

# 大学教育质量与劳动力市场表现<sup>\*</sup>

## ——基于工资回报的分析

屈小博 吕佳宁

**摘要:**1999年高校扩招以来,中国高等教育规模迅速扩张,普通高等教育逐渐趋于大众化,大学教育质量增强劳动力市场供给与需求的匹配时,会对劳动力市场产生怎样的效应?已有文献研究面临的困难是缺乏度量大学教育质量的微观数据。本文利用2016年中国城市劳动力调查(CULS4)数据,并匹配劳动力高等教育相关数据信息,实证分析了大学教育质量对工资收入的影响。研究发现:第一,大学教育质量对劳动力的工资具有显著的正向效应,随着大学教育质量的提高,劳动者工资回报递增。第二,采用工具变量的估计结果表明,每提升一个大学教育质量层次,劳动者进入劳动力市场后的平均工资收入将提升28.45%。第三,稳健性检验结果也表明,在相似的受教育年限下,大学教育质量差异所带来的工资回报将更加明显。第四,机制分析表明,大学教育质量通过工作转换、努力程度等影响工资回报。因此,在高等教育普及的同时,调整资源配置、让更多普通劳动力获得优质高等教育尤为重要。

**关键词:**大学教育 教育质量回报 劳动力市场

### 一、引言

1999年以来,中国高等教育规模迅速扩张。高校扩招大大增加了人们接受高等教育的机会,使高等教育从精英教育向大众教育转型(邢春冰、李实,2011)。但是大学教育自身软硬件还不能完全适应规模上的飞速发展,大学教育质量成为广泛关注的问题之一。

2018年城镇新增就业人数超过1300万,全国普通高校毕业生820万人,高校毕业生占据当年新增就业人员较大比重。当前大学生“就业难”与企业“招工难”并存现象依旧突出,究其原因,我国经济发展进入新常态,经济增长方式的转变导致劳动力市场上结构性就业矛盾加剧。产业技术进步和转型升级所产生的需求难以与当前人力资源供给达成同步对接。由于高等教育培养体系时间上存在滞后性,区域间人才数量、具备的人力资本和技能水平分布不均,无法满足当前正快速发展的高新技术行业的需求缺口。2016年教育部高等教育教学评估中心首次发布的《中国本科教育质量报告》指出,与发达国家高等教育相比,中国大学教育质量短板和软肋较突出。“985工程”和“211工程”重点建设了39所“985高校”和112所“211高校”,代表着中国具有先进水平的一流大学,但是其覆盖的高校和培养的学生数量很有限,其他普通本科的大学在高等教育培养质量上有待提高。

劳动力市场上信息不对称加大了劳动力市场结构特征与就业需求之间的差距。在以大数据和

<sup>\*</sup> 屈小博,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100028,电子邮箱:quxb@cass.org.cn;吕佳宁,上海大学上海研究院,邮政编码:200072,电子邮箱:faraille@163.com。本文受国家社会科学基金项目“户籍制度改革的成本与收益研究”(14BJY034)、国家自然科学基金应急管理项目“供给侧结构性改革中的人力资本积累问题研究”(71642003)、中国社会科学院创新工程项目“新时代就业结构与生产率提升问题研究”(2019RKSA02)的资助。感谢中国社会科学院人口与劳动经济研究所都阳研究员的建议和评论,感谢匿名审稿人的建议,文责自负。

人工智能技术应用为特征的新一轮工业革命的趋势下,劳动力的人力资本变得更加脆弱,就业岗位变得愈加不安全(蔡昉,2019)。以 AI 技术为代表的新兴产业扩散速度快、应用范围广,劳动力在大学教育中学习到的知识在未来会与技术进步错位。以机器人、AI 为代表的新技术广泛应用将使不同技能劳动力之间收入差距增大,从而进一步诱发技能溢价(屈小博,2019)。

在这样的背景下探讨高等教育质量和劳动力市场的关系,具有重要的现实意义和研究价值。在短期,高等教育质量是提高劳动力技能供求匹配的关键。在长期,高等教育质量是缓解人口红利消失和劳动力供给短缺的关键。高等教育的优劣使得人力资本积累存在差异,因此,在高等教育普及的同时更加注重质量的发展,有助于提升整体的人力资本水平,更重要的是能够增强劳动力市场供给与需求的匹配。

## 二、文献综述

通常来说,义务教育年限的延长,高等教育的扩张都会使得教育机会增加,从而对个体收入产生积极的影响(Devereux & Fan,2011;Aakvik et al,2010)。人力资本理论认为,受过教育的工人在劳动力市场的结果符合竞争经济分析的规则,教育的边际贡献可以通过工资差距来衡量(Willis,1986)。教育作为一种生产性投入,具备高知识、高技能的劳动力与其他要素之间的替代性更低,在劳动力市场上通过价格作用机制,会产生个体之间的收入差异。

国外已有大量实证研究表明高等教育质量的提高能显著促进个人收入的增加(Long,2010)。相同的受教育程度下,获得更高质量的大学教育能够提升劳动力的素质,能促使劳动力在工作、工资和晋升等劳动力市场上获益。从国际比较视角上说,研究大学教育质量的回报,能揭示中国高等教育质量对工资收入存在真实影响,这与国际经验中提升人力资本的观点相一致。

目前国内研究大多从教育学的视角出发探讨大学教育质量。如杨桂华(2008)从大学自身的学术传承和大学的社会功能两个角度来分析大学的教育质量;胡弼成(2006)从社会时代背景和高等教育质量两方面的变化、评价的主体因素和主体因素的评价标准作用的原因阐述了高等教育质量观的演进;黄蓉生(2012)基于教育的角度,阐述了高等教育功能与质量定义。已有研究在实证分析上缺乏规范性和因果逻辑,这主要有两方面的原因。

第一,教育体制不同。美国的大学分为公立大学、私立大学、社区大学,具备成熟的大学教育质量认定标准。例如,《巴伦美国大学简介》(*Barron's Profiles of American College*)的评分根据学生的班级排名、高中平均绩点、平均 SAT(Scholastic Assessment Test)分数以及录取比例将大学分为六个选择组。一些学者在研究中将表征六个评级竞争力的巴伦指数<sup>①</sup>引入对大学教育质量的衡量(Liu et al,2010)。由于中国教育部等权威机构没有合理且权威的大学排名与指标发布,因此,无法借鉴美国学者用大学排名来衡量高等教育质量(刘泽云、邱牧远,2011)。

