

国有部门和非国有部门 教育回报率差异的新特征

——基于大学扩招政策的断点回归设计分析

戴思源

[摘要] 以1999年开始实施的大学扩招为政策断点, 研究显示, 在2011年以后的城镇劳动力市场中, 国有部门劳动者的教育回报率已不低于非国有部门, 其教育回报率亦表现出“马太效应”的特征, 即高收入劳动者拥有更高的教育回报率。对此现象, “部门竞争假设”的解释是, 中国劳动力市场化改革促进了国有部门引入市场化劳动激励模式以吸引劳动者。于是, 在国有部门中, 传统“共享式”工资分配模式被市场化的激励模式逐渐取代。国有部门在和非国有部门教育回报率差异缩小的同时, 优质劳动者的教育回报率水平提升幅度也快于一般基层劳动者。总的来说, 中国城镇劳动力市场改革的逐渐深化, 有利于打破制度壁垒, 优化资源配置, 完善市场结构, 提高劳动者的教育回报。但也应注意到单纯依靠市场机制, 并不能缓解相对贫困问题, 并可能会加剧贫富分化, 让基层劳动者处于不利的市场地位中。因此, 除了应给予更多低收入家庭以教育机会外, 也需注重改善劳动力市场中低收入群体的劳动激励机制。

[关键词] 城镇劳动力市场; 大学扩招; 教育回报率; 市场转型; 断点回归设计

一、问题的提出

在近40年里, 中国以高速的增长方式, 实现了举世瞩目的经济成就。毫无疑问, 不断推进的经济体制改革和与之同期展开的教育扩张是中国在当前

[收稿日期] 2021-06-03

[基金项目] 国家社科基金项目“大都市底层群体的社会空间及治理路径研究”(17BSH018); 中国博士后科学基金“中国家长教育焦虑及其社会结构性影响机制研究”(2021M691802)

[作者简介] 戴思源, 清华大学社会科学学院、数据治理研究中心, 电子邮箱地址: siyuanted@163.com。

能保持长期发展的两大重要动力。体制改革让市场在资源配置上发挥了主要作用,提高了经济效率(林毅夫等,1994)。教育扩张则为大规模经济产业的转型升级提供了重要的人力资本支持(刘生龙等,2016)。在经济体制改革方面,不同于东欧前社会主义国家的激进转型,中国的经济改革走的是一条渐进式道路。在城镇劳动力市场中,体制因素长期以来被认为是分割劳动力部门的重要条件(Zang, 2002)。虽然市场化改革在不断推动着劳动者整体教育回报率的上升(Nee, 1989),但是在国有经济主导的劳动部门中,传统的再分配政策对劳动者的教育回报起着限制作用(Zhou, 2000)。因此,在转型过程中的中国城镇劳动力市场,国有部门与非国有部门的劳动者教育回报率有着显著的不同。

总结现有关于部门分割与教育回报之间关系的文献,研究者在劳动力市场转型过程中的市场化结构特征上存在不同的认知,并体现在城镇劳动者的教育回报率在国有部门与非国有部门孰高孰低的推断上。以倪志伟为代表的市场转型论者强调,因为在中国劳动力市场的转型过程中,以教育为代表的人力资本因素发挥了更大的作用,所以市场中的教育回报率是要高于公有单位的;又由于中国市场化始于制度结构的边缘,因此人力资本对基层的直接生产者收入的影响显得格外突出(Nee, 1989)。但是在实证研究中,一部分的研究者认为,由于在改革后的城镇劳动力市场中不同劳动力部门之间既是统一的,也是竞争的,因此,随着市场化改革的不断推进,当社会总体教育回报率在不断增加时,国有部门和非国有部门的差异也会逐渐缩小(Zhang et al., 2005; 蔡昉, 1998);相较于基层直接生产者,稀缺性让高素质人才在城镇劳动市场中得到了更大的人力资本回报(张车伟和薛欣欣, 2008)。中国改革开放政策已执行四十多年,辩清目前市场中教育回报率的结构差异,显然对于评估当前城镇劳动力市场的变化趋势,并提出相应的劳动力市场政策有着积极与现实价值。

基于CGSS和CLDS混合截面数据(2011—2015年),本文利用高等教育扩张政策对于劳动力教育获得的断点效应特征,分析在当前市场转型的深化时期城镇劳动力市场中教育回报率的市场结构差异。本文实证部分的主体采用断点回归设计(Regression Discontinuity Design)的研究方法。该方法作为一种“准实验”的研究策略,可以在没有随机性的情况下识别出扩招政策的影响效果,将其视作工具变量,可判断国有与非国有劳动力部门的教育回报率差异。

二、理论与假设

为保证人力资本供给的长期稳定,用人单位是否能提供具有市场竞争力的收入回报在转型过程中的劳动力市场显得越来越重要。传统的人力资本理论指出,在竞争市场中,个人的收入回报与以受教育水平为代表的人力资本密切相关,前者可以被看作后者的市场反应结果。然而,在现实中,劳动力市场并非是完全竞争的,其会受到社会文化与制度等多方面因素的影响。因此,劳动力市场中存在着部门分割现象,并导致人力资本的回报率出现显著的市场结构差异(Piore, 1975)。这也便意味着,教育回报率对理解劳动力市场的结构及其配置效率的部门差异有着重要的指标价值(Chen and Hamori, 2009)。

大量的经验研究证明,在中国城镇劳动力市场中存在着包括所有制性质(Zang, 2002)、户籍(城乡)(柳建坤, 2017)、性别(杨菊华, 2020)、产业(张展新, 2004)以及教育(吴愈晓, 2011)等多种形式的分割。其中,又以所有制性质为代表的部门分割被认为与市场转型进程的联系最为密切。

在市场化改革之初的20世纪80年代,国有部门占据垄断地位,新兴的非国有企业尚处于成长初期,规模普遍较小,竞争力有限。然而,在90年代之后,随着中国市场转型的推进,国有单位所提供的新增就业机会逐渐减少,与此同时,大量城市青年劳动力在非国有企业中实现了就业(梁玉成, 2006)。这主要是由于国有部门在职工福利和保障等方面所承受的政策负担逐渐增加,连同逐渐恶化的绩效体系引起了劳动力部门的整体萎缩(林毅夫等, 1994)。此外,转型后市场机会的增加让非国有部门能吸纳更多的城镇劳动者(Gerber, 2002)。特别是在1994年的国企改革与1996年的大学生毕业分配制度取消之后,劳动力流动的制度壁垒在形式上被打破了(边燕杰等, 2006)。然而,因为中国经济体制改革所采取的是国家主导的渐进转型模式,所以国有部门仍然在中国的城镇劳动力市场中占据着重要部分。图1显示了2010年以后城镇劳动力市场的所有制占比特征及其变化。总的来说,虽然新增就业机会主要来自于非国有部门,但是国有部门(党政机关、事业单位和国有企业)的就业人数仍大致持平(维持在6300万上下),并占据着不可忽略的比例。事实上,由于公有制经济在社会主义市场经济体制中占据主体地位,因此在整个转型过程中,国有劳动力部门的重要性也不会发生颠覆性的变化。

