# **教育机会横向转移促进中西部人力资本发展**

王伟同 龙周宏 徐溶壑

# **目录**

[附录Ⅰ 协作计划省份名单及数据来源 1](#_Toc28416)

[附录Ⅱ 协作计划各省名额历年分布情况 3](#_Toc15431)

[附录Ⅲ 其他稳健性检验 4](#_Toc2643)

[附录Ⅳ 输出省异质性 10](#_Toc4252)

[附录Ⅴ 机制分析中其他处理样本回归结果及教育预期对比 11](#_Toc3822)

[附录Ⅵ 政策长期效应样本处理方式及其他估计结果 13](#_Toc2212)

[附录Ⅶ 政策的经济意义 15](#_Toc1264)

## 

## 附录Ⅰ 协作计划省份名单及数据来源

#### 表Ⅰ1 2008—2017年协作计划参与省份及计划总名额

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年份 | 新增输出省 | 当年个数 | 新增输入省 | 当年个数 | 本科名额 | 专科名额 | 总名额 |
| 2008 | 天津、辽宁、吉林、上海、浙江、山东、湖北、广东、海南、重庆、黑龙江 | 11 | 安徽、河南、甘肃、贵州、内蒙古 | 5 | 35,000 | 0 | 35,000 |
| 2009 | 江苏、福建、江西 | 14 | 山西 | 6 | 35,000 | 25,000 | 60,000 |
| 2010 | —— | 14 | 广西、云南 | 8 | 70,000 | 50,000 | 120,000 |
| 2011 | 北京 | 15 | —— | 8 | 缺失 | 缺失 | 150,000 |
| 2012 | —— | 15 | —— | 8 | 缺失 | 缺失 | 170,000 |
| 2013 | 湖南 | 16 | （内蒙古退出） | 7 | 115,000 | 70,000 | 185,000 |
| 2014 | —— | 16 | 西藏、新疆 | 9 | 130,000 | 70,000 | 200,000 |
| 2015 | —— | 16 | 四川 | 10 | 130,000 | 70,000 | 200,000 |
| 2016 | —— | 16 | —— | 10 | 140,000 | 70,000 | 210,000 |
| 2017 | 内蒙古 | 17 | —— | 10 | 167,000 | 120,000 | 287,000 |

注：表中输出省为政策支援省份，输入省为政策受援省份。每列均为当年新增省份，无新增则为“——”。内蒙古在2008年成为输入省，在2013年退出政策，在2017年成为输出省，除内蒙古外，输入与输出省份在进入政策后均不会退出，因此后续分析未包含内蒙古。名额部分为每年输出省向输入省调整的总招生计划。数据来源：历年全国普通高等教育招生计划。由于缺少部分招生文件，2011与2012年本科与专科总名额存在缺失情况，但协作计划并未在名额缺失年份停止实施。

#### 表Ⅰ2 2008-2017年招生协作计划相关文件及数据获取方式

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 年份 | 协作计划实施情况相关政策文件 | 文件中名额分配所包含的省份类型 | 网址 |
| 2008 | 教育部 国家发展改革委关于下达2008年全国普通高等教育招生计划的通知 | 输出省 | <http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s7050/200804/t20080428_77150.html> |
| 2009 | 教育部 国家发展改革委关于编报2009年普通高等教育分学校分专业招生计划的通知 | 输入省+输出省 | <http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s7050/200903/t20090331_77129.html> |
| 2010 | 教育部 国家发展改革委关于编报2010年普通高等教育分学校分专业招生计划的通知 | 输入省+输出省 | <http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s7050/201003/t20100309_91526.html> |
| 2011 | 教育部 国家发展改革委关于下达2011年全国普通高等教育招生计划的通知 | 缺失 | http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/s3011/201106/t20110616\_122126.html |
| 2012 | **A.**教育部官网新闻：支援中西部地区招生协作计划  **B.**中西部高等教育振兴计划（2012-2020年） | 缺失 | **A.**http://www.moe.gov.cn/jyb\_xwfb/moe\_2082/s6236/s6811/201209/t20120903\_141512.html  **B.**http://www.moe.gov.cn/srcsite/A08/s7056/201302/t20130228\_148468.html |
| 2013 | 教育部 国家发展改革委关于下达2013年全国普通高等教育招生计划的通知 | 输出省 | http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/s3011/201307/t20130702\_154281.html |
| 2014 | 教育部 国家发展改革委关于下达2014年全国普通高等教育招生计划的通知 | 输出省 | http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/s3011/201401/t20140123\_173879.html |
| 2015 | 教育部 国家发展改革委关于下达2015年全国普通高等教育招生计划的通知 | 输出省 | <http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/s3011/201508/t20150811_199347.html> |
| 2016 | 教育部 国家发展改革委关于做好2016年普通高等教育招生计划编制和管理工作的通知 | 输入省+输出省 | <http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/s3011/201605/t20160504_241872.html?gs_ws=tsina_635985907961617116> |
| 2017 | 教育部关于做好2017年普通高等教育招生计划编制和管理工作的通知 | 输入省+输出省 | <http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/s3011/201705/t20170510_304229.html> |

