

上好大学值得吗

——对大学质量回报的估计

刘泽云 邱牧远

(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)
(中国工商银行 博士后科研工作站, 北京 100025)

摘要 国内现有研究大多关注大学教育数量的经济回报,较少关注大学教育质量的经济回报。由于存在不可观测的异质性和异质性回报,OLS、匹配法和工具变量法等方法都难以正确估计大学质量的回报。本文基于2004年中国城镇住户调查数据,以“211”大学作为中国高质量大学的标准,使用赫克曼等人建立的异质性模型,发现我国大学质量的平均回报率(ATE)为11.4%。这说明在中国,大学质量对劳动者的收入存在正面影响。研究还发现无论对于处理组还是非处理组,选择偏差均为负而分类收益均为正,表明个体基于比较优势自愿地做出了是否上“211”大学的选择。

关键词 大学质量;人力资本;教育回报率;异质性

中图分类号:G40-054 **文献标识码**:A **文章编号**:1671-9468(2017)01-0120-20

DOI:10.19355/j.cnki.1671-9468.201701008

一、引言

人力资本理论认为,通过人力资本投资,劳动者可以提高自身的生产率进而提高在劳动力市场上获得的工资。教育是人力资本投资最重要的途径,因此,研究劳动者受教育状况与其工资收入之间的关系便成为劳动经济学和教育经济学的一个重要研究领域。多数研究者将注意力集中在分析劳动者所受教育的数量(通常用受教育年限衡量)对其工资的影响,并利用微观数据建立计量模型估算教育回报率。大量国内外研究都表明受教育年限存在正的回报率。

但是随着研究的深入,越来越多的学者认识到,在分析人力资本投资的作

收稿日期:2016-08-31

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,博士。

邱牧远,男,中国工商银行博士后科研工作站博士后研究人员。

基金项目:全国教育科学规划项目(EFA060203);“中央高校基本科研业务费专项资金”(北京师范大学经济与工商管理学院自主科研项目2015905)。

用时仅仅考虑教育数量是不够的,必须同时考虑教育质量。对此,贾米森(E. A. Jamison)等形象地指出:“我们不可能希望非洲落后地区和欧洲发达地区受相同教育年限的劳动力所积累的人力资本是相同的。”(Jamison et al., 2007)自 20 世纪 80 年代开始,特别是 90 年代以后,很多国外的研究致力于估算教育质量或学校质量对劳动者工资的影响(即教育质量或学校质量的经济回报),并在计量方法上不断改进(Speakman & Welch, 2006; Hanushek & Woessmann, 2008; Betts, 2010)。本文将考察劳动者所上大学的质量对其工资收入的影响,即估计上一所好大学能给个人带来多大的经济收益。在中国,通过高考的激烈竞争进入高质量大学的都是天赋很高的学生,这些高能力的学生即便不进入好大学,也能在劳动力市场上获得较高的收入。因此,他们从高质量的大学教育中能获得多大的经济回报是值得研究的问题。^①

已经有一些研究对我国大学质量的经济回报进行了估计,多数发现大学质量存在正的经济回报(任兆璋、范闽,2005;刘泽云、邱牧远,2011;Zhong, 2011; Li et al., 2012; 范静波,2013),还有研究发现是否就读于高质量大学对在校大学生的期望月薪没有显著影响(Loyalka et al., 2012)。这些研究对于本文具有重要的参考价值,但它们在大学质量的衡量、大学质量回报的估计方法以及研究样本的选择这三个关键问题上存在一定的局限性。

本文根据国家统计局城镇居民住户调查中大学学历劳动者的数据,以“211”大学作为中国高质量大学的标准,运用赫克曼(J. J. Heckman)等人提出的异质性模型(heterogeneous model)(Heckman and Vytlačil, 1999; Heckman et al., 2006; Carneiro et al., 2010),对我国大学质量的经济回报做出了定量估计。就笔者搜集到的文献来看,这是国内外研究中首次运用异质性模型估计教育质量的经济回报。

二、大学质量的衡量

对于衡量大学的质量,相关研究并未达成共识。在国外的研究中,通常使用两种方法衡量大学质量。一种方法是使用大学的投入指标(如教师平均工资、师生比、教师学历、学费、学生平均入学成绩)衡量大学的质量,或基于若干类投入指标生成大学的教育质量指数(Black & Smith, 2004; Long, 2008; Borgen, 2014)。另外一种方法采用大学的等级作为识别大学质量的标准。例如《巴朗美国大学年鉴》(*Barron's Profiles of American Colleges*)根据大学入学的竞争程度将美国的大学划分为六个等级,有研究者根据该年鉴提供的大学

^① 李宏彬等人(2008)基于中国双胞胎样本数据的研究表明,教育收益率的 OLS 估计值是双胞胎样本估计值的 3 倍。他们认为这主要是因为,在中国,能力偏差对教育收益率的影响非常大,换言之,用 OLS 方法估计出来的教育收益率中绝大部分应归因于被遗漏的个人能力和家庭背景的影响。

等级衡量美国大学的质量(Brand & Halaby, 2006; Long, 2010)。

在我国,无法通过公开途径获得高等学校的投入数据,因此针对我国的研究在本质上都是使用大学的等级识别大学质量。例如,任兆璋和范闾(2005)、刘泽云和邱牧远(2011)以及李宏彬等(Li et al., 2012)以“211”大学为高质量大学,罗亚卡(P. Loyalka)等以在高考中第一批次录取的大学为高质量大学(Loyalka et al., 2012)。这两种方法合理地利用了我国高等教育领域的一些制度特征。钟海(Zhong, 2011)用被访者自报的所上大学在全国的排名情况衡量大学质量(分为很好、较好、中等和中等以下四类),这种方法过于主观,难有说服力。而范静波(2013)以是否为全日制高校衡量大学的质量,显然有失合理。

本文也使用大学的等级衡量其质量。然而,我国目前还没有一个被广泛认可的高校排名。因此,本文根据相对而言权威性最强的教育部确定的“211”大学来识别大学的质量。也就是说,如果个体所上的大学是“211”大学,就认为其接受了高质量的大学教育。这种方法当然有其局限性,譬如:是否为“211”大学并没有一个公开、科学的评判标准;“211”大学之间存在质量差异,非“211”大学之间也存在质量差异,等等。但是在无法获得相关数据的情况下,这不失为一个可行的办法。

中国政府早在1954年便确立了重点建设一部分高等学校的政策,当年确定了6所全国重点大学。此后陆续增加重点大学的数目,截至1981年,共确定了96所全国重点大学,这些学校在师资队伍、科学研究、教学管理、校园建设等方面都得到了各级政府的大力支持。^①此后,中国政府停止了重点大学的评选。1993年,中共中央和国务院发布了《中国教育改革和发展纲要》,提出在21世纪重点建设100所左右的高等学校和一批重点学科和专业的建设工程,简称“211工程”,被列入这一工程的学校被称为“211”大学。1995年,原国家计委、原国家教委、财政部发布《“211工程”总体建设规划》,“211工程”正式启动建设。“211工程”的建设内容主要包括重点学科、公共服务体系和学校整体条件建设三部分。1995—2008年,陆续有五个批次的大学入选“211工程”。2008年以后,“211”大学的数量固定为112所,不再发生变化。^②

