

# 农民工不同层次教育回报的异质性

## ——基于收入分布与不同群体的比较

刘玉萍<sup>1,2</sup>, 郭郡郡<sup>2\*</sup>

(1.西南民族大学 西南民族研究院, 四川 成都 610041; 2.西华师范大学 政治学研究所, 四川 南充 637009)

**摘要:** 基于 2016 年全国流动人口动态监测数据, 从收入分布和性别、城市规模及代际三个群体维度, 实证分析了农民工不同层次教育回报的异质性, 结果表明: 伴随收入分位的变化, 不同层次的教育表现出不同的收益变化趋势, 收入分位越高, 大学及以上学历的回报越高, 初中和高中/中专学历的回报越低。在不同收入分位上, 女性的教育回报均高于男性; 当收入分位较低时, 中小城市和新生代农民工的教育回报分别高于大城市和老一代农民工, 但随着收入分位的提高, 则后者的教育回报先后实现反超。教育对不同农民工群体收入差距具有不同影响, 不同性别农民工教育回报的差异较小; 相对于中小城市而言, 大城市农民工有更好的教育回报; 教育的禀赋优势, 尤其是更丰裕的高等教育禀赋, 则是新生代农民工收入超越老一代农民工的重要因素。

**关键词:** 农民工; 教育回报; 异质性; 收入差距

中图分类号: F08; G40-054

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2019)02-0031-09

### The heterogeneity of rural migrant workers' educational returns:

### Based on the comparison between income distribution and divergent groups

Liu Yu-ping<sup>1,2</sup>, Guo Jun-jun<sup>2\*</sup>

(1. Southwest Institute of Nationalities, Southwest University for Nationalities, Chengdu, Sichuan, 610041;

2. Institute of Political Science, West China Normal University, Nanchong, Sichuan, 637009)

**Abstract:** Based on the dynamic monitoring data of 2016 national migrant population, an empirical study was conducted to analyze the heterogeneity of rural migrant workers' educational returns in three dimensions: income distribution, city scale and intergeneration. The findings showed that the income of participants with different educational backgrounds tends to diverge with the changes in the income quartile. The higher the income quartile, the higher the educational returns of the participants with college education and above, and the lower the educational returns of those with junior middle school and high school/secondary education. On average the females' educational returns are higher than the males' in terms of different income quartile. When income quartile is lower, the educational returns of rural migrant workers from small and medium cities and the new generation are respectively higher than that of those from big cities and older generation. But with the improvement of income quartile, the educational returns of the latter surpass the former successively. Education has different effects on the income gap among different rural migrant worker groups, with a slight divergence in educational returns of different genders. Compared with those from small and medium cities, rural migrant workers from big cities enjoy better educational returns. The educational endowment strength, especially that of the higher education, is a major factor in generating the much higher income of the new generation than that of the older generation.

**Key words:** rural migrant workers; educational returns; heterogeneity; income gap

收稿日期: 2019 - 04 - 02

基金项目: 国家社科基金青年项目(15CMZ029); 西华师范大学 2017 年度英才科研基金项目(17YC570)

作者简介: 刘玉萍(1982—), 女, 副教授, 博士研究生, 主要研究方向为人口经济学、农村社会学。\*为通讯作者。

## 一、问题的提出

20 世纪 90 年代以来, 随着城市经济的发展以及人口流动限制的放松, 大量农业剩余劳动力从农村迁往城市, 在城市中形成规模巨大的农民工群

体。高收入预期是推动农民工离乡进城的基本动因,农民工的收入问题也一直为社会各界所关注。学界也从多个方面对农民工收入的决定因素进行了深入研究,其中,教育及其相关的人力资本一直被视为重要因子<sup>[1-2]</sup>。

学历教育或在职培训等人力资本投资形式与收入间的关系通常用教育回报率来衡量<sup>[3]</sup>。自人力资本理论诞生以来,尤其是经典的“Mincer收入方程”提出后,教育回报便被广泛用于测度分析教育的经济价值。学界对教育回报率的研究主要聚焦于两个方面:一是纵向探讨教育回报的差异性,即针对同一群体对象,比较不同学历或不同背景下教育回报的差别;二是横向比较教育回报的异质性,即针对不同群体对象,比较教育回报的群体差异,分析教育回报对群体间收入差距的影响。关于前者,已有研究大多证实各群体的受教育程度与收入水平正相关,即受教育程度越高,劳动者的收入水平一般也越高<sup>[4]</sup>;但随着发展阶段的不同<sup>[5,6]</sup>,以及在收入分布中位置的变化<sup>[7]</sup>,教育回报呈现出不同的变化趋势。关于后者,基于性别<sup>[8]</sup>、年龄<sup>[9]</sup>、族群<sup>[10,11]</sup>、区域<sup>[12]</sup>等维度的群体比较显示,教育在不同群体中具有明显异质性的回报,但教育在特定群体收入差距中发挥的作用,所得结论存在分歧。

在探究农民工的教育(或人力资本)回报时,既有研究通常将农民工视为同质的群体,很少考虑回报的异质性问题。事实上,对于不同收入水平的农民工,以及不同农民工群体而言,教育回报存在较大差异<sup>[13]</sup>。原因在于:一方面,农民工内部收入不平等明显<sup>[14]</sup>,且经常被赋予性别、流入地城市规模(中小城市和大城市)、代际(老一代和新生代)等群体特征标签<sup>[15]</sup>,表明农民工本身即为异质性较大的群体;另一方面,教育回报通常表现出明显的“对象敏感”性,针对不同群体特征,乃至不同收入的对象,研究者往往会得到相对不同的教育回报率<sup>[16-17]</sup>。

