

# 教育、户籍转换与城乡教育收益率差异<sup>\*</sup>

赵西亮

内容提要:为何农村教育收益率低于城市,但农村居民的教育需求却很高?这种看似矛盾的现象可以从教育帮助农村居民突破户籍限制的角度进行解释。利用中国居民收入调查数据(CHIP2013),通过将极度正向选择性的永久移民分离出来,并放回到农村样本中去以修正样本选择偏差,以1986年义务教育法实施的自然实验作为工具变量,我们发现农村教育收益率有显著提高,由原始样本的3.2%提高到5.7%。对农村居民而言,往往是高等教育更有利于他们突破户籍限制,因而,我们还估计了大学教育收益率,发现城市大学教育收益率为50.4%,农村大学教育收益率也高达50.6%,考虑到城市户籍附着的潜在福利收益,农村大学教育收益率可能会更高。这意味着,政府应该进一步加强对农村的教育投资,以促进更多农村居民进入城市体系,从而有利于我国经济的结构性转型。

关键词:户籍 迁移 教育收益率 样本选择偏差 工具变量法

## 一、引言

中国经济的一个重要特征是二元经济结构,一个相对发达的城市经济和一个相对落后的农村经济,城乡差距一直维持在较高的水平,尽管近年来城乡收入差距有所降低,但2016年城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比仍然高达2.72。<sup>①</sup>改革开放以来,中国经济取得了迅速发展,城乡居民收入和生活水平均有了非常大的改观,但城乡收入差距仍然维持在较高水平。

在一个自由市场经济中,如果不同部门要素报酬不同,生产要素必然会从报酬低的部门源源不断地流向报酬高的部门,直到两部门要素报酬和生产率达到均衡为止。事实上,中国经济发展过程中,生产要素的确不断从农村部门流动到城市部门,大量农村劳动力不断流入城市劳动力市场,2016年全国农民工总量2.82亿人,占城镇人口的36%。<sup>②</sup>然而,由于户籍制度的限制,农民工作为城市流动人口,是城市的“二等公民”(Démurger et al., 2009),往往在就业方面面临不同程度的歧视,在收入和福利方面显著低于城镇居民(王美艳 2005; 邓曲恒 2007; 邢春冰 2013)。

随着中国的市场化改革和经济发展,个人收入的决定因素发生了深刻地变化,教育在个人收入中的作用越来越重要,成为影响个人收入差异的重要因素。很多文献考察了教育对个人收入的影响,早期文献往往发现教育对个人收入的影响很小,教育收益率很低(Johnson & Chow, 1997; 李实等, 1994; Li, 2003)。比如,Johnson & Chow (1997)利用中国居民收入调查(CHIP)1988年数据,发现城市居民教育收益率仅有3.29%。Yang (2005)利用CHIP1988、1995估计城市教育收益率分别为3.1%和5.1%。Li (2003)认为利用年收入或月收入进行教育收益率的估计会低估真实教育收

\* 赵西亮,厦门大学经济学院经济学系、王亚南经济研究院,邮政编码:361005,电子信箱:zhaoxiliang@gmail.com。本文得到国家社会科学基金项目“农村转移人口市民化对城市就业和工资的影响研究”(14BJL038)、中央高校基本科研业务费专项资金项目“中国经济结构转型中若干问题探析”(20720171027)和教育部重大课题攻关项目“供给侧结构性改革的理论基础与政策思路研究”(16JZD016)的资助。感谢2016年第八届中国人力资本国际研讨会和2017年中国留美经济学会(CES)中国年会相关学者的评论。感谢两位匿名审稿人富有建设性的宝贵意见。文中可能的错误由作者负责。

① 国家统计局,《2016年国民经济和社会发展统计公报》。

② 同①。

益率。教育程度高的人往往工作时间短,他利用小时工资并利用CHIP1995重新估计了城市教育收益率,结果由4.7%提高到5.4%,但与国际水平仍然有较大差距。Psacharopoulos(1994)的国际比较研究显示,教育收益率世界平均为10.1%,亚洲国家(除中国外)平均为9.6%。随着中国市场经济的发展,教育对个人收入的影响不断增加并接近世界水平(李实和丁赛,2003;Zhang et al., 2005;张兴祥,2012)。Zhang et al. (2005)利用城市居民调查数据发现中国城市教育收益率已经由1988年的4.0%上升到2001年的10.2%。李实和丁赛(2003)利用CHIP数据发现,城市教育收益率由1990年的2.5%上升到1995年的4.9%和1999年的8.4%。

对于中国农村教育收益率的研究也有类似的发现。早期,教育对个人收入影响甚微, Li & Zhang (1998)利用1977年和1990年的农村数据,发现1977年教育对收入没有显著影响,甚至有负的影响,1990年农村教育收益率显著提高到3%左右。Parish et al. (1995)、Zhang et al. (2002)也发现中国农村在改革开放初期,教育对个人收入没有贡献,教育收益率几乎为零。随着市场经济的发展,农村教育收益率也在不断提高,侯风云(2004)利用2002年的数据发现农村教育收益率为3.66%,马岩等(2012)利用2003年的农村数据发现教育收益率为2.05%—2.65%。刘泽云(2011)利用CHIP1995年、2002年、2007年数据估计农村教育收益率分别为4.3%、6.4%、4.4%。赵力涛(2006)利用1996年农村数据估计教育收益率为6.3%。这些研究均表明农村教育收益率也在不断地上升。但是所有的研究也表明,农村教育收益率低于城市教育收益率。张兴祥(2012)利用CHIP2002的农村和城市数据估计发现,农村教育收益率为6.28%—6.68%,而城市教育收益率为9.37%—10.1%,相差超过3%。城乡教育收益率差异已经成为城乡收入差距的一个重要影响因素,也成为城乡协调发展的一项重要挑战(邢春冰等,2013)。

然而,农村居民的教育需求并不低,据统计,2001—2010年间,农村居民报名参加高考的人数由227万人增加到592万人,十年间增长了1.6倍,而同期城市报考人数从231万增长到365万人,仅增长60%(邢春冰,2013)。农村教育收益率显著低于城市教育收益率,为何农村居民还有这么高的教育需求?这种看似相互矛盾的现象,背后的基本逻辑是什么?

