤2：父母于子女y岁时外出子女平均收入的估计**

该模型旨在刻画父母于子女不同年龄（0-17岁期间）外出对子女长期收入的影响差异。

具体而言，运用逆概率加权模型（IPW）计算父母于子女不同年龄（0-17岁期间）外出与否对子女长期收入的边际影响差异。再次说明，本次检验策略中尤其注意对父母另一方外出决策（18维虚拟向量）的控制处理。建立在基于子女不同年龄差异基础上，计算得到子女不同年龄阶段父母外出与否的边际收入影响之后，按照样本权重进行加权平均，最终得到子女不同年龄阶段父母外出务工对子女平均收入的估计。

**表Ⅴ3-1 子女不同年龄下父亲外出务工对子女长期收入的加权影响**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 子女年龄 | 有无经历父亲外出的加权收入影响 | 有无经历父亲外出的边际收入影响 |
| 影响系数 | 标准误 | 样本量 |
|  | 0.112\*\* |  |  |  |
|  | (0.045) |  |  |  |
| 0岁 |  | 0.085\* | 0.047 | 8,618 |
| 1岁 |  | 0.094\*\* | 0.047 | 8,618 |
| 2岁 |  | 0.116\*\* | 0.047 | 8,618 |
| 3岁 |  | 0.075 | 0.055 | 8,618 |
| 4岁 |  | 0.055 | 0.056 | 8,618 |
| 5岁 |  | 0.096\*\* | 0.049 | 8,618 |
| 6岁 |  | 0.133\*\*\* | 0.047 | 8,618 |
| 7岁 |  | 0.144\*\*\* | 0.046 | 8,618 |
| 8岁 |  | 0.127\*\*\* | 0.045 | 8,618 |
| 9岁 |  | 0.111\*\* | 0.043 | 8,618 |
| 10岁 |  | 0.103\*\* | 0.043 | 8,618 |
| 11岁 |  | 0.099\*\* | 0.043 | 8,618 |
| 12岁 |  | 0.122\*\*\* | 0.041 | 8,618 |
| 13岁 |  | 0.127\*\*\* | 0.040 | 8,618 |
| 14岁 |  | 0.129\*\*\* | 0.040 | 8,618 |
| 15岁 |  | 0.128\*\*\* | 0.040 | 8,618 |
| 16岁 |  | 0.121\*\*\* | 0.040 | 8,618 |
| 17岁 |  | 0.145\*\*\* | 0.040 | 8,618 |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平显著。表中标准误为Bootstrap抽样1000次得到的标准误。控制变量以及固定效应方面，与正文保持一致。另外需要说明，借鉴评审人建议，对父母另一方外出决策（18维虚拟向量）进行控制。

表Ⅴ3-1和表Ⅴ3-2分别为在子女不同年龄父亲和母亲外出与否对子女长期收入的边际影响以及加权平均影响。可以看到，在子女不同年龄阶段，父亲外出几乎均存在显著正向的收入促进效应，而母亲的促进作用集中在6-10岁期间，而且在影响效应大小上也低于父亲。从整体加权收入影响来看，母亲外出务工对子女长期收入的影响作用依旧不显著（表Ⅴ3-2，系数为0.063，但不显著），而父亲于子女不同年龄阶段外出对子女长期收入的加权平均影响高于不外出情况的11.2%（表Ⅴ3-1，系数为0.112\*\*）。

**表Ⅴ3-2 子女不同年龄下母亲外出务工对子女长期收入的加权影响**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 子女年龄 | 有无经历母亲外出的加权收入影响 | 有无经历母亲外出的边际收入影响 |
| 影响系数 | 标准误 | 样本量 |
|  | 0.063  |  |  |  |
|  | (0.044) |  |  |  |
| 0岁 |  | 0.075\* | 0.042 | 8,328 |
| 1岁 |  | 0.022 | 0.048 | 8,328 |
| 2岁 |  | 0.048 | 0.044 | 8,328 |
| 3岁 |  | 0.062 | 0.045 | 8,328 |
| 4岁 |  | 0.055 | 0.048 | 8,328 |
| 5岁 |  | 0.065 | 0.049 | 8,328 |
| 6岁 |  | 0.078\* | 0.044 | 8,328 |
| 7岁 |  | 0.090\*\* | 0.044 | 8,328 |
| 8岁 |  | 0.114\*\*\* | 0.044 | 8,328 |
| 9岁 |  | 0.102\*\* | 0.044 | 8,328 |
| 10岁 |  | 0.081\* | 0.042 | 8,328 |
| 11岁 |  | 0.068 | 0.044 | 8,328 |
| 12岁 |  | 0.068 | 0.045 | 8,328 |
| 13岁 |  | 0.039 | 0.043 | 8,328 |
| 14岁 |  | 0.047 | 0.040 | 8,328 |
| 15岁 |  | 0.036 | 0.042 | 8,328 |
| 16岁 |  | 0.044 | 0.042 | 8,328 |
| 17岁 |  | 0.032 | 0.040 | 8,328 |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平显著。表中标准误为Bootstrap抽样1000次得到的标准误。控制变量以及固定效应方面，与正文保持一致。另外需要说明，借鉴评审人建议，对父母另一方外出决策（18维虚拟向量）进行控制。

