

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)

刘泽云

(北京师范大学 经济与工商管理学院/首都教育经济研究院,北京 100875)

摘要 本文使用CHIP城镇住户调查数据中高中及以上学历个体的样本,将工具变量法与Heckman两阶段模型相结合,同时处理遗漏变量偏误和样本选择偏差问题,估计出我国高等教育回报率在1988—2007年间的变化趋势。研究发现,1988年、1995年、2002年、2007年我国的高等教育回报率分别为11.72%、29.13%、42.32%和61.53%,呈现持续上升的趋势;而且估计结果高于OLS估计值,但低于通常的IV估计值;同时,大学本科教育和专科教育的回报率都保持了增长,男性劳动者、年长的劳动者以及东部和西部地区的高等教育回报率持续提高,而女性劳动者、年轻劳动者和中部地区的高等教育回报率在2002年之后出现了停滞或下降。研究表明,在我国高等教育快速发展和经济持续转型的进程中,上大学对于个人而言是一项越来越有价值的投资,但也要注意到高等教育的回报及其变动趋势在群体之间和地区之间存在差异。

关键词 高等教育;教育回报率;遗漏变量偏误;样本选择偏差;工具变量

中图分类号:G40-054 **文献标识码**:A **文章编号**:1671-9468(2015)04-0065-17

一、引言

从20世纪80年代末期至21世纪的最初10年间,我国的高等教育经历了快速发展,高等教育毛入学率从1991年的3.5%提高到2000年12.5%,2010年达到了26.5%(教育部发展规划司,2011)。具有高等教育学历的人口比例不断上升,根据第四次、第五次和第六次全国人口普查的数据,每10万人中具有大学(大专及以上)文化程度的人数在1990年为1422人,2000年为3611人,2010年为8930人(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计

收稿日期:2015-01-04

作者简介:刘泽云,男,北京师范大学经济与工商管理学院/首都教育经济研究院教授。

基金项目:全国教育科学规划课题(EFA060203);北京师范大学“中央高校基本科研业务费专项资金”。

致谢:作者感谢匿名评阅人的意见和建议,感谢王骏提供的帮助。当然,文责自负。

司,2002,2012)。在这样的背景下,高等教育的私人回报率可能出现两种变动趋势:一是随着高技能劳动者供给的增加,高技能劳动者与低技能劳动者之间的工资差距缩小,高等教育回报率下降;二是对高技能劳动者的需求增加,抵消了高技能劳动者供给增加的影响,导致高等教育回报率不变甚至上升。在转型国家,高等教育的回报率还有可能因为市场化程度的提高而得以提升。那么,在高等教育快速发展和经济持续转型的进程中,我国高等教育的回报率发生了怎样的变化?这正是本文要回答的问题。

已经有很多研究对我国教育回报率的长期变动进行了分析。其中,李实和丁赛(2003)以及张俊森等(Zhang et al., 2005)分析了2001年之前教育回报率的变动,何亦名(2009)、丁小浩等(2012)、陈纯槿和胡咏梅(2012)以及邓峰和丁小浩(2013)则将分析范围扩展到了2001年之后。他们主要的发现是,我国的教育回报率在20世纪90年代大幅提高,但进入21世纪后教育回报率的增长趋于平稳。这些研究使用了所有学历的劳动者样本,其中有些研究以虚拟变量表示学历,然后得出高等教育相对于初中教育或小学教育的回报率。但是,通过这种方法得到的高等教育回报率的含义不是很清晰。因为接受高等教育的人必然接受过高中教育^①,所以接受过高等教育的人相对于初中教育或小学教育的回报中实际上包含了高中教育的回报。因此,在估计高等教育回报率时,应该只使用高中及以上学历个体的样本。此外,上述研究主要使用普通最小二乘法(OLS),较少使用其他估计方法纠正OLS估计可能存在的偏差。其中,邓峰和丁小浩(2013)使用了多层线性模型(Hierarchical Linear Model),但该模型无法解决估计教育回报率时面临的传统计量问题,如遗漏变量偏误、样本选择偏差等。张俊森等(2005)在估计女性教育回报率的长期变动时使用了Heckman两阶段模型纠正样本选择偏差,但没有考虑遗漏变量问题。

一些研究使用高中及以上学历个体的样本估计我国的高等教育回报率,可分为三类:

第一类研究基于横截面数据估计某个特定年份的高等教育回报率,并使用一定的方法纠正OLS估计的偏差。如赵西亮和朱喜(2009)、颜敏(2013)使用了倾向指数匹配法,颜敏(2013)使用了工具变量法,赫克曼(J. J. Heckman)等(Heckman & Li, 2004)、袁诚和张磊(2009)、许玲丽等(2012)使用了异质性模型。

第二类研究将高校扩招视为一个自然实验,基于扩招前后不同年份的数据,使用双重差分和三重差分的方法,估计扩招政策对大学毕业生收入的干预效应(吴要武,赵泉,2010;姚先国等,2014)。

第三类研究与本文一样,着眼于高等教育回报率随时间的变动,基于不同

^① 在本文中,高中或高中教育指高中阶段教育,包括普通高中和中等职业教育,后者指职业高中、中等专业学校和技工学校。

年份的数据,分别估计各年份的高等教育回报率,并进行跨年份比较。在这类研究中,王乐(Wang, 2012)基于中国居民收入调查项目(Chinese Household Income Project, CHIP)1995年和2002年的数据,使用了工具变量法和 Heckman 两阶段模型;常进雄和项俊夫(2013)基于中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS)1989—2009年数据,使用了 Heckman 两阶段模型;胡安宁和希贝尔(Hu, & Hibel, 2014)基于中国综合社会调查(China General Social Survey, CGSS)2003年和2010年的数据,使用了倾向指数匹配法;张巍巍和李雪松(2014)基于国家统计局城镇住户调查1992年、2000年和2009年的数据,使用了异质性模型。其中,王乐(Wang, 2012)以及胡安宁和希贝尔(Hu & Hibel, 2014)涉及的时间跨度不长。常进雄和项俊夫(2013)的研究涉及高等教育回报率的长时期变化,但仅考虑了样本选择偏差问题,没有考虑遗漏变量问题。张巍巍和李雪松(2014)的研究也着眼于高等教育回报率的长期变动,但该研究存在三个问题:其一,样本数较少,三个年份的样本量分别为366、505、860;其二,缺乏中部地区的样本省份;其三,1992年的样本省份与后两个年份不同。因此,笔者对该研究的结论存疑。从估计结果看,上述四项研究都发现我国高等教育回报率随时间呈上升趋势。