注：①输入省名额来源于历年“支援中西部地区招生协作计划”实施方案表，输出省名额来源于历年“支援中西部地区招生协作计划”实施方案表以及地方所属普通高等教育招生计划表。②由于缺少部分招生文件，2011与2012年输入省与输出省名额存在缺失情况，但协作计划并未在名额缺失年份停止实施，具体详见表中相关政策文件。③由于2008年缺失输入省份名额分配情况，因而该部分省份首年名额=2009年各省分配名额+山西省2009年分配名额/5（该做法的合理性是：2009年与2008年本科总名额相同，省份仅增加了山西省）。④由于2011年全国招生计划数据缺失，因而北京市2011年首年政策名额来自网络新闻手工搜集。⑤由于2014年缺失输入省份名额分配情况，因而新疆2014年首年政策名额来自网络新闻搜集。⑥由于数据缺失问题，四川与西藏首年名额存在缺失，鉴于两省份加入时间较晚，因而其首年名额等于各省2017年名额。

## 附录Ⅱ 协作计划各省实施时间及历年名额分布情况

#### 表Ⅱ1 协作计划时间表

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 省份 | 省份代码 | 政策分组 | 政策首次实施时间 | 首次包含本科时间 | 首次包含专科时间 |
| 北京 | 11 | 输出省 | 2011 | 2011 | 未包含专科 |
| 天津 | 12 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 辽宁 | 21 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 吉林 | 22 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 黑龙江 | 23 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 上海 | 31 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 江苏 | 32 | 输出省 | 2009 | 2009 | 2009 |
| 浙江 | 33 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 福建 | 35 | 输出省 | 2009 | 2009 | 2009 |
| 江西 | 36 | 输出省 | 2009 | 2009 | 2009 |
| 山东 | 37 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 湖北 | 42 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 湖南 | 43 | 输出省 | 2013 | 2013 | 未包含专科 |
| 广东 | 44 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 海南 | 46 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2010 |
| 重庆 | 50 | 输出省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 山西 | 14 | 输入省 | 2009 | 2009 | 2009 |
| 安徽 | 34 | 输入省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 河南 | 41 | 输入省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 广西 | 45 | 输入省 | 2010 | 2010 | 2010 |
| 四川 | 51 | 输入省 | 2015 | 2015 | 2017 |
| 贵州 | 52 | 输入省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 云南 | 53 | 输入省 | 2010 | 2010 | 2010 |
| 西藏 | 54 | 输入省 | 2014 | 2014 | 2017 |
| 甘肃 | 62 | 输入省 | 2008 | 2008 | 2009 |
| 新疆 | 65 | 输入省 | 2014 | 2014 | 2017 |
| 河北 | 13 | 控制组 | - | - | - |
| 陕西 | 61 | 控制组 | - | - | - |
| 青海 | 63 | 控制组 | - | - | - |
| 宁夏 | 64 | 控制组 | - | - | - |
| 内蒙古 | 15 | 剔除 | - | - | - |