本文将从选择性迁移的视角回答这一问题。户籍制度在城乡之间建起一道围墙,使农村劳动力难以进入城市正规劳动力市场,尽管随着我国市场经济的发展和改革的深入,户籍制度已经不像原来一样将农民完全束缚在土地上,但是户籍限制使农村劳动力很难进入城市正规部门就业。大量农民工进入城市,但作为城市的“二等公民”(Démurger et al., 2009),无法享受到教育、就业、医疗等城市户籍拥有者所享受的公共福利。然而,高等教育却是农村居民突破户籍限制进入城市正规部门就业的一条最重要途径(Deng & Gustafsson, 2006)。大学毕业之后,来自农村的毕业生往往能够在城市就业,从而转变户籍状态,成为城市居民,进入城市公共福利体系。因而,对农村居民而言,教育的作用除了增加自身人力资本之外,还有突破户籍限制,降低就业歧视,获得城乡潜在收益差额的作用。因而,如果在探讨农村居民教育收益率时,仅从人力资本变化带来收入增加的角度,往往会低估农村居民的教育收益率。另一方面,农村中的高教育者往往能够突破户籍限制,转变户籍状态,在通常的农村调查数据中,将看不到已经进入城市体系的原农村居民,或称为“永久移民”。<sup>①</sup>因而,农村样本是一个选择性样本,往往是潜在收入较低或教育水平较低者,仅使用农村样本估计农村教育收益率,将低估教育对农村居民收入的作用。

关于教育对迁移的影响,文献中也有所讨论。Zhao (1997)是比较早从教育影响迁移的角度来探讨农村教育收益率过低的文献,她在回答农村教育低收益率与高就学率之间的矛盾时,认为教育

<sup>①</sup> 这也是通常看到农村样本中高技能劳动力比重较低的原因,因为高技能者往往已经转变户籍状态,进入到了城市体系中,在通常的样本中无法观测到已经跳出“农门”的原农村居民。

在农村居民获得城市正式就业机会方面起着重要的作用,巨大的城乡收入差距为农村居民教育投资提供了很强的激励。通过将教育对迁移的影响考虑进去,她发现1978年和1985年中国农村教育收益率分别为8.3%和4.3%,这一收益率已经高于同期城市教育收益率。Lee & Malin (2013)在讨论教育在中国结构转型中的作用时也指出,中国教育收益很大程度上是通过教育增加非农就业机会的方式实现的,而非通过增加部门内的人力资本。教育高的个体更有可能离开农业,从事非农业工作,教育的作用就是通过促进劳动力迁移,从而促进了中国经济增长。1978—2004年间教育对人均产出增长的贡献为11%,而其中的9%是通过教育促进劳动力迁移实现的。邢春冰(2013)也指出,农村高教育水平的劳动力迁移到城镇地区的概率更高,选择性迁移会导致城乡居民教育差距上升。这三篇文献均涉及到教育对迁移的影响,除Zhao(1997)外,鲜有文献试图从教育影响迁移的角度估计农村教育收益率并进行城乡教育收益率的比较分析。

将教育对迁移的影响考虑进来,教育对农村居民收入的影响将包括两个部分:一是教育增加对个人收入的直接影响,即人力资本收益;另一方面是教育使农村居民突破户籍限制,转变为城市居民,从而获得的收益增加,可称之为“户籍溢价”。要测度“户籍溢价”,必须获得城市福利收入的信息,受数据限制,我们不准备估计“户籍溢价”的大小。我们主要从教育影响迁移,从而造成通常的农村调查样本是一个高度选择性样本的角度,估计城乡的人力资本收益。为了修正样本选择偏差,必须获得个体迁移的数据,尤其是那些通过教育途径突破户籍限制进入城市体系的农村居民的信息。现有文献之所以得到较低的农村教育收益率,是因为没有考虑教育对迁移的影响而忽略了样本选择问题,低估了农村教育收益率,从而无法解释低收益率与农村居民高教育需求之间的矛盾。即使前述三篇文献意识到教育影响迁移,却没有进行详细的估计和城乡比较研究,原因可能在于没有合适的迁移数据。

本文利用2013年CHIP数据,估计城乡教育收益率并进行比较分析,利用CHIP数据提供的“农转非”信息,识别出户籍转换的农村居民,即永久移民,并通过样本调整的方式获得城乡教育收益率估计。本文发现,与前述文献一致,教育对迁移有显著影响,教育程度越高,农村居民突破户籍限制的可能性越高。平均而言,大专以上教育程度的农村居民相对高中教育的农村居民突破户籍限制的可能性提高35%,大学本科教育程度的农村居民转变户籍的可能性提高57%,研究生转变户籍可能性提高70%。利用经典的Mincer方程估计城乡教育收益率,发现农村教育收益率仅为3.8%,城镇教育收益率为8.5%,城乡教育收益率相差约5%,以义务教育法实施为工具变量,得到的教育收益率结果与OLS估计相似,农村教育收益率为3.2%,城市教育收益率为8.0%,考虑能力偏差后,城乡教育收益率差距仍然接近5%。利用户籍转换信息,将目前为城市户籍但经历过“农转非”的城市人口重新纳入农村样本,利用调整后样本重新估计城乡教育收益率,发现农村教育收益率提高到5.6%,城市教育收益率基本没有变化,为8.6%,城乡教育收益率差异降低到3%。利用工具变量法修正遗漏变量偏差后,农村教育收益率为5.7%,城市教育收益率为7.9%,城乡教育收益率差异进一步缩小。考虑到使农村居民突破户籍限制的主要是大学教育,我们集中估计了城乡的大学(相对高中的)教育收益率,OLS估计显示,农村大学教育收益率为23.6%,城市大学教育收益率为36.8%,相差13.2%;通过样本调整后,农村教育收益率提高到33.7%,而城市大学教育收益率仍然维持在36.1%左右,农村大学教育收益率和城市大学教育收益率相差不大。为修正能力偏差,进一步控制高考分数后,农村大学教育收益率为30.6%,而城市大学教育收益率降低为27.9%,农村大学教育收益率高于城市大学教育收益率约2.7个百分点。利用义务教育法实施作为工具变量,结果显示,农村大学教育收益率为37.9%,城市大学教育收益率为52.1%。调整样本修正选择偏差后,农村教育收益率上升到50.6%,而城市教育收益率基本没有变化,为50.4%,城乡大学教育收益率基本没有差异。如果将城镇户籍潜在的福利收益考虑进去,并且CHIP2013对

农村样本过度抽样<sup>①</sup>农村大学教育收益率可能会更高。因而,农村教育收益率,特别是农村大学教育收益率并不低。忽略农村居民的选择性迁移,将大大低估农村的教育收益率水平。

本文的主要贡献是指出在利用调查数据估计农村教育收益率时,必须考虑教育对农村居民选择性迁移的影响。换言之,农村样本是一个选择性样本。由于中国特色的户籍制度安排,农村中的高教育者或潜在高收入者往往可以通过升学、参军等“农转非”途径进入城市体系,在通常的农村调查样本中已经无法观测到这些个体,仍然留在农村的个体将是一个选择性样本。仅用农村样本将低估农村的教育收益率,从而低估教育对农村居民收入增加的作用。我们的实证结果发现,修正样本选择偏差之后农村教育收益率会有显著提高,农村教育收益率接近城市的水平,如果考虑到城乡户籍的福利差异,农村的教育收益率可能会更高。本文的估计结果与现有文献有显著的不同,并且本文的结论为理解教育对农村居民收入的影响及科学地制订农村教育政策具有重要的参考价值。

后文的安排如下:第二部分数据说明和变量统计;第三部分分析教育与户籍转换的关系;第四部分,城乡教育收益率估计;最后是结论。

## 二、数据说明和变量统计

本文所使用的数据是最近公布的中国居民收入项目(CHIP)2013年的住户调查数据。CHIP数据是目前国内外使用最为广泛的微观数据之一,目前共发布了1988年、1995年、2002年、2007年、2013年5轮的调查数据。CHIP2013是由北京师范大学中国收入分配研究院中国居民收入项目于2014年7—8月份进行的第5轮全国范围调查,CHIP2013的样本来自国家统计局2013年城乡一体化常规住户调查大样本库,按照东、中、西分层,根据系统抽样方法抽取CHIP样本。样本覆盖15个省份126个城市234个县区,共有18948个住户63777个个体样本,其中城镇住户7175户,农村住户11013户,外来务工人员760户。本文使用了城镇住户、农村住户和外来务工人员的全部样本,在分析时,将外来务工人员划归农村住户样本。<sup>②</sup>数据内容包括个人层面的基本信息、就业信息、教育信息、收入信息及家庭层面的基本信息,本文主要使用的是住户样本中的个人信息。因为,我们关心城乡的教育收益率,因而,仅保留年龄在16—60岁之间并且在2013年有从事连续一个月以上有收入工作的个体,删除了就业身份为雇主和家庭帮工的个体,最后删除了主要变量数据缺失的观测,共获得23213个城乡个体样本,其中农村个体14599个,城市个体8614个。主要变量的简单统计见表1。