可见,现有研究缺乏对我国高等教育回报率长期变动的可靠分析。本文使用CHIP1988年、1995年、2002年、2007年的城镇住户调查数据,估计我国高等教育回报率在近20年里的变化。CHIP是中国居民住户调查的权威性数据,适合于做长期趋势的研究。现有的四次城镇住户调查在抽样方法、样本省份上保持了较好的一致性,而且样本量大,覆盖了中国不同发展水平的地区,具有很好的代表性。在方法上,本文根据伍德里奇(2007)提出的方法,借鉴阿拉贝施巴尼和马萨洛夫(Arabsheibani & Mussurov, 2007)以及陈贵福和哈莫瑞(Chen & Hamori, 2009)估算教育回报率的研究,将工具变量法与 Heckman 两阶段模型相结合,同时处理遗漏变量偏误和样本选择偏差问题。

二、模型与方法

估计高等教育回报率基于明瑟收入方程^①:

$$\ln W = \alpha H + X\beta + u \quad (1)$$

其中, $\ln W$ 为个人工资的自然对数。 H 是一个虚拟变量,取值为1表示个人接受过高等教育(指大学专科及以上教育),取值为0表示未接受过高等教育(即最高学历为高中)。 X 是一个矢量,包括常数项和一系列控制变量(包括性别、年龄、年龄的平方以及省份虚拟变量); β 为其系数。 α 为高等教育的回报率,表示在控制其他变量的情况下,平均而言,接受过高等教育的劳动者的工资收入高

① 为简明起见,本文中所有方程的变量省去下标。

于未接受过高等教育的劳动者的百分比。^① 在估算教育回报率的研究中,很多学者会加入个人从事的职业和行业等作为控制变量。笔者认为,是否接受高等教育会影响个体所从事的职业和行业,进而影响其工资收入。如果控制了这些工作特征,会低估高等教育的回报率,不能正确识别高等教育对收入的因果性影响。因此本文只加入“好的控制变量”(good controls)(Angrist & Pischke, 2008),即不受个人高等教育经历影响的控制变量,如性别和年龄。加入省份虚拟变量,是考虑到中国的现实情况,可以在一定程度上控制地区差异。

使用 OLS 方法估计方程(1)可能存在的问题是:影响个人工资收入的不可观测因素同时与个人是否接受高等教育相关,从而 OLS 估计结果不能反映接受高等教育对工资收入的因果性影响。解决这一遗漏变量偏误问题的常用方法是工具变量法,即找到与个人是否接受高等教育相关但不直接影响个人工资收入的变量作为工具变量。

在寻找工具变量时,笔者发现在估计教育回报率的经验研究中,配偶的受教育水平经常被作为个人受教育水平的工具变量,无论是针对发达国家的研究(如 Trostel et al. 2002)、针对发展中国家的研究(如 Arabsheibani & Mussurov, 2007),还是针对中国的研究(如 Chen & Hamori, 2009)。这是因为婚姻选择具有匹配性(Pencavel, 1998),即夫妻双方通常具有相同的兴趣、经历和行为特征,受教育水平也往往相近,因此夫妻的受教育水平具有很强的相关性^②。但是,配偶的受教育水平不会直接影响本人的工资收入。郭冬梅等(2014)的研究也表明,配偶的受教育程度是个人受教育程度的一个强工具变量。受此启发,本文使用配偶的受教育年限作为个人是否接受高等教育的工具变量(后文还使用了配偶是否接受高等教育作为工具变量,研究结论不变)。^③

工具变量估计使用两阶段最小二乘估计(2SLS),即:

$$H = \gamma S + X\beta + v \quad (2)$$

$$\ln W = \alpha H + X\beta + u \quad (3)$$

方程(2)为第一阶段回归,方程(3)为第二阶段回归。其中 H 为表示个人是否接受高等教育的虚拟变量, S 为工具变量(即配偶的受教育年限), X 的含义同方程(1)。

在估计高等教育回报率时可能存在的另一个问题是样本选择偏差。也就

① 严格地讲,高等教育回报率应为 $e^{\alpha} - 1$ 。但绝大部分相关研究均直接使用 α 衡量教育回报率,故而本文也采用这一做法,以便与相关研究进行比较。另外,本文的主旨是探讨高等教育回报率的时间趋势,无论使用哪一种方法,研究结论都不会发生本质的变化。

② 李煜基于 2000 年全国 1% 人口普查资料的分析表明,婚姻双方的教育匹配度在 20 世纪 80 年代以后一直处于较高的水平。参见李煜:《婚姻的教育匹配:50 年来的变迁》,载《中国人口科学》2008 年第 3 期。

③ 当然,配偶的受教育程度有可能影响本人的收入,从而用配偶的受教育年限作为工具变量不满足外生性的要求。但在经验研究中,寻找一个完美的工具变量几乎是不可能的。笔者在考虑数据可获得性的条件下进行了尽可能地尝试,并期望与研究展开更深入的讨论。

是说,可以观测到当前正在工作的劳动者的工资信息,但观测不到当前未参加工作的劳动者(如失业者、从事家务劳动的妇女等)的工资信息。如果某些因素(如受教育水平)既影响个人进入劳动力市场的概率,又影响个人的工资,那么即便使用工具变量法也不能得到正确的估计结果。伍德里奇(2007)提出了一种存在内生解释变量时纠正样本选择偏差的方法,即 Heckman 两阶段模型和工具变量法的结合。其步骤如下:

第一步,基于全部劳动力人口样本(不论目前是否就业)估计参与方程:

$$P(\text{work} = 1 | Z) = \Phi(Z\rho) \quad (4)$$

在方程(4)中,如果能观测到个人的工资(即进入劳动力市场),则 $\text{work} = 1$; 否则 $\text{work} = 0$ 。Z 包括方程(1)中的外生解释变量 X、工具变量 S 以及影响劳动力参与但不影响工资的变量 M。赫克曼(Heckman, 1990)指出,在参与方程中必须至少有一个不出现在工资方程中的连续变量作为识别变量(identified variables),即 M。在相关研究中使用的识别变量有:家庭总人口中 0~6 岁人口的比例、7~15 岁人口的比例、60 岁以上人口的比例(Zhang et al., 2005),家庭中 6 岁以下人口的数量(Arabsheibani & Mussurov, 2007),家庭总人口中 7 岁以下人口的比例(Chen & Hamori, 2009)。受此启发,本文中的 M 包括三个变量,即家庭总人口中 0~5 岁人口的比例、6~17 岁人口的比例、60 岁及以上人口的比例,用这三个变量分别衡量家庭抚养学龄前儿童、未成年学龄儿童和老人的负担。使用 Probit 模型估计方程(4),然后可以针对有工资数据的样本($\text{work} = 1$)计算出逆米尔斯比率 $\hat{\lambda} = \lambda(Z\rho)$ 。

第二步,使用有工资数据的样本,进行工具变量估计:

$$H = Z\theta + \delta\hat{\lambda} + v \quad (5)$$

$$\ln W = \alpha H + X\beta + \Psi\hat{\lambda} + u \quad (6)$$

方程(5)为工具变量估计的第一阶段回归,解释变量包括逆米尔斯比率 $\hat{\lambda}$ 和参与方程(4)中所有的解释变量 Z。方程(6)为第二阶段回归,其中的 α 就是在纠正了遗漏变量偏误和样本选择偏差后高等教育的回报率。此外,针对方程(6)的回归结果,对 $H_0: \delta = 0$ 进行 t 检验可以判断是否存在样本选择偏差。如果拒绝了 H_0 ,表明存在样本选择偏差;反之则表明不存在样本选择偏差。

下文将基于方程(1)的方法称为 OLS,基于方程(2)和(3)的方法称为 IV,基于方程(4)(5)(6)的方法称为样本选择模型。

三、样本与数据

本文使用 CHIP 1988 年、1995 年、2002 年、2007 年的城镇住户调查数据。样本的选择基于以下几点考虑。第一,仅包括高中及以上学历的个体。第二,由于使用配偶的受教育水平作为工具变量,因此仅包括已婚的个体。而且基于退休年龄的相关规定以及我国《婚姻法》对结婚年龄的规定,男性样本限定在

22~60 周岁,女性样本限定在 20—55 周岁。第三,仅使用户主及其配偶的样本。这是因为户主及其配偶肯定在同一户中,而且 CHIP 的调查问卷中询问了个人与户主的关系,可以准确地确定户主及其配偶的信息。但户主的父母、岳父母以及已婚的子女与户主在同一户中的比例很低,不予考虑。不考虑这部分样本还有两个原因:首先,CHIP 1988 年的调查问卷在询问个人与户主的关系时,没有设计“岳父母或公婆”以及“媳婿”这两个选项,无法确定相应的夫妻关系;其次,根据 CHIP 的调查问卷,如果在同一户中,户主有多个已婚子女,也无法确定个体之间的夫妻关系。第四,分析对象仅限于劳动力人口,不包括丧失劳动能力者、在校学生和离退休者。第五,分析对象仅限于雇员,不包括自我雇佣者(如个体户、私营企业主等),这是在使用明瑟收入方程估计教育回报率时通行的做法。

CHIP 1988 年的城镇调查包括 10 个省级行政单位(以下简称“省份”),其中北京代表大都市,辽宁、江苏、广东代表东部地区,山西、安徽、河南、湖北代表中部地区,云南和甘肃代表西部地区。1995 年,调查在原有省份基础上增加了西部地区的四川,样本省份增加为 11 个。2002 年,调查在原有省份基础上增加了 1997 年成为直辖市的重庆,样本省份增加为 12 个,但涵盖的地理区域不变。2007 年 CHIP 城镇数据库包括两类数据:一类是国家统计局(NBS)提供给 CHIP 的,是其每年城镇住户调查的一部分,除了 2002 年的 12 个省份,还增加了上海、浙江、福建和湖南;另一类是利用独立的 CHIP 问卷进行家庭访谈所得,涉及上海、江苏、浙江、安徽、河南、湖北、广东、重庆和四川等省份。本文使用的 1988 年、1995 年、2002 年的数据均来自 CHIP 的独立调查,涵盖的省份基本相同,具有可比性。但 2007 年 CHIP 独立调查的省份与前三个年份差异较大,为了保证分析结果的可比性,本文使用的 2007 年的所有数据均来自 NBS 提供给 CHIP 的数据,但只包括北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南、甘肃 12 个省份的数据。^① 另外需要说明的是,在 CHIP 2002 年的独立调查中无法得到个体的工资性收入数据,因此在该年份,工资性收入数据来自 NBS 的住户调查,但其他数据均来自 CHIP 的独立调查。

主要变量的描述性统计见表 1,分析样本只包括受教育程度为高中及以上的个体。其中,工资指年工资性收入,大学学历包括专科、本科和研究生。可以看出,在受教育程度为高中及以上学历的劳动者中,受过高等教育的比例从 1988 年约 30% 增加到 2007 年超过 50%。而且相对于本科学历而言,专科学历劳动者所占的比例上升更快。^②

① 李实等对 2007 年 CHIP 的调查抽样方法和数据进行了详细的介绍。参见李实、佐藤宏、史泰丽:《中国收入差距变动分析——中国居民收入分配研究 IV》,人民出版社 2013 年版。

② 在 1988 年和 1995 年的 CHIP 调查中没有设计学历为研究生的选项,无法知晓个人是否为研究生学历。而且即便在 2002 年和 2007 年的样本中,研究生学历的样本数也太少,难以保证代表性。因此本文没有单独对研究生学历的劳动者进行分析。

表 1 变量的描述性统计

	1988 年	1995 年	2002 年	2007 年
平均工资(元)	1898	6406	12899	25118
平均年龄(年)	39.75	40.04	42.04	42.45
男性(%)	57.19%	55.56%	55.05%	53.45%
大学学历(%)	29.73%	38.58%	44.15%	51.41%
本科及以上学历(%)	14.76%	13.17%	13.97%	18.61%
专科学历(%)	14.97%	25.41%	30.19%	32.80%
样本数(人)	6185	6037	5993	6716

