

高校扩招中的高等教育 分层及入学机会分配

◆杨 晋 叶晓阳 伍银多 丁延庆

摘 要:中国高等教育规模从1999年至2012年出现了大幅扩张,与此同时高等教育也逐渐分化成不同的层级。本文利用北京大学教育经济研究所在全国范围内开展的全国毕业生调查数据(2003-2013年),采用多份因变量回归(MNL)模型分析了高等教育扩张对不同层次高等教育入学机会分配的影响。研究发现,社会经济背景优势群体具备获得优质高等教育入学机会的优势。随着高校扩招的不断深入,城市户籍学生进入精英高校的优势逐渐消失;父母具备大学以上学历的学生进入精英高校的优势有所减弱;而具备较高社会经济地位的学生始终保有985高校入学机会的相对优势。

关键词:高校扩招;高等教育分层;入学机会;精英高校

DOI:10.14121/j.cnki.1008-3855.2019.07.005

一、研究背景

在我国高等教育发展的历史上,招生人数一共经历了三次大规模的扩张,但1958年和1978年的两次扩招无论在规模上还是持续时间上,都无法与1999年开始的扩招相提并论。

1999年6月16日,前国家发改委和教育部联合发表声明^①表示,决定扩充33.7万个高等教育招生名额。此后,每一年我国的高等教育入学规模的增幅均超过40万人,到了2011年,我国高等教育新生规模达到了675万,而扩招前,1998年总的新生规模还仅仅只有108万。在1999年至2012年间,我国的高校新生规模从1百万发展到超过6百万,十余年间新生数量翻了5倍有余。^②从扩招的规模、速度和持续时间上来说,我国高校扩招在世界范围内都是极其罕见的。与此同时,我国的高等教育在扩招前后又逐渐分化为四个层级^③:“211”项目高校(包括985项目高校)、其他公立普通高校、私立高校以及职业高校。这百余所211高校尤其是其中的35所985高校,更是学子和家长向往的精英高校。

实际上,世界各国的高等教育在20世纪都经历了普遍的规模扩张。^{④⑤⑥}然而,高校扩招对学生产生了怎样的影响并不明确。很多研究者认为,高校扩招是一个社会阶层转移的过程,尽管精英大学的学生依旧来自优势阶层的家庭,但工人阶级家庭的孩子能够借由扩招而得以进入普通大学学习;另一批学者则坚持认为,高校扩招使得社会最底层家庭的孩子同样能够进入普通大学,使他们获得了社会流动的机会。^⑦

研究者提出了各种理论来描述和分析高校扩招与入学机会不平等之间的关联。其中,最大化维持不平等(MMI)假设^{⑧⑨⑩}和有效维持不平等(EMI)假设^{⑪⑫}作为最具影响力的理论被广泛应用于解读高校扩招如何影响高等教育招生中的不平等问题。最大化维持不平等假设指出,优势阶层的优势始终存在,高等教育入学过程中的不平等程度并不会简单地由于高校扩招而降低,除非社会经济背景最优越的阶层的高等教育需求得以完全满足或几近完全满足;有效维持不平等假设则指出,即便高等教育的受教育机会数量能够满足全社会的需求,优势阶层也始终优

杨 晋 伍银多 丁延庆 / 北京大学教育学院 教育经济研究所 (北京 100871) 叶晓阳 / 美国密歇根大学 博士研究生

先保证他们自己能够获得最优质的高等教育并维持结果上的不平等。这些假设在实证中得到一定支撑,如布拉蒂(M. Bratti)等指出,意大利的高校扩招能够显著正向地影响高校招生规模,但对于降低学生个体间的不平等作用甚微。^[1]除此之外,布兰德(J. E. Brand)和谢宇提出逆向选择假设(Negative Selection Hypothesis)用于解释什么样的人能够从高等教育中获益更多的问题,并指出最没有可能接受高等教育的人将从接受高等教育的过程中获益最多。^[2]

国内学者亦集中讨论了高校扩招对高等教育数量和入学机会的影响^{[3][4][5][6][7][8][9][20][21][22][23][24][25]}利用人口普查数据和 CFPS、CGSS、CHIP、CHNS 等社会调查数据的实证分析发现,与其他国家类似,^[26]尽管高等教育扩张增加了各个社会阶层学生进入大学的机会,但是阶层之间的高等教育机会差距并没有显著减少;城乡之间的教育不平等亦未有下降。然而在长期的扩招过程中,社会经济背景优势阶层学生是否牢牢掌握精英高校入学机会,MMI 假设和 EMI 假设在新一轮扩招大潮中是否有新的证据支撑,还有待进一步探讨。

本研究借助 2003-2013 年间隔年开展的“全国高校毕业生抽样调查”(共 6 次)数据,聚焦扩招大潮中高等教育分层及其入学机会分配的问题,通过更为细致的高校层级划分对学生社会经济背景的多元化测度,更为系统地揭示不同社会阶层的家庭及个人在高校扩招过程中获得入学机会的不同情况及其途径,力求对今后中国及其他国家相应的政策制定以及如何更好地配置稀缺的高等教育机会提供有价值的参考和建议。

