

## 起跑线决定未来? ——入读重点初中对个体收入的长期影响

董志强 钟粤俊 林文炼<sup>\*</sup>

**摘要** 本文评估基础教育阶段的重点学校制度对个体收入的长期影响。以历史上的重点中学比率为工具变量, 论证了入读重点初中对收入有正的影响。“起跑线决定未来”源于重点学校的累积优势, 20世纪60年代末至70年代初, 重点学校“名存实亡”, 入读重点初中对收入无显著影响; 1993年后, 重点初中“名亡实存”, 入读重点初中对收入有显著影响。入读重点初中通过影响个体随后的教育成就进而影响成年后的收入。本研究对促进义务教育均衡发展、确保起点公平的基础教育改革有政策启示。

**关键词** 入读重点初中, 个体收入, 重点学校制度

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2019.02.16

### 一、引言

近年来, 基础教育的资源不均衡、质量不平等、起点不公平等问题深受政府和学界关注。为了促进教育公平, 《中华人民共和国义务教育法》2006、2015、2018年修订版均明确规定“县级以上人民政府及其教育行政部门应当促进学校均衡发展, 缩小学校之间办学条件的差距, 不得将学校分为重点学校和非重点学校。学校不得分设重点班和非重点班。”李克强总理在2019年7月30日就基础教育改革发展作出批示强调: 要“着力在提高质量、促进公平上下功夫, 努力办好人民群众满意的基础教育”, “要优化配置教育资金资源, ……, 促进义务教育均衡发展, ……, 确保起点公平”。<sup>1</sup>关于教育不平等的已有文献, 大多在讨论教育不平等的成因, 或教育不平等对学生在校表现的短期影响(例如成

\* 董志强, 华南师范大学经济行为科学重点实验室、经济与管理学院、华南市场经济研究中心; 钟粤俊, 上海交通大学安泰经济与管理学院; 林文炼, 中山大学岭南学院。通信作者及地址: 钟粤俊, 上海市华山路1954号上海交通大学安泰经济与管理学院, 200030; 电话: 15626453844; E-mail:yuejunzhong1@sjtu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目(71473089)支持。作者感谢陈硕、陈钊、范子英、何晓波、江艇、李辉文、陆铭以及左翔等提出的修改建议, 感谢两位匿名审稿人提出的修改意见。

<sup>1</sup> 《中国政府网》, “李克强就基础教育改革发展作出重要批示”。资料来源: [http://www.gov.cn/guowuyuan/2019-07/29/content\\_5416457.htm](http://www.gov.cn/guowuyuan/2019-07/29/content_5416457.htm), 访问时间2019年4月3日。

绩、留级等), 对基础教育历史上的重点学校教育制度给个体带来的长期影响则鲜有关注。本文从经验证据上揭示, 教育不平等对个体具有长期、持续的影响, “起跑线决定未来”是客观存在的事实。因此, 着力提高质量、促进公平, 不仅是当前基础教育改革的重要任务, 也是促进社会平等的内在要求。

Lucas (2001) 认为, 教育不平等有两层含义: 一是数量上的, 即总体受教育机会; 二是质量上的, 即同一阶段的教育, 存在着质量差异, 有的学校更好, 文凭更有价值。故教育成就不仅体现在教育年限和文凭等级上, 也体现在获得什么“质量”的教育上。即便教育在数量上的不平等下降, 质量上的不平等仍在持续, 优势阶层往往能获得质量更高的教育机会。教育质量不平等对个体获取社会地位等方面的影响, 可能比教育数量不平等的影响更大 (Shavit and Müller, 2000; 吴愈晓, 2013)。教育质量不平等还具有优势累积效应, 因此它比社会中的其他不平等更应该得到关注。

教育质量不平等的表现形式之一, 是就读学校类型的差异。参照吴愈晓 (2013) 和唐俊超 (2015) 的做法, 本文用就读学校类型是否为重点学校来衡量教育质量不平等。首先, 重点学校和非重点学校在师资配备、基础设施、经费支持等方面存在差异, 尤其是在实施重点学校制度的年代, 重点学校享有更高地位, 是地方政府重点扶持的对象, 更多教育资源被分配到重点学校, 在重点学校就读意味着可以享受更优越的学习条件 (李海涛, 2008; Dobbie and Fryer, 2011)。其次, 重点学校通常可以优先遴选学生, 更易汇聚优质生源, 入读重点学校的学生不但自身能力相对更强, 也会拥有更多优质同伴, 而同伴效应被认为是影响个体成就的重要因素 (Dobbie and Fryer, 2011; Hoxby, 2000; Hoxby and Heingarth, 2005)。当然, 重点学校更杰出的校友网络对个体发展的影响也不容忽视 (Sewell and Hauser, 1975; Dobbie, 2012)。再次, 重点学校会吸引更好的老师, 更富有知识和见识的良师有助于学生形成更高的职业抱负并在将来从事更高地位的工作 (Kirabo, 2010; Hoxby, 2000; Hoxby and Heingarth, 2005)。最后, 重点学校比非重点学校有更好的学风, 名校标签对学生未来就业也有光环效应 (Dobbie and Fryer, 2011)。总之, 就读重点学校意味着享有更好的成长和成材环境; 相反, 若被重点学校拒之门外, 在中国家长们看来就是输在了“起跑线”上。

在重点学校制度下, 重点学校可以为学生提供更好的教育, 同时也汇聚了更优质的学生, 导致重点学校相较于非重点学校具有不断累积的相对优势, 我们称之为重点学校制度累积优势 (或重点学校累积优势), 这是导致教育质量不平等的主要原因。研究发现, 是否就读重点学校对个体短期在校表现 (Kirabo, 2010; Pop-Eleches and Urquiola, 2013; 唐俊超, 2015) 和长期劳

动力市场表现 (Sewell and Hauser, 1975) 均有影响。教育质量不平等对个体的收入和就业的影响，在诸多媒体报道中也不乏直观感受。例如，都是本科毕业生，招聘企业开出的薪酬标准是普通院校<重点院校<211工程院校<985工程院校<sup>2</sup>；部分企业在招收员工时明确规定，只接受“985”“211”等重点名校毕业生。<sup>3</sup>不过，这些媒体报道针对的主要还是高等教育，鲜有针对我国基础教育阶段不平等及其带来的影响效应的研究。众所周知，义务教育阶段是人生的重要起点，初中之后有中考，所学知识带来的影响很大，是重要的“起跑”阶段，故研究中学教育不平等对理解教育均等化的必要性具有极其重要的意义。

本文利用 2012 年和 2014 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据，从经验上评估入读重点初中对个体收入的长期影响。首先，我们选取各城市历史上重点学校比率衡量地区重点学校资源并以此作为就读初中学校类型的工具变量，为进一步提高识别的可信度，采用 Conley *et al.* (2012) 提出的基于放宽工具变量严格外生性假定的 Plausibly Exogenous Instruments Framework 方法进行修正，证实了入读重点初中对个体收入有显著正向的影响，且入读等级越高的重点学校对收入的影响越大。其次，本文发现“起跑线决定未来”源于重点学校制度累积优势，对此的一个有力证据是：20世纪 60 年代中后期至 70 年代初，重点学校制度被完全消除，这一时期是否就读重点初中对个体收入没有统计上的显著影响；20世纪 90 年代，义务教育阶段的重点学校“名亡实存”（即重点中学在名义上被取消，但其制度累积优势仍然存在），入读重点初中对个体收入依然影响显著。最后，机制检验表明，入读重点初中通过影响个体随后的受教育数量和质量进而影响其成年后的收入。本文对如何实现促进教育平衡发展和确保起点公平的政策目标具有政策启示含义：改革教育资源配置机制，促进教育的制度公平。

## 二、研究背景与理论假说

大量实证研究检验了入读学校类型对个体的影响，且多数研究发现重点学校会产生积极的影响效应 (Murnane *et al.*, 2000)。<sup>4</sup>首先，短期来看，入读