基于上述原因,部分学者比较分析了不同农民工群体教育回报的差异。郝翠红和李建民使用2014年全国流动人口调查数据发现,不同教育阶段的相对回报率在不同组别中的变化各不相同,且大专及以上学历的相对教育回报率都显著高出其他教育阶段<sup>[18]</sup>。毕先进和刘林平利用2006、2008和2010年珠三角农民

工的调查数据研究表明,经济增长并未给农民工带来较高的教育收益率<sup>[19]</sup>。谭静、王静和郝翠红等从户籍<sup>[20]</sup>、职业<sup>[21]</sup>、出生年代<sup>[18]</sup>等方面比较分析了农民工和城镇居民、不同职业的农民工群体以及不同出生年代农民工群体间教育回报的差异,研究显示,教育回报会因城乡户籍、职业,出生年代不同而不同。

纵观已有文献,目前对农民工教育回报的研究主要有以下局限:一是在研究内容上,虽然有研究探讨了农民工教育回报的群体异质性,但异质性的比较仅限于少数方面,缺乏更广泛维度的审视;二是由于已有研究多将农民工视为同质化群体,因此多采用普通最小二乘法(OLS)进行实证检验,主要关注教育或培训对收入的平均影响。鉴此,笔者拟基于2016年全国流动人口动态监测的大样本数据,比较分析教育在不同收入分布位置上的收益率差异以及不同学历教育回报随收入的变化趋势,并从收入分布和性别、城市规模及代际等三个常见的群体维度,实证检验农民工的教育回报的异质性,为有针对性地提高农民工收入提供决策参考。

## 二、模型与变量选择

### 1. 模型选择

在人力资本理论研究中,对特定群体教育回报率的估计多采用Mincer收入方程<sup>[22]</sup>,标准Mincer收入方程的线性形式为:

$$Y_i = \alpha + \beta edu_i + \gamma_1 exp_i + \gamma_2 exp_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式中, $Y_i$ 为研究对象(农民工) $i$ 的收入,通常以对数形式表示; $edu_i$ 为 $i$ 的受教育程度, $exp_i$ 和 $exp_i^2$ 分别为其工作经验及平方项, $\varepsilon_i$ 是随机误差项。实证中,所得 $edu_i$ 的参数估计值 $\beta$ 即为教育回报率。

然而,除教育与经验外,收入还与多种因素有关,由于这些因素并不包含在标准的Mincer收入方程中,使得在进行经验研究时,方程的解释能力有限。因此,实证研究通常以增加控制变量的方法<sup>[23]</sup>对标准收入方程进行拓展,将其设定为:

$$Y_i = \alpha + \beta edu_i + \gamma_1 exp_i + \gamma_2 exp_i^2 + \sum_j \delta_{ji} x_{ji} + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2)式中, $\sum_j x_{ji}$ 为除教育与经验外,对收入有影响的其他变量因素。

在对拓展后的Mincer方程进行经验估计时,既

有文献通常采用 OLS 方法。而 OLS 方法估计的是教育对收入的均值影响,并不适合对“不同收入分布上教育回报异质性”的检验,故本研究拟采用分位数回归(Quantile Regression, QR)方法。分位数回归的思想最早由 Koenker 和 Bassett 提出<sup>[24]</sup>,是在均值回归基础上的拓展,其参数模型为:

$$Q_{\tau}(Y_i | X_i) = \alpha_{i\tau} + \varphi_{i\tau} X_i + \varepsilon_{i\tau} \quad (3)$$

(3) 式中,  $Q_{\tau}(Y_i | X_i)$  表示给定向量  $X$  的情况下研究对象(农民工)  $i$  在  $\tau$  分位点上的收入值,  $X$  为收入的影响因素向量。据此式可知,随着分位点取值由 0 到 1,可得所有被解释变量在解释变量上的条件分布轨迹。

Koenker 和 Bassett 的分位数回归方法<sup>[24]</sup>实际上是条件分位数回归(Conditional Quantile Regression, CQR),其结果只能显示在相同的特征条件下,受教育程度差异对收入的异质性影响。由于 CQR 的经济学意义阐释基于过多甚至是不必要的特征条件,其结果与政策制定者所关心的问题很有可能并不一致。无条件分位数回归(Unconditional Quantile Regression, UQR)技术正是对于 CQR 的补充和拓展,由于无特征条件的约束,UQR 的适用范围大大拓宽,在基于微观数据的实证研究中,特别是在劳动经济学与经济政策评估中得到了广泛应用<sup>[25]</sup>。在近期的研究中,由 Firpo 等提出的再中心化影响函数(Recentered Influence Function, RIF)回归方法<sup>[26]</sup>,即是一种具有较大影响的 UQR 方法,其  $Q_{\tau}$  分位数的 RIF 方程可表述为<sup>[27,28]</sup>:

$$RIF(Y_i; Q_{\tau}^i, F_{Y_i}) = Q_{\tau} + \frac{\tau - I(Y_i \leq Q_{\tau}^i)}{f_{Y_i}(Q_{\tau}^i)} \quad (4)$$

