

## 中学教育对城镇居民收入的影响效应

陈漫雪<sup>a</sup>, 吕康银<sup>a</sup>, 王文静<sup>b</sup>

(东北师范大学 a.商学院; b.政法学院, 吉林 长春 130117)

**摘要:**以 2008 年中国城镇家庭收入项目中的数据 and 历年宏观统计数据为研究样本, 探讨中学教育质量对城镇居民收入的影响效应。研究表明, 中学教育质量不仅对城镇居民收入具有显著的正向作用, 而且能够有效改善教育数量的收入回报, 教育数量的收入回报率为 11.2%~16.4%, 教育质量的收入回报率为 0.7%~1.8%; 中学教育质量对于城镇居民是否上大学的门槛作用相对更大; 对中等收入群体来说, 中学教育质量对其收入的影响更加显著。

**关键词:** 中学教育; 教育质量; 城镇居民; 收入回报; 影响效应

中图分类号: F240

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2015)06-0083-07

### Influence effect of middle school education on urban residents' income

CHEN Manxue<sup>a</sup>, LV Kangyin<sup>a</sup>, WANG Wenjing<sup>b</sup>

(a.School of Business; b.College of Politics and Law, Northeast Normal University, Changchun 130117, China)

**Abstract:** Employed the data of Chinese Household Income Project(CHIP2008) and macro statistics over the years, the text tries to explore the influence effect of middle school education on urban residents' income. The results show that middle school education quality not only has a significant positive effect on income, but also can improve the return to quantity. The return to education quantity is between 11.2% and 16.4%, while the return to education quality is between 0.7% and 1.8%. The threshold effect of education quality is relatively larger. In addition, education quality has more obvious effect on moderate-income group's income.

**Keywords:** Middle school education; education quality; urban residents; return to income; the influence effect

### 一、问题的提出

人力资本理论认为, 教育能够影响劳动者的收入水平, 教育不平等是导致个体收入不平等的重要原因之一。20 世纪 80 年代末, 国内外学者开始关注教育收入回报问题。当前教育与收入之间的关系、教育回报率的变化趋势以及教育水平对收入水平的影响等问题已成为劳动经济学、教育经济学领域的研究热点。Jamison 和 Gaag 使用甘肃省徽县的相关微观调查数据, 通过明瑟方程进行估算, 研究得出中国城镇教育回报率为 4.7%左右<sup>[1]</sup>。此后, 李

实、Zhang、Brau、姚先国、王海港、王美艳和张兴祥等人分别从城乡、行业、性别等不同角度对教育收入回报问题进行研究, 证实了教育对劳动力收入的影响<sup>[2-8]</sup>, 但对不同收入阶层教育数量回报率的研究结果出现了分化。Knight 和 Song、Bishop、邢春冰等学者认为高分位回归中的教育回报率低于低分位回归中的回报率<sup>[9-11]</sup>; 高梦滔和和云的研究结果则表明, 女性劳动力高分位回归中的教育回报率高于低分位回归中的回报率<sup>[12]</sup>。一种可能是由于数据样本和研究方法的差异, 另一种可能的解释是教育数量的收入效应同时也受到教育质量的影响, 即不同地区每额外一年同等级教育所产生的人力资本可能不等价<sup>[13-14]</sup>。

Morgan 和 Sirageldin 最早开始研究某个特定教育项目的质量变化对个体收入变化的影响程度, 即教育质量对收入的影响<sup>[15]</sup>。Card 和 Krueger 发现美

收稿日期: 2014-09-28

基金项目: 全国教育科学“十二五”规划教育部青年项目(EGA130390); 第 55 批中国博士后科学基金资助项目(2014M550167)