<sup>2</sup> 何勇海，“企业招聘‘论校排薪’有失公平”，《中国青年报》。资料来源：[http://zqb.cyol.com/html/2014-11/25/nw.D110000zgqnb\\_20141125\\_4-02.htm](http://zqb.cyol.com/html/2014-11/25/nw.D110000zgqnb_20141125_4-02.htm)，访问时间 2017 年 2 月 10 日。

<sup>3</sup> 赵雅儒，“中国百强企业校园招聘九成偏爱‘985’和‘211’”，《华西都市报》。资料来源：[http://tech.ifeng.com/it/detail\\_2012\\_12/13/20127264\\_0.shtml](http://tech.ifeng.com/it/detail_2012_12/13/20127264_0.shtml)，访问时间 2017 年 2 月 10 日。

<sup>4</sup> 关于入读重点学校会带来负向或没有影响效应的文献有：①Dobbie and Fryer (2011) 指出“好学校”对学生带来的负向影响。首先，对于那些能力和成绩较差的学生，学习上的同龄效应可能对他们不利，他们在大学入学考试的竞争力更小；其次，重点学校可能不会起作用，例如父母投入和家庭工作时间等与学校质量可能是相互替代的关系；最后，重点学校的课程教学可能高于成绩下游学生的接受水平。②Pop-Eleches and Urquiza (2013) 指出，根据学校质量对学校分类会导致以下现象：教师会偏好于成绩更好的学生，孩子进入重点学校会让成绩处于中下游的学生意识到他们是相对的弱者和被边缘化的对象。

重点学校会影响学生在校表现。Kirabo (2010) 发现, 入读重点学校的学生通过中学结业考试的概率更高, 这种效应对女孩来说差不多是男孩的两倍; Pop-Eleches and Urquiola (2013) 发现, 入读重点学校的学生, 毕业考试的成绩更好; 唐俊超 (2015) 发现, 高质量教育显著影响个体教育成就。其次, 若将就读学校教学质量差异同劳动力市场上的成就差异联系起来, 就可以得到入读重点学校对个体成就等长期表现的影响。Sewell and Hauser (1975) 指出, 重点中学的学生受到更多优质教师和同学潜移默化的熏陶或影响, 能够形成更高的职业期望和抱负, 也往往能够在成年后从事更高级别地的工作。重点学校一方面拥有和汇聚了更多资源, 可以将学生培养得更好, 另一方面也吸引着更优质的生源, 随着时间推移, 这些优势不断循环累积, 进而形成重点学校持续的优势。<sup>5</sup>对个体而言, 进入重点学校, 就意味着更优越的成长和成材环境。

教育质量不平等不仅存在于重点学校和非重点学校之间, 也存在于重点学校内部。在中国历史上的重点学校制度体系中, 从幼儿园、小学、中学到大学, 从乡镇重点、市区县重点、省重点到国家重点, 学校类型纷繁, 等级差异明显。不同等级重点学校的教育经费投入、政策支持、师资待遇和办学条件等方面差别巨大。学校地位和级别越高, 可获得的资源和经费投入就越多、办学条件就越好、生源遴选范围也越广。例如, 省级重点学校一般可得到省级和市级财政拨款, 拨款的金额较大, 教学设备、教学场地、图书资料、实验设备等办学硬件更具优势 (王香丽, 2010), 学校招生范围可以扩大到省级层面 (中学招生一般在城市层面), 可以在更广的区域选拔优质生源。而乡镇重点学校的主要财政来源是县区和乡镇, 教学设施等条件较差, 招生范围局限在乡镇。重点学校等级越高, 制度累积优势越大, 个体未来的教育成就也越高 (唐俊超, 2015), 故可以预期, 个体成年后的收入也更高。

**假说 1** 入读重点中学对个体收入会有正向影响, 且重点中学隶属的行政等级越高, 个体收入越高。

我国重点学校制度演变历程和国外有所区别, 大致可分为四个阶段。第一阶段是 20 世纪 50 年代初至 60 年代初。中华人民共和国建立初期, 经济基础薄弱, 各地发展亦不均衡, 师资、经费、设施等办学资源有限, 难以在短时间内办好所有中学, 故党中央决定集中力量办好一批条件较好的重点中学。这是中国重点学校发展的起步阶段。<sup>6</sup>党中央和国务院相关部门先后于 1953、

<sup>5</sup> 中国学生课程由学校统一制定, 基本固定不变, 学校内部的可流动性相对较小。因此, 每一次升学转换就能直接决定学生在该阶段所能获得的教育质量, 而经过 3 年左右不同质量的教育又会影响到下一次的升学转换。

<sup>6</sup> 办重点中学有助于为国家培养更高质量的专门人才, 是迅速提高中学教育质量的战略措施, 有助于更快更好地培养人才, 总结和积累经验, 带动一般学校的发展。

1954、1961、1962和1963年在会议或通知上作出办好重点学校的指示。<sup>7</sup>

第二阶段是20世纪60年代中期至70年代初期。由于特定的历史原因，高质量教育存在的意义被否定（刘桂玲，2011），重点学校制度遭到彻底破坏。重点学校的师资团队、设备仪器等办学资源被重新拆分；多年积累而成的办学经验、校风和传统等都遭到破坏。优待重点学校的政策也不复存在，小升初、初升高竞争择校考试被取消；学生一律就近入学，学校禁止划分重点班，废止留级。该时期的重点学校虽然名义上存在，但重点学校制度累积优势在教育“平均化”政策下不复存在，很快消失在大量新办的普通社区学校之中（刘桂玲，2011；柯政等，2013；《中国教育年鉴（1949—1981）》）。

第三阶段是20世纪70年代中期至90年代初期。1977年5月，邓小平提出：办教育要两条腿走路，既注意普及，又注意提高。要办重点小学、重点中学、重点大学。要经过严格考试，把最优秀的人集中在重点中学和大学。之后国务院和教育部等相关部门先后于1978、1979、1980、1981、1982和1983年提出相关的建立重点学校的意见、通知和方案，重点学校制度得到恢复并适应国家改革开放需要作出了新的调整。<sup>8</sup>

第四阶段自20世纪90年代中后期开始，基础教育围绕提高质量、促进公平展开改革，基础教育阶段的重点学校在制度上被取消。1993年3月，国家教育委员会发布《关于减轻义务教育阶段学生过重课业负担、全面提高教育质量的指示》，规定“努力办好每一所小学和初级中学，义务教育阶段不应分重点与非重点学校（班），……，改革初中招生制度，在基本普及初级中等

<sup>7</sup> 1953年，毛主席提出，并在中共中央政治局教育工作会议上作出决定“要办好重点中学”。同年，教育部要求在全国积极充实和办好重点中学，以逐步提高中学教育质量，要求各省、直辖市、自治区选择部分领导干部、教师质量及设备条件更好的中学为重点，以取得经验，推动一般学校的发展。1954年，教育部发出通知，要求对1953年所确定的重点办好的中学继续办好。1961年，教育部部长杨秀峰指出：“在各级各类学校中，确定一批重点学校，规模不要过大，努力改善各种条件，认真办好”。1962年，教育部颁布了《关于有重点地办好一批全日制中、小学的通知》，要求各省、市、自治区选定若干所中学，“……，集中力量，尽快地把这批学校办好，然后视可能条件，分期分批地扩大这批重点中小学的数量”。1963年，教育部就办好一批中小学的有关问题复函云南省教育厅，指出有重点地办好一批基础较好的学校，先集中力量办好一批“拔尖”学校。同年，教育部分别在上海、天津召开了中学办学经验座谈会，研究如何进一步办好一批全日制中学问题。（资料来源：《中国教育年鉴》编辑部，《中国教育年鉴（1949—1981）》。北京：中国大百科全书出版社，1984年）

<sup>8</sup> 1978年，经国务院批准，教育部颁发了《关于办好一批重点中小学试行方案》，对办好重点中小学的目的、任务、规则、招生办法和加强领导等问题都作了规定。1979年《教育部关于办好外国语学校的几点意见（摘要）》，1980年全国重点中学工作会议颁布《关于分期分批办好重点中学的决定》，1981年教育部颁发《全日制六年制重点中学教学计划（试行草案）》、《全日制五年制中学教学计划（试行草案）的修订意见》、1982年发出《关于当前中学教育几个问题的通知》以及1983年教育部发出《关于进一步提高普通中学教育质量的几点意见》，这些文件均要求继续办好重点中学，强调办好重点中学的必要性。（资料来源：《中国教育年鉴》编辑部，《中国教育年鉴（1949—1981）》。北京：中国大百科全书出版社，1984年）

