

我国人口迁移政策对人均受教育年限的影响研究

——基于2005年~2014年我国31个省面板数据的实证分析

学院：统计与数学学院

专业：应用统计

姓名：左芳玲

学号：2019210866

目录

[摘要 1](#_Toc28943175)

[ABSTRACT 2](#_Toc28943176)

[1 引言 3](#_Toc28943177)

[2 文献综述 4](#_Toc28943178)

[3 研究设计 5](#_Toc28943179)

[3.1 模型设定 5](#_Toc28943180)

[3.2 数据来源 6](#_Toc28943181)

[4 实证结果 7](#_Toc28943182)

[4.1 描述性分析 7](#_Toc28943183)

[4.2 回归结果 10](#_Toc28943184)

[4.3 稳定性检验 13](#_Toc28943185)

[4.3.1 共同趋势检验 13](#_Toc28943186)

[4.3.2 异质性检验 14](#_Toc28943187)

[5 结论及建议 17](#_Toc28943188)

[参考文献 18](#_Toc28943189)

# 摘要

国民教育程度一直以来是关注的重点，近年来对我国人均受教育年限影响因素的研究大多集中在当地的经济发展程度中，对人口流动程度影响人均受教育年限的研究较少。本文依托于全国31个城市的面板数据利用双重差分法研究人口迁移政策对各地区人口流动的影响，进而研究对各地区人均受教育年限的影响，本文的研究结果有如下几点：1、人口迁移政策对劳动力的流动有显著性的影响。2、人口迁移政策通过影响劳动力的流动进而对各地区人均受教育年限有显著性的影响。3、这种影响的大小与城市本身的性质也有关系。本文基于以上研究结果对人口迁移政策影响人均受教育年限做出相应的政策建议：1、开放城乡户籍制度能在一定程度上给城市的发展带来正反馈2、在发展较强的地区可以考虑提升教育质量，减少“僧多粥少”的现象，避免过多的人口流入所带来的教育资源匮乏。

关键词：人均受教育年限，人口迁移政策，双重差分法

# ABSTRACT

National education level has always been the focus of attention. In recent years, most of the studies on the influencing factors of the per capita length of schooling in China focus on the local economic development level, while there are few studies on the influence of population mobility degree on the per capita length of schooling. Based on the panel data of 31 cities in China, this paper studies the impact of population migration policies on population flow in various regions by using the double difference method, and further studies the impact on per capita years of education in various regions. The research results of this paper are as follows: 1. 2. Population migration policies have a significant impact on the per capita length of education in various regions by influencing the flow of labor force. 3. The magnitude of this influence is also related to the nature of the city itself. In this paper, based on the above research results on the population migration policy influence the education per capita fixed number of year to make the corresponding policy recommendations: 1. the opening of urban and rural household registration system can bring to the development of the city to a certain extent positive feedback 2. in the development of strong area can consider to improve education quality, to reduce the phenomenon of "not enough", avoid excessive influx brought about by the lack of education resources.

**Keywords:** Per capita years of education, migration policy, DID model

# 引言

西汉《礼记.学记》中说到“古之王者，建国君民，教学为先”，意思是古代的君王建立国家治理臣民都把教育当成是最首要的事情，由此可见，教育对一个国家来说是重中之重。2006年7月，中国人大代表常务委员会修订并通过《中华人民共和国义务教育法》，条例规定凡是具有中国国籍的适龄儿童，都依法享有平等接受义务教育的权利，并且要履行义务教育的义务，国家不收取任何学杂费。教育是立国立民之本，对国民受教育程度的研究是对我国未来发展有着切实的意义。随着改革开放的进一步深化，中国处于持续飞速发展中，而国民的受教育程度也进一步提升，对国民的受教育程度的影响因素也被各种因素牵引，但是教育的竞争激烈化使得各类因素相互牵制，相互影响，教育资源的加剧不平等使得人口流动在一定程度上对各地区的人均受教育程度产生了影响，“水往低处流，人往高出走”，对人口流动监管的放松使得教育落后的地区有着更多的机会去享受更好的教育条件，潜在的提升了国民的受教育程度。因此人口流动是本文所要研究的影响受教育年限的主要因素。