不同学历劳动者的平均工资和工资中位数的比值见图 1。从 1988 年到 2007 年,大学学历与高中学历劳动者平均工资的比值从 1.14 上升到 1.54,本科及以上学历与高中学历劳动者平均工资的比值从 1.22 上升到 1.88,专科学历与高中学历劳动者平均工资的比值从 1.06 上升到 1.35。平均工资比值在 1988—1995 年间变化很小,在 1995—2002 年之间增加最快。而且从 2002 年到 2007 年,本科及以上学历与高中学历劳动者的平均工资比值仍有较大幅度的上升,但专科学历与高中学历劳动者的平均工资比值则增加不多。工资中位数比值的数值和变化趋势与平均工资比值非常接近,不再赘述。简单的描述统计分析表明,即便在经历了 20 世纪 90 年代末期开始的高等教育大规模扩招之后,大学学历与高中学历劳动者的平均工资差异仍在进一步拉大。

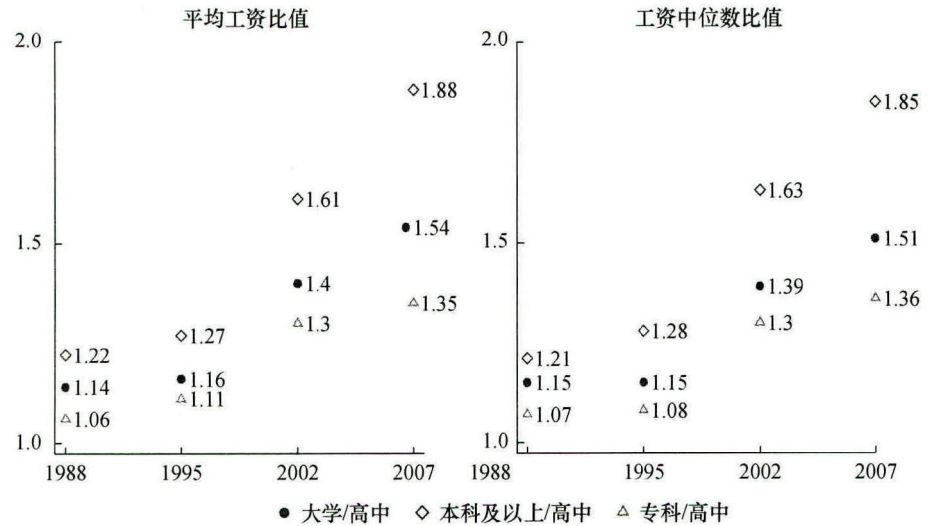


图 1 不同学历劳动者平均工资和工资中位数的比值

图 1 只表明了高等教育相对于高中教育的工资溢价,而不是高等教育本身带来的回报。这一溢价可能源于高等教育回报率,也可能源于其他原因。正因为如此,才有估计高等教育回报率的必要。

表 2 高等教育回报率的估计结果

方法	OLS	IV		样本选择模型		
回归方程	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)	方程(6)
因变量	工资	接受高等教育	工资	参与劳动力市场	接受高等教育	工资
1988 年						
接受高等教育	0.0680 *** (0.0078)		0.1707 *** (0.0287)			0.1172 *** (0.0351)
		0.0468 *** (0.0020)		0.0471 *** (0.0177)	0.0597 *** (0.0033)	
配偶受教育年限						
λ					5.1981 *** (0.9779)	-1.1050 ** (0.4810)
弱识别检验			532.3907 ***			99.4053 ***
内生性检验			13.9889 ***			8.5711 ***
样本数	6185	6185	6185	6238	6185	6185
1995 年						
接受高等教育	0.1377 *** (0.0116)		0.3917 *** (0.0428)			0.2913 *** (0.0547)
		0.0554 *** (0.0023)		0.0519 *** (0.0141)	0.0601 *** (0.0038)	
配偶受教育年限						
λ					1.0167 * (0.6086)	-1.0115 ** (0.4697)
弱识别检验			596.3042 ***			87.6323 ***
内生性检验			41.4921 ***			9.8343 ***
样本数	6037	6037	6037	6159	6037	6037

(续表)

方法	OLS	IV		样本选择模型		
回归方程	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)	方程(6)
因变量	工资	接受高等教育	工资	参与劳动力市场	接受高等教育	工资
2002 年						
接受高等教育	0.4214 *** (0.0178)		0.7773 *** (0.0520)			0.4232 *** (0.0917)
配偶受教育年限		0.0746 *** (0.0022)		0.0675 *** (0.0108)	0.0905 *** (0.0053)	
λ					1.2694 *** (0.3778)	-2.0449 *** (0.5359)
弱识别检验			1149.248 ***			82.3496 ***
内生性检验			58.147 ***			8.4062 ***
样本数	5993	5993	5993	6323	5993	5993
2007 年						
接受高等教育	0.4475 *** (0.0163)		0.9061 *** (0.0509)			0.6153 *** (0.0688)
配偶受教育年限		0.0786 *** (0.0025)		0.0671 *** (0.0135)	0.0904 *** (0.0048)	
λ					1.2765 *** (0.4279)	-2.2954 *** (0.5372)
弱识别检验			995.0481 ***			116.7826 ***
内生性检验			100.3531 ***			10.0527 ***
样本数	6716	6716	6716	6947	6716	6716

注:1. 在所有方程中,还包括以下解释变量:性别、年龄、年龄平方、省份虚拟变量;在方程(4)和(5)中,还包括以下变量:家庭总人口中 0~5 岁人口的比例、6~17 岁人口的比例、60 岁及以上人口的比例。
2. 括号内为稳健性标准误。
3. ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ 。

四、中国高等教育回报率的长期变动

(一) 高等教育回报率的整体变动

根据方程(1)一(6),本文使用三种方法估计高等教育回报率,结果见表2。

弱识别检验(weak identification test)的结果表明,配偶的受教育年限不是一个弱工具变量。内生性检验(endogeneity test)的结果表明可以拒绝个人是否接受高等教育为外生的假定,即个人是否接受高等教育是内生变量。表2所示的回归结果对于各种形式的异方差是稳健的,弱识别检验使用 Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量,内生性检验使用 C 统计量(也称为 Difference-in-Sargan 统计量)。在方程(6)的回归结果中,逆米尔斯比率 λ 的系数都是显著的,说明存在样本选择偏差。而且 λ 的系数小于0,表明如果不控制样本选择偏差,将会高估高等教育的回报率。