表1显示,城乡居民在年龄、性别、婚姻状态、民族方面分布均基本相似,<sup>③</sup>但在教育、就业行业和收入方面具有较大差异。农村居民平均教育年限较低,为8.8年,基本完成初中教育,城镇居民平均教育年限约为12年,基本完成高中教育,城乡居民教育年限相差3.2年。从教育分布看,农村居民以完成初中和小学教育为主,分别占农村居民的57%和16%,大专及以上学历农村居民仅占7.1%,相反城镇居民中大专及以上学历人口占40%,初中和小学仅占城镇居民的23.5%和3.8%。农村居民平均年收入26624元,而城镇居民平均年收入为38318元,相差11694元,农村居民平均年收入仅相当城镇居民平均年收入的69%。另外,农村居民主要在制造业(26.9%)、建筑业(20.0%)等行业就业,而城镇居民主要在制造业(14.9%)、公共管理、社会保障和社会组织(11.7%)、批发和零售业(11.1%)、居民服务、修理和其他服务业(10.4%)等行业就业。表1显

<sup>①</sup> 参见罗楚亮等(2016)对CHIP2013的数据说明。农村样本过度抽样意味着,调整回农村样本的“永久移民”样本点过少,由于永久移民一般具有更高的教育和收入,从而可能会低估农村居民的教育收益率水平。考虑到这一点,实际的农村教育收益率可能高于我们估计的结果。

<sup>②</sup> 感谢一位审稿人提出这一建议。

<sup>③</sup> 由于加入了外来务工人员数据,使有收入的农村居民年龄较年轻、男性比例较高、已婚比重较低。

示,农村居民中大专以上学历人口占高中及以上人口的 28.5%,而城镇居民中则达到 58.3%,与上文所揭示的信息一致,体现出城乡教育的差距。在参加过高考的居民中,农村居民平均高考分数为 409 分,而城镇居民平均高考分数为 444 分。<sup>①</sup> 兄弟姐妹数量符合常识,农村居民家庭规模更大,农村居民兄弟姐妹数平均 2.3 个,城镇居民平均 1.9 个。在家庭资源有限的情况下,个体在兄弟姐妹中的排行可能会影响到家庭资源的配置,从而影响个体接受高等教育的可能性,在后文的分析中,会将这一变量引入升学方程和户籍转换方程以控制家庭资源配置的影响。户籍转换是根据 CHIP 问卷问题“您是否有过‘农转非’的经历?”进行定义,有经历过“农转非”的个体,该变量定义为 1,否则定义为 0。表 1 显示,城镇居民中有 36% 的个体经历过户籍转换。

表 1 主要变量的描述性统计

	农村			城市		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
年龄	14599	37.5251	11.1724	8614	39.9717	9.7298
性别(男=1)	14599	0.6374	0.4808	8614	0.5706	0.4950
婚姻(已婚=1)	14599	0.7885	0.4084	8614	0.8501	0.3570
民族(汉=1)	14599	0.9438	0.2304	8614	0.9508	0.2163
教育年限	14599	8.8018	2.8084	8614	11.9747	3.2492
未上过学	14599	0.0147	0.1205	8614	0.0038	0.0618
小学	14599	0.1604	0.3669	8614	0.0375	0.1900
初中	14599	0.5716	0.4949	8614	0.2350	0.4240
高中	14599	0.1248	0.3305	8614	0.1792	0.3836
职高/技校	14599	0.0261	0.1594	8614	0.0447	0.2066
中专	14599	0.0301	0.1710	8614	0.0781	0.2684
大专	14599	0.0482	0.2141	8614	0.2054	0.4040
大学本科	14599	0.0231	0.1502	8614	0.1938	0.3953
研究生	14599	0.0010	0.0320	8614	0.0225	0.1484
年收入	14599	26624.8	18243.29	8614	38317.72	30097.44
对数年收入	14599	9.9503	0.7821	8614	10.3098	0.7618
大学教育	3698	0.2853	0.4516	6233	0.5825	0.4932
高考分数	1273	415.4132	104.5214	2601	444.4579	104.2717
兄弟姐妹数	14546	2.2630	1.6155	8590	1.9035	1.6037
兄弟姐妹排行	14535	2.1671	1.3572	8588	1.9959	1.2944
户籍转换	14599	0.0000	0.0000	8361	0.3592	0.4798

注:大学教育=1表示大专及以上学历,=0表示高中。

### 三、教育程度与户籍转换

首先考察教育程度对户籍转换的影响。很多文献指出,教育可以促进迁移,使农村人口转变为城市居民(Zhao, 1997; Lee & Malin, 2013; 邢春冰, 2013)。但教育程度具体对迁移有什么样的影响,尤其是在中国特殊的户籍制度下,教育对农村居民突破户籍限制有多大的作用?目前文献还少

<sup>①</sup> 当然,各省高考分数可能不完全具有可比性,在后文的实证分析中,通过控制参加高考的省份来消除省际差异。感谢一位审稿人指出这一点。

有研究,原因主要在于缺乏户籍转换的数据。CHIP2013 提供了“农转非”的信息,从而可以帮助我们识别个体的户籍转换情况。城市样本中经历过“农转非”的个体,即“永久移民”。将“永久移民”和没有经过户籍转换的农村个体放在一起,构成了评估教育对户籍转换影响的全部样本。另外,我们删除了部分户籍转换时间在教育完成时间之前的样本。<sup>①</sup>下面采用 Logit 模型估计教育对个人户籍转换的影响,估计结果见表 2。

表 2 教育对户籍状态转换影响的 Logit 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全部样本		高中及以上样本			有高考分数的高中及以上样本		
教育年限	0.0316*** (0.0014)		0.0666*** (0.0048)			0.0744*** (0.0115)		
大学教育				0.3227*** (0.0196)			0.3449*** (0.0391)	
小学		0.0416 (0.0392)						
初中		0.0703* (0.0368)						
高中		0.1583*** (0.0381)						
职高/技校		0.1791*** (0.0378)			0.0784** (0.0312)			0.1970* (0.1124)
中专		0.2464*** (0.0385)			0.2093*** (0.0248)			0.4169*** (0.0794)
大专		0.2889*** (0.0392)			0.3059*** (0.0229)			0.3516*** (0.0473)
本科		0.3738*** (0.0369)			0.4881*** (0.0302)			0.5746*** (0.0568)
研究生		0.4523*** (0.0526)			0.6469*** (0.0797)			0.6958*** (0.1311)
高考分数						0.0005** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)	-0.0000 (0.0002)
样本数	17337	17337	5585	5585	5585	2054	2054	2054
pseudo R <sup>2</sup>	0.2155	0.2469	0.1779	0.1981	0.2217	0.2106	0.2186	0.2449

