

读书何以改变命运?

——基于精英教育长期回报的考察

李逸飞 刘海琦 李静*

摘要: 本文利用2018年中国家庭收入调查数据(CHIP),结合对应省份-年份-文理科的高考一本分数线,采用断点回归设计方法解决内生性问题,以估计重点大学长期回报。研究发现,就读重点大学显著提高了个人长期劳动力市场收入,且具有代际转移作用;个体继续深造概率提升与子女教育支出增加分别为上述影响提供解释。这种显著的正面作用对于农村和西部个体更为明显,也会受到扩招等高校建设政策影响。本文论证了重点大学对个体的长期效应,为我国继续推进教育公平提供经验启示,同时论证了高水平大学建设工程的必要性。

关键词: 精英教育回报;教育公平;高水平大学建设

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.05.02

一、引言

教育是人力资本的重要组成部分。高等教育为我国培育了大批高素质人才,对于推动社会全面发展起到了突出的战略作用。而20世纪90年代开展的“985工程”和“211工程”^①以及2015年起开展的世界一流大学和一流学科建设^②,使得部分高校作为“重点大学”获得了更高的生源质量、更强的师资力量、更充裕的教育经费等优势。探究重点大学的教育回报对于个人发展乃至国家长期人力资本积累都有重要意义。

本文研究重点大学的长期教育回报率及异质性差异。过往文献普遍认为,精英教育具有显著的正面作用,使得个体在劳动力市场的就业层次和收入水平有明显提高(Hoekstra, 2009; Sekhri, 2020),主要原因包含人力资本的更快积累(Sacerdote, 2001)、特定好大学带来更强的信号(Arcidiacono et al., 2010; MacLeod and Urquiola, 2015)等。同时,有关我国高等教育、重点大学建设及人力资本积累的讨论与以下两个重要话题有关。第一,高等教育的可及性与公平性问题。受经济发展、人口流动等因素影响,中西部地区、农村地区教育资源更为薄弱,优质教育资源的可及性较低,客观上存在着教育资源分配不

* 李逸飞,管理世界杂志社;刘海琦,中国人民大学财政金融学院;李静,对外经济贸易大学国际经济贸易学院。通信作者及地址:李静,北京市朝阳区惠新东街10号,100029;电话:15801517523;E-mail:jingli@uibe.edu.cn。本文得到国家社科基金一般项目(21BJL118)、教育部人文社会科学研究一般项目(19YJC790061)的资助。

① 1995年11月,经国务院批准,原国家计委、原国家教委和财政部联合下发了《“211工程”总体建设规划》,自此,“211工程”正式启动。1999年,国务院批转教育部《面向21世纪教育振兴行动计划》,自此,“985工程”正式启动建设。

② 2015年10月,国务院印发《统筹推进世界一流大学和一流学科建设总体方案》,正式将“985工程”院校和“211工程”院校统一纳入世界一流大学和一流学科建设(简称“双一流”),要求加快建成一批世界一流大学和一流学科。

均、教育不公平等问题。近年来,在教育部的部署下,各重点高校陆续对教育资源更为薄弱的中西部地区、贫困家庭与来自农村的家庭推行新的招生倾斜政策(宋弘等,2022),加大招生力度,并开展各类定向招生计划,如国家专项计划、地方专项计划和高校专项计划等^①。因此,无论是从家庭和个人微观层面还是政府宏观教育政策层面,重点大学教育以及相应的高水平大学建设(宋弘和陆毅,2020)和招生政策、名额分配(刘瑞明等,2021)等问题都正在受到越来越广泛的关注。第二,高校扩招的影响。自改革开放以来,随着高等教育的普及和大学不断扩招,高等教育入学率已经从1978年的1.55%攀升到了2021年的57.8%,不仅提升了接受高校教育的个体收入水平(邢春冰,2014),还具备明显的外溢效应(丁相元等,2024)。然而,扩招也导致过度教育(McGuinness, 2006; 缪宇环,2013)、基础设施不足与教学质量的下滑,同时扭曲了大学毕业生的供求体系,进而引发大学生就业率和薪水下降(吴要武和赵泉,2010; 马光荣等,2017)等担忧。作为高校教育的重要组成部分,重点高校给个体带来的回报是否同样会受到扩招政策的影响? 重点大学是否也会存在教育质量下降、过度教育等问题? 相关内容仍然有待进一步探究。

本文基于中国家庭收入调查数据(CHIP)2018年城市与农村的调查数据,利用分省-年份-文理科的一本分数线,探究我国重点高校对个体是否存在个体经济收入提升与代际转移作用等长期影响,并进一步讨论重点大学在推动教育公平中的作用,以及受到我国高等教育政策从数量到质量的导向动态调整影响。本文采用断点回归的方法,比较恰好位于一本线附近、个人特征差异较小的考生群体在薪酬、代际差异等维度的长期表现,解决了OLS估计教育回报率时无法排除学生在个人能力、家庭背景、成长环境等方面无法观测因素的内生性问题。回归结果表明,首先,就读重点大学显著提高了个体在进入劳动力市场后的长期收入,这种收入上的提升可能与接受了重点大学教育的个体有更高概率继续深造有关;其次,就读重点大学具有代际转移作用,表现在提高了其子女就读重点学校的概率,这种概率的提升与家庭在子女教育上的经济投入更高有关。值得一提的是,就读重点大学的正面影响在不同群体间差异明显,对于乡村户籍的考生和来自中西部地区的考生影响更大。而有着农转非经历的个体由于更早地接触到优质教育资源,提升效应比农村户籍的个体更为明显。不同年份的异质性则表明,随着高校扩招政策的实施,读重点大学带来的高回报有所削弱,而在政策重点转向提升大学教学质量后,就读于重点大学的个体获得的薪酬再次显著优于非重点大学个体,且差异不断拉大。

与已有文献相比,本文主要研究贡献如下:第一,国际上大量有关精英教育回报率的研究均基于海外重点大学,其录取方式与我国重点大学差异较大。以美国为例,能否就读于重点大学不仅取决于学生的SAT成绩,还取决于学生的申请策略与学校是否录取的决

^① 如,教育部在2016年3月下发的《关于做好2016年重点高校招收农村和贫困地区学生工作的通知》中强调,为进一步提高“重点高校”招收农村和贫困地区学生比例,2016年继续实施面向农村和贫困地区学生的三大专项计划:国家专项计划、地方专项计划和高校专项计划。其中,“国家专项计划”将进一步扩大招生规模,2016年安排招生6万人,较2015年增加1万人。

策^①。而在我国,不考虑“自主招生”等特定录取渠道的情况下,重点大学的录取绝大多数情况下取决于考生的分数及对应的省内排名。这一差异很可能影响学生能力培养与人际关系,进而对教育回报率的估计产生影响。对于国内重点大学的研究基本使用毕业生调查数据,更关注短期收入结果(Jia and Li, 2021)。本文基于CHIP数据,不仅探索了我国精英教育对于个人收入的长期影响,也进一步探索了精英教育的代际转移的作用,并从学历提升和子女教育投入两个维度分别讨论产生上述影响的原因,为已有文献提供了有效的补充。