由表2可以看出,我国高等教育回报率的 OLS 估计值从1988年的6.80%快速增加到2002年的42.14%,而后缓慢增加到2007年的44.75%(见方程(1)的估计结果)。IV估计值是 OLS 估计值的两到三倍,从1988年到2007年一直呈明显的上升趋势。在纠正了遗漏变量偏误和样本选择偏差后,1988年、1995年、2002年、2007年的高等教育回报率分别为11.72%、29.13%、42.32%和61.53%,同样为持续增长。样本选择模型的估计结果高于 OLS 估计值,但低于 IV 估计值。需要注意的是,根据 OLS 估计结果,从2002年到2007年,高等教育回报率仅有小幅上升,而样本选择模型的估计结果表明在此期间高等教育回报率仍有大幅上升。

在关注我国高等教育回报率变化趋势的研究中。王乐(Wang, 2012)发现四年本科教育回报率的 OLS 估计值从1995年的23.1%上升到2002年的37.8%,IV估计值从1995年的51.1%上升到2002年的87.9%。而且在对女性样本使用 Heckman 两阶段模型纠正样本选择偏差后,仍发现本科教育的回报率在此期间大幅提升。胡安宁和希贝尔(Hu & Hibel, 2014)发现大学教育的回报率从2003年的33%上升到2010年的64%。张巍巍和李雪松(2014)发现在1992、2000和2009三个年份,大学教育回报率的 OLS 估计值分别为15.3%、29.7%、33.6%,IV估计值分别为29.5%、69.1%、66.1%,基于异质性模型并运用半参数局部工具变量方法(LIV)的估计值分别为22%、39.6%、45.6%。常进雄和项俊夫(2013)基于 Heckman 两阶段模型,发现1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年大学教育的年度收益率分别为2.12%、2.51%、3.55%、5.86%、6.08%、8.49%、9.39%、9.59%。由于数据来源不同、方法各异,这些研究的估计数值不宜与本文的估计数值直接进行比较,但在时间趋势上可以作一些比较。王乐(Wang, 2012)、常进雄和项俊夫

(2013)以及张巍巍和李雪松(2014)发现我国高等教育的回报率在20世纪90年代大幅上升,这一点与本文的结论相同。但张巍巍和李雪松(2014)发现,进入21世纪后高等教育回报率的上幅度明显减小;而本文与常进雄和项俊夫(2013)以及胡安宁和希贝尔(Hu & Hibel, 2014)都发现,在这一时期高等教育回报率上升的势头并没有放缓。

由于本文使用配偶的受教育年限作为个人是否接受高等教育的工具变量,只能使用已婚样本,存在该样本有可能无法代表总体的问题。为此,本文分别使用已婚样本和全体样本(即所有22—60岁男性和20—55岁女性)中拥有高中及以上学历的样本做了两个分析。其一,通过对主要变量的描述性统计分析发现,在相同年份,与全体样本相比,已婚样本的平均工资偏高一些、年龄偏大一些、男性的比例稍高一些,但两个样本学历分布的差异并不明显。更重要的是,根据两个样本计算出来的不同学历劳动者的工资比值相差无几。其二,基于方程(1)和全体样本数据,用OLS方法估计了高等教育的回报率,并将结果与本文中基于已婚样本的OLS估计结果进行了比较。结果发现,使用两个样本得到高等教育回报率的估计值相差很小。基于上述分析,本文认为用已婚样本代替全体样本是可以接受的。^①

(二) 稳健性检验

为了检验估计结果的稳健性,本文做了三组分析。

首先,在IV方法和样本选择模型中,第一阶段回归(方程[2]和方程[5])使用的是线性概率模型。使用线性概率模型的问题之一是概率预测值可能小于0或大于1,而且在两端的估计效果较差。有的相关研究也在IV估计的第一阶段用probit模型估计个人接受高等教育的概率,以此作为工具变量(如Heckman, & Li, 2004; 颜敏, 2013; 张巍巍和李雪松, 2014)。但此处仍然使用了线性概率模型,理由如下:第一,伍德里奇指出,将工具变量法与样本选择模型相结合的方法“可应用到任何类型的内生变量上,包括二值变量以及其他离散变量”(伍德里奇, 2007, p. 483)。第二,本文分别用OLS(线性概率模型)和probit模型估计第一阶段的回归方程,预测出个人接受高等教育的概率,发现用两种方法得到的概率预测值的分布大体相同,用前者的结果替代后者是可以接受的。^②第三,在IV方法和样本选择模型的两阶段最小二乘回归(2SLS)中,本文使用的是stata软件的ivreg2命令,并在第一阶段用线性概率模型。该命令默认第一阶段的回归使用OLS(线性概率模型),然后在第二阶段中自动调整系数的标准误估计。但如果在第一阶段回归用probit模型估计个人接受高等教育的概率,然后以此作为工具变量,就必须手工进行2SLS。这样做的风险是:在第一阶段用probit模型不满足标准的2SLS的相关假定,而且第二阶段回归方程的标准

①② 限于文章篇幅,具体分析结果在文中略去,如有需要可向作者索取。

误和检验统计量是不正确的。尽管如此,这里还是在第一阶段用 Probit 模型估计个人接受高等教育的概率,手工进行了 2SLS 估计,并将估计结果与本文之前的估计结果(即使用 ivreg2 命令,第一阶段用线性概率模型)进行了比较。结果发现,两种处理方法的估计结果相差很小。^①这在一定程度上可以说明本文估计结果的稳健性。

其次,在估计教育回报率时,通行的做法是不考虑自我雇佣者。因为自我雇佣者的收入取决于诸多因素,不宜使用基于人力资本理论的明瑟收入方程估计教育回报率。但在 CHIP 的调查问卷中,有部分自我雇佣者填写了工资性收入,而且自我雇佣者占劳动力人口的比例越来越高(在本文的样本中,这一比例从 1988 年的不到 1% 增加到 2007 年的 5.24%)。为了检验是否考虑自我雇佣者对估计结果的影响,本文分三个样本进行估计:“样本一”是表 2 使用的样本,不包括自我雇佣者;“样本二”是在参与方程中包括自我雇佣者,将其视为未参与劳动力市场($work = 0$),但在工资方程中不包括自我雇佣者;“样本三”同样在参与方程中包括自我雇佣者,将有工资性收入的自我雇佣者视为参与了劳动力市场($work = 1$),并在工资方程中包括这部分自我雇佣者。以配偶受教育年限作为个人是否接受高等教育的工具变量,采用相同的估计方法和控制变量进行估计,结果发现使用三类样本的估计结果差异不大,而且呈现出相同的时间趋势。^②