## 附录Ⅲ 其他稳健性检验

### **Ⅲ.1不同政策强度回归结果**

#### 表Ⅲ1 基于不同政策强度的回归结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 输入省 | | | | 输出省 | | | |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 协作计划1 | 0.672\*\* |  |  |  | 0.0693 |  |  |  |
| (0.232) |  |  |  | (0.171) |  |  |  |
| 协作计划2 |  | 0.645\*\* |  |  |  | -0.115 |  |  |
|  | (0.281) |  |  |  | (0.171) |  |  |
| 协作计划3 |  |  | 0.634\*\* |  |  |  | -0.188 |  |
|  |  | (0.271) |  |  |  | (0.198) |  |
| 协作计划4 |  |  |  | 0.436\*\* |  |  |  | 0.101 |
|  |  |  | (0.188) |  |  |  | (0.193) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 105,753 | 105,753 | 105,753 | 105,753 | 142,764 | 142,764 | 142,764 | 142,764 |
| 拟合优度 | 0.161 | 0.161 | 0.161 | 0.161 | 0.159 | 0.159 | 0.159 | 0.159 |

注：该表格为正文图3的具体回归结果。“协作计划1”变量为交乘项，其中为随省份-时间变化的政策强度，部分年份缺失名额为线性插值法计算所得；“协作计划2”变量为政策首年与2015年协作计划强度均值，其中2015年强度为线性插值名额计算所得（具体计算方式为线性插值政策名额除以当年实际参与高考人数）；“协作计划3”变量为政策首年与2016年协作计划强度均值，其中2016年强度为实际名额计算所得；“协作计划4”变量为使用政策前一年高考参与人数计算的政策首年与2017年强度均值，公式（1），其余公式保持不变。由于数据缺失问题，对于2008年首次实施政策的省份，“协作计划4”使用的参与高考人数为2008年当年数据。

### **Ⅲ.2 排除提前上学与推迟上学的影响**

由于存在提前与推迟上学的情况，本文所推算的个体参与中考时点与真实时点之间可能会产生偏误，这会导致样本在处理组与控制组的分配上产生混淆。以推算中考时点为2008年的个体为例，假设政策时点为2008年，那么按照规则应将其归为处理组。但如果该个体提前一年上学，即真实的高中时点为2007年，那么该样本实际应为控制组，这就出现了归为处理组的个体实际上并没有受到政策影响的情况。同理，假设个体推算时点为2007年，政策实施时点为2008年，如果个体推迟一年上学，将会出现归为控制组的个体受到了政策影响的情况。为了避免这类情况，本文将推算时点位于政策实施当年与前一年的样本予以删除。删除该部分样本后，上述混淆情况只有在个体提前或推迟两年上学的情况下才会发生，而这种情况在实际中较少发生，因此该方式能够有效缓解时点推算偏差所导致的识别偏误。表Ⅲ2给出了删除部分样本后的回归结果。在排除了提前与推迟上学的干扰后，回归系数与基准估计结果基本一致。

#### 表Ⅲ2 删除政策当年与政策前一年回归结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 类别 | 输入省 | 输出省 |
| (1) | (2) |
| 协作计划 | 0.643\*\* | 0.0547 |
| (0.294) | (0.138) |
| 控制变量 | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y |
| 样本量 | 94,163 | 126,185 |
| 拟合优度 | 0.164 | 0.162 |