由中国国家健康委员会在2018年发布的《中国流动人口发展报告2018》指出在2011年到2014年流动人口总量持续性的增长，从2.3亿人增长到2.53亿人，人口流动增长的部分原因是由2011年政府颁布的人口迁移制度——户籍登记制度，既建立起城乡统一的户籍管理制度，极大的打破了人口流动从农村到城市的壁垒，从而导致了人口流动性的增加。当人民对“安家立业”的地区有着更多的选择时，自身的发展驱动力使得人们都更愿意去提升自己乃至后代的综合素质，而这带来的科技、经济的发展使得就业市场上对高素质人才的需求越来越大，也倒逼了国民素质“被迫性的”提升，对国民受教育程度的影响也在进一步加强。

综上，本文将依托于2005年~2014年我国31个省的面板数据，并利用双重差分法探究2011年的户籍登记制度是否在一定程度上影响了人口的流动，进而又影响了各地区的人均受教育程度。本文的后续章节将做如下安排：第2章为文献综述，总结近年来学界对国民受教育程度和人口迁移政策的研究结论；第3章主要对本文的研究设计（模型设定和变量设定）进行说明；第4章对实证结果进行分析；第5章对实证结论进行概述并给出相应的政策建议。

# 文献综述

国民受教育程度与人口迁移政策一直是学界研究的热门问题。经过文献的整理，本文把相关的文献分为两部分：劳动力的流动性是如何影响教育以及人口迁移政策是如何影响劳动力的流动类文献。

与国民受教育程度相关的文献主要集中在经济发展与人力资本的关系。李军，潘澎之在2011年提出收入的不均等程度对人均受教育年限的影响是显著的，收入不均等程度越大会导致人均受教育年限越短，而杨雪樊、洺均2019年提出在城市化进程当中，流动人口的人员构成逐渐多元化，以“80后”和“90后”为主要代表的新生代人群占了绝大多数，而这些人群往往都有着高学历，对区域发展来说是根本动力。曹谦在2017年基于流动经历给农村青少年带来的影响中发现拥有一定背景和个人特征的农村青少年更容易通过“流动”享受到更好的教育资源。邓飞在2008年提出人均受教育年限受到各个地区的人口分布及其发展趋势的影响，并且指出08年人口红利下是限时的，随着红利的衰减，将出现大幅度的人力资本需求压力。马银坡等人在2018年对人口流动带来的就业与收入差异的研究中指出受教育程度的提高会使得流动距离对就业具有“乘数效应”，既流动区域更广，则收入会更高。由此可见，人口的流动对地区的经济发展，教育发展都有着显著的影响，并且这种影响是具有迭代性的。

对人口迁移政策的研究主要在户籍制度对劳动力流动造成的影响中。梁向东等人在2017年提出户籍政策等限制性条件会提高迁移的成本，从而阻碍了劳动力要素的优化，降低了经济效益。乔晓春在2019年从1987年与2015年的人口抽样调查的数据中发现严格的户籍制度会导致国民的生活方式稳定，不容易迁移。而在户籍制度改革后，城乡之间，城市与城市之间的人口流动大幅度增加。根据tabuchi和Thisse在2012年提出的劳动力异质性理论，朱江丽等人在2016年提出了户籍制度改革可以降低劳动力流动的成本，从而对区域性经济具有显著的正向影响。

综上所述，有以下问题值得我们研究：1、人口迁移政策（以2011年的户籍改革制度为研究对象）是否会对区人均受教育程度产生影响。2、这种影响的效应是否会随着时间的流逝或者地域的改变而逐渐变化。

# 研究设计

## 模型设定

一般来说要探究某一项冲击对于研究的结果是否显著需要设置完全随机的控制组和对照组，但是对于公共政策的研究而言，难以确保政策的实施与否在地区上市完全随机的，这就导致了一个问题，控制组和实验组很可能在政策实施之前就已经存在显著差异，而如果仅仅通过单一的政策前后对比会把以前存在的显著差异也算作是由政策导致的差异，这就使得政策的实施效果的估计是有篇的。因此本文引入DID模型（双重差分）进行分析，该模型有效的控制了研究对象的政策实施前与实施后的差异，将真正由政策所导致的样本间的差异给表示出来。

根据国务院在2011年1月发布的户籍管理制度改革的通知规定，陕西、云南、四川、重庆、湖南、广西、湖北、山东、福建、浙江、江苏、吉林、辽宁、河北这14各省探索并建立了城乡统一的户籍管理制度，即逐步取消户口的二元性质，没有农村户口与非农村户口的差别。

