

流动人口教育回报率的 城乡户籍差异及其原因研究*

——来自 2012 年北京、上海、广州流动人口动态监测的
经验证据

谭 静¹ 余静文² 李小龙³

摘要：中国目前面临着从人口大国向人力资源强国的转变，教育回报率的结构性差异会阻碍人力资本积累和经济转型。本文通过分析流动人口教育回报率的城乡户籍差异，发现该差异在特大城市尤为突出；北京、上海、广州的农民工教育回报率显著低于城城迁移人口 3.12 个百分点，这进一步强化了城市劳动力市场的分割和分化；迁移有助于提高农民工的教育回报率，并将流动人口教育回报率的城乡户籍差异缩小了 0.91 个百分点。流动人口教育回报率的户籍差异产生的机制包括农民工教育投资不足、农村教育质量差、农民工非农就业经验缺乏、城市劳动力市场分割等。本文的研究结果揭示了户籍制度对特大城市乃至中国中长期人力资本积累的负面影响。

关键词：流动人口 农民工 教育回报率 户籍 人力资本投资

中图分类号：F046.4 **文献标识码：**A

一、引言

受人口结构和劳动力市场的影响，中国正面临着从人口大国向人力资源强国的转变。教育投资在深度挖掘人口红利、应对老龄化冲击方面承担着关键作用。教育回报率衡量增加单位时间教育所带来的收入的增加，是微观主体进行教育投资的依据，不应受种族、户籍等与劳动生产率无直接关联的因素的影响，否则会导致教育回报率的结构性失衡，即某部分群体受教育的边际成本大于边际收益，将抑制其人力资本投资积极性，也意味着人力资本和社会资源的浪费（李实、万海远，2014）。

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“人口迁移流动、储蓄率与城市经济发展的研究和政策模拟”（项目批准号：15CJL056）和复旦大学“985 工程”三期项目“户籍制度改革与中国城市化发展道路研究”（项目编号：2011RWSKQN010）的资助。本文作者感谢复旦大学社会发展与公共政策学院任远教授对本文的指导，同时文责自负。

在市场化的推动下,中国城镇职工教育回报率从1988年的4%升至2002年的8.45%,接近世界平均水平(王海港等,2007),低于其他转型经济体(Chen and Hamori, 2009),然而,农村人口教育回报率仅为0%~6%(Zhao, 1997)。因此,当前中国教育回报率的主要问题正集中于教育回报率的结构性失衡。此外,城镇居民和农民工教育回报率也存在明显差异,农民工教育回报率仅为2%~5%(邢春冰等,2013)。然而,城镇居民和农民工教育回报率的差异包含了两方面:一是本地和外地户籍身份的劳动力在本地劳动力市场上所存在的教育回报率差异;二是城乡户籍劳动力在城市劳动力市场上教育回报率的差异,这方面研究相对缺乏,而这正是本文研究主要关注的内容。

2012年,中国流动人口为2.36亿,农民工占近80%^①。对于大规模的农民工和流动人口,其教育回报率存在结构性失衡,即在其他条件相同的情况下,农民工仅因户籍身份而教育回报率偏低,将改变其家庭资源配置,降低其教育投资意愿,并阻碍社会流动性和中国整体人力资本水平的提高。

与已有研究相比,本研究着眼于三方面:①从城乡户籍角度,分析外出农民工与城镇户籍流动人口教育回报率的差异情况^②,而现有研究较多关注户籍身份和户籍歧视对工资的影响,较少关注户籍对教育回报率的影响。②从教育投资、教育质量和工作经验等角度分析教育回报率存在结构性差异的影响机制,并研究迁移对缩小流动人口教育回报率的结构性差异的作用,而现有研究相对较少解释教育回报率结构性差异的形成机制。③利用2012年流动人口动态监测数据库,引入“能力”的代理变量,并且后续检验以配偶受教育水平作为教育的工具变量,增强估计有效性。

本文余下部分结构安排如下:第二部分是文献综述,第三部分是描述统计,第四部分介绍计量模型设定,第五部分估计流动人口教育回报率的户籍差异程度,第六部分通过实证分析探讨流动人口教育回报率的户籍差异的产生原因和机制,第七部分是结论。

二、文献综述

教育回报率的结构性差异一般是指并非由于直接影响劳动生产率和人力资本的因素,教育回报率出现了群体性差异,例如性别差异(黄志岭、姚先国,2009)、种族差异(Mwabu and Schultz, 1996)。教育回报率的结构性差异往往意味着教育回报率扭曲或职业和教育的错配(Hartog, 2000),反映了人力资本利用的低效或无效。劳动力市场发育有助于提高全体居民教育回报率(王海港等,2007),但分割的劳动力市场上对不同劳动力的提升效果有所不同。张车伟(2006)利用上海、浙江和福建抽样调查数据发现,存在地区、行业和职业分割的劳动力市场上劳动力教育回报率仅为4.34%,不存在分割的情景下教育回报率为10.14%。Mwabu and Schultz(1996)通过对南非不同种族教育回报