(4) 式中,  $Q_{\tau}$  为  $F_{Y_i}$  分布的分位数函数,  $f_{Y_i}$  为  $Y$  的边际密度函数。当  $RIF(Y_i; Q_{\tau}^i, F_{Y_i})$  可以表示为自变量的线性函数时,有  $RIF(Y_i; Q_{\tau}^i, F_{Y_i}) = X_i \varphi_i + \varepsilon_i$ , 此时,将得到的 RIF 变量对解释变量  $X$  进行 OLS 回归,即得到各分位点上的参数估计值。

教育对群体间收入差距的影响可能源于两个方面:一方面,不同群体可能具有不同的教育结构,由此会因教育禀赋差异引致收入差距,可将之称为教育的禀赋效应;另一方面,即使是同等教育水平,由于不同群体就业环境等方面的差异,也可能具有不同的教育回报,由此会因教育收益差异引致收入差距,可将之称为教育的收益效应。要厘清不同收

入分布上教育对群体间收入差距的影响,以及其中禀赋效应和收益效应作用的相对大小,有必要进一步进行分位数解析。

传统的 Blinder-Oaxaca 分解方法是基于线性回归的均值分解,仅能用来分析不同群体间收入均值的差异,而 Firpo 等在 RIF 回归方法基础上发展出的无条件分位数分解方法<sup>[26]</sup>,能够更加准确地对两个群体不同分位点上的收入差距进行分解,从而可用于分析不同收入分布上的收入差异及其来源。在无条件分位数回归下,收入差异可表述为<sup>[29]</sup>:

$$RIF(Y_h; Q_{\tau}^h) - RIF(Y_l; Q_{\tau}^l) = (\bar{X}^h - \bar{X}^l) \cdot \hat{\gamma}_{\tau} + [\bar{X}^h \cdot (\varphi_{\tau}^h - \hat{\gamma}_{\tau}) + \bar{X}^l \cdot (\hat{\gamma}_{\tau} - \varphi_{\tau}^l)] \quad (5)$$

(5) 式中,上标  $h$  和  $l$  分别表示进行收入差距比较的高收入群体和低收入群体,  $\hat{\gamma}_{\tau}$  是基于 RIF 回归估计出的第  $\tau$  百分位上的无歧视收入结构,  $X$  为劳动力特征变量(包含常数项),  $(\bar{X}^h - \bar{X}^l) \cdot \hat{\gamma}_{\tau}$  是特征差异,用以衡量禀赋效应对收入差距的影响,  $[\bar{X}^h \cdot (\varphi_{\tau}^h - \hat{\gamma}_{\tau}) + \bar{X}^l \cdot (\hat{\gamma}_{\tau} - \varphi_{\tau}^l)]$  是系数差异,可用于衡量收益效应对收入差距的影响。

## 2. 变量选择

本研究采用上述拓展后的 Mincer 收入方程对农民工教育回报的相关议题进行实证检验,所涉变量主要有三类,分别为标准 Mincer 收入方程中的收入水平因变量、教育及经验自变量,以及标准 Mincer 收入方程中不包括但也可能影响对象收入的一系列控制变量。

收入因变量:由于相当部分农民工的就业具有临时性,为尽可能保持分析样本的完整性,对处于就业状态的农民工,上个月就业的纯收入作为其收入水平的度量,对暂时处于失业状态的农民工,则以上次就业的纯收入作为其收入水平的度量,且为减少异常值对估计的干扰,所有的收入数值均进行了对数处理。

教育和经验自变量:根据农民工的受教育情况,将其教育程度分为四个等级,分别为小学及以下、初中、高中/中专、大学及以上,并以此有序四分类变量作为其教育水平的度量;工作经验以其工作年限表示,根据农民工的年龄和受教育年限估算而得,假设农民工 6 岁开始接受教育,受教育之后即投身劳动力市场,可得工作经验估算方法为“工作经验=年龄-受教育年限-6”。

控制变量:参照已有文献<sup>[13]</sup>并基于本文研究目的,影响居留城市农民工收入的控制变量可分为三

类,分别为就业特征变量、个体特征变量和迁移特征变量。其中,就业特征变量包括周工作时长和就业身份;个体特征变量包括性别、年龄、年龄的平方、民族、户口性质、婚姻状况、代际;迁移特征变量则包括流动范围,是否独自流动,以及流迁城市的规模。

### 三、数据来源与样本特征

本研究数据来源于国家卫生计生部门组织的

“2016年全国流动人口卫生计生动态监测调查(以下简称流动人口动态监测)”。该流动人口动态监测采用分层、多阶段的PPS抽样方法,调查对象为在流入地居住一个月及以上,年龄15周岁及以上的非流入地区(县、市)户口的农民工,调查时点为2016年5月。共得到有效问卷169000份,在删除含有缺失值的样本之后,有效样本量共为125706个。样本特征如表1所示。