作者简介: 陈漫雪(1989—), 女, 满族, 吉林吉林人, 博士研究生, 研究方向为劳动经济学。

国的黑人公民与白人公民之间的平均工资差距百分比从1960年的40%下降到1980年的25%，这种现象大部分归因于黑人劳动力教育回报的相对增加<sup>[16]</sup>。Altonji和Dunn利用配对数据，通过方差分析学校教育质量对于个体收入的影响，发现教师薪酬、生均教育支出和教育质量的复合指标对高中毕业生收入有显著的正向影响<sup>[17]</sup>。Bratsberg和Terrell基于1980年和1990年人口普查数据，以美国劳动力市场为参照，探讨国立学校教育质量对移民教育回报的影响机理，得出日本和北欧的移民教育质量回报率高，而美洲移民教育质量回报低<sup>[18]</sup>。国内关于教育质量对收入影响的研究不多，赵丽秋研究发现，教育质量差异对收入差异影响显著，而教育年限差异仅对东部地区的收入差异影响显著<sup>[19]</sup>。柳光强、邓大松和祁毓利用2000—2008年的省级面板数据进行研究，得出教育数量和质量对农村居民收入均有显著影响<sup>[20]</sup>。詹鹏、李实使用2005年国家统计局1%人口抽样调查数据及历年宏观统计数据，分别以历年各地普通中学生师比、农村普通中学生师比和生均教育经费作为衡量教育质量的代理指标进行实证研究发现，教育质量不仅显著影响非大学生外出农民工的收入，同时也显著影响教育年限的收入回报<sup>[21]</sup>。

关于教育对收入影响方面的研究，大多数学者将研究重点集中于教育数量(受教育年限)的收入回报问题上，对教育质量与收入关系的微观研究不是很多，特别是对不同收入阶层教育质量回报率差异问题尚无人涉及。笔者试图以2008年中国家庭收入项目(CHIP)中的城镇数据和历年宏观统计数据为研究样本，探究中学教育质量对城镇居民收入的影响机制，以为中国教育资源的优化配置和劳动力市场机制改进，以及缩小收入差距提供参考。

## 二、模型构建与样本数据

### 1. 模型构建

关于教育质量收入效应的实证模型是在明瑟工资方程(1)的基础上，借鉴詹鹏和李实<sup>[21]</sup>对该方程的完善所得到的扩展的明瑟工资方程(2)：

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \text{Edu}_i + \gamma_1 \text{Exp}_i + \gamma_2 \text{SExp}_i + \sum \lambda_i X_i + \mu_i \quad (1)$$

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \text{Edu}_i + \beta_2 \text{Eduq}_i + \beta_3 \text{Edu}_i * \text{Eduq}_i + \gamma_1 \text{Exp}_i + \gamma_2 \text{SExp}_i + \sum \lambda_i X_i + \mu_i \quad (2)$$

其中， $\ln Y_i$ 为研究对象个人月均收入的对数。 $\text{Edu}_i$ 为教育数量，用受教育年限衡量； $\text{Eduq}_i$ 为教育质量，用普通中学生师比衡量； $\text{Edu}_i * \text{Eduq}_i$ 表示教育数量与质量的交互项； $\text{Exp}_i$ 和 $\text{SExp}_i$ 为工作经验及其平方项； $X_i$ 为其他控制变量，包括地区、性别、行业、人均GDP。模型中，城镇居民个体受教育年限对收入的影响体现为 $\beta_1 + \beta_3 \text{Eduq}_i$ 的估计结果，其生源地教育质量对个体收入的影响体现在 $\beta_2 + \beta_3 \text{Edu}_i$ 的大小上。

理论上讲，普通中学教育质量对个体收入的影响是存在群体差异的。对非大学生劳动力来说，中学教育质量直接影响其劳动力技能水平，进而影响他们的人力资本回报水平；而对大学生群体而言，中学教育质量的影响一方面直接体现在对个人能力的提升作用；另一方面，中学教育是个体继续学习深造、接受高等教育的基础，因此，中学教育质量会影响高中毕业生上大学的决策，进而影响其大学毕业后的工资收入水平。大学生的人力资本回报更多是来自高等教育的影响，也即大学以下的教育对其收入的作用会相对被削弱。综上，如果不考虑教育质量对个体接受高等教育的门槛作用，那么实证研究得到的教育质量与教育数量的边际回报率都可能会被高估，为此，在实证模型(2)的基础上加入个体是否上大学的离散型变量 $\text{College}_i$ ，以此对模型进行修正，形成新的模型(3)，将中学教育对收入的直接影响与间接门槛作用分开。