第二,数据信息的缺乏限制了学者在这方面做更为深入的研究。国内绝大多数涉及劳动力的微观调查数据一般只包含个人的受教育程度,因此,对教育回报的研究集中于受教育年限的成本和收益(刘生龙等,2016;李雪松、詹姆斯·赫克曼,2004)。由于无法识别劳动力毕业的大学及专业,目前国内研究大学教育质量的文献,对高等教育质量的衡量要么过于单一,要么是主观评价,缺乏共识。例如,国家统计局于 2005 年进行的城镇住户调查数据中只有是否为教育部确定的“211 大学”一个指标(刘泽云、邱牧远,2011);2012 年中国居民收入调查数据(CHIP)中对大学自我评估排名分为五个档次:非常好、好、平均水平、低于平均水平、差(Zhong,2011)。许玲丽、艾春荣(2016)使用中国综合社会调查(CGSS)数据中有关高校隶属部门差异的信息来度量劳动者获得的高等教育质量。

本文的边际贡献主要有:一是从经济学角度研究高等教育回报的文献,较少探讨和考察教育质量对人力资本收益的贡献;从教育学角度度量高等教育衡量指标的文献,讨论的主题又是聚焦于高

<sup>①</sup>巴伦指数是指,根据《巴伦美国大学简介》的数据,依据竞争力将高校分类,从低到高赋值为六个定序变量。

等教育的可得性、高等教育对个人人力资本积累的影响及如何提高教育本身。而本文直接判别和推断了高等教育质量对劳动力在劳动力市场上产生的效应。二是2016年中国城市劳动力调查(CULS4)数据包含可以识别大学教育质量的关键信息,这是目前国内其他涉及劳动力市场和家庭微观调查数据没有的指标和信息,本文据此匹配了劳动力个体的高等教育相关数据,直接度量了已经进入劳动力市场的劳动力的大学教育质量。三是本文采用工具变量纠正内生性并进行了稳健性检验,用规范的实证估算了大学教育质量回报率。四是通过机制分析,探讨大学教育质量对劳动力报酬的影响产生了怎样的中介效应。

### 三、研究思路与估计方法

#### (一)明瑟工资方程

首先,本文用明瑟工资方程作为基准来观察估计劳动力市场上劳动力的受教育程度的回报。其形式可表示为:

$$\ln wage = \alpha + \beta_1 schooling + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \gamma Z + \mu \quad (1)$$

其中, $\ln wage$ 是月工资的对数, $schooling$ 是受教育年限, $exp$ 是工作经验,使用“年龄-受教育年限-6(学龄前时期)”生成变量, $exp^2$ 是工作经验的平方, $\mu$ 是残差项。 $\beta_1$ 是受教育年限的回报率, $Z$ 是影响工资的其他控制变量。本文将性别、是否迁移人口、行业(以农、林、牧、渔业为参照组)、职业(以机关、企事业单位及基层组织负责人为参照组)、身份(以企业或单位雇员为参照组)作为控制变量。

为了识别和检验不同大学教育质量下工资收入的差异与特征,本文在明瑟工资方程中加入大学教育质量的变量,其形式可表示为:

$$\ln wage = \alpha + \beta_1 college_{quality} + \beta_2 schooling + \beta_3 exp + \beta_4 exp^2 + \gamma Z + \mu \quad (2)$$

其中, $college_{quality}$ 表示大学层次,分为普通二本高校、普通一本高校、“211高校”和“985高校”,在基准回归中,加入了大学专科的劳动者样本,以大学专科毕业的劳动者作为参照组,以观察各个大学本科层次相对于专科学历的劳动者的教育质量回报率差异。 $\beta_1$ 是教育质量的回报率,控制变量 $Z$ 依旧为上述的变量。

为观测是否毕业于“985高校”对工资收入的影响,本文将劳动者是否毕业于“985高校”设置为虚拟变量,并加入了“985高校”的虚拟变量和工作经验的交互项,其形式可表示为:

$$\ln wage = \alpha + \beta_1 college_{level} + \beta_2 schooling + \beta_3 exp + \beta_4 exp^2 + \beta_5 (college_{level} \cdot exp) + \gamma Z + \mu \quad (3)$$

其中, $college_{level}$ 表示“985高校”的虚拟变量, $college_{level} \cdot exp$ 表示“985高校”的虚拟变量和工作经验的交互项,主要观察在控制了大学层次和工作经验的交互项之后,教育质量回报率 $\beta_1$ 的变化。

#### (二)2SLS估计大学教育质量回报

使用OLS估计教育回报时存在有偏性(Liu et al, 2010; 简必希、宁光杰, 2013),这主要是因为OLS估计教育回报率时会遗漏不可观测的能力因素,从而产生内生性。工具变量(IV)是教育回报研究文献经常使用消除异质性的方法之一。如果IV与学校教育水平/质量的测量误差无关,那么IV估计将不受两种偏差的影响。

已有的文献中,父母受到的最高教育常与子女的受教育水平联系在一起。李雪松、詹姆斯·赫克曼(2004)使用国家统计局1992-2003年的数据估计20世纪末中国的教育回报时,将父母双方的教育水平作为大学入学概率的解释变量;Liu et al(2010)在探讨大学教育质量与收入之间的关系时,将父母的受教育水平作为家庭背景的代理变量之一。Long(2010)在研究大学教育质量回报时,将父母是否大学毕业纳入模型,以修正家庭背景对子女教育选择可能产生的偏差。Aakvik et al(2010)探

讨论挪威强制性教育改革的影响时,将父母的受教育水平作为劳动者在成长和接受教育时的家庭信息代理指标。

在家庭中,受教育程度越高的母亲越倾向于承担对子女的教育责任,也会偏好对子女投入更多的教育资源。根据婚姻匹配理论,受到良好教育的男女将会互相选择,因此,受教育水平高的母亲,匹配的是同样受教育水平高的父亲。父母双方塑造的家庭环境和教育气氛十分重要,在潜移默化中影响子女的学习成绩(Black & Smith, 2006)。对于富裕的家庭,家长对子女的教育投资更像是一种消费品,父母更倾向于为子女提供优质的教育资源。张世伟、吕世斌(2008)的研究表明,由于母亲在养育子女过程中相对于父亲发挥着更重要的作用,尤其对于学历为大学及以上的劳动者来说这一作用更为明显,所以母亲教育背景主要代理不可观测的能力。

1999年扩大大学招生规模的教育改革政策,是中国高等教育发展过程中重要的历史节点。为满足经济增长和缓解就业压力的需求而持续性地扩大招生规模,逐步推进高等教育大众化,增加了学生进入大学的机会。将1999年大学扩招政策作为工具变量,可以有效地修正政策实施对教育质量回报产生的偏差,同时考虑了社会阶层差异对劳动者进入不同教育质量大学的影响。

基于上述研究文献,本文使用母亲的受教育水平和1999年大学扩招政策作为大学教育质量的工具变量来修正内生性, $college_{quality}$ 的方程形式可表示为:

$$college_{quality} = \sigma_1 exp + \sigma_2 exp^2 + \sigma_3 Z + \sigma_4 edu_{mother} + \sigma_5 policy + v \quad (\sigma_4 \neq 0) \quad (4)$$