注：控制变量包括子女与父母控制变量，固定效应包括省份控制变量\_2007\*队列固定、队列固定效应以及省份固定效应，下同。

### **Ⅲ.3 微观调查数据库描述性统计**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量名 | 输入省 | | | | | 控制组 | | | | | 输出省 | | | | |
| Obs | Mean | SD | Min | Max | Obs | Mean | SD | Min | Max | Obs | Mean | SD | Min | Max |
| **Panel A** | 变量描述性统计 | | | | | | | | | | | | | | |
| 是否上高中 | 8,873 | 0.52 | 0.50 | 0 | 1 | 2,229 | 0.56 | 0.50 | 0 | 1 | 15,087 | 0.62 | 0.49 | 0 | 1 |
| 性别 | 8,873 | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 | 2,229 | 0.46 | 0.50 | 0 | 1 | 15,087 | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 |
| 户口性质 | 8,652 | 0.78 | 0.42 | 0 | 1 | 2,202 | 0.71 | 0.46 | 0 | 1 | 14,858 | 0.57 | 0.50 | 0 | 1 |
| 中考时年龄 | 8,873 | 15.69 | 0.98 | 13 | 17 | 2,229 | 15.83 | 0.98 | 13 | 17 | 15,087 | 15.68 | 0.94 | 13 | 17 |
| 是否为汉族 | 8,871 | 0.86 | 0.35 | 0 | 1 | 2,228 | 0.92 | 0.28 | 0 | 1 | 15,083 | 0.97 | 0.18 | 0 | 1 |
| 母亲教育水平 | 8,873 | 2.45 | 1.35 | 1 | 9 | 2,229 | 2.74 | 1.40 | 1 | 9 | 15,087 | 2.92 | 1.48 | 1 | 9 |
| 父亲教育水平 | 8,873 | 3.00 | 1.42 | 1 | 9 | 2,229 | 3.28 | 1.47 | 1 | 9 | 15,087 | 3.36 | 1.50 | 1 | 9 |
| **Panel B** | 样本分布情况 | | | | | | | | | | | | | | |
| CFPS样本量 | 3,655 | | | | | 631 | | | | | 4,235 | | | | |
| CLDS样本量 | 2,098 | | | | | 532 | | | | | 3,691 | | | | |
| CGSS样本量 | 3,120 | | | | | 1,066 | | | | | 7,161 | | | | |

表Ⅲ3 微观数据描述性统计及样本分布

注：该表格为正文表4中所使用微观调查数据的描述性统计。各变量含义为：“是否上高中”变量，0代表未上高中，1代表上了高中；“子女性别”变量，0代表女性，1代表男性；“户口性质”变量，0代表非农户口，1代表农业户口；“是否为汉族”变量，0代表少数民族，1代表汉族；“母亲教育”与“父亲教育”变量，1代表未上过学，2代表小学，3代表初中，4代表中职，5代表高中，6代表大专，7代表本科，8代表研究生及以上，9代表其他教育[[1]](#footnote-0)。

### **Ⅲ.4 缓解人口因素影响**

首先，地区人口数量是导致教育资源稀缺性的重要因素，因而人口规模会在一定程度上影响个体教育行为，导致估计结果产生偏误。其次，除协作计划外，输入省本省的招生计划人数可能会发生改变，因而需要排除这种招生名额变化的替代性解释。最后，个体中考时初中升高中人数越多，个体在决定是否上高中时所面临的压力也越大，因而初升高人数同样会影响本文估计结果。为解决上述问题，本文将部分省份控制变量更改为人均形式，并在回归中进一步控制了各省历年人口数量、大学招生人数以及初中毕业人数，具体结果如表Ⅲ4所示。

#### 表Ⅲ4 缓解人口因素的影响

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 类别 | 输出省 | | 输出省 | |
| 人均控制变量 | 控制人口因素 | 人均控制变量 | 控制人口因素 |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| 协作计划 | 0.323\*\* | 0.435\*\*\* | -0.0437 | -0.0696 |
| (0.141) | (0.132) | (0.126) | (0.124) |
| 大学招生人数与初中毕业人数 | N | Y | N | Y |
| 人口数 | Y | Y | Y | Y |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 105,753 | 105,753 | 142,764 | 142,764 |
| 拟合优度 | 0.161 | 0.161 | 0.159 | 0.159 |

注：省份大学招生人数、初中毕业人数以及省份人口数均为对数形式。

### **Ⅲ.5 排除“专项计划”政策干扰**

除协作计划外，国家还在2012年启动了面向贫困地区定向招生的专项计划。专项计划由国家专项、地方专项以及高校专项三个部分组成，其中国家专项是中央部门高校和各省（市、区）所属重点高校在全国招生计划中，面向集中连片特困地区的定向招生计划[[2]](#footnote-1)，该计划开始于2012年；地方专项是地方所属重点高校面向本省农村学生的定向招生计划，该计划开始于2014年；高校专项是教育部直属高校和其他自主选拔录取改革试点高校面向边远贫困民族地区县农村学生的招生计划，该计划开始于2014年。具体政策细节详见表Ⅲ5。