第二,教育回报率的异质性是相关政策制定的重要基础。在空间差异维度,与促进农村户口的个体在学生时期人力资本积累相关联的研究大多集中在学校干预层面,如改善学生营养(蔡伟贤等,2022)、乡村扶贫(宋弘等,2022)、提升教学信息化水平(Bianchi et al., 2022)、推动校舍工程(亢延锟等,2023)等。本文从重点大学的招生倾斜视角为我国教育政策如何继续推进教育公平提供启示。更进一步的,本文探讨有“农转非”经历的个体与纯农村户口个体在接受重点大学教育后的长期表现差异。本文将学生时期有农转非经历的个体与农村户籍个体进行比较,探究城乡教育资源客观差距带来的长期影响,为加速推动农村人口城市化、打破人力资本代际传递不平等、促进农村儿童的人力资本积累提供新的经验证据。在时间差异维度,本文以动态视角讨论了重数量的“扩招”阶段以及重质量的“高质量大学建设”阶段下,重点大学的教育回报率呈现出的变化趋势。相关结果为扩招带来的影响补充了新的讨论视角,并为进一步建设我国特色高质量大学,尤其是推进“双一流”建设,提供经验参考。

二、数据和计量模型

(一) 数据和样本

本文使用的数据来自2018年中国家庭收入调查数据(CHIP 2018)。CHIP 2018样本包括了从17个省份161城市350个县区抽选出的20 673个住户样本和71 109个个体样本,其中包括11 501户城镇住户样本、9 172户农村住户样本。考虑到收入调查年份为2018年,为避免在校无收入与高考后未上大学直接就业所导致的估计偏误,本文选取1998—2013年间参加高考且至少拥有大专学历的受访者作为样本。在断点回归的设计中,采用基于手动搜集的1998—2013年分省-年份-文理科的一本分数线标准化的个体高考成绩作为驱动变量,同时使用一本分数线作为分数线断点。

本文的解释变量是个人的长期表现,包括个体劳动力市场表现,以及个体子女是否就读于重点学校。其中,个体劳动力市场表现主要体现为个体工资收入,本文选取如下两个变量:(1)2018年整体收入情况(包含主要工作所得与其他副业所得);(2)2018年所参与主要工作的平均每小时收入,来自2018年主要工作所得除以2018年工作总时间。代际转

^① 相关变量往往被纳入识别模型中作为缓解遗漏变量的控制变量,如 Angrist and Pischke(2014)、Arcidiacono et al. (2016)等。

移结果定义为:家庭中是否有子女就读于重点学校,具体来说,已经上大学的子女是否就读于重点大学;尚在读中学的子女是否就读于重点中学;若家庭中有多名儿童,则计算子女就读于重点学校的概率。表 1 是主要变量和个人控制变量的简要描述性统计。

表 1 简单描述统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
主要变量:					
基于一本线的标准化成绩	2 942	-1.00	1.74	-38.18	8.28
就读重点大学=1	2 942	0.12	0.32	0	1
超过一本线=1	2 942	0.207	0.405	0	1
年收入(对数化)	2 911	10.90	0.783	7.090	13.80
主业每小时工资(对数化)	2 909	3.246	0.753	0.0408	6.908
子女就读于重点学校=1	1 316	0.110	0.307	0	1
个人控制变量:					
女性=1	2 942	0.454	0.498	0	1
年龄	2 942	31.42	4.647	21	56
少数民族=1	2 942	0.0581	0.234	0	1
农村户口=1	2 942	0.342	0.474	0	1
中西部地区=1	2 942	0.639	0.480	0	1

注:数据来自 2018 年中国家庭收入调查(CHIP)。下同。

(二) 断点回归模型

在识别重点高校对于个体的长期影响的问题中,最重要的是解决“是否就读重点高校”的内生性问题。在本文中,我们利用个体高考成绩和对应第一批录取分数线数据,采用了模糊断点回归(RD)方法^①。断点回归可以有效地解决内生性问题,因此也成为国际上近年来微观实证研究的重要工具。

具体方程设定如下。

第一阶段方程:

$$Elite_{ipyt} = \beta_0 + \beta_1 Pass_{ipyt} + f(score_{ipyt}) + X'_{ipyt} \beta_2 + \theta_p + \varepsilon_{ipyt} \quad (1)$$

第二阶段方程:

$$Y_{ipyt} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{Elite}_{ipyt} + g(score_{ipyt}) + X'_{ipyt} \gamma_2 + \theta_p + \sigma_{ipyt} \quad (2)$$

汇总得到简约式方程:

$$Y_{ipyt} = \alpha_0 + \alpha_1 Pass_{ipyt} + h(score_{ipyt}) + X'_{ipyt} \alpha_2 + \theta_p + \mu_{ipyt} \quad (3)$$

其中, $score_{ipyt} = (ss_{ipyt} - cutoff_{pyt}) / sd_{pyt}$ 。

^① 通常来说,断点回归分为尖锐断点设计(sharp RD)和模糊断点设计(fuzzy RD),其中,模糊断点设计比较常见。在我们的设计中,如果达到第一批分数线将 100% 保证考生就读重点大学,则使用尖锐断点;实际上,达到第一批分数线往往是增加了就读重点大学的概率,即,存在事实上的从不接受者(never-takers)与总是接受者(always-takers),因此使用模糊断点设计。模糊断点设计可以使用参数与非参数估计两种方法。本文采用参数估计方法,具体参考 Cook(2008),通过两阶段最小二乘(2SLS)实现。

这里 ss_{ipyt} 表示学生 i (来自生源省份 p , 高考年份 y , 文理科 t) 的原始高考成绩, $cutoff_{pyt}$ 表示对应省份-高考年份-文理科的一本分数线, sd_{pyt} 表示对应省份-高考年份-文理科的考生高考成绩标准差。考虑到不同省份、不同年份采用的高考试卷并不统一, 且试卷满分分值存在差异, 原始分数无法直接用于比较, 同时也为回归系数解读更加方便, 因此本文参考 Abdulkadiroğlu et al. (2014), 对高考成绩进行了标准化处理, 使其均值为 0, 标准差为 1。 $score_i$ 表示学生标准化之后的相对高考成绩, 作为本文的驱动变量 (running variable)。 Y_i 表示个人的长期变量。 $Pass_{ipyt} = 1$ 表示考生的分数超过了对应省份-年份-文理科的第一批分数线, 反之, $Pass_{ipyt} = 0$ 表示考生的分数没有达到第一批分数线。其中, 个体高考分数来自 CHIP 问卷中关于高考成绩的问题^①, 高考第一批分数线数据来自 1998—2013 年间, 教育部网站或报纸上公布的考生所在省份、高考年份、分文理科的一本分数线。 $Elite_i = 1$ 表示学生就读了重点高校, 反之, $Elite_i = 0$ 表示学生就读了普通高校, 利用问卷中对于就读高校类型的问题, 我们定义重点高校为“211 工程”院校或“985 工程”院校。由于结构方程设定, 在第二阶段方程中, 我们采用第一阶段方程的估计量 \widehat{Elite} (而非原始值), 以达到解决由内生变量带来的内生性问题的目的 (Imbens and Lemieux, 2008; Lee and Lemieux, 2010)。 X'_{ipyt} 是一系列控制变量 (高考之前已事先决定的变量), 包括个人的性别、年龄、民族、是否来自农村、是否来自中西部地区等变量。同时, 本文进一步控制了省级层面的固定效应 θ_p 。