^①数据来源:国家卫生和计划生育委员会流动人口司(编),2013:《中国流动人口发展报告2013》,北京:中国人口出版社。

^②本文研究所使用数据库的调查对象为劳动年龄流动人口,故本文中“外出农民工”“农业户籍流动人口”和“乡城迁移人口”内涵相同,本文主要使用“农民工”这一表述;“非农户籍流动人口”和“城城迁移人口”内涵相同,主要使用“城城迁移人口”。流动人口是指离开户籍地迁移至其他县(区、市)及以上范围人口。

率的分位数回归指出,分割的劳动力市场和教育投资体制导致人数众多的种族教育回报率较低。常进雄、王丹枫(2010)利用中国健康与营养调查数据发现,1998年以来正规就业人员教育回报率显著高于非正规就业人员,两者差距正逐步扩大。

对于教育回报率结构性差异的解释,首先,根据 Card and Krueger (1992)的研究,分割体制下的教育质量能部分地解释教育回报率的结构性差异。王德文(2003)指出,当前中国教育资源从数量和质量上向城市倾斜,导致城乡教育质量之间存在巨大差异。另一方面,也有研究指出,尽管城镇居民和农民工的教育回报率存在结构性差异,但教育对促进农民非农就业、提高劳动生产率有重要作用。因此,如果考虑到迁移的作用,农村劳动力教育回报率并非当前估计结果那么低,一个重要证据就是农村入学率依然相对较高(Zhao, 1997)。其次,教育回报率的非线性特征也可以解释教育回报率的结构性差异。随着科技进步和全要素生产率增长,高受教育程度劳动力不仅工资高于低受教育程度劳动力,前者教育回报率也高于后者(Iranzo and Peri, 2009)。从增长速度上看,不同受教育程度群体教育回报率的上升也有所不同。李实、丁赛(2003)发现,1990~1999年间,中国城镇居民教育回报率上升了近3倍,高学历职工教育回报率相对更高。最后,分割的劳动力市场对低端劳动力教育回报率的影响更大(张车伟, 2006)。邢春冰等(2013)利用2005年1%人口抽样调查数据和2011年流动人口动态监测数据,通过OLS回归估计发现,农民工教育回报率从2005年的7.5%下降到2011年的4.7%,他们对此解释为教育回报率的地区趋同作用。而结合本文,这可能也与农民工在城市中的弱势地位有关,分割的教育体制和劳动力市场进一步降低了弱势群体(例如,农民工群体等)相对其他群体的教育回报率。

根据现有研究,户籍制度影响下的教育资源分配和分割的劳动力市场可能成为教育回报率结构性差异的原因。本文将关注流动人口群体内部教育回报率的群体分化现象,还将检验其中的机制。

三、描述性分析

(一) 数据说明

本文研究数据来自2012年北京、上海、广州流动人口动态监测(下文简称“动态监测”)①。数据库共有样本24979个,数据清理后有效样本20922个。北京、上海、广州流动人口占比分别为23%、61%和16%,农民工占比为77%。本文研究所需工资状况涉及动态监测问卷中“上月工资”、“来到本地后首份月工资”和“来本地前最后一份月工资”3个问题,利用CPI剔除价格因素转换为1978年价格。为避免0值无法取对数,故采取形式为:“相应地工资+1”取对数。受教育年限设为:未上过学为0年,小学为6年,初中为9年,高中为12年,中专为13年,大学专科为15年,

①该数据来自于国家卫生和计划生育委员会(原国家人口和计划生育委员会)从2009年开始的流动人口动态监测,是当前流动人口研究的主要数据库之一。本文研究使用样本的调查时间为2012年5月,调查对象为15~59岁在北京、上海和广州居住一个月及以上、非本市户口的流动人口,不包括配偶或子女为本地户籍人口的流动人口,也不包括调查时在车站、机场、旅馆、医院等地点的流动人口。

大学本科为 16 年，研究生为 19 年。在完全竞争的劳动力市场上，教育回报率应与企业性质、职业差异等无关，但由于中国城镇劳动力市场的分割特性，需要增加相关控制变量（李实、丁赛，2003），包括户籍、经验和经验的平方项、企业属性、职业属性、是否非正规就业^①、性别。经验取潜在经验形式，即“经验=年龄-6-受教育年限”；企业属性分为国企、外企和私营、其他性质企业^②；职业属性分为蓝领和白领^③。由于忽略迁出地和迁入地便利性条件差异会导致教育回报率估计偏误（Zhang and Zhao, 2013），本文还控制了现居地和户籍地区位，户籍地分为东部、中部和西部^④。

（二）流动人口工资与受教育状况

动态监测数据显示（见表 1），以 1978 年价格计，2012 年流动人口平均月工资为 530.22 元，相比来本地首份工资 358.37 元，增长了 47.95%。其中，城城迁移人口月平均工资从 511.11 元增加至 734.15 元；农民工月平均工资从 312.57 增加到 469.07 元。剔除工作时间影响，流动人口平均小时工资为 2.58 元，农民工平均小时工资为 2.09 元，明显低于城城迁移人口的 4.21 元。农民工平均受教育年限为 9.52 年，低于城城迁移人口的 13.45 年。

