

内部资料  
免费交流

京内资准字0609-L0057号  
北京交大印刷厂印刷

# 中国教育科研参考

2015年 第 15 期  
总第(361)期

中国高等教育学会编

2015年8月15日

## 目 录

能力与出身：高等教育入学机会分配的机制分析·····	刘精明 (02)
高等教育入学机会获得的阶层差异分析 ——基于1982-2010年我国16所高校的实证调查·····	王伟宜 (11)
高等教育入学机会地域不公平研究·····	王少义 杜育红 (19)
大众化背景下我国高等教育入学机会的多维度分析·····	赵叶珠 陈海燕 (23)
以“基尼系数”衡量部属高校分省招生指标的公平性·····	乔天一 邓溪瑶等 (27)
《中国高等教育入学机会的公平性研究》：公平应从中小学入手·····	李文胜 (31)

**编者的话：**进入新世纪，我国高等教育从速度到规模都增长迅速，2002年高等教育毛入学率实现了15%的目标，2012年高等教育毛入学率达到30%，高等教育从精英化走向大众化，为广大适龄青年提供了更多进入高等教育机构学习的机会。在高等教育规模扩张的背景下，教育机会不平等现象有没有发生实质性的变化，城乡、阶层、地区、性别和民族等不同群体间的入学机会差距是否有所缩小以及政府在高等教育入学机会分配中的角色厘定等问题仍为我们所关注。为此，本刊以“高等教育入学机会公平性研究”为选题，集中选编若干国内外相关文章，供读者参阅。

主 编：王小梅      本期执行主编：范笑仙      责任编辑：聂文静  
地 址：北京市海淀区文慧园北路10号中教仪楼中国高等教育学会《中国高教研究》编辑部  
邮 编：100082      电 话：(010) 59893297  
电子信箱：gaoyanbianjibu@163.com

# 能力与出身：高等教育入学机会分配的机制分析

刘精明

## 一、问题的提出

上大学在中国一直备受瞩目。关于高等教育机会分配不平等问题，特别是社会阶层差异、城乡差异、区域差异等，从20世纪90年代初期就广为学界关注。高校扩招后，学者们发现，高等教育机会的分配越来越不平等了，基于家庭背景的影响（如文化资本、阶层差异乃至家庭人口结构等）被强化，基于区域、城乡的差异在扩大，弱势群体除了在成人高等教育、高等职业教育方面得到了较为相称的机会份额外，在优质高等教育机会方面反而处于更不利的位置。针对这种变化，一些研究从解释教育扩张与不平等关系的三个主要理论模型角度——“不平等最大化维持”（MMI）、“不平等有效维持”（EMI）、“理性行动”（RAT）与“教育决策模型”——给出了不同解释。

既有研究较为全面地揭示了近20年来中国高等教育领域中机会分配的社会不平等状况及其变化，但研究中存在不足，即人们对教育机会不平等的研究或多或少地混淆了因学生能力分化所产生的机会差异与分配不平等之间的区别，而这一区别事关教育公平。个人成就是基于家庭背景等出身因素还是自身能力和努力，通常是判断分配正义的基本标准。然而，长期以来，国内学者关于教育公平问题的讨论似乎不约而同地忽略了儿童能力分化对教育成就的影响。为此作者曾基于布劳-邓肯关于社会分层机制的研究框架（“先赋”与“自致”）以及布东提出的教育不平等形成的两个基本机制（即“首属效应”和“次属效应”），提出过一个教育不平等的分析模型，强调了产生教育不平等的三个既相互交织又截然不同的路径：一是因儿童个人禀赋、主观努力程度以及可资利用的家庭资源的不同而产生的能力差异或分化，二是因所处结构位置不同而产生的教育选择差异，三是因儿童处于不同结构位置、在“结构授予”机制下而产生的机会不平等。第一个路径所产生的机会差异均因儿童能力分化所致，它与儿童的主观努力程度密切相关，当然也与家庭资源条件相联系，但最终形成的

是固化在儿童个体特性中的才能或能力；第二个路径是基于客观的阶层位置的“理性”选择，是结构约束条件下的选择不平等；第三个路径产生的不平等结果则是儿童所不能控制的，是成人社会的不平等格局强加于儿童群体的，如户籍、城乡等结构性差异。混淆不同的机会差异机制而仅专注于“出身”或代际传承的影响，不仅不能对伤害教育公平的因素做到有的放矢的批判，反而可能损害学校教育应有的竞争精神和效率机制。公平合理的教育机会分配，应允许和鼓励儿童通过能力竞争而产生机会回报的差异。