教育的地方，学生读完小学后就近升入初中一年级学习，不另举行初中招生考试”<sup>9</sup>，这是改革开放后教育部门首次明确取消义务教育阶段的重点学校制度。此后，国务院和教育部先后于 1997、2006、2010 和 2012 年发文强调“严禁在义务教育阶段设立重点校和重点班”。<sup>10</sup>虽然义务教育阶段的重点学校从制度（名义）上已被取消，但是重点学校在过去长期累积的优势仍实际存在。首先，重点中学在重点学校制度存续期间累积的优势，包括师资、设施、声誉等，并不因取消重点学校制度而消逝（王善迈，2008；何雪莲，2010；柯政等，2013）；其次，家长和学生们心仪的“名校”多为昔日的重点学校，这些学校为优质生源预留了一定的学位<sup>11</sup>；最后，昔日的重点学校被相关部门冠以“示范学校”“实验学校”或“明星学校”等各种名义，新瓶装旧酒，仍在实行倾斜政策，人为制造和扩大学校差距（柯政等，2013）。

20 世纪 60 年代中期至 70 年代初重点学校“名存实亡”和 20 世纪 90 年代重点学校“名亡实存”，两类现象刚好互为反事实，为检验如下假说提供了机会。

**假说 2** 当重点初中存在制度累积优势时，入读重点初中才会显著提高个体成年后的收入；否则，对收入不会有显著影响。

### 三、数据说明与模型设定

本文使用中国劳动力动态调查 2012 年和 2014 年的数据（后文简称 CLDS 2012&2014）。<sup>12</sup>该数据提供了详细的个体及其家庭的特征变量，可以捕捉影响个体入读重点学校的因素。在实证分析中，我们将控制这些特征变量。

分析之前，我们对数据做如下处理：首先，CLDS 2012&2014 主要对家庭成员年龄在 15—64 岁的劳动力个体进行调查，故本文选取年龄低于 64 岁的样本。其次，20 世纪 60 年代中期至 70 年代初重点学校制度被彻底破坏，若分析过程中纳入这部分样本，会使得重点学校的效应被低估。在分析过程

<sup>9</sup> 就近入学也会带来弊端，由于存在重点学校，在其周围居住的便自然以“就近”的名义入学了，而远离重点学校的孩子，则可望而不可即。在重点学校周边形成了所谓的学区，这个学区所覆盖的居住区的住房也就成了学区房。由于学区房和上学的资格是绑定的，因此，谁获得了学区房，谁就获得了享有高质量教育的权利。

<sup>10</sup> 1997 年国家教育委员会《关于规范当前义务教育阶段办学行为的若干原则意见》、2006 年新《义务教育法》、2010 年《教育规划纲要》和 2012 年《国务院关于深入推进义务教育均衡发展的意见》。

<sup>11</sup> 本文作者之一是六年级小学生的家长，因为孩子要升初中，他才知道了家长们众所周知的小升初的“密考”。违规“密考”的存在，从侧面反映了名校优势的巨大吸引力。

<sup>12</sup> CLDS 是中山大学社会科学调查中心从 2012 年开始推进的在中国进行的劳动力动态调查项目。其目的是，通过对城乡以社区为追踪范围的家庭每两年的追踪调查，系统地监测村/居社区的社会结构和劳动力及其家庭的变化与相互影响，收集和建立中国社会劳动力、家庭和社区这三个层次的变动趋势的追踪资料数据库。CLDS 聚焦于中国劳动力的现状与变迁，内容涵盖教育、工作、迁移、健康、社会参与、经济活动、基层组织等众多研究议题，是一项跨学科的大型追踪调查。其样本覆盖了中国 29 个省份（除港澳台、西藏、海南外），调查对象为样本家庭户中的全部劳动力（年龄为 15—64 岁的家庭成员），该数据具有全国代表性。

中，将1966—1975年入读初中的样本剔除。20世纪90年代虽然相关部门规定取消义务教育阶段重点学校制度，但重点学校“名亡实存”，故仍保留该样本。再次，剔除2003年及以后入读初中的样本，因为这部分样本人口在调查年度大多尚未未成年，或为尚未完成个人教育且没有收入的在读学生，若纳入分析将会导致重点学校效应被低估。

### （一）模型设定

本文建立如下线性计量模型：

$$\log(\text{收入})_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{重点学校}_{ij} + X\beta_2 + \eta_j + \tau_i + \xi_{ij}, \quad (1)$$

其中： $\log(\text{收入})_{ij}$ 表示 $j$ 地区个体 $i$ 的收入（取对数），根据被访者“过去一年各类收入总计”识别； $\text{重点学校}_{ij}$ 表示 $j$ 地区个体 $i$ 是否在重点学校就读，通过被访者“就读中等学校等级”识别，当受访者回答就读学校类型为“省/直辖市/自治区重点中学、县/市级重点中学、区/乡/镇重点中学”时，我们视为在重点学校就读，记为1。受访者回答“非重点中学、不分重点非重点”时，我们视为在非重点中学就读，记为0。 $X$ 表示一系列控制变量，包括个体外生特征变量（年龄、性别），影响升学路径的家庭背景等准外生特征变量（父母受教育等级、出生前父母的户口类型、出生户口类型），调查年度虚拟变量以及14岁的意志力和家庭等级<sup>13</sup>。 $\eta_j$ 表示受访者出生所在省的虚拟变量，用于捕捉地区之间的变化； $\tau_i$ 表示受访者 $i$ 入读初中年份的虚拟变量，捕捉不同入学年份之间的差异，包括中央或相关部门的重点学校政策等时间层面的事件。<sup>14</sup>

模型（1）的无偏估计依赖于：给定所有控制变量后， $\text{重点学校}_{ij}$ 独立于干扰项 $\xi_{ij}$ 。然而，是否就读重点学校并非随机决定，它可能受到个体和家庭等因素的影响。虽然CLDS 2012&2014给出了受访者详细的家庭背景和个体特征等数据，但仍可能遗漏其他不可观测的变量（例如个体能力、成长环境等），导致样本存在自选偏误问题。为此，我们考虑采用两阶段最小二乘（2SLS）方法进行估计。

<sup>13</sup> 意志力和家庭等级虽然是14岁的问题，但家庭等级和意志力不会在短时间内形成和被改变，故可以将意志力和家庭等级视为对是否就读重点学校有影响的因素。

<sup>14</sup> 有必要说明的是：本文的控制变量没有包括影响收入的个体最高学历等变量。因为这些是不合格的控制变量，可以作为实验结果（与之相对应的是合格的控制变量，也就是外生变量），在回归中控制不合格的控制变量会导致选择偏误问题（Angrist and Pischke, 2008）。例如，本文研究是否就读重点初中对个体收入的影响，基准回归就不应该控制个体受教育水平。因为受教育水平和是否就读重点初中、收入都高度相关，平均来看，就读重点初中的受教育年限更长。即使入读初中学校类型满足随机分配，同一受教育水平的是否入读重点初中的收入差异并不是可以相互比较的同类事物。即同样是获得大学学历的样本，入读重点初中和未入读重点初中样本之间不可比（读重点初中的就读大学的机会更大）。未入读重点初中但是获得大学学历的样本有其他能力，填补他们在初中就读学校类型上的劣势，这些样本会有更强的个体能力，进而会有更高的收入。

用各省份确定的首批办好的重点中学<sup>15</sup>构建地区重点学校比率（地区重点学校比率=各城市重点学校数量/全国重点学校数量），作为重点学校的外生工具变量。它反映了各地区重点学校资源的相对占有量和受国家或地区的重视程度，越受重视地区的重点学校占有量越高。地区重点学校的演变通常有路径依赖性，即一个地区重点学校较多，后期重点学校发展也更好，尤其是本文使用地区重点学校占比相对更稳定，过去和将来的地区重点学校比率同既有的重点学校比率相关。<sup>16</sup>