注:括号内为聚类到省的稳健标准误差,\* $p < .10$ ,\*\* $p < .05$ ,\*\*\* $p < .01$ 。控制了个体性别、兄弟姐妹数、兄弟姐妹中的排行及所在省份,第(6)–(8)列进一步控制了参加高考的省份,第(2)列基准类是“没上过学”,第(5)–(8)列基准类是“高中”。系数为(均值处的)边际效应。

表 2 第(1)–(2)列使用全部样本,第(1)列用教育年限衡量教育程度,系数为 3.16%,并且在 1% 水平下显著,说明教育年限越长,个体进行户籍转换的可能性越高,教育年限每增加 1 年,户籍

<sup>①</sup> 感谢一位审稿人指出这一点。因为我们关注教育对户籍转换的影响,如果个体是在户籍转换之后才考上大学或完成学业的,则其户籍转换可能与教育没有直接关系。为此,我们根据 CHIP 问卷中“农转非”原因为征地和购房的,并且其学业完成年份在“农转非”年份之后的排除在外。

转换的可能性会提高 3.16%。第(2)列考察了不同教育程度对户籍转换的影响,基准类是没有上过学的个体,小学系数不显著,说明与没上过学相比,小学教育对户籍转换的影响基本没有作用;初中教育系数显著为正,说明初中教育相对于没受过教育的个体户籍转换的可能性会提高 7%;类似地,高中教育提高 15.8%,职高或技校教育会提高 17.9%,中专教育提高 24.6%,大专教育提高 28.9%,本科教育提高 37.4%,研究生教育提高 45.2%,并且均在 1% 水平下显著。

表 2 第(3)一(5)列使用高中及以上样本,第(3)列显示,从高中阶段开始,教育年限每增加 1 年,户籍转换概率会提高 6.7%;第(4)列用是否上大学的虚拟变量作为教育程度的测量,因而,它反映的是大专及以上学历个体与高中个体相比,户籍转换的可能性差异,系数为 32.3%,并且在 1% 水平下显著,说明大专及以上学历个体相对于高中个体,户籍转换概率提高 32.3%;第(5)列与第(2)列类似,用教育程度来进行测度,不过基准本类是高中个体。相对而言,职高或技校教育比高中教育转换户籍的可能性提高 7.8%,中专 20.9%,大专 30.6%,本科 48.8%,研究生 64.7%。

表 2 第(6)一(8)列进一步将样本限制为有高考分数的样本,从而可以利用高考分数作为能力的代理变量,以控制遗漏能力变量可能造成的偏差。由于一些年份高考的分数并不具有完全的可比性,为了消除省际分数标准的差异,进一步控制了个体参加高考的省份。结果与(3)一(5)列基本一致,只是所估计系数均有所增加,基本含义不再一一赘述。

上面的实证结果表明,教育程度越高,农村居民突破户籍限制成为城市居民的可能性越高,大学教育对农村居民户籍转换的作用更大,甚至职业教育的影响都比高中教育的作用大。因而,政府应当加大农村教育投资,促进义务教育阶段农村孩子进入高中及职业教育的可能性,从而提高农村居民突破户籍限制转变为城市居民的机会。上面的分析也表明,农村的精英会不断的通过升学等途径离开农村,转变为城市居民,这种正向选择性,使得留下的现有农村居民生产力相对弱一些。因而,如果根据现有户籍获得的农村居民数据估计教育收益率,将低估教育对农村居民收入的影响。那些农村中高能力者或潜在高收入者通过升学等途径突破了户籍限制,进入了城市体系,已经无法在农村调查样本中看到他们。因此,为了准确地估计农村的教育收益率,必须将这些突破户籍限制进入城市的原农村居民放回到农村样本中,才能比较准确地估计出教育对农村居民的真实影响。下面利用个体户籍转换信息,将永久移民调整回农村样本,以修正选择性样本偏差,更科学地估计教育对农村居民收入的影响。

#### 四、户籍转换与城乡教育收益率

下面估计城乡教育收益率。为了便于与文献比较,首先估计经典的 Mincer 方程,然后采用工具变量法修正遗漏变量偏差。在估计过程中,我们分别采用了原始的城乡调查样本和调整样本。调整样本是根据 CHIP2013 有关“农转非”的信息,将曾经经历过“农转非”的城市居民重新调整回农村样本。

##### (一) 基本回归

表 3 给出调整样本前后的 OLS 估计,前 4 列为原始样本,后 4 列为调整样本。第(1)列显示,农村教育收益率为 3.8%,稍低于文献中的估计(赵力涛 2006;张兴祥 2012),第(3)列显示,城市教育收益率为 8.5%,类似于文献中的常见估计(Zhang et al., 2005;李实和李文彬 2003)。第(2)、(4)列,在(1)、(3)列的基础上,进一步控制了个体的职业、行业和工作单位的所有制性质。<sup>①</sup>与文献中常见的估计结果相似,城市教育收益率显著高于农村教育收益率,差额约为 5%。第(2)、(4)列提供了相似的信息,农村和城市分别为 3.5%和 6.5%。原始的农村样本中已经不包含那些

<sup>①</sup> 职业、行业、所有制等变量均受到教育的影响,属于中间结果变量,控制这些变量可能造成新的样本选择偏差,详细讨论参见 Angrist & Pischke(2009)。但是鉴于文献中有使用这些控制变量,为了比较,也将结果列出,作为参考。

正向选择的个体,使农村样本不能完全反映农村教育的真实状态,为此将那些跳出“农门”的原农村居民重新放回农村群体,希望得到农村样本的初始状态,从而得到能够真实反映农村教育情况的样本。表3第(5)、(7)列显示,调整样本后,农村居民教育收益率大幅提高,由原来的3.8%提高到5.6%,农村教育收益率提高了46%,而城市教育收益率基本不变,为8.6%,从而,城乡教育收益率差异有所缩小,但农村教育收益率仍然低于城市教育收益率。第(6)、(8)列可以得到类似结果。

表3 城乡居民教育收益率估计: OLS

因变量: ln(年收入)								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农村		城市		农村		城市	
	原始样本				调整样本			
教育年限	0.0383*** (0.0044)	0.0352*** (0.0034)	0.0847*** (0.0065)	0.0654*** (0.0059)	0.0560*** (0.0047)	0.0441*** (0.0034)	0.0860*** (0.0072)	0.0679*** (0.0068)
工作经验	0.0252*** (0.0029)	0.0264*** (0.0029)	0.0389*** (0.0044)	0.0366*** (0.0040)	0.0308*** (0.0030)	0.0304*** (0.0029)	0.0389*** (0.0041)	0.0371*** (0.0040)
经验平方	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)
样本数	14599	14599	8614	8614	17501	17501	5712	5712
adj. R <sup>2</sup>	0.1545	0.1999	0.2145	0.2693	0.1710	0.2161	0.2117	0.2671

注:括号内为聚类到省的稳健标准误差,\* p < .10,\*\* p < .05,\*\*\* p < .01。工作经验 = 年龄 - 教育年限 - 6。所有模型均控制了性别、婚姻状态、民族和省份,偶数列进一步控制了行业、职业和所有制。下表同。