### (三) 稳健性检验

在实证分析中,为了检验2SLS估计方法的稳健性,本文使用了以下两种方法。第一,本文将师生比,即大学专职教师人数与本科学生人数之比替换为大学教育质量的代理变量。一方面,随着师生比的递增,班级规模逐渐缩小,每个专职教师负责的学生人数越少,学生在培养的过程中获得的教学资源愈加丰富和完备,更有利于个人知识和技能的学习与提升。并且,通过师生比能够观察现有师资力量与趋于大众化的高等教育的适应匹配情况。另一方面,师生比可以考量可用教师资源的影响(Long, 2010)。专职教师在教学管理活动中具有重要的影响,同时教师的数量对整个学校的各类教育产出、科研活动和成果有正向的效应。本文根据CULS4数据中大学名称和专业名称,搜索和统计了各个大学官方披露的数据,整理每个学校专职教师人数和本科学生人数,将回归结果作为对以大学层次为代理变量的大学教育质量回报的稳健性分析。

第二,本文采用控制函数(CF, control function)估计方法来验证。CF方法是在找不到约束性变量的条件下,使用最小分布假设,利用误差项对异方差进行建模来构造非线性控制函数(Klein & Vella, 2010),用最小分布假设来进行估计。通过观察CF的估计结果,既能进一步验证大学教育质量对工资的影响,又起到了稳健性检验的作用。其形式可表示为:

$$\ln wage = \theta college_{quality} + \rho X + \mu \quad (5)$$

$$college_{quality} = \pi X + v \quad (6)$$

其中, $X$ 包括了受教育年限、工作经验、工作经验的平方、母亲的受教育水平,由于CF估计要求所有变量为连续型,虚拟变量不能纳入,因此,1999年大学扩招政策并未放入估计方程中。

### (四) 机制分析

为进一步探讨大学教育质量对劳动者工资收入的影响是通过怎样的中介机制发挥作用的,本文结合实证分析和现实经验,分别验证了工作转换、学历提升、努力程度三类中介变量是否在大学教育质量影响劳动者经济收益中产生效应。

借鉴钱雪松等(2015)的中介模型,其形式可表示为:

$$\ln wage = C_1 + a_1 college_{quality} + r_1 Z + e_1 \quad (7)$$

$$M = C_2 + a_2 college_{quality} + e_2 \quad (8)$$

$$\ln wage = C_3 + a_2 college_{quality} + bM + r_2 Z + e_3 \quad (9)$$

其中,  $Z$  为控制变量, 包含受教育程度、工作经验和工作经验的平方。  $M$  为中介变量, 结合已有经验研究文献, 本文使用和分析了三类中介变量:

第一, 使用当前工作与第一份工作月收入差值的对数表征工作转换。现实中, 毕业于不同教育质量大学(不同层次大学)的学生进入劳动力市场后起薪存在差异。伴随着工作经验的增加, 劳动力会进行以增加工资为目的的工作转换, 受过更高质量教育的劳动力, 由于学历本身及个人技能水平的优势在工作岗位上更容易得到晋升的机会, 因此, 观察教育质量越高的大学毕业的劳动力是否在工作转换中工资收入越来越高, 能够进一步分析不同大学层次的劳动力间收入差异程度。

第二, 将最高学历为大学本科级以上的样本是否为研究生设为虚拟变量, 表征学历提升。李红阳等(2017)、周茂等(2018)在其研究中以个体劳动力的受教育程度作为技能的代理变量。相比于大学本科学历的劳动力, 硕士研究生和博士研究生在劳动力市场上代表着具备更高技能水平的群体, 能够从事专业性更强的工作。本文将大学本科和硕士/博士研究生表征是否进一步深造, 探究大学教育质量是否对进一步升学以获得更高学历及获取更突出的专业能力产生显著影响, 并且能够识别大学本科与研究生学历的交叉样本中, 大学教育质量和研究生学历对就业待遇的影响程度和大小。

第三, 使用过去 12 个月平均每天读书学习或钻研业务的小时数表征努力程度。大学教育质量的差异对个人后续发展的影响深远。优质的大学教育在授予专业知识的同时, 更多的是培养个人学习的主动性和积极性。高素质的劳动力具备接受新知识、获取新技能, 进而适应新环境的能力, 努力工作后能够在竞争性的劳动力市场上获得更大的经济收益, 也为就业之后职业生涯的不断提升, 以及技术进步引致的产业转型升级后劳动力与岗位之间的匹配奠定基础。

综上所述, 本文研究思路和估计方法可归纳为: 第一, OLS 估计中, 因变量均为月工资的对数, 工资方程的解释变量还控制了性别、是否迁移人口、行业、职业、身份。第二, 在 2SLS 估计中, 保持 OLS 估计中使用的控制变量, 以母亲受教育水平和 1999 年大学扩招政策作为大学教育质量的工具变量, 以修正遗漏变量产生的内生性。第三, 稳健性分析中, 一是在 CF 模型中构造了一个非线性的控制函数作为检验劳动力的教育质量回报稳健性, 二是替换大学教育质量的代理变量检验结果。第四, 机制分析中, 探讨了大学教育质量通过中介变量从而对劳动力工资收入产生影响。

#### 四、数据说明及描述性统计

本文使用 2016 年中国城市劳动力调查(CULS4)数据。CULS4 是由中国社会科学院人口与劳动经济研究所组织实施的针对中国城市住户的劳动力调查。2001—2016 年, 该调查一共进行了四轮。CULS 调查采用分层概率抽样, 样本对所调查的城市具有代表性。这是因为抽样过程的随机性及其在城市层面的代表性, 而且调查方案在不同轮次间保持了相对稳定。2016 年中国城市劳动力抽样调查包括上海、广州、福州、武汉、沈阳、西安 6 个城市, 以 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据为基础进行抽样。CULS4 数据包含了个人的基本信息及工作经历, 能够充分反映当前劳动力市场的变化和主要特征。CULS4 中还包含了被调查者在每个学习阶段的学校名称与专业名称, 可以识别劳动力的大学教育及其信息。

国外学者大多使用 SAT(Scholastic Assessment Test)的总成绩、新生保留率和教师工资来度量大学教育质量, 其中, 保留率是指大一新生在大二时返回同一所学校的比率(Black & Smith, 2004; Kinsler & Pavan, 2011)。或者, 在使用 SAT 成绩之外, 再加入教师与学生的比例、申请人被拒绝的百分比, 所有从事教学的教师平均工资和来衡量大学质量(Dillon & Smith, 2017)。除了以上的标准之外, 美国的一些杂志和入学指南会对大学进行指数排名, 这些非官方的评价在一定程度上有助于研究大学质量。