总体来看，基于子女不同年龄的父母外出影响检验，充分考虑了个体成长阶段差异，相应的，也可很大程度上揭示父母于不同阶段外出的决策差异。基于子女不同年龄的父母外出影响估计，与上述直接考量父母外出时长的影响估计结论一致，即父亲外出对子女长期收入具有显著的促进作用，母亲的影响不显著，由此进一步验证了本文主体结论的稳健性。

**步骤3：近简约模型的联合外出决策下的父母外出总量影响效应评估**

该系列模型（式Ⅴ1，为方便查看，再次誊录如下）本质上已经非常接近本文正文当中的简约回归模型。

, （Ⅴ1）

其中，*MR*为文章正文中子女童年时期父母外出时长比例，*F*、*M*为父母外出决策变量，为一个18维的虚拟向量，*Z*为一系列控制变量，为随机扰动项。该系列模型与本文简约回归模型的区别在于，对父母另一方外出决策（18维虚拟向量）进行控制（式Ⅴ1第1和第2分式）、对父母外出联合影响进行考量（式Ⅴ1第3和第4分式）。相应回归结果见下述表V4。

**表Ⅴ4 联合外出决策下父母外出务工对子女长期收入的影响**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 分式1 | 分式2 | 分式3 | 分式4 |
| 父亲外出时长（*MRf*） | 0.173\*\*\* |  | 0.176\*\*\* |  |
| (0.042) |  | (0.041) |  |
| 母亲外出时长（*MRm*） |  | 0.063 | 0.063 |  |
|  | (0.040) | (0.040) |  |
| 父母亲总外出时长（*MRf* + *MRm*） |  |  |  | 0.239\*\*\* |
|  |  |  | (0.053) |
| 父亲外出决策（*F*） |  | Yes |  |  |
| 母亲外出决策（*M*） | Yes |  |  |  |
| 样本量 | 8,176 | 8,174 | 8,176 | 8176 |
| 控制变量（个人/家户/村庄） | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 子女出生年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市宏观变量×子女出生年份趋势项 | Yes | Yes | Yes | Yes |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平显著。

表Ⅴ4中第（1）和（2）列为分别控制母亲和父亲外出决策（18维虚拟向量）的估计结果，可以看到，与正文OLS估计（见正文表2第（4）列）相比，控制父母另一方外出决策时，父亲对子女长期收入的促进作用依然显著为正（0.173\*\*\* VS 0.184\*\*\*），但作用效果略有下降，而母亲的影响作用则不显著。这一结果恰是验证了父母双方联合决策的影响。表V4中第（3）列同时考察父亲和母亲外出对子女长期收入的影响时，父亲依然显示出显著促进作用，母亲的影响不显著，系数大小上，父亲的影响效应与正文相比略有下降（0.176\*\*\* VS 0.184\*\*\*）。表Ⅴ4中第（4）列考察父亲和母亲累积外出对子女长期收入的影响效应，可以看到，父母累积外出对子女长期收入存在显著为正的促进作用（0.239\*\*\*），且在作用效果上要大于父亲单人影响效应。

总体来看，上述近简约模型的联合外出决策下的父母外出总量影响效应与正文简约回归估计结论基本一致，考虑父母联合外出决策、以及考虑父母累积影响下，文章主体结论“父亲于子女童年时期外出务工对其长期收入具有促进作用、母亲的影响不显著”均稳健。

附录Ⅵ Control Function方法估计步骤

CF估计分为两个步骤：

第一阶段，对子女在童年经历父母外出务工进行OLS估计，这一过程解释变量不仅包含本文基准估计中的控制变量，还要控制子女童年父母外出经历的工具变量。CF方法中，子女童年时期经历父母外出务工仍然采用与IV估计中一致的工具变量，即1984年户籍制度改革的政策冲击（）。

一阶段估计方程如下：

, （Ⅵ1）

其中，。是个体、家户、村庄层面的控制变量，包括子女年龄平方、性别、民族状况，父母年龄、受教育水平、家庭规模，村庄距离最近公交站的距离、人口密度。是省份固定效应，是出生队列固定效应，代表省特定出生队列线性趋势，代表个人所在地市期初特征潜在影响的队列线性趋势。

