

# 中国城乡居民的教育机会不平等 及其演变（1978—2008）\*

吴愈晓

**摘要：**改革开放以来，随着中国教育规模的扩张，城乡居民受教育水平逐年提高，但教育不平等并未得到有效改善。使用 CGSS2008 数据，检验户籍、家庭社会经济地位、父母受教育年限以及兄弟姐妹数量等因素对初中、高中和大学三个教育阶段升学机会的影响及其作用在 1978—2008 年间的变化趋势。研究发现，初中升学机会的城乡差异没有变化，高中和大学升学机会的城乡不平等有扩大趋势；父亲职业地位对子女升学机会的影响保持不变，表明教育获得的阶层差异 1978 年以来没有发生明显变化；父母受教育年限对子女教育获得的作用显著，而且其作用持续上升；因兄弟姐妹数量差异导致的教育不平等也有上升趋势。要理解改革后中国教育不平等的结构及其演变，除讨论阶层不平等外，尚需关注影响居民教育决策的微观机制。

**关键词：**理性行动理论 文化资本 教育分层 教育政策

作者吴愈晓，山东大学哲学与社会发展学院教授（济南 250100）。

## 一、问题的提出

改革开放以来，随着我国教育规模的扩张，城乡居民的受教育水平逐年提高，但教育获得的不平等问题并未得到有效改善。<sup>①</sup>近年来，教育公平问题得到政府部门的高度关注。温家宝总理 2010 年 7 月在全国教育工作会议上的讲话中指出，“教育公平是社会公平的重要基础，是最基本最重要的公平，是实现社会公平‘最

\* 本文为国家社会科学基金“十一五”规划教育学青年课题“现代教育对社会分层流动的影响研究”（CFA090096）成果，并得到教育部“新世纪优秀人才支持计划”（2011）及山东大学人文与社会科学重大项目“改革以来中国的教育公平研究”资助。

① 参见杨东平：《中国教育公平的理想与现实》，北京：北京大学出版社，2008 年。

伟大的工具’”，并强调我国教育工作下一步的重点是解决义务教育资源配置不均衡的问题。<sup>①</sup> 2010年5月国务院常务会议审议通过的《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010—2020年）》将“形成惠及全民的公平教育”作为我国教育发展的战略目标之一。<sup>②</sup> 可见教育公平问题的重要性和紧迫性。

学术界更多关注教育不平等的结构，即探讨影响教育获得不平等的具体因素及其作用的变化趋势。目前关于中国教育分层的研究主要有两条主线。其一是探讨制度变迁（市场转型）与教育分层之间的关系，认为市场化改革改变了中国社会的总体分层体系，因而教育不平等的结构也会发生变化。虽然使用不同的数据资料，但大多沿着这条主线的研究发现，市场转型以来中国居民教育获得的阶层差距呈扩大趋势。<sup>③</sup> 另一条主线则主要借鉴“最大化维持不平等”（简称MMI）理论，<sup>④</sup> 检验中国教育扩张对教育不平等的影响。<sup>⑤</sup> 这条主线的多数研究结果都基本支持MMI理论，即中国教育扩张并没有导致教育获得阶层差异的缩小，甚至出现扩大的势头。

笔者认为，已有研究为理解中国教育不平等及其变迁提供了理论视角和丰富的经验依据，但大多都主要着眼于阶级或阶层的不平等或讨论制度变迁对教育获得的影响，而对个体或家庭教育决策的微观过程关注不够；而且对我国教育政策的变化及其后果并未给予足够的重视。改革开放以来中国教育规模不断扩张的同时，教育政策也有一系列的重大改革或调整。由于这些政策的改变或调整大都与教育资源的调节和分配、受教育者需要负担的费用、录取和毕业分配制度等直接影响个体或家

① 温家宝：《强国必强教 强国先强教》，2010年8月31日，[http://www.gov.cn/ldhd/2010-08/31/content\\_1692288.htm](http://www.gov.cn/ldhd/2010-08/31/content_1692288.htm)，2012年5月11日。

② 《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010—2020年）》，2010年7月29日，[http://www.gov.cn/jrzq/2010-07/29/content\\_1667143.htm](http://www.gov.cn/jrzq/2010-07/29/content_1667143.htm)，2012年5月11日。

③ Xueguang Zhou, P. Moen and N. B. Tuma, “Educational Stratification in Urban China: 1949-1994,” *Sociology of Education*, vol. 71, no. 3, 1998, pp. 199-222. 李春玲：《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响（1940—2001）》，《中国社会科学》2003年第3期。李煜：《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得（1966—2003）》，《中国社会科学》2006年第4期。

④ 该理论由拉夫特里和蒙特提出（A. E. Raftery and M. Hout, “Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education: 1921-1975,” *Sociology of Education*, vol. 66, no. 1, 1993, pp. 41-62），认为教育扩张并不一定会导致各阶层受教育机会的平等化趋势，上层阶级或优势阶层是教育扩张的受益者，除非这些上层阶级的教育需求达到饱和，教育机会才会惠及下层从而出现平等化趋势。

⑤ 郝大海：《中国城市教育分层研究（1949—2003）》，《中国社会科学》2007年第6期。李春玲：《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应的考查》，《社会学研究》2010年第3期。Maocan Guo and Xiaogang Wu, “Trends in Educational Stratification in Reform-Era China, 1981-2006,” in C. Suter, ed., *Inequality beyond Globalization*, Piscataway, NJ: Transaction Publishers, 2010, pp. 335-360.