表1 样本描述性统计特征

类别	变量	赋值	均值			
			全体	0.1分位	0.5分位	0.9分位
标准 Mincer 方程变量	收入	月纯收入的对数	8.21	7.34	8.14	8.81
	教育水平	1=小学及以下, 2=初中, 3=高中/中专, 4=大学及以上	2.39	2.05	2.32	2.73
	城市工作经验	工作年限	8.07	7.96	7.23	8.67
	工作经验的平方	工作年限的平方	108.93	112.02	92.92	116.41
就业特征	周工作时长	每周工作的小时数	55.13	56.51	54.18	54.66
	就业身份	1=雇员, 2=雇主, 3=自营劳动者, 4=其他	1.65	1.85	1.34	1.77
个体特征	性别	1=男, 2=女	1.42	1.56	1.45	1.29
	年龄	当前实际年龄	35.86	37.92	34.49	35.34
	年龄的平方	当前实际年龄的平方	1374	1558	1280	1306
	民族	1=汉族, 2=少数民族	1.06	1.08	1.08	1.04
	户口性质	1=农业, 2=非农业	1.16	1.10	1.12	1.24
	婚姻状况	1=无配偶, 2=有配偶, 3=离婚或丧偶	1.87	1.88	1.80	1.92
	代际	0=老一代农民工, 1=新生代农民工	0.56	0.46	0.61	0.61
	迁移特征	流动范围	1=跨省, 2=省内跨市, 3=市内跨县	1.43	1.59	1.37
	是否独自流动	1=是, 2=否	1.59	1.67	1.52	1.57
	城市规模	0=中小城市, 1=大城市	0.45	0.34	0.43	0.55

注:代际的划分标准参照刘传江<sup>[30]</sup>、张斐<sup>[31]</sup>等,以出生年份为界,出生于1980年以前的为老一代农民工,1980年及其以后的则为新生代农民工;城市规模的划分以流入地城市的行政级别为准,其中,副省级及其以上城市视为大城市,否则视为中小城市;0.1分位、0.5分位和0.9分位分别统计了各变量在低分位、中位和高分位处的均值。

表1显示,在0.1、0.5和0.9收入分位上,大部分变量的均值呈现出显著差异,显示出不同收入水平农民工较强的异质性。从受教育程度看,随着收入分位的提高,平均受教育水平呈递增趋势,体现了农民工的教育与收入的正相关性。

基于均值差异的t检验,从性别、城市规模和代际三个维度,比较了特定农民工群体收入和教育水平的差异。全样本检验结果(表2)显示:男性农民工的平均收入显著高于女性,平均受教育程度略高于女性;小城市农民工的平均收入和受教育程度均显著低于大城市;老一代农民工的平均收入略低于新生代农民工,而平均受教育程度前者显著低于后者。虽然不同收入分位上的检验大体保持了与全样

本一致的符号,但数值出现较大波动,体现了农民工收入和教育水平差异的“分布敏感”特性。全样本检验结果表明,农民工的收入和教育水平具有分布和群体的双重差异,当考察农民工教育回报的异质性时,有必要从分布和群体二元维度进行探讨。

表2 不同维度农民工收入和教育水平差异

维度		全体	0.1分位	0.5分位	0.9分位
收入	性别	0.226***	-0.020***	0.005***	-0.006**
	城市规模	-0.209***	-0.092***	-0.003***	-0.011***
	代际	-0.079***	-0.027***	0.003***	-0.004*
教育水平	性别	0.009*	-0.009	-0.141***	-0.068***
	城市规模	-0.243***	-0.073***	-0.080***	-0.375***
	代际	-0.648***	-0.661***	-0.623***	-0.623***

注:此处报告的为两组变量均值差异的t检验;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著。

#### 四、实证研究及其结果分析

本研究首先基于拓展后的 Mincer 方程,通过对全体样本和分类样本进行无条件分位数回归,以比较分析不同分布和群体农民工教育回报的异质性;再基于不同的群体维度,采用分位数分解方法,进一步探讨教育对群体收入差距的影响。

##### 1. 全体样本的结果分析

表 3 全体样本的 OLS 回归结果显示,不同教育水平变量的参数估计值均显著为正,表明与仅有“小学及以下”学历的农民工相比,“初中”、“高中/中专”和“大学及以上”学历的农民工,均具有显著更高月收入。从参数估计值的相对大小看,随着学历层次的提高,农民工的教育回报率递增。由此,关于教育回报的普遍发现在农民工中同样适用,即平均而言,受教育水平越高,收入也越高。

表 3 全体样本的 OLS 回归和无条件分位数回归结果

变量	OLS 回归	分位数回归				
		0.1 分位	0.25 分位	0.5 分位	0.75 分位	0.9 分位
初中	0.097*** (13.27)	0.044*** (11.76)	0.397*** (12.76)	0.063*** (11.77)	0.023*** (8.16)	0.013*** (2.66)
高中/中专	0.201*** (22.58)	0.067*** (16.13)	0.668*** (19.00)	0.137*** (21.04)	0.065*** (17.75)	0.059*** (8.40)
大学及以上	0.450*** (42.21)	0.096*** (22.31)	1.076*** (28.99)	0.272*** (37.10)	0.172*** (38.27)	0.251*** (22.37)
R <sup>2</sup> /Adj-R <sup>2</sup>	0.2557	0.0975	0.1308	0.1905	0.2140	0.1510
样本数	125 706			125706		

注:限于篇幅,此处未报告除“教育水平”之外其他变量的系数估计结果;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。

无条件分位数回归结果显示<sup>①</sup>,虽然在各分位点内,仍呈现出教育水平与收入的正相关,但当进行分位点间的横向比较时,却不难发现,不仅同一学历的回报在不同分位点上表现出较大波动,且随着收入分位的变化,不同教育水平的回报呈现出不同的变化趋势。图 1 展示了每 0.01 收入分位各教育水平的回报及相应的趋势拟合线。