二、数据及实证模型

1. 数据来源

本研究所使用的学生层面数据来自于北京大学教育经济研究所历年来主持开展的“全国高校毕业生就业状况调查”(以下简称为“调查”)。该调查以全国范围内各个层次的高校本科毕业生为目标总体,问卷包括高校毕业生的基本信息、求职过程、就业状况、接受高等教育状况等四部分,^[27]调查范围涵盖了应届毕业大学生个体人口统计学信息、家庭背景、大学以前及大学期间的学习和工作经历、毕业时劳动

力市场产出水平等信息。

“调查”数据是目前较为可靠的全国范围内具代表性的抽样调查数据。更为重要的是,该调查的目的是及时准确地了解我国高校扩招后的毕业生就业状况,调查的时间基本覆盖了我国高等教育扩招的全部历史时期,有利于我们对整个扩招过程进行全局式考察。在该调查实施了十数年之后,立足于对 2003、2005、2007、2009、2011 和 2013 年“调查”数据的使用,本研究以 1999-2010 年入学的学生作为研究对象,对新一轮高校扩招与不同层次的高校入学机会分配问题进行全面评估。从样本组成来看,6 次调查组成的样本包括 109109 个观测值,剔除研究生(硕士和博士)仅保留本、专科学学生后,样本量缩减为 99238 个。需要特别强调的是,本研究使用的“全国高校毕业生就业状况调查”数据为混合截面数据,包含 6 个同期群,每个学生的信息仅被调查一次。

2. 实证研究模型

如前文所述,我国既有的两千多所高校在新一轮扩招前后逐渐分化成了不同的层级。我国先后实施的“211”工程、“985”工程等重大决策以及高校招生录取批次制度设计在实际上将高校按照办学资源(政府财政投入和政策支持)及办学水平划分成了不同的梯队。综合研究问题,本研究将高校进一步划分为四个层次。第一层次包括处于金字塔尖的 39 所 985 高校;第二层次包括除 985 高校之外的 73 所 211 项目高校;第三层次则包括除 211 高校以外的一本公立高校;第四层次则包括二本公立高校、私立高校和高职高专类院校。本研究更加关注不同家庭经济背景学生获取以 985 精英高校和 211 项目高校为代表的高质量高校入学机会分配在扩招大潮中的演变,故未对第四层次多类高校进行进一步划分。

为了估计高校扩招过程中家庭社会经济背景对学生入学院校层次的影响效果,我们使用多分因变量回归模型(MNL)进行定量分析,计量模型如下:

$$\text{logit}(\text{Tier}_i) = \alpha + \beta_1 X_i + \beta_2 Y_i + \theta_i + \varepsilon_{ij}$$

其中, Tier_i 是名义变量,表示学生个体 i 所获得的高等教育机会所对应的高校层次 ($\text{Tier}_i=1$ 表示 985 高校, $\text{Tier}_i=2$ 表示 211 高校, $\text{Tier}_i=3$ 表示非 211 普通一本高校, $\text{Tier}_i=0$ 表示其余高校)。

X 表示一系列表征学生个体 i 家庭社会经济背

景的核心解释变量,包括 upper、middle、college 和 urban 四个虚拟变量。鉴于研究数据对于学生的家庭经济背景进行了多元化的测量,本研究将通过学生父母职业类型所对应的社会经济地位、学生父母受教育程度以及学生的户口类型等三组不同的变量来表示个体 i 的社会经济背景差异,具体变量含义及赋值逻辑如下:

“调查”在对父母职业进行测量的过程中,将职业类型分为了“行政管理人员(处级或县乡科级以上干部)”、“各类经理人员”、“机关、企业、事业单位办事人员”、“专业技术人员”、“个体工商户人员”、“商业服务人员”、“私营企业人员”、“产业工人”、“离退休、无业、失业、半失业”、“农(林、牧、渔)民”、“其他”等十余类。本研究进一步将从事职业为“行政管理人员(处级或县乡科级以上干部)”、“各类经理人员”定义为社会经济地位高;将从事职业为“机关、企业、事业单位办事人员”、“专业技术人员”、“个体工商户人员”、“商业服务人员”、“私营企业人员”定义为社会经济地位中等。通过父母职业对应社会经济地位,本研究近似通过虚拟变量 upper 和 middle 衡量学生家庭社会经济地位相对水平,若学生来自于社会经济地位高的家庭,则 upper 取值为 1;若学生来自于社会经济地位中等家庭,则 middle 取值为 1。

“调查”对父母受教育程度的测量较为明朗,本研究进一步通过虚拟变量 college 表示学生父母受教育程度的高低,若学生父亲或母亲具备大学及以上学历,则表明学生来自于父母受教育程度高的家庭,对应 college 变量取值为 1。