庭教育决策的因素密切相关,因此,教育政策的变化可能直接影响个体及其家庭在微观层面的教育决策过程,从而成为中国居民教育不平等结构发生变化的重要诱因之一。即研究改革开放以来中国的教育不平等,除讨论阶层间的教育不平等及其演变,尚需关注教育政策以及相关社会政策的变化对教育获得因素(特别是微观因素)的影响,这也是本文的主要目的所在。

## 二、影响个人或家庭教育决策的微观机制

虽然研究教育分层的学者大多关心教育的阶层不平等及其历史演变,但仍有许多学者从微观层面研究个体教育获得的差异或家庭教育决策的过程,并提出了不同的理论。这里涉及三种最具代表性的理论:文化资本理论、资源稀释理论和教育决策的理性行动理论。

### (一) 文化资本理论

文化资本是布迪厄理论体系中的重要概念。根据布迪厄的观点,文化资本通过三种不同形态存在:一是身体化形态,即人们的身体或心灵中根深蒂固的性情倾向;二是客观化形态,体现在文化物品(如图画、书籍和词典等)之中;三是制度化形态,或可简称为文化制度。<sup>①</sup>布迪厄及其同事在研究中发现,文化资本有助于提高学生的认知能力和学习技能,从而使其更好地掌握学校的课程,取得更好的成绩;另外,文化资本较丰富的家庭由于拥有更多的文化资源和更好的文化氛围,因此孩子的升学抱负或热望(aspiration)更高。故文化资本与教育获得有着非常密切的关系,文化资本越多,在学校的表现越好,升学的机会也越大。<sup>②</sup>布迪厄在此基础上提出“文化再生产”理论,并用来解释教育获得的阶级(阶层)差异。他认为文化资本是上层阶级用来识别和维护其精英身份及地位的文化符号,他们通过投入更多的文化资本,帮助子女在学校教育中取得成功并以此传承其精英地位。<sup>③</sup>在布迪厄看来,文化资本是家庭背景与教育获得关系的中间作用机制,也是阶层地位再生产的中间环节。

文化资本理论由于强调教育获得的微观过程,并有助于理解社会阶层与教育不平等之间的关系,因此在社会分层和教育社会学领域得到广泛关注,并得到大量基

① P. Bourdieu, "The Forms of Capital," in A. H. Halsey et al., eds., *Education: Culture, Economy, and Society*, New York: Oxford University Press, 1997, pp. 46-58.

② P. Bourdieu and J. C. Passeron, *Reproduction in Education, Society and Culture*, Beverly Hills, CA: Sage, 1977.

③ P. Bourdieu, "Cultural Reproduction and Social Reproduction," in J. Karabel and A. H. Halsey, eds., *Power and Ideology in Education*, New York: Oxford University Press, 1977, pp. 487-511.

于西方社会的经验研究支持。<sup>①</sup> 基于中国社会的经验研究结果也证明文化资本与教育获得之间具有密切的关系。<sup>②</sup>

## (二) 资源稀释理论

资源稀释理论是关于兄弟姐妹数量与教育获得之间关系的理论假设。布雷克早期的一项研究发现,在被研究的成年人中,兄弟姐妹越多的人,受教育程度越低;而对于那些年轻的学生,兄弟姐妹的数量则与其学习成绩和教育期望成反比。<sup>③</sup> 为解释这一现象,布雷克提出资源稀释模型,认为兄弟姐妹人数的增多导致分配到每个孩子身上的家庭资源份额减少,因而对每个孩子的教育成就都有负面影响。布雷克认为家庭资源包括三方面:一是家庭的环境或场景,包括家居形式、生活必需品以及文化物品(如书籍和音乐等);二是各种有利于孩子接触外界社会的机会;三是父母对孩子的关注、干预或直接的教导。<sup>④</sup>

资源稀释理论提出后,得到基于美国社会的多项经验研究的进一步验证。<sup>⑤</sup> 已有研究也表明该理论同样适用于中国。<sup>⑥</sup> 由此看来,研究中国的教育不平等及其变化,不应该忽视兄弟姐妹数量这一重要变量。

## (三) 教育决策的理性行动模型

教育决策的理性行动模型源于对 MMI 理论的反思和批评。虽然 MMI 假设得到多国经验资料支持,但仍有不少欧洲国家的实际情况与它的理论预设不一致(例如,

- 
- ① 关于西方社会的文化资本与教育获得的经验研究述评,参见 A. Lareau and E. B. Weininger, "Cultural Capital in Educational Research: A Critical Assessment," *Theory and Society*, vol. 32, no. 5/6, 2003, pp. 567-606.
- ② Yuxiao Wu, "Cultural Capital, the State, and Educational Inequality in China, 1949-1996," *Sociological Perspectives*, vol. 51, no. 1, 2008, pp. 201-227. 仇立平、肖日葵:《文化资本与社会地位获得——基于上海市的实证研究》,《中国社会科学》2011年第6期。
- ③ J. Blake, "Family Size and the Quality of Children," *Demography*, vol. 18, no. 4, 1981, pp. 421-442.
- ④ J. Blake, "Family Size and the Quality of Children," pp. 421-442.
- ⑤ D. B. Downey, "When Bigger Is Not Better: Family Size, Parental Resources, and Children's Educational Performance," *American Sociological Review*, vol. 60, no. 5, 1995, pp. 746-761; R. D. Mare and M. D. Chen, "Further Evidence on Sibship Size and Educational Stratification," *American Sociological Review*, vol. 51, no. 3, 1986, pp. 403-412.
- ⑥ Yao Lu and D. J. Treiman, "The Effect of Sibship Size on Educational Attainment in China Period Variations," *American Sociological Review*, vol. 73, no. 5, 2008, pp. 813-834. 叶华、吴晓刚:《生育率下降与中国男女教育的平等化趋势》,《社会学研究》2011年第5期。

经验研究显示,瑞典、荷兰和德国等国家,教育获得的阶层不平等出现下降趋势),<sup>①</sup>因此其普适性受到质疑。一些研究者开始寻求新的理论解释。布里恩及其同事提出应从微观过程来研究教育不平等,他们认为个体决定是否继续上学取决于其本人及其家庭对教育成本和收益的理性计算;他们进而建构了一个理性选择数学模型,分析个体微观层面的教育决策过程,并以此解释教育获得的阶层差异及其演变。根据这个模型,一个人选择继续读书或中断学业取决于三个要素:一是继续留在学校读书的成本,包括学费、书费和生活费等;二是成功升学的概率(学校有筛选功能,通常根据考试成绩和其他标准决定谁能升学);三是继续读书和进入劳动力市场的价值或效用比较。该理论认为不同阶层对这三个要素的权衡和应对策略是不同的;三个作用机制导致教育获得的阶层差异。第一是“相对风险规避机制”(风险是指向下流动的风险)。因为教育是地位获得的重要因素,处于最高阶层的人需要最多的教育以维持其阶层位置,否则就会有向下流动的风险,而处于最低阶层的人如果不继续读书损失的只是向上流动的机会,而不会有向下流动的担心,因此,阶层越高的群体,选择继续受教育的驱动力越强。第二是“能力和成功期望的差异机制”。越高阶层的孩子,学习能力越强,成功的期望也越高,因为教育有筛选功能,高阶层的人更可能成功胜出。第三是“资源差异机制”,阶层越高,能够提供给孩子的资源越多,教育的相对成本较低,因而选择继续读书的可能性越大。<sup>②</sup>总而言之,根据该理论,影响教育决定的三个要素的变化,对高阶层群体的影响较小,对低阶层群体的影响则较大。例如,如果教育成本增加,教育筛选的功能强化,或继续求学的效用低于参加工作的效用,那么低阶层的人更可能选择离开学校,从而加大教育的阶层不平等。反之,教育不平等就会下降。