表 1 主要相关变量及统计特征

变量	全样本均值	样本均值及 t 检验			三地样本均值		
		城城迁移样本	农民工样本	t 统计量	上海	北京	广州
上月工资（元）	530.22	734.15	469.07	30.67***	558.45	491.43	481.06
当前小时工资（元）	2.58	4.21	2.09	10.81***	2.75	2.53	2.02
来本地首份工资（元）	358.37	511.11	312.57	21.63***	378.36	311.89	350.58
来本地前最后一份月工资（元） ^a	439.11	661.18	374.18	15.75***	438.95	481.20	389.78
受教育年限（年）	10.43	13.45	9.52	87.20***	10.30	10.96	10.15
户籍							
非农（城城迁移）（是=1，否=0）	0.23	1	0	—	0.24	0.27	0.15
农业（农民工）（是=1，否=0）	0.77	0	1	—	0.76	0.73	0.85

^①本文使用雇佣关系情况作为“是否非正规就业”的代理变量。其中，相对于与供职单位发生雇佣关系，与劳务派遣公司发生雇佣关系者属于非正规就业。

^②其他所有制形式包括个体工商户、私营企业和无单位等。

^③按照王美艳（2005），白领含国家党群组织和企事业单位负责人、专业技术人员、公务员、办事人员、其他；其余包括经商、商贩、餐饮、家政、保洁、保安、装修、生产、运输、建筑，其他商业、服务业人员，农、林、牧、渔、水利业生产人员，无固定职业等为蓝领。

^④东部地区包括：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括：山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

流动人口教育回报率的城乡户籍差异及其原因研究

经验(年)	16.69	13.34	17.70	-26.14 ^{***}	17.41	15.52	15.70
企业属性							
国企(是=1,否=0)	0.12	0.17	0.10	13.15 ^{***}	0.11	0.15	0.07
外企(是=1,否=0)	0.11	0.16	0.09	14.22 ^{***}	0.13	0.05	0.12
私营、其他性质企业(是=1,否=0)	0.77	0.67	0.81	-19.66 ^{***}	0.75	0.79	0.80
职业属性							
蓝领职业(是=1,否=0)	0.86	0.65	0.92	-49.67 ^{***}	0.85	0.84	0.91
白领职业(是=1,否=0)	0.14	0.35	0.08	49.67 ^{***}	0.15	0.16	0.09
性别							
女性(是=1,否=0)	0.46	0.50	0.44	6.99 ^{***}	0.46	0.46	0.43
男性(是=1,否=0)	0.54	0.50	0.56	-6.99 ^{***}	0.54	0.54	0.57
就业属性							
正规就业(是=1,否=0)	0.71	0.80	0.69	15.38 ^{***}	0.73	0.68	0.71
非正规就业(是=1,否=0)	0.29	0.20	0.31	-15.38 ^{***}	0.27	0.32	0.29
现居住地							
上海(是=1,否=0)	0.61	0.63	0.60	3.18 ^{***}	—	—	—
广州(是=1,否=0)	0.16	0.10	0.18	-12.97 ^{***}	—	—	—
北京(是=1,否=0)	0.23	0.27	0.22	7.64 ^{***}	—	—	—
户籍地							
中部(是=1,否=0)	0.47	0.42	0.49	-8.47 ^{***}	0.50	0.42	0.42
西部(是=1,否=0)	0.15	0.13	0.15	-3.87 ^{***}	0.13	0.14	0.22
东部(是=1,否=0)	0.38	0.45	0.36	11.55 ^{***}	0.37	0.44	0.36
样本量	20922	16096	4826	—	12638	4863	3421

注：a 样本总量为 13866，不包含在老家未打工群体。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(三) 特大城市流动人口工资与受教育状况的特殊性与差异性

户籍制度加之附着在其上的福利制度“义理化了劳动力市场分割”，户籍制度与人口导入的矛盾在特大城市尤为突出(蔡昉等，2001)。因此，在城市新二元结构上可能出现劳动力市场上流动人口内部的分化，这种分化的一种表现形式就是流动人口教育回报率的户籍差异。

在这一问题上，特大城市北京、上海和广州的流动人口有其特殊性和代表性。首先，三地均为中国流动人口的主要集聚区，流动人口对当地经济发挥着不可或缺的作用。《中国流动人口发展报告 2013》^①显示北京、上海常住外来人口^②占常住人口的比重分别为 40.34%和 37.96%。其次，这三个

^①数据来源：国家卫生和计划生育委员会流动人口司(编)，2013：《中国流动人口发展报告 2013》，北京：中国人口出版社。

^②常住外来人口指户口在外地、在本地居住半年以上的流动人口，或离开户籍地半年以上而调查时在本地居住的流动人口。

城市也是户籍制度与人口迁移集聚之间矛盾和冲突最为严重的地区，特别是北京和上海。2014年《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》也指出对特大城市落户实施严格限制。这意味着，相对于本地户籍人口，流动人口在劳动力市场上将面临更多歧视，内部更加分化，中低端素质劳动力将更容易选择非正规就业和被边缘化（任远、邬民乐，2006）。对比本地居民情况，三地流动人口收入均远低于城镇单位职工工资，仅接近于当地城镇居民人均可支配收入（见表2）。

表2 流动人口收入与当地居民对比 单位：元

地区	流动人口平均年收入	城镇单位职工工资	城镇居民人均可支配收入	城镇居民人均现金消费支出
上海	46710	78673	40188	26253
北京	45641	84742	36469	24046
广州	38170	63752	38054	22396 ^a