(一)市场转型假设

在改革开放以后,随着市场机会的不断出现,新生的体制外劳动力部门得到了迅速的拓展,从而在城市中形成了基于所有制分割的二元劳动力部门

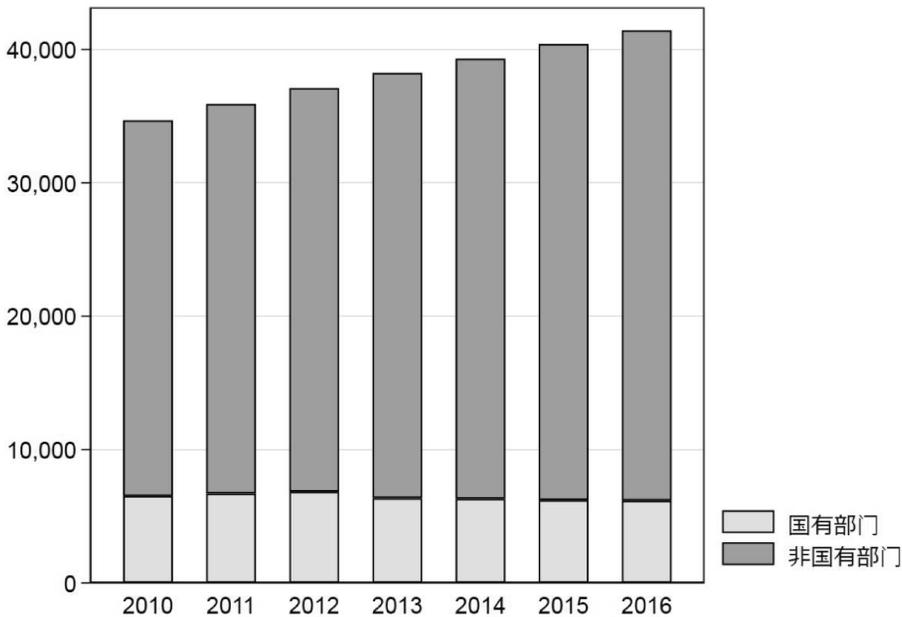


图1 城镇劳动力市场中的劳动力部门结构变化(2010—2016年)(单位:万人)

注:数据根据国家统计局出版的相关年份的《中国统计年鉴》进行整理得到。

(蔡昉, 1998)。Nee(1989)通过对改革开放后福建农村家庭住户收入的变化,提出了对理解社会主义国家经济转型极具理论贡献价值的市场转型理论。在人力资本回报变化的议题上, Nee(1989)认为, 因市场刺激, 人力资本回报率会显著提升, 并且这种变化首先出现于社会结构底层的直接生产者上。国有部门由于距离市场更远, 因此其教育回报率要低于非国有部门(李实和丁赛, 2003)。这一方面是由于在政策调整后, 国家减少了对部分国有单位的资源倾斜, 硬化了预算约束, 在导致这些单位赢利空间减少的同时, 职工收入也不得不跟着锐减(Bian and Zhang, 2002)。另一方面, 随着非国有部门中的企业对国家税收贡献的不断增长, 国家所制定的政策也从控制市场规模转到鼓励市场扩张, 这一转向也自然引起市场中教育回报率的不断增长(Zhou, 2000)。假设1A延续了市场转型理论的逻辑, 对当前城镇劳动力市场中教育回报率在国有部门和非国有部门的差异进行了假设, 即: 在当前的城镇劳动力市场中, 国有部门的教育回报率要低于非国有部门的教育回报率。

受到“农民工进城”和“国企职工下岗”的连续冲击, 资本和雇方在劳动力市场博弈中逐渐占据优势地位。在劳动力供给结构上, 高素质劳动者在市场中相对稀缺, 低端劳动力长期处于“供大于求”的状态, 其人力资本的市场价值被压低了。在城镇劳动力市场中, 这表现为教育回报的边际效益递增, 并

导致城镇劳动者收入的“马太效应”(张车伟, 2006)。

虽然市场中劳动者的教育回报表现为“马太效应”, 但市场转型假设的支持者指出, 由于国家权力依然主导国有单位的运作逻辑, 因此, 在计划经济时代所传承的再分配政策对单位中人力资本的回报机制依然发挥着调整作用。具体来说, 国有部门劳动者的收入是要受到单位经济共享制度的约束, 其会限制单位内部劳动者的收入差距(Xie and Hannum, 1996)。此外, 一些国有部门的劳动者还可以从其与国家权力的距离中获得直接收益(Bian and Logan, 1996; 郝大海和李路路, 2006)。换句话说, 虽然在国有部门中的高收入劳动者需要面对更强的再分配政策约束, 但收入渠道的多元化, 使得他们对于较低的教育回报率也有着比较强的承受力。谢宇和吴晓刚(2005)通过分层异质性倾向方法就发现, 虽然高素质劳动者更能利用机会结构在市场中获得更高的人力资本回报, 但是国有部门对他们仍更具吸引力。沿着此逻辑讨论国有部门和非国有部门中教育回报率的分层结构差异, 本文推出假设1B: 在当前的城镇劳动力市场中, 不同于非国有部门, 教育回报率的“马太效应”在国有部门中并不显著。

(二)部门竞争假设

虽然在计划经济时代, 教育回报率长期处于较低的水平, 但这并不代表国有单位及其背后的国家权力有意忽视人力资源价值。事实上, 为了尽可能在短时间内获得实现工业化的技术人才, 新中国成立后, 政府便开展了大量有关教育的投资建设(Hannum, 1999)。因此, 周雪光(1996)认为, 在这一时期, 国家对人力资本的配置方式上只是与当前的市场主导机制不同而已, 即以计划配置与单位人事组织关系所形成的刚性壁垒来控制劳动力流动。除此之外, 国家也会通过以集体福利等收入替代方式以满足劳动者的生活需求(边燕杰等, 1996)。随着改革开放政策的推进, 国家不断出台各种旨在发展经济和增加绩效的改革(杨宏星和赵鼎新, 2013)。于是, 公有单位便需要适应与依靠市场机制, 以吸引足够人力来保证绩效成绩。

在社会科学的讨论中, 宏观的社会环境对理论假设的适用范围起着限定作用。前述支持市场转型假设的研究数据的覆盖范围大多集中在20世纪80年代、90年代和21世纪初。种种迹象表明, 在经历诸如“入世”、“金融危机”等全球化关键性事件后, 市场机制在中国劳动力资源配置环节上的作用越来越突出。比如, 利用中国综合调查数据(CGSS), 刘精明(2006)发现在2000年之后的劳动力市场中, 人力资本在国有部门的工资决定中已发挥了决定性的作用, 国有部门中教育回报率的增长速度也已显著地快于非国有部门。