在 2SLS 识别中，一阶段回归模型设定如下：

$$\text{重点学校}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 IV_{ij} + X\alpha_3 + \eta_j + \tau_i + \epsilon_{ij}, \quad (2)$$

其中， $IV_{ij}$  表示地区重点学校比率<sub>ij</sub>，其他控制变量同模型（1）。从直觉上看，给定地区条件，地区重点学校比率<sub>ij</sub> 外生于个体是否入读重点学校相关的家庭背景、能力等家庭和个体其他遗漏因素。工具变量的相关性条件可通过模型（2）中系数 $\alpha_1$  的显著性来检验，但排他性则需进一步讨论。

有一个潜在的问题会使得本文所选取的工具变量满足排他性的条件受到质疑：IV 是否会影响地区经济发展等社区环境，或者个人特征等因素，进而影响个体收入？首先，我们在模型中直接控制省区虚拟变量、入学年份虚拟变量和个体年龄等因素，这在很大程度上避免了 IV 通过不可观察且不变的地区和时间因素来影响收入；其次，地区重点学校比率大小依赖于地区受重视程度，控制了父母受教育、14 岁时的家庭等级和意志力等变量后，地区重点学校比率对个体能力等特征不会有直接影响；最后，地区重点学校比率<sub>ij</sub> 若对个体收入有影响，则是通过其他间接的途径来产生，即从宏观层面对同一地区所有人均有影响。例如，IV 对地区整体的经济发展产生影响进而影响个体收入，基于这一问题，我们借鉴 Conley *et al.* (2012) 的 Plausibly Exogenous Instruments Framework 方法解决。其基本原理是将 IV 纳入模型（1）构建如下模型：

$$\log(\text{收入})_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{重点学校}_{ij} + \alpha_1 IV_{ij} + X\beta_2 + \eta_j + \tau_i + \xi_{ij}. \quad (3)$$

<sup>15</sup> 资料来源：《中国教育统计年鉴》编辑部，《中国教育统计年鉴（1949—1981）》，北京：中国大百科全书出版社，1984 年。城市层面的重点学校数据仅公布了 1982 年首批重点中学的学校名称和学校所在城市，其他年份并未公布。1980 年全国重点中学工作会议颁布《关于分期分批办好重点中学的决定》，各省、直辖市、自治区的教育部门要从实际出发，根据需要与可能，统筹安排，合理布局，制定分期分批办好重点中学的规划和具体措施。首批办多少，要量力而行。经济条件和教育基础好的地区，可以多办一点，要求高一点；经济条件和教育基础差的地区，可以少办一点，要求低一点。应考虑有少数民族聚居地区的中学。首批办好的重点中学由省、地方行政公署和所在县共同领导和管理（地方行政公署或县为主）。

<sup>16</sup> 一方面，重点学校数量不是根据地区学生或人口数量等其他因素来安排。例如，虽然北京市的人口没有河南多，但是重点学校数却远高于河南。另一方面，各省、市、区在不同时期重点学校占比率的相关程度较高，例如，1963 年各省、市、区重点学校占比率和 1981 年各省、市、区重点学校占比率的相关性为 0.423 (1963 年只有省级数据)。1963 年和 1982 年各省、市、区首批办好重点学校占比率的相关性为 0.405。

模型（3）是理论上成立的模型，假设 $\alpha_1$ 捕捉的是 $IV_{ij}$ 不通过重点学校 $ij$ 对 $\log(\text{收入})_{ij}$ 的影响， $\beta_1$ 捕捉了重点学校 $ij$ 对 $\log(\text{收入})_{ij}$ 的影响，包括 $IV_{ij}$ 通过重点学校 $ij$ 影响 $\log(\text{收入})_{ij}$ 的效应。给定 $\alpha_1$ ，再利用工具变量（ $IV_{ij}$ ）采用2SLS就能捕捉 $\beta_1$ 的影响效应。对模型（3）变形，可得：

$$\widehat{\log(\text{收入})_{ij}} = \beta_0 + \beta_1 \text{重点学校}_{ij} + X\beta_2 + \eta_j + \tau_i + \xi_{ij}, \quad (4)$$

其中， $\widehat{\log(\text{收入})_{ij}} = \log(\text{收入})_{ij} - \alpha_1 IV_{ij}$ ，但如何估计 $\alpha_1$ ?<sup>17</sup>我们借用如下的反事实样本：由于存在受教育等级为未上学和小学毕业的样本，他们并没有受到重点学校 $ij$ 的影响<sup>18</sup>，因此 $IV_{ij}$ 通过其他非重点学校 $ij$ 变量影响个体收入的效应则可以通过这些反事实样本计算。因此，在控制模型（3）的所有控制变量 $X$ 后，将受教育等级为未上学和小学毕业的样本做 $\log(\text{收入})_{ij}$ 对 $IV_{ij}$ （地区重点学校比率 $ij$ ）的回归，就能得到 $IV_{ij}$ 不通过重点学校 $ij$ 途径影响 $\log(\text{收入})_{ij}$ 的效应，即得到 $\alpha_1$ 的估计值 $\hat{\alpha}_1$ 。

将 $\hat{\alpha}_1$ 代入 $\widehat{\log(\text{收入})_{ij}} = \log(\text{收入})_{ij} - \alpha_1 IV_{ij}$ ，求得 $\widehat{\log(\text{收入})_{ij}}$ 。再以 $IV_{ij}$ 作为工具变量，并对模型（4）进行2SLS估计，便可得到 $\beta_1$ 的真正效应，此时 $IV_{ij}$ 不通过重点学校 $ij$ 以外的途径影响收入。

## （二）描述统计结果

表1是主要变量的统计描述。年龄是调查年份减去出生年份；性别以女性为1，男性为0；父母受教育等级为文盲、小学、初中、高中&中职中专&技校、大专及以上的0—4的排序变量，值越大，受教育等级越高；父母和受访者出生时的户口类型，城市户口=1，否则为0；14岁家庭等级自评为0—10的排序变量，受访者对14岁时的家庭等级自评越高，赋值越大，研究发现，意志力强弱不论对个体收入抑或是受教育等级都产生重要的影响（钟粤俊和董志强，2017）。本文参照钟粤俊和董志强（2017）的做法，通过问卷给出的三个意志力自评问题<sup>19</sup>的算术平均来识别14岁时的意志力，值越大，意志力越强。末行是构造的外生工具变量——地区重点学校比率，其值越大，反映地区重点学校数量占全国重点学校数量的比例越高。

<sup>17</sup> 不能在基准回归样本中直接对模型（3）进行回归，因为 $IV_{ij}$ 是导致受访者是否入读重点学校的原因，直接回归得到的 $\alpha_1$ 中必包含 $IV_{ij}$ 通过重点学校 $ij$ 影响收入 $\log(\text{收入})_{ij}$ 的效应，使 $\beta_1$ 估计被低估。

<sup>18</sup> 这部分样本的收入不会受到是否就读重点初中学校类型的影响，其他受教育等级为中学及以上的样本，均会受到初中学校类型的影响（重点学校 $ij$ 变量不是缺失值），不适合作为反事实样本。

<sup>19</sup> 三个问题：①“就算身体有点不舒服，或者有其他理由可以留在家里，我仍然会尽量去上学”；②“就算是我不喜欢的功课，我也会尽全力去做”；③“就算功课需要花好长时间才能做完，我仍然会不断地尽力去做”。

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
log (收入)	6 944	10.150	0.950	1.792	14.91
重点初中	6 944	0.239	0.427	0	1
年龄	6 944	36.960	8.692	17	64
性别	6 944	0.415	0.493	0	1
父亲受教育等级	6 944	1.579	1.112	0	4
母亲受教育等级	6 944	1.111	1.052	0	4
父亲出生时户口类型	6 944	0.202	0.402	0	1
母亲出生时户口类型	6 944	0.192	0.394	0	1
出生时户口类型	6 944	0.265	0.441	0	1
14 岁家庭等级自评	6 944	3.587	1.933	0	10
意志力自评	6 944	2.915	0.468	1	4
地区重点学校比率 (%)	6 944	0.531	0.844	0	3.88