注：a 为广东省数据。

数据来源：2012年流动人口动态监测数据库；国家统计局（编），2013：《中国统计年鉴2013》，北京：中国统计出版社；广州市统计局（编），2013：《广州统计信息手册2013》，广州统计信息网（<http://www.gzstats.gov.cn/tjsj/tjxxsc/>）。

四、计量模型设定

明瑟方程及扩展的明瑟方程是衡量教育回报率的主要方法。教育以两种形式进入回归方程：一是受教育年限，得到教育回报率，其含义为受教育年限每提高1年小时工资的增长率。二是不同受教育程度的哑变量，得到相对教育回报率，其含义是相比参照组，其他受教育程度组的小时工资增长率。例如参照组为“小学”，则相对教育回报率衡量相对于小学，其他受教育程度的小时工资增长率。本文主要采用第一种形式，即：

$$\ln(WH_i) = \alpha_1 edu_i + \sum x_{ji} \beta_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中*i*为个体， $\ln(WH_i)$ 为小时工资的对数， edu_i 为受教育年限， x_{ji} 为包括截距项，以及经验、经验平方、能力等在内的*j*个控制变量。 ε_i 为误差项。 α_1 为流动人口的教育回报率。

引入户籍哑变量和受教育年限的交叉项，本文计量模型的基本形式为：

$$\ln(WH_i) = \alpha_1 edu_i + \alpha_2 farmer_i + \alpha_3 (edu_i \times farmer_i) + \alpha_4 ability_i + \sum x_{ji} \beta_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中， $farmer_i$ 为户籍哑变量（对于农民工， $farmer = 1$ ；否则， $farmer = 0$ ）； $ability_i$ 为表示个体能力的变量；其余同（1）式。因此， α_1 为城城迁移人口的教育回报率， $(\alpha_1 + \alpha_3)$ 为农民工的教育回报率， α_3 为农民工和城城迁移人口教育回报率的差异。

然而现实中“能力”往往无法观测，其遗漏会导致（1）式和（2）式中教育回报率估计的偏误。

一般使用两种变量方式解决，即引入“能力”的代理变量和使用“教育”的工具变量。本文使用来本地首份工资的对数作为能力的代理变量。其依据在于由于信息非对称等因素，在迁移初期，流动人口受教育年限与工资存在错配（Chiswick and Miller, 2009），可能产生受教育年限对首份工资影响不显著的结果；而随着时间的推移，这种错配有减弱的倾向。因此可以近似假设：

$$\ln(WH_i^0) = \alpha_2^0 farmer_i + \alpha_4^0 ability_i + \sum x_{ji} \beta_j^0 + \varepsilon_i^0 \quad (3)$$

(3) 式中， $\ln(WH_i^0)$ 为来本地首份工资的对数，这里主要使用小时工资形式，其余同 (2) 式。此外，不使用“来本地前最后一份工资”是因为该变量还受迁出地平均收入水平的影响，并与受教育年限高度相关。

将 (3) 式代入 (2) 式得到：

$$\ln(WH_i) = \alpha_1' edu_i + \alpha_2' farmer_i + \alpha_3' (edu_i \times farmer_i) + \alpha_4' \ln(WH_i^0) + \sum x_{ji} \beta_j' + \varepsilon_i' \quad (4)$$

$$(4) \text{ 式中, } \alpha_2' = \alpha_2 - \frac{\alpha_4}{\alpha_4^0} \times \alpha_2^0, \quad \alpha_4' = \frac{\alpha_4}{\alpha_4^0}, \quad \beta_j' = \beta_j - \frac{\alpha_4}{\alpha_4^0} \times \beta_j^0, \quad \varepsilon_i' = \varepsilon_i - \frac{\alpha_4}{\alpha_4^0} \times \varepsilon_i^0。$$

从而可以通过 (4) 式得到 (2) 式中与教育回报率有关的系数 α_1 和 α_3 的无偏估计。当然，上述假设存在一定估计偏误的风险，主要在于流动人口教育与工资错配的程度有多大。按照本文研究假设，错配程度越大越好。因此，为验证估计结果的可靠性，在稳健性检验部分，本文还将使用配偶受教育年限作为能力变量缺失下受教育年限的工具变量。

五、流动人口教育回报率的户籍差异分析

(一) 基本模型的估计结果

表 3 报告了对 (4) 式的 OLS 估计结果。北京、上海、广州三地流动人口教育回报率为 5.79%。对于小时工资，农民工低于城城迁移人口 15.91%；经验的影响呈“倒 U 型”；外企员工高于其他类型企业员工 9.30%；白领职业高于蓝领职业 17.36%；非正规就业群体低于正规就业群体 8.22%；男性高于女性 12.26%；广州和北京流动人口工资分别低于上海 19.34% 和 8.81%；流动人口工资按户籍地东、中、西部依次显著递减，中部高于西部 2.33%，但低于东部 2.23%。