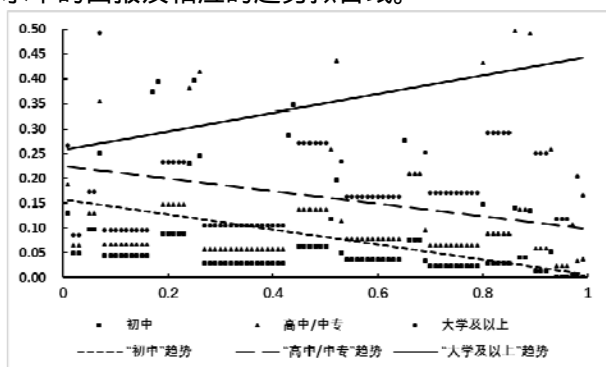


图 1 不同收入分位上的教育回报及趋势拟合线

不同收入分位上的教育回报所描画的散点显示,散点的离群值较多,且在某些分位点区间如 0.08~0.16 分位点区间,0.27~0.42 分位点区间等,大量散点位于同一水平位置(图 1)。据此可知,在不同的收入分布上,农民工的教育回报表现出“整体波动,局部稳定”的特点。

在不同教育水平回报的趋势拟合线中,“初中”和“高中/中专”回报为下倾线,而“大学及以上”

回报为上倾线。这说明,随着收入的改善,大学以下学历的回报有渐降的趋势,而高等教育的回报则有渐增的趋势,农民工的教育回报表现出类似“马太效应”,收入越高,高学历的回报也越大。考虑到“大学及以上”学历及高收入的农民工更可能“市民化”为城市人口,从而不再包含在“流动人口动态监测”的样本内,这将导致对高学历回报的低估<sup>[32]</sup>,因此可以预期,在高收入分位上,“大学及以上”学历的回报势必更高,回报的“马太效应”也应更为明显。

##### 2. 基于性别比较的结果分析

从统计上看,男性农民工的平均收入远高于女性,但二者平均教育水平的差异却很小,表明农民工的性别收入差距并非主要来自教育。图 2 显示,随着收入分位的提高,男性和女性不同学历的回报虽然具有近似的趋势方向,但二者趋势线的位置和斜率不同。从相对位置看,无论是何学历,女性回报的趋势线均位于男性之上,表明女性农民工各教育水平的回报均优于男性;从相对斜率来看,“初中”回报的下倾趋势线的斜率,女性高于男性,但“大学及以上”回报的上倾趋势线的斜率,女性则略低于男性,表明收入越低,男女教育回报的差距越大,二者的教育回报率差异表现出女性占优的“粘地板效应”<sup>[33]</sup>。

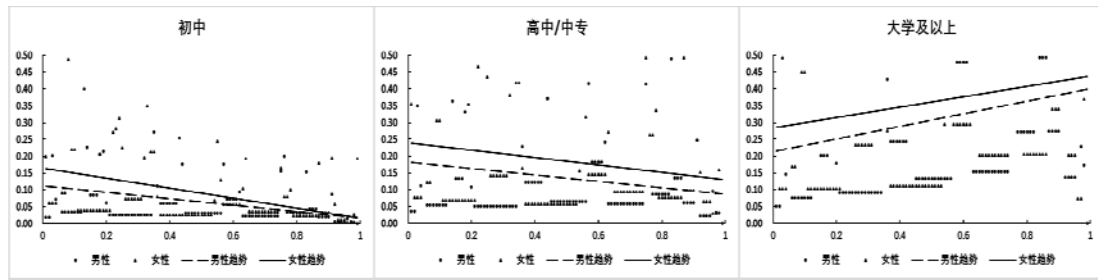


图 2 男性和女性不同学历回报的比较

在对性别收入差异进行分解后，表 4 显示，无论是全体样本，还是在不同的收入分位点上，男性农民工的收入均高于女性，且二者的收入差距主要源自系数差异。教育相关变量的分解结果显示，从特征差异看，男性农民工大学以下学历的禀赋高于女性，“大学及以上”学历的禀赋低于女性，而从系数效应看，女性相对更高的教育收益率则有助于缩小性别收入差距。现实中，教育对性别收入差距

的影响来自禀赋效应和收益效应的综合作用，而如果将教育相关变量的特征差异和系数差异中对应参数相加，不难发现，尽管数值多为负，但其参数值相对于总差异而言极小，这意味着即便教育有减少性别收入差距的倾向，其对收入差距的“缩减”作用也极其有限。换言之，在性别收入差异的形成中，教育并没有发挥太大的作用。

表 4 基于性别的收入差异分解

样本	总差异	特征差异				系数差异			
		总和	初中	高中/中专	大学及以上	总和	初中	高中/中专	大学及以上
全体	0.233***	0.010***	0.004***	0.008***	-0.002*	0.227***	-0.014***	-0.011***	-0.003
0.1 分位	0.092***	0.001	0.008***	0.011***	-0.002*	0.093***	-0.085***	-0.050***	-0.059***
0.2 分位	0.380***	0.001**	0.002***	0.003***	-0.000*	0.380***	0.010**	0.008***	0.012***
0.3 分位	0.181***	0.004***	0.003***	0.005***	-0.001*	0.180***	-0.022***	-0.018***	-0.022***
0.4 分位	0.178***	0.002***	0.001***	0.002***	-0.000*	0.174***	0.016***	0.013***	0.021***
0.5 分位	0.324***	0.002***	0.001***	0.002***	-0.000*	0.323***	0.002	0.001	0.003***
0.6 分位	0.256***	0.008***	0.002***	0.005***	-0.001*	0.248***	0.008	0.007**	0.029***
0.7 分位	0.230***	0.005***	0.001***	0.004***	-0.001*	0.227***	-0.006**	-0.007***	-0.008***
0.8 分位	0.205***	0.005***	0.001***	0.003***	-0.001*	0.200***	0.005	0.002	0.011***
0.9 分位	0.241***	0.008***	0.001***	0.004***	-0.001*	0.235***	-0.006	-0.007**	-0.011***