考虑到教育帮助农村居民突破户籍限制,主要是高等教育在起作用,因而将个体限制在教育程度为高中和大学的个体,估计城乡大学教育收益率。使用上文同样的方法,相应的 OLS 估计结果见表4。表4显示,使用原始样本估计,农村大学教育(相对于高中的)收益率为23.6%,城市大学教育收益率为36.8%,城乡教育收益率差异高达13%。在控制行业、职业和所有制后,两者差异显著缩小,但城市仍然高于农村。调整样本之后,城乡大学教育收益率差异明显缩小,农村教育收益率由23.6%上升到33.7%,收益率提高了43%。城市大学教育收益率基本没有变化,为36.1%,城乡大学教育收益率差异缩小到仅2.4个百分点。在控制行业、职业和所有制后,城乡大学教育收益率基本无差异。

表4 城乡居民大学教育收益率估计: OLS

因变量: ln(年收入)								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农村		城市		农村		城市	
	原始样本				调整样本			
大学教育	0.2358*** (0.0325)	0.2237*** (0.0361)	0.3677*** (0.0260)	0.2826*** (0.0220)	0.3366*** (0.0250)	0.2723*** (0.0257)	0.3608*** (0.0259)	0.2711*** (0.0223)
工作经验	0.0439*** (0.0060)	0.0446*** (0.0053)	0.0409*** (0.0033)	0.0405*** (0.0030)	0.0508*** (0.0049)	0.0493*** (0.0044)	0.0405*** (0.0045)	0.0390*** (0.0042)
经验平方	-0.0013*** (0.0001)	-0.0012*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0013*** (0.0001)	-0.0012*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)
样本数	3698	3698	6233	6233	5535	5535	4396	4396
adj. R <sup>2</sup>	0.1447	0.1828	0.1704	0.2271	0.1623	0.2052	0.1810	0.2375



在教育收益率估计的文献中,识别教育对个人收入的因果影响并不容易,主要的担心是内生性问题。个体的家庭背景、个人能力往往影响其潜在收入,同时影响其教育程度,因而,遗漏这些变量将无法识别教育对收入的影响。即使有些家庭背景信息可以控制,但能力变量往往无法控制,能力高的个体倾向于接受更高的教育,获得更高的收入,如果无法控制个人能力,教育的系数将不能解释为教育对收入的因果影响。CHIP2013 数据中提供了个体的高考分数,我们首先用高考分数作为能力的代理变量,引入 Mincer 方程以控制遗漏能力偏差,估计结果见表 5。后会进一步用工具变量法修正可能的遗漏变量偏差。

表 5 使用有高考分数的样本进行估计。与表 4 相比,大学教育的系数均有所下降,这说明如果遗漏能力变量,教育的系数中包含能力的影响,将会高估大学教育收益率。同样地,表 5(1)一(4)列为原始样本,(5)一(8)列为调整样本。对于原始样本,第(1)列显示,农村大学教育收益率为 18.2%,第(3)列显示,城市大学教育收益率为 30.7%,两者相差 12.5%,城市大学教育收益率显著高于农村大学教育收益率。第(2)、(4)列进一步控制了行业、职业和所有制,结果与(1)、(3)列类似,只是教育的系数有所降低,农村大学教育收益率为 17%,城市的为 24.3%,两者相差 7.3%。将曾经转变过户籍的“永久移民”从城市样本调整回农村样本之后,估计结果呈现在(5)一(8)列。第(5)列显示,农村大学教育收益率上升到 30.6%,远远高于第(1)列的系数 18.3%,提高了 67%。而第(7)列显示,城市大学教育收益率为 27.9%,收益率水平有所降低。第(5)、(7)列的结果相比较,农村大学教育收益率甚至高于了城市大学教育收益率近 3 个百分点。第(6)、(8)列控制行业、职业和所有制后,城乡大学教育收益率均有所下降,城乡大学教育收益率均为 25%。上述结果说明农村的大学教育收益率并不低,甚至可能高于城市,如果忽略这些已经突破户籍限制进入城市体系的“永久移民”,将大大低估教育对农村居民收入的影响。这说明农村精英的极度正向选择性,使那些高能力的农村居民通过高考等途径突破户籍限制,进入到城市正规就业部门,显著提高了其收入水平。相对于没有突破户籍的农村居民而言,这些个体的教育收益甚至高于城市同类个体。因而,忽略教育对户籍转换的影响,将严重低估农村的教育收益率,这不利于我国农村教育政策的制订和农村教育的发展。

表 5 城乡居民大学教育收益率估计:控制高考分数

因变量: ln(年收入)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农村		城市		农村		城市	
	原始样本				调整样本			
大学教育	0.1829*** (0.0572)	0.1701*** (0.0612)	0.3069*** (0.0426)	0.2431*** (0.0429)	0.3056*** (0.0434)	0.2519*** (0.0440)	0.2788*** (0.0595)	0.2543*** (0.0574)
工作经验	0.0381*** (0.0111)	0.0422*** (0.0101)	0.0487*** (0.0076)	0.0478*** (0.0079)	0.0529*** (0.0100)	0.0535*** (0.0093)	0.0505*** (0.0075)	0.0495*** (0.0073)
经验平方	-0.0010*** (0.0003)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0012*** (0.0002)	-0.0012*** (0.0002)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0010*** (0.0002)
高考分数	0.0006*** (0.0002)	0.0005** (0.0002)	0.0008*** (0.0003)	0.0005** (0.0003)	0.0006*** (0.0002)	0.0004** (0.0002)	0.0009*** (0.0003)	0.0006** (0.0003)
样本数	1230	1230	2554	2554	1981	1981	1803	1803
adj. R <sup>2</sup>	0.2082	0.2353	0.2689	0.3203	0.2075	0.2327	0.3127	0.3644

注:括号内为聚类到省的稳健标准误差,\* p < .10,\*\* p < .05,\*\*\* p < .01。工作经验 = 年龄 - 教育年限 - 6。所有模型均控制了性别、婚姻状态、民族、省份和个体参加高考的省份,偶数列进一步控制了行业、职业和所有制。

## (二) 工具变量估计

上文,我们用高考成绩控制遗漏能力偏差,发现在控制高考分数之后,估计的城乡大学教育收益率均有所降低,说明遗漏能力变量可能高估教育收益率水平。尽管高考分数可以反映个体的能力,控制它可以部分地降低遗漏变量偏差,但不一定能消除所有的偏差。另外,除遗漏能力变量外,可能还存在其他遗漏变量,比如家庭背景、个人上学动机等,这些因素也可能同时影响个人的教育选择和个人收入。为此,我们考虑利用工具变量法解决可能存在的内生性问题,如果能够找到一个与个人教育选择密切相关,但与遗漏变量不相关的变量,则可以识别出教育对个体收入的因果影响。文献中常用的工具有离学校的距离(Card,1995)、父母教育程度(Li & Luo,2004)、配偶的教育程度(Chen & Hamori,2009)等。<sup>①</sup>然而,这些变量都不是很好的工具,它们满足工具变量相关性要求,但是很难证明满足工具变量的排除性要求(Carneiro & Heckman,2002)。