#### (四) 本研究的分析框架

本研究欲探讨影响中国居民教育决策的微观因素,上述三种理论视角都有重要的借鉴意义。虽然这三种理论分别从不同角度来分析教育不平等,但它们有共通之处。首先,三种理论都关注个人或家庭教育决策的微观过程。其次,三者所包含的一些具体要素有相似或重叠的地方。例如,文化资本与资源稀释理论中的“家庭资源”有相似之处;文化资本理论所强调的文化资本与个体学习能力或升学期望之间的关系,在一定程度上与理性行动理论中的“能力差异和成功的期望机制”相一致;

① 参见 Richard Breen and J. H. Goldthorpe, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society*, vol. 9, no. 3, 1997, pp. 275-305. 李春玲:《高等教育扩张与教育机会不平等》,《社会学研究》2010年第3期。

② Richard Breen and J. H. Goldthorpe, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” pp. 275-305.

另外，资源稀释理论强调家庭中有限的教育资源在不同数量子女之间的分配，这与理性行动理论中的“资源差异机制”亦是共通的。基于三种理论之间的内在联系，笔者认为可以将它们整合，将文化资本机制和资源稀释机制放在理性行动模型框架内进行分析，并以此来理解中国社会的教育不平等及其历史变化。具体说来，可以将家庭文化资本以及子女数量作为理性选择模型中的上述两种机制的操作化指标。而理性行动模型的另外一种机制——“相对风险规避机制”——强调的是风险规避意识的阶层差异，因此可以用阶级或阶层类别（职业地位）作为操作化指标。另外，由于中国的城乡差异或因不同户籍造成的身份差异是一个非常重要的分层指标，笔者同时将职业地位和户籍身份作为阶层的操作化指标。总之，本研究在理性行动理论框架下，检验阶级、户籍、文化资本和兄弟姐妹数量这几个因素对教育获得的影响，并着重探讨当教育供给（教育扩招）、教育政策和宏观经济结构发生改变的情况下，这些因素的效应是否也会随之变化。

### 三、改革开放以来中国教育政策的变化 及其对教育获得微观机制的影响：研究假设

从1977年开始，我国恢复升学考试制度。在此之后的30多年里，我国教育的政策和法律经历了一些重大的变化和调整。最主要的政策文件包括：（1）1985年5月27日中共中央发布的《关于教育体制改革的决定》；（2）1986年4月12日颁布的《中华人民共和国义务教育法》；（3）1993年3月21日中共中央和国务院颁布的《中国教育改革和发展纲要》；（4）1998年8月29日通过的《高等教育法》；（5）2006年6月29日通过的新《义务教育法》。<sup>①</sup>

总体而言，改革开放以来教育政策的变化最主要集中在九年义务教育和高等教育这两个层次。与前者相关的政策变化轨迹可归结为九年义务教育的逐步普及，并最终实现义务教育的公益性和统一性。而高等教育层次的政策变化轨迹可总结为教育规模扩大、去中央集权化以及高校毕业生就业制度市场化的发展和深化的过程。高等教育的学费亦从完全免费逐渐转变为完全由学生家庭承担。据统计，1994—2004年间，大学教育学费平均每人每年从400多元人民币提高到5000元左右，加上不断上升的住宿费、生活费以及各种名目的费用，高等教育成为许多低收入家庭的沉重负担。<sup>②</sup>

① 关于这些政策文件的出处和具体内容，参见张秀兰主编：《中国教育发展与政策30年：1978—2008》，北京：社会科学文献出版社，2008年。

② 参见杨东平：《中国教育公平的理想与现实》。

除以上政策文件所规定的教育体制变化外,另外两项政策调整也不容忽视。首先是1999年开始的**大学扩招政策**。这一政策的直接结果是该年的**高校招生人数**比1998年增加了40%以上,到2005年,高等教育毛入学率达到21%,高校招生人数超过500万,是1998年的4.7倍。<sup>①</sup>因为升学率的大幅度提高,高考的筛选功能相应弱化。另一项重要的政策调整是**农村学校布局的调整**,即为了集中办学资源,学校向城镇集中,农村普通中学的学校数量呈急剧下降趋势,其后果是农村学生上学距离增加,上学成本上升(到城镇读初中或高中需支付住宿费、伙食费等费用),从而影响了农村学生接受中学教育的机会。<sup>②</sup>

除教育政策本身的变化,改革开放以来中国产业结构和劳动力市场结构的变化也值得关注。改革后特别是2001年进入世界贸易组织后,中国的产业结构以劳动密集型的制造业为主,第三产业发展滞后,因此经济高速发展主要带动的是蓝领工作岗位的增加和相应薪酬的提高,而白领工作岗位增长缓慢,大学生失业现象(特别是在1999年扩招之后)日益严重,而且毕业生初职的薪资水平也有所下降。<sup>③</sup>这种情况也会影响个体的教育选择。

根据教育决策的理性行动模型,上述教育政策及宏观经济结构的变化改变了影响个人教育决策所参照的三个要素(教育成本、成功升学概率及升学和弃学的效用比),从而会改变不同群体的教育选择模式,并导致教育不平等的结构发生变化。同时,由于不同教育层次的政策改变轨迹是完全不同的,政策变化所导致的结果及其对教育不平等的意涵在不同的教育层次也会有差别。由于九年义务教育的实行并最终实现义务性和公益性,无需参加升学考试及支付学费,因此笔者预期初中入学机会的不平等程度会逐步下降。故提出以下研究假设:

假设1:在1978—2008年间,初中升学机会的不平等程度逐步下降。

假设1a:初中入学机会的城乡不平等呈下降趋势。

假设1b:初中入学机会的阶层不平等下降,家庭社会经济地位对子女升学机会的影响逐渐变小。

假设1c:因家庭文化资本差异导致的初中升学机会不平等下降,文化资本的作用变小。

假设1d:因家庭资源差异导致的初中升学机会不平等下降,兄弟姐妹数量的负面效应变小。

与初中阶段不同,高中阶段(包括普通高中、职高和中专等)和大学阶段(大专或本科)的教育是非义务性和选拔性的,需通过考试且需交付学费。改革开放以

① 杨东平:《中国教育公平的理想与现实》,第109页。

② 参见杨东平:《中国教育公平的理想与现实》。

③ 李春玲:《高等教育扩张与教育机会不平等》,《社会学研究》2010年第3期。

来高中教育成本(如学费和住宿费等基本费用)日益提高。而大学阶段虽然从1999年开始因大规模扩招导致大学筛选性功能弱化,但大学学费和生活费用大幅度提高,以及毕业生就业困难和薪资水平下降(导致上大学与参与劳动的效用比下降),故笔者预期在高中和大学教育阶段入学机会不平等可能会出现上升趋势,提出以下假设:

假设2:在1978—2008年间,高中阶段入学机会的不平等呈上升趋势。

假设2a:高中升学机会的城乡不平等程度上升。

假设2b:高中升学机会的阶层不平等上升,家庭社会经济地位的作用上升。

假设2c:因文化资本差异导致的高中升学机会不平等上升,文化资本的影响作用提高。

假设2d:因家庭资源导致的高中升学机会不平等上升,兄弟姐妹数量的负面效应上升。

假设3:在1978—2008年间,大学教育阶段入学机会的不平等呈上升趋势。

假设3a:大学升学机会的城乡不平等程度上升。

假设3b:大学升学机会的阶层不平等上升,家庭社会经济地位的作用上升。

假设3c:因文化资本差异导致的大学升学机会不平等上升,文化资本的影响作用提高。

假设3d:因家庭资源导致的大学升学机会不平等上升,兄弟姐妹数量的负面效应上升。

#### 四、数据、变量和方法

本研究使用的数据来自2008年全国综合社会调查(CGSS2008)。<sup>①</sup>采用多阶段随机抽样方法,CGSS2008调查在中国内地的城市和农村地区抽取了一个6000人的全国代表性的样本,其中城市和农村的样本量分别为3982人和2018人。该数据收集了详细的关于被调查者教育经历的信息,以及本研究所需的被访者家庭背景方面的信息。本文只关注那些在1978—2008年间有可能升入初中、高中(包括普通高中、职高和中专等)和大学(大专和本科)的样本,各教育阶段的有效样本量和变量的描述统计见表1。

数据分析的目的是检验初中、高中(包括普通高中、职高和中专等)以及大学(大专和本科)三个教育层次入学机会的影响因素,<sup>②</sup>因此相应地有三个因变量(虚拟变量):(1)(所有上过小学的人)是否进入初中阶段(是=1);(2)(所有上过初中的人)

① 该数据由中国人民大学“中国调查与数据中心”负责收集,详细信息和相关资料参见该中心官方网站:<http://www.chinagss.org>。

② 本研究仅考虑被访者所接受的正式教育,成人教育和夜校等非正式教育不在考虑范围内。



是否进入高中阶段（是=1）；（3）（所有上过高中的人）是否进入大学阶段（是=1）。

根据研究设计，本研究的自变量包括升学历史阶段、户口、父亲的职业地位、文化资本（父母受教育年限）和兄弟姐妹数量。有关自变量解释如下：

1. 升学的历史阶段。CGSS2008 数据记录了被访者详细的教育信息，包括每一求学阶段的起始时间，因此可以获得每个被访者各教育层次升学（或前一层次毕业）的准确时间。本文为了方便分析，并结合我国教育政策的变化情况，区分三个阶段：1978—1988 年、1989—1998 年以及 1999—2008 年（在统计模型中，1978—1988 年为参照组）。

2. 户口。在中国，城镇和农村地区的教育资源差异较大，因此户籍身份是影响教育获得的重要因素之一。另外，由于升学是城乡流动的最主要渠道，大多数农村学生考上大学之后就留在了城市工作并获得城市户口，因此不能只区分被访者数据采集时的户籍身份，而应考虑其升学前的户籍身份。CGSS2008 调查询问了被访者是否经历了“农转非”以及“农转非”的类型和时间，因而可以判断他们每个教育阶段升学前的户籍身份。

3. 父亲的职业地位。根据惯例，本研究使用被访者 14 岁时父亲的职业地位作为家庭社会经济地位或阶级地位的测量指标，因为 14 岁是一个关键的年龄，此时的家庭情况对子女的教育获得尤为重要。CGSS2008 调查使用“1988 年国际标准职业分类代码”（ISCO88）记录被访者及其家庭成员的职业类型，笔者依此转化为“标准国际职业社会经济地位指数”（ISEI）。<sup>①</sup> 它是一个连续变量，取值在 0—100 之间。<sup>②</sup>

4. 文化资本（父母受教育年限）。有研究将父母的教育水平看作是家庭社会经济地位的测量指标，父母受教育年限（尤其在控制父亲的社会经济地位变量后）也是家庭文化资本的重要指标，因为具有较高教育学历的父母通常能为孩子提供更多的文化资本，即更多的文化物品（书籍报刊资料等）和更好的文化环境及学习氛围，从而有助于提高孩子的学习能力和教育抱负。本研究使用父母双方中受教育程度较高者的受教育年限作为此变量的测量方式。

5. 兄弟姐妹数量。CGSS2008 调查询问了被访者的兄弟姐妹数量，取值范围在 0 到 12 之间。在统计分析时，笔者将大于 8 的个案都赋值为 8，以减低极个别的极端值对模型估计的影响。

① H. B. G. Ganzeboom, P. M. De Graaf and D. J. Treiman, “A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status,” *Social Science Research*, vol. 21, no. 1, 1992, pp. 1-56.