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \text{Edu}_i + \beta_2 \text{Eduq}_i + \beta_3 \text{Edu}_i * \text{Eduq}_i + \gamma_1 \text{Exp}_i + \gamma_2 \text{SExp}_i + \theta \text{College}_i + \sum \lambda_i X_i + \mu_i \quad (3)$$

### 2. 数据来源与样本特征

城镇居民数据主要来源于中国收入分配研究院2008年中国家庭收入项目调查(CHIP)中城镇劳动力流动和生活质量调查数据。对数据按如下规则进行筛选：劳动力个体年龄为16~35周岁；就业类型为雇员；受教育程度为初中以上；剔除教育年限、月均收入、行业等因素缺失的样本。最终筛选出2133个满足条件的城镇居民样本。

教育质量指标和历年各省人均GDP数据由国家统计局历年《中国统计年鉴》中相关数据计算得到。其中，生师比=学生数/专任教师数。将筛选出的样本与普通中学生师比指标和人均GDP指标进行配对，即劳动力个体15岁时对应的来源地省份

的当年普通中学生师比和当年人均 GDP。选择 15 岁作为教育质量影响的年龄,是由于在中国 15 岁一般是一个人处于初中和高中的中间年份,因此假定此时劳动力个体“受到中学教育质量的平均影响”<sup>[21]</sup>。

表 1 统计了研究样本的受教育程度和不同劳动力类型月均收入水平。从受教育程度来看,2008 年 16~36 周岁城镇居民的学历集中在高中(含中专)、大学专科和本科,说明城镇居民的受教育水平整体有所提升。从月均收入来看,受教育程度越高的城镇居民月均收入越高,即教育回报率随学历水平的提高而增大。研究生学历的月均收入是初中学历的 3 倍,足以看出人力资本积累的重要性。

表 1 城镇居民受教育程度及其月均收入水平

教育水平	样本量	占比/%	月均收入/元
初中	163	8	1910.50
高中及中专	632	30	2106.49
大学专科	689	32	2594.34
大学本科	598	28	3567.77
研究生	51	2	5763.80
合计	2133	100	2746.22

表 2 显示了不同教育程度城镇居民收入不平等的各项衡量指标。总体来看,泰尔指数、变异系数和基尼系数的结果都不是很大,说明样本数据总体上的收入差距不是很突出。这是由于在筛选数据时剔除了初中以下学历的劳动力样本,而这部分低学历样本是拉大整体收入差距的重要原因。将收入差距按受教育程度分解,得到的结果是组内差距远大于组间差距,这表明同等学历水平城镇居民的收入不平等程度更加明显。对此,一种可能的解释是同等受教育程度的城镇居民所受教育质量是存在差异的,教育质量的不同导致了同等学历城镇居民收入水平的不平等。

表 2 不同教育程度城镇居民收入差距各衡量指标

	泰尔指数	变异系数	基尼系数
总体	0.24236	0.29267	0.37858
按受教育程度分解	组间	0.03436	0.03619
	组内	0.20800	0.25648

图 1 显示了历年全国普通中学生师比和可查年份生均教育经费的动态变化趋势,可以看出普通中学教育经费投入不仅逐年增加,且增加幅度大。就

生师比情况来看,1985—1993 年,全国普通中学生师比不断下降,说明该期间教育质量整体水平在不断提高。而 1993 年以后,生师比指标开始逐步上升直至 2002 年,可能是受到了该时期教育改革中各级学校扩招政策的影响。自 2003 年开始生师比再次逐年下降。