在中国,“211”大学是各级政府重点建设、高中毕业生首先选择的大学,还是劳动力市场上雇主做出雇佣决策的重要参考依据,甚至国外大学在招收中国留学生时也会考虑学生是否毕业于“211”大学。因此,“211”大学可以作为高质量大学的代理变量。一个可能存在的问题是,本文样本中包含了1995年之前上大学的劳动者,这部分人在接受高等教育时还未实施“211工程”。笔者整理发现,原先的重点大学后来都成为“211”大学,这些重点大学自建国以来就得到

^① <http://www.moe.gov.cn/edoas/website18/level3.jsp?tablename=1222139707228251&in-foid=1223513711350102>

^② http://www.moe.gov.cn/publicfiles/business/htmlfiles/moe/moe_94/201002/82762.html

政府的重点投资,历来都是中国质量最好的大学。而少数“211”大学尽管不是原先的重点大学,但也都是办学时间长、办学质量较高的大学。因此,用“211”大学来代表高质量大学是可以接受的。

三、估计大学质量回报的方法

(一) 传统的估计方法

估计大学质量回报的基本方法是在明瑟收入方程中加入衡量大学质量的变量(Speakman & Welch, 2006)。即: $Y_i = \gamma D_i + \beta X_i + U_i$ 。 Y_i 是工资收入的自然对数, D_i 是衡量大学质量的变量($D_i = 1$ 表示个体上的是“211”大学, $D_i = 0$ 则反之), X_i 是控制变量, U_i 是随机误差项。参数 γ 的普通最小二乘(OLS)估计值即为大学质量的回报。

OLS的本质是在控制可观测因素的情况下,比较接受高质量大学教育和低质量大学教育的个体的平均工资差异。这种方法存在两个缺陷(Black & Smith, 2004):其一,假定对数工资与解释变量之间存在线性关系,而这一假定在现实中可能不成立;其二,可能违反公共集(common support)假设,即在给定了解释变量的取值后,有时只存在接受高质量大学教育的个体,或者只存在接受低质量大学教育的个体,从而无法比较两类个体的工资差异。针对上述情况,常用的一种解决方法是匹配法(Matching)。匹配法放宽了被解释变量与解释变量存在线性关系的假设,并且有效地处理了公共集假设问题(Black & Smith, 2004; Brand & Halaby, 2006; Long, 2008)。

无论OLS还是匹配法,都要求条件独立假设。也就是说,在控制了可观测的特征之后,个体进入何种质量的大学是随机的,因而进入不同质量大学的个体的收入差异就仅仅归因于大学质量的不同。但是,由于存在不可观测的异质性(即同时影响个体教育选择和收入的不可观测因素),将导致可观测特征相同的个体接受何种质量的大学教育并不是随机的,因而使用OLS和匹配法估计出的大学质量回报都是有偏误的。

相关研究主要使用四种方法处理不可观测的异质性。第一种方法是为不可观测因素寻找代理变量。例如用个体的智商、学习成绩、父母的教育年限、家庭收入等作为个人能力和家庭背景的代理变量(Long, 2010)。第二种方法是工具变量法。例如用居住地一定半径范围内高等学校的平均教育质量作为个体是否接受高质量大学教育的工具变量(Long, 2008)。第三种方法是利用双胞胎样本的固定效应模型,通过双重差分去除不可观测异质性的影响(Behrman, et al., 1996)。第四种方法是使用断点回归(Hoekstra, 2009)。

在针对我国的研究中,任兆璋和范闽(2005)、钟海(Zhong et al., 2011)、李宏彬等(Li et al., 2012)和范静波(2013)主要使用了OLS方法。其中,钟海

(Zhong et al., 2011)使用父亲受教育程度和职业作为个人能力和家庭背景的代理变量,李宏彬等(Li et al., 2012)使用个人高考成绩、父亲受教育年限、父母的干部身份和收入等作为个人能力和家庭背景的代理变量。刘泽云和邱牧远(2011)以及罗亚卡等(Loyalka et al., 2012)使用了匹配法,其中罗亚卡等还使用了断点回归方法。

(二) 异质性模型

赫克曼等人提出的异质性模型(Heckman & Vytlacil, 1999; Heckman et al., 2006; Carneiro et al., 2010)认为,在估计处理效应时,不可观测的异质性还会导致个体基于不可观测的特征对未来潜在收益进行比较,从而做出是否接受处理的选择,因此不同个体的处理效应是异质的。也就是说,不同的个体从大学质量中获得的回报是不同的,大学质量的回报存在异质性。在这种情况下,无论是 OLS、匹配法,还是常用的代理变量、工具变量、双胞胎模型和断点回归等方法,都无法得到大学质量回报的正确估计量,而应该使用异质性模型。已有一些关于我国的研究用异质性模型估算了接受高等教育的回报率(李雪松和赫克曼,2004; Fleisher et al., 2004; Wang et al., 2009; 张巍巍和李雪松,2014),^①但目前还没有人使用异质性模型估计大学质量的回报。

下面介绍本文使用异质性模型估计大学质量回报的方法。

1. 各种处理效应的定义

是否上“211”大学可以被视为一个处理(treatment):上“211”大学的个体是处理者(the treated),即接受了处理;未上“211”大学的个体是非处理者(the untreated),即未接受处理。上“211”大学对收入的影响就是处理效应(treatment effect)。设 Y 为结果变量(outcome); Y_{i1} 为接受处理状态下的结果,即个体 i 上“211”大学的潜在(potential)收入; Y_{i0} 为未接受处理状态下的结果,即个体 i 未上“211”大学的潜在收入。之所以称为“潜在收入”,是因为在现实中,对于某一个体 i 而言,我们只能观测到 Y_{i1} 和 Y_{i0} 二者中的一个。 $D_i = 1$ 表示个体 i 上的是“211”大学, $D_i = 0$ 则反之。

假定个体 i 的潜在收入由可观测的因素 X 和不可观测的因素 U 共同决定:
 $Y_{i1} = \beta_1 X_i + U_{i1}, Y_{i0} = \beta_0 X_i + U_{i0}$ 且有 $E(U_{i1} | X_i) = E(U_{i0} | X_i) = 0$
 由此,

$$Y_i = D_i Y_{i1} + (1 - D_i) Y_{i0} = [(\beta_1 - \beta_0) X_i + (U_{i1} - U_{i0})] D_i + \beta_0 X_i + U_{i0}$$

可见,上“211”大学给个体 i 带来的回报为:

$$\gamma_i = (\beta_1 - \beta_0) X_i + (U_{i1} - U_{i0})$$

其中, $(\beta_1 - \beta_0) X_i$ 是由可观测的异质性带来的回报, $U_{i1} - U_{i0}$ 是由不可观测的异

^① 此外,蔡淑铃和谢宇(Tsai & Xie, 2011)用异质性模型估计了台湾地区高等教育的回报率,袁诚和张磊(2009)基于类似的 Roy 模型考察了我国低收入家庭子女的大学回报率。