基于上述思考来审视中国高等教育的机会公平问题，应该就“因学生能力分化”所导致的机会差异和“因结构条件不同”而产生的机会不平等加以明确区分。因此本文提出的问题是：当前中国高等教育机会的分配是以学生能力为标准、还是被家庭背景等所主导？尽管多数经验研究都证明，家庭背景对子代教育机会具有显著影响，但就整个争论来说都还是其中一方面的证据，来自学生能力方面的证据始终是缺失的。如果能力和社会出身都在不同程度地影响着个人的教育成就，那么这二者又以何种方式共同影响机会分配？就不同层次的高等教育机会而言，能力与出身两种机制的影响有什么差别？

本研究利用一项关于普通高等学校大学生的抽样调查数据来分析获得不同层级本科学校入学机会的影响机制，考察能力和出身两种机制在进入不同层次高等学校时的效应差异。

## 二、社会再生产与绩能主义的理论争论

人们对教育不平等的关注，源于更深层次的分配正义。所谓分配，在社会分层研究中主要指两个相互交织的过程：不同社会位置上的报酬的分配过程以及对占据不同社会位置的人的选择过程。针对后一过程中分配正义问题的讨论，当前存在两种相互对立的倾向，即“社会再生产”（Social Reproduction）与“绩能主义”（Meritocracy）。

社会再生产理论一般被当作违背分配正义的一个主要概括，它有两种不同的分析模式，即迈耶尔所提到的“强再生产”模式与“弱再生产”模式。所谓强再生产模式主要来自左派社会学研究者，如威利斯（P. Willis）的社会抵制理论、阿普尔（M. Apple）的“隐性课程”理论，鲍厄斯（S. Bowels）、金梯斯（H. Gintis）的资本主义社会再生产理论，这些理论都普遍关注整体性社会阶级或地位群体是怎样通过学校系统而被再生产出来的，强调学校教育过程对原有社会阶级结构的重新复制。弱再生产模式强调个体性的家庭优势传承作用，在以知识分层研究范式为主导的新教育社会学中比较普遍。新教育社会学将葛兰西、曼海姆等关于意识形态的研究成果引入课程研究，认为课程的变化是知识定义的变化，而这种知识的变化和社会分层、专门化以及知识组织的开放程度是一致的，教育知识传递通过课程、教学和评价系统来实现，权力分配和社会控制的原则也同时体现在这一过程中。在此知识分层的研究范式下，涌现了一大批新的教育社会学理论模式，如“新课程理论”“符码理论”“符号暴力理论”等，就社会阶级对知识分配、进而对教育获得的影响展开分析和讨论。此外，科林斯（R. Collins）的“文凭社会理论”也通过文化冲突的分析来证明文化优势群体在地位再生产中的垄断性作用。在弱再生产模式中，文化再生产（或阶级的文化优势传递）是更为重要的社会分析范式。

与社会再生产相对的是绩能主义。自1958年迈克尔·扬发表《The Rise of Meritocracy》一书以来，“绩能主义”一词被迅速广泛地应用到经济不平等领域的研究，其中“绩能”（Merit）是指个人能力（或智力）与努力的结合，而“能力”或“才能”通常以智商（IQ）、认知能力、教育水平等为重要的测量指标。社会学关于“社会再生产”与“绩能主义”间的争论发端于约20世纪七八十年代，其焦点是，一个更为开放的社会的社会分层原则是否会更多地以绩能主义为主导？

博特早年关于智力与社会阶级关系的研究是这场争论较早的一个来源。他指出，在智力测验中，平均而言，管理与专业技术人员得分高于低阶非体力者，低阶非体力者智力水平高于体力工人。虽然后来有学者指出，这种智力差异部分源于教育对智力的影响，部分源于智力对职业地位获得的直接效应，但这一发现产生了一个基本悖论：在一个更为开放的社会中，智力的阶级差异更大。这意味着，如果阶级或种族背景对职业成功

的影响较大，有能力但处于不利阶级位置的人将被越来越限制在低层次的工作岗位上，而能力较差但处于有利阶级背景中的人将获得较高的工作职位。相反，在平等的阶级基础上相互竞争的人们，最有能力的人将赢得最好的职业位置，这样的社会即被称为“绩能主义”社会。在以“绩能”为原则的社会分层体系中，收入、权力、声望等与个人的能力具有正向关联。