$f(score_{ipyt})$ 、 $g(score_{ipyt})$ 和 $h(score_{ipyt})$ 是驱动变量 ($score_{ipyt}$) 的平滑函数, 根据标准的断点回归设计, 遵循 Gelman and Imbens (2019) 的建议, 我们定义 $f(score_{ipyt})$ 、 $g(score_{ipyt})$ 和 $h(score_{ipyt})$ 为低阶多项式, 并且允许断点两边具有不同的斜率。由此, 在我们的断点设计中, α_1 估计的是断点 (第一批录取分数线) 两侧的个体长期结果 (比如个人工资) 的局部平均处理效应 (LATE); β_1 估计的是断点两侧的个体就读重点大学概率的差距; γ_1 则是重点大学对于长期结果的直接估计。这三个系数的关系为: $\alpha_1 = \beta_1 \times \gamma_1$ 。由于本文关心重点大学带来的影响, 因此在后续回归结果的汇报中, 重点关注 γ_1 。 μ_{ipyt} 、 ϵ_{ipyt} 和 σ_{ipyt} 分别是简约式、第一阶段式和第二阶段式的标准误, 我们采用省级层面的聚类稳健标准误。

(三) 重点大学与非重点大学毕业生的长期发展对比

在实证检验之前, 我们利用 CHIP 2018 数据, 对就读于重点大学与非重点大学个体的长期工资表现进行对比, 以直观展示重点大学对个体长期表现的深刻影响。比较两类群体核心变量的箱线图发现, 对于个体劳动力市场表现而言, 无论是 2018 年的全年总收入, 还是主要工作的时薪, 重点大学的毕业生都高于非重点大学毕业生, 且根据图 1(a) 与图 1(b), 非重点大学毕业生工资的上四分位数与重点大学毕业生工资的中位数相近。

^① 具体问题为: “一、住户成员个人情况: 问题 15-3: 您最后一次参加高考的高考成绩是多少分? (请填写总成绩)”。

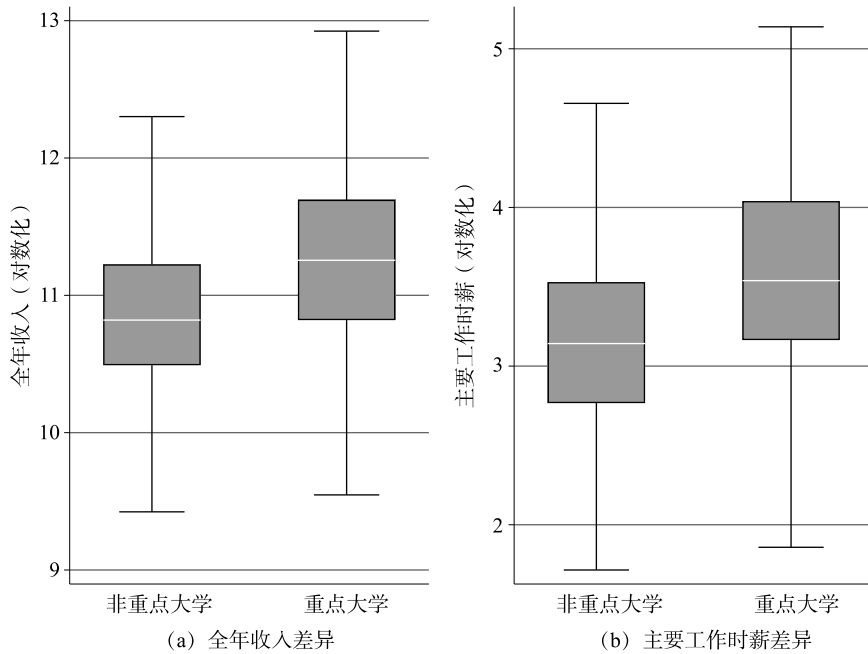


图 1 重点大学对个体劳动市场的影响

三、实证结果

这部分我们讨论断点回归实证结果。我们首先讨论断点回归第一阶段结果,即:超过一本线对于就读重点大学概率的作用。然后讨论简约式结果,包括:对于个人劳动力市场表现的影响,以及对于子女的代际转移作用。接下来,将分别讨论重点大学的个人及代际效用的机制。

(一) 第一阶段结果

图 2(a)描绘的是第一阶段结果,即:“是否上重点大学”和高考成绩之间的关系。横轴表示高考成绩与第一批分数线的差距(根据省份、年份和文理科标准化),纵轴表示就读重点高校的概率;横轴中垂直虚线表示的是高考第一批分数线。由于所有“211 工程”院校和“985 工程”院校都在第一批招生,因此排除提前批、特招考生外,只有超过第一批分数线的学生才有资格填报重点大学,因此以第一批分数线为分界点,两边学生被重点大学录取的概率应有显著的差异。正如图 2(a)所示,在断点处,就读重点大学的概率有显著的上升,大约为 0.1 左右。

表 2 Panel A 描绘了与之对应的第一阶段回归结果,与图 2(a)相对应的,实证结果表明“超过一本分数线”显著地提高了就读重点大学的概率,且四组结果均在 5% 的统计水平上显著。具体来说,与差一点上一本线的考生相比,勉强超过一本线的考生就读重点大学概率提高接近 10%。