李骏(2016)亦发现,在2012年的城镇劳动力市场中,所有制分割对劳动力收入回报的影响已经弱化甚至消失。因此,形成于市场转型初期的理论假设对于当前中国城镇劳动力市场是否仍具有解释力显然需要再检验。

在20世纪90年代后,受国家工资机制的制约与国家福利的弱化,国有部门出现了以“下海”和“下岗”为代表的劳动力流失。毫无疑问,若任凭这一现象的持续,国家对于地方经济事务和市场经济改革进程的管控必然会受到削弱。而从社会功能主义的视角来看,人力资本回报的提升不仅能保证单位内部必要的竞争秩序,也能让公有单位在劳动力市场中取得相应的人力资源的竞争主导地位(刘精明,2006)。于是,在国有部门中劳动力激励的市场化成为20世纪90年代的单位人事改革的重要发展方向。又由于在前期的经济体制改革中,赢利能力较差的体制单位大多已被筛选、淘汰,因此,当前由国家所直接控制的劳动单位,大多数是由国家和地方财政直接负担的党政机关与事业单位和在垄断行业中维持着较高利润水平的大型国企。因为掌握或分配着社会重要资源,所以,这些单位的教育回报率显著地高于那些处于完全竞争的市场单位(郝大海和李路路,2006)。事实上,在一些西方成熟的劳动力市场中,国有部门中的人力资本回报率并不低于市场,因为前者仍然能利用所掌握的国家资源来保护所属劳动者的利益(Lewin-Epstein and Semyonov, 1994)。在我国,从劳动力流动上看,公有单位仍有很强大的吸引优势(梁玉成和何蛟龙,2021)。基于劳动力市场中的竞争关系与公有单位的资源优势,我们推出假设2A:在当前的城镇劳动力市场中,体制内的教育回报率不低于体制外的教育回报率。

在统一的劳动力市场中,基于稀缺程度的差异性,国有部门与非国有部门对劳动力资源的争夺,显然也将由高端至低端而逐步出现。张车伟和薛欣欣(2008)利用系数分解法发现,在城镇劳动力市场中,“制度溢价”主要体现在低收入的劳动者之上,国有部门中的低收入者更有机会因单位的“共享式”分配模式而获得额外收入。换句话说,在统一的竞争市场中,国有部门中的高收入劳动者的流动性要高于低收入劳动者。因此,公有单位若要保证劳动力结构的长期稳定,其必然需要提高对于高收入劳动者的教育回报率。这在收入结构上表现出边际效益的递增,即假设2B:在当前的城镇劳动力市场中,和非国有部门相似,教育回报率的“马太效应”在国有部门中显著存在。

三、数据、变量和方法

(一)数据

本文所使用的数据分别来自中国综合社会调查(CGSS)2011年、2012年、2013年和2015年数据,以及中国劳动力动态调查(CLDS)2014年的数据。CGSS和CLDS数据都是在全国范围内采用分层抽样的方法进行问卷信息的收集工作。调查均询问了文章所需的相关人口学特征、工作单位和收入等信息。根据研究需要,文章将这些数据组合为混合截面数据。相比于单一的横截面数据,混合截面数据增加了样本容量,并扩大了研究代表性,有利于提高研究的效度与信度。

本文将样本仅限于在受访时仍在劳动力市场中工作的城镇户籍劳动者。农村户籍劳动者虽然在城镇劳动力市场中也占有相当大的比例,但其工作在城乡两个劳动力市场中具有较强的流动性与季节性特点。在无法确保问卷中农业户口劳动者城镇就业收入的前提下,研究未将农村户口的劳动者纳入研究样本的范围内。此外,在筛选研究样本时,研究样本还排除了在校学生、失业退休人员和未进入城镇劳动力市场及信息填写不完全的个人。在政策所影响的年龄断点确定上,初帅和孟凡强(2017)基于刘德寰和李雪莲(2015)的研究将扩招政策的影响人群断点设定在1981年7月。但事实上,刘、李的研究旨在说明7月与8月出生的孩子在教育表现上的弱势是由于他们在当年次入学孩子中处于生理发育的弱势,而非初、孟两人所认为的提前入学。高校扩招政策正式颁布是1999年6月,入学时间则为当年9月,本文将政策所影响的人口断点定在1981年9月出生的个体之上。借鉴以往研究,模型样本被进一步限定在受政策影响前后10年左右的出生个体,即出生于1971年1月至1992年12月之间的出生个体。比较来说,在1971年之前出生的劳动者,其教育经历会受到“文革”等时代环境的影响;在1992年之后出生的样本大多在数据收集时因年龄与教育因素还未完全进入到劳动力市场中。经过上述筛选,研究得到样本6254人。

(二)主要变量说明

本文的因变量是个人年收入水平,采用受访者上一年的年收入作为研究指标。由于数据横跨2011—2015年各个时间段,又考虑到历年的通货膨胀水平,因此我们以2011年数据为基点,利用国家统计局公布的当年消费者物价指数对收入进行了调整。在模型中,收入已进行了对数化处理。在劳动力部

门的界定上, 本文将政府机关、事业单位和国有企业视为国有部门, 集体企业、民营、“三资”、基层社会组织以及个体户定义为非国有部门。个人的教育水平变量以受访者的受教育年限来代表。此外, 本文还加入了年龄、性别、收入、民族、婚姻状态、中共党员身份和地区作为控制变量。表 1 展示了各变量的描述性统计。

表 1 显示, 在城镇劳动力市场中, 国有部门的劳动者收入水平总体上要高于非国有部门。受教育年限上, 国有部门也平均高于非国有部门, 二者的总体水平都已经在高中阶段之上。年龄、性别和民族成份上, 两个劳动力部门间的差异并不大。在国有部门中的中共党员数量要明显高于非国有部门。在婚姻结构上, 国有部门中的已婚比例更高。

(三)方法

1. OLS 模型

基于经典研究, 本文首先利用 OLS 模型推导明瑟拓展方程:

$$\ln(Y_i) = \beta_1 edu_i + \beta_k Z_i + \epsilon \quad (1)$$

其中 $\ln(Y_i)$ 是个体 i 的收入对数, edu_i 为个体 i 的受教育年数, Z_i 代表了其他的相关控制变量, 这些变量包括: 年龄及其平方项, 性别、民族、党员身份、婚姻状态、地区以及调查时间等。