本文采用双重差分法研究2011年的户籍登记管理制度对人均受教育程度的影响效果，将2011年上文中提及的14个城市作为实验组，其他27个城市作为控制组，根据DID模型的基本假定，需要构建时间虚拟变量与政策实施虚拟变量：

1. 将实施了户籍登记管理制度的省份记为1，将未实施的地区设为0。
2. 将政策实施后，即2011年后设定为1，2011年前设定为0。这里考虑到随着改革的深化，人口的流动增强趋势已经比较明显，所以2011年实施的户籍改革制度的滞后性可以忽略。

本文的基本模型如下所示：

其中是被解释变量，表示城市在时刻的人均受教育程度，表示在时刻是否进行了政策的实施，是为1，不是则为0，代表该城市是否为实施政策的城市，是为1，不是则为0.前边的系数代表了户籍制度实行的净效果。代表了城市在时刻的劳动力的流动。为模型的控制变量，包含各地区的文化差异，地区的城镇化程度，各地区的经济发展水平，教育经费，教育支持力度以及各地区的基础设施建设情况。代表城市个体的固定效应，代表时间的线性趋势，代表随机扰动项，代表方程常数。

## 数据来源

被解释变量是各地区的人均受教育程度，本文以人均受教育年限来代表受教育程度。人均受教育年限的计算方式如下所示：，其中代表该地区所有人的受教育总年数，代表该地区的人口综述。可以通过查询人口普查数据得到，但是对于每一个人的受教育年限数是无法得到的，因此一般用各种文化程度（大专以上：16，高中：12，初中：9，小学：6，文盲：0，本文根据学制年数设定受教育年数，还有其他方法可以计算）的人口数乘规定的受教育年数去估计。

解释变量除了政策与时间的交互项还有劳动力流动。本文参考许清清等人计算劳动力流动，计算公式如下，其中代表当前时间的年末人口总数，代表时间的年末人口总数，即为上一年的年末人口总数，代表人口自然增长率。

在控制变量中引入了各地区的文化差异，用来控制两个地区之间本来就存在的教育程度的差异，文化差异选取各地区的文盲率（15岁及以上，文盲人口的数量与总人口数的百分比）进行测度。各地的基础设施建设水平采用人均用电量来代表（2010，骆永民）。选取人均GDP代表该地区的经济发展水平。用各地区的教育经费支出与该地区的GDP总量的比值代表地方政府对教育的支持力度。用城市化率（城市的年末人口常住人数与总人口的比值）代表地区的城镇化程度，一般城市的常住人口越多则代表城镇化率越高。

本文选取了中国大陆31个省份的面板数据，时间为2005年到2014年，上述的所有数据来自《中国统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》、国家统计局网站。有少量的缺失数据采用相关变量进行回归插补。下表为上述提到的变量说明和衡量方式：

表 1 变量说明及衡量方式

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 指标 | 衡量方式 |
| 被解释变量 | 受教育年限 | 文化程度\*受教育年数/总人口数 |
| 解释变量 | 劳动力流动率 | （年末人口总数-上一年末人口总数-上一年末人口总数\*人口自然增长率）/上一年末人口总数 |
| 政策颁布地区 | 如果样本地区在上述划分的地区之中，为1，否则为0 |
| 政策颁布时间 | 如果样本时间在2011年之前为0，否为为1 |
| 控制变量 | 文盲率 | 各地区15岁及以上的人口中，文盲人口所占比 |
| 地区基础设施建设 | 各地区的人均用电量 |
| 经济发展水平 | 各地区的人均GDP |
| 教育经费 | 教育经费总和（包括中央政府拨款、捐赠等） |
| 教育支持度 | 教育经费/该地区的GDP总和 |
| 城市化率 | 该地区的年末常住人口/地区总人口 |