② 使用 ISEI 值作为职业地位的测量指标，其线性假定以及该指标是否适合（急剧转型期的）中国社会可能会引起一定争论。在数据分析中，笔者曾尝试使用职业类别（管理类、技术类、职员、产业工人和农民）代替它进行统计估计，发现两种方式的估计结果基本一致。为方便解释并兼顾表格的可读性，笔者坚持使用这一指标。

考虑到教育的性别不平等是教育分层研究的重要组成部分,本研究的所有统计模型中都控制了性别变量(男性=1)。另外,由于我国大多数少数民族居住区较为偏远,经济发展水平和教育条件相对落后,因此所有模型加入民族(汉族=1,其他民族=0)作为控制变量。

表 1 变量的描述统计表

变 量	小学升初中		初中升高中		高中升大学	
	均 值	标准差	均 值	标准差	均 值	标准差
是否升学(是=1)	0.857	0.350	0.569	0.495	0.400	0.490
升学前学历(非普通高中=1)	—	—	—	—	0.267	0.443
民族(汉族=1)	0.927	0.260	0.941	0.237	0.945	0.227
性别(男性=1)	0.475	0.499	0.496	0.500	0.523	0.499
户口(农村=1)	0.597	0.491	0.534	0.499	0.344	0.475
父亲 ISEI(14 岁时)	34.35	16.71	35.81	17.40	39.36	18.32
父母的受教育年限(年)	7.607	4.326	7.925	4.334	8.875	4.426
兄弟姐妹人数	2.239	1.731	2.193	1.715	1.886	1.612
历史阶段						
1978—1988 年	0.523	0.499	0.423	0.494	0.299	0.458
1989—1998 年	0.289	0.453	0.350	0.477	0.338	0.473
1999—2008 年	0.188	0.391	0.227	0.419	0.363	0.481
有效样本量	3061		2926		1775	

由于因变量都是 0 和 1 赋值的虚拟变量,笔者借鉴梅尔的升学模型(logistic response model of school continuation)进行统计估计,<sup>①</sup>并根据研究需要对该模型进行适当修订。首先,梅尔通过对比不同出生同期群(cohort)之间的差异来探讨教育分层的变化,而本研究则直接比较升学时的不同历史阶段,因而可以更准确地估计历史变化趋势。其次,梅尔对每个同期群体分别建模,然后简单地比较每个模型的系数大小,这一做法的缺点是不能对系数大小差异进行显著检验,本研究将不同历史时期的样本放在一起估计,并将历史时期作为自变量带入模型,然后通过估计各变量与历史时期的交互效应来严格检验每个变量效应的历史波动是否显著。总之,修订之后的模型更加严谨而且更加有利于回答本研究的问题。

① R. D. Mare, "Change and Stability in Educational Stratification," *American Sociological Review*, vol. 46, no. 1, 1981, pp. 72-87.

## 五、数据分析结果

笔者分别对小学升初中、初中升高中以及高中升大学入学机会的影响因素进行统计估计。对于每个升学阶段，首先建立一个非交互多元模型，以检验各变量的净效应，然后分别加入各主要变量与入学历史时期的交互项，以检验它们的效应在不同时期是否发生显著变化。<sup>①</sup>

### (一) 小学升初中机会不平等及其演变 (1978—2008)

表2报告了小学升初中入学机会的模型估计结果。从模型1可以发现，初中升学率上升的历史趋势明显：与1978—1988年间相比，1989—1998年间升入初中的几率(odds)上升了85%左右( $e^{0.614}-1 \approx 0.848$ )；而到1999—2008年间上升的幅度更大，升学的几率是1978—1988年间的2.7倍( $e^{0.996} \approx 2.707$ )。初中入学机会存在民族和性别差异，汉族居民的总体升学机会高于少数民族，男性的升学机会高于女性。城乡差异大，控制其他因素后，农村居民的升学几率比城镇居民低67%左右( $1-e^{-1.122} \approx 0.674$ )。父亲的职业地位越高，升学机会越大，体现了群体阶层越高，升学初中的机会越大。另外，父母受教育年限对升初中的机会有正面的显著效应，表明文化资本越高的家庭，子女升学的优势越明显。最后，兄弟姐妹数量的作用为负，兄弟姐妹人数的增加会降低个体受教育的机会。

表2 估计小学升初中的 Logistic 回归模型

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
历史时期 (1978—1988 年为参照组)					
1989—1998 年	0.614*** (0.152)	1.004* (0.455)	0.672 (0.444)	0.275 (0.265)	0.913** (0.278)
1999—2008 年	0.996*** (0.231)	1.190 <sup>+</sup> (0.615)	-0.855 (1.439)	-0.492 (0.485)	1.604*** (0.387)
民族 (汉族=1)	0.946*** (0.182)	0.938*** (0.182)	0.944*** (0.182)	0.949*** (0.183)	0.927*** (0.181)
性别 (男性=1)	0.576*** (0.119)	0.574*** (0.119)	0.574*** (0.119)	0.568*** (0.119)	0.568*** (0.119)
入学前户口 (农村户口=1)	-1.122*** (0.178)	-1.030*** (0.201)	-1.106*** (0.179)	-1.115*** (0.178)	-1.116*** (0.179)

① 性别和民族在本研究中只是控制变量，不是本文的主要关注点，因此没有报告它们与历史时期的交互效应。

续表 2

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
父亲 ISEI (14 岁时)	0.032*** (0.007)	0.032*** (0.007)	0.031*** (0.007)	0.032*** (0.007)	0.032*** (0.007)
父母受教育年限	0.141*** (0.016)	0.141*** (0.016)	0.141*** (0.016)	0.115*** (0.018)	0.139*** (0.016)
兄弟姐妹数量	-0.112** (0.035)	-0.112** (0.035)	-0.110** (0.035)	-0.106** (0.035)	-0.077* (0.039)
各变量与历史时期的交互效应					
入学前户口×1989—1998 年		-0.441 (0.478)			
入学前户口×1999—2008 年		-0.224 (0.654)			
父亲 ISEI×1989—1998 年			-0.002 (0.016)		
父亲 ISEI×1999—2008 年			0.074 (0.058)		
父母受教育年限×1989—1998 年				0.065+ (0.039)	
父母受教育年限×1999—2008 年				0.229*** (0.069)	
兄弟姐妹数量×1989—1998 年					-0.110 (0.090)
兄弟姐妹数量×1999—2008 年					-0.279* (0.138)
常数项	-0.225 (0.350)	-0.291 (0.355)	-0.199 (0.358)	-0.146 (0.351)	-0.316 (0.352)
样本量	3061	3061	3061	3061	3061
pseudo R <sup>2</sup>	0.223	0.224	0.224	0.229	0.225

说明：括号里的数字为标准误；+  $p < 0.10$ ，\*  $p < 0.05$ ，\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*\*  $p < 0.001$ （双尾检验）。