2. 断点回归设计

近些年来, 许多研究以制度变量作为教育的工具变量, 来消除对教育回报率估计的内生性偏误。例如, 刘生龙等(2016)以义务教育法的实施为指针变量, 采用断点回归设计(RDD)的方法对中国城镇劳动力市场的教育回报率进行测算。他们的研究发现, RDD 法能避免 OLS 模型在相关研究中所暴露的统计低估现象。这主要归功于 RDD 法在方法论处理上可被视为一种“准实验”研究。通过对模型中数据带宽的调整, RDD 法能实现对政策冲击所产生的局部处理效应(LATE)的估计, 进而能更好地处理传统 OLS 研究中所遇到的内生性问题。

随着时间的推移, 义务教育法的政策效应在逐渐减弱, 但高等教育扩招政策的影响是在逐渐增强的。因此, 在讨论当前劳动力市场的教育回报特征时, 显然后者有着更强的指标意义。在 2000 年进行的全国“五普”调查中, 拥有大学专科以上教育程度的人数仅占全国 6 岁以上人口的 3.8% 左右。^① 但在以 1999 年《面向 21 世纪教育振兴行动计划》政策出台为起点的大学扩招之后,

^① 数据整理于《中国 2000 年人口普查资料》, <http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/5rp/index.htm>。

市场中高学历劳动者的规模迅速扩大。高校招生规模从1999年到2009年的10年中扩张了4倍,与此前22年(1978—1999年)的增幅相当(姚先国等,2013)。鉴于断点回归设计作为一种新兴方法的研究优势和大学扩招政策的教育断点属性,本文将大学扩招政策作为断点回归设计的研究指标,检验前文所提的相关理论假设。

高校扩招政策本身并不具有强制性,即政策的实施是提高个人获得高等教育的可能性。此外,高校扩招是一个渐进的过程。扩招当年的入学比例提高了47%。此后数年,扩招比例亦保持在两位数的增长,高等教育的毛入学率从1998年的9.76%提升到2016年的40.0%(魏晓艳,2017)。因此,本文采用模糊断点回归(Fuzzy RD),而非尖锐断点回归(Sharp RD)。研究以2SLS方法进行参数估计,其模型表达式为:

$$\ln y_i = \delta_0 + \delta_1 * \exp ansion + h(cutoff) + \epsilon_i \quad (2)$$

$$edu_i = \beta_0 + \beta_1 * \exp ansion + g(cutoff) + \gamma_i \quad (3)$$

此外,教育回报率的方程表达式为:

$$\ln y_i = \alpha_0 + \alpha_1 * edu_i + f(cutoff) + \mu_i \quad (4)$$

其中, $h(\cdot)$ 、 $g(\cdot)$ 和 $f(\cdot)$ 为驱动变量(forcing variable)的平滑函数, $h(\cdot)$ 、 $g(\cdot)$ 和 $f(\cdot)$ 为分界点(cutoff=1981年9月)两边的低阶多项式模型,在分界点两边的模型假定保持相同的阶数,但有着不同的斜率。方程(4)中教育回报的工具变量估计系数是方程(2)与方程(3)的估计系数的比值,即 $\alpha_1 = \delta_1 / \beta_1$ 。根据前文所述,在分界点之前出生的样本,被设为研究的参照组,扩招虚拟变量为0;在分界点之后出生的为研究的处理组。

表1 城镇劳动力市场中劳动者的描述性分析

变量	国有部门		非国有部门	
	均值	标准差	均值	标准差
收入对数	10.439	0.670	10.399	0.891
受教育年数	14.764	2.313	12.951	3.019
年龄	33.963	5.696	33.426	5.985
男性	0.543	0.498	0.521	0.500
汉族	0.920	0.272	0.948	0.223
中共党员	0.328	0.470	0.095	0.293
已婚	0.793	0.405	0.734	0.442
地区				
东部	0.524	0.499	0.621	0.485

续表

变量	国有部门		非国有部门	
	均值	标准差	均值	标准差
中部	0.251	0.434	0.236	0.425
西部	0.225	0.417	0.143	0.350
调查年份				
2011	0.078	0.269	0.082	0.275
2012	0.209	0.407	0.214	0.410
2013	0.214	0.410	0.214	0.410
2014	0.328	0.469	0.321	0.467
2015	0.171	0.377	0.169	0.375
样本数	2551		3703	

当然，本研究成立的重要前提在于高等教育扩张政策是否能成为个人教育年数变化的有效工具变量。已有研究的发现均认为扩招确实能够显著的解释受访者教育年数的提升，且无其他证据表明扩招政策的实施与个人的收入增加有着直接的关系。因此，研究的前提预设可被看作是成立的。

四、实证结果

(一) OLS 模型估计的验证结果

表 2 汇报了城镇劳动力市场中不同所有制劳动力部门教育回报率的 OLS 估计结果。模型 1A 和模型 2A 反映出，非国有部门的教育回报率要高于国有部门。模型 1B 和模型 2B，则是在模型 1A 和模型 2A 的基础上，添加了性别、民族、婚姻状态和党员身份等控制变量，非国有部门的教育回报率优势仍然不变。结果支持了市场转型理论的假设 1A，而非部门竞争假设所推出的假设 2A。

研究进一步地比较了收入水平与教育回报率之间的关系，通过分别将两个劳动力部门中高于和低于部门中位数收入的群体进行分组回归，来观察其中的差异。在非国有部门中，高收入组的教育回报率显著高于低收入组。这一结果验证了以往的研究结论，非国有部门的劳动者间，教育回报表现为“穷者越穷，富者越富”的马太效应结果。在国有部门中，低收入组的教育回报率为 4.2% ($p < 0.05$)，然而高收入组的教育年数对收入的影响系数虽然略高于低收入组，但并不显著。OLS 模型数据结果显示在当前的城镇劳动力市场中

(2011—2015年),教育回报率的“马太效应”在国有部门中并不显著存在。结果亦是支持了市场转型理论的假设1B,而不是假设2B。

表2 城镇劳动力市场中的教育回报率(OLS)

	国有部门				非国有部门			
	模型1A	模型1B	低50%	高50%	模型2A	模型2B	低50%	高50%
受教育年数	0.088** (0.013)	0.086** (0.013)	0.042** (0.009)	0.047 (0.019)	0.105** (0.021)	0.106** (0.019)	0.036*** (0.002)	0.053* (0.013)
年龄	0.182** (0.028)	0.164** (0.032)	0.143** (0.023)	0.075 (0.034)	0.213*** (0.011)	0.181*** (0.013)	0.110* (0.029)	0.086 (0.039)
年龄平方	-0.002** (0.000)	-0.002** (0.000)	-0.002** (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.002* (0.000)	-0.001 (0.001)
男性		0.172* (0.045)	0.063 (0.026)	0.044 (0.017)		0.337** (0.037)	0.162* (0.042)	0.142** (0.029)
汉族		0.096 (0.072)	0.120 (0.092)	-0.093 (0.053)		0.193*** (0.011)	0.183* (0.055)	0.033 (0.036)
已婚		0.038 (0.037)	0.034 (0.044)	-0.019 (0.012)		0.112** (0.024)	0.063 (0.024)	0.033** (0.007)
中共党员		0.076* (0.019)	0.061 (0.024)	0.016 (0.009)		-0.034 (0.062)	-0.010 (0.038)	-0.060 (0.040)
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调查年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数	5.744** (0.733)	5.870** (0.807)	6.538*** (0.240)	8.869*** (0.784)	5.241*** (0.342)	5.364*** (0.378)	7.215*** (0.544)	8.649*** (0.810)
R^2	0.230	0.252	0.163	0.118	0.214	0.253	0.133	0.087
样本数	2551	2551	1289	1262	3703	3703	1878	1825