# 实证结果

## 描述性分析

对主要的变量进行基本的描述性统计如下表所示：

表 2 变量描述性统计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **变量** | **Obs** | **Mean** | **Std.Dev.** | **Min** | **Max** |
| 年份 | 310 | 2009.5 | 2.877 | 2005 | 2014 |
| 人均受教育程度 | 310 | 8.445 | 1.195 | 3.738 | 12.028 |
| 政策实施 | 310 | .155 | .362 | 0 | 1 |
| 劳动力流动 | 310 | -.046 | .03 | -.137 | .033 |
| 文盲率 | 310 | 0 | 0 | 0 | .004 |
| 城市化 | 310 | .503 | .149 | .207 | .896 |
| 常住人口 | 310 | 4278.629 | 2706.304 | 280 | 10724 |
| 人口 | 310 | 3746.961 | 2371.426 | 255.6 | 9077.6 |
| 人均GDP | 310 | 32558.26 | 20377.81 | 5052 | 105000 |
| 教育经费 | 310 | 569.466 | 440.221 | 27.692 | 2735.655 |
| 教育支持度 | 310 | .129 | .294 | .002 | 3.522 |
| 用电量 | 310 | 1304.48 | 1039.682 | 11.096 | 5235.23 |
| 地区总的GDP | 310 | 13755.32 | 12594.84 | 248.8 | 67809.85 |
|  | | | | | |

从上表中可以看出所有样本的人均受教育年限均值为8.445，标准差为1.195，说明各个地区的人均受教育年限在近几年的发展中相差不大。以省份、政策实施时间划分的人均受教育年限描述性统计如下：

表 3 按省份、政策实施时间划分的人均受教育年限描述性统计

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 政策实施时间 |  | | 控制组 | 实验组 |
| 政策实施前 | 样本个数 | | 114 | 72 |
|  | 均值 | | 8.196 | 8.041 |
|  | 方差 | | 1.39 | .584 |
|  | 中位数 | | 8.275 | 8.168 |
| 政策实施后 | 样本个数 | | 76 | 48 |
|  | 均值 | | 8.947 | 8.848 |
|  | 方差 | | 1.37 | .506 |
|  | 中位数 | | 9.078 | 8.818 |
|  | |  | | |

从上表可以看出实验组在前后的人均受教育年限的均值确实有较大提高，但同时控制组也存在着提升，因此不能说明政策的实施对教育程度的提高有显著性的影响。值得关注的是不管在政策实施前还是实施后，控制组的人均受教育年限总比实验组的要多。为了解决上述问题，将31个地区的平均人均受教育年限进行排序，发现从高到低的顺序如下：北京、上海、天津、辽宁、吉林、山西、黑龙江 广东、江苏、陕西、新疆、湖北、内蒙古 海南、湖南、浙江、河北、山东、河南、江西、福建、广西、重庆、宁夏、安徽、四川、甘肃、青海、贵州、云南、西藏，其中标注为红色的代表对照组，绿色的为实验组，可以看出对照组的人均受教育年限与人均GDP都比实验组要高。因此我们可以说实验组所选择的城市类别大多都在中部地区，相对于“第一梯队”的城市，它们是不太发达的。

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |
| 图 1 控制组与实验组内各区域平均受教育年限 | |

将控制组和实验组的区域平均受教育年限求平均，绘制了如下短期的折线图（时间序列），如下图所示，**红色的折线为对照组，绿色的折线为控制组**，下图蓝色虚线代表政策实施的2011年，从该图中可以看出以下三点：1、对照组与实验组在2010年前的变化趋势是接近一致的，也说明了使用DID模型是合理的，因为它满足了共同趋势；2、2011年前后，实验组和对照组急速上升，趋势相同。3、2011年后(政策实施后)实验组和对照组的差距在逐渐缩小。关于实验组和对照组的被解释变量在2009年左右突然下降还没有找到相关的信息，在本文中对这个问题不予追究，但从2011年后期来看，实验组和对照组之间的差距确实越来越小，很有可能是户籍政策所导致的。

同理将控制组和实验组的区域平均受教育年限求劳动力流动（该数值越小说明劳动力流动的幅度更大），从右图中可以看出在2011年左右，实验组和控制组的劳动力流动幅度同时增大，控制组的劳动力流动幅度更大，但是随着时间的推移，实验组的劳动力流动增长的幅度逐渐超过控制组，劳动力流动的变化趋势与人均受教育年限变化趋势相似。

|  |  |
| --- | --- |
| 2011 | 2011 |
| 图 2 控制组与实验组2005年到2014年的平均受教育年限与劳动力流动变化 | |