#### 表Ⅲ5 专项计划主要内容

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 计划名称 | 2012年招生范围 | 2013年招生范围 | 2014年招生范围 | 2015年招生范围 |
| **国家专项** | 招生范围为680个集中连片特殊困难县（包括371个民族自治县、252个革命老区县和57个陆地边境县）；政策名额为1万名。 | 招生范围为832个贫困县（包括680个集中连片特殊困难县与152个国家扶贫开发工作重点县）以及河北、山西、安徽、河南、广东、广西、四川、贵州、云南、甘肃等省、区；政策名额为3.21万名。 | 招生范围为832个贫困县（包括680个集中连片特殊困难县与152个国家扶贫开发工作重点县）以及河北、山西、安徽、河南、广东、广西、四川、贵州、云南、甘肃等省、区；政策名额为5万名。 | 招生范围为832个贫困县（包括680个集中连片特殊困难县与152个国家扶贫开发工作重点县）以及河北、山西、安徽、河南、广东、广西、四川、贵州、云南、甘肃等省、区；政策名额为5万名。 |
| **地方专项** | —— | —— | 本省（区、市）农村学生。 | 本省（区、市）农村学生。 |
| **高校专项** | —— | —— | 主要选拔边远、贫困、民族地区县及县以下中学勤奋好学、成绩优良的农村学生。 | 主要选拔边远、贫困、民族地区县及县以下中学勤奋好学、成绩优良的农村学生。 |

为排除“专项计划”对于实证结果的干扰，本文在基准回归的基础上，对专项计划作了进一步的控制，具体结果如下表Ⅲ6所示。在第（1）列与第（3）列中，本文以国家专项计划实施地区和时间为判定标准，构造“国家专项计划”0-1变量并将其加入回归，且考虑到专项计划是在县级层面实施的，本文将地区固定效应控制在县级层面。此外，为了排除地方专项计划以及高校专项计划的影响，表Ⅲ6第（2）列与第（4）列进一步将时间范围限定在2000-2013年。回归结果显示，在排除了专项计划的影响后，其系数大小相较于主回归并无较大变化。

#### 表Ⅲ6 排除“专项计划”政策干扰

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 类别 | 输入省 | | 输出省 | |
| 时间范围  2000-2015 | 时间范围  2000-2013 | 时间范围  2000-2015 | 时间范围  2000-2013 |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| 协作计划 | 0.600\*\* | 0.539\*\* | 0.0209 | 0.0508 |
| (0.224) | (0.212) | (0.103) | (0.0926) |
| 国家专项计划 | Y | Y | Y | Y |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 105,730 | 97,067 | 142,759 | 132,063 |
| 拟合优度 | 0.208 | 0.201 | 0.203 | 0.202 |

注：由于政策文件中并未规定各地区名额分配，因此“国家专项计划”为0-1变量。地区固定效应控制在县级层面。

### **Ⅲ.6 安慰剂检验**

本文通过随机选取处理组与控制组的方式来进行安慰剂检验，具体结果如图Ⅲ1所示。



#### 图Ⅲ1 安慰剂检验

注：本图为5000次安慰剂检验结果，虚线为回归估计系数。

### **Ⅲ.7 政策滞后效应**

为进一步排除政策的滞后效应，本文使用滞后一期的自变量进行稳健性检验，具体结果如表Ⅲ7所示。其中第（1）列与第（4）列为政策强度均值滞后一期的结果，第（2）、（5）列为普查数据时变强度滞后一期的结果，第（3）、（6）列为微观调查数据时变强度滞后一期的结果。

#### 表Ⅲ7 基于政策滞后效果的稳健性检验

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 类别 | 输入省 | | | 输出省 | | |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 协作计划\_滞后一期（均值） | 0.627\*\*\* |  |  | 0.0416 |  |  |
| (0.179) |  |  | (0.123) |  |  |
| 协作计划\_滞后一期（时变） |  | 0.701\*\*\* | 1.362\*\*\* |  | 0.176 | 0.468 |
|  | (0.232) | (0.408) |  | (0.217) | (0.319) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 数据库固定效应\*调查年份固定效应 | N | N | Y | N | N | Y |
| 数据来源 | 普查数据 | | 微观调查数据 | 普查数据 | | 微观调查数据 |
| 样本量 | 105,753 | 105,753 | 10,887 | 142,764 | 142,764 | 17,117 |
| 拟合优度 | 0.161 | 0.161 | 0.224 | 0.159 | 0.159 | 0.221 |