资料来源：根据 CLDS 2012&2014 数据整理。

表 2 列示了入读初中学校类型和个体收入的单变量检验，结果表明，初中时入读重点学校比之入读非重点学校的个体，成年后的收入显著更高。分等级对比结果表明，在等级越高的重点初中就读，个体的收入也显著更高。这是初步的统计结果。

表 2 是否入读重点初中的收入差异比较

分类指标	学校类型	样本数 (占比 %)	收入 (元)	log (收入)
单变量检验	非重点学校	5 284 (76.09)	38 602	10.107
	重点学校	1 660 (23.91)	44 894	10.272
	diff (非重点 - 重点)		-6 292***	-0.165***
分等级对比	区/乡/镇重点	992 (14.29)	38 585	10.104
	县/市级重点	577 (8.31)	53 856	10.503
	省/直辖市重点	91 (1.31)	56 846	10.647

资料来源：根据 CLDS 2012&2014 数据整理；\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。收入指年收入，下文相同。

## 四、实证分析

### (一) 基准回归

表 3 报告了 2SLS 回归结果，其中 Panel B 给出第一阶段回归结果，可以发现：给定控制变量后，地区重点学校比率越高，个体入读重点学校的概率

显著越大。所有一阶段回归中的 Cragg-Donald (CD) Wald  $F$  和 Kleibergen-Paap (KP) RK Wald  $F$  统计值均较大，拒绝 IV 为弱工具变量的假设。

表 3 的 Panel A 给出 2SLS 的第二阶段回归结果。第 (1) — (2) 列为重点初中对收入的基准回归结果，第 (1) 列控制了地区和调查年份虚拟变量，第 (2) 列增加控制个体和家庭外生特征变量。所有回归结果均显示，入读重点初中的系数显著为正，即入读重点初中改善了个体成年后的收入。

表 3 第 (3) — (6) 列利用 Plausibly Exogenous Instruments Framework 处理后的回归结果，根据未上学和小学毕业的反事实样本，估计模型 (3) 中  $IV_{ij}$  (即地区重点学校比率<sub>ij</sub>) 的变量系数 $\hat{\alpha}_1$  为 13.174 (标准误 5.473)，故在模型 (4) 中需要将  $IV_{ij}$  不通过重点学校<sub>ij</sub> 影响收入的效应剔除。<sup>20</sup> 具体地， $\log(\widehat{\text{收入}})_{ij} = \log(\text{收入})_{ij} - 13.174 \times \text{地区重点学校比率}_{ij}$ 。第 (3) 列控制了地区和调查年份虚拟变量，第 (4) 列增加控制个体和家庭的外生特征变量。结果表明，重点初中对收入影响仍显著为正。

再看控制变量，以第 (4) 列为解释基准：父母出生时的户口类型、母亲受教育等级、14 岁的家庭等级和 14 岁的意志力对收入的影响均不显著；但年龄、性别、出生时的户口类型和父亲受教育等级等，对收入的影响均显著，控制变量的系数符号亦合乎预期。

接下来是稳健性检验。首先，考虑移民或流动人口的影响。父母为了改善孩子教育，有可能根据地区重点学校数量多少进行迁移或流动，倘若如此，则 2SLS 估计结果就可能有偏。第 (5) — (6) 列回归试图排除移民或流动人口的影响。其中，第 (5) 列将受访者在 14 岁前发生过户口迁移的样本剔除，以排除移民效应<sup>21</sup>；第 (6) 列将受访者在 14 岁居住地和出生地不一致的样本剔除，以排除流动人口效应<sup>22</sup>。排除移民和流动人口后的回归结果表明，前文结论依然成立。

其次，不同等级重点学校对个体收入影响大小应不同。我们构建初中等级变量，记省/直辖市重点初中就读为 3，县/市级重点初中就读为 2，区/乡/镇重点初中就读为 1，其他为 0。第 (7) 列回归结果表明，重点学校等级越高，收入显著越高。这一事实不难理解：在中国的行政体制下，学校所属行政机构级别越高，学校资源将越多，办学条件也越好，重点学校制度优势就越显著，个体收入便随着入读重点学校的等级提升而改善。

<sup>20</sup> 有读者也许会质疑：不同受教育等级的个体受地区重点学校比率的影响可能不一样。为了对比 IV 的共同作用是否会导致不同受教育等级的人群有差异，我们将小学毕业和未上学的样本分开，对比这两个阶段受教育的群体受到 IV 的影响是否有显著的差异。小学样本 2 378 个，重点学校比率对其影响的系数为 12.65 (显著)，未上学样本 577 个，重点学校比率对其影响的系数为 17.27 (显著)，虽然此处只对比了两个不同受教育水平的影响效应，但是它们与均值 13.17 没有太大的差异。

<sup>21</sup> CLDS 2012&2014 均给出受访者是否发生户口迁移以及第一次迁移户口时间的调查问题，从该问题可以判断受访者在入读初中之前是否移民。

<sup>22</sup> CLDS 2014 给出受访者 14 岁时居住地和出生地是否一样的调查问题，从该问题可以判断受访者在入读初中之前是否为流动人口，但是 CLDS 2012 并没有询问该问题。

最后, 更换 IV (地区重点学校占比) 的计算方式, 第 (8) 列用各城市的重点学校占城市所在省/直辖市/自治区重点学校的比率来刻画地区重点学校比率, 前文的结论并不改变。考虑到直辖市内的学校数量无法计算占比, 地区重点学校比率仅反应地区资源占有量, 且回归已控制省级虚拟变量, 用各省和全国数量计算重点学校占比的差异不大, 故后文主要用地区重点学校比率<sub>ij</sub>作为 IV。

其他稳健性检验包括: ①OLS 回归结果, 结论同表 3; ②将工资性收入作为个体收入的度量指标, 结论同第 (2) 列和第 (4) 列; ③考虑到重点初中变量为虚拟变量, 采用 Treatment Effect Model 进行回归 [ 相同 IV, Treatment Effect Model 介绍见钟粤俊等 (2019) ], 结论同第 (2) 列和第 (4) 列; ④将回答初中不分重点与非重点学校的样本剔除, 结论同第 (2) 列和第 (4) 列。(限于篇幅, 以上稳健性检验结果未予汇报, 备索)

以上系列检验工作结果支持假说 1: 入读重点初中对个体成年后收入有显著正向影响, 且入读的重点初中隶属行政等级越高, 个体收入也越高。

表 3 2SLS 基准回归估计结果

	Panel A: 第二阶段回归							
	log (收入)				$\log(\widetilde{\text{收入}})$			
	2002 年及以前				更换占比			
	基准回归				稳健性检验			
	全样本	全样本	全样本	全样本	无迁户	14 无移动	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
重点初中 (是为 1)	3.469*** (0.725)	3.886*** (1.062)	1.632*** (0.517)	1.409** (0.656)	1.493** (0.673)	1.482*** (0.514)		3.964* (2.204)
初中等级							0.715** (0.303)	
年龄	0.066 (0.049)		0.053* (0.032)	0.053 (0.034)	0.019 (0.043)	0.058* (0.031)	0.051 (0.053)	
年龄平方	-0.001* (0.001)		-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001** (0.000)	-0.001 (0.001)	
性别 (女性为 1)	-0.437*** (0.045)		-0.438*** (0.027)	-0.442*** (0.029)	-0.419*** (0.036)	-0.436*** (0.026)	-0.438*** (0.052)	
父亲受教育等级	-0.006 (0.033)		0.036* (0.022)	0.036* (0.021)	0.019 (0.029)	0.035 (0.022)	-0.003 (0.044)	
母亲受教育等级	-0.036 (0.035)		0.031 (0.023)	0.030 (0.023)	0.016 (0.029)	0.021 (0.024)	-0.027 (0.072)	

(续表)