最后,使用不同的工具变量有可能改变估计结果。为此,本文基于“样本一”,以配偶是否接受高等教育为个人是否接受高等教育的工具变量,采用相同的估计方法和控制变量。从表 3 的(1)(2)部分的估计结果可见,使用不同工具变量的估计结果差异不大。

(三) 不同群体和地区高等教育回报率的变化

不同群体和地区高等教育回报率的变化也是相关研究关注的问题。表 4 所示为在不考虑自我雇佣者(即使用“样本一”)并以配偶受教育年限作为工具变量的情况下,不同性别、年龄(40 岁以下和 40 岁及以上两个群体)、学历层次(专科和本科及以上两个群体)和地区(东部、中部和西部)的高等教育回报率。在表 4 中,下划线表示存在样本选择偏差。从理论上讲,如果存在样本选择偏差,那么样本选择模型的估计结果与 IV 估计结果差异较大,应该使用样本选择模型的结果。而如果不存在样本选择偏差,那么应该使用通常的 IV 估计结果。但在后一种情况下,样本选择模型的估计结果与通常的 IV 估计结果差异不大(表 4 所示的结果显示了这一点),使用两种方法的估计结果都可以接受。因

① 限于文章篇幅,具体分析结果在文中略去,如有需要可向作者索取。

② 如何处理自我雇佣者样本尚需在理论和方法上进行深入探讨,这里所做的简单比较只是为了看看估计结果的稳健性。

表 3 使用不同工具变量和样本得到的高等教育回报率

	样本一				样本二				样本三			
	用配偶受教育年限 作为工具变量(1)		用配偶是否接受高等 教育作为工具变量(2)		用配偶受教育年限 作为工具变量(3)		用配偶受教育年限 作为工具变量(4)					
	OLS	IV	样本选 择模型	OLS	IV	样本选 择模型	OLS	IV	样本选 择模型	OLS	IV	样本选 择模型
1988 年	0.0680	0.1707	0.1172	0.0680	0.1436	0.1009	0.0680	0.1707	0.1375	0.0675	0.1703	0.1171
1995 年	0.1377	0.3917	0.2913	0.1377	0.3569	0.2413	0.1377	0.3917	0.3087	0.1382	0.4031	0.2688
2002 年	0.4214	0.7773	0.4232	0.4214	0.7234	0.3856	0.4214	0.7773	0.4741	0.4406	0.7891	0.4102
2007 年	0.4475	0.9061	0.6153	0.4475	0.7641	0.6107	0.4475	0.9061	0.6163	0.4830	0.9678	0.6851

注:1. 回归模型中包含的解释变量同表 2; 2. 所有回归系数数均在 1% 水平上显著。

表 4 不同群体和地区的高等教育回报率

	OLS						IV						样本选择模型					
	1988 年	1995 年	2002 年	2007 年	1988 年	1995 年	2002 年	2007 年	1988 年	1995 年	2002 年	2007 年	1988 年	1995 年	2002 年	2007 年		
男性	0.0554	0.1099	0.3534	0.3968	0.1247	0.2832	0.5430	0.7055	0.1314	0.2492	0.3218	0.6266	0.1314	0.2492	0.3218	0.6266		
女性	0.0939	0.1795	0.5126	0.5108	0.2351	0.5693	1.0448	1.0007	0.2655	0.2993	1.0882	0.9386	0.2655	0.2993	1.0882	0.9386		
40 岁以下	0.0421	0.1431	0.4011	0.3772	0.1011	0.4233	0.7161	0.7297	0.1094	0.1622	0.6972	0.4619	0.1094	0.1622	0.6972	0.4619		
40 岁及以上	0.0900	0.1325	0.4304	0.4886	0.2203	0.3720	0.8279	1.0411	0.2182	0.3594	0.4159	0.8187	0.2182	0.3594	0.4159	0.8187		
专科	0.0397	0.0948	0.3597	0.3453	0.1750	0.4453	0.7644	0.8546	0.0840	0.2280	0.2948	0.5260	0.0840	0.2280	0.2948	0.5260		
本科及以上	0.0980	0.2173	0.5423	0.6233	0.1969	0.4987	0.9319	0.9702	0.1284	0.4591	0.5822	0.7502	0.1284	0.4591	0.5822	0.7502		
东部	0.0479	0.1224	0.4295	0.5140	0.1374	0.3357	0.8459	1.0715	0.2185	0.3402	0.8229	0.9940	0.2185	0.3402	0.8229	0.9940		
中部	0.0759	0.1497	0.3928	0.3332	0.1770	0.3532	0.6332	0.5991	0.1769	0.3412	0.4088	0.3875	0.1769	0.3412	0.4088	0.3875		
西部	0.1077	0.1441	0.4567	0.4815	0.2017	0.4018	0.9530	0.9958	0.1898	0.2722	0.5124	0.7833	0.1898	0.2722	0.5124	0.7833		

注:1. 回归模型中包含的解释变量同表 2; 2. 所有回归系数数均在 1% 水平上显著; 3. 下划线表示存在样本选择偏差。

此,本文用样本选择模型的结果作为最终的高等教育回报率估计结果,并在图2中直观地显示出来。从图2可以看出,女性的高等教育回报率始终高于男性。但从1988年到2007年,男性的高等教育回报率一直呈上升趋势,而女性的高等教育回报率的增长势头在2002年后出现了停滞。年长者(40岁及以上)的高等教育回报率始终在上升,而年轻者(40岁以下)的高等教育回报率在2002年以后出现下降。分地区来看,东部地区的高等教育回报率几乎都是最高的,而且不断提高。西部地区的高等教育回报率在2002年以后出现了下降,而且在2007年时远远低于东部和西部地区。最后,本科及以上学历的回报率高于专科学历的回报率,但二者都呈现上升趋势。