根据中国高等教育数据信息的实际情况, 本文将大学层次作为大学教育质量的衡量指标。大学层次分为: 普通二本高校、普通一本高校、“211 高校”和“985 高校”, 代表大学教育质量由低到高。在

搜寻数据信息及匹配过程中,本文根据 CULS4 中劳动力个人基本信息里当年毕业的大学,首先将其与教育部公布的“985 工程”和“211 工程”建设的学校名单相匹配。由于部分学校的专业在各省划分的批次不同,因此,在处理数据时根据劳动者户籍所在地,查阅大学及所学专业的具体招生信息与“普通一本”或“普通二本”进行匹配,从而生成每个个体大学教育质量变量。

具体的分类理由是:首先,“985 工程”建设的大学是公认的中国一流大学,具有极高的社会认可度,因此,本文将其归为高等教育质量第一层次的大学。其次,“211 工程”建设的大学在文献中经常被作为中国精英大学的衡量指标(刘泽云、邱牧远,2011),本文将其列入大学教育质量衡量的第二层次。由于“985 高校”一定也是“211 高校”,因此,本文在“211 高校”的大学层次中剔除了 39 所“985 高校”。最后,普通一本高校和普通二本高校是根据录取大学于 2016 年在劳动力户籍所在地的招生情况进行甄别,分别归为第三和第四层次。在普通一本院校层次中,剔除了所有“211 高校”。在纳入学历为大学专科劳动力的全部样本中,“985 高校”、“211 高校”、普通一本高校、普通二本高校和大学专科毕业的就业者所占的比重分别为 10.1%、11.1%、15.1%、19.4%和 44.3%。

表 1 给出了 CULS4 数据中劳动力的个人基本信息、受教育年限及工资的描述性统计。具有大学专科、普通二本高校、普通一本高校、“211 高校”和“985 高校”受教育程度的劳动力在年龄、性别、受教育年限、周工作小时方面没有明显区别。在人口流动方面,毕业于“985 高校”的劳动力中从外地迁入的人员比重最小,为 28.7%,普通二本的比重最大,为 43.4%。月工资是劳动者在劳动力市场上人力资本积累的重要体现。表中显示,“985 高校”毕业的劳动力平均月工资最高,为 8650 元,“211 高校”、普通一本高校、普通二本高校、大学专科毕业的劳动力平均工资分别为 7845.8 元、6197.7 元、5572.5 元和 5318.1 元,分别与“985 高校”毕业的劳动力相差了 804.2 元、1648.1 元、3077.5 元和 3331.9 元,这一统计结果也充分说明高等教育质量的优劣对劳动力市场的工资回报有明显的影

表 1 描述性统计结果

变量	全部样本	大学专科	普通二本	普通一本	211 高校	985 高校
年龄	34.9	35.8	32.4	33.9	35.6	36.4
性别(男性=1)(%)	55.7	56.7	52.4	52.1	60.1	58.1
迁移(外来=1)(%)	37.8	40.1	43.4	32.7	34.0	28.7
受教育年限(年)	15.8	15.0	16.3	16.4	16.4	16.9
工作经验(年)	13.1	14.8	10.2	11.6	13.2	13.5
师生比(%)	12.0		4.9	7.8	9.6	33.5
副高级职称教师占全校教师比例(%)	42.8		40.4	43.5	46.7	42.1
理科分数线	530.1		480.2	524.0	554.6	593.0
文科分数线	526.8		499.9	521.5	549.7	576.6
工资变化(元/月)	4637.2		3789.2	4979.2	5723.6	5647.9
钻研业务(小时/天)	1.4		1.4	1.5	1.7	1.7
周工作小时(小时/周)	43.0	44.5	42.7	41.6	41.5	41.1
月工资(元/月)	6116.1	5318.1	5572.5	6197.7	7845.8	8650.0
观察值数	3066	1359	595	463	341	308
样本比重(%)	100	44.3	19.4	15.1	11.1	10.1

注:描述性结果均是加权后的结果。

由于本文关注的重点是大学教育质量,表 1 还给出了与大学教育质量相关的师生比(专职教师数量/在校本科大学生数量)、副高级职称占全校教师比例、理科分数和文科分数等反映样本个体接受高等教育时大学教育质量特征。在师生比方面,随着大学层次的提高,师生比逐渐增加,尤其是“985 高校”每 100 个学生就配有 33.5 个专职教师,而普通二本的师生比为 4.9%,师资力量的差异显而易见

见。四个大学层次的副高级职称教师占全校教师比例差距不明显。本文根据 CULS4 中得到的劳动力当年毕业的大学和专业,查阅了其户籍所在地 2016 年高考的理科分数线和文科分数线。在统计结果中,随着大学层次提高,分数线逐渐递增的趋势比较明显,这与实际情况相符。

从图 1 不同大学教育层次的月工资对数核密度估计分布可以看出,不同大学层次下的劳动力具有相似的月工资分布,分别毕业于普通二本高校、普通一本高校、“211 高校”和“985 高校”的劳动者具有极大的月工资重叠区域。但四个大学层次下劳动者的平均月工资高低和离散程度仍存在显著差异。一是随着大学层次的提高,波峰向右移动,峰值变低,说明月平均工资随着大学层次的提高差距在变大;二是相对毕业于“985 高校”、“211 高校”和普通一本高校的劳动者,普通二本高校毕业的劳动者月工资分布向左右两方拖尾现象明显,波峰宽度相对较窄,分布更为发散,说明进入劳动力市场之后,普通二本毕业的劳动力之间的工资回报差异较大,且与其他三个大学层次的毕业生相比工资水平较低。