Panel A: 第二阶段回归								
	log(收入)				$\log(\widehat{\text{收入}})$			
	2002年及以前				更换占比			
	基准回归				稳健性检验			
	全样本	全样本	全样本	全样本	无迁户	14 无移动	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
父亲出生时		-0.108		-0.056	-0.047	-0.086	-0.049	-0.098
户口类型		(0.115)		(0.060)	(0.062)	(0.094)	(0.058)	(0.125)
母亲出生时		0.047		-0.004	-0.004	0.009	-0.023	0.074
户口类型		(0.113)		(0.058)	(0.059)	(0.084)	(0.059)	(0.153)
出生户口类型		0.098		0.204***	0.191***	0.194**	0.136*	0.066
		(0.125)		(0.061)	(0.066)	(0.093)	(0.071)	(0.196)
14岁家庭		-0.002		0.011	0.012*	0.024*	0.012*	0.004
等级自评		(0.011)		(0.007)	(0.007)	(0.012)	(0.006)	(0.016)
14岁意志力		-0.124		-0.010	-0.017	-0.077	0.011	-0.113
自评		(0.086)		(0.045)	(0.047)	(0.060)	(0.037)	(0.137)
初中虚拟变量	否	是	否	是	是	是	是	是
省级虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
调查虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
截距项	9.519*** (0.226)	8.950*** (1.040)	9.597*** (0.158)	8.315*** (0.700)	8.399*** (0.729)	9.326*** (0.868)	8.217*** (0.671)	10.486*** (1.281)
Panel B: 第一阶段回归								
	重点初中					初中等级	重点初中	
地区重点学校比率	7.203*** (1.206)	5.343*** (1.159)	7.203*** (1.206)	5.343*** (1.159)	5.583*** (1.201)	9.511*** (1.932)	10.524*** (2.031)	0.217* (0.125)
KP RK LM 统计值	12.948	10.778	12.948	10.778	11.055	10.646	12.914	3.739
CD Wald F 统计值	56.091	30.353	56.091	30.353	31.962	39.803	47.039	8.985
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	6 944	6 944	6 944	6 944	6 755	2 724	6 944	5 470

注：括号内为基于省聚类稳健标准误；\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ；第一阶段回归的其他控制变量同第二阶段的变量。

## (二) 异质性分析

首先，考虑少年时家境贫富不同的群体。将受访者对 14 岁时家庭等级自评为 0—4 的视为非常富裕家庭，家庭等级自评为 5—10 的视为富裕家庭。表 4 第（1）列和第（2）列回归结果表明：入读重点初中对非富裕家庭个体的收入有显著影响，系数值也更大；对富裕家庭个体的影响并不显著。一方面，这可能是因为非富裕家庭的孩子要上更好的学校往往得依靠其优秀的学习能力和表现，即这些孩子本身可能比没上重点学校的非富裕家庭的孩子能力更强；但另一方面，这也可能表明，非富裕家庭的孩子要改变命运很大程度上与就读的学校有关，而对于来自富裕家庭的孩子，就读学校的好坏对他们的影响则没有那么大。

其次，考虑意志力强弱不同的群体。意志力会对个体成就产生不容忽视的影响（钟粤俊和董志强，2017）。重点中学的竞争和压力比普通中学更大，意志力更强的个体可能更适应高竞争和高压力的学习生活。表 4 第（3）列和第（4）列将 CLDS 中意志力自评分数较低的样本视为意志力弱，自评分数较高的样本视为意志力强。回归结果表明，对于意志力弱的个体，入读重点初中对其成年后的收入影响虽然为正，但统计上不显著；对于意志力强的个体，入读重点初中对其成年后的收入影响显著为正。

再次，考虑来自城市或农村的不同群体。重点学校主要分布在城市，农村重点学校数量较少，城市既可能有省级重点学校也可能有区镇重点或非重点学校，学校差别较大，农村一般为区镇重点学校和非重点学校，学校差别较小。表 4 第（5）列和第（6）列根据受访者 14 岁时居住地为城市或农村，讨论就读重点初中对个体收入的影响，结果表明：不论哪一个群体，入读重点初中对收入皆有显著的正向影响，城市样本的回归系数更大。

最后，考虑不同性别的群体。中国传统社会重男轻女，对男孩的偏爱导致家庭更倾向于将男孩送至更好的学校，而对女孩的就读学校则相对不那么看重。表 4 第（7）列和第（8）列回归结果表明：入读重点中学，对于男性和女性都会显著改善其收入，男孩样本的回归系数是女孩样本的 2 倍左右。

表 4 异质性比较下的 2SLS 回归结果

	log(收入)							
	家庭是否富裕		意志力强弱		分城乡对比		分性别对比	
	非富裕	富裕	弱意志力	强意志力	城市	农村	男性	女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
重点初中 (是为 1)	1.803 *	0.627	4.270	1.045 **	1.904 **	1.254 *	2.047 **	1.060 **
	(0.951)	(0.433)	(4.744)	(0.478)	(0.756)	(0.650)	(0.948)	(0.488)

(续表)

	$\log(\text{收入})$							
	家庭是否富裕		意志力强弱		分城乡对比		分性别对比	
	非富裕	富裕	弱意志力	强意志力	城市	农村	男性	女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	4 540	2 404	2 017	4 927	1 837	5 107	4 064	2 880

注：括号内为基于省聚类稳健标准误；\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ；其他控制变量同表3第(3)列。

### (三) 反事实检验

前面曾提及，20世纪60年代中期至70年代初，重点学校制度遭到彻底破坏，重点学校累积的优势荡然无存，重点学校“名存实亡”。而20世纪90年代中后期的基础教育改革，从制度上取消了基础教育阶段的重点学校，但重点学校累积的优势仍然存在，重点学校“名亡实存”。两个现象正好互为反事实，为检验假说2提供了事实和数据。如果假说2成立，则我们应看到20世纪60年代中期至70年代初，入读重点中学对个体成年后的收入无甚影响；20世纪90年代中后期，入读重点中学对个体收入有显著正向影响。本小结的回归估计结果支持了上述论断。

表5是对1966—1975年入读初中样本的回归结果。考虑到该时期样本具有一定特殊性，我们同时汇报了 $\log(\text{收入})_{ij}$ 和 $\log(\widehat{\text{收入}})_{ij}$ 的回归结果。第(1)和第(4)列的回归结果表明，入读重点初中对个体成年后收入的影响在统计上不显著。考虑对重点中学制度破坏的时滞性或预期性，将时间界限1966—1975年替换为1967—1974年或1966—1974年，结论类似（结果未予汇报以节约版面）。第(2)和第(5)列选取对重点学校制度破坏最严重的时间段1967—1973年单独考察，结果表明入读重点学校对收入有负向影响但在统计上仍不显著。第(3)和第(6)列考虑1964—1975年入读初中的样本（包括1964—1965年存在重点学校制度，但入读初中后，重点学校制度取消的样本），结论同第(1)和第(4)列类似。最后，考虑到基准回归选取1981年各城市首批办好重点学校占全国重点学校的比率作为重点学校IV，表5第(7)—(8)列用1963年省级层面各地区重点初中比率作为工具变量进行稳健性检验，结论同表5第(1)和第(4)列类似。我们还统计了各入学年份的人数，以检验1966—1975年间接受教育群体是否发生显著变化：1966—1975年，各学年的入学人数在数据中占比为1%—2.84%；1976—2002年，各学年的入学人数占比2.4%—3.3%；1965年及以前，各学年的入学人数占比为0.1%—0.5%。这说明1966—1975年间各学年的入学人数变化与1966—1975年前后没有明显的不连贯性，该时期入读重点中学对个人收入影响效应同其他时期的差异，不大可能是由于受教育群体变化引起的。

表 5 两阶段最小二乘回归下的反事实检验

读初中年份	Panal A: 各城市首批重点学校比率作为 IV						Panal B: 1963 省级 IV	
	ln(收入)			ln(收入)			ln(收入)	ln(收入)
	1966— 1975	1967— 1973	1964— 1975	1966— 1975	1967— 1973	1964— 1975	1966—1975	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
重点初中	25.628	-12.255	66.756	8.396	-3.761	20.296	-2.225	-2.216
(是为 1)	(143.349)	(28.338)	(907.578)	(48.365)	(8.681)	(277.814)	(5.220)	(5.352)
其他变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	1 304	892	1 379	1 304	892	1 379	1 237	1 237