户口类型则通过虚拟变量 urban 加以表示,若学生具备大中城市、县城户口,则 urban 取值为 1。

在本研究中,通过 upper、college 和 urban 三个变量来描述学生个体的社会经济背景,同时假定变量取值为 1 的子样本学生相较于对应变量取值为 0 的子样本学生,具备更为优越的家庭社会经济背景。在实证分析当中,为了获得家庭社会经济背景对于入学机会影响的变迁趋势,在模型中加入 upper、college 和 urban 变量与学生毕业年份的交互项。

Y 表示学生个体 i 的其他人口统计学特征信息,在研究中作为控制变量,主要包括学生 i 的年龄、性别、民族(少数民族虚拟变量)。

θ_i 是年份固定效应; ε_{it} 是随机扰动项,表示没

有被观测到的影响因素。

通过 MNL 模型的定量分析,本研究将以二本及其他高校作为对照,分析家庭社会经济背景变量对于学生进入 985 高校、211 高校(除 985 以外的 211 高校,下同)和普通一本高校的影响效果,从而探究高校扩招过程中不同社会阶层学生获得分层次的高校入学机会的情况。

三、实证分析

1. 描述统计

在实证分析之前,结合本研究关注的高校层级,我们将数据分为四个子样本对解释变量进行描述分析。样本中来自四个不同层级的高校学生观测值数量分别为来自 985 高校 12547 人,来自 211 高校 19472 人,来自普通一本高校 15741 人,来自二本及其他本专科院校 51478 人。分样本对自变量进行描述统计的结果呈现于表 1。

从人口统计学特征来看,985 高校、211 高校男性学生比例平均较高。

从社会经济背景来看,985 高校、211 高校学生子样本中,城市户口学生比例相对较高,来自父母受教育程度较高家庭的学生比例相对更高,来自社会经济地位高的家庭的学生比例也相对更高;相对地,来自社会经济地位中等家庭的学生比例在不同层次高校中分布较为均衡。在不分年度的统计结果中可以看到,学生社会经济背景与就读高校层次确实可能存在相关性。

表 1 “全国大学毕业生就业调查”变量描述统计

| 高校层次 | 985 高校 | 211 高校 | 一本高校 | 二本及以下高校 |
|-----------------|--------|--------|--------|---------|
| 男性学生比例(%) | 65.32% | 58.23% | 54.26% | 50.11% |
| 少数民族学生比例(%) | 7.47% | 11.97% | 7.46% | 7.31% |
| 入学年龄 | 18.74 | 18.86 | 18.97 | 18.97 |
| 户口类型(%) | | | | |
| 城市户口学生比例(%) | 62.28% | 63.02% | 54.37% | 61.71% |
| 父母受教育程度(%) | | | | |
| 父亲大学毕业 | 33.27% | 31.96% | 26.93% | 23.11% |
| 母亲大学毕业 | 22.91% | 20.48% | 16.48% | 14.89% |
| 父亲高中毕业 | 29.69% | 28.90% | 31.03% | 32.11% |
| 母亲高中毕业 | 27.72% | 26.49% | 25.12% | 26.19% |
| 父母职业(社会经济地位)(%) | | | | |
| 社会经济地位高 | 17.61% | 16.70% | 13.94% | 11.37% |
| 社会经济地位中等 | 40.99% | 39.32% | 37.21% | 37.86% |
| 观测值数量 | 12547 | 19472 | 15741 | 51478 |

注:数据来源于 2003 至 2013 年实施的“全国大学高校毕业生就业状况调查”。

进一步地,我们按调查年份(学生毕业年份)的

不同,将样本进一步划分为6个同期群,分别进行描述统计。

图1-图3呈现出各个同期群中来自各层次高校的学生的不同维度社会经济背景变量的变化趋势。不同高校层次和不同年份之间,差异较大。越来越多城市户口的学生进入大学,尤其是985和211高校,这一发现与其他研究发现相一致。^[28]父母受教育程度高或家庭社会经济地位高的学生同样有可能进入985和211高校。