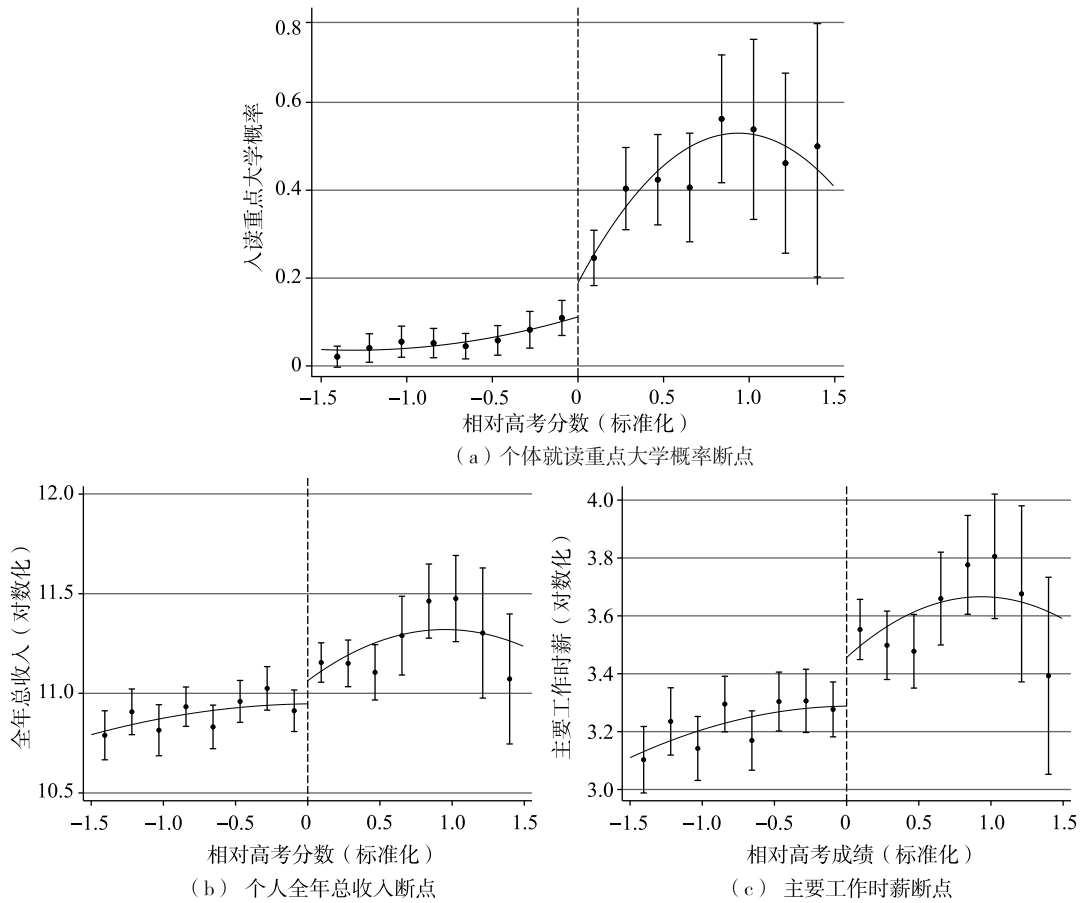


图2 就读重点大学概率断点

注:图中灰色线段展示95%置信区间;横轴为标准化的相对高考分数,即:按照“省份-年份-文理科”标准化之后的高考分数与一本分数线之差;垂直虚线表示一本分数线。下同。

表2 基准回归结果

Panel A. 一阶段回归结果				
	因变量:就读重点大学			
	(1)	(2)	(3)	(4)
超过一本线=1	0.113** (0.046)	0.117** (0.035)	0.081** (0.040)	0.084** (0.037)
二次项	否	否	是	是
个人控制变量	否	是	否	是
省级固定效应	是	是	是	是
带宽	0.893	0.914	1.415	1.488
样本数	920; 482	936; 488	1 331; 547	1 393; 555
Panel B. 二阶段回归结果-个人全年总收入				
	因变量:个人全年总收入(对数化)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
就读重点大学=1	1.314** (0.562)	1.751*** (0.487)	1.674** (0.681)	1.921*** (0.672)

(续表)

	因变量:个人全年总收入(对数化)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
二次项	否	否	是	是
个人控制变量	否	是	否	是
省级固定效应	是	是	是	是
带宽	0.893	0.914	1.415	1.488
样本数	920; 482	936; 488	1 331; 547	1 393; 555

Panel C. 二阶段回归结果-个人主要工作时薪				
	因变量:2018年主要工作每小时工资数(对数化)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
就读重点大学=1	1.359*** (0.522)	1.648*** (0.461)	1.650*** (0.576)	1.873*** (0.626)
二次项	否	否	是	是
个人控制变量	否	是	否	是
省级固定效应	是	是	是	是
带宽	0.893	0.934	1.411	1.504
样本数	920; 482	955; 493	1 329; 547	1 408; 557

Panel D. 二阶段回归结果-代际转移结果				
	因变量:子女就读重点大学的概率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
就读重点大学=1	0.861*** (0.064)	0.876*** (0.053)	0.939*** (0.057)	0.937*** (0.059)
二次项	否	否	是	是
个人控制变量	否	是	否	是
省级固定效应	是	是	是	是
带宽	0.746	0.685	1.190	1.175
样本数	346; 213	315; 203	524; 248	519; 248

注:使用 CCT 法^①确定最优带宽,结果中分别汇报断点左右两侧样本数。两侧采用不同斜率。个人控制变量包括:性别、年龄、民族、是否农村户口、是否来自中西部地区。括号中的数值为省级层面的聚类稳健标准误差。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。表 2 Panel A 中展示结果变量为全年总收入时的一阶段结果。

(二) 简约式结果

1. 个体劳动力市场表现

图 2(b)、图 2(c) 分别描绘了个人劳动力市场表现和高考成绩的关系。图 2(b) 刻画个人 2018 年全年总收入和标准化相对高考成绩的关系。可以发现,首先,年度工资总收入

^① 带宽是局部样本距离断点的距离。带宽越小,对式(3)中 $h(score_{i,year})$ 及控制变量的要求就越少,但也会影响估计准确性。因此最优带宽的确定对于断点回归设计至关重要。然而,虽然非参数估计方法中通过 Imbens and Kalyanaraman(2012)的 IK 法与 Calonico et al.(2014)的 CCT 法确定最优带宽已成为普遍共识,但参数估计方法中最优带宽的确定却往往是基于主观经验的。由于 CCT 方法能够校正过大带宽带来的偏误(Calonico et al., 2014),正文部分采取 CCT 方法辅助确定最优带宽,附录中使用 IK 法调整最优带宽以进行稳健性检验。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

和高考分数总体呈现正相关;更重要的是,收入在一本线分界点处有明显的跳跃,跳跃程度大约为0.2;对应的回归结果展现在表2 Panel B中,从列(2)与列(4)来看,在加入个体控制变量后,“就读重点大学”对于个人的收入仍有显著的正面影响,使用一次项与二次项估计的处理效应分别为1.751与1.921,均在1%统计水平上显著。结合一阶段回归的系数,可以推算“超过一本分数线”的影响为 $1.921 \times 8.4\% \approx 16.1\%$ 。换言之,长期来看,与高考没能上一本线的个体相比,勉强达到一本线的考生在参加工作后,由于增加了这10%的就读重点大学概率,全年各项工作的总收入增加近1.61成,与图2(b)中断点处的跳跃相一致。

图2(c)刻画2018年主要工作每小时工资和标准化相对高考分数的关系。与全年总收入相类似地,我们发现Y值在一本分数线处同样展示了跳跃,表明“超过一本线”对于主要工作的时薪也具有正面的影响,换言之,在排除掉副业所得后,勉强超过一本线的考生在主要工作上具备更大的优势。对应的回归在表2 Panel C中得到了证实,从列(2)与列(4)来看,与未就读重点大学的考生相比,重点大学对工资提升的分解效应为1.648倍(一次项估计)与1.873倍(二次项估计),且均在1%统计水平上显著。相关经典理论可以为这一现象提供解释。重点高校对收入的正面影响,既体现在重点大学的信号作用上,也体现在人力资本积累作用上。换言之,在求职过程中,重点大学为学生提供了名校光环和更好的声誉,帮助学生找到更好的工作;在校期间,重点大学提供了更好的氛围、更优质的资源,培养了学生的工作能力和潜质。