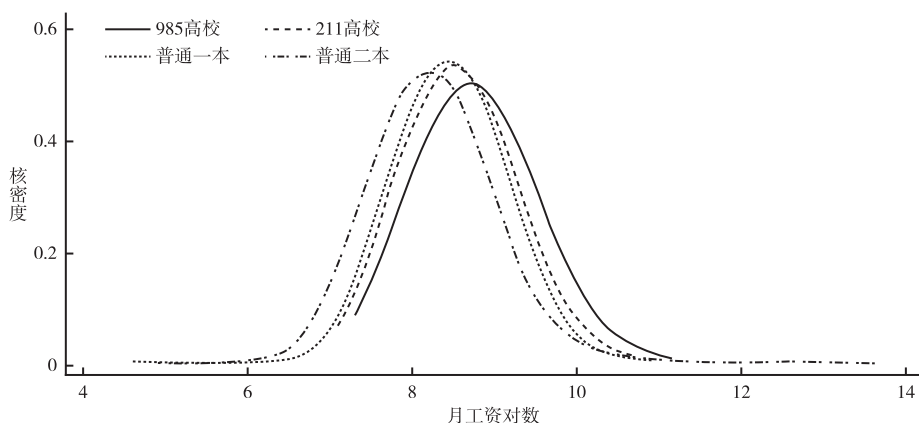


图 1 不同大学教育层次的月工资对数核密度估计分布

## 五、实证分析结果

根据第三部分的研究思路与估计方法,本文结合样本数据的统计结果对不同大学层次下的劳动力教育质量回报特征和差异予以实证分析。

### (一)明瑟工资方程估计大学教育质量回报

表 2 是 CULS4 中大专及以上学历的劳动力样本采用 OLS 估计得出的结果。表 2 模型(1)使用基本的明瑟工资方程估计出受教育年限的增加对工资收入具有显著的正效应。明瑟工资方程中被解释变量是月工资的对数,因此,式(1)中受教育年限的系数可以解释为,每增加一年的受教育经历,劳动力的边际收入随之增加 11.94%。目前已有大量的文献探讨了中国教育数量的回报率,李实、丁赛(2003)基于明瑟工资方程测算出 1990 年的城镇个人教育收益率仅为 2.5%,到 1999 年个人教育收益率进一步上升为 8.4%。刘生龙等(2016)使用 2007—2009 年中国城镇住户调查数据测算出教育数量回报率 OLS 估计值大约为 8.2%~9.8%。表 2 使用的是 2016 年学历为大专及以上学历的劳动力样本,其接受的教育水平较高,因此,本文对教育数量回报率的估计结果与已有文献中的测算结果相一致。

由于表 2 中模型(1)只针对劳动力的受教育年限进行分析,并没有加入受教育年限中教育质量的差别,无法判断出劳动力在不同大学教育质量下工资收入的差异与特征。模型(2)(3)将大学层次作为大学教育质量的代理变量。与毕业于最低层次的大学专科的劳动力相比,普通二本高校、普通一本高校、“211 高校”、“985 高校”的大学毕业生在劳动力市场上获得的工资收入分别要高 5.53%、15.03%、29.83%和 37.91%。模型(3)在模型(2)的基础上,额外加入了职业属性、身份、所处行业,拟合优度( $R^2$ )由 19.6%增加至 27.2%,增强了估计结果的解释力度。普通一本、“211 高校”和“985 高校”的估计系数在以大学专科为参照的情况下依旧显著为正,在数值上都有所降低,分别为

14.22%、25.49%和32.13%。在岗位招聘中,大学专科学历的劳动力由于文凭的限制,无法进入设置了本科学历的就业准入门槛,在起薪工资上开始产生差距。雇主在筛选劳动力时,最高效且可量化的方法就是将求职者所获得的大学教育,即毕业院校所属的大学层次作为人力资本价值所代表的质量信号进行考量。在普遍的社会认同中,优质的大学教育能够培养出高能力、高素质的学生以适应市场的需求,因此,雇主更倾向于招聘更高层次的大学本科学生以满足企业发展的要求。实证结果表明,随着大学层次的提高,劳动力获得的工资收入也相应增加,实质上反映的是现有大学教育资源配置和大学与劳动力市场的匹配优化程度及两者是否顺应了时代的需要。

表2模型(2)(3)在估计大学教育质量对工资收入的影响时,均加入了受教育年限作为控制变量。从表1的描述性统计中观察得到,四个大学层次下的劳动力受教育年限不存在明显的差异。OLS回归中控制了受教育年限后,随着大学层次和师生比的提高,工资回报存在递增效应,能够更充分说明教育质量回报的差异。

表2 大学教育质量(以大学专科为参照组)对工资收入的影响的OLS估计

变量	(1)	(2)	(3)
普通二本		0.0553* (0.0294)	0.0431 (0.0285)
普通一本		0.1503*** (0.0319)	0.1422*** (0.0308)
211 高校		0.2983*** (0.0353)	0.2549*** (0.0342)
985 高校		0.3791*** (0.0384)	0.3213*** (0.0374)
受教育年限	0.1194*** (0.0086)	0.0720*** (0.0101)	0.0760*** (0.0100)
工作经验	0.0421*** (0.0035)	0.0427*** (0.0035)	0.0407*** (0.0034)
工作经验的平方	-0.0009*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)
男性=1	0.2338*** (0.0201)	0.2539*** (0.0198)	0.2324*** (0.0198)
外来=1	0.1178*** (0.0207)	0.1488*** (0.0210)	0.1285*** (0.0203)
职业	是	否	是
身份	是	否	是
行业	是	否	是
常数项	6.2610*** (0.2043)	6.7452*** (0.1572)	6.8221*** (0.2111)
观察值数	3026	3026	3026
R <sup>2</sup>	0.245	0.196	0.272

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为t值的绝对值。下同。

从三个模型中控制变量的结果可以发现,工作经验对工资收入的影响呈现出显著的正向性,说明随着工作经验的增加,工资水平也逐渐增加,工作经验的积累可以有效提高劳动力的生产率。工作经验的平方项对工资收入的影响呈现出显著的负向性,说明工作经验增加一定程度后,收入提高的速度会逐渐变缓。性别(男性=1)这一虚拟变量显著为正,说明相对于女性,男性在劳动力市场上具有一定的优势。是否外来人口(外来=1)这一虚拟变量显著为正,说明户籍所在地不在本市的外来劳动力比本地劳动力能够获得更高的教育回报。相较于本地劳动力,更高的收入和更好的发展前景



景吸引具备竞争力的劳动力迁移出户籍所在地。经过统计,CULS4 中外来人口迁移至本地的平均年限为 8.9 年,说明在本地的工作和生活大多已趋于稳定,只是户籍没有更改,因此两个群体间的教育回报产生了显著的差异。

### (二)2SLS 估计大学教育质量回报

表 3 是大学教育质量回报的 2SLS 估计结果。模型(1)(2)是将大学层次按定序变量处理后进行的 OLS 估计和 2SLS 估计。由于本文重点探究大学本科及以上的劳动力在劳动力市场上获得的教育质量回报差异,因此表 3 使用的是大学本科及以上的劳动力样本,将普通二本高校、普通一本高校、“211 高校”和“985 高校”分别赋值为 1、2、3 和 4,按照数值型连续变量来处理。模型(1)进行 OLS 估计,模型(2)将母亲的受教育水平和 1999 年大学扩招政策作为工具变量使用 2SLS 估计,两者进行对比观察。根据表 1 描述性统计结果,不同大学层次下的劳动力的受教育年限并没有太大的差别,而本研究着眼于大学教育质量,家庭背景对学生进入什么层次的大学同样高度相关,因此,使用家庭背景的代理变量——母亲的受教育水平作为大学教育质量这一内生解释变量的工具变量之一。将劳动力的入学时间以 1999 年作为分界点,设置成虚拟变量,作为第二个工具变量。经过 Sargan 检验,使用母亲受教育水平和扩招政策不存在过度识别。2SLS 相对于 OLS 估计在纠正了内生性的情况下能够更加合理地反映大学教育质量对工资收入的影响,修正 OLS 估计中对大学教育质量回报率的低估。