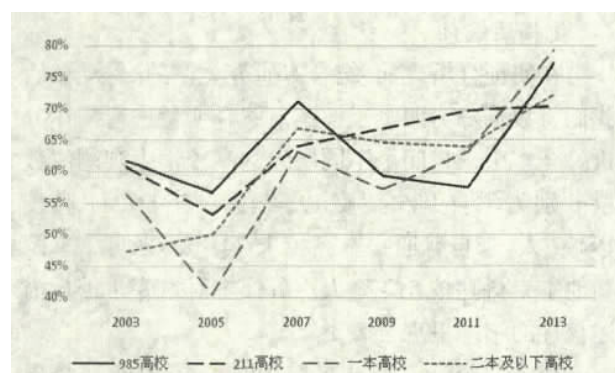


图1 各层次高校历年城市户口学生占比

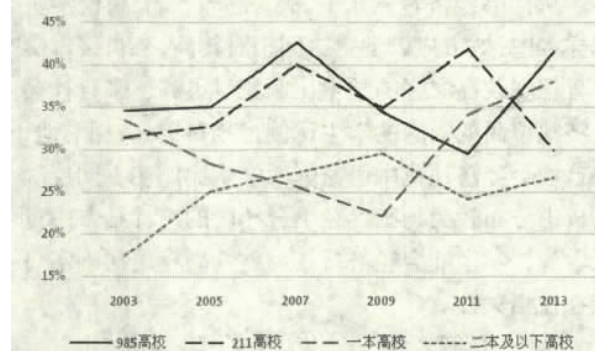


图2 各层次高校历年父母受教育程度较高的学生占比

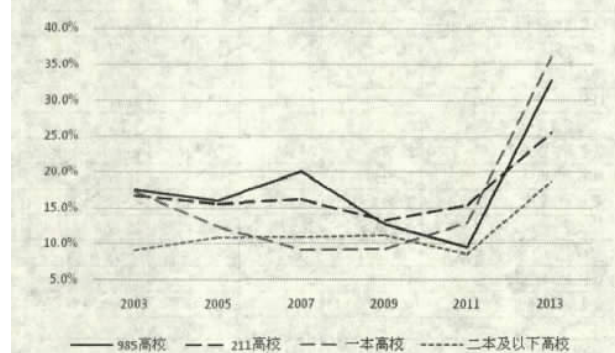


图3 各层次高校历年社会经济地位较高的学生占比

2. 社会阶层与精英高校入学

本研究评估不同层次高校入学的社会阶层分化

问题,我们使用多元Logit模型(MNL),在控制学生人口统计学变量及各年份时间固定效应的基础上估计不同社会经济背景的学生进入各个层次高校的相对概率。

如前文所述,实证研究中因变量为学生最终入学就读的高校层次(985项目高校、211项目高校、一本高校、二本及其他高校),使用学生户口类型变量urban,父母受教育程度变量college,以及家庭社会经济地位变量upper、middle作为表征学生社会经济背景的核心解释变量,并通过在回归中加入上述解释变量与年份的交互项用以检验社会经济背景变量随着扩招的逐渐深入对不同层次高校入学产生影响的变化趋势。

使用Stata14软件进行了稳健标准误的多元logit回归分析,表2报告了不添加解释变量与年份交互项的回归结果。分析过程中,以二本及其他高校层次作为对照组,每一个回归结果中的三列分别表示各自变量与最终就读于985高校、211高校、一本高校的概率比值比自然对数(log odds ratio)之间的相关性。回归中控制了年份的固定效应和学生的性别、年龄、民族变量。

表2 高校扩招期间社会经济背景与
各层次高校入学回归分析结果

| | 学生就读的高校层级, 相对于二本及以下高校 | | |
|-------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| | 985 高校 | 211 高校 | 一本高校 |
| 男性(male) | 0.688*** (0.122) | 0.355** (0.145) | 0.167 (0.117) |
| 少数民族(minority) | -0.097 (0.188) | 0.457* (0.244) | -0.092 (0.357) |
| 入学年龄(age) | -0.228*** (0.047) | -0.117** (0.047) | -0.041 (0.049) |
| 父母受教育程度高(college) | 0.449*** (0.075) | 0.386*** (0.076) | 0.250*** (0.092) |
| 社会经济地位高(upper) | 0.259*** (0.070) | 0.209** (0.083) | 0.269*** (0.082) |
| 社会经济地位中等(middle) | -0.030 (0.056) | -0.087 (0.062) | -0.066 (0.068) |
| 城市户口(urban) | 0.015 (0.097) | 0.046 (0.090) | -0.220** (0.092) |
| 常数项 | 2.515** (1.107) | 1.067 (1.028) | -0.619 (1.089) |
| 观测值 | 99,238 | 99,238 | 99,238 |

注:括号内为标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

在控制其他条件不变的情况下,回归结果揭示了1999年至2010年间进入大学的学生其人口统计学变量及其家庭社会经济背景变量对于其最终入学高校层次类型影响的效果。

与描述统计结果相一致,变量upper和college

对应回归系数为正且在 0.01 水平上统计显著,表明来自父母受教育程度较高家庭的学生和来自社会经济地位较高家庭的学生,相对于二本及以下高校层次而言,拥有更高且统计显著的进入 985 高校、211 高校或普通一本高校的概率。换言之,父母受教育程度更高、职业地位更高的家庭,子女更有可能获得相对更好的高等教育入学机会。而 middle 变量回归系数为负且在以 985 高校、普通一本高校为因变量的回归中没有统计显著性,表明来自社会地位中等家庭的孩子进入 985 高校、普通一本高校的概率相比于来自社会经济地位更低阶层家庭的子女而言没有显著差异,同样也表明中等阶层家庭的子女在获得更优质高等教育机会问题上与社会经济地位更高的家庭之间亦存在着显著的差异。城乡户口变量 urban 在以 985 高校和 211 高校作为因变量的回归中,未具有统计显著性,表明城市户口的学生在进入 985 高校或 211 高校的概率上与农村户口的学生没有显著差异。