近年来,自然实验方法开始兴起,它利用一些自然的或政策的外生变化来识别因果效应,往往可以得到更为可信的估计结果。我们考虑使用1986年义务教育法的实施作为教育的工具变量,来识别教育对收入的因果影响。1986年4月,中国第一部《义务教育法》经第六届全国人民代表大会第四次会议通过,并于当年7月1日正式实施。《义务教育法》规定年满六周岁的儿童,应该接受九年的义务教育。<sup>②</sup>因而,6岁入学,完成9年义务教育,退学年龄最小为15岁。这意味着,《义务教育法》实施之后,6—15岁左右是相应的义务教育阶段。因而,义务教育法开始实施时,年龄小于或等于15岁的孩子均受到了义务教育法的影响,而当年年龄大于或等于16岁的孩子,义务教育法基本上对其没有影响。我们将义务教育法实施看作一项干预,受到义务教育法影响的个体称为干预组个体,没有受到义务教育法影响的个体称为控制组个体。但是,各省的具体实施时间并不一致,多数省份集中在1986年和1987年实施,但也有些省份到1990年、1991年才实施。<sup>③</sup>我们利用义务教育法实施年份减去15,得到受义务教育法影响的临界年份,因而,生于临界年份之后的为干预组个体,生于临界年份之前的为控制组个体。以1986年开始实施的省份为例,临界年份为 $1986 - 15 = 1971$ 年,因而,出生年份在1971年之后的个体受到义务教育法的影响,是干预组个体,出生年份在1970年之前的个体没有受到义务教育法的影响,是控制组个体。表6报告了两组个体教育年限的差别。结果显示,农村和城市控制组个体平均教育年限分别为7.6年和10.9年,而干预组个体平均教育年限分别为9.6年和12.9年,均比控制组教育年限多2年。当然,随着中国经济的发展,平均受教育年限有逐年增加的时间趋势,为了剔除其他可能因素的影响,进一步将时间窗口限制在义务教育法实施前后5年和2年内,教育年限差异仍然显著。将窗口限制在5年内,控制组城乡平均教育年限分别为11.1年和7.75年,干预组分别为12.5和8.7年,分别相差0.6年和0.9年。时间窗口限制在2年时,结果也相似。这说明,义务教育法确实影响了城乡个体的受教育年限,义务教育法实施后,城乡个体的受教育年限显著增加。因而,义务教育法的实施与个体的受教育年限密切相关,满足工具变量法的相关性条件。

义务教育法的实施是我国教育发展的一项政策,它的实施外生于个体能力等特征变量,因而,也满足工具变量法的排除性假设。很多文献也发现义务教育法实施等相关教育政策变化是教育年限较好的工具变量(Angrist & Krueger,1991; Oreopoulos,2006; Fan et al.,2012)。

<sup>①</sup> 上一版本使用配偶教育作为工具变量,尽管配偶教育满足相关性条件,但可能不满足排除性条件。感谢审稿人指出这一点。

<sup>②</sup> 关于《义务教育法》的更详细讨论参见Fang et al.(2012)。

<sup>③</sup> 感谢匿名审稿人指出这一点。在CHIP2013所涉及的省份中,多数是在1986年和1987年实施的,但有两个省份分别到1990年和1991年才实施。具体地,1986年开始实施的省份有北京市、山西省、辽宁省、重庆市、四川省;1987年开始实施的省份有江苏省、安徽省、山东省、河南省、湖北省、广东省、云南省;1990年开始实施的是甘肃省;1991年实施的是湖南省。

表6 义务教育法实施对个体受教育年限的影响

	全部样本		实施前后5年内		实施前后2年内	
	控制组	干预组	控制组	干预组	控制组	干预组
城市	10.86(3.16)	12.90(3.02)	11.24(3.09)	12.12(3.11)	11.47(3.04)	11.90(3.09)
农村	7.59(2.51)	9.59(2.71)	7.71(2.40)	8.27(2.37)	7.76(2.32)	8.09(2.28)

注:括号内为标准差。干预组是指受到义务教育法影响的个体样本,控制组是指没有受到义务教育法影响的个体样本。

下面利用义务教育法实施作为工具变量对城乡教育收益率重新估计,为了消除时间趋势的作用,将研究样本限制在受义务教育法实施产生影响的前后5年间出生的个体,作为稳定性检验,进一步将样本限制在2年之间,发现结果基本相似。一个直接的工具是是否受到义务教育法影响的二元变量,从而干预组的个体取1,控制组的个体取0。我们采用了针对每个出生年份产生一个二元变量的方式生成多个工具,年份越往后,受义务教育法影响的可能性越大,而越往前影响可能性越小。

表7给出了工具变量法估计结果,Shea偏R<sup>2</sup>和Cragg-Donald Wald F统计量说明义务教育法实施不是弱工具变量,Hansen J检验说明工具变量通过了过度识别检验,从而在计量经济学意义上,义务教育法实施是有效的工具变量。<sup>①</sup>同样地,前4列为原始城乡样本,后4列为调整后的城乡样本。第(1)、(3)列显示,农村教育收益率为3.2%,城市教育收益率为8.0%,城乡差异为4.8%。第(2)、(4)列提供了类似信息,由于进一步控制了行业、职业和所有制差别,城乡差异有所缩小。调整样本后,第(5)、(7)列显示,农村教育收益率提高到5.7%,而城市教育收益率没有变化,因而,城乡收益率差异缩小到2.2%。第(6)、(8)列也有类似结果。表7提供的基本信息与表3相似,调整样本选择偏差并修正遗漏变量偏差后,农村教育收益率会有提高,与城市教育收益率差异会缩小。但是,农村教育收益率仍然低于城市教育收益率。

表7 城乡居民教育收益率估计:IV

因变量:ln(年收入)								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农村		城市		农村		城市	
	原始样本				调整样本			
教育年限	0.0317*** (0.0065)	0.0325*** (0.0065)	0.0803*** (0.0058)	0.0634*** (0.0064)	0.0570*** (0.0050)	0.0486*** (0.0054)	0.0794*** (0.0076)	0.0575*** (0.0083)
样本数	4485	4485	3302	3302	5680	5680	2107	2107
adj. R <sup>2</sup>	0.1617	0.2233	0.2093	0.2621	0.1847	0.2346	0.2125	0.2645
Shea Partial R <sup>2</sup>	0.9725	0.9706	0.9791	0.9739	0.9780	0.9732	0.9785	0.9731
Cragg-Donald Wald F Statistic	10000	9600	10000	7900	17000	14000	6300	4800
Hansen J Statistic	8.7128	8.9228	9.1838	8.3780	8.0193	6.9390	14.6477	15.8084
P value for Hansen J test	0.8490	0.8360	0.8191	0.8687	0.8883	0.9370	0.4027	0.3252

注:括号内为聚类到省的稳健标准误差,\* $p < .10$ ,\*\* $p < .05$ ,\*\*\* $p < .01$ 。工作经验=年龄-教育年限-6。所有模型均控制了工作经验、经验平方、性别、婚姻状态、民族、省份和个体参加高考的省份,偶数列进一步控制了行业、职业和所有制。下表同。