表 3 大学教育质量对工资收入的 2SLS 估计

变量	(1)	(2)
	OLS	2SLS
大学教育质量(二本=1;一本=2; 211 高校=3;985 高校=4)	0.0936*** (0.0115)	0.2845** (0.1437)
受教育年限	0.0814*** (0.0105)	0.0449** (0.0223)
工作经验	0.0399*** (0.0045)	0.0254*** (0.0072)
工作经验的平方	-0.0007*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
男性=1	0.1956*** (0.0259)	0.2303*** (0.0313)
外来=1	0.1277*** (0.0267)	0.1000*** (0.0356)
职业	是	是
身份	是	是
行业	是	是
常数项	7.1758*** (0.2480)	8.2109*** (0.7390)
观察值数	1700	1365
R <sup>2</sup>	0.289	0.171
豪斯曼检验		0.0029
Sargan 检验		0.4710

根据表 3 的估计结果,模型(1)和模型(2)中大学教育质量的系数都显著为正,模型(1)的大学教育质量系数为 0.0936,模型(2)修正内生性后的大学教育质量系数为 0.2845,表明每提高一个层次的大学教育质量,劳动力的月工资收入相对增加 28.45%。受教育年限和工作经验系数分别为

0.0449 和 0.0254,表明每增加一年的教育,月工资收入相对增加 4.49%;每增加一年的工作经验,月工资收入相对增加 2.54%。相比于大学教育质量产生的显著正向效应,受教育年限和工作经验代表的人力资本积累水平对月工资收入产生的影响较小,说明在劳动力市场上,高校质量代表的人力资本价值产生的工资溢价更加明显。从劳动力市场供给的角度出发,进入更高层次大学的劳动力,在接受教育的过程中付出的时间和精力相对更多,获取经济回报的期望也就更高。从劳动力市场需求角度出发,各地出台的吸引人才政策,针对的多是高学历的人才,丰厚的薪资待遇、补贴政策吸引人才聚集,相互促进的正向循环中,营造了“惜才”的社会氛围,教育质量更高的大学培养的学生将会更受雇主的青睐,获得更高的经济收益。

表 4 是样本是否毕业于“985 高校”对工资收入的影响。将毕业于“985 高校”作为虚拟变量,模型(2)在模型(1)基础上加入了是否毕业于“985 高校”和工作经验的交互项,以便进一步观测大学层次和工作经验对工资回报的影响。模型(2)中“985 高校”和工作经验的交互项不显著,说明交互项对工资收入没有产生明显的效应。由于本文研究的着重点在教育质量回报率,在控制了大学层次和工作经验的交互项之后,本文主要观察教育质量的系数。加入交互项后,是否毕业于“985 高校”的正向相关性并未发生改变。在数值上,模型(2)中“985 高校”的系数低于模型(1)的数值,说明毕业于非“985 高校”的劳动力在拥有一定的工作经验之后,与“985 高校”毕业生的工资差距缩小,但相比之下,非“985 高校”毕业的劳动力的工资收入仍旧不存在明显的优势。

表 4 是否毕业于“985 高校”对工资收入的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	2SLS
985 高校(是=1)	0.1857*** (0.0331)	0.1715*** (0.0599)	0.7640** (0.3791)
受教育年限	0.0850*** (0.0106)	0.0852*** (0.0106)	0.0464** (0.0215)
工作经验	0.0418*** (0.0045)	0.0419*** (0.0045)	0.0307*** (0.0059)
工作经验的平方	-0.0008*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)
男性=1	0.1973*** (0.0262)	0.1972*** (0.0262)	0.2309*** (0.0317)
外来=1	0.1217*** (0.0270)	0.1215*** (0.0270)	0.0976*** (0.0355)
是否为 985 · 工作经验		0.0011 (0.0038)	
职业	是	是	是
身份	是	是	是
行业	是	是	是
常数项	6.8027*** (0.2445)	6.8004*** (0.2447)	7.2584*** (0.3369)
观察值数	1700	1700	1365
R <sup>2</sup>	0.275	0.275	0.134
豪斯曼检验			0.0092
Sargan 检验			0.6152

模型(1)的 OLS 估计结果表明,毕业于“985 高校”的劳动力比毕业于非“985 高校”的劳动力工资收入高出 18.57%。模型(3)将母亲的受教育水平和扩招政策作为工具变量,豪斯曼检验表明,在 1%显著性水平上母亲受教育水平和扩招政策作为工具变量是合理的。经过 Sargan 检验,使用母亲受教育水平和扩招政策不存在过度识别。使用 2SLS 估计结果表明,毕业于“985 高校”的劳动力比毕业于非“985 高校”的劳动力工资收入高出 76.4%。2SLS 估计结果修正了 OLS 会低估毕业于“985 高校”的样本个体的教育回报。教育部“985 工程”中建设的大学作为中国最优质的大学拥有丰富的教育资源,这使得毕业生进入劳动力市场后不仅因为文凭而具有门槛优势,并且能把在大学中学习到的知识技能转换成自己的能力优势。但是“985 工程”建设的学校数量和培养的精英有限,相对全国众多高校来说,“985 高校”的毕业生作为“能力”出众者,和非“985 高校”毕业的收入差距会更加明显。

## 六、稳健性检验

### (一)将大学层次替换为师生比

根据描述性统计的结果,大学层次和师生比具有较强的相关性,因此将大学层次替换为师生比,纳入明瑟收入方程,进行 OLS 估计和 2SLS 估计,对大学教育质量的回报进行了进一步判断和识别。

表 5 是师生比对劳动者工资收入影响的估计结果。模型(1)估计结果显示师生比的系数显著为正,说明师生比每提高 1 个百分点,每 100 个学生增加 1 名专职教师,该大学的毕业生将提高 0.5823%的工资收入水平。模型(2)相比模型(1)增加了控制变量,师生比的系数数值略有下降,但影响方向仍显著为正,拟合优度( $R^2$ )由 17.7%增加至 28.8%,更加有效的识别和检验师生比对劳动力收入的影响。