质性带来的回报。由此可以看出,大学质量的回报会随着个人特征的变化而变化。 γ_i 的均值为:

$$\bar{\gamma} = \text{ATE} = E(\gamma_i | X_i) = E[(\beta_1 - \beta_0)X_i]$$

$\bar{\gamma}$ 为“平均处理效应(average treatment effect, ATE)”,即随机从接受过高等教育的人中选定一个个体,上“211”大学与不上“211”大学的期望收入差距。

研究者还关心“处理者的平均处理效应”(average treatment effect on the treated, ATT)和“非处理者的平均处理效应”(average treatment effect on the untreated, TUT)。前者指对于实际上上了“211”大学的人,上“211”大学和假如不上“211”大学的潜在收入的平均差异;后者指对于未上“211”大学的个体,上“211”大学带来的平均潜在回报。定义 ATT 和 TUT 为:

$$\text{ATT} = E(Y_{1i} - Y_{0i} | X_i, D_i = 1) = E(\gamma_i | X_i, D_i = 1)$$

$$\text{TUT} = E(Y_{1i} - Y_{0i} | X_i, D_i = 0) = E(\gamma_i | X_i, D_i = 0)$$

2. 各种处理效应的估计

假定个体 i 是否上“211”大学由以下决策规则决定:

$$D_i^* = P(Z_i) - U_{Di}$$

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{当 } D_i^* \geq 0 \text{ 时} \\ 0, & \text{当 } D_i^* < 0 \text{ 时} \end{cases}$$

D_i^* 是一个潜变量,代表个体 i 上“211”大学的净回报。 Z_i 是一组可观测的变量, Z_i 可以包含部分或全部 X_i ,但必须包含一些 X_i 中没有的变量。 $P(Z_i)$ 表示个体 i 上“211”大学的概率,称为倾向指数(propensity-score), $P(Z_i)$ 越大表明个体从上“211”大学中获得的回报越大,可根据 logit 或 probit 模型估计得出。 U_{Di} 是个体 i 在选择过程中不可观测的异质性,可以理解为个体上“211”大学的成本, U_{Di} 在 $[0, 1]$ 区间上服从均匀分布(Heckman and Vytlacil, 1999)。对于个体 i 而言,是否上“211”大学取决于可观测的异质性 $P(Z_i)$ 与不可观测的异质性 U_{Di} 的比较, U_{Di} 越大,个体上“211”大学的意愿越低。

定义边际处理效应(marginal treatment effect, MTE)为:

$$\text{MTE}(X_i = x, U_{Di} = u_D) = E(Y_{1i} - Y_{0i} | X_i = x, U_{Di} = u_D)$$

这是当给定个体的可观测特征($X_i = x$)以及不可观测特征($U_{Di} = u_D$)时,上“211”大学的平均回报。这一回报应该等于 $U_{Di} = u_D$ 时,上和不上“211”大学是无差异的那些个体的平均回报。而对于上和不上“211”大学是无差异的个体而言, $p(z) = u_D$ 。因此, MTE 可写为:

$$\text{MTE}(X_i = x, U_{Di} = u_D = p(z)) = E(Y_{1i} - Y_{0i} | X_i = x, P(Z_i) = p(z))$$

估计 MTE 的方法有四种:参数估计法(Parametric)、多项式估计(Polynomial)、半参数方法(Semi-Parametric)和局部工具变量法(local instrumental variable, LIV)。(Heckman et. al, 2006) 本文采用的是局部工具变量法(LIV),因为这种方法没有对不可观测异质性的分布做出任何假定,具有更好的普适性

(Heckman et. al, 2006)。

MTE 的估计分为两个阶段。第一阶段,用 Logit 模型或 Probit 模型估计倾向指数 $P(Z)$ 。第二阶段,通过局部工具变量法(LIV)估计 MTE:

$$\text{MTE}(X_i = x, U_{D_i} = u_D) = \left. \frac{\partial E(Y_{1i} - Y_{0i} | X_i = x, P(Z_i) = p(z))}{\partial p} \right|_{p=u_D}$$

在此基础上估计各种平均处理效应:

$$\text{ATE} = \int_0^1 \omega_{\text{ATE}}(x, u_D) \text{MTE}(x, u_D) du_D, \quad \omega_{\text{ATE}}(x, u_D) = 1$$

$$\text{ATT} = \int_0^1 \omega_{\text{ATT}}(x, u_D) \text{MTE}(x, u_D) du_D,$$

$$\omega_{\text{ATT}}(x, u_D) = \int_{u_D}^1 f(p | X = x) dp \frac{1}{E(p | X = x)}$$

$$\text{TUT} = \int_0^1 \omega_{\text{TUT}}(x, u_D) \text{MTE}(x, u_D) du_D,$$

$$\omega_{\text{TUT}}(x, u_D) = \int_0^{u_D} f(p | X = x) dp \frac{1}{E((1-p) | X = x)}$$

其中, $f(p | X = x)$ 是给定 $X = x$ 时 $P(Z)$ 的概率密度, $\omega(\cdot)$ 为权重。

3. 选择偏差和分类收益

用观察到的上“211”大学群体的平均收入减去未上“211”大学群体的平均收入,将得到“211”大学回报 γ 的 OLS 估计值, γ 的概率极限如下(李雪松和赫克曼, 2004):

$$\begin{aligned} \text{plim}(\hat{\gamma}_{\text{OLS}}) &= E(Y_{1i} | X_i, D_i = 1) - E(Y_{0i} | X_i, D_i = 0) \\ &= \text{ATE} + \underbrace{[E(U_{1i} | X_i, D_i = 1) - E(U_{0i} | X_i, D_i = 0)]}_{\text{偏差}} \\ &= \text{ATE} + \underbrace{E(U_{1i} - U_{0i} | X_i, D_i = 1)}_{\text{偏差}} \\ &\quad + \underbrace{[E(U_{0i} | X_i, D_i = 1) - E(U_{0i} | X_i, D_i = 0)]}_{\text{选择偏差}} \end{aligned}$$

上式表明,如果 U_{0i} 以及 U_{1i} 与 D_i 是相关的,那么 OLS 估计量将是 ATE 的有偏估计,其偏差(bias)为: $[E(U_{1i} | X_i, D_i = 1) - E(U_{0i} | X_i, D_i = 0)]$ 。进一步,偏差可分解为分类收益(sorting gain)和选择偏差(selection bias)。分类收益是指对于上了“211”大学的人而言,因不可观测因素带来的接受“211”大学的平均收益。选择偏差是指假定上了“211”大学的人没有上“211”大学时的不可观测因素带来的收入,与实际未上“211”大学的人因不可观测因素带来的收入的差异。

ATT 也可通过下式得出(李雪松和赫克曼, 2004):

$$\text{ATT} = \text{ATE} + E(U_{1i} - U_{0i} | D_i = 1)$$

这意味着 ATT 等于 ATE 加上分类收益。因此,分类收益可以从另一个角度理解,即与随机抽取一个个体的情况相比,上“211”大学的个体把自己分类到处理组中得到的平均收益。