表 2 的模型 2 估计了户口与历史阶段的交互效应。可以看出，两个交互项的系数都没有统计显著性，表明在改革后的不同历史时期，小学升初中机会的城乡不平等程度并没有发生实质性的变化，或者说，城镇居民和农村居民都同等享受到义务教育逐步实现带来的好处。这与笔者预期的城乡不平等下降的趋势不一致，假设 1a 没有被验证。

从表 2 的模型 3 可以看到，父亲 ISEI 与历史阶段的两个交互项的系数都不显著，表明 1978—2008 年间，父亲的职业地位（家庭的阶级或阶层地位）对子女升入初中的影响作用没有发生显著变化。假设 1b 也没有被证实。

表 2 的模型 4 显示，父母受教育年限对子女初中升学机会的正面效应随着时间推移呈显著上升趋势（父母受教育年限与历史阶段的两个交互项系数都为正，而且显著）。控制其他因素后，在 1978—1988 年间，父母受教育年限每增加 1 年，子女升学初中的几率增加 12%（ $e^{0.115} - 1 \approx 0.122$ ），而在 1989—1998 年间，这个

数字上升至 20% ( $e^{0.115+0.065} - 1 \approx 0.197$ ), 到 1999—2008 年间, 这个数字更是急剧上升至 41% ( $e^{0.115+0.229} - 1 \approx 0.411$ )。这反映了家庭文化资本(父母的教育)对教育获得的作用越来越重要, 或者说缺乏家庭文化资本的孩子越来越可能失去升学初中的机会。这一结果与假设 1c(文化资本作用下降的假设)刚好相反。

从表 2 的模型 5 可以发现, 兄弟姐妹人数与 1989—1998 年这一历史时期的交互效应不显著, 表明该变量的效应在 1999 年以前发生变化。但是, 它与 1999—2008 年的交互效应是显著的, 而且是负数, 这表明 1999 年以后, 兄弟姐妹人数对初中升学机会的负面效应比 1999 年之前显著上升了。在 1978—1988 年间, 每增加 1 个兄弟姐妹, 升学机会下降 7% ( $1 - e^{-0.077} \approx 0.074$ ), 而在 1999—2008 年间, 多 1 个兄弟姐妹导致升学初中的几率下降了 30% ( $1 - e^{-0.077-0.279} \approx 0.299$ )。这表明随着时间推移, 多子女家庭的孩子升学初中的机会并没有得到改善, 甚至变差了。假设 1d 也没有被证实。

简言之, 表 2 的结果显示, 在初中升学机会方面, 城乡不平等和阶层不平等没有发生变化, 但因家庭文化资本和兄弟姐妹人数的差异所导致的不平等在 1999 年以后上升了。这表明改革开放 30 多年来, 即使义务教育逐步普及并最终实现公益性, 但其结果并未像笔者预期的那样导致不同群体间初中入学机会不平等的下降(假设 1), 不平等在某些方面反而上升了。

## (二) 初中升高中的机会不平等及其演变(1978—2008)

表 3 报告了初中升高中入学机会不平等的统计估计结果。模型 1(非交互模型)显示的结果符合预期: 总体而言, 高中阶段教育扩张的趋势明显, 两个历史时期虚拟变量的系数为正, 而且越晚的阶段, 系数越大; 民族变量的系数不显著, 表明在高中入学机会方面, 汉族与少数民族之间没有差异; 其他因素保持不变, 男性升学机会仍高于女性; 城镇居民的机会亦高于农村居民; 父亲的职业地位和父母受教育年限对子女的入学机会亦有正面的显著效应; 最后, 兄弟姐妹数量越多, 高中入学机会就越小。

表 3 的模型 2 反映了高中升学机会的城乡不平等在不同历史阶段的变化情况。可以看到, 户口与 1989—1998 年的交互效应虽然是负数(城乡差异扩大), 但不显著, 表明 1998 年之前的两个历史阶段, 城乡不平等没有发生显著变化。但户口与 1999—2008 年的交互项系数是显著的, 也是负数, 表明 1999 年以后高中升学机会的城乡不平等变得更加严重(与 1978—1988 年相比)。具体来看, 在 1978—1988 年间, 农村学生升学高中的几率比城镇学生低 54% ( $1 - e^{-0.765} \approx 0.535$ ), 而在 1999—2008 年间, 这个数字升至 70% ( $1 - e^{-0.766-0.449} \approx 0.703$ )。结果支持假设 2a。

表 3 估计初中升高中的 Logistic 回归模型

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
历史时期 (1978—1988 年为参照组)					
1989—1998 年	0.234* (0.101)	0.346* (0.153)	0.00720 (0.221)	-0.207 (0.208)	0.438* (0.179)
1999—2008 年	0.445*** (0.129)	0.712*** (0.192)	0.0952 (0.281)	-0.542 (0.349)	0.933*** (0.202)
民族 (汉族=1)	0.132 (0.174)	0.125 (0.175)	0.129 (0.175)	0.142 (0.175)	0.109 (0.174)
性别 (男性=1)	0.241** (0.084)	0.238** (0.084)	0.240** (0.084)	0.234** (0.084)	0.230** (0.084)
入学前户口 (农村户口=1)	-0.921*** (0.091)	-0.765*** (0.131)	-0.918*** (0.092)	-0.913*** (0.092)	-0.907*** (0.092)
父亲 ISEI (14 岁时)	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.009* (0.004)	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.003)
父母受教育年限	0.092*** (0.012)	0.092*** (0.012)	0.092*** (0.012)	0.060*** (0.015)	0.091*** (0.012)
兄弟姐妹数量	-0.188*** (0.030)	-0.188*** (0.030)	-0.187*** (0.030)	-0.187*** (0.030)	-0.131*** (0.039)
各变量与历史时期的交互效应					
入学前户口×1989—1998 年		-0.197 (0.192)			
入学前户口×1999—2008 年		-0.449 <sup>+</sup> (0.233)			
父亲 ISEI×1989—1998 年			0.007 (0.006)		
父亲 ISEI×1999—2008 年			0.011 (0.008)		
父母受教育年限×1989—1998 年				0.061* (0.024)	
父母受教育年限×1999—2008 年				0.116** (0.037)	
兄弟姐妹数量×1989—1998 年					-0.074 (0.063)
兄弟姐妹数量×1999—2008 年					-0.316** (0.101)
常数项	-0.365 (0.249)	-0.447 <sup>+</sup> (0.254)	-0.229 (0.266)	-0.166 (0.257)	-0.511* (0.259)
样本量	2926	2926	2926	2926	2926
pseudo R <sup>2</sup>	0.158	0.159	0.159	0.162	0.161