<sup>①</sup> 利用同样样本进行的OLS回归结果,与表3结果相似,限于篇幅,没有报告,有需要者可向作者索取。

表8 城乡居民大学教育收益率估计: IV

因变量: ln(年收入)								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农村		城市		农村		城市	
	原始样本				调整样本			
大学教育	0.3793** (0.1401)	0.4664** (0.1519)	0.5211*** (0.0505)	0.4888*** (0.0629)	0.5064*** (0.0621)	0.5479*** (0.0837)	0.5042*** (0.0625)	0.4254*** (0.0752)
样本数	559	559	2241	2241	1281	1281	1519	1519
adj. R <sup>2</sup>	0.0757	0.1454	0.1544	0.2159	0.1309	0.1646	0.1697	0.2405
Shea Partial R <sup>2</sup>	0.3732	0.3372	0.3849	0.2952	0.4402	0.3283	0.3905	0.3113
Cragg-Donald Wald F Statistic	20.8406	15.3989	92.0579	59.5117	65.3745	38.2466	63.4384	42.4507
Hansen J Statistic	8.8929	10.5126	10.9136	12.4871	6.7339	7.8987	16.1144	20.0303
P value for Hansen J test	0.8378	0.7238	0.6928	0.5672	0.9445	0.8945	0.3064	0.1292

表8是大学教育收益率的工具变量回归结果,显示,在修正遗漏变量偏差后,使用原始样本估计,城乡大学教育收益率有一定差异,农村大学教育收益率为37.9%,城市为52.1%。调整样本之后的估计显示,农村大学教育收益率提高到50.6%,而城市的大学教育收益率基本没有变化,为50.4%,城乡大学教育收益率基本无差异。<sup>①</sup>由于CHIP2013调查中,只提供了收入总额。而城乡户籍差异,除了收入之外,还有很多附着在户口上的其他福利,城市户口福利好于农村户口,但具体福利差异无法在数据中获得,因而,也没有办法纳入考察。考虑到城市户口福利更好,而具有大专以上学历的农村居民转换户籍的可能性更高,从而,大学教育相对于只完成高中教育的农村居民而言,教育收益率可能比上述估计还要高。农村孩子通过接受高等教育突破户籍限制进入城市正规部门就业,他们获得的教育收益除了通常的人力资本收益之外(与城市居民相同),还获得了突破户籍限制所带来的收益(从而降低了户籍歧视所造成的收入降低)。因而,农村孩子接受大学教育的收益可能远远高于城市孩子获得的大学教育收益。

## 五、结论

教育是人力资本形成的正式途径,对国家的经济发展起着重要的支撑作用。但是,教育在收入分配方面的作用却受到经济体制的影响,在早期的计划经济体制下,收入分配基本上不奖励教育,从而使教育在收入分配中的作用很小,早期的教育收益率很低,农村地区甚至为负。但随着我国的改革开放和市场经济的不断深入发展,教育在个人收入分配中的作用越来越大,教育对个人收入的贡献已经接近甚至高于世界平均水平,但是,文献中往往发现,尽管农村教育收益率也在不断上升,但远远低于同期城镇教育收益率水平。然而,农村居民的教育需求并不比城市居民低。如何解释农村低教育收益率和高教育需求之间的矛盾?

本文从教育影响迁移的角度指出,在中国特色的户籍制度下,教育是帮助农村居民突破户籍限制,进入城市正规部门就业,获得城市福利的一种主要途径。对于农村居民而言,教育不仅仅为其带来人力资本的增加,从而带来收入的增长,还可以使其突破城乡户籍分割,进入公共福利更好的城市体系,在城乡差距巨大的背景下,突破户籍限制所带来的收益增加是巨大的。然而,那些突破

<sup>①</sup> 当控制行业、职业和所有制后,农村教育收益率会比城市高12%。

户籍限制进入城市体系的原农村人口或永久移民,在一般的调查数据中无法识别,而往往把他们统计到城镇人口中。如果仅仅使用目前没有突破户籍仍然留在农村的农村样本数据估计农村的教育收益率,将大大低估教育对农村居民收入的影响,也无法解释农村低教育收益率与高教育需求之间的矛盾。

本文利用最新公布的中国居民收入调查数据CHIP2013,该数据提供了“农转非”的信息,从而可以识别那些突破户籍限制的原农村居民,使我们能够通过样本调整的方式,将农村教育的真实收益率估计出来。本文的估计结果显示,如果考虑到农村调查样本是一个选择性样本,通过样本调整,将跳出“农门”的个体重新放回农村样本,从而修正样本选择偏差之后,农村居民的教育收益率将有很大的提高,由原来的3.2%提高到调整后的5.7%。由于帮助农村居民突破户籍限制的主要是高等教育,我们进一步估计了城乡的大学教育收益率,结果更加显著。城市的大学教育收益率为50.4%,农村的大学教育收益率也高达50.6%。考虑到城乡户籍福利差异,农村教育收益率可能会更高。另外,我们利用高考分数和使用倾向指数匹配方法<sup>①</sup>进行了同样的分析,得到相似的结论,从而说明本文的估计结果具有一定的稳健性。本文的实证结果表明,农村教育收益率并不低,尤其是农村大学教育收益率可能高于城市的大学教育收益率。这一结果可以解释农村居民的高教育需求。教育可以带来很大的收益增加,可以帮助农村孩子跳出“农门”,突破户籍限制,进入城市正规部门就业,获得人力资本收益和“户籍溢价”。

目前,我国正在发生深刻的结构性转型,面临着大量的农村转移人口市民化的问题,市民化成本高昂,主要原因在于大量农村转移人口或农民工,教育水平比较低,人力资本含量较少,难以进入城市正规劳动力市场。根据我们的研究结果,为了使我国结构性转型更加顺利,应该加强农村教育投资,提升农村孩子上大学的可能性。目前农村孩子上大学可能性仅是城市孩子的1/8,<sup>②</sup>说明我国农村的基本教育和高中教育远远落后于城市,农村孩子初中升高中的入学率仅有37%,<sup>③</sup>大量的农村居民仅有初中及以下教育水平,他们很难进入城市正规部门就业,只能作为农村转移人口在城市次级劳动力市场就业,为市民化增加了成本。因而,大力增加农村基础教育投资,降低高中学费等费用,甚至将高中教育纳入义务教育体系,将有利于提高农村孩子上大学的机会,从而增加他们进入城市体系的概率,也降低了市民化成本,有助于我国经济的结构性转型。

#### 参考文献

- 邓曲恒 2007:《城镇居民与流动人口的收入差异》,《中国人口科学》第2期。
- 侯风云 2004:《中国农村人力资本收益率研究》,《经济研究》第12期。
- 李实、丁赛 2003:《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第6期。
- 李实、李文彬、赵人伟,1994:《中国教育投资的个人收益率的估算》,载于赵人伟编《中国居民收入分配研究》,中国社会科学出版社,第335—345页。
- 刘泽云 2015:《上大学是有价值的投资吗——中国高等教育回报率的长期变动(1988—2007)》,《北京大学教育评论》第4期。
- 罗楚亮、李实、Terry Sicular、岳希明,2016:《2007—2013年期间的收入增长和收入差距》,中国收入分配研究院工作论文No.48。
- 马岩、杨军、蔡金阳、王晓兵、侯麟科 2012:《我国城乡流动人口教育回报率研究》,《人口学刊》第2期。
- 王美艳 2005:《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异》,《中国社会科学》第5期。