注：以“男性”为基础进行的收入差异分解；限于篇幅，此处仅报告了每 0.1 分位的分解结果；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。

3. 基于城市规模比较的结果分析

与中小城市相比，大城市一般拥有更为有效的劳动力市场，有助于实现教育与就业的更好匹配。但同时，由于大量农民工选择流入大城市，在大城市就业面临更为激烈的竞争，从而可能在一定程度上削弱高学历的“含金量”。不同学历回报的趋势

线显示，在低收入分位上，中小城市各教育水平的回报均高于大城市，但由于趋势线的斜率不同，随着收入分位的逐渐提高，大城市不同学历的回报先后实现了逆转，且学历越高，逆转发生的越早（图 3）。这一变化过程不仅表明，大城市中高收入农民

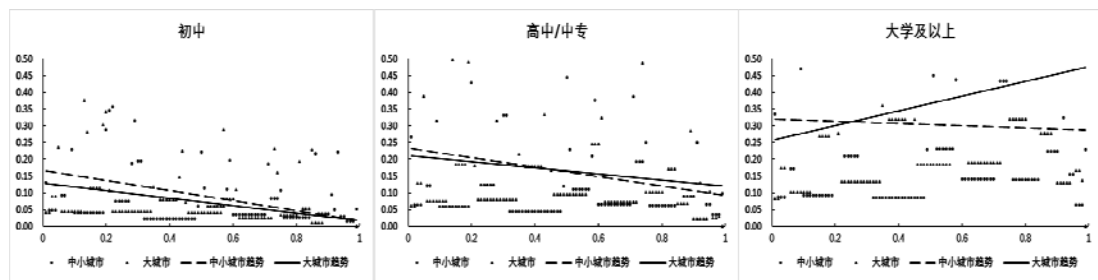


图 3 中小城市和大城市不同学历回报的比较

工教育的价值更易体现,且从发生逆转的先后次序可知,学历越高,在大城市中可能的获益也越多。随着收入分位的提高,大城市的教育回报与中小城市的差距逐渐拉大,逐渐显现出教育回报大城市占优的“天花板效应”。

基于城市规模对收入差异进行分解后,表 5 显示,全体样本以及各分位点上,大城市农民工的收入均显著高于中小城市,且特征差异和系数差异均对总差异的形成有所贡献,但在不同分位点上,二者作用的相对大小不同<sup>②</sup>。教育相关变量的分解结果显示,从特征差异看,“初中”学历的农民工多

待在中小城市,而“高中/中专”和“大学及以上”学历的农民工更可能流入大城市。系数差异则表明,在收入差距的形成中,“初中”学历的收益效应并不具有显著影响,但“高中/中专”和“大学及以上”学历在大城市更高的收益为其相对更高的收入作出了贡献,且“大学及以上”学历的作用大于“高中/中专”学历。综合考虑特征差异和系数差异,不难发现,大城市不仅聚集了相对更多的较高学历的农民工(禀赋效应),且较高学历在大城市也能够获得相对更好的收益(收益效应),二者共同成为大城市农民工更高收入的重要致因。

表 5 基于城市规模的收入差异分解

样本	总差异	特征差异				系数差异			
		总和	初中	高中/中专	大学及以上	总和	初中	高中/中专	大学及以上
全体	0.215***	0.153***	-0.007***	0.007***	0.032***	0.158***	-0.003	0.008***	0.019***
0.1 分位	0.037***	0.053***	-0.003***	0.002***	0.008***	0.024***	0.003	0.003	0.001
0.2 分位	0.295***	0.386***	-0.020***	0.017***	0.060***	0.211***	0.028	0.026**	0.019***
0.3 分位	0.038***	0.287***	-0.013***	0.013***	0.051***	0.023***	-0.078***	-0.051***	-0.050***
0.4 分位	0.157***	0.043***	-0.002***	0.002***	0.008***	0.120***	0.030***	0.027***	0.026***
0.5 分位	0.217***	0.425***	-0.015***	0.017***	0.077***	0.195***	-0.093***	-0.070***	-0.077***
0.6 分位	0.108***	0.057***	-0.002***	0.003***	0.013***	0.046***	0.024***	0.036***	0.055***
0.7 分位	0.213***	0.057***	-0.002***	0.003***	0.013***	0.195***	-0.006*	0.001	0.006***
0.8 分位	0.206***	0.049***	-0.002***	0.002***	0.013***	0.172***	0.003	0.008***	0.021***
0.9 分位	0.406***	0.075***	-0.003***	0.003***	0.020***	0.388***	-0.020***	-0.013***	-0.011***

注:以“大城市”为基础进行的收入差异分解;限于篇幅,此处仅报告了每 0.1 分位的分解结果;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。

#### 4. 基于代际比较的结果分析

改革开放以来,各层次教育均处于快速扩张之势。这种教育扩张,一方面大大提高了年轻世代群体的整体教育水平,另一方面,也使年轻劳动者面临更为激烈的学历竞争,从而可能降低学历本身的收益率。图 4 显示,在低收入分位上,新生代农民工各教育水平的回报均高于老一代,但由于二者趋