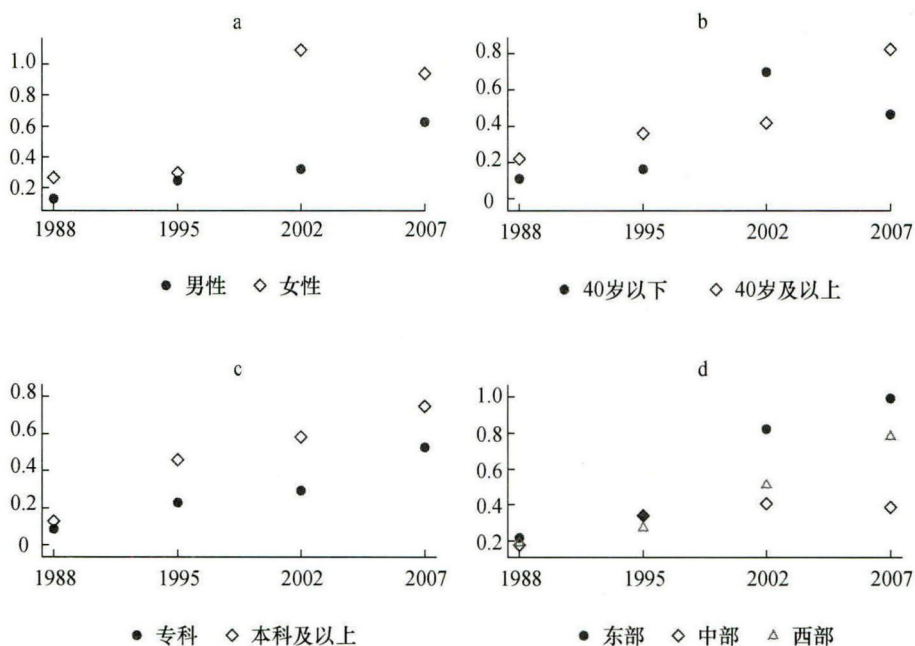


图2 不同群体和地区的高等教育回报率(样本选择模型的估计结果)

在比较不同组别的高等教育回报率时,本文采用的方法是分样本回归,而另一种方法是加入组别的虚拟变量,以及该虚拟变量与个人是否接受高等教育这一变量的交互项。基于以下两方面的考虑,本文倾向于分样本回归的方法。其一,分样本回归假设不同组别的回归方程不同,是一种更为灵活的方式。其二,本文使用的方法是将工具变量法与样本选择模型相结合,在估计方程(5)和(6)时,内生变量是个人是否接受高等教育(H),工具变量实际上有四个(配偶受教育年限、家庭总人口中0~5岁人口的比例、6~17岁人口的比例、60岁及以上人口的比例)。如果引入内生变量与其他变量的交互项,就必须将工具变量与其他变量的交互项同时作为工具变量。由于一个变量跟它与其他变量的交互项之间的相关性很高,这样做会大大降低估计的效率,笔者并不认为这样

做是必要的。事实上,就已有文献而言,在分析教育回报率的组别差异时,使用工具变量法的研究都是采用分样本回归(如 Chen & Hamori, 2009; Wang, 2012)。

五、结 语

在高等教育快速发展和经济持续转型的背景下,高等教育的私人回报率会发生怎样的变化,是一个有价值的理论问题,也具有重要的现实意义。本文使用 CHIP 1988 年、1995 年、2002 年、2007 年的城镇住户调查数据中高中及以上学历个体的样本,在同时考虑遗漏变量偏误和样本选择偏差问题的情况下,估计出在这 20 年里我国高等教育回报率的变动趋势。研究发现,1988 年、1995 年、2002 年、2007 年我国的高等教育回报率分别为 11.72%、29.13%、42.32% 和 61.53%,呈现持续上升的趋势。而且估计结果高于 OLS 估计值,但低于通常的 IV 估计值。同时,不论本科及以上学历,还是专科学历,其相对于高中学历的回报率都呈现上升趋势。男性的高等教育回报率一直呈上升趋势,而女性的高等教育回报率的增长势头在 2002 年后出现了停滞。年龄较大的劳动者的高等教育回报率始终在上升,而年轻劳动者的高等教育回报率在 2002 年以后出现下降。东部和西部地区的高等教育回报率逐年提高,而中部地区的高等教育回报率在 2002 年以后出现了下降。

本文发现,在 1988—2007 年间,我国高等教育的回报率持续上升,而且上升的势头在进入 21 世纪后并没有放缓。笔者认为有两个可能的解释:其一,知识经济对高技能劳动者的需求增加,高技能劳动者和低技能劳动者的工资差距拉大,抵消了高技能劳动者供给增加的影响;其二,随着我国市场经济体制的不断完善,人力资本的劳动力市场价值得到了更为充分的实现。当然,探究高等教育回报率上升的原因需要进行深入细致的理论研究和经验分析,已经超出了本文的范围。从现实的角度看,高等教育的私人回报率持续提升意味着即便在经历了 1999 年开始的高等教育大规模扩招之后,上大学对于个人而言仍然是一项越来越有价值的投资。不过,女性劳动者、年轻劳动者和中部地区的高等教育回报率在 2002 年之后出现停滞或下降,表明高等教育回报率的长期变动在不同群体和地区之间存在差异。

由于缺乏最新的数据,本文无法将分析的时间拓展到 2010 年以后。笔者尝试使用 CHNS 1989—2011 年的数据进行更长时段的分析,但因样本量太小(每年的有效样本量只有 400 个左右),无法保证估计的可靠性而放弃。笔者期望在 CHIP 新一轮的调查完成之后继续本文的研究,以探究我国高等教育回报率的最新变化,特别是探究不同人群从高等教育经历中得到的经济收益的差异。