由上述两式可以得到:

$$p\lim(\hat{\gamma}_{OLS}) = ATT + [E(U_{0i} | X_i, D_i = 1) - E(U_{0i} | X_i, D_i = 0)]$$

因此,选择偏差等于 OLS 估计值减去 ATT。

同样地,还可以定义“非处理者的平均处理效应(TUT)”,指对于未上“211”大学的个体而言,上“211”大学带来的平均潜在回报。

$$TUT = E(Y_{1i} - Y_{0i} | X_i, D_i = 0) = E(\gamma_i | X_i, D_i = 0)$$

类似地,对于未上“211”大学的个体而言,偏差为:

$$\begin{aligned} E(U_{0i} | X_i, D_i = 0) - E(U_{1i} | X_i, D_i = 1) &= ATE - p\lim(\hat{\gamma}_{OLS}) \\ &= \underbrace{E(U_{0i} - U_{1i} | X_i, D_i = 0)}_{\text{分类收益}} \\ &\quad + \underbrace{[E(U_{1i} | X_i, D_i = 0) - E(U_{1i} | X_i, D_i = 1)]}_{\text{选择偏差}} \end{aligned}$$

同样地,对于非处理组而言,偏差可分解为分类收益和选择偏差。分类收益是指对于未上“211”大学的人而言,因不可观测因素带来的未接受“211”大学教育的平均回报。选择偏差是指假定未上“211”大学的人上了“211”大学时的不可观测因素带来的收入,与实际上了“211”大学的人因不可观测因素带来的收入的差异。

类似地可以得到:

$$ATE = TUT + E(U_{0i} - U_{1i} | D_i = 1)$$

$$TUT = p\lim(\hat{\gamma}_{OLS}) + E(U_{1i} | X_i, D_i = 0) - E(U_{1i} | X_i, D_i = 1)$$

也就是说,对于未上“211”大学者而言,分类收益等于 ATE 减去 TUT,选择偏差等于 TUT 减去 OLS 估计值。

选择偏差比较的是两类群体的潜在收入差异。如果上了“211”大学者和未上“211”大学者的选择偏差均小于 0,说明上了“211”大学者如果不上“211”大学,其收入将小于实际未上“211”大学者,而未上“211”大学者若上了“211”大学,其收入将小于实际上了“211”大学者,这种选择遵循了比较优势(comparative advantage)的原则。如果上了“211”大学者的选择偏差大于 0 而未上“211”大学者的选择偏差小于 0,说明无论如何,上了“211”大学者的收入均高于未上“211”大学者,这反映了前者的能力平均而言高于后者,也就是说选择反映的是能力分层(hierarchical ability)(Willis & Rosen, 1979)。而分类收益比较同一群体的潜在收入差异,分类收益为正,说明个体“有意”(purposive)把自己归类于上了“211”大学的人或未上“211”大学中的一类;而分类收益为负,则说明个体的归类是“不情愿的”(involuntary),一些不可观测的因素导致其做出不情愿的选择。

另外需要说明的是,大学质量的全部经济回报可分为两个部分:一方面,在所受大学教育数量相同(即学历相同)的情况下,高质量的大学教育增加了个体的人力资本,提高其工资收入,可视为大学质量的直接回报;另一方面,接受高

质量的大学教育有可能增加个体接受更多教育(如上研究生)的概率,^①最终提高其工资收入,可视为大学质量的间接回报。本文关注的是个体所上的第一所大学的的质量的全部经济回报,因为这样才能全面地体现大学质量的影响。

四、样本和数据

在估计大学质量回报率的国外研究中,分析样本都是已经参加工作的大学学历劳动者,估计的是其所上大学的质量对其工资收入的影响(Behrman, et al., 1996; Black & Smith, 2004; Brand & Halaby, 2006; Hoekstra, 2009; Long, 2008, 2010; Borgen, 2014)。但在针对我国的研究中,李宏彬等(Li et al., 2012)使用对大学在校生的调查数据,用毕业生的起薪衡量收入。这就存在两个问题:其一,样本选择偏差问题很严重,即在调查时还有一些学生没有找到工作或没有起薪的数据,还有一些学生因为考上了研究生或出国留学,也没有起薪数据;其二,使用即将毕业的劳动者的数据仅能考察大学质量对个人职业初期收入的影响,而无法体现大学质量对个人收入的长期影响。罗亚卡等(Loyalka et al., 2012)使用大学在校生的调查数据,面临与李宏彬等(Li et al., 2012)同样的问题。而且该研究用在校生的期望起薪而不是实际起薪衡量其收入,存在明显的测量误差。钟海(Zhong, 2011)和范静波(2013)虽然使用了住户调查数据,但前者的样本包括所有教育水平的劳动者,后者的样本包括高中及以上学历劳动者。这样的样本显然是不合适的,因为大学质量的回报可以看作一种处理效应(treatment effect),即上了高质量大学和低质量大学的劳动者的收入差异,而高中及以下学历的劳动者没有接受大学教育,不应该包含在分析样本中。另外,任兆璋和范闽(2005)使用的是招聘网站的简历信息,样本的代表性和数据的真实性受到挑战,而且该研究的样本包括高中及以上学历的所有劳动者。在关于我国的研究中,只有刘泽云和邱牧远(2011)的研究与国外相关研究相同,使用住户调查中大学学历劳动者的数据。

本文使用的数据来自国家统计局2004年的城镇住户调查,调查对象为城镇市区和县城关镇区内的住户,笔者在国家统计局例行的住户调查中增加了一些问题详细询问受访者的教育经历。受到研究经费的限制,本文的调查样本只涉及北京、浙江、黑龙江、山西、陕西和贵州等6个省(区、直辖市),但应该说这些省(区、直辖市)能够比较好地代表我国东部、中部和西部三个不同经济发展水平地区的情况。^②分析样本限定在1978年后接受了大学教育、年龄为16~60

^① 相关研究的结论并不一致。例如,艾德等(Eide et al., 1998)对美国的研究表明,本科的教育质量会影响个体接受研究生教育的概率。而罗亚卡等(Loyalka et al., 2012)对中国的研究表明,本科大学的质量对在校大学生上研究生或准备上研究生的概率没有显著影响。

^② 2004年,这些省(区、直辖市)的人均GDP分别为:北京37058元、浙江23942元、黑龙江13897元、山西9150元、陕西7757元、贵州4215元。

岁并且在 2004 年取得劳动收入的在职劳动者。

在调查问卷中,受访者填写了自己最后一次高考后所上大学的名称。根据教育部公布的“211”大学名单,可以判断受访者所上的第一所大学是否为“211”大学。经整理后,用于分析的样本数为 753 人,其中 124 人(约占 16.5%)所上的第一所大学为“211”大学。需要说明的是,2008 年以后,“211”大学的数量固定为 112 所,不再发生变化。本文使用的是 2004 年的调查数据,当时这 112 所大学中还有一些未入选“211 工程”。本文数据分析中所指的“211”大学是 2004 年之前入选“211 工程”的大学。