势线的斜率不同,至较高收入分位,老一代农民工各学历的教育回报均实现了对新生代的反超。从教育扩张的角度看,“大学及以上”学历对老一代农民工尚属“奇货可居”,因此随着收入提高,回报优势越来越明显,相应的,“初中”学历在新生代农民工中已属极低学历,因此随着收入提高,其回报快速下降,至高收入分位上甚至变为负值。

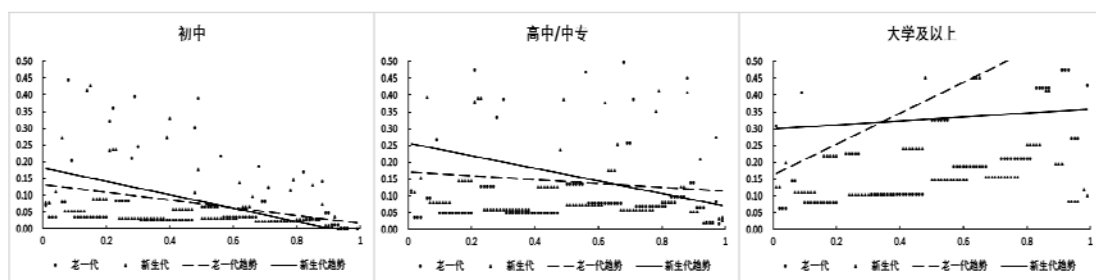


图 4 老一代和新生代农民工不同学历回报的比较

从代际的维度对农民工的收入差异进行分解,表 6 显示,全体样本以及各分位点上,新生代农民

工的收入均显著高于老一代农民工,且特征差异在二代农民工收入差距的形成中发挥了主导作用。教

育相关变量的分解结果显示,从特征差异看,与老一代农民工相比,新生代农民工中“初中”学历的相对更少,“高中/中专”学历和“大学及以上”学历的相对更多,其中高等教育的禀赋优势尤为明显。与特征差异相比,统计上显著的系数差异的参数估计值虽然多为负,但其绝对值普遍较小,表明

新生代农民工教育收益的劣势远低于教育禀赋的优势,且这一点在“大学及以上”学历中表现得尤为突出。据此可知,总的来看,教育是影响农民工代际收入差距的变量,且发挥主要作用的是禀赋效应,其中,高等教育在新生代农民工中的快速扩张尤为关键。

表6 基于代际的收入差异分解

样本	总差异	特征差异				系数差异			
		总和	初中	高中/中专	大学及以上	总和	初中	高中/中专	大学及以上
全体	0.104***	0.210***	-0.005***	0.020***	0.090***	0.057**	0.003	0.003	-0.011***
0.1分位	0.028***	0.023**	-0.002***	0.005***	0.013***	-0.078***	0.009*	0.005***	0.002***
0.2分位	0.222***	0.023**	-0.002***	0.005***	0.013***	-0.055	0.027***	0.015***	0.009***
0.3分位	0.017*	0.280***	-0.013***	0.042***	0.114***	-0.060***	-0.110***	-0.052***	-0.041***
0.4分位	0.102***	0.047***	-0.001***	0.005***	0.017***	-0.754***	0.156***	0.094***	0.067***
0.5分位	0.180***	0.134***	-0.003***	0.015***	0.052***	0.118***	-0.017***	-0.010***	-0.012***
0.6分位	0.032***	0.076***	-0.002***	0.008***	0.030***	-0.031**	-0.002	-0.001	-0.003***
0.7分位	0.141***	0.348***	-0.004***	0.028***	0.124***	0.150***	-0.031***	-0.032***	-0.041***
0.8分位	0.143***	0.092***	-0.001***	0.008***	0.033***	0.258***	0.003	0.002	0.003***
0.9分位	0.055***	0.379***	-0.002***	0.015***	0.131***	0.306***	-0.019***	-0.014***	-0.042***

注:以“新生代”为基础进行的收入差异分解;限于篇幅,此处仅报告了每0.1分位的分解结果;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著。

## 五、研究结论及其政策含义

本研究基于2016年全国流动人口动态监测的大样本调查数据,以拓展后的Mincer方程为基本框架,采用无条件分位数回归及其分解方法,定量检验了不同收入分布下农民工教育回报的异质性,并从性别、城市规模和代际三个维度,比较分析了不同农民工群体不同层次教育回报的异质性,可以得出如下结论:

(1)整体来看,农民工的教育回报与教育层次成正比,且随着收入的提高,“初中”和“高中/中专”学历的回报有下降的趋势,“大学及以上”学历的回报则有上升的趋势。

(2)随着收入分位的变化,不同农民工群体展示出不同的教育回报变化趋势,其结果是:从性别角度看,尽管各分位点上女性农民工的教育回报均高于男性,但随着收入分位的提高,二者的差异逐渐缩减;从城市规模和代际的角度看,低收入分位上,中小城市和新生代农民工各层次教育的回报分别高于大城市和老一代农民工,但随着收入分位的提高先后出现逆转,大城市和老一代农民工自此具有更高的教育回报,之后回报优势更有扩大的

趋势。

(3)教育并非导致农民工性别收入差距的主要原因,但在农民工不同城市规模和代际收入差距的形成中发挥了重要作用,其中,教育的禀赋效应和收益效应共同推动了大城市农民工相对于中小城市的收入优势,而禀赋优势,尤其是高等教育方面的禀赋优势,则是导致新生代农民工相对于老一代收入更高的原因。