参考文献

- [1] 常进雄,项俊夫. 扩招对大学毕业生工资及教育收益率的影响研究[J]. 中国人口科学,2013(3):104-111
- [2] 陈纯槿,胡咏梅. 中国城镇居民教育收益率的变动趋势[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2013(5):54-67.
- [3] 邓峰,丁小浩. 中国教育收益率的长期变动趋势分析[J]. 统计研究,2013(7):39-47.
- [4] 丁小浩,于红霞,余秋梅. 中国城镇居民各级教育收益率及其变化研究:2002—2009年[J]. 北京大学教育评论,2012(7):73-84.
- [5] 郭冬梅,胡毅,林建浩. 我国正规就业者的教育收益率[J]. 统计研究,2014(8):19-23.
- [6] 国务院人口普查办公室,国家统计局人口和社会科技统计司. 中国 2000 年人口普查资料[M]. 北京:中国统计出版社,2002.
- [7] 国务院人口普查办公室,国家统计局人口和社会科技统计司. 中国 2010 年人口普查资料[M]. 北京:中国统计出版社,2012.
- [8] 何亦名. 教育扩张下教育收益率变化的实证分析[J]. 中国人口科学,2009(2):44-54.
- [9] 教育部发展规划司. 中国教育统计年鉴 2010[M]. 北京:人民教育出版社,2011.
- [10] 李实,佐藤宏,史泰丽. 中国收入差距变动分析——中国居民收入分配研究 IV[M]. 北京:人民出版社,2013.
- [11] 李煜. 婚姻的教育匹配:50 年来的变迁[J]. 中国人口科学,2008(3):73-79.
- [12] [美]伍德里奇. 横截面与面板数据的经济计量分析[M]. 北京:中国人民大学出版社,2007.
- [13] 吴要武,赵泉. 高校扩招与大学毕业生就业[J]. 经济研究,2010(9):93-108.
- [14] 许玲丽,李雪松,周亚虹. 中国高等教育扩招效应的实证分析——基于边际处理效应(MTE)的研究[J]. 数量经济技术经济研究,2012(11):116-129.
- [15] 颜敏. 能力偏误、教育溢价与中国工资收入差异:基于微观计量方法的实证研究[M]. 北京:中国社会科学出版社,2013.
- [16] 姚先国,方昕,钱雪亚. 高校扩招对大学毕业生工资的干预效应[J]. 人口与经济,2014(1):67-79.
- [17] 袁诚,张磊. 对低收入家庭子女大学收益的观察[J]. 经济研究,2009(5):42-51.
- [18] 张巍巍,李雪松. 中国高等教育异质性回报的变化:1992—2009[J]. 首都经贸大学学报,2014(3):63-77.
- [19] 赵西亮,朱喜. 城镇居民的大学教育收益率估计:倾向指数匹配方法[J]. 南方经济,2009(10):45-56.
- [20] Angrist, J. & Pischke, J. (2008). *Mostly harmless econometrics*. Princeton University Press.
- [21] Arabsheibani, G. R. & Mussurov, A. (2007). Returns to schooling in Kazakhstan. *Economics of Transition*, 15(2), 341-364.
- [22] Chen, G. & Hamori, S. (2009). Economic return to return in urban China: OLS and the instrumental variables approach. *China Economic Review*, 20, 143-152.

- [23] Heckman, J. J. (1990). Varieties of selection bias. *American Economic Review*, 80(2), 313-318.
- [24] Heckman, J. J. & Li, X. (2004). Selection bias, comparative advantage and heterogeneous returns to education: Evidence from China in 2000. *Pacific Economic Review*, 9(3), 155-171.
- [25] Hu, A. & Hibel, J. (2014). Changes in college attainment and the economic returns to a college degree in urban China, 2003-2010: Implications for social equality. *Social Science Research*, 44, 173-186.
- [26] Pencavel, J. (1998). Assortative mating by schooling and the work behavior of wives and husbands. *American Economic Review*, 88(2), 326-329.
- [27] Trostel P., Walker, I. & Woolley, P. (2002). Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. *Labour Economics*, (9), 1-16.
- [28] Wang, L. (2012). Economic transition and college premium in urban China. *China Economic Review*, 23, 238-252.
- [29] Zhang, J., Zhao, Y. H. Park, A. & Song, X. (2005). Economic returns to schooling in urban China, 1988-2001. *Journal of Comparative Economics*, 33(4), 730-752.

(责任编辑 范懿皓)

勘 误

陈向明的《扎根理论在中国教育研究中的运用探索》一文在我刊2015年第1期发表后,作者发现文中有三个错误,特在此勘正。

1. 第14页第一段中的“符合互动论”应为“符号互动论”。

2. “参考文献”22中的作者“陈向明”应为“陈向明等”。

3. 第7页表1中二级“轴心编码”(也译为“主轴编码”)的内容应并入一级“开放编码”;“开放编码”应包括三个步骤:使用代码为现象贴标签,发现类属并为其命名,通过确认类属的属性和维度来发展类属。二级“主轴编码”则应按照“编码范式模式”,即(A)因果关系——(B)现象——(C)情境——(D)中介条件(也译为“干预条件”intervening conditions)——(E)行动/互动策略——(F)结果,将“开放编码”所获得的类属联结起来。此外,表1中的三级“选择编码”还不够凝练、抽象,应往表2所呈现的方式继续进行理论提升。需要说明的是,此处借鉴的只是施特劳斯(Anselm Strauss)和科尔宾(Juliet Corbin)在1990出版的《质性研究的基础:扎根理论的程序与技巧》(*Basics of Qualitative Research: Grounded Theory Procedures and Techniques*)一书中介绍的方式,并且根据本研究的需要进行了一些改造;格拉斯(Barney Glaser)以及之后的一些学者提出或发展的思路和方法与此有所不同。

Long-term Change in Returns to Higher Education in China: 1988—2007

LIU Zeyun

Page 65

Based on CHIP urban household survey data, this paper estimates returns to higher education in China during the period of 1988—2007. We employ both the Instrumental Variable (IV) method and the Heckman two-stage procedure to address potential endogeneity bias and sample selection bias. We find that returns to higher education has increased rapidly during this period, and our estimates are higher than OLS estimates but lower than IV estimates of previous literature. Our results also show that returns to higher education for women, young employees and those from the central China have declined since 2002.

Does Key Senior High Schools Improve Students' Academic Performance? A Regression Discontinuity Study in County F

WANG Jun, SUN Zhijun

Page 82

Taking advantage of the exogenous influence generated by the method of senior high school admission, this paper examines the effect of key senior high schools on students' academic achievements in county F using regression discontinuity design. It indicates that, for science students, the total test scores, Chinese test scores and math test scores of key senior high school students are all significantly higher than those of other senior high schools, but the difference between two groups is not large; and for liberal arts students, the effect of key senior high schools is not significant. It implies that key senior high schools have only a slight positive effect on students' academic performance. However, the results should be interpreted with caution, because: 1) students with better performance in the High School Entrance Examination may prefer to become science students, so that the difference might be for better-performed students, instead of science students; 2) both the degree of dependence on school resources for different disciplines and the different preference for school resource allocation might result in different effects in different disciplines. Besides, the effect of key senior high schools is heterogeneous, with a larger effect for girls and for city students in terms of total test scores, while a larger effect for rural students in terms of Chinese test scores and math test scores. Our conclusion is subject to limitations of the special sample as well as specific methods, and need to be further verified with richer data.