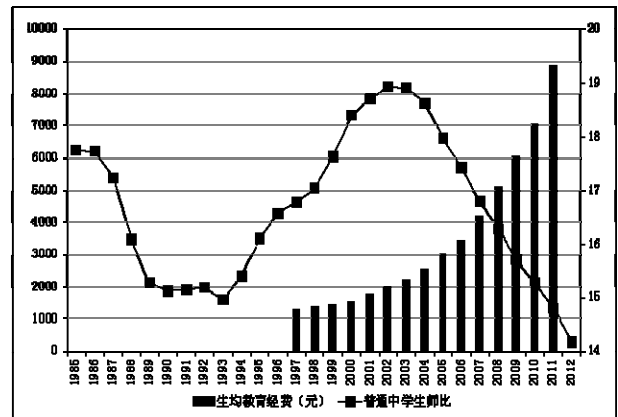


图 1 历年全国普通中学生均教育经费和生师比变化

注:数据由 1986-2013 年《中国统计年鉴》相关指标计算得到。

表 3 统计了研究样本普通中学生师比的分布情况。在排除个别极端之后,样本数据生师比指标的分布范围为 10~25。普通中学生师比分布在 15~20 范围内的比重最大且超过半数以上,有 18.32% 的样本个体教育质量状况相对较好,在 10~15 之间。

表 3 样本数据普通中学生师比分布情况

范围	生师比频数	占比/%
10~15	35	18.32
15~20	127	66.49
20~25	28	14.66

### 三、实证及其结果分析

首先,利用最终筛选出的样本数据,以月均收入的对数作为因变量,以个体受教育年限、普通中学生师比、工作经验及其平方项作为因变量,在加入相关控制变量后,进行最小二乘法回归(OLS),分析中学教育数量和质量对城镇居民收入的影响。其次,通过在实证模型中加入个体是否上大学的 College<sub>i</sub> 变量,将中学教育质量对收入的作用和其个体接受高等教育的门槛作用分离开,以剔除样本选择性偏差。再次,基于回归模型,利用夏普利值分解城镇居民收入差距,以此考察影响收入的各项因素对于收入不平等的解释程度。最后,运用无条件分位数回归,考察教育因素在不同收入阶层的收

入回报率差异。

### 1. 教育数量和质量收入回报分析

在对样本数据进行最小二乘法回归(OLS)回归时,采用 Stata 12.0 统计软件中的稳健标准误来排除异方差对回归结果的影响。从表 4 可以看出,教育数量与质量及其交互项的估计系数都是显著的,初步证实了教育数量和质量对个体收入的影响。

表 4 教育收入回报回归结果

	不考虑教育质量因素		考虑教育质量因素	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
教育数量	0.1372121*** (20.25)	0.0067761	0.1991933*** (6.33)	0.03147
教育质量			0.0491557** (1.95)	0.0252583
交互项			-0.003501** (-1.98)	0.0017719
经验	0.0923417*** (7.42)	0.0124403	0.092051*** (7.25)	0.0126946
经验平方	-0.0015905** (-2.41)	0.0006599	-0.0015193** (-2.28)	0.0006663
地区	0.0024881 (0.42)	0.0059055	0.0028965 (0.49)	0.0059443
性别	0.2150731*** (8.70)	0.0247292	0.2144463*** (8.67)	0.0247308
行业	-0.0021052 (-0.90)	0.00234	-0.0021623 (-0.92)	0.0023553
人均 GDP	0.0000294*** (10.48)	2.80e-06	0.0000295*** (10.32)	2.85e-06
常数项	4.827061*** (35.45)	0.1361832	3.949338*** (8.39)	0.4706653
R-squared	0.2412		0.2427	
F	92.75		73.99	
Prob> F	0.0000		0.0000	

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在 1%、5%、10%水平上显著;括号内为 t 值。

就教育质量方面而言,由于教育数量与教育质量交互项的回归结果显著,教育质量的收入回报率会因受教育年限的不同而存在差异。根据中国实际,一般假定初中学历对应的受教育年限为 9 年,高中学历对应的受教育年限是 12 年。由此,初中学历城镇居民教育质量的边际回报率为 1.8%左右,即普通中学生师比每降低一个单位,初中学历城镇居民就会增加约 1.8%的收入;而对高中学历城镇居民来说,教育质量的收入回报率在 0.7%左右,也即普通中学生师比每降低一个单位,高中学历城镇居民的收入就会提高 0.7%。

从教育数量来看,如果不考虑教育质量因素,对学历在初中及以上的城镇居民教育数量的收入回报率进行估计,教育年限回报率在 13.7%左右。而在考虑教育质量因素的情况下,由于交互项系数显著,即教育年限对收入的影响会因为教育质量的