## 回归结果

本文验证了两个模型，一般的线性回归和差分后的回归方程，如下表所示，其中列（1）为基本回归模型的结果，在基本的回归模型中未引入差分项，而是将地域和时间变量引入。从下表的第一列可以看出在未做差分的情况下，**政策实施时间对人均受教育年限有显著性的影响，通过了1%的显著性检验**，在政策实施后，人均受教育年限可以升高0.853；政策实施后，劳动力的流动呈现正值，表示政策的实施在一定程度上促使了劳动力的流动，而劳动力流动对人均受教育年限也有显著性的影响，通过了10%的显著性检验，**劳动力流动每上升一个百分点，可以使得人均受教育年限增加4.043年**；是否为政策实施的城市对人均受教育年限无显著影响，从中可以推测人口迁移政策虽然是以区域划分的，但很有可能在某一程度上加强了全国性的劳动力流动，如外出打工的父母因为当地实施了户籍登记管理制度，孩子的上学壁垒打破，更愿意带着孩子去发展更好的城市上学，还有可能因为某项在全国范围内的措施导致所有地区的人均受教育年限同时增加，虽然人口迁移政策也会给教育年限带来影响，但是这种影响被掩盖，描述性统计分析中的折线图就很好的反映了这一点。在本文所挑选的控制变量中，文盲率对人均受教育年限具有显著影响，每下降一个单位，可以使人均受教育年限增加0.0628；城市的基础设施建设对因变量也具有显著性影响，但影响不大；此外地区的教育经费，城市化率对因变量也有较大的影响，城市化率每上升一个单位就可以使得人均受教育年限上升5.844。

第（2）~（5）列是双重差分模型的结果，考察在人口迁移的作用下，受教育年限的变化情况，**第（2）列**没有加入控制变量，得到的时间和地域交互项的系数为0.3771通过了5%的显著性水平，而变量数值急剧增大，因此可能是各地区的经济发展、教育经费等效应投射到了劳动力人口流动上，侧面反映出，劳动力人口的流动其实也与各地区的经济发展、教育经费等效应相关。**第（3）列在第（2）列的基础之上加入了控制变量**，此时政策实施时间与政策实施区域的交互项对人均受教育程度的影响是显著的，系数0.335代表如果当前城市在2011年实施了相关的人口迁移政策，则会使得当地的人均受教育年限上升0.335；同时文盲率对人均受教育年限来说仍然是一个重要的影响因素，与第一列不同的是，在加入了差分部分后，当地的经济发展水平对人均受教育年限的影响变的显著，猜想可能是由于第一列加入了时间虚拟变量导致的。**第（4）列在第（3）列的基础上加入了每一个区域的固定效应**。在回归结果中，各区域的效应都是显著的，表内就不加赘述，与第（3）列不同的是，第（4）列中政策实施时间与政策实施区域的交互项的系数减少了0.2，但结果依旧是显著的，文盲率的系数也从原来的-625变化到-165，可以看出区域个体的差异会严重影响受教育程度，政策实施的真正效果也与个体之间的差异相关，例如在飞速发展中，发展较好的地区如北京、上海等地即便不实施户籍政策，地区民众的受教育程度也会增加，但通过第4列依然可以说明政策的效果。考虑到人均受教育年限是否会有时间上的增加，**第（5）列在第（4）列的基础之上增加了时间的线性趋势**，而该时间变量的系数对结果十分显著，并且把原来经济发展水平，城镇化率等变量能解释的部分都解释了，除了文盲率、基础设施建设以外的控制变量全部都变得不显著，但是政策与时间的交互项仍然是显著的，这表明在控制了人均受教育程度本身的递增后，政策对被解释变量的影响还是存在的。