表 1 研究中使用的变量及定义

变量	定义
Y:结果变量	年工资的对数
D:处理变量	个体所上的第一所大学为“211”大学取值为 1,否则为 0。
X:工资方程中的控制变量	性别、民族、工作经验、工作经验平方、父亲受教育年限、工作行业、工作单位所有制性质、工作地所在省(区、直辖市)
Z:选择方程中的解释变量	性别、民族、父亲受教育年限、年龄、高中毕业时家庭消费水平、兄弟姐妹数量、高中质量、高考所在省(区、直辖市)“211”大学数量、高考所在省(区、直辖市)大学入学机会指数

参考国内外相关研究并考虑数据的可获得性,本文使用的变量见表 1。具体定义如下:

结果变量(Y)是年工资的对数。年工资指 2004 年全年的工薪收入,即劳动收入,包括基本工资、津贴、奖金、提成和平均加班费等。

处理变量(D)是虚拟变量,个体所上的第一所大学为“211”大学时取值为 1。

影响结果的变量(X)即控制变量(Carneiro, et al., 2010),包括七项。第一,性别。第二,民族。第三,工作经验(=年龄-6-受教育年限)及工作经验的平方。第四,父亲受教育年限。这一变量作为个体能力的代理变量,以减小遗漏能力变量引起的估计偏误。^① 第五,工作行业,分为四类:农业和工业(包括农、林、牧、渔业,采矿业,制造业,电气、燃气及水的生产和供应业,建筑业);服务业(包括交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业,居民服务和其他服务业);科教文卫(包括科学研究、技术服务和地质勘查业,教育,卫生、社会保障和社会福利业,文化、体育和娱乐业);公共管理(包括公共管理和社会组织,国际组织,水利、环境和公共设施管理业)。第六,工作单位所有制性质,分为四类:党政机关和军队、事业单位、国有及控股企业、其他。第七,工作地所在省

^① 之所以没有使用母亲受教育年限,是因为样本中这一变量的缺失值太多。

(区、直辖市)。^①

决定个体是否参与处理的变量(Z)包括了 X 中的一些变量,即性别、民族和父亲受教育年限。同时还包括 X 中没有的一些变量,这类变量称为工具变量(Carneiro et al., 2010)。工具变量包括:

第一,年龄。本文将样本分为30岁及以下、31~40岁、41~50岁以及50岁以上四个年龄组,以反映不同年代在优质高等教育的需求和供给方面的差异。

第二,接受高等教育需要个人支付学费等直接成本,并承担因上学而放弃的收入,因此家庭经济状况会影响个体的高等教育选择。相关研究中常用父母的收入衡量家庭经济状况,本文的数据没有这方面的信息,但调查问卷中询问了被调查者高中毕业时家庭在当地的消费水平,分为“高”“一般”和“低”三个等级,以此来衡量个体在高中毕业时的家庭经济状况。^②

第三,在既定的家庭资源约束下,家庭在子女的数量(quantity)与质量(quality)之间存在权衡取舍,而教育是子女质量的重要方面之一。可以预期,家庭中子女数量的增加会降低子女的质量(包括所受教育的数量与质量)(Björklund and Salvanes, 2011)。本文用“兄弟姐妹数量”这一变量来体现这一影响。

第四,高中时学校的质量也会对能否进入高质量大学产生影响。调查问卷中询问了被调查者所就读的高中在当地是何种等级,分为“好”“一般”和“差”三个等级,以此来衡量个体的高中教育质量。

第五,相关研究中常用高中时居住地附近大学的可获得性来考察高等教育供给对个体教育选择的影响(Long, 2008; Carneiro et al., 2010)。本文使用的变量是在个体最后一次参加高考的省(区、直辖市)的“211”大学数量。

最后,中国高考制度的一个重要特征是,高校的招生指标是按省(区、直辖市)来确定的。也就是说,在不同的省(区、直辖市),“211”大学的招生指标与高考考生的比例存在差异。个体和家庭特征相同的两个人如果在不同的省(区、直辖市)参加高考,那么他们进入“211”大学的机会是不同的。^③由于缺乏数据,笔者无法计算各个省(区、直辖市)每个年份进入“211”大学的入学机会。考虑到各个省(区、直辖市)的大学入学机会与“211”大学入学机会存在很强的相关

^① 样本中包括专科生、本科生和研究生,因此个体的学历或受教育年限也是影响工资收入的重要因素。但是,如前所述,本文关注的是大学质量的全部经济回报,如果控制了学历或受教育年限,那么只能估计出大学质量的直接回报。因此,本文在工资方程中不加入学历或受教育年限。

^② 除了经济资本,影响个体高等教育选择的还有家庭的文化资本和社会资本。在选择方程中加入的“父亲受教育年限”这个变量,一定程度上可以衡量家庭文化资本。但是,根据调查问卷无法获知被调查者在高中毕业时的其他家庭信息(如父母职业、家庭社会关系等),因而无法考虑家庭社会资本的影响。

^③ 例如,乔锦忠(2007)计算了2006年中央部属高校在全国各个省(区、直辖市)的计划录取率(部属高校在该省的计划招生数除以该省高考报名人数)。其中,上海市最高(13.77%),河南省最低(1.89%)。

性,本文以前者作为后者的替代性指标。具体而言,本文使用了李立峰和刘海峰(2007)计算的 1978—2002 年各省的大学入学机会指数。其计算方法是,首先计算某省(区、直辖市)本专科招生人数占全国本专科招生人数的比例,然后计算该省(区、直辖市)高考报名人数占全国高考报名人数的比例,前者除以后者就得到该省(区、直辖市)的大学入学机会指数。^① 某省(区、直辖市)的大学入学机会指数大于 1 表明该省(区、直辖市)的大学入学机会高于全国平均水平,等于 1 表明与全国平均水平相当,小于 1 表明低于全国平均水平。大学入学机会指数的数值越大,说明该省(区、直辖市)高考考生进入大学的可能性越大,也近似地意味着进入“211”大学的可能性越大。本文使用的数据记录了个体最后一次参加高考的年份和省(区、直辖市),可以确定每一个个体的大学入学机会指数。

表 2 所示为全部样本以及处理组(“211”大学)和非处理组(非“211”大学)两个子样本相关变量的描述性统计。上过和未上“211”大学的样本的年工资均值分别为 29007 元和 20271 元,前者比后者高约 43%。两个子样本在民族、父亲受教育年限、工作行业、工作单位所有制性质、工作地所在省(区、直辖市)、年龄、兄弟姐妹数量、家庭消费水平、高中学校质量、高考所在省(区、直辖市)“211”大学数量、高考所在省(区、直辖市)大学入学机会指数等方面存在比较明显的差异。

表 2 变量的描述性统计

变量	全部样本 (N=753)		“211”大学(处理组) (N=124)		非“211”大学 (非处理组) (N=629)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
年工资(元)	21710	15388	29007	18835	20271	14194
年工资对数	9.77	0.69	10.10	0.59	9.70	0.69
工作经验(年)	20.51	5.73	19.93	6.28	20.63	5.62
性别(男性=1)*	0.58		0.58		0.58	
民族(少数民族=1)*	0.08		0.10		0.07	
父亲受教育年限(年)	8.28	4.19	9.62	4.19	8.02	4.14
工作行业						
农业和工业*	0.185		0.153		0.191	
服务业*	0.179		0.185		0.178	
公共管理*	0.276		0.282		0.275	
科教文卫*	0.360		0.379		0.356	