说明：括号里的数字为标准误；<sup>+</sup>  $p < 0.10$ ，\*  $p < 0.05$ ，\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*\*  $p < 0.001$  (双尾检验)。

从表 3 的模型 3 可以发现，父亲 ISEI 与历史阶段的两个交互项系数都没有统计显著性，由此可以判断，家庭的阶层地位对子女高中入学机会的作用在改革 30 年来并没有发生变化。假设 2b 没有得到证实。

从表3的模型4可以发现,父母的教育对子女高中入学机会的作用随着时间的推移越来越重要,因为该变量与两个历史时期的虚拟变量之间的交互项的回归系数都是正的,而且都显著。具体说来,在1978—1988年间,父母的教育每增加1年,子女升入高中的几率增加6% ( $e^{0.060} - 1 \approx 0.062$ ),而在随后的两个历史阶段(1989—1998年和1999—2008年),相应的数字分别为13% ( $e^{0.060+0.061} - 1 \approx 0.128$ )和19% ( $e^{0.060+0.116} - 1 \approx 0.192$ )。父母受教育年限影响力的持续上升,表明家庭文化资本的作用机制对教育获得越来越重要,同时亦表明教育不平等的代际再生产现象越来越突出,低教育家庭的孩子更可能失去受教育的机会。结果支持假设2c。

表3的模型5显示,兄弟姐妹数量与1989—1998年历史阶段的虚拟变量的交互效应不显著,表明1999年以前,该变量的作用没有发生显著变化。但是兄弟姐妹数量与1999—2008年历史阶段的虚拟变量的交互效应是负数,而且在0.01的水平显著,表明在这个时期兄弟姐妹数量对升学机会的负面作用上升了。在1978—1988年间,每增加1个兄弟姐妹,升学高中的几率下降12% ( $1 - e^{-0.131} \approx 0.123$ ),而在1999—2008年间,相应的数字是36% ( $1 - e^{-0.131-0.316} \approx 0.360$ )。假设2d得到证实。

总体说来,1978年以来,中国居民升学高中机会的阶层不平等没有发生显著变化,但城乡不平等、因父母受教育年限差异导致的不平等以及因兄弟姐妹人数差异导致的不平等都呈上升趋势(其中城乡不平等和因兄弟姐妹数量差异导致的不平等的扩大发生在1999年以后)。

### (三) 高中升大学机会不平等及其演变 (1978—2008)

表4的回归模型检验了各变量对大学阶段升学机会的影响及其历史变化趋势。符合条件的样本除所有上过普通高中的人之外,还包括那些初中毕业后考上技校、职高或中专的人(统称非普通高中生),根据我国的教育政策,这些人也具有考大学的资格。但他们与普通高中毕业生在考试内容和升学资格等方面并不相同,而且升学的意愿也可能不一样。基于这两个群体的内在差异,在表4的所有模型中,除那些在表2和表3中共有的变量外,加入“升学前学历”作为控制变量(非普通高中生=1,普通高中生=0)。

表4 估计高中升大学的 Logistic 回归模型

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
历史时期 (1978—1988 年为参照组)					
1989—1998 年	0.656*** (0.150)	0.708*** (0.186)	0.884* (0.353)	1.039** (0.331)	0.678* (0.269)
1999—2008 年	1.229*** (0.166)	1.463*** (0.196)	1.150** (0.358)	1.190** (0.408)	1.493*** (0.250)
升学前学历 (非普通高中=1)	-1.927*** (0.149)	-1.922*** (0.150)	-1.925*** (0.149)	-1.919*** (0.149)	-1.926*** (0.149)

续表 4

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
民族 (汉族=1)	-0.249 (0.255)	-0.261 (0.256)	-0.250 (0.255)	-0.256 (0.255)	-0.278 (0.255)
性别 (男性=1)	0.175 (0.112)	0.166 (0.113)	0.172 (0.112)	0.175 (0.112)	0.168 (0.113)
入学前户口 (农村户口=1)	0.070 (0.128)	0.393 <sup>+</sup> (0.235)	0.073 (0.128)	0.068 (0.128)	0.092 (0.129)
父亲 ISEI (14 岁时)	0.007* (0.003)	0.007* (0.003)	0.008 (0.006)	0.007* (0.003)	0.007* (0.003)
父母受教育年限	0.091*** (0.016)	0.094*** (0.016)	0.092*** (0.016)	0.107*** (0.025)	0.091*** (0.016)
兄弟姐妹数量	-0.231*** (0.046)	-0.231*** (0.046)	-0.228*** (0.046)	-0.228*** (0.046)	-0.187** (0.071)
各变量与历史时期的交互效应					
入学前户口×1989—1998 年		-0.154 (0.300)			
入学前户口×1999—2008 年		-0.700* (0.298)			
父亲 ISEI×1989—1998 年			-0.006 (0.008)		
父亲 ISEI×1999—2008 年			0.002 (0.008)		
父母受教育年限×1989—1998 年				-0.043 (0.034)	
父母受教育年限×1999—2008 年				0.001 (0.039)	
兄弟姐妹数量×1989—1998 年					0.003 (0.098)
兄弟姐妹数量×1999—2008 年					-0.208 <sup>+</sup> (0.116)
常数项	-1.255*** (0.354)	-1.363*** (0.364)	-1.322** (0.410)	-1.392*** (0.385)	-1.338*** (0.384)
样本量	1775	1775	1775	1775	1775
pseudo R <sup>2</sup>	0.201	0.204	0.201	0.202	0.203

说明：括号里的数字为标准误；<sup>+</sup>  $p < 0.10$ ，\*  $p < 0.05$ ，\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*\*  $p < 0.001$  (双尾检验)。

首先从模型 1 可以发现，1978—2008 年间，我国大学持续扩招，特别是 1999 年以后，入学率大幅提高。1989—1998 年升大学的几率比 1978—1988 年高 93% ( $e^{0.656} - 1 \approx 0.927$ )，而 1999 年大学扩招后，升学几率是 1978—1988 年间的 3.4 倍 ( $e^{1.229} \approx 3.418$ )。与预期相符，非普通高中生的升学几率大大低于普通高中生。民族、性别和户口变量的回归系数都不显著，表明从整个历史时期 (1978—2008 年) 来看，中国居民 (具有高中或同等学历) 升大学的机会不存在民族差异、性别差异和城乡差异。父亲的职业地位和父母受教育年限对子女上大学的机会亦有正面的显著效应。最后，兄弟姐妹数量越多，大学入学机会就越少。