考虑到在我国大学录取主要基于高考,MNL 回归的发现在一定程度上表明在新一轮扩招的十年间,社会经济背景较优越的学生进入更高层次高校的概率与社会经济背景较弱的学生之间存在显著的差异,在此期间我国可能出现了显著分层的高等教育入学情况。扩招大潮持续时间较长,而回归并未剥离出学生社会经济背景变量在不同时点对入学的影响。

本研究关注的另一个问题是分层级的高等教育入学过程中社会阶级分化情况的发展趋势,因此在进一步的回归分析中,分别加入 urban、college 和 upper 三个关键解释变量与对应调查年份的交互项,以期检验学生家庭社会经济背景对于不同层次高等教育入学概率在扩招年份中的变化趋势,结果汇报于表 3。由于本研究更关注精英高校入学机会在扩招中的分配,对于结果的解读更关注 985 高校及 211 高校,因此略去了普通一本高校作为因变量的回归结果,表 3 中(4)、(5)两列回归中加入了 urban 与年份交互项,(6)、(7)两列加入了 college 与年份交互项,(8)、(9)两列加入了 upper 与年份交互项。

从回归(4)、(5)来看,urban 变量回归系数为正,但其与年份交互项回归系数为负,表明具有城市户口的学生在扩招之初拥有显著更高的概率进入 985

高校,然而该优势随着扩招的深入逐步削弱,直至优势荡然无存。

回归(6)、(7)中,学生父母受教育程度变量 college 回归系数显著为正,而其与年份交互项回归系数为负,且在部分年份呈现统计显著性。这表明,扩招伊始,父亲或母亲具备大学及以上学历的学生,在进入 985 高校、211 高校的机会概率上具有显著的优势,而随着扩招的推进,显著优势在后续若干年中遭受到了不同程度的削弱;尽管 college 变量与年份的交互项回归系数在部分年份显著为负,但父辈接受高等教育对于子辈获得精英高校入学机会的显著正向优势是始终存在的。由此本研究进一步认为,扩招大潮中,第二代大学生相较于第一代大学生而言具备进入精英高校的显著优势,而优势随着扩招的推进有所减弱。

回归(8)中,学生家庭社会经济地位变量 upper 回归系数显著为正,且 upper 除与 2011 年交互项外,其余与年份交互项系数均不具备统计显著性。这一结果表明,来自社会经济地位较高的家庭的学生在本研究所横跨的扩招十余年间始终保持着显著的获得 985 高校入学机会的优势,随着高校扩招的深入,较高社会经济地位带来的优势没有特别明显的变化。相比较而言,回归(9)中以 211 高校为因变量的回归结果中,upper 系数为正但不具备统计显著性,其与年份交互项亦均不存在统计显著性,表明扩招之初,没有证据表明社会经济地位较高家庭的学生在进入 211 高校的概率上具有优势,扩招过程中这一情况亦未发生显著改变。基于回归结果,本研究认为,尽管在 1999 年至 2010 年间,我国高等教育办学规模急剧膨胀,但具备较高社会经济地位的家庭在此阶段始终牢牢掌握着 985 高校的入学机会优势。这可能是由于大部分扩招的名额均被选拔性(层级)较低的高校所吸纳,^[9]导致以 985 为代表的精英高校规模并未在扩招大潮中有实质性的增长;亦有可能在一定程度上验证了 EMI 假设,在新一轮扩招中,已在入学数量上达到饱和的社会优势阶层优先保证能够获得最优质的高等教育并维持高校层次上的不平等。

3. 稳健性检验

为了检验以上定量分析结果的稳健性,检验可能由变量间共线而导致结果的不一致性,在 MNL 回

表3 社会经济背景与精英
高校入学回归分析结果(添加交互项)