分组考察，农民工和城城迁移人口的教育回报率分别为 4.86% 和 7.73%。为判断两组教育回报率的差异，引入户籍和受教育年限的交叉项。回归 (4) 结果显示，农民工和城城迁移人口的教育回报率分别为 4.92% 和 8.04%，两者存在 3.12 个百分点的差异。其余变量的显著性和系数符号与回归 (1) 一致。根据姚先国、赖普清 (2004)，农民工和城市居民教育回报率的差异为 4.4 个百分点，该差异大于本文估计的农民工和城城迁移人口教育回报率的差异。这说明，农民工和城市居民教育回报率的差异包括本地和外地户籍身份差异和城乡户籍身份差异；而这两种差异中，以后者为主。

表3 农民工和城城迁移人口的教育回报率差异

变量	全样本	农民工	城城迁移人口	全样本
	回归 (1)	回归 (2)	回归 (3)	回归 (4)
受教育年限	0.0579*** (0.0018)	0.0486*** (0.0021)	0.0773*** (0.0037)	0.0804*** (0.0029)
户籍×受教育年限	—	—	—	-0.0312*** (0.0032)
户籍 (参照组: 城城迁移人口)				
农民工	-0.1591*** (0.0108)	—	—	0.2211*** (0.0398)
经验	0.0283*** (0.0013)	0.0249*** (0.0015)	0.0425*** (0.0030)	0.0287*** (0.0013)
经验的平方	-0.0006*** (0.00003)	-0.0005*** (0.00004)	-0.0010*** (0.0001)	-0.0006*** (0.00003)
来本地首份工资 (对数)	0.3187*** (0.0054)	0.2870*** (0.0062)	0.3918*** (0.0110)	0.3150*** (0.0054)
企业属性 (参照组: 私营、其他性质企业)				
国企	0.0017 (0.0122)	0.0228 (0.0144)	-0.0464*** (0.0227)	-0.0008 (0.0121)
外企	0.0930*** (0.0128)	0.0683*** (0.0153)	0.1101*** (0.0236)	0.0873*** (0.0128)
职业属性 (参照组: 蓝领职业)				
白领职业	0.1736*** (0.0124)	0.1835*** (0.0165)	0.1178*** (0.0195)	0.1551*** (0.0125)
非正规就业 (参照组: 正规就业)	-0.0822*** (0.0087)	-0.0751*** (0.0096)	-0.0935** (0.0210)	-0.0809*** (0.0087)
性别 (参照组: 女性)				
男性	0.1226*** (0.0077)	0.1399*** (0.0087)	0.0821*** (0.0163)	0.1272*** (0.0077)
现居地 (参照组: 上海)				
广州	-0.1934*** (0.0107)	-0.1777*** (0.0116)	-0.2172*** (0.0274)	-0.1876*** (0.0107)
北京	-0.0881*** (0.0095)	-0.0948*** (0.0109)	-0.0726 (0.0190)	-0.0892*** (0.0094)
户籍地 (参照组: 中部)				
西部	-0.0233** (0.0113)	-0.0262** (0.0126)	-0.0242* (0.0255)	-0.0246** (0.0113)
东部	0.0223**	0.0224**	0.0312***	0.0249***

	(0.0083)	(0.0095)	(0.0173)	(0.0083)
R ²	0.3670	0.2297	0.4387	0.3699
观测值个数	20922	16096	4826	20922

注：各回归均含常数项；括号内数字为标准误；***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(二) 稳健性检验

首先，剔除雇主、自营者和家庭帮工样本、并且使用稳健标准误进行回归，结果见表 4 回归 (5)。第二，将分析进一步限定于迁移时间为 2011 年及以前群体，使样本更接近国家统计局对常住人口的定义，结果见表 4 中回归 (6)。表 4 基本结论与表 3 一致。此外需要指出，2012 年全国流动人口 2.36 亿、外出农民工 1.63 亿，由此推得城城迁移人口占比约 30.93%，高于动态监测中的 23%。而如果缺失的城城迁移人口是教育回报率较高的群体，则所估计的教育回报率差距还可能进一步增加。

再次，为克服人口流动带来的样本自选择问题等，本文使用 Dahl (2002) 提出的半参数矫正法，即按年龄、教育、迁出地分成不同的单元格，再利用 2005 年全国人口抽样调查微观数据，得到不同单元格的迁移概率、滞留概率^①，并将概率及其二次项代入表 3 的回归中以纠正样本自选择问题。表 4 中回归 (7) 和回归 (8) 分别重新估计了流动人口平均教育回报率、农民工和城城迁移人口教育回报率差异，结果与表 3 基本一致。

表 4 稳健性检验

变量	稳健性检验			
	OLS 回归 (5)	OLS 回归 (6)	Dahl 法 回归 (7)	Dahl 法 回归 (8)
受教育年限	0.0903*** [0.0036]	0.0883*** [0.0037]	0.0582*** (0.0018)	0.0807*** (0.0029)
户籍×受教育年限	-0.0384*** [0.0037]	-0.0376*** [0.0038]	—	-0.0311*** (0.0032)
迁移概率	—	—	0.0056 (0.9657)	-0.0088 (0.9635)
迁移概率的平方	—	—	-0.3009 (0.3410)	-0.2826 (0.3402)
滞留概率	—	—	-1.5776 (1.3742)	-0.7384 (1.3737)
滞留概率的平方	—	—	0.9100 (0.7913)	0.4239 (0.7910)
迁移概率×滞留概率	—	—	0.3587 (1.2287)	0.3562 (1.2259)