关于美国、英国社会特征的讨论可以说是这场争论的经验之源。长期以来，美国社会常被看作更接近“绩能主义”和竞争性流动的理想类型；相对于美国，英国社会要更趋保守和封闭。斯维尔等人较早发现美国学校中儿童的认知能力与学业成绩的相关系数高达0.62；费瑟尔曼与豪斯等人发现，在美国，人们职业的成功更多地依赖于个人的教育水平而不是父母的阶级背景。这些研究结论使人们乐于相信，美国社会中个人的教育获得更多地依赖于儿童的学业能力而不是家庭的社会经济地位或阶级背景。

然而，新的关于职业获得的经验研究表明，在控制个人教育作用后，仍然能够发现较强的阶级背景影响，个人的阶级位置并非总是能够按照“能力标准”排序。通过对比1958-1970年出生组与1970-1982年出生组，人们发现美国社会的阶级不平等对儿童教育获得的影响没有发生变化。不仅如此，在美国儿童的成长过程中，还存在大量隐性的阶级不平等（invisible inequality）影响，不同阶级的父母在养育子女的过程中，与子代之间不同的社会互动方式较大程度地影响着子代的教育成就。

与之相呼应的是一些欧洲同行关于社会流动的研究。戈德索普等人的一系列研究指出，英国社会个人的成功与出身之间的关联更为密切，有人甚至认为英国社会更像一个“闭场社会”（closed shop society）——一个阶级成员的“征募”几乎全部来自这个阶级内部。一些关于英格兰与威尔士、英国与法国、爱尔兰等国家和地区的社会流动的历史性比较研究发现，除阶级分布有些许变化外，时点间的总体性社会流动（overall social fluidity）并未发生多大变化。

对此的争议首先来自桑德斯，他指出，由于大量长距离的向上流动和向下流动同时存在，就不能说英国社会不具有“绩能主义社会”的性质。邦德和桑德斯采用结构方程模型重新分析了戈德索普等人使用的4298个33岁的英国男性样本数据，发现影响职业地位获得的最强因素是个人能力，成就动机也非常重要。随后桑德斯

与之展开了一场长达20多年的论争且至今也未平息。双方后来各有让步，前者强调尽管能力对职业位置有影响，但在控制能力和动机影响后，阶级效应仍然很强，为了达到相似的阶级位置，出身劣势的孩子不得不比优势阶层的子弟展现出更多的才能、付出更大的努力；而后者则强调个人能力和努力的作用远远大于出身的作用，在新近的研究中，桑德斯仍坚持：出生在工人阶级家庭的孩子如果有才能且努力，常常可以在现有结构条件下实现上升流动，而中产阶级的子女如果懒惰、迟钝，通常会失败，因此，出身确实对个人成就有一定影响，但能力和努力工作更重要。萨维奇与伊格尔顿试图调和这样的争论，他们提出，能力的影响可以归因于与社会阶级相连的文化资本和其他社会化过程，认为二者之间本身具有密切的联系。

类似经验事实在对爱尔兰、澳大利亚、亚洲及太平洋地区的经验研究中也有所发现，尽管遇到的问题可能不尽相同。总体而言，这场争论强调了评价一个社会开放性的方式问题。诸多研究表明，能力和出身背景对个人成就的影响是同时存在的，争辩的焦点在于应如何对二者加以辨识。诚如一些学者指出的，个体能力的形成过程无不受到出身的影响，能力本身包含着出身效应。尽管多数时候一些技术模型可以将二者的效应区分开来，但本文认为，在分析人才招聘标准或招募体制特征时，这种区分并非是必要的。无论个人的能力形成过程中受到了何种形式、何种程度的家庭背景影响，但能力终归内化到个体生命特征中、与个体不可分割。在以个体技能或能力为选择标准的征募体系中，能力表现始终是由个体独立完成的。因此，当仅仅分析人才招聘标准或招募体制的具体特征时，个人能力和家庭背景因素可被当作两个相互独立的影响变量。

### 三、高等教育领域的变革及其对入学机会分配的影响

判断一个社会内部的精英招募体制是秉承再生产原则还是具有“绩能主义”性质，需要对这个社会的人才招募体制进行详尽的考察。

高等教育无疑是现代社会最重要的人才选拔途径之一。选择什么样的人进入、并将这些人分配到不同位序的学校和专业中接受训练，最重要的是人才选拔标准和选拔方式。1977年中国恢复高考制度，意味着人才选拔重新回到以个人能力（特别是学业能力）为主要标准的轨道上。高考恢复的最初十来年时间内，高等学校对