| | 学生就读的高校层级, 相对于二本及以下高校 | | | | | |
|-------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| | 985 高校 | 211 高校 | 985 高校 | 211 高校 | 985 高校 | 211 高校 |
| 男性(male) | 0.697*** (0.121) | 0.360** (0.145) | -0.692*** (0.122) | 0.355** (0.145) | 0.691*** (0.122) | 0.354** (0.145) |
| 少数民族(minority) | -0.086 (0.185) | 0.469** (0.242) | -0.093 (0.185) | 0.464* (0.242) | -0.095 (0.186) | 0.458* (0.244) |
| 入学年龄(age) | -0.224*** (0.047) | -0.113** (0.047) | -0.226*** (0.047) | -0.117** (0.046) | -0.226*** (0.047) | -0.116** (0.047) |
| 父母受教育程度高(college) | 0.450*** (0.075) | 0.387*** (0.076) | 0.769*** (0.166) | 0.678*** (0.236) | 0.447*** (0.075) | 0.388*** (0.077) |
| 社会经济地位高(upper) | 0.245*** (0.072) | 0.211*** (0.082) | 0.252*** (0.074) | 0.228*** (0.083) | 0.450*** (0.162) | 0.435 (0.293) |
| 社会经济地位中等(middle) | -0.035 (0.057) | -0.096 (0.062) | -0.022 (0.056) | -0.094 (0.062) | -0.018 (0.055) | -0.086 (0.062) |
| 城市户口(urban) | 0.391* (0.201) | 0.406 (0.249) | 0.009 (0.096) | 0.041 (0.089) | 0.011 (0.097) | 0.044 (0.089) |
| 城市户口*2005 年 | -0.274 (0.364) | -0.391 (0.402) | | | | |
| 城市户口*2007 年 | -0.320 (0.398) | -0.647** (0.276) | | | | |
| 城市户口*2009 年 | -0.784* (0.415) | -0.432 (0.385) | | | | |
| 城市户口*2011 年 | -0.827*** (0.242) | -0.261 (0.331) | | | | |
| 城市户口*2013 年 | -0.386 (0.302) | -0.684** (0.298) | | | | |
| 父母受教育程度高*2005 年 | | | -0.355 (0.328) | -0.399 (0.388) | | |
| 父母受教育程度高*2007 年 | | | -0.106 (0.272) | -0.164 (0.278) | | |
| 父母受教育程度高*2009 年 | | | -0.643* (0.381) | -0.503 (0.382) | | |
| 父母受教育程度高*2011 年 | | | -0.579** (0.249) | 0.067 (0.317) | | |
| 父母受教育程度高*2013 年 | | | -0.270 (0.373) | -0.670* (0.360) | | |
| 社会经济地位高*2005 年 | | | | -0.257 (0.325) | -0.298 (0.435) | |
| 社会经济地位高*2007 年 | | | | 0.053 (0.239) | -0.232 (0.356) | |
| 社会经济地位高*2009 年 | | | | -0.589 (0.360) | -0.479 (0.401) | |
| 社会经济地位高*2011 年 | | | | -0.634*** (0.242) | -0.021 (0.352) | |
| 社会经济地位高*2013 年 | | | | -0.002 (0.284) | -0.303 (0.373) | |
| 常数项 | 2.239** (1.119) | 0.790 (1.049) | 2.403** (1.106) | 0.995 (1.024) | 2.467** (1.102) | 1.026 (1.032) |
| 观测值 | 99,238 | 99,238 | 99,238 | 99,238 | 99,238 | 99,238 |

注:括号内为标准误;*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

归中同时加入了 urban、college 和 upper 三个变量与年份的交互项,结果汇总于表 4。从回归结果来看,在回归中同时控制 urban、college 和 upper 与各年份交互项,与表 3 分别回归结果相一致,验证了上述研究结果的稳健性。

四、总结

我国的高等教育在 1999 年至 2012 年间显著地扩大了招生规模,围绕高校扩招这一话题,研究者、政策制定者和公共媒体均展开了激烈的讨论,但对于在高校扩招过程中社会经济背景与分层的高等教

表4 稳健性检验

| | 学生就读的高校层级, 相对于二本及以下高校 | | |
|-------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | (10) | (11) | (12) |
| | 985 高校 | 211 高校 | 一本高校 |
| 男性(male) | 0.701*** (0.121) | 0.360** (0.144) | 0.165 (0.118) |
| 少数民族(minority) | -0.083 (0.183) | 0.473** (0.241) | -0.076 (0.355) |
| 入学年龄(age) | -0.223*** (0.047) | -0.113** (0.047) | -0.034 (0.049) |
| 父母受教育程度高(college) | 0.644*** (0.104) | 0.545*** (0.166) | 0.742*** (0.172) |
| 社会经济地位高(upper) | 0.217** (0.098) | 0.227 (0.213) | 0.303** (0.128) |
| 社会经济地位中等(middle) | -0.025 (0.056) | -0.098 (0.062) | -0.055 (0.067) |
| 城市户口(urban) | 0.336* (0.179) | 0.359* (0.210) | 0.083 (0.323) |
| 城市户口*2005 年 | -0.188 (0.314) | -0.308 (0.344) | -0.580 (0.416) |
| 城市户口*2007 年 | -0.349 (0.364) | -0.668*** (0.226) | -0.222 (0.341) |
| 城市户口*2009 年 | -0.664** (0.335) | -0.320 (0.311) | -0.308 (0.368) |
| 城市户口*2011 年 | -0.721*** (0.220) | -0.327 (0.297) | -0.266 (0.343) |
| 城市户口*2013 年 | -0.386 (0.236) | -0.557** (0.232) | 0.061 (0.398) |
| 父母受教育程度高*2005 年 | -0.265 (0.208) | -0.258 (0.252) | -0.383 (0.277) |
| 父母受教育程度高*2007 年 | -0.030 (0.176) | 0.092 (0.188) | -0.713*** (0.197) |
| 父母受教育程度高*2009 年 | -0.347 (0.245) | -0.320 (0.261) | -1.041*** (0.224) |
| 父母受教育程度高*2011 年 | -0.251 (0.200) | 0.206 (0.230) | -0.244 (0.232) |
| 父母受教育程度高*2013 年 | -0.238 (0.350) | -0.558* (0.296) | -0.661 (0.446) |
| 社会经济地位高*2005 年 | -0.033 (0.190) | -0.031 (0.279) | -0.147 (0.209) |
| 社会经济地位高*2007 年 | 0.201 (0.145) | -0.065 (0.267) | -0.466*** (0.159) |
| 社会经济地位高*2009 年 | -0.170 (0.166) | -0.176 (0.243) | -0.276 (0.175) |
| 社会经济地位高*2011 年 | -0.263* (0.151) | -0.009 (0.247) | -0.066 (0.155) |
| 社会经济地位高*2013 年 | 0.268 (0.260) | 0.199 (0.295) | 0.512*** (0.188) |
| 常数项 | 2.211** (1.119) | 0.791 (1.046) | -1.056 (1.136) |
| 观测值 | 99,238 | 99,238 | 99,238 |