虽然教育对农民工收入的提高具有明显积极的作用,但也应意识到,教育对收入的促进具有明显的分布差异和群体差异。从分布角度,本研究在农民工群体中,再次证实了高等教育的“马太效应”,即高学历往往对高技能或高收入的劳动者更有利<sup>[34]</sup>。由于高学历更有利于高收入的农民工,低收入农民工便会面临双重劣势:一方面,受教育程度普遍较低,另一方面,学历对其收入的影响也很有限。在此情形下,出现“读书无用”的思维也就不足为奇了,这甚至会影响其对教育的认知和对下一代教育的投入。因此,欲使低收入者跳出“低学历—低收入”陷阱,政府应发挥积极的外部作用,有针对性地增加低收入农民工家庭的教育补贴和投入,从而降低低收入家庭受教育的成本,以期早



日形成学历和收入的良性循环。

从群体的角度,教育回报具有明显的群体异质性,且教育对不同群体间的收入差距具有不同的影响,这也从教育回报的维度为一些现象提供了解释和支撑,如并没有针对女性农民工的教育收益“歧视”,甚至教育对女性收入的提高更有利;高学历劳动者更多地流入大城市,更高的教育回报是重要原因;高等教育在新生代农民工群体中的扩张,大大推动了其收入的增长,等。

当然,本研究的不足也是显而易见的。因数据和方法的局限,本研究并未考虑“高能力者同时具有高学历和高收入”这一内生性问题,因此,本研究所讨论的教育回报,实际上可能“混杂”了能力等变量的影响。此外,由于不同收入分位上估计的教育回报的差异较大,某些分位点出现了明显的离群值,导致趋势线的拟合并不完美,本文拟合的教育回报的变化趋势,也可能仅仅提供了一个研究方向。因此,随着更全面的调研数据和更有效的实证方法的出现,后继研究者可从这两个方面强化相关研究,从而进一步加深对农民工异质性教育回报的理解。

#### 注释:

- ① 限于篇幅,此处仅呈现了 0.1 分位、0.25 分位、0.5 分位、0.75 分位和 0.9 分位的估计结果,如需更详细的分位数回归结果,可向作者索取。
- ② 大体表现为,低收入分位上,特征差异发挥相对更大的作用,而高收入分位上,系数差异则是中小城市和大城市流动人口收入差距产生的主要原因。

#### 参考文献:

- [1] 刘林平,张春泥.农民工工资:人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境?——珠江三角洲农民工工资的决定模型[J].社会学研究,2007(6):114-137.
- [2] 武向荣.中国农民工人力资本收益率研究[J].青年研究,2009(4):34-46.
- [3] 方超,罗英姿.中国农村居民的教育回报及其变动趋势研究——兼论农村地区人力资本梯度升级的现实意义[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(3):74-85.
- [4] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to investment in education: a further update[J]. Education Economics, 2004, 12(2): 111-134.
- [5] Psacharopoulos G. Returns to Education: A Further International Update and Implications[J]. Journal of

Human Resources, 1985, 20(4): 583-604.

- [6] Zhang J, Zhao Y, Park A, et al. Economic returns to schooling in urban China, 1988 to 2001[J]. Journal of Comparative Economics, 2005, 33(4): 730-752.
- [7] Balestra S, Backes-Gellner U. Heterogeneous returns to education over the wage distribution: Who profits the most? [J]. Labour Economics, 2017, 44(91): 89-105.
- [8] Jacob B A. Where the boys aren't: non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education[J]. Economics of Education Review, 2002, 21(6): 589-598.
- [9] Duraisamy P. Changes in returns to education in India, 1983-94: by gender, age-cohort and location[J]. Economics of Education Review, 2002, 21(6): 609-622.
- [10] Welch F. Black-White Differences in Returns to Schooling[J]. American Economic Review, 1973, 63(5): 893-907.
- [11] Kimmel J. Rural wages and returns to education: Differences between whites, blacks, and American Indians[J]. Economics of Education Review, 1997, 16(1): 81-96.
- [12] Salehiisfahani D, Tunali I, Assaad R. A Comparative Study of Returns to Education of Urban Men in Egypt, Iran, and Turkey[J]. Middle East Development Journal, 2009, 1(2): 145-187.
- [13] 郑猛.教育扩张下流动人口教育收益率与收入差距[J].教育与经济,2017,33(5):48-60.
- [14] 李中建.农村迁移劳动力的就业身份与收入差异——基于对北京市流动人口的调查[J].经济经纬,2013(5):30-34.
- [15] 马小红,段成荣,郭静.四类流动人口的比较研究[J].中国人口科学,2014(5):36-46.
- [16] 葛玉好.教育回报异质性问题研究[J].南方经济,2007(4):11-21.
- [17] 邢春冰,贾淑艳,李实.教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响[J].经济研究,2013(11):114-126.
- [18] 郝翠红,李建民.不同出生年代组流动人口相对教育回报率的变化[J].南方人口,2017,32(2):22-33.
- [19] 毕先进,刘林平.农民工的教育收益率上升了吗?——基于 2006、2008、2010 年珠三角农民工问卷调查的分析[J].人口与发展,2014,20(5):52-60.
- [20] 谭静,余静文,李小龙.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[J].中国农村观察,2017(1):82-96.
- [21] 王静,武舜臣.教育回报率的职业差异与新生代农民工职业流动——基于 2010 年流动人口动态监测数据分析[J].教育与经济,2015(6):61-68.