注:括号中的数值表示以东中西部划分的区域聚类的标准误差;*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

需要注意的是,OLS模型中的内生性问题仍然可能导致上述推论出现估计偏差,进而影响到统计结论的稳健性。此外,高校扩招政策对于教育回报率的影响效果与机制,显然也是一个值得讨论的问题。因此,在下一部分中,本文将采用断点回归的方法对前文假设进行再检验。

(二) 断点回归估计的验证结果

1. 高校扩招政策的局部平均处理效应

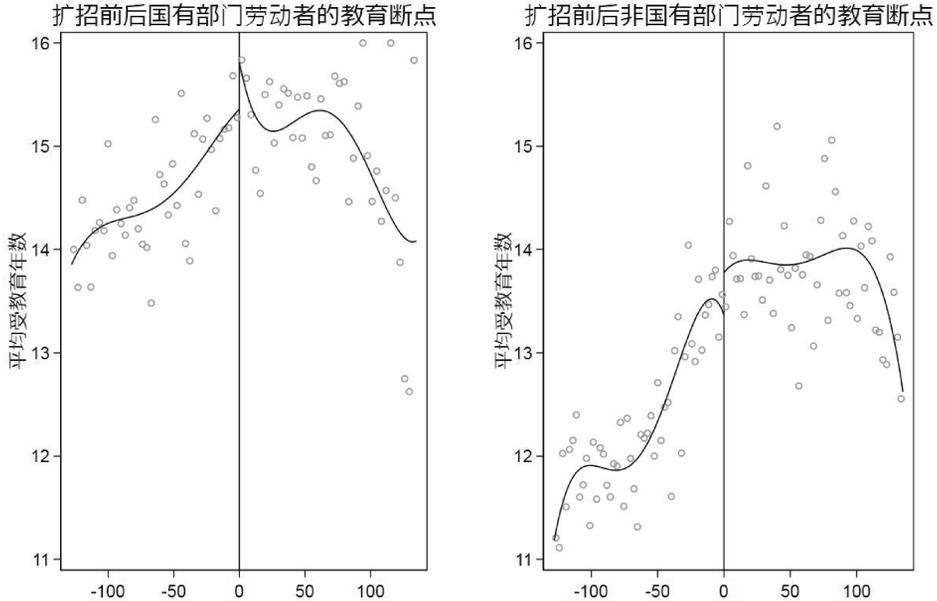


图 2 扩招前后城镇劳动力市场中不同部门劳动者的教育断点

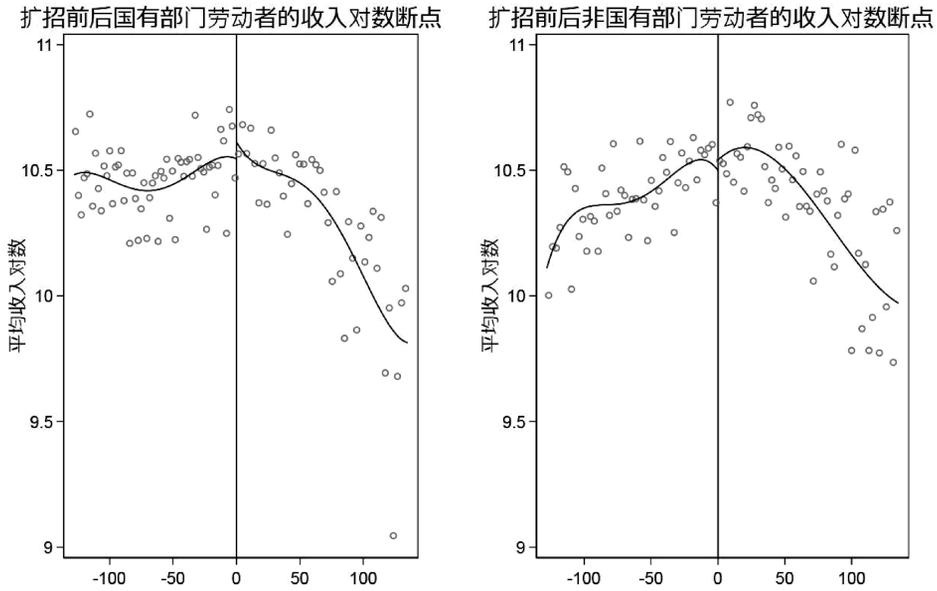


图 3 扩招前后城镇劳动力市场中不同部门劳动者的收入对数断点

在进行断点回归模型分析之前，研究首先对高考扩招是否产生断点效应

进行确认。图2展示了扩招政策对于劳动者受教育水平的影响。图中的垂线为是否受到政策影响的人群分界线。从图中，我们可以发现，无论是在国有部门还是在非国有部门，劳动者的受教育年数均在分界线附近发生了一个显著的“跳跃”。总体上看，国有部门劳动者的受教育水平要明显高于非国有部门劳动者。图3显示了扩招政策对于劳动者收入的影响。不同劳动部门的城镇劳动者在扩招政策前后收入水平也发生明显的“跳跃”。图形结果显示，教育和收入都存在明显的断点。相似的变化特征表明，劳动力市场中教育同收入回报之间可能存在因果联系。下一部分则是对这一因果联系的实证探讨。

需要说明的是，在图中右侧离分界线较远的地方，不同部门劳动者的平均受教育年数和工作回报都出现不同程度的下降。这一现象很可能是由于那些还在接受教育，但没参加工作的个人被统计遗漏的缘故。