根据表4的模型2,在不同历史阶段,上大学的城乡不平等模式发生变化。具体说来,在1978—1988年间,农村户口居民上大学的机会甚至比城镇居民高。其他因素保持不变,1978—1988年间,农村居民上大学的几率比城镇居民高48% ( $e^{0.393} - 1 \approx 0.481$ )。<sup>①</sup> 户口与1989—1998年的交互效应不显著,表明这个时期(1989—1998年)上大学的机会没有城乡差异。而在1999年以后,城乡差异模式发生逆转。户口与1999—2008年的交互效应是负数(表明农村居民升学的几率比城镇居民低),而且显著。具体说来,其他因素保持不变,农村居民的升学几率比城镇居民低26% ( $1 - e^{0.393 - 0.700} \approx 0.264$ )。结果支持假设3a(城乡不平等扩大)。虽然1999年高等教育开始大幅度扩张,但同时学费和各种费用也急剧上升,而且大学生毕业后就业形势越来越不乐观(预期收益下降)。显然与城镇居民相比,农村居民的教育决策对后面两个因素更加敏感。

表4的模型3显示,父亲ISEI与两个历史时期的交互项系数都不显著,表明家庭经济地位对子女升入大学的机会的正面效应在不同的时期没有改变,或者说大学升学机会的阶层不平等没有发生变化。假设3b没有得到证实。

从表4的模型4可以看到,父母受教育年限与历史阶段的两个虚拟变量的交互效应也都不显著,表明这个变量对大学升学机会的效应在不同的历史时期没有发生变化。或者说对于子女的升大学机会,文化资本在不同的时期都是同等重要的。结果不支持假设3c。

最后,表4的模型5显示,兄弟姐妹数量对大学入学机会的影响,在不同的历史时期也发生变化,因为该变量与1999—2008年的虚拟变量的交互项系数显著。在1978—1988年间,每增加1个兄弟姐妹,升入大学的几率下降17% ( $1 - e^{-0.187} \approx 0.171$ );而在1999—2008年间,每增加1个兄弟姐妹,升大学的几率下降33% ( $1 - e^{-0.187 - 0.208} \approx 0.326$ ),即兄弟姐妹人数增加对升大学的负面影响在1999年(大学扩招)以后显著加大。假设3d得到证实。

简言之,在1978—1998年间(大学扩招前),我国居民升大学机会的不平等结构几乎没有发生实质性的变化,但1999年后,城乡不平等以及因兄弟姐妹人数差异所导致的不平等明显上升。

## 六、结论与讨论

使用CGSS2008数据,结合教育决策的理性行动理论、文化资本理论和资源稀释理论,本研究检验了1978—2008年间中国城乡居民在初中、高中和大学三个教育层次入学机会的不平等及其变化趋势。本研究发现,在初中阶段,入学机会的城乡

<sup>①</sup> 笔者认为这是由1978年恢复高考,大量农村户籍的上山下乡知青通过参加高考实现回城而导致的。

不平等和阶层不平等没有发生变化，但因家庭文化资本和兄弟姐妹人数的差异所导致的不平等在 1999 年后上升。这表明改革开放 30 多年来，即使义务教育逐步普及并最终实现公益性，但结果并未像笔者预期的那样导致不同群体间初中入学机会不平等的下降，不平等在某些方面反而上升。在高中阶段，升学机会的阶层不平等没有发生显著变化，但因父母受教育年限差异导致的不平等呈持续上升趋势。另外，城乡不平等和因兄弟姐妹数量差异导致的不平等在 1999 年后呈显著扩大特征。在高等教育阶段，升学机会的不平等模式在 1978—1998 年间没有发生显著变化，即各因素的效应在此期间没有发生变化。但 1999 年后，城乡不平等和因兄弟姐妹人数差异所导致的不平等呈明显扩大趋势。

可以发现，控制其他因素后，虽然父亲 ISEI 对三个教育层次的升学机会都有显著的正面效应，但其作用自 1978 年以来几乎没有发生变化。即教育获得的阶层不平等模式并没有受到教育扩张、教育政策和宏观经济结构环境变化的影响。这表明在中国社会，各阶层之间的相对教育偏好或需求结构比较稳定。真正对教育政策或宏观经济环境敏感的是户口、家庭文化资本和兄弟姐妹人数等因素。当教育成本增加和教育的预期收益（相对于进入劳动力市场）下降时，农村居民、低教育家庭或子女数量较多的家庭由于教育资源限制或缺乏文化资本机制，更容易作出放弃教育的“理性”决策。由此看来，要理解改革开放以来中国教育的不平等及其演变，仅仅着眼于阶层因素是不够的，尚需关注影响个人或家庭教育决策的微观因素，故笔者认为理性行动理论、文化资本理论和资源稀释理论等强调微观机制的理论在此应是更合理和有效的分析视角。

在现实层面，本文的结果显示，三个教育层次升学机会不平等（特别是城乡不平等和因子女数量差异导致的不平等）的扩大几乎都发生在 1999 年以后。自 1990 年代中后期开始，教育的急速扩张导致各阶段教育筛选功能弱化。另外，自 2000 年以来，管理部门陆续推出国家助学贷款、助学奖学金以及困难学生资助政策等多项促进教育公平的举措，<sup>①</sup> 但总体看来并没有起到有效降低整体教育不平等的效果。因此，如何促进教育公平仍是决策部门和教育研究者需要面对的重要课题。

需要指出的是，本研究的关注点是改革开放以来中国城乡居民三个不同教育层次总体升学机会的不平等及其变化趋势。由于篇幅所限，本文未深入探讨教育不平等的另一个重要层面，即教育质量（如学校的级别、类型、地理位置等属性）的不平等；笔者将在后续研究中进行专门探索。

〔责任编辑：刘亚秋 责任编辑：冯小双〕

① 改革开放以来的教育发展历史性成就和基本经验研究课题组：《改革开放 30 年中国教育重大历史事件》，北京：教育科学出版社，2008 年。