^①囿于篇幅，对于 Dahl 模型，读者可以参考 Dahl (2002)、邢春冰等 (2013)，或与本文作者联系索取。

流动人口教育回报率的城乡户籍差异及其原因研究

样本量	14147	12764	20922	20922
R ²	0.4364	0.4465	0.3672	0.3701

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；方括号内数字为稳健标准误；括号内数字为标准误；各回归均含控制变量和常数项。

最后，使用工具变量估计法。被解释变量使用上月工资和来本地前最后一份月工资的对数形式，配偶受教育年限作为工具变量，样本限定于有配偶群体。根据动态监测，有配偶的流动人口占比为 75.31%。另外，由于流动人口迁入现居地时间不同，本文将样本限定在 2007~2011 年间迁入人群，结论应解释为，基于流动人口 2012 年的月工资和 2007~2011 年间来本地前最后一份月工资，流动人口教育回报率的城乡户籍差异在这两份工资中是否不同。

根据表 5，相对于迁移前，当前城城迁移人口和农民工的教育回报率均有所下降，对此邢春冰等(2013)解释为教育回报率的地区趋同作用。OLS 回归结果显示，城城迁移人口教育回报率从 7.45% 下降到 6.26%，农民工从 3.82% 下降到 3.54%。相对于迁移前，农民工和城城迁移人口教育回报率的差异在迁移后有所缩小，从 3.63 个百分点降至 2.72 个百分点，缩小了 0.91 个百分点，农民工的相对教育回报率升高。工具变量回归中，教育回报率的估计结果较 OLS 估计结果有所升高，基本结论与表 3 一致。此外也得知，迁移作为人力资本投资的方式，通过优化空间配置有助于缩小教育回报率的户籍差异，提高农民工相对于城城迁移人口的教育回报率。

表 5 迁移前后农民工和城城迁移人口教育回报率的差异变动分析

变量	迁移前最后一份月收入的对数		当前月收入的对数	
	OLS	IV	OLS	IV
受教育年限	0.0745*** (0.0082)	0.0983*** (0.0110)	0.0626*** (0.0052)	0.0792*** (0.0070)
户籍×受教育年限	-0.0363*** (0.0091)	-0.0276** (0.0125)	-0.0272*** (0.0057)	-0.0199** (0.0080)
R ²	0.1752	0.1697	0.2699	0.2635
观测值个数	5905	5905	5905	5905
弱工具变量检验				
一阶段 F 统计量 (受教育年限)	—	1048.55***	—	1047.44***
一阶段 F 统计量 (户籍×受教育年限)	—	950.35***	—	940.79***
Shea's partial R ² (受教育年限)	—	0.5467	—	0.5492
Shea's partial R ² (户籍×受教育年限)	—	0.5093	—	0.5083
Hausman 检验	—	12.88***	—	16.74***

注：各回归均含常数项和表 3 中的控制变量；括号内数字为标准误；***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

六、流动人口教育回报率户籍差异的原因分析

（一）教育投资不足的影响

随着全要素生产率提高，教育回报率可能表现出非线性特征，高受教育程度劳动力的教育回报率更高（Iranzo and Peri, 2009）。由于农村地区教育资源缺乏、城乡教育资源分配制度分割以及农业生产对受教育年限要求不高，农民工受教育年限短、教育投资不足，其教育回报率低。

对教育回报率非线性特征的考察，一般使用相对教育回报率的形式。本文将受教育年限分为小学及以下程度、初中程度、高中程度和大专、本科及以上程度四个组别，以初中程度为参照组，考察教育对小时工资对数的影响。表 6 估计结果显示，相对于初中组流动人口，小学及以下组小时工资低 9.44%，高中组小时工资高 17.87%，大学及以上组小时工资高 52.28%，3 个系数存在差异，因此，流动人口教育回报率存在非线性特征，该特征在农民工和城城迁移人口两群体内也依然存在。根据动态监测，2012 年农民工平均受教育年限为 9.52 年；城城迁移人口平均受教育年限为 13.45 年。农民工自身教育投资不足是其教育回报率偏低的原因之一。

表 6 教育为分类变量对工资对数的影响

变量	全样本	农民工	城城迁移人口
受教育程度（参照组：初中）			
小学及以下	-0.0944*** (0.0138)	-0.0981*** (0.0142)	-0.1249** (0.0552)
高中	0.1787*** (0.0104)	0.1801*** (0.0115)	0.1648*** (0.0259)
大专、本科及以上	0.5228*** (0.0150)	0.4907*** (0.0202)	0.5015*** (0.0276)
户籍（参照组：城城迁移）			
农民工	-0.1197*** (0.0111)	—	—
R ²	0.3742	0.2385	0.4349
观测值个数	20922	16096	4826

注：各回归均含常数项和表 3 中的控制变量；括号内数字为标准误；***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

（二）教育质量的影响

根据 Card and Krueger（1992），教育质量的差异可能造成相同受教育年限的不同群体间出现教育回报率的差异。本文将样本分为大专及以上高等受教育程度和高等受教育程度以下两组。由于基础教育阶段的教育资源按户籍所在地划分，农民工主要在农村或县城接受基础教育、高中阶段教育。