(2) 模糊断点回归结果

表3 教育回报率的模糊断点回归结果

	国有部门				非国有部门			
	模型 1A	模型 1B	模型 1C	模型 1D	模型 2A	模型 2B	模型 2C	模型 2D
Panel A: 对数工资简化式方程								
扩招	0.105*** (0.007)	0.174*** (0.004)	0.171*** (0.012)	0.172*** (0.012)	0.092*** (0.009)	0.155*** (0.012)	0.154** (0.016)	0.156** (0.016)
R ²	0.121	0.142	0.171	0.171	0.085	0.106	0.115	0.116
Panel B: 教育简化式方程								
扩招	0.231 (0.134)	0.426* (0.119)	0.388** (0.068)	0.401** (0.064)	0.395** (0.077)	0.524** (0.075)	0.497** (0.089)	0.504** (0.090)
R ²	0.030	0.044	0.129	0.131	0.130	0.138	0.186	0.186
Panel C: 对数工资结构式方程								
受教育年数	0.455** (0.199)	0.408*** (0.097)	0.389*** (0.069)	0.378*** (0.065)	0.234*** (0.046)	0.296*** (0.042)	0.311*** (0.046)	0.312*** (0.043)
驱动变量	Yes							
驱动变量的平方项	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
控制变量	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
地区	Yes							
调查年份	Yes							
样本量	2551				3703			

注：括号中报告的是地区聚类标准误；扩招为指针变量，当个体出生在1981年9月以后时取值为1；控制变量包括年龄、年龄平方项、性别、民族、婚姻状态、党员身份；*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表3汇报的是模糊断点回归的统计结果。其中模型1A到模型1D是国有部门的统计结果,模型2A至模型2D反映的是非国有部门的统计结果。Panel A中对数工资简化式方程(方程(2))代表了扩招政策对个人收入的影响。结果显示,扩招政策对所有劳动者的收入回报在总体上有正向影响,其中模型1D和模型2D分别表示了加入控制变量与驱动变量平方项后的体制内外劳动力部门的回归结果。模型结果显示扩招政策总体上对国有部门中的劳动者收入的影响力更大。产生这一现象的原因可能是因为在转型初期的体制单位中,劳动者的收入普遍偏低。随着扩招政策的推开,越来越多的高素质劳动者的出现,在一定程度上有利于城镇劳动力市场化程度的提升,这在客观上促进了国有部门劳动者个人收入的增加。

Panel B反映的是高校扩招政策对城镇劳动者的教育水平的影响。在模型1D和模型2D的回归结果中,我们发现扩招政策对非国有部门劳动者的受教育水平发挥了更为积极的作用。在扩招之前,非国有部门劳动者的总体受教育水平偏低,然而随着高等教育扩招的推进,国有部门的工作机会数量相对固定,吸纳人才数量有限;因此,非国有部门吸纳了更多扩招而来的高学历劳动者。显然,这就导致在对受教育年数的整体统计中,非国有部门相对于国有部门发生了更为明显的提升。

Panel C展示了工具变量的估计结果,受教育水平对劳动者收入的提升有着正向的影响。2SLS模型结果显示出OLS模型显著地低估了国有部门与非国有部门城镇劳动者的教育回报率。并且,OLS模型并没有发现随着市场改革的不断推进,城镇劳动力市场出现的新变化——国有部门的教育回报率是高于非国有部门的。这一发现支持了本文所提出的部门竞争假设,即在当前市场化改革的深化时期,因两个部门对劳动力的互相竞争,国有部门的教育回报率并不低于非国有部门。在后一部分中,我们将通过断点回归法对不同收入分组的国有部门与非国有部门教育回报率进行估计。

(三)分收入组的模糊断点回归结果

表4显示了高低收入分组下不同部门的教育回报率及其差异。在国有部门中,受教育年数对高低收入组的收入均产生影响,其结果与OLS模型的估计趋势一致,其表现出教育回报率的“马太效应”。在国有部门中,受教育年数只对高收入组的收入产生影响,但是对于低收入组的收入,虽然也产生正向影响,但是统计不显著。模型结果支持了假设2B,即部门竞争假设对于国有部门中高低收入阶层教育回报率差异的判断:国有部门亦存在教育回报率的“马太效应”。模型结果也验证了OLS模型因内生性问题对于教育回报率的低估。国有部门在教育回报上的“马太效应”意味着在目前劳动力市场化改革

中，国有部门中低收入劳动者的收入并没有因之增加，反而陷入了更为弱势的境地中。此外，模型结果显示出，国有部门高收入劳动者的教育回报率总体上仍然是低于非国有部门的高收入劳动者。国有部门对于高素质劳动者的人力资本激励机制上仍然存在进一步提升的空间，或者说其市场化水平仍然滞后于非国有部门。

表 4 分高低收入组的教育回报率(模糊断点回归结果)

	国有部门		非国有部门	
	低 50%	高 50%	低 50%	高 50%
受教育年数	0.143 (0.171)	0.178* (0.094)	0.183*** (0.050)	0.197*** (0.058)
驱动变量	Yes	Yes	Yes	Yes
驱动变量的平方项	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes
调查年份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1289	1262	1878	1825

注：括号中报告的是地区聚类标准误；扩招为指针变量，当个体出生在 1981 年 9 月以后时取值为 1；控制变量包括年龄、年龄平方项、性别、民族、婚姻状态、党员身份；*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

(4) 稳健性检验

断点回归估计的有效性主要取决于驱动变量是否满足随机性和平滑性的假设要求。随机性假设要求驱动变量在断点两侧是连续的。在图 4 中，出生年月核密度函数分布显示，无论是在国有部门还是在非国有部门中，出生年月的分布在截断点附近并没有出现明显的断点波动，即驱动变量服从随机分布。

平滑性假设要求，除了受教育年数之外，其他的控制变量在断点两边应该不存在显著的跳跃。故研究将因变量替换为性别、年龄、婚姻状态、民族和党员身份等控制变量，并采用模糊断点回归考察扩招政策对于控制变量的影响。从表 5 可知，扩招政策在国有部门和非国有部门的模型中均没有使相关控制变量发生跳跃。

此外，研究还对断点回归模型的结论进行了证伪检验以验证结论的可信度。若估计结果在扩招政策发生之前也是显著的，那么就意味着原断点回归模型的估计结果的可信度不高。因此，研究在受政策影响群体之前的 1 年和 2 年处进行了新的回归模型检验，即分别以 1980 年 9 月和 1979 年 9 月及之后出生的劳动者为受政策影响的群体进行模糊断点回归估计。从表 6 中，我们