不同而有所不同。当普通中学生师比为 10,即教育质量水平相对较好时,教育年限的收入回报率大概为 16.4%;而如果教育质量较差,即生师比为 25 时,教育年限的边际回报率大概在 11.2%左右,可以看出教育质量越好教育数量的收入回报就越高。

### 2. 实证模型修正后的教育回报分析

为剔除样本选择性偏差,避免教育的收入回报率被高估,故加入个体是否上大学的 College<sub>i</sub> 变量,对实证模型进行修正。表 5 显示的是在考虑教育质量门槛作用的前后(是否上大学)实证回归结果比较。可以看出,在加入是否上大学变量后,College<sub>i</sub> 变量的回归系数是 0.291 977 2,且在 1%水平上显著,而此时,初中学历个体的教育质量收入回报率由 1.8%左右下降到 1.4%左右,高中学历个体的教育质量边际回报率由 0.7%左右下降到 0.6%左右。这验证了笔者的假设,即教育质量对收入既体现为有提升人力资本的直接作用,同时其在提供接受高等教育机会方面具有间接的门槛作用,而在考虑了教育质量门槛作用后的实证结果更加纯净。

表 5 考虑教育质量门槛作用的回归结果

	不考虑上大学因素		考虑上大学因素	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
教育数量	0.1991933*** (6.33)	0.03147	0.1465627*** (4.80)	0.0305111
教育质量	0.0491557** (1.95)	0.0252583	0.0393267* (1.67)	0.0236
交互项	-0.003501** (-1.98)	0.0017719	-0.0027631* (-1.67)	0.0016582
经验	0.092051*** (7.25)	0.0126946	0.0981796*** (8.82)	0.0111279
经验平方	-0.0015193** (-2.28)	0.0006663	-0.0018623*** (-3.22)	0.0005776
是否上大学			0.2919772*** (7.17)	0.0407433
地区	0.0028965 (0.49)	0.0059443	0.0057419 (0.98)	0.0058349
性别	0.2144463*** (8.67)	0.0247308	0.2166001*** (8.91)	0.0243042
行业	-0.0021623 (-0.92)	0.0023553	-0.0041327* (-1.80)	0.0022933
人均 GDP	0.0000295*** (10.32)	2.85e-06	0.0000299*** (10.79)	2.77e-06
常数项	3.949338*** (8.39)	0.4706653	4.466316*** (9.94)	0.4494652
R-squared	0.2427		0.2656	
F	73.99		85.14	
Prob> F	0.0000		0.0000	

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在 1%、5%、10%水平上显著;括号内为 t 值。

从教育年限的收入回报率估计结果来看,考虑

教育质量的门槛作用后, 师生比为 10 时, 教育年限的收入回报约为 11.9%; 当师生比为 25 时, 教育年限对收入的影响大概为 7.7%。并且, 这还证明教育质量能够改善教育数量的收入效应。

### 3. 各因素对收入差距的解释度分析

基于回归模型, 采用夏普利值分解法(Shapley Value Decomposition)<sup>[22-23]</sup>对模型中涉及到的各因素进行整体和分组分解, 以考察各因素对于城镇居民收入差距的解释度, 揭示导致城镇居民内部收入不平等扩大的原因。

表 6 各因素的夏普利值分解

因素	夏普利值	占比/%
教育	0.13160	54.22
经验	0.04705	19.39
地域	0.00975	4.02
性别	0.03180	13.10
行业	0.00059	0.24
人均 GDP	0.02191	9.03
总计	0.24270	100.00

从表 6 分解结果可以看出, 在各因素中教育对于城镇居民收入不平等的影响最大, 占比高达 54.22%, 说明教育不平等是形成城镇居民收入差距的一个重要因素。而经验和性别因素对于收入差距的影响也较为突出, 分别为 19.39% 和 13.10%, 说明经验对收入的作用不容忽视, 并且目前劳动力市场中性别歧视问题仍然存在。而地域和行业的分解结果分别为 4.02% 和 0.24%, 相对占比较小, 这说明由于地域和行业不同而导致的收入不平等现象在弱化。