注：括号内为基于省聚类稳健标准误；第（1）—（6）列的其他控制变量同表 3 第（3）列，第（7）—（8）列 IV 为省级层面的变量，故地区固定效应选用东中西部固定效应；用 OLS 和 Treatment Effect Model 对表 5 进行估计，结论同 2SLS 一致。表中 ln(收入) 是对 log(收入) 的缩写。

表 6 是针对 20 世纪 90 年代取消重点学校制度改革前后的样本的回归结果。结果表明，不论政策取消前抑或取消后，入读重点初中的个体都有显著更高的收入。<sup>23</sup>对比政策取消前后的系数，可以发现，政策强调较政策取消时期，入读重点初中的收入会比非入读重点初中的收入更大（前者系数大小是后者的 2 倍），其中可能是由于受访人年龄大小的区别，反映重点初中对收入的影响在长期会更大。

表 6 重点学校制度取消前后回归估计

	log(收入)		log(收入)		
	≤1992 年	1993—2002 年	≤1992 年	1993—2002 年	
	强调制度	强调取消	强调制度	强调取消	
(1)	(2)	(3)	(4)		
重点初中	5.559**	2.493***	2.419*	1.187*	
(是为 1)	(2.493)	(0.891)	(1.368)	(0.648)	
其他控制变量	是	是	是	是	
样本数	4 182	2 762	4 182	2 762	

注：括号内为基于省聚类稳健标准误；\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; 第一阶段结果省略。

<sup>23</sup> 此处的 Plausibly Exogenous Instruments Framework 处理，在 1993 年前入读初中和 1994 年后入读初中群体的计算不一样。因为这两个群体中，未上学和小学毕业的反事实样本存在差异，1993 年前入读初中计算得到的地区重点学校比率  $i_j$  的变量系数为 13.118（标准误 6.522）。对此样本，需在模型（4）中将地区重点学校比率  $i_j$  不通过重点学校  $i_j$  对收入的影响效应剔除， $\widehat{\log(\text{收入})}_{ij} = \log(\text{收入})_{ij} - 13.118 \times \text{地区重点学校比率}_{ij}$ 。1994 年后入读初中计算得到的地区重点学校比率  $i_j$  的变量系数为 8.975（标准误 4.601），对此样本，需在模型（4）中将地区重点学校比率  $i_j$  不通过重点学校  $i_j$  对收入的影响效应剔除， $\widehat{\log(\text{收入})}_{ij} = \log(\text{收入})_{ij} - 8.975 \times \text{地区重点学校比率}_{ij}$ 。

上述系列检验工作结果支持了假说2：当重点初中存在制度累积优势时，入读重点初中才会显著提高个体成年后的收入；否则，对收入没有显著影响。

## 五、影响机制

入读重点中学，既可以通过塑造个体早期的人力资本（比如提高解决问题的能力）直接影响个体未来的收入，也可以通过帮助个体在未来获得更好的教育机会（比如更大概率升入名校）而间接影响个体未来的收入。本部分检验入读重点初中是否通过改善个体随后的教育数量和质量进而影响个体成年后的收入。

### （一）改善受教育数量

#### 1. 受教育年数

个体受教育数量多少，可以用受教育年数来衡量。表7第（1）列是入读重点初中对收入的回归结果，结论同基准回归；第（2）列是入读重点初中对受教育年数的回归，可见入读重点初中导致个体显著延长了教育年限；第（3）列是受教育年数对个体收入的回归，更高收入与更长的教育年限显著关联（此处回归采用OLS模型，若用地区重点学校比率作受教育年数IV的2SLS回归结果与此类似）；第（4）列同时纳入了入读重点初中和受教育年数，此时受教育年数的系数仍显著为正，而入读重点初中的系数虽然也为正但统计上不显著。由此我们可视受教育年数为中介变量，入读重点初中通过影响教育年数进而影响到个体成年后的收入水平。

表7 受教育年数的机制检验

	全样本 $\log(\widetilde{\text{收入}})$ 2SLS (1)	全样本 受教育年数 2SLS (2)	全样本 $\log(\widetilde{\text{收入}})$ OLS (3)	全样本 $\log(\widetilde{\text{收入}})$ 2SLS (4)
重点初中	1.345** (0.613)	9.528*** (2.485)		0.826 (0.660)
受教育年数			0.141*** (0.056)	0.054*** (0.013)
其他控制变量	是	是	是	是
KP RK LM 统计值	29.579	29.579	48.181	23.131
CD Wald F 统计值	17.740	17.740	28.558	13.549
样本数	6 900	6 900	6 900	6 900

注：括号内为基于省聚类稳健标准误；\*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ；其他控制变量同表3第（3）列。

## 2. 受教育年数的反事实检验

1966—1975 年，重点学校制度受到彻底破坏，在这一时期入读重点中学和非重点中学没有实质性的区别，那么这一时期入读重点中学应该不会实质性地改变个体受教育年数。同时期，大学不再考试选拔而是推荐招生，故对于临近 1966 年入读初中的个体，是否入读重点初中也应不会实质性改变其最终受教育年数。1975 年后入读初中的，需要经过高考选拔才能进入大学，因此入读重点初中应显著改变其最终受教育年数。

表 8 的回归估计结果验证了上述推断。第 (1) — (5) 列列示了 1966—1975 年及其前后不同时间段内入读初中的学校类型对受教育年数的回归结果。其中，第 (1) 列是 1966—1975 年入读初中的样本回归结果，可见该时期入读初中学校类型和最终受教育年数没有显著联系；第 (2) 列是 1966 前入读初中的回归结果，该时期入读初中学校类型和受教育年数也没有显著联系；第 (3) 列是 1966—1970 年入读初中（对应 1972—1976 年高校恢复推荐式招生）的回归结果，该时期入读初中学校类型和最终受教育年数没有显著联系；第 (4) 列是 1971—1975 年入读初中（1976 年之后参加高考）样本的回归结果，该时期入读初中学校类型和收入没有显著联系；第 (5) 列是 1976—1985 年入读初中的回归结果，入读初中学校类型对最终受教育年数产生了显著正向影响，入读重点初中的个体最终受教育年数显著更长。上述结果表明，重点学校实质上的制度累积优势（而不是名义上的重点学校）才会对个体最终受教育年数产生影响。

表 8 第 (6) — (8) 列给出 1975 年以前不同时间段内入读初中的学校类型对受教育年数的 OLS 回归结果。其中，第 (6) 列给出 1966 年前入读初中的回归结果，入读初中学校类型对受教育年数没有显著的影响；第 (7) 列给出 1966—1970 年入读初中的回归结果，结论表明该时期入读初中学校类型对受教育年数没有显著的影响；第 (8) 列给出 1971—1975 年入读初中，1976 年后参加高考的回归结果（回归系数显著可能是由于 OLS 结果存在遗漏变量带来的内生性问题）。

表 8 受教育年数的反事实检验

	受教育年数							
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	OLS	OLS	OLS
1966—			1966—	1971—	1976—		1966—	1971—
1975	$\leqslant 1965$		1970	1975	1985	$\leqslant 1965$	1970	1975
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
重点初中 (是为 1)	36.459 (115.754)	-16.444 (27.363)	10.293 (18.742)	-102.943 (923.658)	16.845** (7.910)	-1.016 (0.786)	0.403 (0.305)	0.416* (0.219)
其他变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	1293	123	454	839	2368	123	454	839

注：括号内为基于省聚类稳健标准误；\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ ；其他控制变量同表 3 第 (3) 列。

## (二) 改善受教育质量

根据可获得的信息，我们用是否本科入读“好”大学和是否有职业资格证书作为个体在学生时期和职业时期的教育质量的测度。本文将教育部直属高等院校和中央或国家其他部委所属高等院校，视为高质量教育，记为1；其他地方院校记为0。将有职业资格证书记为1，无记为0。