表 4 户籍登记制度对人均受教育程度的影响情况表

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 人均受教育年限 | | | | |
| **（1）** | **（2）** | **（3）** | **（4）** | **（5）** |
|  | 0.8543 \*\*\*  (4.944) |  |  |  |  |
|  | 0.02093  (0.276) |  |  |  |  |
|  | 4.043\*  (2.228) | 24.98476\*\*\*  (14.318) | 2.895  (1.644) | 2.896  (1.842) | 2.614  (1.693) |
|  |  | 0.3771\*\*  (2.612) | 0.335\*\*  (2.876) | 0.124\*  (2.329) | 0.1567\*\*  (3.001) |
| 文盲率 | -628.6\*\*\*  (-7.919) |  | -625.5\*\*\*  (-7.374) | -165.2\*\*\*  (-4.969) | -126.9\*\*\*  (-3.674) |
| 基础设施建设 | -1.624e-04 \*  (12.616) |  | -3.04e-04\*\*\*  (-4.024) | -2.749e-04\*\*  (-3.104) | -1.8e-04\*  (-2.019) |
| 经济发展水平 | -4.078e-06  (-1.101) |  | 1.24e-05\*\*\*  (4.249) | 1.380e-05\*\*\*  (6.654) | 5.793e-06  (1.855) |
| 教育经费 | 5.822e-04\*\*  (2.891) |  | 8.928e-04\*\*\*  (4.252) | 5.170e-04\*\*\*  (3.732) | 3.484e-04\*  (2.406) |
| 教育支持度 | 0.1488  (1.207) |  | 0.1976  (1.496) | 5.163e-02  (1.027) | 4.834e-02  (0.979) |
| 城市化率 | 5.884\*\*\*  (12.616) |  | 4.275\*\*\*  (9.943) | -3.807\*\*\*  (-4.833) | 1.829  (-1.886) |
| 时间线性效应 |  |  |  |  | 6.2e-02\*\*\*  (3.378) |
| 城市固定效应 | NO | NO | NO | YES | YES |
| 样本数量 | 310 | 310 | 310 | 310 | 310 |
|  | 0.7802 | 0.4129 | 0.7443 | 0.9717 | 0.9728 |

注：表中数值表示相应估计系数，括号内数值表示t统计值, \*\*\*、 \*\*、 \*分别表示在 1%、 5%、 10%的显著性水平, 下表同. （图中黄色高亮部分为各回归结果中的交互项系数，绿色高亮部分表示该结果具有一定含义）

综合上述的回归结果可以得到以下结论：

1. 人口迁移政策使得劳动力人口的流动增强。
2. 人口迁移政策使得人均受教育年限增加，如果实施这项政策可以让辖区内的人均受教育年限提升0.16年。
3. 区域个体的差异会严重影响受教育程度，政策实施的真正效果也与个体之间的差异相关。
4. 教育支持度与人均受教育程度无显著相关性。
5. 一个地区的文盲率、基础设施建设、经济发展水平、教育经费、城市化率对人均受教育程度都有显著性的影响。

## 稳定性检验

### 共同趋势检验

图1已经表现出实验组和控制组在人均受教育年限上的共同趋势。在本节中将绘制交互项系数在不同时期的变化图，这里假设政策分别发生在2008年、2009年、2010年、2012年、2013年，将此时得到的回归交互项系数（加入固定效应和时间线性趋势及控制变量）值与2011年进行比较，如下图所示，其中1到6代表2008年、2009年、2010年、2011年、2012年、2013年。从图中可以看出只有2011年真正的政策实施期才对人均受教育年限有较大的影响，并且从各期的回归结果中发现其他时期的系数都不显著。因此在本文中采用DID模型是合理的。

|  |
| --- |
|  |
| 图 3 各期交互系数变化 |

### 异质性检验

由上述分析结论可知，区域个体的差异对人均受教育程度有较大的影响，因此尝试把实验组和对照组再一次进行切割。本文参考2014年对各城市的等级划分与2011年各省市的人均GDP排名情况，将实验组的城市陕西、云南、四川、重庆、湖南、广西、湖北、山东、福建、浙江、江苏、吉林、辽宁、河北划分为实验一组和实验二组，实验一组较发达。通过异质性检验，查看各地区的发展程度是否对原有的结果有影响。

实验一组：辽宁、江苏、山东、吉林、河北、重庆、福建。

实验二组：云南、四川、湖南、广西、湖北、浙江、陕西。

对照一组：上海、北京、天津、内蒙古、广东、黑龙江、宁夏、新疆

对照二组：山西、青海、河南、海南、江西、安徽、西藏、甘肃、贵州

依照上述分组，分别绘出一组与二组的劳动力流动情况的时序图。蓝色虚线的部分是政策的发生时点，从下图中可知，实验一组和对照一组在2010年到2012年间的劳动力流动存在大幅上涨趋势（劳动力流动率的绝对值越大，表明人口流动幅度越大），但总体来说对照组的上涨趋势更大；实验二组在2011年后劳动力流动幅度增加，而实验组的劳动力流动幅度则下降。接着本文通过对两个组别进行基本的OLS估计，以及加入了DID的OLS估计。

|  |  |
| --- | --- |
| 2011 | 2011 |
| 1. 实验一组和对照一组 | 1. 实验二组和对照二组 |
| 图 4 两组2005年到2014年的劳动力流动变化 | |