表 5 师生比对工资收入影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	2SLS
师生比	0.5823*** (0.0840)	0.5446*** (0.0822)	1.3450* (0.7133)
受教育年限	0.0757*** (0.0109)	0.0828*** (0.0108)	0.0589*** (0.0180)
工作经验	0.0405*** (0.0049)	0.0387*** (0.0047)	0.0317*** (0.0055)
工作经验的平方	-0.0008*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)
男性=1	0.2424*** (0.0279)	0.2043*** (0.0275)	0.2239*** (0.0317)
外来=1	0.1320*** (0.0296)	0.1210*** (0.0283)	0.0947*** (0.0343)
职业	否	是	是
身份	否	是	是
行业	否	是	是
常数项	6.8135*** (0.1847)	6.7969*** (0.2683)	7.1248*** (0.3421)
观察值数	1521	1521	1225
$R^2$	0.177	0.288	0.230
豪斯曼检验			0.0175
Sargan 检验			0.8191

经过霍斯曼检验,模型(3)采用的 2SLS 方法分别在 5%水平上检验出将母亲的受教育水平和大学扩招政策作为工具变量是合理的。经过 Sargan 检验,使用母亲受教育水平和扩招政策不存在过度识别。2SLS 估计一定程度上消减了 OLS 估计偏差的基础上,师生比系数呈现为 1.3450,表明大学里专职教师与学生人数的比例每增加 1%,大学毕业的劳动力在劳动力市场上获得的工资收入相对增加 1.345%。

## (二)CF 方法估计

为了进一步验证第四部分的实证结果,本文使用 CF 方法利用误差项对异方差进行建模来构造非线性控制函数作为稳健性检验。由于 CF 估计方法中要求所有变量为连续性变量,因此,大学扩招政策并未纳入方程。本文分别检验了大学教育质量和师生比对工资收入的影响。将大学层次赋值成定序变量来处理,其中,将普通二本、普通一本、“985 高校”和“211 高校”分别赋值为 1、2、3 和 4。将受教育年限、工作经验、工作经验的平方和母亲受教育水平作为控制变量。缺乏对劳动力个人样本中遗漏的不可观测能力的度量将会使得估计结果产生内生性。2SLS 估计利用有效的工具变量修正了 OLS 估计对大学教育质量回报率估计的偏差,而 CF 估计是在无法确定工具变量的情况下,根据最小分布假设纠正内生性,估计大学教育质量对工资的影响,同时可作为本文实证研究结果的稳健性检验,CF 估计结果见表 6。

表 6 CF 估计结果

变量	(1)	(2)
	OLS	CF
大学教育质量	0.1096*** (0.0138)	0.3112** (0.1159)
受教育年限	0.0646*** (0.0115)	0.0272 (0.0267)
工作经验	0.0333*** (0.0053)	0.04190*** (0.0097)
工作经验的平方	-0.0006*** (0.0001)	-0.0012*** (0.0003)
母亲受教育水平	0.0045 (0.0092)	0.0044 (0.0165)
rho		0.3593** (0.1747)
常数项	7.6181*** (0.2107)	8.8167*** (0.7487)
观察值数	1367	1367
R <sup>2</sup>	0.119	

模型(1)的 OLS 结果显示,大学教育质量的系数为 0.11,表明在控制了受教育年限、工作经验、工作经验的平方、母亲的受教育水平之后,每提升一个层次的大学教育质量,工资就会相应增加 10.96%。模型(2)的 CF 估计结果中,大学教育质量的降低对工资的影响显著为正,大学教育质量的系数为 0.3112,表明每提升一个层次的大学教育质量,工资就会相应增加 31.12%。在修正了一定的内生性偏差之后,受教育年限在 CF 估计中不显著,说明在相似的受教育年限下,劳动力市场上的劳动力工资收入受到大学教育质量的影响更甚。

综上所述,用师生比替换大学层次,CF 的估计结果与本文上述的实证分析结果相符,即随着大学教育质量的提高,每提升一个层次的大学,对该学校毕业的劳动力进入劳动力市场后获得的工资收入将会产生正向效应。因此,本文进行的变量替换和 CF 估计得出的结果与 2SLS 估计的得出的结果相互验证,加强了实证分析中得出的大学教育质量对劳动力市场上的结果具有显著的正向效应这一结论的稳健性。

## 七、机制分析

根据上文的研究思路和估计方法,本文使用中介效应模型,探讨大学教育质量对工资收入的影响,是否通过工作转换、学历提升、努力程度三种中介机制发挥作用。表7为机制分析的估计结果。

### (一)工作转换

使用劳动力当前工作和第一份工作的月收入差距对数衡量工作转换产生的效应。根据表7模型(1)第一列的估计结果,大学教育质量越高,月收入差距也随之增加。大学教育质量是人力资本投资决策的结果之一,接受优质的大学教育不仅仅意味着受教育年限的增加,更重要的是知识、技能及人力资本的增加,因此,大学层次对劳动力进入劳动力市场后更换工作以获得更高的收入报酬呈正向显著影响。模型(1)第二列的结果表明,月工资差距对当前月工资收入呈显著影响,工作转换的目的是职位的晋升和收入的提高。因此,工作转换有利于劳动力经济收益的提高。

### (二)学历提升

使用是否为研究生衡量学历提升。表7模型(2)第一列的结果验证了大学教育质量对继续深造具有显著的正向作用。模型(2)第二列中学历提升的系数不显著,大学教育质量的系数正向显著,结果表明对于最高学历为大学本科及以上的劳动力,大学层次越高的劳动力越具备提升学历的意愿,但研究生学历在大学教育质量对劳动力收入的影响机制中不能产生显著的效应。

### (三)努力程度

使用过去12个月平均每天读书学习或钻研业务的小时数衡量劳动力进入劳动力市场后的努力程度。根据表7模型(3)第一列的估计结果,大学教育质量越高,劳动力进入工作岗位后,继续学习和钻研业务的时间越长,努力的程度越强,主动学习的积极性越高。模型(3)第二列中努力程度的系数显著为正,说明在工作岗位中通过汲取知识以努力提升自我的行为,能够对工资收入产生正向的影响。

表7 机制分析

变量	(1)		(2)		(3)	
	工作转换	月工资对数	学历提升	月工资对数	努力程度	月工资对数
大学教育质量	0.0664* (0.0392)	0.0446*** (0.0132)	0.0088** (0.0036)	0.1080*** (0.0123)	0.0818*** (0.0288)	0.1050*** (0.0122)
工作转换		0.5647*** (0.0175)				
学历提升				0.0324 (0.0826)		
努力程度						0.0397*** (0.0103)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	5.3555*** (0.7198)	3.6405*** (0.2598)	-3.7565*** (0.0524)	6.8084*** (0.3578)	-1.9985*** (0.4193)	6.7662*** (0.1788)
观察值数	373	373	1702	1702	1702	1702
R <sup>2</sup>	0.165	0.764	0.778	0.144	0.054	0.151