如果农村教育质量低是农民工教育回报率低的原因，则在高等受教育程度以下的群体中，农民工教育回报率应显著低于城城迁移人口，而这种差异在高等受教育群体中可能较小或不存在。表 7 显示，高等受教育程度组中农民工和城城迁移人口教育回报率无显著差异，而高等受教育程度以下组中农民工教育回报率显著低于城城迁移人口 1.41 个百分点。由此推断，教育资源质量差也是农民工在现居地教育回报率低于城城迁移人口的原因之一。

表 7 不同受教育程度群体中农民工和城城迁移人口教育回报率的差异

变量	高等受教育程度	高等受教育程度以下
受教育年限	0.0891*** (0.0109)	0.0499*** (0.0056)
户籍×受教育年限	9.21E-06 (0.0317)	-0.0141*** (0.0058)
R ²	0.3824	0.2215
观测值个数	3626	17296

注：各回归均含常数项和表 3 中的控制变量；括号内数字为标准误；***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

（三）农业就业经验和非农就业经验的影响

教育和经验存在替代效应和互补效应。即随着经验增加，教育对工资的边际影响下降，表现为替代效应；同时，教育所释放的能力信号被企业识别，加上“干中学”的作用，会产生经验和教育的互补效应。明瑟方程中可以通过两类就业经验和受教育年限的交叉项衡量两者间的净效应。

本文将流动人口就业经验分为农业就业经验和非农就业经验，城城迁移人口农业就业经验为 0，农民工农业就业经验为“首次迁移年龄-6-受教育年限”。表 8 中 OLS1 将经验分为农业就业经验和非农就业经验后引入表 3 的回归（1），OLS2 在 OLS1 的基础上进一步分别加入了农业就业经验和非农就业经验与受教育年限的交叉项，以解释不同类型经验与教育回报率的关系。表 8 中 OLS1 估计结果显示，农业就业经验和非农就业经验对流动人口小时工资对数的影响均呈显著的“倒 U 型”。引入两类就业经验和受教育年限的交叉项后，OLS2 估计结果显示，教育对工资对数的边际影响为： $0.0657 - 0.0016 \times \text{农业就业经验} + 0.0004 \times \text{非农就业经验}$ ，即受教育年限与农业就业经验为显著净替代效应，受教育年限与非农就业经验为显著净互补效应。根据动态监测，农民工平均非农就业经验为 7.30 年，农业就业经验为 10.49 年，城城迁移人口非农就业经验为 13.34 年。农民工非农就业经验缺乏、农业就业经验对教育的互补效应不足，也是农民工教育回报率相对较低的原因之一。

表 8 就业经验对农民工和城城迁移人口教育回报率差异的影响

变量	OLS1	OLS2
----	------	------

流动人口教育回报率的城乡户籍差异及其原因研究

受教育年限	0.0553 ^{***} (0.0018)	0.0657 ^{***} (0.0028)
农业就业经验×受教育年限	— —	-0.0016 ^{***} (0.0002)
非农就业经验×受教育年限	— —	0.0004 ^{**} (0.0002)
农业就业经验	0.0056 ^{***} (0.0014)	0.0270 ^{***} (0.0024)
农业就业经验的平方	-0.0001 ^{**} (0.0000)	-0.0004 ^{***} (0.0000)
非农就业经验	0.0349 ^{***} (0.0014)	0.0289 ^{***} (0.0024)
非农就业经验的平方	-0.0009 ^{***} (0.0001)	-0.0008 ^{***} (0.0001)
R ²	0.3735	0.3770
观测值个数	20922	20922

注：各回归均含常数项和表 3 中的控制变量；括号内数字为标准误；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

（四）城市劳动力市场分割的影响

特大城市实行严格的户籍制度，造成城市内劳动力市场新二元结构，其表现是：借鉴（2）式交叉项的形式，估计得到蓝领群体比白领群体教育回报率显著低 1.64 个百分点，非正规就业群体比正规就业群体教育回报率显著低 0.85 个百分点^①。根据动态监测，农民工中蓝领职业者比重为 92%，显著高于城城迁移人口的 65%，农民工更难获得教育回报率较高的白领职业。31%的农民工倾向于选择教育回报率较低的非正规就业，该比重显著高于城城迁移人口的 20%。在分割的劳动力市场上，农民工比城城迁移人口更易被边缘化，进入教育回报率较低的次要劳动力市场。

按就业属性、职业属性将流动人口分成若干组别，考察组内农民工和城城迁移人口教育回报率差异的变化。表 9 显示各组内农民工和城城迁移人口的教育回报率均存在显著差异。其中，非正规就业组流动人口教育回报率的户籍差异比正规就业组大；蓝领职业组流动人口教育回报率的户籍差异比白领职业组大。这说明，一是次要劳动力市场上的分割更为严重，这正是农民工主要进入的劳动力市场；二是即使农民工教育回报率偏低可能与农民工选择进入职业分层的较低领域或某些职业由于劳动力市场保护限制流动人口进入有关，但各种情况下农民工教育回报率仍低于城城迁移人口。