注：第（1）列与第（4）列为普查数据均值强度滞后一期的结果；第（2）列与第（5）列为普查数据时变强度滞后一期的结果；第（3）列与第（6）列为微观调查数据时变强度滞后一期的结果。其中由于数据限制问题，微观调查数据初升高时间范围为1995-2018年。

### **Ⅲ.8 更换聚类层级**



#### 图Ⅲ2 不同聚类层级结果

注：图片为使用普查数据不同聚类层级回归结果，自变量均为均值强度。其中聚类层级包括省份、城市、区县、个体、省份乘以年份、年份、省份和年份。

## 附录Ⅳ 输出省异质性

#### 表Ⅳ1 输出省异质性

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 类别 | 输出省 | | | | | |
| 男性 | 女性 | 独生 | 非独生 | 高学历家庭 | 低学历家庭 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 协作计划 | -0.00766 | 0.0143 | -0.0185 | 0.0486 | 0.154 | -0.0744 |
| (0.106) | (0.137) | (0.144) | (0.162) | (0.145) | (0.145) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 83,931 | 58,833 | 57,727 | 85,037 | 33,179 | 109,585 |
| 拟合优度 | 0.160 | 0.148 | 0.199 | 0.120 | 0.078 | 0.090 |
| 组间差异 | 0.022 | | 0.067 | | -0.23 | |
| 经验p值 | 0.439 | | 0.333 | | 0.139 | |

注：由于家庭成员迁出等原因，本文利用母亲生育数量与数据库中实际子女数量来判断家庭子女数量。家庭平均教育年限大于9年的为高学历家庭，小于等于9年的为低学历家庭。本文参考连玉君与廖俊平（2017）的方法，计算了组间系数差异的显著性，各组抽样次数均为3000次。

## 附录Ⅴ 机制分析中其他样本回归结果及教育预期对比

### **Ⅴ.1 其他样本回归结果**

“个体教育预期”来源于CFPS个体数据库中调查样本对“您认为自己最少应该念完哪种教育程度”这一问题的回答；“父母对子女的教育预期”来源于CFPS少儿数据库中父母对“您希望孩子念书最少念完哪一程度”这一问题的回答。由于CFPS首次调查年份为2010年，而协作计划首次实施年份为2008年，这使得部分处理组省份在调查期内缺少事前样本。为解决该问题，本部分采用了以下两种方式：第一种方式是仅删除政策首次实施年份在2010年及以前的省份，其他省份样本则保持不变，删除样本后的回归结果如表Ⅴ1第（2）列与第（5）列所示；第二种方式是仅剔除控制组省份，同时将2010年及以前首次实施政策的省份作为控制组。相较于前者，该方式能够较大程度保证样本数据量，调整样本后的回归结果如表Ⅴ1第（3）列与第（6）列所示。

#### 表Ⅴ1 协作计划对个体教育预期的影响

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 类别 | 输入省 | | | 输出省 | | |
| 样本1 | 样本2 | 样本3 | 样本1 | 样本2 | 样本3 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Panel A | 因变量：个体教育预期 | | | | | |
| 协作计划 | 7.190\*\* | 4.406\*\* | 7.666\*\* | -3.173 | -13.32 | -3.294 |
| (2.633) | (1.401) | (2.774) | (5.834) | (7.101) | (5.723) |
| 样本量 | 15,481 | 3,829 | 13,032 | 15,613 | 3,408 | 13,164 |
| 拟合优度 | 0.167 | 0.162 | 0.173 | 0.199 | 0.185 | 0.207 |
| Panel B | 因变量：父母对子女教育预期 | | | | | |
| 协作计划 | 7.824\*\*\* | 6.466 | 5.776\*\* | -3.011 | -6.708 | -0.398 |
| (1.266) | (6.838) | (1.768) | (2.133) | (6.757) | (2.131) |
| 样本量 | 12,270 | 2,734 | 10,609 | 9,579 | 2,378 | 7,918 |
| 拟合优度 | 0.097 | 0.130 | 0.098 | 0.120 | 0.115 | 0.127 |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |

注：Panel A为协作计划对于个体教育预期的影响，数据为CFPS个人数据库；Panel B为协作计划对于父母关于子女教育预期的影响，数据为CFPS少儿数据库。样本均为个体层面的混合截面数据，其中样本1包含全部省份，样本2删除了政策首次实施年份在2010年及以前的省份，样本3删除了控制组省份，并以政策首次实施年份在2010年及以前的省份作为控制组。个体及父母对子女教育预期取值范围均为1-7，其中1代表小学，2代表初中，3代表高中，4代表大专，5代表本科，6代表研究生，7代表博士。控制变量包括个体控制变量及省份控制变量，其中个体控制变量包括户口性质、民族（是否为汉族）、性别、年龄及父母教育水平；Panel A省份控制变量包括省份层面的人口数、高中毕业人数、大学招生人数；Panel B省份控制变量在此基础上进一步控制了省份高中招生人数与初中毕业人数，以此来排除高中与初中阶段教育环境的影响；上述省份控制变量均为对数形式。固定效应包括调查时点固定效应及省份固定效应。

### **Ⅴ.2 教育预期对比**

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |
| 图Ⅴ1(a) 高中及以下占比 | 图Ⅴ1(b) 大专及以上占比 |

#### 图Ⅴ1 CFPS教育预期水平

注：上图数据来源于CFPS数据库，年份分别为2010、2012、2014、2016、2018以及2020。教育预期来源于个体对“您认为自己最少应该念完哪种教育程度”这一问题的回答，图Ⅴ1(a)与图Ⅴ1(b)分别为输入和输出省教育预期水平在高中及以下以及大专及以上样本的占比情况。置信水平为95%。

## 附录Ⅵ 进一步分析中样本处理方式及其他估计结果

### **Ⅵ.1 样本处理方式**

由于协作计划不仅会影响个体是否上高中，同时也会影响个体是否上大学，因而在计算长期收益时，政策对于不同队列的影响是存在差异的。如下表Ⅵ1所示，以2012年政策为例，在使用2015年普查数据估计长期收益时，依据入学时点的不同，样本可分成四组：控制组、组1、组2、组3。其中，控制组仍在基准回归控制组中；组1虽然中考时点在政策之前（在基准回归中该组同样属于控制组），但其高考时点却在政策之后，因此其高考决策同样会受到政策影响[[3]](#footnote-2)；尽管组3中考时点在政策之后，但由于截面数据调查时点仅到2015年，因此该部分样本仅在中考时点受到政策影响，其后续影响并不能在数据中体现；相对于组1和组3，组2是从中考到高考的全过程均会被政策覆盖，且高中期间的行为变化可能会与长期效应中的工作层级、收入都有关系，因此仅以组2作为处理组能够较为干净地识别政策所带来的长期收益。基于上述考虑，为解决组1与组3受政策影响不平衡的情况，本文对这两组样本做删除处理。

表Ⅵ1 政策对不同出生队列影响差异

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 组别 | 中考时点 | 2010 | 2011 | **2012** | 2013 | 2014 | 2015 | 2014 | 2015 |
| 控制组 | 2008 |  | 大一 |  |  |  |  |  |  |
| 组1 | 2009 |  |  | 大一 |  |  |  |  |  |
| 2010 | 高一 |  |  | 大一 |  |  |  |  |
| 2011 |  | 高一 |  |  | 大一 |  |  |  |
| 组2 | 2012 |  |  | 高一 |  |  | 大一 |  |  |
| 2013 |  |  |  | 高一 |  |  | 大一 |  |
| 2014 |  |  |  |  | 高一 |  |  | 大一 |
| 组3 | 2015 |  |  |  |  |  | 高一 |  |  |

### **Ⅵ.2 其他估计结果**

考虑到政策长期效应估计的准确性，我们在此补充了删除年轻队列的回归结果。而由于不同微观调查数据的调查时点会存在差异，仅删除年轻队列可能无法解决上述问题，例如对于调查年份较早的数据库，受处理较早的队列仍有可能未进入劳动力市场。因而我们在收入部分补充了个体获得收入时间在20-30岁的回归结果，以此来解决上述问题，并进一步提高样本之间的可比性。具体结果如表Ⅵ2所示。在缩小时间范围后，回归结果依旧显著。