^① 由于缺乏各省每年高考报名人数数据,李立峰和刘海峰(2007)用 1999—2003 年的数据对各省高中毕业生数与高考报名人数的相关性进行了分析,发现二者高度正相关,因此在计算中,实际使用的变量是高中毕业生数而非高考报名人数。

(续表)

变量	全部样本 (N=753)		“211”大学(处理组) (N=124)		非“211”大学 (非处理组) (N=629)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
工作单位所有制性质						
党政机关及军队*	0.222		0.185		0.229	
事业单位*	0.396		0.419		0.391	
国有及控股企业*	0.243		0.218		0.248	
其他*	0.139		0.177		0.132	
工作地所在省(区、直辖市)						
北京*	0.166		0.306		0.138	
山西*	0.197		0.105		0.215	
黑龙江*	0.165		0.081		0.181	
浙江*	0.142		0.121		0.146	
贵州*	0.181		0.177		0.181	
陕西*	0.150		0.210		0.138	
兄弟姐妹数量	3.39	1.49	2.93	1.51	3.48	1.47
年龄						
30岁及以下*	0.13		0.15		0.13	
31~40岁*	0.59		0.65		0.58	
41~50岁*	0.26		0.15		0.28	
51~60岁*	0.02		0.05		0.01	
高中毕业时家庭消费水平						
高*	0.09		0.12		0.08	
一般*	0.67		0.67		0.68	
低*	0.24		0.21		0.24	
高中质量						
高*	0.42		0.46		0.41	
一般*	0.22		0.27		0.21	
低*	0.36		0.27		0.38	
参加高考所在省(区、直辖市)“211”大学的数量	5.82	8.19	7.99	9.52	5.39	7.84
参加高考所在省(区、直辖市)的大学入学机会指数	1.30	1.02	1.50	1.17	1.26	0.98

注:*表示该变量为虚拟变量。

五、大学质量回报的估计结果

(一) 倾向指数的估计

本文用 Logit 模型估计了倾向指数,被解释变量为个体所上第一所大学是否为“211”大学的虚拟变量(取值为 1 表示上了“211”大学,取值为 0 反之),解释变量为表 1 中的 Z ,结果见表 3。以父亲受教育年限衡量的个体能力对进入“211”大学有显著的正面影响。在家庭背景方面,兄弟姐妹数量对进入“211”大学的影响显著为负。高中质量的影响也是显著的,从低质量高中毕业的个体进入“211”大学的概率比从高质量高中毕业的个体显著要低。另外,个体参加高考所在省(区、直辖市)“211”大学的数量越多,则有更大的可能性进入“211”大学。

不同年龄组人群在高质量大学入学机会和工资回报机制方面存在差异,而且在不同的年代,高质量大学的数量和范围也在发生变化。为了捕捉年龄组之间的差异,最好的办法是分不同年龄组进行分析。但本文的样本数较少,如果根据分年龄组进行回归,子样本的样本数会过少,影响估计的精确性。因此笔者只是在基于总样本的回归中加入了代表年龄组的虚拟变量。表 3 的结果表明,在其他条件相同的情况下,与 30 岁及以下的群体相比,51~60 岁的群体有更大的机会进入“211”大学。这可能是因为在这些年长的人群接受高等教育时,中国的大学数量还不多,而且大部分是后来入选“211 工程”的大学。而到 30 岁及以下的劳动者上大学时,所有大学中“211”大学所占的比重已经大大下降了。

表 3 倾向指数的估计:Logit 模型

解释变量	系数	标准误
年龄组(以 30 岁及以下为对照组)		
31~40 岁	0.403	0.316
41~50 岁	-0.224	0.389
51~60 岁	2.133***	0.720
女性	0.135	0.212
少数民族	0.534	0.355
父亲受教育年限	0.078***	0.027
兄弟姐妹数量	-0.202**	0.089
高中毕业时家庭消费水平(以高消费水平为对照组)		
一般	-0.155	0.337
低	0.143	0.404

(续表)

解释变量	系数	标准误
高中质量(以高质量高中为对照组)		
一般	0.135	0.256
低	-0.410*	0.248
参加高考所在省(区、直辖市)“211”大学的数量	0.047*	0.026
参加高考所在省(区、直辖市)的大学入学机会指数	-0.152	0.205
常数项	-1.962***	0.594
样本数	753	

注:* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 标准误为稳健性标准误; 被解释变量为“211”大学。

图1给出“211”大学毕业生和非“211”大学毕业生倾向指数的 Kernel 分布, 横轴为倾向指数的估计值, 纵轴为 kernel 概率密度。非“211”大学毕业生集中在倾向指数较低的部分, 倾向指数分布在 0~0.5 的区间。“211”大学毕业生的分布相对而言比较均匀, 倾向指数分布在 0~0.9 的区间。

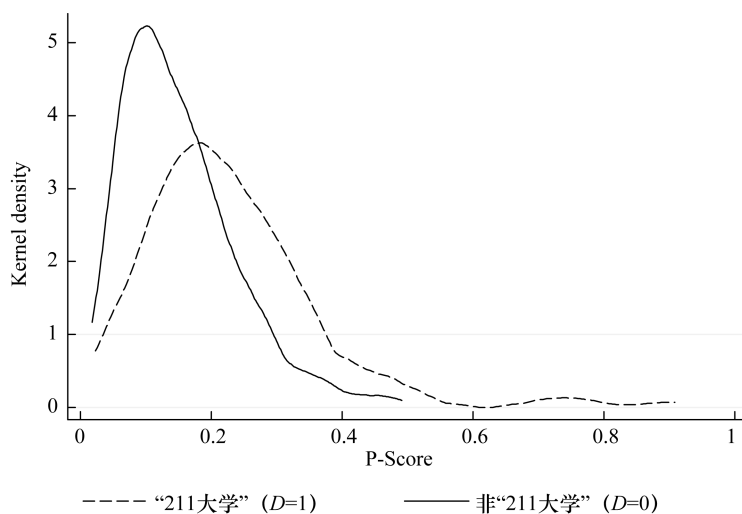


图1 处理组和非处理组倾向指数的 Kernel 分布

(二) 大学质量的回报: 各种处理效应

图2给出使用局部工具变量法(LIV)得到的 MTE 随着不可观测因素 U_D 变化的情况(带宽=0.1)。如前所示, U_D 是个体在选择过程中不可观测的异质性, 可理解为个体上“211”大学的成本。 U_D 值越大, 代表上“211”大学的成本越高, 从而进入“211”大学学习的概率越低。图2表明随着 U_D 的上升, MTE 总体呈现下降趋势。这意味着大学质量的回报率存在显著的异质性, 而且接受高质量大学教育成本越低的个体从高质量大学教育中获得的边际回报越高。