## 八、结论与政策含义

教育对收入的影响深远而广泛。教育回报率如何随着劳动力市场中不同类型劳动力的相对供给和需求的变化而变化一直是学者们关注的内容。这是因为教育回报不仅影响收入差异,而且影响人们的教育投资决策。已有教育回报的研究文献中通常把受教育程度相同的工资差异归为个体不可观测的能力因素或“歧视”,但教育质量的差别不仅可以观测,也是造成劳动力市场结果差异的重

要因素,可以作为能力的代理变量来考察。本文实证分析了已经进入劳动力市场的高教育质量的劳动力。研究表明,每提升一个层次的大学教育质量,劳动力进入劳动力市场后的平均工资收入将提升 28.45%;在相似的受教育年限下,大学教育质量差异所带来的工资回报将更加明显;机制分析表明,大学教育质量通过工作转换、学历提升和努力程度三种途径对工资收入产生影响。本文研究结论对国家和微观个体的人力资本投资都有深刻的政策含义。

首先,在高等教育规模扩张增加人们接受大学教育机会的环境下,应认识到大学教育质量才是提升国家整体人力资本积累水平的本质。注重教育资源的公平性和合理性,扩大优质高等教育资源的覆盖,向教育资源薄弱的地区倾斜教育财政投入。其次,个人和家庭更应重视人力资本投资的质量。本文实证结果显示,大学教育质量最好的层次与其他层次的工资收入差异明显,能够真实展现目前大学教育质量的差异及其对劳动力进入劳动力市场后的影响。不同水平大学教育回报的差异本质是个人的技能水平和素质差异。不仅如此,不同的大学教育质量将对个人在劳动力市场上的职业选择、转换、晋升都将持续产生影响。最后,大学教育质量对工资收入的正向效应只是劳动力市场的结果之一,大学教育质量与就业质量的提升是内在的必然联系。在当前就业主要矛盾转向提高就业质量和结构性失业的发展阶段,发挥基础作用的因素之一就是不断提高大学教育质量。第四次工业革命和全球化 4.0 时代来临,与机器人的竞争依靠于人力资本的提升,当前大学教育规模扩张落后于大学生培养条件,无法及时跟上产业升级的步伐。虽然中国一流的“985 高校”数量有限,但普通高等教育注重提升劳动力能力、素质,尤其是农村青年劳动力集中的高等职业教育质量提高尤为重要,能够真正有效解决中国经济升级过程中人力资源供给和需求的不匹配矛盾,提高普通劳动力的就业质量。

#### 参考文献:

- 蔡昉,2019:《经济学如何迎接新技术革命?》,《劳动经济研究》第 2 期。
- 胡弼成,2006:《高等教育质量观的演进》,《教育研究》第 11 期。
- 黄蓉生,2012:《关于高等教育质量基本问题的思考》,《中国高教研究》第 4 期。
- 简必希 宁光杰,2013:《教育异质性回报的对比研究》,《经济研究》第 2 期。
- 李红阳 邵敏,2017:《城市规模、技能差异与劳动者工资收入》,《管理世界》第 8 期。
- 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。
- 刘生龙 周绍杰 胡鞍钢,2016:《义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计》,《经济研究》第 2 期。
- 李雪松 詹姆斯·赫克曼,2004:《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》,《经济研究》第 4 期。
- 刘泽云 邱牧远,2011:《高等教育质量收益的估计:基于倾向指数匹配法的研究》,《中国人口科学》第 5 期。
- 钱雪松 杜立 马文涛,2015:《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第 11 期。
- 屈小博,2019:《机器人和人工智能对就业的影响及趋势》,《劳动经济研究》,第 5 期。
- 邢春冰 李实,2011:《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 许玲丽 艾春荣,2016:《高等教育回报的质量差异——对部属、省属与地方高校的比较研究》,《经济理论与经济管理》第 8 期。
- 杨桂华,2008:《大学教育质量的学术标准和社会标准》,《中国大学教学》第 1 期。
- 张伟世 吕世斌,2008:《家庭教育背景对个人教育回报和收入的影响》,《人口学刊》第 3 期。
- 周茂 陆毅 李雨浓,2018:《地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计》,《经济研究》第 11 期。
- Aakvik, A. et al(2010), “Measuring heterogeneity in the returns to education using an education reform”, *European Economic Review* 54(4):483—500.
- Black, D. A. & J. A. Smith(2004), “How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching”, *Journal of Econometrics* 121(1—2):99—124.
- Black, D. & J. Smith(2006), “Estimating the returns to college quality with multiple proxies for quality”, *Journal of Labor Economics* 24(3):701—728.
- Dillon, E. W. & J. A. Smith(2017), “Determinants of the match between student ability and college quality”, *Journal of Labor Economics* 35(1):45—66.
- Devereux, P. J. & W. Fan(2011), “Earnings returns to the British education expansion”, *Economics of Education*

Review 30(6):1153—1166.

Kinsler, J. & R. Pavan(2011), “Family income and higher education choices: The importance of accounting for college quality”, *Journal of Human Capital* 5(4):453—477.

Klein, R. & F. Vella(2010), “Estimating a class of triangular simultaneous equations models without exclusion restrictions”, *Journal of Econometrics* 154(2):154—164.

Liu, X. et al(2010), “College quality, earnings, and job satisfaction: Evidence from recent college graduates”, *Journal of Labor Research* 31(2):183—201.

Long, M. C. (2010), “Changes in the returns to education and college quality”, *Economics of Education Review* 29(3):338—347.

Willis, R. J. (1986), “Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions”, in: O. C. Ashenfelter & R. Layard(eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier.

Zhong, H. (2011), “Returns to higher education in China: What is the role of college quality?”, *China Economic Review* 22(2):260—275.

## Quality of College Education and Labor Market Performance

—An Analysis Based on Wage Returns

QU Xiaobo<sup>1</sup> LV Jianing<sup>2</sup>

(1. Chinese Academy Social Sciences, Beijing, China; 2. Shanghai University, Shanghai, China)

**Abstract:** Since the college expansion initiated in 1999, the scale of higher education in China has grown rapidly. As the ordinary higher education tend to be gradually popular, what kind of effects does the quality of college education have on labor market performance of college graduates? A common problem in answering this question is the lack of microeconomic data with the measure of the quality of college education. Based on the CULS 4 data in 2016 and the data on higher education received by individuals, this paper empirically analyzes the impact of college education quality on earnings. The findings are as follows: First, the quality of college education has a significantly positive effect on earnings. Second, the results of instrumental variable regressions show that average earnings would increase by 28.45%, if the quality of university education increases by one level. Third, the robustness test also shows that differences in the quality of college education lead to larger wage returns for people with similar years of schooling. Fourth, the mechanism analysis shows that the quality of college education affects wage returns through job transitions and work effort. Therefore, while popularizing higher education, it is particularly important to adjust resource allocation and continuously improve the quality of higher education.

**Keywords:** College Education; Returns to Education Quality; Labor Market

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)