#### 表Ⅵ2 删除年轻队列后个体后续影响

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 类别 | 输入省 | | | | | | |
| 教育年限 | | 职业层级 | | 收入层级 | | |
| 时间范围  2000-2009 | 时间范围  2000-2010 | 时间范围  2000-2009 | 时间范围  2000-2010 | 时间范围  1995-2009 | 时间范围  1995-2010 | 获得收入年龄为20-30岁 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 协作计划 | 12.39\*\*\* | 12.26\*\*\* | 0.398\*\* | 0.325\*\* | 0.299\*\* | 0.663\*\*\* | 0.778\*\* |
| (3.037) | (2.319) | (0.158) | (0.131) | (0.128) | (0.170) | (0.303) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 53,801 | 57,970 | 45,651 | 49,026 | 6,441 | 6,689 | 5,053 |
| 拟合优度 | 0.229 | 0.226 | 0.056 | 0.056 | 0.292 | 0.287 | 0.267 |

注：（1）-（4）列数据来源为普查数据，（5）-（7）列数据来源为微观调查数据。其中第（1）与第（3）列将个体参与中考时间范围限定在2000-2009年；第（2）与第（4）列将个体参与中考时间范围限定在2000-2010年；第（5）列与第（6）列分别将个体参与中考时间范围限定在1995-2009年与1995-2010年；第（7）列将个体获得收入时的年龄限定在20-30岁。

## 附录Ⅶ 政策的经济意义

为计算协作计划的经济意义，本文将协作计划总名额与估计的新增初中升高中人数进行了对比。具体计算结果如表Ⅶ1所示。依据本文估计系数、各省份政策强度以及政策期内省份初中毕业人数总和，我们粗略计算了输入省初中升高中总体增加人数。计算结果显示，政策期内约有1166662人因该政策上高中。考虑到2000-2015年政策期内协作计划总名额数量为1120000人，可得两者的比值约为1.04。该比值的含义为每增加1名协作计划名额，也即向输入省额外转移1名大学招生名额，约使得其高中人数增加约1.04名。

#### 表Ⅶ1 输入省高中增加人数汇总

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 省份 | 各省政策强度 | 估计系数 | 政策期内初中毕业人数（人） | 增加的高中人数（人） |
| 山西 | 0.060 | 0.535 | 11850638 | 381339 |
| 内蒙古 | 0.018 | 0.535 | 1397856 | 13659 |
| 安徽 | 0.033 | 0.535 | 11850638 | 211526 |
| 河南 | 0.034 | 0.535 | 5243520 | 95262 |
| 广西 | 0.056 | 0.535 | 3373769 | 101034 |
| 四川 | 0.035 | 0.535 | 3751691 | 70257 |
| 贵州 | 0.091 | 0.535 | 3781171 | 184586 |
| 云南 | 0.035 | 0.535 | 3751962 | 70451 |
| 西藏 | 0.140 | 0.535 | 81956 | 6154 |
| 甘肃 | 0.062 | 0.535 | 597462 | 19951 |
| 新疆 | 0.026 | 0.535 | 881394 | 12443 |
| 总计 | | | | 1166662 |

注：各省增加的高中人数=各省政策强度\*估计系数\*。内蒙古政策强度为2010年协作计划名额除以2010年参与高考人数。

参考文献

1. 连玉君、廖俊平，“如何检验分组回归后的组间系数差异？”，《郑州航空工业管理学院学报》，2017年第6期，第97-109页。
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*, 2020, 110(11), 3393-3430.

**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. 为了涵盖父母教育水平的特殊情况，部分微观调查数据库中父母教育水平还包括“其他”选项，文中“其他教育”包括“夜校”、“党校”、“军校”、“自学”等。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 2012年国家专项计划的实施范围为680个集中连片特殊困难县（包括371个民族自治县、252个革命老区县和57个陆地边境县），2013年及以后，国家专项计划的实施范围扩大到832个县（包括所有国家级扶贫开发重点县，含新疆生产建设兵团在新疆南疆三地州的22个团场），以及重点高校录取比例相对较低的河北、山西、安徽、河南、广东、广西、四川、贵州、云南、甘肃等省、区。 [↑](#footnote-ref-1)
3. 该部分为学历大于等于高中的样本。 [↑](#footnote-ref-2)