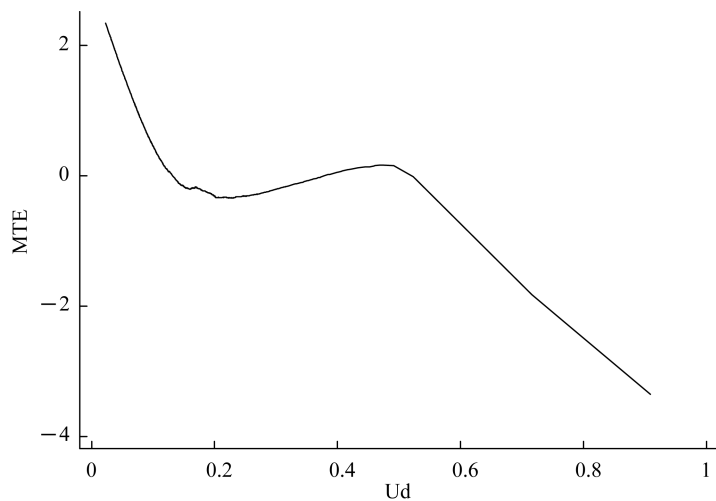


图 2 边际处理效应 (MTE)

表 4 所示为表示大学质量回报的各种处理效应。ATE 为 0.114, 即从接受高等教育的劳动者中随机抽取一个个体, 上“211”大学与不上“211”大学的期望年工资差异为 11.4%。这就证实了大学教育的质量存在正的经济回报。ATT 为 0.451, TUT 为 -0.223。ATT > ATE > TUT, 与 MTE 随 U_D 减小的事实相吻合, 表明实际上上“211”大学的个体获得的大学质量的回报大于随机挑选的个体获得的回报, 更大于实际未上“211”大学的个体假如进入“211”大学可能获得的回报。TUT 为负数, 意味着实际未上“211”大学的个体如果进入“211”大学, 其收入水平将下降。此外, $IV > OLS > ATE$, 说明由于存在不可观测的异质性, OLS 和 IV 的估计方法都难以正确估计大学质量的回报。

此外, 无论对于处理组还是非处理组, 选择偏差均为负, 说明是否上“211”大学的选择遵循了比较优势的原则。而无论对于处理组还是非处理组, 分类收益均为正, 说明个体的选择是有意的而非不情愿的。上述两个结论表明, 个体基于比较优势自愿地做出了是否上“211”大学的选择。

在利用异质性模型估计我国大学教育回报的现有文献中, 李雪松和赫克曼 (2004) 发现 2000 年接受大学教育的 ATE 为 0.4336, 王小军等 (Wang et al., 2009) 发现 1988、1995 和 2002 年的 ATE 分别为 0.218、0.351 和 0.975, 张巍巍和李雪松 (2014) 发现在 1992、2000 和 2009 年的 ATE 分别为 0.220、0.396、0.456。而且, 这三项研究都发现 ATT > ATE > TUT。上述研究表明了在中国, 接受大学教育的确能给个体带来经济回报, 本文进一步证实了大学教育的质量也存在正的经济回报。

表4 大学质量的回报

参数	估计值	参数	估计值
OLS	0.288	处理组(“211”大学)	
IV	0.441	选择偏差(OLS-ATT)	-0.163
ATT	0.451	分类收益(ATT-ATE)	0.337
ATE	0.114	非处理组(非“211”大学)	
TUT	-0.223	选择偏差(TUT-OLS)	-0.511
偏差(OLS-ATE)	0.174	分类收益(ATE-TUT)	0.337

注:1. OLS估计的因变量为年工资对数,解释变量包括是否上“211”大学的虚拟变量以及表1中的X。

2. IV(工具变量)估计中用倾向指数作为是否上“211”大学的工具变量,其余解释变量为表1中的X。

(三) 对估计结果和估计方法的进一步讨论

尽管存在样本或方法上的差异,仍然可以将本文的估计结果与现有研究结果进行一些比较。李宏彬等(Li et al., 2012)基于2010年大学生调查数据,使用OLS估计发现“211”大学毕业生的起薪比非“211”大学毕业生平均高10.7%。岳昌君和陈昭志(2015)基于2013年大学生调查数据,使用分层线性模型(HLM)发现“211”大学本科毕业生的起薪比非“211”大学本科毕业生平均高8.9%。除了方法上的差异,笔者认为这两项研究的估计结果低于本文的估计结果(11.4%)的原因是:这两项研究的样本中没有包括考上了研究生或出国留学的学生,因而估计的是大学质量的直接回报,而本文估计的是大学质量的全部回报(包括直接回报和间接回报)。

另外,刘泽云和邱牧远(2011)基于与本文相同的数据,使用倾向指数匹配法,发现上“211”大学的ATE为0.365,远高于本文的估计结果。笔者认为匹配法无法控制不可观测的异质性,所以该研究可能高估了大学质量的回报。

包括本文在内,针对我国的研究大多发现大学质量存在显著的经济回报(任兆璋、范闯,2005;刘泽云、邱牧远,2011;Zhong,2011;Li et al., 2012;范静波,2013;岳昌君和陈昭志,2015)。而针对美国的研究则没有得到一致的结论。例如,布莱克(D. A. Black)和史密斯(J. A. Smith)发现高质量大学的回报只有在未控制劳动者受教育年限时才是显著的(Black & Smith, 2004)。布兰德(N. T. Brand)和哈拉比(N. C. Halaby)发现就读于精英大学只对劳动者早期的职业生涯产生影响,对中期和后期的职业生涯没有显著影响(Brand & Halaby, 2006)。而龙(Long, 2008)用五个指标衡量大学质量,发现大学质量对年轻女性劳动者的小时工资没有影响,而用某些指标衡量的大学质量对年轻男性劳动者的小时工资有显著的正面影响。除了估计方法的不同,针对中国的研究结论与针对美国的研究结论存在差异,还可能三个原因:其一,衡量大学质量的指标

不同导致估计结果不同。遗憾的是,由于缺乏高等学校的相关数据,对于中国的研究都很难使用不同指标衡量高等学校的质量,难以检验估计结果的稳健性。^①其二,从理论上说,遗漏能力变量和家庭背景变量会高估大学质量的回报。美国研究者使用的数据中有很多变量可作为二者的代理变量,如能力测试的成绩、高中时的成绩、父母的收入,等等。但有关中国的研究普遍缺乏上述数据,可能没有很好地纠正遗漏变量造成的估计偏误,导致估计结果偏高。其三,一些特殊的因素使得大学质量对劳动者收入的影响在中国比在美国大。譬如,中国劳动力市场分割性较强,城市劳动力的流动性不高,毕业于名牌大学的劳动者不但在初次就业时更容易获得高收入的职位,而且能够在其终生都保持这种收入优势。