表 7 基于回归模型(2)的各变量的夏普利值分解

因素	夏普利值	占比/%
教育数量	0.08557	35.26
教育质量	0.01717	7.07
交互项	0.03560	14.67
经验	0.02477	10.21
经验平方	0.01336	5.50
地区	0.00889	3.66
性别	0.03105	12.79
行业	0.00062	0.25
人均 GDP	0.02568	10.58
总计	0.24270	100.00

从表 7 基于回归模型(2)的各变量的收入不平等分解结果来看, 教育数量因素占比高达 35.26%, 教育质量因素占比仅为 7.07%, 而交互项占比高达

14.67%, 说明教育数量的差距对于收入不平等的影响更大, 而教育质量对于城镇居民收入差距的影响, 更多地体现在其对于教育数量收入回报的作用方面, 而非其对收入的直接影响上。经验、性别和经济增长因素占比都在 10% 以上, 表明其仍然是导致城镇居民收入不平等的原因。

表 8 显示的是考虑了是否上大学因素的模型(3)的分解结果。在加入  $College_i$  变量后, 教育数量占比由 35.26% 下降到 23.11%, 教育质量占比由 7.07% 下降到 4.43%, 交互项占比由 14.67% 下降到 9.14%, 而  $College_i$  因素占比为 22.54%。说明大学教育对于城镇居民收入差距的解释度更高, 中学教育因素对于收入差距的作用, 由于劳动者接受大学教育而被削弱。综上, 教育质量对于城镇居民收入的直接影响小于其在教育数量对收入的间接作用, 而教育质量对于城镇居民是否上大学的门槛作用比前两者更大。

表 8 基于回归模型(3)的各变量的夏普利值分解

因素	夏普利值	占比/%
教育数量	0.06137	23.11
教育质量	0.01175	4.43
交互项	0.02426	9.14
经验	0.02721	10.24
经验平方	0.01386	5.22
是否上大学	0.05987	22.54
地区	0.00822	3.09
性别	0.03116	11.73
行业	0.00116	0.44
人均 GDP	0.02674	10.07
总计	0.26561	100.00

### 4. 不同收入阶层的教育回报率差异

为了考察教育数量与质量在城镇居民不同收入阶层的收入回报率差异, 本文利用无条件分位数回归分别对 10、30、50、70 和 90 分位点上的教育回报率进行估计。从表 9 来看, 教育质量及其交互项的估计结果仅在 50 和 70 分位点上显著, 而在 10、30 和 90 分位点上的回归系数并不显著。

对于低分位点估计结果不显著的现象, 可能的解释是, 由于低收入群体的教育程度相对较低, 他们所从事的工作与中高收入群体是存在差异的, 其实现收入水平提高的途径更多不是依靠人力资本因素, 而是如职业流动等非人力资本因素, 也即出现了低学历劳动者群体“人力资本失灵”现象<sup>[24]</sup>, 因此教育对低收入群体收入的影响不是很明显。

而高分位点估计结果不显著,可能是由于高收入群体的学历水平大多在大学以上,根据前文的分析,中学教育质量对大学生个体的影响更多体现在提供更好的教育机会上。而大学生个体的教育收益率受到大学教育影响更多,中学教育的作用被削

弱,因此中学教育质量对高收入群体的人力资本提升作用并不明显。此外,从回归结果来看,90分位点上是否上大学变量回归系数为0.3940933,且大于其他分位点上相应回归系数,这就证明了教育质量在提供更好的教育机会方面的作用不容小觑<sup>[21]</sup>。