注:括号内为标准误;*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

育入学之间关系始终没有定论。已有的运用一般社会调查数据和社会流动模型的研究并不能解释不同层次的高校招生中的分层问题;由于没有使用混合截面数据或面板数据,已有研究也无法揭示高校扩招过程中社会经济背景影响高等教育入学的时间趋势。

本研究使用了跨度长达 10 年、共包含 6 个同期群的“全国高校毕业生就业状况调查”大样本混合截面数据。首先,跨年度的样本构成使得本研究得以对高校扩招期间不同时间点进行跨年度比较研究,也为探讨扩招期间优势阶层获得优质高等教育入学机会

相对优势的变迁提供了条件;其次,数据以高校毕业
生为调查对象,且样本量达到了将近 10 万水平,相
比以往通过社会调查数据进行的研究,本研究能更
精确地聚焦高校学生群体,并依托于庞大的样本量
得出具高度代表性的研究结论;再次,数据对高校毕
业生社会经济背景进行了多元化测度,使得本研究
能够深度剖析社会经济背景不同维度对于优质高等
教育机会获得的影响。

基于多元 Logit 回归模型的定量分析发现,自
1999 年开始施行高校扩招政策以后的十年间,通过
父母受教育程度和父母从事职业衡量的社会经济背
景较为优势的学生相对于较弱势学生而言,进入
985 高校和 211 高校学习的机会概率显著更高,可
能存在显著分层的高等教育入学情况。更进一步地,
本研究重点关注社会优势阶层家庭学生在扩招期间
进入精英高校就读机会的优势的变化趋势,发现扩
招伊始城市户口的学生所具备的进入精英高校的机会
优势随着扩招的推进而逐渐消失;父母受过高等
教育的学生始终拥有着显著更高的进入 985 高校或
211 高校的机会优势,但随着扩招推进,优势在一定

程度上受到了削弱;来自社会经济地位更高家庭的
学生,在扩招十余年间牢牢掌握着进入 985 高校的
机会优势,尽管扩招过程中我国总体的高等教育机
会大幅扩充,但较高社会经济地位带来的 985 高校
入学机会优势没有减弱。

对 1999 年至 2010 年间中国高等教育规模扩张
的效果进行评估的结果在一定程度上表明,在扩大
招生规模的高等教育发展策略下,以农村户籍、父母
受教育程度较低学生群体为代表的弱势学生在获得
相对更优质入学机会方面有所获益,但与此同时,社
会经济地位优势阶层依然享有获得最优质高等教育
资源的显著优势,扩招并没有显著提升社会经济地
位处于相对劣势的学生步入最优质高校的机会。这
个结论在一定程度上为 EMI 假设可能存在提供了
证据,在一定程度上丰富了现有研究体系,有利于未
来的政策选择和制定。

本文系国家社会科学基金重大项目“高校毕业
生就业问题与对策研究”(09&ZD058)的部分成果。

(责任编辑 翁伟斌)