两组回归结果如下表所示，其中（1）列和（3）列是未加入双重差分部分的回归结果。

表 5 户籍登记制度在不同地区对人均受教育程度的影响情况表

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 一组 | | | 二组 | |
| **（1）** | **（2）** | **（3）** | | **（4）** |
|  | 0.3188 \*  (2.590) |  | 1.198\*\*\*  (7.185) | |  |
|  | -2.368e-01\*\*  (-2.872) |  | -2.946e-01\*  (-2.597) | |  |
|  | 4.009\*  (2.458) | -3.055  (-1.647) | 8.416\*  (2.507) | | 7.157\*\*  (3.016) |
|  |  | 0.238\*\*\*  (4.172) |  | | 0.373\*\*\*  (2.623) |
| 文盲率 | -393.5\*\*\*  (-3.200) | -139.5\*  (-2.348) | -618.3\*\*\*  (-7.054) | | -124.3\*\*  (-2.348) |
| 基础设施建设 | -2.608e-04\*\*\*  (-3.508) | -1.373e-04  (-1.382) | -4.316e-04  (-2.585) | | 1.506e-04  (0.672) |
| 经济发展水平 | 1.510e-05\*\*\*  (4.622) | 7.928e-06\*  (2.415) | -2.853e-05\*\*\*  (-3.879) | | 3.395e-06  (0.357) |
| 教育经费 | 5.282e-04\*\*  (2.626) | 1.569e-04  (0.990) | 1.917e-03\*\*\*  (5.405) | | 1.534e-04  (0.491) |
| 教育支持度 | -5.011e-02  (-0.350) | 8.984e-02  (1.279) | -1.343e-01  (-0.935) | | 3.152e-02  (0.475) |
| 城市化率 | 2.461\*\*\*  (4.663) | -2.005  (-1.830) | 9.654\*\*\*  (13.508) | | -8.491e-01  (-0.4) |
| 时间线性效应 |  | 4.395e-02\*  (2.281) |  | | 7.047e-02  (1.859) |
| 城市固定效应 | NO | YES | NO | | YES |
| 样本数量 | 150 | 150 | 160 | | 160 |
|  | 0.8487 | 0.9749 | 0.7686 | | 0.9629 |

注：表中数值表示相应估计系数，括号内数值表示t统计值, \*\*\*、 \*\*、 \*分别表示在 1%、 5%、 10%的显著性水平. 表中黄色高亮部分为各回归结果中的劳动力流动系数与交互项系数（显著），绿色高亮部分表示该结果具有一定含义，在正文内会被解释.

该结果与所绘制的图展示的信息相一致，在二组中变量的系数是不显著的，因为此时实验组的劳动力流动幅度是比对照组要小，所以的变化不是影响人均受教育年限的原因。因此的首先从上述回归结果中可以得知，在二组中，政策的实施对劳动力的流动的影响都是显著的，在GDP较低的地区，劳动力的流动可以使得人均受教育年限增长的更多（0.373与0.238对比）；另外政策实行时间和区域的交互项对人均受教育年限的影响都是显著的，说明是否是发达地区对最后政策的效用并无影响，但是可以看出第2组交互项的系数要大于第一组，可以看出在GDP相对较低的地区，政策的实施带来的影响更大。同理，文盲率和城市化率也体现出了相似的结果。