2. 重点大学的代际转移作用

我们继续探索重点大学是否具有针对子女的代际转移和流动作用,即,就读重点大学是否会增加子女就读重点学校的机会。人力资本的代际转移和流动是劳动经济学重要且长久的话题,许多国内外学者都对其做了细致的研究,包括父母受教育程度的代际转移和流动(Bauer and Riphahn, 2007; Lindahl et al., 2015),经济地位和收入的代际转移和流动(Blanden et al., 2007; Lee and Solon, 2009; 王伟同等, 2021; 纪珽和张国峰, 2021),以及非认识因素比如民族认同感和风险偏好的代际转移和流动(Wilhelm et al., 2008; Duncan and Trejo, 2011)。我们注意到,已有文献鲜有研究解释精英教育对于子女的代际转移作用,而探索这一关系,对于已有关于代际转移的文献和教育回报率的文献,都将会是一个重要且有趣的补充。在本文中,我们筛选出有子女的个体样本,并分析了父母就读重点学校与子女就读重点学校概率之间的关系。表2 Panel D的回归结果结合其自身一阶段系数表明,与一本线下的个体相比,一本线上的个体的子女就读重点学校的概率提高了约9%。这为个体就读重点大学后的代际转移作用提供了鲜明的经验证据。

(三) 机制探究

接下来,我们将分别对个人长期劳动收入提升及代际转移的机制进行探究。从个人劳动力市场表现层面来看,已有研究表明,在不同国家和地区、不同的行业,获取研究生学历的群体相较于本科毕业即去工作的群体而言,在劳动力市场上额外获得了“学历溢价”(Waite, 2017; López, 2021)。从人力资本积累角度出发,研究生不仅经历了更高层次的教育,掌握了对应领域更加深入的知识,往往还在学习与科研过程中,掌握更多的“软技

能”,如团队合作、项目管理、时间管理、沟通与协作等。这也使得研究生在劳动力市场上释放了其更加胜任的“信号”(Pericles, 2014)。就读重点大学后,学生是否有意愿、有能力进一步深造,通过获取硕士学位来提升自身人力资本积累?表3 Panel A 汇报了断点回归的分析结果。从列(4)结果来看,就读重点大学对于获取硕士学位概率的系数在1%水平显著,数值为52.3%,对应到一本线处时体现为约5%的提升,表明在一本线左右,同样出现了较为明显的断点,说明就读重点大学的个体进一步获取硕士学历的可能性更高。相关结果能够佐证人力资本积累与信号效应等理论,并丰富了重点大学提升个体劳动力市场表现的机制研究视角。

从代际传递效应来看,现有教育资源相关文献认为,家庭部门在人力资本投资上发挥着重要作用,除了提供必要的学杂费、食宿费等费用以支撑在校教育,还会亲自对子女进行课外辅导,或依据时间、精力、家庭经济负担,有选择性地参与校外辅导班。家庭部门教育投入的数量和质量很大程度上取决于父母偏好、经济条件等家庭因素(张川川和王玥琴,2022)。若父母毕业于重点大学,很大可能会更有意愿、有实力在子女教育上进行更多人力资本投资。在CHIP问卷中,同样设定了子女教育费用相关问题,详细询问2018年花费在每位子女身上的各项教育支出,为我们讨论这一话题提供了较为充分的数据。根据表3 Panel B列(4),父母是否就读于重点大学对子女教育费用总支出存在着显著影响,结合其自身一阶段结果,在控制住父母背景与家庭经济状况后,一本线以上重点大学毕业的父母会比一本线以下非重点大学毕业的父母在子女教育上多支出 $20.85\% \times 1.202 \approx 25.06\%$ 。这一结果表明,重点大学对于个体而言,不仅改变了长期工资表现,还潜移默化地改变了个人思维观念,更加注重子女的受教育结果与家庭整体人力资本积累情况,因此呈现出代际转移的结果。

表3 二阶段结果:机制探究

Panel A. 个人长期劳动收入提升机制分析				
	因变量:是否获得硕士学位			
	(1)	(2)	(3)	(4)
就读重点大学=1	0.599*** (0.132)	0.610*** (0.122)	0.567*** (0.155)	0.523*** (0.154)
二次项	否	否	是	是
个人控制变量	否	是	否	是
省级固定效应	是	是	是	是
带宽	1.118	1.708	1.449	1.652
样本数	1 129; 522	1 572; 571	1 371; 557	1 531; 569
Panel B. 代际转移机制分析				
	因变量:2018年子女教育费用总支出(对数化)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
就读重点大学=1	1.426*** (0.461)	1.212** (0.493)	1.656** (0.716)	1.202** (0.475)
二次项	否	否	是	是

(续表)

	因变量:2018年子女教育费用总支出(对数化)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
个人控制变量	否	是	否	是
省级固定效应	是	是	是	是
带宽	1.258	1.670	1.720	1.930
样本数	328; 143	385; 147	417; 152	821; 281

注:考虑到子女教育支出情况与家庭总体经济支出水平密切相关,Panel B的个人控制变量中除性别、年龄、民族、是否农村户口、是否来自中西部地区外,还加入了当年家庭支出总金额(对数化)。其余同表2。

(四) 断点回归的有效性检验

为验证上述断点回归基本结论的有效性,本文采取以下方式进行稳健性检验:第一,对一本线附近考生的高考成绩进行 McCrary 检验;第二,对其他变量在断点两侧的分布进行考察;第三,对基准回归中带宽的计算方式与范围进行调整。结果表明,驱动变量本身不受人为操纵,其他变量在断点两侧平滑,且调整带宽后结果仍保持显著,论证了本文结论的稳健性与有效性。^①

四、拓展讨论

(一) 精英教育与教育公平

1. 精英教育对教育资源“弱势地区”有更高的回报率

在本小节,我们探索就读重点大学对于不同群体的异质性作用。表4 Panel A与Panel B分别汇报了不同地区考生就读重点大学后的薪资差异。根据Panel A的系数可以直观看到,对于东部的个体而言,“恰好过一本线”带来的收入的断点并不显著;相反的,对于中西部的个体,在一本线处存在显著且远超过整体样本的跳跃($2.366 \times 0.101 \approx 23.9\% > 16.1\%$)。中西部的样本与东部的样本之间存在明显差异(经验 p 值为 0.011,表明两组在 95%水平上存在显著差异)。表4 Panel B则是从城乡视角比较个体接受重点大学教育后长期劳动表现的差异。列(3)和列(4)直观地比较了来自城乡的异质性影响。对于始终为城市户籍的个体而言,重点大学对于薪酬的影响虽然具有一定的经济意义,但不具备统计显著性;而对于农村户籍的个体而言,考上重点大学会对成绩有显著的提升。这一发现也和国际文献中的结果相对应,比如, Angrist and Lavy (1999)和 Lavy and Schlosser (2011)利用以色列学校的数据,分别研究班级规模和同学性别比例对于学生成绩的影响,发现家庭背景较差的学生受到的影响更大,换言之,相关的教育政策对于这部分弱势群体会有更高的回报率。