表9 不同收入阶层教育回报率回归结果

	10%	30%	50%	70%	90%
教育数量	0.0964107** (2.34)	0.0978921*** (2.66)	0.1519431*** (5.25)	0.2179194*** (4.82)	0.1801487** (2.27)
教育质量	0.0018824 (0.07)	0.0003666 (0.01)	0.0398098* (1.91)	0.0912926*** (2.85)	0.0751903 (1.16)
交互项	-0.0009465 (-0.43)	-0.0000796 (-0.04)	-0.00281** (-2.05)	-0.0061498*** (-2.67)	-0.0037953 (-0.88)
经验	0.0820623*** (5.48)	0.1000144*** (7.46)	0.1051078*** (8.96)	0.1137124*** (7.72)	0.1079846*** (5.73)
经验平方	-0.0021419*** (-3.06)	-0.0023616*** (-3.76)	-0.0023227*** (-3.24)	-0.002116*** (-2.73)	-0.0009404 (-1.00)
是否上大学	0.2637764*** (4.57)	0.2859141*** (6.10)	0.2425945*** (3.98)	0.255901*** (3.57)	0.3940933*** (4.08)
地区	-0.0103529 (-1.24)	-0.0040172 (-0.66)	-0.0004657 (-0.06)	0.0104852 (1.19)	0.0286647** (2.33)
性别	0.1728583*** (5.63)	0.1861164*** (6.97)	0.2123807*** (7.45)	0.2399073*** (6.55)	0.2540088*** (3.60)
行业	-0.002055 (-0.68)	-0.0012965 (-0.44)	-0.0011316 (-0.61)	-0.0045204* (-1.91)	-0.0110287* (-1.89)
人均GDP	0.0000225*** (7.27)	0.0000288*** (10.46)	0.0000288*** (11.35)	0.0000326*** (10.22)	0.0000383*** (7.24)
常数项	5.068871*** (8.79)	4.975063*** (9.04)	4.386545*** (10.21)	3.478179*** (5.43)	3.95695*** (3.18)

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%水平上显著;括号内为t值。

就教育质量方面而言,50分位点上初中和高中学历个体的教育质量收入回报率分别为1.5%和0.6%,而在70分位点上分别为3.6%和1.7%。从教育数量方面来看,当教育质量较好时,50和70分位点上的教育年限回报率分别为12.4%和15.6%;当师生比为25时,两个分位点上的教育年限回报率分别为8.2%和6.4%。说明可以将中等收入群体收入的提高部分归因于其在中等教育阶段人力资本的积累上。

#### 四、结论及其政策含义

在与历年《中国统计年鉴》中相关宏观统计数据配对后,基于扩展的明瑟方程进行实证研究,考察了中学教育对中国城镇居民收入水平的影响效应。研究结论如下:

(1)教育质量与教育数量同样对城镇居民个体收入产生显著地正向影响,并且教育质量能够改善教育数量的收入效应,具体来说,教育质量越好,城镇居民的收入就越高,同时也会提高教育年限的收入回报率。教育数量的收入回报率为11.2%~16.4%;教育质量的收入回报率为0.7%~1.8%。

(2)中学教育质量对城镇居民的影响体现在三个方面:一是对个体收入产生直接影响;二是通过改善教育数量收入效应而对收入产生间接影响;三是有提供更好的受教育机会的作用,其中第三种作用的影响最大,而对个体收入的直接影响作用最小。

(3)中学教育质量的收入效应在中等收入群体中作用更加明显,低收入群体收入水平的提高更多的是依赖于如职业流动等非人力资本因素,产生“人力资本失灵”的现象,而高收入群体由于大学阶段的人力资本积累对个体收入影响更加直接,因此中学教育质量对其收入的影响在一定程度上被弱化。

根据上述结论和当前中国劳动力市场与教育环境的现实背景,提出如下政策建议:

(1)重视教育对个体收入的正向效应,加大对经济落后地区教育的支持,保证适龄儿童都能接受教育,通过学校建设、教学资源共享、师资交流与培训等方式提高落后地区和学校的教育发展水平,努力实现教育机会公平。

(2)注重人力资本投资策略,促进教育资源优化

配置。在当前教育资源有限的现实情况下,在普及基础教育的同时,也要注重教育质量的强化,充分利用教育质量改善教育数量的间接作用,进一步实现不同教育水平的劳动者的教育回报整体提升。