可以发现，在这些断点处的局部效应量的估计值基本是不显著的。研究结论具有可信度。

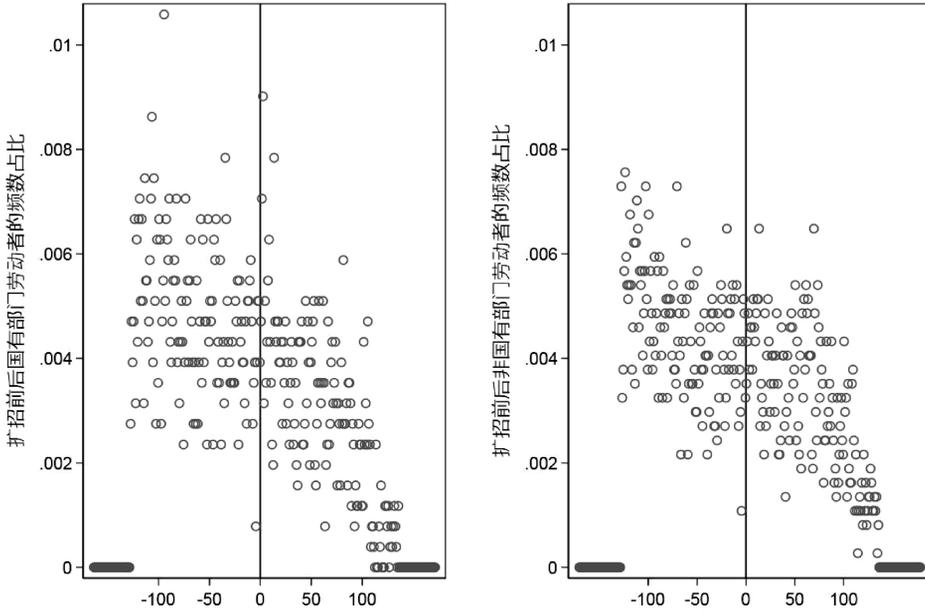


图 4 扩招前后城镇劳动力市场中体制内外劳动者的频数分布占比

表 5 控制变量的连续性检验

	男性	年龄	已婚	汉族	党员					
国有部门										
扩招	0.247	0.161	-0.046	-0.006	-0.130	0.120	0.086	0.042	0.108	0.074
	(0.253)	(0.115)	(0.104)	(0.054)	(0.156)	(0.080)	(0.107)	(0.050)	(0.153)	(0.081)
非国有部门										
扩招	-0.017	-0.007	0.002	0.012	-0.050	0.058	-0.034	-0.026	0.075	0.052
	(0.083)	(0.062)	(0.046)	(0.036)	(0.071)	(0.055)	(0.040)	(0.030)	(0.053)	(0.037)
驱动变量	Yes									
驱动变量的平方项	No	Yes								
地区	Yes									
调查年份	Yes									

注：括号中报告的是地区聚类标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下通过检验。

表 6 基于其他假设断点的 2SLS 模型估计

	1980 年 9 月				1979 年 9 月			
	国有部门		非国有部门		国有部门		非国有部门	
	模型 1A	模型 1B	模型 2A	模型 2B	模型 3A	模型 3B	模型 4A	模型 4B
受教育年数	-0.986 (1.204)	-7.697 (38.539)	0.592 (0.361)	0.554** (0.234)	-1.904 (3.323)	2.080 (6.181)	-0.794** (0.389)	-8.808 (9.976)
驱动变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
驱动变量的平方项	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调查年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号中报告的是地区聚类标准误；*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

五、总结和讨论

基于 CGSS 和 CLDS 混合截面数据(2011—2015 年)，本文采用断点回归设计的方法对中国城镇劳动力市场中国有部门与非国有部门的教育回报率进行了实证比较。研究发现：第一，高校扩招政策对两个劳动力部门的劳动者平均受教育年数与收入均有着积极的正面影响。第二，OLS 模型显著低估了城镇劳动力市场中的教育回报率，未能对目前城镇劳动者的教育回报率及其变化特征进行准确估计。第三，断点回归的模型结果显示，在城镇劳动力市场中，国有部门教育回报率并不低于非国有部门，并且国有部门的教育回报率亦表现出贫富分化的“马太效应”。这一发现，验证了部门竞争假设，在统一的城镇劳动力市场中，对优质人力资本的竞争促使了国有部门人力资本回报模式的市场化。

虽然在 2010 年之后的城镇劳动力市场中，国有部门的教育回报率已经不低于，甚至高于非国有部门，但是这绝不意味着两个部门的市场化程度就在同一水平之上。国有部门的教育回报率同非国有部门相比，仍然存在一定的差距。本文认为，这可能同体制单位中的低收入群体的教育回报率过低有关。换言之，在推进市场化改革的过程中，国有部门的基层弱势劳动者的绩效权益相对是被忽视的。

虽然基于断点回归设计模型的数据结果支持了本文所提出的部门竞争假

设的相关论断,但是研究并不否认市场转型理论在对转型初期阶段中国劳动力市场的解释力。正如习近平总书记在党的十九大报告中所指出的,“实践没有止境,理论创新也没有止境。世界每时每刻都在发生变化,中国也每时每刻都在发生变化,我们必须在理论上跟上时代,不断认识规律,不断推进理论创新、实践创新、制度创新、文化创新以及其他各方面创新”。^①因此,面对市场发育过程中产生的新现象,需要有新的理论假设予以概括和解释,新的创新实践和制度设计来予以应对。本文认为,随着劳动力市场转型的深化,对人力资本的部门竞争逻辑将逐渐突出,越来越多的公有单位需要面对劳动力市场化的冲击。提供合适的人力资本回报以留住和吸引到高素质的劳动力,不仅将成为这些单位长期发展的重要保证,也是其在实践改革深化中需要面对的现实挑战。同时,从人力资本同收入之间关系的角度来看,如何进一步提高基层弱势劳动者的人力资本素质,以保证他们的收入水平长期稳定,应成为扎实推进共同富裕需要面对的重要议题。高等教育机会的增加客观上给予了更多劳动者获得优质工作的同时,那些没有能力与机会去实现高等教育的劳动者,他们的处境也应得到社会与公众的关注。对此,在2020年的十三届全国人大三次会议记者会上,李克强总理也语重心长地强调中国有“6亿中低收入及以下人群,他们平均每个月收入也就1000元左右”的现实^②。因此,在消除了绝对贫困以后,如何提高这些低收入群体的收入水平,缓解相对贫困,仍将是中国经济社会发展的重点。目前来看,进一步推进高等教育改革,给予更多低收入家庭以教育机会应是今后政策的重要发展方向之一。当然,这些推断以及随之伴生的社会现象仍然需要更多后续的研究予以检验与讨论。

本文不可避免地存在着一些研究局限。由于断点回归的估计结果是采用局部平均的处理效应(LATE)来计算的,因此研究样本主要集中于出生于受政策影响的前后几年,研究结果与采用全体劳动者为样本的估计结果会存在着一定的差异。此外,断点回归估计与OLS模型之间的结果差异,以及其背后的假设争论仍然需要其他研究利用不同方法和更多的数据予以检验。研究承认进入国有部门的劳动者与非国有部门的劳动者之间存在一定的异质性差异。但是,因为研究讨论的是两个劳动力部门内部的收入回报机制,所以其异质性差异对教育回报机制的影响应无显著关系。

^① 习近平:《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》,北京:人民出版社,2017年版,第26页。

^② 《中低收入及以下人群6亿,中央“大动作”保民生》, <https://www.chinanews.com/cj/2020/05-29/9198245.shtml>, 2020-05-29。

[参考文献]