这一发现与我国高等教育招生政策的倾斜密切相关。随着中国特色社会主义进入新时代,教育政策导向上体现为愈发强调教育公平(罗楚亮和刘晓霞,2018)。总体上,党的

^① 限于篇幅,相关内容见附录。

二十大提出要“促进教育公平”“优化区域教育资源配置”等系列要求。具体来说,教育部近年来下发了一系列文件来进一步提高重点高校招收农村、中西部和贫困地区学生的比例。目前,我国面向农村和贫困地区学生主要有三大专项计划,包括国家专项计划、地方专项计划和高校专项计划,并且三大计划正在逐年持续扩招。除此之外,许多顶尖高校也开展了针对农村和贫困地区考生的定向招生计划,比如清华大学面向边远贫困地区的“自强计划”、北京大学的“筑梦计划”、复旦大学的“腾飞计划”等。这些政策已逐渐成为重点高校招生的一大亮点,同时也带来了许多质疑。比如,就读重点大学对于贫困考生的意义究竟有多大,他们能否适应重点高校激烈竞争的氛围,以及招生计划的倾斜是否有损公平,是否减少了其他考生的机会等。我们的实证结果表明,相比普通考生,就读重点高校对于乡村户籍的考生和中西部地区考生的正面作用更为显著,就读重点大学是一次极其重要的改变他们人生的机会。相比其他考生,这些考生有着较薄弱的家庭背景、更稀少的资源和社会人脉,因此在学习和事业的发展过程中,很少能获得来自家庭和社会的支持,从而,毕业院校的背景和资源就成为他们发展过程中最为重要的因素,包括从重点高校中获得的更优质的教育、更多的技能、更优秀的校友、更好的声誉等。因此,与普通考生相比,就读重点大学对于来自社会中下层的考生具有更高的回报率。总结来说,从重点高校回报率异质性的角度出发,我们的结果为近年来一系列的重点高校招生政策的倾斜,提供了可靠的实证支持。

表4 Panel B的列(4)与列(5)则进一步分析了“农转非”经历对于来自农村个体的影响。在目前为城市户籍的个体中,我们对于其高考前是否有农转非经历进行识别,并将有农转非经历的城市户籍个体与无农转非经历的农村户籍个体在就读重点大学后的薪酬提升幅度进行比较。回归结果表明,有农转非经历的个体在就读重点大学后工资提升效应比始终为农村户籍的个体更高,且两组样本之间存在明显差异(经验 p 值为0.087,表明两组样本的系数在90%水平上有显著差异)。相关研究结果呼应了人力资本积累的生命周期理论,即:在个体的生命周期早期阶段的人力资本积累会对长期收入水平有明显影响(Taber, 2001)。由于城市有着更加优质的教育资源,因此虽然同样是农村户口出身,但学生时期的农转非经历使得这些个体更早地接触到更为优质的教育资源,人力资本积累水平更高,因此即便是同样就读于重点大学,这些有农转非经历的个体在就业后获得了更为明显的提升。

表4 按是否为教育资源的“弱势地区”分组回归结果

	Panel A. 按地区分组 个体薪酬水平		Panel B. 按高考时户籍分组 个体薪酬水平		
	中西部地区	东部地区	城市户籍考生 (无农转 非经历)	农村户籍考 生(无农转 非经历)	城市户籍考生 (此前为农村户 口,高考前有农 转非经历)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
就读重点大学=1	2.366*** (0.380)	-0.736 (1.274)	0.884 (0.755)	1.078** (0.533)	1.785*** (0.457)

(续表)

	Panel A. 按地区分组 个体薪酬水平		Panel B. 按高考时户籍分组 个体薪酬水平		
	中西部地区	东部地区	城市户籍考 生(无农转 非经历)	农村户籍考 生(无农转 非经历)	城市户籍考生 (此前为农村户 口,高考前有农 转非经历)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
二次项	是	是	是	是	是
个人控制变量	是	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是	是
带宽	1.046	1.288	1.278	1.489	0.970
样本数	667; 307	469; 277	267; 131	336; 137	98; 48
经验 p 值	0.011		0.767(3 4) 0.087(4 5)		

注:个人控制变量除性别、年龄、民族外,在不同异质性讨论中存在差异,具体为:Panel A中额外控制是否是农村户口,Panel B中额外控制是否来自中西部地区。经验 p 值用于检验组间的系数差异,通过自体抽样(Boot-strap)1 000次得到。0.767、0.087分别为列(3)与列(4)、列(4)与列(5)进行组间系数差异检验的经验 p 值。其余同表2。

2. 精英教育与社会公平观

自党的十八大以来,公平正义建设被放在了十分突出的地位上,中国特色社会主义的内在要求亦强调公平正义。其中,分配正义对于实现社会公平正义至关重要。解决现阶段的分配正义问题,不仅要从根源上、生产上解决分配问题,力求把“蛋糕”做大,还要在分配的体制机制上给予保障,将“蛋糕”分好。党的十九大强调“促进收入分配更合理、更有序”“缩小收入分配差距”;十九届四中全会进一步提出“重视发挥第三次分配作用,发展慈善等社会公益事业”。我国致力于降低居民收入差距,降低居民相对剥夺感,提升幸福感与获得感,民众对此是否有所感知? 现有文献表明,在收入信息不透明的情况下,收入获得方式、社会地位的自我认知、收入排名预估等因素均会影响到对于社会公平的观念与促进再次分配的意愿(汪良军和童波,2017; Hvidberg et al., 2023)。一方面,高考作为公平的选拔制度,为全国考生的机会公平提供了重要保障;另一方面,接受过重点大学教育的人往往拥有更高的薪水,更易实现社会地位的“跃迁”。那么对于受过重点大学教育的居民而言,他们眼中的社会是否变得更加公平? CHIP问卷同样对于居民公平观进行调查^①。本文对受访者的答案按1—5进行赋分,分数较高,表明受访者认为我国收入差距、财产差距正不断缩小;分数较低则表明受访者认为收入与财富差距正不断拉大。表5列(1)和列(2)分别汇报了是否就读于重点大学对于居民主观收入差距、财富差距的影响。从系数显著性来看,在是否就读于重点大学的两个群体眼中,我国收入差距与财富差距的变化趋势

^① 具体问题为:“三、住户其他情况:(七)有关生活水平的主观问题:问题8-1:您认为,过去五年,我国人与人之间的收入差距在扩大还是缩小;问题8-2:您认为,过去五年,我国人与人之间的财产差距在扩大还是缩小”。答案从1—5分别代表受访者主观的差距水平,1为大幅度扩大,2为小幅度扩大,3为没什么变化,4为小幅度缩小,5为大幅度缩小。

无明显差异,同时系数也不具有经济显著性,表明无论是否曾经就读于重点大学,两类群体在主观上对于社会公平的认知差异并不大,不同群体之间对于社会公平、财富差距的判断也并无明显主观割裂。

表5 第二阶段回归结果:重点大学教育与居民公平观念

	对于我国收入差距的看法	对于我国财产差距的看法
	(1)	(2)
就读重点大学=1	-0.105 (0.335)	0.111 (0.280)
二次项	是	是
个人控制变量	是	是
省级固定效应	是	是
带宽	2.284	2.033
样本数	1 566; 496	1 455; 492

注:考虑到主观对于社会公平的判断与财富能力密切相关,个人控制变量除性别、年龄、民族、是否农村户口、是否来自中西部地区外,还加入了当年家庭支出总金额(对数化)。其余同表2。