表 9 不同组别内流动人口教育回报率的户籍差异

^①囿于篇幅，详细估计结果从略，如有需要，请与本文作者联系索取。

流动人口教育回报率的城乡户籍差异及其原因研究

变量	就业属性		职业属性	
	非正规	正规	白领	蓝领
受教育年限	0.0699*** (0.0070)	0.0833*** (0.0032)	0.0823*** (0.0068)	0.0827*** (0.0034)
户籍×受教育年限	-0.0335*** (0.0076)	-0.0289*** (0.0035)	-0.0151* (0.0080)	-0.0370*** (0.0037)
R ²	0.2507	0.4132	0.4269	0.2938
观测值个数	6012	14910	2959	17963

注：各回归均含常数项和表3中的控制变量；括号内数字为标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

七、结论与讨论

本文从流动人口户籍差异的角度，为中国教育回报率的结构性差异提供了新的经验证据。研究发现，农民工教育回报率显著低于城城迁移人口，这已成为中国东南沿海地区，特别是北京、上海、广州等特大城市的突出现象。因此，尽管有研究证明流动人口教育回报率正趋近于本地城镇劳动力（严善平，2011），但由本文衍射出的思考是，流动人口教育回报率提升的贡献可能主要在于城城迁移人口教育回报率较高，农民工依旧是城市次要劳动力市场上的弱势群体，这本质上由附着在户籍制度上的教育资源分配和就业经验对当前劳动力市场的影响所致。

由此，流动人口教育回报率的城乡户籍差异，将对特大城市产生如下影响：首先，教育资源匮乏使农民工平均受教育年限低于城城迁移人口，农民工教育回报率偏低又抑制其人力资本投资积极性、降低其教育投资意愿，包括农民工对子女教育投资和对自身继续教育投资的意愿，从而形成农民工人力资本投资低与回报低的恶性循环，导致大规模农民工沦为特大城市中劳动力市场上的弱势群体，也阻碍特大城市形成统一的劳动力市场。其次，特大城市的流动人口中70%以上是农民工，这些农民工缺乏非农就业经验，农业就业经验对教育的互补效应不强，不利于农民工向现代产业工人转化，进而阻碍特大城市的创新发展和经济转型。这显示了非农就业经验和技能培训对农民工在城市部门就业的重要性。最后，当代农民工身上固化着户籍制度及附着在户籍制度上的教育资源分配等福利分配的痕迹，例如，教育投资不足、教育质量过低等，这造成农民工教育回报率偏低，影响了农民工整个生命周期内的就业和人力资本投资决策，使其就业边缘化、教育投资意愿弱化，从而揭示了户籍制度对特大城市乃至中国中长期人力资本积累的负面影响。

参考文献

1. 蔡昉、都阳、王美艳，2001：《户籍制度与劳动力市场保护》，《经济研究》第12期。
2. 常进雄、王丹枫，2010：《我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异》，《数量经济技术经济研究》第9期。

- 3.黄志岭、姚先国, 2009:《教育回报率的性别差异研究》,《世界经济》第7期。
- 4.李实、万海远, 2014:《劳动力市场培育与中等收入陷阱——评〈中国劳动力和市场发展报告 2011~2013〉》,《经济研究》第4期。
- 5.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。
- 6.任远、邬民乐, 2006:《城市流动人口的社会融合:文献述评》,《人口研究》第3期。
- 7.王海港、李实、刘京军, 2007:《中国城镇居民教育收益率的地区差异及其解释》,《经济研究》第8期。
- 8.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。
- 9.严善平, 2011:《中国大城市劳动力市场的结构转型——对2003年、2009年上海就业调查的实证分析》,《管理世界》第9期。
- 10.姚先国、赖普清, 2004:《中国劳资关系的城乡户籍差异》,《经济研究》第7期。
- 11.张车伟, 2006:《人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义》,《经济研究》第12期。
- 12.Card, D., and A. Krueger, 1992, “School Quality and Black-white Relative Earnings: A Direct Assessment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1): 151-200.
- 13.Chen, G. and S. Hamori, 2009, “Solution to the Dilemma of the Migrant Labor Shortage and the Rural Labor Surplus in China”, *China & World Economy*, 17(4): 53-71.
- 14.Chiswick, B. and P. Miller, 2009, “The International Transferability of Immigrants' Human Capital”, *Economics of Education Review*, 28(2): 162-169.
- 15.Hartog, J., 2000, “Over-education and Earnings: Where Are We, Where Should We Go?”, *Economics of Education Review*, 19(2): 131-147.
- 16.Iranzo, S., G. Peri, 2009, “Schooling Externalities, Technology, and Productivity: Theory and Evidence from US States”, *The Review of Economics and Statistics*, 91(2): 420-431.
- 17.Mwabu, G., and P. Schultz, 1996, “Education Returns across Quantiles of the Wage Function: Alternative Explanations for Returns to Education by Race in South Africa”, *American Economic Review*, 86(2): 335-39.
- 18.Zhang, J., and Z. Zhao, 2013, “Measuring the Income-distance Tradeoff for Rural-urban Migrants in China”, Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Papers, No. 7160.
- 19.Zhao, Y., 1997, “Labor Migration and Returns to Rural Education in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4): 1278-1287.

(作者单位: ¹上海大学经济学院;
²武汉大学经济与管理学院;
³浙江财经大学金融学院)
(责任编辑: 午言)