① 限于篇幅,倾向指数匹配方法估计结果省略。有需要者可向作者索取。

② 2012年开始实施的“面向贫困地区的定向招生专项计划”将有助于缓解这一困境。

③ Rozelle, 2014:《人力资本差距关系中国未来发展》, china.caixin.com/2014-03-27/100657334.html 《农村教育:最有价值的投资》, 财新《新世纪》2012年第9期, magazine.caixin.com/2012-03-02/100362927.html。

- 邢春冰 2013 《教育扩展、迁移与城乡教育差距》，《经济学》(季刊)第13卷第1期。
- 邢春冰、贾淑艳、李实 2013 《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》，《经济研究》第11期。
- 张兴祥 2012 《我国城乡教育回报率差异研究——基于CHIP2002数据的实证分析》，《厦门大学学报(哲学社会科学版)》第6期。
- 赵力涛 2006 《中国农村的教育收益率研究》，《中国社会科学》第3期。
- Angrist, Joshua D., and Alan B. Krueger, 1991, "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 979—1014.
- Angrist, Joshua D., and Jörn-Steffen Pischke, 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Card, D., 1995, "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", In L. N. Christofides, E. K. Grant, and R. Swidinsky, editors, *Aspects of Labor Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp*, Toronto: University of Toronto Press.
- Carneiro, Pedro, and James J. Heckman, 2002, "The Evidence on Credit Constraints in Post-secondary Schooling", *Economic Journal*, 112, 705—734.
- Chen, Guifu, and Shigeyuki Hamori, 2009, "Economic Returns to Schooling in Urban China: OLS and the Instrumental Variables Approach", *China Economic Review*, 20(2), 143—152.
- Démurger, S., M. Gurgand, S. Li, and X. Yue, 2009, "Migrants as Second-class Workers in Urban China? A Decomposition Analysis", *Journal of Comparative Economics*, 37(4), 610—628.
- Deng, Quheng, and Björn Gustafsson, 2006, "China's Lesser Known Migrants", IZA Discussion Paper No. 2152. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=908236>.
- Fang, H., K. N. Eggleston, J. A. Rizzo, S. Rozelle, and R. J. Zeckhauser, 2012, "The Returns to Education in China: Evidence From the 1986 Compulsory Education Law", NBER Working Paper (No. w18189).
- Johnson, Emily N., and Gregory C. Chow, 1997, "Rates of Return to Schooling in China", *Pacific Economic Review*, 2, 101—113.
- Lee, Soohyung, and Benjamin A. Malin, 2013, "Education's Role in China's Structural Transformation", *Journal of Development Economics*, 101, 148—166.
- Li, H., 2003, "Economic Transition and Returns to Education in China", *Economics of Education Review*, 22(3), 317—328.
- Li, Haizheng, and Yi Luo, 2004, "Reporting Errors, Ability Heterogeneity, and Returns to Schooling in China", *Pacific Economic Review*, 9(3), 191—207.
- Li, Tianyou, and Junsen Zhang, 1998, "Returns to Education under Collective and Household Farming in China", *Journal of Development Economics*, 56, 307—335.
- Oreopoulos, Philip, 2006, "Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education When Compulsory Schooling Laws Really Matter", *American Economic Review*, 96(1), 152—175.
- Parish, William L., Xiaoye Zhe, and Fang Li, 1995, "Nonfarm Work and Marketization of the Chinese Countryside", *China Quarterly*, 143, 697—730.
- Psacharopoulos, George, 1994, "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 22(9), 1325—1343.
- Yang, Dennis Tao, 2005, "Determinants of Schooling Returns During Transition: Evidence from Chinese Cities", *Journal of Comparative Economics*, 33(2), 244—264.
- Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, 2005, "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001", *Journal of Comparative Economics*, 33(4), 730—752.
- Zhang, Linxiu, Jikun Huang, and Scott Rozelle, 2002, "Employment, Emerging Labor Markets, and the Role of Education in Rural China", *China Economic Review*, 13(2), 313—328.
- Zhao, Yaohui, 1997, "Labor Migration and Returns to Rural Education in China", *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4), 1278—1287.

## Education , Migration and the Urban-Rural Difference in Returns to Education

ZHAO Xiliang

(School of Economics , Xiamen University)

**Summary:** Returns to education are closely related to a country's economic system. Before 1978 , the economy in China was governed by a planning system , and education was not rewarded. Earlier studies usually find low returns to education in urban China and even negative returns in rural China. Since open reform , returns to education have risen , and returns to education in urban China are now approaching the world level. Many studies find that returns to education for rural people are much lower than those of urban people. However , their demand for education , especially higher education , is greater than that of urban people. It is puzzling that returns to education are lower while demand for education is higher for rural people. In this paper , we try to solve this puzzle.

There is a special arrangement in the Chinese household registration system ( the *hukou* system). The *hukou* system divides China into two sectors , urban and rural. Rural *hukou* holders could not move to urban China in the past. Now , restrictions are lighter: rural *hukou* holders can work in cities , but they cannot enjoy the same welfare benefits as local urban *hukou* holders. However , there are some ways to change *hukou* status. Education is one of the most important channels to by which to obtain urban *hukou* status. Usually , when a rural child enters college , his or her *hukou* status will change to urban *hukou*. Joining the army is another way to change *hukou* status. With the recent rapid urbanization , land expropriation has become another important way for rural people to obtain urban *hukou* status. We call such people “permanent migrants”. Permanent migrants are usually not included in investigations of rural people; the remaining rural people will be the selected sample. Their education levels are lower , as is their potential income. This is why earlier studies obtained low estimates of returns to education for rural people.

In this paper , we use a unique dataset , the China Household Income Project 2013 (CHIP2013) , which consists of three samples: the rural sample , the urban sample , and the migrant sample. CHIP2013 provides *hukou* transfer information , including whether , when , and why rural people transfer their *hukou* status to urban. This information can help us to identify permanent migrants so that we can include them in the rural sample to address the sample selection problems. After adjusting the rural sample , we obtain much higher returns to education for rural people than earlier estimates in the literature. In particular , we get similar magnitudes of returns to higher education for rural and urban people. This implies that education plays an equivalent role for rural people.

We first estimate the classical Mincer equation with the original sample and the adjusted sample. Rural and urban returns to education are 3.8% and 8.5% , respectively , for the original sample: urban returns are much larger than rural returns. After adding permanent migrants to the rural sample , the estimates are 5.6% and 8.6% , respectively. Because higher education enables rural people to transfer their *hukou* status , we estimate the returns to higher education with the same procedure. The rural and urban returns are 23.6% and 36.8% , respectively; after adjustment , the estimates are 33.7% and 36.1% , respectively: the gap is decreased. The omitted variable problem is a concern when identifying the causal effect of education on income. We take advantage of the fact that the data contain admission scores ( of college entrance examinations) for higher education and re-estimate the Mincer equation by controlling them. The estimates are smaller , which is consistent with the ability bias story in econometrics. As only controlling scores may not be sufficient , we also use the implementation of compulsory law in 1986 as an IV to identify the causal effect of returns to education. The IV estimates provide similar results , and the rural and urban returns to higher education are 50.6% and 50.4% , respectively.

The empirical results suggest that the returns to education for rural people are not low and that the government should invest more in education in rural China , which will help smooth China's ongoing process of structural transformation.

**Keywords:** *Hukou*; Migration; Returns to Education; Sample Selection Bias; Instrumental Variable

**JEL Classification:** I24 , I26 , R23

(责任编辑:林 一)(校对:曹 帅)