六、结 语

由于存在不可观测的异质性和异质性回报,传统的 OLS、匹配法和工具变量法等方法都难以正确估计处理效应。本文基于 2004 年中国城镇住户调查数据,以“211”大学作为中国高质量大学的标准,使用赫克曼等人建立的异质性模型,发现我国大学质量的平均回报(ATE)为 11.4%,实际接受了高质量大学教育的群体的平均回报(ATT)更高,达到了 45.1%。研究结果表明在中国,大学质量对劳动者的收入存在正面影响,特别是对实际上毕业于高质量大学的人而言,大学质量的回报是非常可观的。研究还发现,无论对于处理组还是非处理组,选择偏差均为负而分类收益均为正,表明个体基于比较优势自愿地做出了是否上“211”大学的选择,从成本—收益的角度看实现了教育资源的优化配置。

近年来,我国政府已经把提高教育质量作为教育发展的核心任务。例如,2010 年颁布的《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020 年)》提出:“提高质量是高等教育发展的核心任务。”原教育部长袁贵仁在 2016 年全国教育工作会议上的讲话也指出:“当前最根本、最集中、最迫切的,是要切实增强质量意识,提高教育质量。”结合本文的研究结论,笔者认为,提高教育质量不仅是教育发展本身的需要,对于加强人力资本积累、增加居民收入乃至促进经济增长也具有积极的作用。

需要指出的是,本文的分析基于我国 2004 年的数据,随着时间的推移,我国大学质量的回报可能会发生变化,这需要更近年份的数据来进行检验。同时,进一步的研究还应该分析大学质量给个人带来的非货币性回报,以及对经济增长和社会发展的影响,这样才能更完整地理解提高大学质量的社会经济价值,从而为个人和政府的高等教育投资决策提供科学的理论支持。

^① 本文尝试以“985 大学”作为高质量大学的标准,但样本中上了“985 大学”的个体很少,难以保证估计的精确性。

参考文献

- [1] 范静波. 高等教育生源质量与教育质量对个人收入的影响——兼论教育的生产与信号功能[J]. 教育科学, 2013(3): 71-75.
- [2] 李宏彬等. 中国城镇教育投资回报率:基于双胞胎的研究[A]. 李宏彬, 张俊森. 中国人力资本投资与回报[M]. 北京:北京大学出版社, 2008: 157-182.
- [3] 李立峰, 刘海峰. 中国高校招生考试中的区域公平研究[M]. 武汉:华中师范大学出版, 2007.
- [4] 李雪松, 赫克曼. 选择偏差、比较优势与教育的异质性回报:基于中国微观数据的实证研究[J]. 经济研究, 2004(4): 91-99.
- [5] 刘泽云, 邱牧远. 高等教育质量收益的估计:基于倾向指数匹配法的研究[J]. 中国人口科学, 2011(5): 85-93.
- [6] 乔锦忠. 优质高等教育入学机会分布的区域差异[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2007(1): 23-28.
- [7] 任兆璋, 范闽. 中国教育质量与收益率的微观计量分析[J]. 华南理工大学学报(自然科学版), 2005(9): 91-96.
- [8] 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.
- [9] 岳昌君, 陈昭志. “211”高校本科毕业生的就业起薪分析[J]. 北京大学教育评论, 2015(3): 143-157.
- [10] 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): 63-76.
- [11] Behrman, J. R., Rosenzweig, M. R., & Taubman, P. (1996). College choice and wage: Estimates using data on female twins. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (4), 672-685.
- [12] Betts, J. R. (2010). School quality and earnings. In D. J. Brewer, & P. J. McEwan (Eds.), *Economics of education* (pp. 52-59). Oxford: Elsevier.
- [13] Björklund, A., & Salvanes, K. G. (2011). Education and family background: Mechanisms and policies”. In E. A. Hanushek, S. Machin, & L. Woessmann (Eds.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 3) (pp. 201-248). Amsterdam: Elsevier.
- [14] Black, D. A., & Smith, J. A. (2004). How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching. *Journal of Econometrics*, 121, 99-124.
- [15] Borgen, N. T. (2014). College quality and hourly wages: Evidence from the self-revelation model, sibling models and instrumental variables. *Social Science Research*, 48, 121-134.
- [16] Brand, E. J., & Halaby, N. C. (2006). Regression and matching estimates of the effects of elite college attendance on career outcomes. *Social Science Research*, 35, 749-770.
- [17] Card, D., & Krueger, A. B. (1992). Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. *Journal of Political Economy*, 100(1), 1-40.
- [18] Carneiro, P., Heckman, J. J., & Vytlačil, E. (2010). Estimating marginal returns

- to education. *IZA Discussion Paper No.* 5275.
- [19] Eide, E. , Brewer, D. J. , & Ehrenberg, R. G. (1998). Does it pay to attend an elite private college? Evidence on the effects of undergraduate college quality on graduate school attendance. *Economics of Education Review* , 17(4) , 371-376
- [20] Fleisher, B. M. , Li, H. , Li, S. , & Wang, X. (2004). Sorting, selection, and transformation of the return to college education in China. *IZA Discussion Paper No.* 1446.
- [21] Hanushek, E. A. , & Woessmann L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature* , 46(3) , 607-668.
- [22] Heckman, J. J. , & Vytlacil. E. (1999). Local instrumental variables and latent variable models for identifying and bounding treatment effects. *National Academy of Science* , 96 , 4730-4734.
- [23] Heckman, J. J. , Urzua, S. , & Vytlacil, E. (2006). *Estimation of treatment effects under essential heterogeneity*. http://jenni.uchicago.edu/underiv/documentation_2006_03_20.pdf.
- [24] Hoekstra, M. (2009). The effect of attending the flagship state university on earning: a discontinuity approach. *Review of Economics and Statistics* , 91(4) , 717-724.
- [25] Jamison, E. A. , Jamison, D. T. , & Hanushek, E. A. (2007). The effects of education quality on income growth and mortality decline. *Economics of Education Review* , 26 , 772-789.
- [26] Li, H. , Meng, L. , Shi, X. , & Wu, B. (2012). Does attending elite colleges pay in China. *Journal of Comparative Economics* , 40 , 78-88.
- [27] Long, M. C. (2010). Changes in the returns to education and college quality. *Economics of Education Review* , 29 , 338-347.
- [28] Long, M. C. (2008). College quality and early adult outcomes. *Economics of Education Review* , 27 , 588-602.
- [29] Loyalka, P. , Song, Y. , & Wei, J. (2012). The effects of attending selective college tiers in China. *Social Science Research* , 41 , 287-305.
- [30] Speakman, R. , & Welch, F. (2006). Using wage to infer school quality. In Hanushek, E. A. , & F. Welch (Eds.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 1)(pp.813-864). Amsterdam: Elsevier.
- [31] Tsai, S. , & Xie, Y. (2011). Heterogeneity in returns to college education: Selection bias in contemporary Taiwan. *Social Science Research* , 40 , 796-810.
- [32] Wang, X. , Fleisher, B. M. , Li, H. , & Li, S. (2009). *Access to higher education and inequality: The Chinese experiment*. <http://www.econ.ohio-state.edu/pdf/fleisher/wp09-02.pdf>.
- [33] Willis, R. J. , & Rosen, S. (1979). Education and self-selection. *Journal of Political Economy* , 87(5) , S7-S36.
- [34] Zhong, H. (2011). Returns to higher education in China: What is the role of college quality? *China Economic Review* , 22 , 260-275.