(3)教育资源的分配要兼顾效率与公平。既要充分发挥人力资本对个体发展的重要作用,同时也要注重不同民族、不同地区之间教育投入的教育均等化,避免不同收入群体之间的受教育程度差距被拉大,致使收入阶层固化,进而导致代际收入不平等。应提供更多的在职培训机会,加强劳动者的劳动技能水平,特别是要增强低收入群体的人力资本回报率,缩小其与中高收入群体的收入差距。

#### 参考文献:

- [1] Jamison D T, Van der Gaag J. Education and earnings in the People's Republic of China[J]. *Economics of Education Review*, 1987, 6(2): 161-166.
- [2] 李实, 李文彬. 中国教育投资的个人收益率的估计[C]. //赵人伟. 中国居民收入分配研究. 北京: 中国社会科学出版社, 1994.
- [3] Zhang J, Zhao Y. Economic returns to schooling in urban China, 1988-1999[C]. //Meetings of the Allied Social Sciences Association, Washington DC. 2002.
- [4] De Brauw A, Rozelle S. Reconciling the returns to education in rural China[J]. Unpublished paper dates March, 2004(12): 2004.
- [5] 姚先国, 张海峰. 中国教育回报率估计及其城乡差异分析——以浙江、广东、湖南、安徽等省的调查数据为基础[J]. *财经论丛(浙江财经学院学报)*, 2004(6): 1-7.
- [6] 王海港, 李实, 刘京军. 城镇居民教育收益率的地区差异及其解释[J]. *经济研究*, 2007(8): 73-81.
- [7] 王美艳. 教育回报与城乡教育资源配置[J]. *世界经济*, 2009(5): 3-17.
- [8] 张兴祥. 我国城乡教育回报率差异研究——基于CHIP2002数据的实证分析[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2012(6): 118-125.
- [9] Knight J, Song L. Increasing urban wage inequality in China[J]. *Economics of Transition*, 2003, 11(4): 597-619.
- [10] 罗楚亮. 城镇居民教育收益率及其分布特征[J]. *经济研究*, 2007(6): 119-130.
- [11] 邢春冰. 中国不同所有制部门的工资决定与教育回报: 分位回归的证据[J]. *世界经济文汇*, 2006(4): 1-26.
- [12] 高梦滔, 和云. 妇女教育对农户收入与收入差距的影响: 山西的经验证据[J]. *世界经济*, 2006(7): 82-91, 96.
- [13] Behrman J R, Birdsall N. The quality of schooling: quantity alone is misleading[J]. *The American Economic Review*, 1983: 928-946.
- [14] Hanushek Eric, Ludger Wobmann. The role of education quality in economic growth[R]. World Bank Policy Research Working Paper 4122, 2007.
- [15] Morgan J, Sirageldin I. A note on the quality dimension in education[J]. *The Journal of Political Economy*, 1968: 1069-1077.
- [16] Card D, Krueger A B. School quality and black-white relative earnings: A direct assessment[R]. National Bureau of Economic Research, 1991.
- [17] Altonji J G, Dunn T A. Using siblings to estimate the effect of school quality on wages[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1996: 665-671.
- [18] Bratsberg B, Terrell D. School quality and returns to education of US immigrants[J]. *Economic Inquiry*, 2002, 40(2): 177-198.
- [19] 赵丽秋. 人力资本投资与收入不平等——教育质量不平等的影响[J]. *南方经济*, 2006(4): 15-23.
- [20] 柳光强, 邓大松, 祁毓. 教育数量与教育质量对农村居民收入影响的研究——基于省级面板数据的实证分析[J]. *教育研究*, 2013(5): 20-29.
- [21] 詹鹏, 李实. 教育质量与农村外出劳动力的收入回报率[J]. *中国收入分配研究院工作论文*, 2014: 22.
- [22] Shorrocks A, Wan G. A simple method for generating income data from Lorenz coordinates[M]. Helsinki: UNU-WIDER. Mimeo, 2004.
- [23] 万广华. 解释中国农村区域间的收入不平等: 一种基于回归方程的分解方法[J]. *经济研究*, 2004(8): 117-127.
- [24] 吴愈晓. 劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式[J]. *中国社会科学*, 2011(1): 119-137, 222-223.

责任编辑: 曾凡盛