(二) 精英教育与高校扩招

随着1999年中央制定了以“拉动内需、刺激消费、促进经济增长、缓解就业压力”为目标的扩招计划,我国高考招生人数连年攀升。高校扩招计划制定的当年,全国普通高校招生160万人,比1998年增加52万人,增幅高达48%;2001年高校录取率首次突破50%;到了2003年,我国普通高校本专科在校人数已达千万。高校扩招一方面有效提升了国民素质,另一方面还起到了发展经济、拉动内需——尤其是教育行业,推迟初次就业时间、缓解就业压力等积极影响,为我国教育、经济、社会领域的发展提供不可忽视的推动力量。但如前所述,关于高校扩招也存在着大学生综合素质下降、教育过度与教育失配等讨论与担忧。这些问题会在一定程度上削减个体接受精英教育所带来的回报。2006年,我国扩招政策发生根本性转变,国务院常务会议提出,高等教育的发展要切实把重点放在提高质量上;根据当前高校的实际情况,有必要适当控制招生增长幅度,相对稳定招生规模。2008年10月,教育部在发布会上首次表示,1999年决定的全国高校大规模扩招太急促,今后高校扩招步伐将放缓。自此,我国高校录取规模由原先高速增长的模式转化为平缓增长,招生人数增长率维持在5%以下的水平。

重点大学带来的高回报率是否会被如此大规模的高校招生人数与相对下降的教育质量所削弱?高校政策发生“由数量到质量”转变后该情况是否有所好转?基于上述政策背景,我们观察了不同年份一本线对于个体薪酬的处理效应。图3表示1998—2013年参加高考的个体2018年时薪在一本线处的断点处理效应系数。从图中可以直观地观察到,在2009年以前,一本线断点处的处理效应系数呈“倒U”形,即:重点大学带来的高回报先上升、后下降,且在2007年以后,即便是个体的高考成绩超过一本线、提高了接受重点大学

教育的概率,在劳动力市场上的表现也并未呈现出明显的优势。而2009年以后,系数有所提高,表明重点大学带来的优势有所回升。这为我国进一步提升高校教育质量提供鲜明的实证证据。

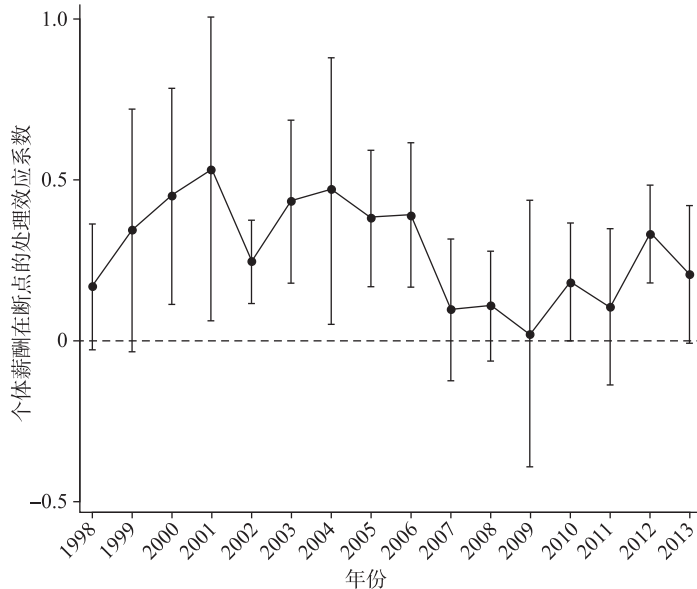


图3 不同年份参加高考个体的薪酬在了一本线断点处理效应系数

五、政策启示

本文使用2018年中国家庭收入调查数据(CHIP)城市样本数据,利用一本线作为断点,探索了就读重点大学对于个人长期发展的影响(包括对个人长期劳动力市场收入以及对子女的代际转移效果)及其原因。同时发现,这些影响在不同地区和家庭背景个体间、乃至不同年份与政策背景下参加高考个体间具有异质性。

本文的结果对于个人发展和政策制定都具有一定的现实意义。从个人发展的角度来看,就读重点大学是众多考生和家长努力追求的目标,本文的结果证明了与非重点大学个体相比,重点大学显著提升了重点大学毕业生的长期薪酬水平,子女也有更高的概率就读重点学校。这进一步佐证了我国实行30多年的高考选拔人才的制度优势,重点扶持部分优质高校,以高考分数为录取依据等政策,显著促进了进入重点高校的学生的全面、长远发展。从政策制定的角度来看,高水平大学建设是我国教育领域的一大工程,继“985工程”“211工程”后,我国正在启动世界一流大学和一流学科建设工程(“双一流”),双一流建设是提升中国高等教育综合实力和国际竞争力的有力保障,也是实现中国梦的有力支撑。引致高校扩招政策存在一定不利影响的重要原因之一在于教育规模扩大下精英教育模式的下滑,而各类高水平大学建设工程,尤其是“双一流”工程,着重在高校与学科两种维度发力,提高高等学校人才培养、科学研究、社会服务和文化传承创新水平,培养出具备强大竞争力的人才。重点大学的教育回报率在我国教育政策导向为注重质量后再次显著高于

非重点大学,这一结论为高水平大学建设工程提供了实证支持。此外,近年来,我国重点高校招生名额分配更多向中西部地区倾斜,引发了社会普遍的关注,也受到诸多质疑,而本文发现重点大学的回报率在中西部地区与农村户籍的个体上更为明显,这为重点大学促进教育公平与优质教育资源可及性、制定招生倾斜相关政策提供了经验支持。

受到数据的限制,本文的分析尚未论证重点大学正面作用的更多具体机制,比如,正面作用可能来自重点大学有更优秀的同学和校友(同群效应),或来自重点大学有更优质的师资、更丰富的硬件和资源,又或来自重点大学在就业市场上良好的声誉等。检验这些机制,分解不同机制所占的比重,对于相关政策的制定具有重要的意义。此外,由于本文的研究是局部研究,未考虑资源的配置效率,因此并未讨论将教育资源投向非重点大学的结果。我们期待未来的研究可以进一步探索这些问题。