# 结论及建议

本文基于2005年到2014年全国31个省份的面板数据，利用双重差分法对人口迁移政策与人均受教育年限之间的关系进行研究，将以往对人均受教育年限的研究中得到的影响因素作为模型的控制变量，并在模型中加入个体固定效应以及时间变量趋势。着重考虑政策的发生对人均受教育年限的作用。**本文的研究结果如下：（1）**人口迁移政策对劳动力的流动具有显著影响，并且在GDP较低的地区，这种影响会比在较高的地区更大，可能是因对目前生活的不满，所以更想要摆脱当前的困境，而相对的，在GDP较高的地区，生活幸福指数可能更高，因此发生迁移的可能性更低。**（2）**人口迁移政策影响劳动力的流动，进而对人均受教育年限具有显著性的影响，如果一个地区放松了人口流动的管制，那该地区的人均受教育年限可以提升0.16年。与劳动力流动相同的是，人口迁移政策在GDP较低的地区的影响更大，可能是原本不发达地区的人均受教育年限就低，政策的冲击使得它们受教育年限的增长更多。**（3）**从图 1中可以看出人口迁移政策不仅仅影响的是某一地区，而且还会辐射到其他地区，因此在未推行政策的地区也存在劳动力流动的增长和人均受教育年限的增加，但从长远来看，推行了人口迁移政策的城市在未来几年仍会保持一定水平的受教育年限的增加，而且会逐渐缩小与未推行城市的差距。

依据本文的研究结论，**可以提出几点政策性的建议：（1）**较为落后的地区可以尝试逐步稳定的开放城乡户籍制度，并且同时做好基础设施建设的保障工作，加强教育经费的支出，使得城镇化率进一步加强。可以使得整体地区的人均受教育程度提升，反过来又促使人力资源的提升，为城市建设开启正反馈。**（2）**对于教育较为发达的地区，可以尝试在其他地方建立分校，帮助其他地区提升教育资源，这样在基础设施、教育经费等方面无法再提高时增加人均资源质量，不仅能提升自己的人均受教育年限（竞争变小），也能为其他地区提升人均受教育程度。

本文在人口迁移政策对人均受教育年限的研究方面还存在值得挖掘的点：在2011年后政策对人均受教育年限的影响的变化趋势，人口迁移政策除了对实施政策的城市有影响外，对其他地区的辐射程度如何度量。

# 参考文献

[1] 曹谦.流动经历对农村青少年教育获得的影响——基于“中国城镇化与劳动力移民研究”数据的实证研究[J].教育与经济,2018(04):89-96.

[2] 杨雪,樊洺均.新生代高学历流动人口的流向选择及影响机制[J].人口学刊,2019,41(6):64-77.

[3] 李军,潘澍之.收入不均等对教育影响的实证研究[J].教育与经济,2011,(3):46-49.

[4] 谢童伟,张锦华,吴方卫.教育与人口迁移相互影响的实证分析——基于2004-2008年31个省的面板数据[J].上海财经大学学报,2011,13(02):70-76.

[5] 杨诶.农村劳动力流动与子女受教育[J].现代商业,2007(29):233-235.

[6] 邓飞. 我国受教育年限问题实证研究[D].陕西师范大学,2008.

[7] 马银坡,陈体标,史清华.人口流动:就业与收入的区域差异[J].农业经济问题,2018(05):80-91.

[8] 梁向东,魏逸玭.产业结构升级对中国人口流动的影响——基于255个城市的面板数据分析[J].财经理论与实践,2017,38(05):93-98.

[9] 乔晓春. 北京市人户分离人口状况分析及户籍制度改革的设想[J]. 人口与发展, 2008, 14(2).

[10] 朱江丽,李子联.户籍改革、人口流动与地区差距——基于异质性人口跨期流动模型的分析[J].经济学(季刊),2016,(2):797-816.

[11] 刘巍. "人均受教育年限"三种计算方法的比较[J]. 北京统计, 2005(6):19-20.

[12] 许清清,范甜甜,袁祺.我国人口迁移政策对产业结构升级的影响研究——基于2000-2016年我国31个省的面板数据的实证检验[J].宏观质量研究,2019,7(4):48-63.

[13] 骆永民.中国城乡基础设施差距的经济效应分析——基于空间面板计量模型[J].中国农村经济,2010(03):60-72+86.

[14] 中国统计出版社有限公司最新图书简目　中国统计出版社有限公司最新图书简目. 王伟岸,叶辉敏 主编,商丘统计年鉴,中国统计出版社,2019,430,年鉴.

[16] Pennock, A. 2014. The political economy of domestic labor mobility: Specific factors, landowners, and education. Economics & Politics, 26(1), 38-55.

[17] Ravenstein, E. G. (1885). The laws of migration. Journal of the statistical society of London, 48(2), 167-235.