注释

①参见《国家发展计划委员会、教育部关于扩大 1999 年高等教育扩招规模的紧急通知》[计电(1999)62 号]。

②资料数据来源于 1999-2012 年《中国统计年鉴》。

参考文献

- [1]Loyalka, P., Song, Y., & Wei, J.The Effects of Attending Selective College tiers in China. *Social Science Research*, 41(2), 287-305.2012.
- [2]Trow, M.The Expansion and Transformation of Higher Education. *International Review of Education*, 18(1), 61-84.1972.
- [3]Schofer, E., & Meyer, J. W.The Worldwide Expansion of Higher Education in the Twentieth Century. *American Sociological Review*, 70(6), 898-920. 2005.
- [4]Carnoy, M., Loyalka, P., Dobryakova, M., Dossani, R., Froumin, I., Kuhns, K., & Wang, R.University expansion in a changing global economy: Triumph of the BRICs?. Stanford University Press. 2013.
- [5]Arum, R., Gamoran, A., & Shavit, Y. More Inclusion than Diversion: Expansion, Differentiation, and Market Structure in Higher Education. *More Inclusion than Diversion: Expansion, Differentiation, and Market Structure in Higher Education*. Stanford University Press.2007.
- [6]Raftery, A. E., & Hout, M. Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75. *Sociology of Education*, 66(1), 41-62.1993.
- [7]Hout, M.Maximally Maintained Inequality and Essentially Maintained Inequality: Crossnational Comparisons. *Sociological Theory and Methods*, 21(2), 237-252.2006.
- [8]Hout, M.Maximally Maintained Inequality Revisited: Irish Educational Mobility in Comparative Perspective. In B. Hilliard & M. N. G. Phadraig (Eds.), *Changing Ireland in international comparison*. Dublin: The Liffey Press.2007.
- [9]Lucas, S. R.Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology* 106, 1642-1690.2001.
- [10]Lucas, S. R.Stratification Theory, Socioeconomic Background, and Educational Attainment: A Formal Analysis. *Rationality and Society* 21(4), 459-511.2009.
- [11]Bratti, M., Checchi, D., & De Blasio, G.Does the Expansion of Higher Rducation Increase the Equality of Educational opportunities?

Evidence from Italy. Labour, 22(s1), 53–88.2008.

[12]Brand, J. E., & Xie, Y. Who Benefits Most from College? Evidence for Negative Selection in Heterogeneous Economic Returns to Higher education. American Sociological Review, 75(2), 273. 2010.

[13]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考查[J]. 社会学研究, 2010, (3):82–113.

[14]Wu, X. Economic Transition, School Expansion and Educational Inequality in China, 1990–2000. Research in Social Stratification & Mobility, 28(1), 91–108.2009.

[15]吴要武, 赵泉. 高校扩招与大学毕业生就业[J]. 经济研究, 2010, (9):93–108.

[16]邢春冰, 李实. 扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业[J]. 经济学(季刊), 2011, 10, (4):1187–1208.

[17]吴愈晓. 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978–2008)[J]. 中国社会科学, 2013, (3):4–21.

[18]邢春冰. 教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(1):207–232.

[19]张兆曙, 陈奇. 高校扩招与高等教育机会的性别平等化——基于中国综合社会调查(CGSS2008)数据的实证分析[J]. 社会学研究, 2013, (2):173–196.

[20]李春玲. “80后”的教育经历与机会不平等——兼评《无声的革命》[J]. 中国社会科学, 2014, (4):66–77.

[21]杨奇明, 林坚. 教育扩张是否足以实现教育公平?——兼论20世纪末高等教育改革对教育公平的影响[J]. 管理世界, 2014, (8):55–67.

[22]Li, H., Loyalka, P., Rozelle, S., Wu, B., & Xie, J. Unequal Access to College in China: How far have Poor, Rural Students Been Left Behind?. China Quarterly, 221, 185–207.2015.

[23]吴晓刚. 中国当代的高等教育、精英形成与社会分层来自“首都大学生成长追踪调查”的初步发现[J]. 社会, 2016, 36(3):1–31.

[24]路晓峰, 邓峰, 郭建如. 高等教育扩招对入学机会均等化的影响[J]. 北京大学教育评论, 2016, 14(3):131–143.

[25]杨中超. 教育扩招促进了代际流动吗[J]. 社会, 2016, 36(6):180–208.

[26]Carnoy, M., Loyalka, P., Froumin, I. University Expansion in the Bric Countries and the Global Information Economy. Change the Magazine of Higher Learning, 45(4), 36–43.2013.

[27]岳昌君. 高校毕业生就业状况分析:2003–2011[J]. 北京大学教育评论, 2012, 10(1):32–47.

[28]Yeung, W. J. Higher Education Expansion and Social Stratification in China. Chinese Sociological Review, 45(4), 54–80.2013.

[29]Li, L. China's higher Education Reform 1998–2003: a Summary. Asia Pacific Education Review, 5(1), 14–22.2004.

College Expansion in China and Evaluation of Stratified Higher Education Access

Yang Jin Ye Xiaoyang Wu Yinduo & Ding Yanqing

(Peking University College of Education/Institute of Education Economics, Beijing 100871)

Abstract: Chinese higher education dramatically expanded its enrollment from 1999 to 2012. Based on nationally representative student survey data, a MNL (Multinomial Logit Regression) model is employed to estimate the impacts of the socioeconomic background on stratified access of higher education in China. Results show that the gap of elite higher education access between advantaged students and disadvantaged students existed during the expansion. With the development of expansion, the impact of City household registration on the elite higher education access disappears gradually; the impact of parental higher education experience decreased significantly, but the impact of SES remained during all the time.

Keywords: higher education expansion, educational stratification, college access, elite university