参考文献

- [1] Abdulkadiroğlu, A., J. Angrist, and P. Pathak, “The Elite Illusion: Achievement Effects at Boston and New York Exam Schools”, *Econometrica*, 2014, 82(1), 137-196.
- [2] Angrist, J. D., and V. Lavy, “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(2), 533-575.
- [3] Angrist, J. D., and J. S. Pischke, *Mastering’ Metrics: The Path from Cause to Effect*. Princeton University Press, 2014.
- [4] Arcidiacono, P., E. M. Aucejo, and V. J. Hotz, “University Differences in the Graduation of Minorities in STEM Fields: Evidence from California”, *American Economic Review*, 2016, 106(3), 525-562.
- [5] Arcidiacono, P., P. Bayer, and A. Hizmo, “Beyond Signaling and Human Capital: Education and the Revelation of Ability”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4), 76-104.
- [6] Bauer, P., and R. T. Riphahn, “Heterogeneity in the Intergenerational Transmission of Educational Attainment: Evidence from Switzerland on Natives and Second-Generation Immigrants”, *Journal of Population Economics*, 2007, 20, 121-148.
- [7] Bianchi, N., Y. Lu, and H. Song, “The Effect of Computer-Assisted Learning on Students’ Long-Term Development”, *Journal of Development Economics*, 2022, 158, 102919.
- [8] Blanden, J., P. Gregg, and L. Macmillan, “Accounting for Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education”, *The Economic Journal*, 2007, 117(519), C43-C60.
- [9] 蔡伟贤、沈小源、陈淋铃,“营养改善计划的人力资本提升效应研究——基于全国人口普查微观数据”,《数量经济技术经济研究》,2022年第10期,第150—169页。
- [10] Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs”, *Econometrica*, 2014, 82(6), 2295-2326.
- [11] Cook, T. D., “‘Waiting for life to arrive’: A History of the Regression-Discontinuity Design in Psychology, Statistics and Economics”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), 636-654.
- [12] 丁相元、张子尧、黄炜,“大学教育的社会回报——扩招与人力资本外溢效应”,《经济学》(季刊),2024年第2期,第412—430页。
- [13] Duncan, B., and S. J. Trejo, “Intermarriage and the Intergenerational Transmission of Ethnic Identity and Human Capital for Mexican Americans”, *Journal of Labor Economics*, 2011, 29(2), 195-227.
- [14] Gelman, A., and G. Imbens, “Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(3), 447-456.

- [15] Hoekstra, M., "The Effect of Attending the Flagship State University on Earnings: A Discontinuity-Based Approach", *The Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(4), 717-724.
- [16] Hvidberg, K. B., C. T. Kreiner, and S. Stantcheva, "Social Positions and Fairness Views on Inequality", *Review of Economic Studies*, 2023, 90(6), 3083-3118.
- [17] Imbens, G., and K. Kalyanaraman, "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator", *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(3), 933-959.
- [18] Imbens, G. W., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), 615-635.
- [19] 纪珽、张国峰, "代际间职业流动、劳动力配置与中国的劳动生产率", 《世界经济》, 2021年第5期, 第105—129页。
- [20] Jia, R., and H. Li, "Just above the Exam Cutoff Score: Elite College Admission and Wages in China", *Journal of Public Economics*, 2021, 196, 104371.
- [21] 亢延锬、侯嘉奕、陈斌开, "教育基础设施、人力资本与共同富裕", 《世界经济》, 2023年第7期, 第140—164页。
- [22] Lavy, V., and A. Schlosser, "Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3(2), 1-33.
- [23] Lee, C. I., and G. Solon, "Trends in Intergenerational Income Mobility", *The Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(4), 766-772.
- [24] Lee, D. S., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48(2), 281-355.
- [25] Lindahl, M., M. Palme, S. S. Massih, and A. Sjögren, "Long-Term Intergenerational Persistence of Human Capital an Empirical Analysis of Four Generations", *Journal of Human Resources*, 2015, 50(1), 1-33.
- [26] 刘瑞明、焦豪、石阳、毛宁, "高校招生均等化政策改革与生源质量提升", 《经济研究》, 2021年第7期, 第178—194页。
- [27] López, J. A. V., "Inequality, Postgraduate Salaries and Salaries Over 30-40 Thousand Pesos in Mexico", *Universal Journal of Finance and Economics*, 2021, 73-86.
- [28] 罗楚亮、刘晓霞, "教育扩张与教育的代际流动性", 《中国社会科学》, 2018年第2期, 第121—140+207页。
- [29] 马光荣、纪洋、徐建炜, "大学扩招如何影响高等教育溢价?", 《管理世界》, 2017年第8期, 第52—63页。
- [30] MacLeod, W. B., and M. Urquiola, "Reputation and School Competition", *American Economic Review*, 2015, 105(11), 3471-3488.
- [31] McGuinness, S., "Overeducation in the Labour Market", *Journal of Economic Surveys*, 2006, 20(3), 387-418.
- [32] 缪宇环, "我国过度教育现状及其影响因素探究", 《统计研究》, 2013年第7期, 第48—54页。
- [33] Pericles, R. A., S. Greener, T. Bourner, and M. Sheehan, "Human Capital or Signalling, Unpacking The Graduate Premium", *International Journal of Social Economics*, 2014, 41(5), 420-432.
- [34] Sacerdote, B., "Peer Effects with Random Assignment: Results for Dartmouth Roommates", *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(2), 681-704.
- [35] Sekhri, S., "Prestige Matters: Wage Premium and Value Addition in Elite Colleges", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2020, 12(3), 207-225.
- [36] 宋弘、陆毅, "如何有效增加理工科领域人才供给? ——来自拔尖学生培养计划的实证研究", 《经济研究》, 2020年第2期, 第52—67页。
- [37] 宋弘、罗吉罡、黄炜, "教育扶贫与人力资本积累:事实、机制与政策含义", 《世界经济》, 2022年第10期, 第3—27页。
- [38] Taber, C. R., "The Rising College Premium in the Eighties: Return to College or Return to Unobserved Ability", *The Review of Economic Studies*, 2001, 68(3), 665-691.
- [39] Waite, S., "Postgraduate Wage Premiums and the Gender Wage Gap in Canada", *Canadian Journal of Higher Education*, 2017, 47(2), 156-187.
- [40] 汪良军、董波, "收入不平等、公平偏好与再分配的实验研究", 《管理世界》, 2017年第6期, 第63—81页。

- [41] 王伟同、周洪成、张妍彦,“看不见的家庭教育投资:子女升学压力与母亲收入损失”,《经济研究》,2021 年第 9 期,第 73—89 页。
- [42] Wilhelm, M. O., E. Brown, P. M. Rooney, and R. Steinberg, “The Intergenerational Transmission of Generosity”, *Journal of Public Economics*, 2008, 92(10-11), 2146-2156.
- [43] 吴要武、赵泉,“高校扩招与大学毕业生就业”,《经济研究》,2010 年第 9 期,第 93—108 页。
- [44] 邢春冰,“教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例”,《经济学》(季刊),2014 年第 1 期,第 207—232 页。
- [45] 张川川、王玥琴,“教育减负、家庭教育投入与教育不平等”,《管理世界》,2022 年第 9 期,第 83—97 页。

How Can Reading Change Fate? An Investigation Based on the Long Term Returns of Elite Education

LI Yifei

(Journal of Management World)

LIU Haiqi

(Renmin University of China)

LI Jing*

(University of International Business and Economics)

Abstract: With the 2018 China Household Income Survey data and a regression discontinuity design method, attending a key university is found to significantly increase an individual's long-term labor market income, and it also has an intergenerational transfer effect on his children. The increase in the probability of an individual's pursuit of further education and in his expenditure for the children's education provides explanations for these effects respectively. This significant positive effect is more pronounced for individuals from rural and western regions, and is also affected by university construction policies, e.g., enrolment expansion policies.

Keywords: education returns of key universities; educational fairness; high level university construction

JEL Classification: H52, J31, O15

* Corresponding Author: LI Jing, University of International Business and Economics, No.10 Huixin Dongjie, Chaoyang District, Beijing 100029, China; Tel:86-15801517523; E-mail:jingli@uibe.edu.cn.