据此可以计算式（Ⅵ1）的广义残差（generalized residuals）：

, （Ⅵ2）

其中，是逆米尔斯比（Inverse Mills Ratio，简称IMR）。第一阶段回归中，内生解释变量的工具变量引致的外生变化提供了残差的外生变化。对其加以控制，使得父母外出经历的工具变量将仅通过影响父母于子女童年时期外出务工影响子女长期收入。

第二阶段，将上述*IMR*（）加入回归中，如下：

, （Ⅵ3）

其中，系数即为CF估计的系数。

更为详细的CF估计原理参见Wooldridge（2015），Imbens and Wooldridge（2009）。

附录Ⅶ 因果中介效应工具变量估计（*ivmediate* Model）

为简化起见，此处处理变量、机制变量、工具变量、结果变量分别以*X*、*M*、*Z*、*Y*表示。对本文，处理变量为子女童年时期父母外出经历，工具变量为个人对1984年户籍制度改革的暴露程度，结果变量为子女长期收入水平，机制变量为一系列家庭禀赋特征和个人资本特征（详见正文第六部分机制分析）。

在线性假设和仅有一个工具变量的情况下，因果中介效应的工具变量估计通过两重2SLS回归实现。

首先，处理变量（*T*）对机制变量（*M*）的影响，通过一个标准的2SLS估计实现。其中，*Z*表示工具变量。估计步骤如下：

第一阶段：, （Ⅶ1）

第二阶段：, （Ⅶ2）

其中，表示处理变量*T*在第一阶段的估计值。

其次，根据Dippel et al.（2020），工具变量的排他性假设允许该工具变量（*Z*）同时可以作为控制处理变量（*T*）条件下机制（*M*）的工具变量。为此，机制变量（*M*）对结果变量（*Y*）的影响，可通过第二重2SLS估计实现：

第一阶段：, （Ⅶ3）

第二阶段：, （Ⅶ4）

其中，表示机制变量*M*在第一阶段的估计值。

接下来，将式（Ⅶ2）代入式（Ⅶ4），得到如下：

 , （Ⅶ5）

其中，第二重2SLS的二阶段回归中，变量*T*的估计系数即代表处理变量的直接影响，第一重2SLS二阶段变量*T*的估计系数与第二重2SLS二阶段变量*M*的估计系数的乘积（）即代表处理变量的间接影响（或称中介效应）。

更为详细的*ivmediate* Model估计原理参见Dippel et al.（2020）。

参考文献

1. Almond，D.，H. Li，and S. Zhang，“Land Reform and Sex Selection in China”，*Journal of Political Economy*，2019，127（2），560-585.
2. Chen，Y.，Z. Fan，X. Gu，and L. A. Zhou，“Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China”，*American Economic Review*，110（11），3393-3430.
3. Dippel，C.，A. Ferrara，and S. Heblich，“Causal Mediation Analysis in Instrumental-Variables Regressions”，*Stata Journal*，2020，20（3），613-626.
4. Du，H.，Y. Xiao，and L. Zhao，“Education and Gender Role Attitudes”，*Journal of Population Economics*，2021，34（2），475-513.
5. Huang，W.，“Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China”，*IZA Discussion Papers* *No.9255*. Institute for the Study of Labor，2015.
6. Imbens，G.，and J. Wooldridge，“Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation”，*Journal of Economic Literature*，2009，47（1），5-86.
7. Ma，M. M.，“Does Children’s Education Matter for Parents’ Health and Cognition? Evidence from China”，*Journal of Health Economics*，2019，66（C），222-240.
8. Wooldridge，J.，“Control Function Methods in Applied Econometrics”，*Journal of Human Resources*，2015，50（2），420-445.
9. Xu，H.，“The Long-term Health and Economic Consequences of Improved Property Rights”，*Journal of Public Economics*，2021，201（C）.
10. 张广胜、田洲宇，“改革开放四十年中国农村劳动力流动：变迁、贡献与展望”，《农业经济问题》，2018年第7期，第23-35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**。

1. 在此提醒读者，本附录中图表以及相应内容的排布组织总体按照正文对其提及的顺序进行排列。为方便您的查看，您可在阅读正文过程中顺序索引本附录中您想参考的内容。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 真诚感谢匿名评审人提出的宝贵意见和建议，我们在修改过程中受益良多。本部分详细呈现在修改过程中对评审人相关意见的回复，也希望为有类似疑问的读者释疑解惑。 [↑](#footnote-ref-1)