表9第(1)列表明，入读重点初中的个体有更大概率入读好大学（采用2SLS同IV\_Probit回归类似）；第(2)列表明，入读好大学的收入显著更高；第(3)列同时考虑了是否入读重点初中和是否入读好大学，结果入读重点初中的系数值大小和显著性都大大下降，说明入读重点初中从一定程度上通过入读好大学进而影响个人收入。

表9第(4)列表明，入读重点初中的个体有更大概率获得职业资格证书（采用2SLS同IV\_Probit回归类似）；第(5)列表明，获得职业资格证书的个体收入也显著更高；第(6)列同时考虑是否入读重点初中和是否获得职业资格证书，可见在控制是否获得职业资格证书后，入读重点初中的系数值和显著性都下降了，这说明入读重点初中甚至影响了个体职业技能发展进而影响到其收入水平。

表9 其他的机制检验

	是否入读好大学机制检验			是否有资格证书机制检验		
	全样本	全样本	全样本	全样本	全样本	全样本
	入读好大学	log(收入)	log(收入)	有资格证书	log(收入)	log(收入)
	IV_Probit	OLS	2SLS	IV_Probit	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
重点初中	1.489***		1.123*	2.110***		1.261*
(是为1)	(0.525)		(0.643)	(0.226)		(0.691)
入读好大学		0.153**	0.043			
		(0.042)	(0.078)			
有资格证书				0.278***	0.183***	
				(0.027)	(0.065)	
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	976	976	976	6 944	6 944	6 944

注：括号内为基于省聚类稳健标准误；\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ；其他控制变量同表3第(3)列。

## 六、结 论

本文利用 2012 年和 2014 年中国劳动力动态调查数据，从经验上评估入读重点学校对个体成年后收入的长期影响。结果发现，入读重点初中的个体收入显著更高。在机制上看，入读重点初中能够使个体接受到更高质量的基础教育，为其后来的教育成就奠定了坚实的基础，它使得个体能够获得更长的教育年数，有更大的概率进入好大学接受高质量的高等教育，在职业技能上也发展得更好，最终这一系列累积的效应将使其获得更高的收入。我们也发现，重点初中对个体的影响，源于其累积优势：如果重点初中只是名义上存在但没有真实的优势（比如 20 世纪 60 年代中期至 70 年代初），入读重点初中对个人教育成就和收入都谈不上有实质性的影响；反之，就算名义上没有重点初中，但其累积的真实优势仍实际存在（比如 20 世纪 90 年代中后期甚至延续至今），入读（事实上的）重点初中也会对个人的教育成就和收入产生真实影响。因此，教育质量不平等，绝非表现在文件或规定中是否存在“重点学校”，而在于事实上是否存在教育资源分配的不公平和不均衡。

我们也发现了入读重点初中对个体的长期影响具有异质性。一个有趣的发现是，对于来自富裕家庭的个体，入读重点初中对个体的收入虽然也有正的影响，但统计上并不显著；对于来自非富裕家庭的个体，入读重点初中对个体的收入具有显著的正的影响。弄清楚这一现象的成因还需要进一步的研究。但它似乎表明，所谓“输在起跑线”，往往只发生在贫穷的家庭。高质量的基础教育对于非富裕家庭的孩子来说，无异于雪中之炭，是改变他们命运的一根稻草。这就是教育公平对于建设一个平等、和谐社会的重要性。

因为“起跑线决定未来”，所以更需要公平的起跑线。本文对于政策的一个重要含义是，促进义务教育均衡发展、确保起点公平的基础教育改革至关重要。

## 参 考 文 献

- [1] Angrist, J. D., and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2008.
- [2] Conley, T. , C. Hansen, and P. Rossi, “Plausibly Exogenous”, *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94 (1), 260-272.
- [3] Dobbie, W. , and R. G. Fryer Jr, “Exam High Schools and Academic Achievement: Evidence from New York City”, National Bureau of Economic Research (No. w17286), 2011.

- [4] 何雪莲，“重点学校：从理念回归常识”，《教育科学研究》，2010年第6期，第20—23页。
- [5] Hoxby, C. , “Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation”, National Bureau of Economic Research (No. 7867), 2000.
- [6] Hoxby, C. M. , and G. Weingarth, “Taking Race out of the Equation: School Reassignment and the Structure of Peer Effects”, Working Paper (No. 7867), Harvard University, 2005.
- [7] 柯政、陈霜叶、任友群，“重点学校与非重点学校的校长领导行为比较”，《北京大学教育评论》，2013年第1期，第63—82+191页。
- [8] Jackson, C. K. , “Do Students Benefit from Attending Better Schools? Evidence from Rule-based Student Assignments in Trinidad and Tobago”, *The Economic Journal*, 2010, 120 (549), 1399-1429.
- [9] 李海涛，《中国教育不平等问题的统计研究》。杭州：浙江工商大学出版社，2008年。
- [10] 李忠路、邱泽奇，“家庭背景如何影响儿童学业成就？——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析”，《社会学研究》，2016年第4期，第121—144+244—245页。
- [11] 刘桂玲，《建国至改革开放前义务教育学制改革的历史研究（1949—1976年）》，西南大学硕士学位论文，2011年。
- [12] Lucas, S. R. , “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects!”. *American Journal of Sociology*, 2001, 106 (6), 1642-1690.
- [13] Murnane, R. J. , J. H. Tyler, and J. B. Willett, “Do the Cognitive Skills of School Dropouts Matter in the Labor Market?”, *Journal of Human Resources*, 2000, 35 (4), 748 - 754.
- [14] Pop-Eleches, C. , and Urquiola M. , “Going to a Better School: Effects and Behavioral Responses”, *American Economic Review*, 2013, 103 (4), 1289-1324.
- [15] Shavit, Y. , and W. Müller, “Vocational Secondary Education, Tracking, and Social Stratification”, in *Handbook of the Sociology of Education*, 2000, 437-452.
- [16] Sewell, W. H. , and R. M. Hauser, *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: Academic Press, 1975.
- [17] 唐俊超，“输在起跑线——再议中国社会的教育不平等（1978—2008）”，《社会学研究》，2015年第3期，第123—145+244页。
- [18] 王善迈，“基础教育‘重点校’政策分析”，《教育研究》，2008年第3期，第64—66+89页。
- [19] 王香丽，“基础教育阶段重点学校制度对我国教育公平的影响”，《教育评论》，2010年第6期，第3—6页。
- [20] 吴愈晓，“教育分流体制与中国的教育分层（1978—2008）”，《社会学研究》，2013年第4期，第179—202+245—246页。
- [21] 《中国教育年鉴》编辑部，《中国教育年鉴（1949—1981）》。北京：中国大百科全书出版社，1984年。
- [22] 《中国教育年鉴》编辑部，《中国教育年鉴（1985—1986）》。长沙：湖南教育出版社，1986年。
- [23] 钟粤俊、董志强，“意志的力量——青少年时期意志力对成年收入的影响”，《产业经济评论》，2017年第2期，第23—38页。
- [24] 钟粤俊、张天华、董志强，“政治联系会提高企业开工率吗？——基于中国私营企业调查的经验研究”，《经济学报》，2019年第1期，第120—145页。

## Your Future Determined by the Starting Line? —The Long-Term Effects of the Key School on Income

ZHIQIANG DONG

(*South China Normal University*)

YUEJUN ZHONG\*

(*Shanghai Jiao Tong University*)

WENLIAN LIN

(*Lingnan College, Sun Yat-sen University*)

**Abstract** Based on CLDS 2012 and 2014 data sets, we analyse the long-term relationship between the compulsory education inequality and the income. First, using the city key school rate in 1982 to identify the key school resource as the key school's instrument variable, we confirmed that the key middle school has a positive effect on income. Second, we supposed that the advantage of the key school has made the income different, and we proved it by two counterfactual examples. Finally, we find that education achievement is one of the very important mediate mechanism between the key school and income. This paper has policy implications for China's current compulsory education reform.

**Key Words** key school, income, advantage of the key school system

**JEL Classification** I21, D19, J31

---

\* Corresponding Author: Yuejun Zhong, Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University; No. 1954 Huashan Road, Shanghai, 200030, China; Tel: 86-15626453844; E-mail: yuejunzhong1@sjtu.edu.cn.