- 边燕杰、李路路、李煜、郝大海, 2006:《结构壁垒、体制转型与地位资源含量》,《中国社会科学》第5期。
- 边燕杰、约翰·罗根、卢汉龙、潘允康、关颖, 1996:《“单位制”与住房商品化》,《社会学研究》第1期。
- 蔡昉, 1998:《二元劳动力市场条件下的就业体制转换》,《中国社会科学》第2期。
- 初帅、孟凡强, 2017:《高校扩招与教育回报率的城乡差异——基于断点回归的设计》,《南方经济》第10期。
- 郝大海、李路路, 2006:《区域差异改革中的国家垄断与收入不平等——基于2003年全国综合社会调查资料》,《中国社会科学》第2期。
- 李骏, 2016:《中国城镇劳动力市场分割:一个整合与比较分析》,《江海学刊》第3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。
- 梁玉成, 2006:《渐进转型与激进转型在初职进入和代内流动上的不同模式——市场转型分析模型应用于中国转型研究的修订》,《社会学研究》第4期。
- 梁玉成、何蛟龙, 2021:《劳动力市场部门流动网及其机制变迁》,《济南大学学报(社会科学版)》第2期。
- 林毅夫、蔡昉、李周, 1994:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海:上海三联书店,第14页。
- 刘德寰、李雪莲, 2015:《“七八月”的孩子们——小学入学年龄限制与青少年教育获得及发展》,《社会学研究》第6期。
- 刘精明, 2006:《劳动力市场结构变迁与人力资本收益》,《社会学研究》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。
- 柳建坤, 2017:《户籍歧视、人力资本差异与中国城镇收入不平等——基于劳动力市场分割的视角》,《社会发展研究》第4期。
- 魏晓艳, 2017:《大学扩招是否真正推动了高等教育公平——高等教育大众化、扩招与高等教育代际传递》,《教育发展研究》第11期。
- 吴愈晓, 2011:《劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式》,《中国社会科学》第1期。
- 杨宏星、赵鼎新, 2013:《绩效合法性与中国经济奇迹》,《学海》第3期。
- 杨菊华, 2020:《市场化改革与劳动力市场参与的性别差异——20年变迁的视角》,《人口与经济》第5期。
- 姚先国、方昕、张海峰, 2013:《高校扩招后教育回报率和就业率的变动研究》,《中国经济问题》第2期。
- 张伟伟, 2006:《人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义》,《经济研究》第12期。

- 张车伟、薛欣欣, 2008: 《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》, 《经济研究》第 4 期。
- 张展新, 2004: 《劳动力市场的产业分割与劳动人口流动》, 《中国人口科学》第 2 期。
- Bian, Y. and J. R. Logan, 1996, “Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China”, *American Sociological Review*, 61(5): 739—758.
- Chen, G. and S. Hamori, 2009, “Economic Returns to Schooling in Urban China: OLS and the Instrumental Variables Approach”, *China Economic Review*, 20(2): 143—152.
- Gerber, T. P. , 2002, “Structural Change and Post-Socialist Stratification: Labor Market Transitions in Contemporary Russia”, *American Sociological Review*, 67 (5): 629—659.
- Hannum, E. , 1999, “Political Change and the Urban-rural Gap in Basic Education in China. 1949—1990”, *Comparative Education Review*, 43(2): 193—211.
- Lee, D. S. , 2008, “Randomized Experiments from Non-random Selection in U. S. House Elections”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 675—697.
- Lewin-Epstein, N. and M. Semyonov, 1994, “Sheltered Labor Markets, Public Sector Employment and Socioeconomic Returns to Education of Arabs in Israel”, *American Journal of Sociology*, 100(3): 622—651.
- Nee, V. , 1989, “A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism”, *American Sociological Review*, 54(5): 663—681.
- Piore, M. J. , 1975, “The Dual Labor Market: Theory and Implications”, in David B. Grusky (ed.), *Social Stratification: Class, Race and Gender in Sociological Perspective Boulder*, Westview Press, 435—438 .
- Xie, Y. and E. Hannum, 1996, “Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-era Urban China”, *American Journal of Sociology*, 101(4): 950—992.
- Xie, Y. and X. Wu, 2005, “Reply: Market Premium, Social Process and Statisticism”, *American Sociological Review*, 70(5): 865—870.
- Zang, X. , 2002, “Labor Market Segmentation and Income Inequality in Urban China”, *The Sociological Quarterly*, 43(1): 27—44.
- Zhang, J. , Y. Zhao, A. Park and X. Song, 2005, “Economic Returns to Schooling in Urban China: 1988 to 2001”, *Journal of Comparative Economics*, 33(4): 730—752.
- Zhou, X. , N. B. Tuma and P. Moen, 1996, “Stratification Dynamics under State Socialism: The Case of Urban China, 1949—1993”, *Social Forces*, 74(3): 759—796.
- Zhou, X. , 2000, “Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data”, *American Journal of Sociology*, 105(4): 1135—1174.

The New Characters on the Difference of the Returns to Education between State and Non-state Sector: Based on the Regression Discontinuity Design of the Policy of Education Expansion

DAI Si-yuan

(School of Social Sciences, Tsinghua University)

Abstract: Based on the policy of higher education expansion in 1999, Data shows that the rate of returns to education in the state sector is not less than that in the non-state sector by regression discontinuity design, and the Matthew Effect on the rate of returns to education has been emerging, the rate of returns to education of high-income workers is higher. The explanation of sectors competition hypothesis is that labor market-oriented reform has promoted the state sector units draw into the market-oriented labor incentive mode for attract workers. As a result, the traditional sharing wage distribution model has been gradually replaced by the market-oriented labor incentive model in the state sector. The difference between the state sector and the non-state sector in the rate of returns to education has narrowed, as well as the rate of returns to education in high-quality labor is also faster than that grass-roots workers. Generally speaking, the gradual deepening of urban labor market reform is conducive to removing the institutional barriers, optimizing resources allocation, perfecting the market structure, and improving the level of education return of workers. In addition, due to the shortage of high-quality labor force in China, under the mechanism of market competition, the level of return on education of high-quality labor force in state-owned sector units is also significantly improved. Generally speaking, the gradual deepening of the labor market reform is conducive to breaking the institutional barriers, optimizing the labor market structure, and improving the returns to education of ordinary workers in China. However, it should also be noted that relying solely on the market mechanism can not alleviate the problem of relative poverty, and may aggravate the gap between the rich and the poor in the market, making the grass-roots workers fall into a disadvantage position in labor market. To improve the income level of low-income groups, we should not only give more education opportunities to the bottom families, but also pay attention to improving the labor incentive mechanism of low-income groups in the labor market. So in the process of promoting market-oriented reform, state units should pay attention to the working rights of vulnerable workers.

Key words: urban labor market; college expansion; returns to education; market transformation; Regression Discontinuity Design

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 刘泽云)