人才的选拔一直秉承着最为严格的成绩筛选机制，随后虽历经多次招生制度改革和高等教育体制的变革，但这一核心标准至今仍然主导着中国高校的学生选择。

不过需要注意到，从1985年教育体制改革以来，高等教育体制中的市场因素开始不断渗透和蔓延，特别是20世纪90年代以降，深化市场体制改革的方略主导着国家的大政方针，市场机制对教育领域的影响，特别是对高等教育机会分配的影响是深远的。

1985年，中国开始实行国家“计划外”自费生制度，自费和公费双规并行，由于执行不同的招生计划，自费生的录取在高考成绩要求上总是低于同类公费考生。1994年高校并轨招生改革启动，“统招统分”的招生分配制度被再度打破，学生不再区分“自费”和“公费”，而是统一建立收费制度，学生上学自己缴纳部分培养费用、毕业生多数人自主择业。2003年并轨招生全面完成，试点期间（1994—2003）全国陆续有3%—5%的大学生通过以“学费”补“成绩”的方式拿到了大学的入门券，这还不包括那些进入民办大学享受高等教育机会的人。随着人们对“一考定终身”“千军万马过独木桥”的高考制度的批评，2003年高校自主招生制度正式启动。通过这一制度，在一些重点大学每年约有计划招生名额的10%—30%的考生提前获得了10—30分不等的加分录取优惠，个别学校给予的优惠甚至更高。而保送生制度则更为直接，通过推荐和考察，一些重点大学中每年约有5%的学生可以不需要参加高考而直接上大学。这些招生制度改革意味着，一个纯粹的以学生的学业能力为衡量标准的机会分配形式中，可能混合大量个人能力以外的其他影响因素。

在改革招生制度的同时，中国高等教育为适应市场化、国际化的变革大局，还从教育理念、办学体制、经费筹措体制到学科建设、结构布局乃至学校内部管理体制等方面进行了一系列全方位的重大变革。从结果看，其中诸多方面都直接改变或影响了入学机会的分配，而最为重要的当属高等教育资源的相对集中化。1990—2003年间，中国政府完成了高校合并重大结构调整，参与合并的高校达597所，高校总数减少330所，校均学生规模从1993年的2380人上升到2000年的3815人。从1993年开始，国家又陆续建设以财政专项为支撑的重点工程大学和重点学科（如“211”“985”工程大学、2011协同创新计划，等等），将优质的高教资源、雄厚的财政力量大幅向一些高水平大学、学科和专业集中。

高校合并与建设重点工程大学都有效地促进了优质高教资源的整合和集中，同时，它也使得不同层次大学的入学机会分配显现出更为激烈的阶层间竞争。笔者曾在2006年的研究中发现，在高校扩招时期（1998-2003），诸如成人高等教育领域的机会分配的阶层差异较大程度地缩小，弱势阶层对这类高等教育资源占据了足够的份额，然而，本科教育机会分配的阶层不平等较大幅扩招前反而更为强烈。因此，随着高校扩招，尽管青年学生接受高等教育的机会迅速扩大，特别是那些来自较低阶层的子弟，其机会份额确实有了较大提高，但是，那些更为优质的高等学校及市场前景更好的专业的入学机会，总是偏向那些来自优势阶层的子弟。

由此来看，我们对高等教育领域机会平等问题的讨论，可能需要在讨论谁获得了高等教育机会这样问题的同时，还应更详尽分析以何种方式上大学、上哪个层次的大学等，这对揭示高等教育领域中机会分配的阶层差异具有重要意义。

#### 四、研究假设

“社会再生产”与“绩能主义”这对范畴的理论实质，仍然是社会分层研究中的恒久主题——“先赋”与“自致”的另一种表达方式，本研究也将沿着这一基本框架展开相关理论讨论和实证分析。根据上述讨论和对高等教育改革现实的分析，提出如下两方面研究假设。

假设1：能力在大学机会分配中具有决定性作用（“能力主导”假设）。

由于中国大学生录取始终坚持以学业成绩为主要标准，而学习成绩最终是个人学业能力和努力的结果，因此，在再生产与绩能主义、先赋与自致基本框架中，大学录取最终的结果将呈现较为明确的能力至上特征。这一基本假设还表明，如果不同层次高等学校坚持以录取分数线为核心标准，那么，随学校录取层次的提高，能力（特别是学业能力）的作用也将逐级提高。

同时，由于获得自主招生、保送招生等方面招生权力的学校主要集中在“985”“211”等重点工程大学，特别是在一些自主招生面较广的顶尖高校中，对学生全面的能力考察更为广泛和深入，更容易从中选拔出学业能力以外、其他能力更为突出的学生。因此，在更详尽的能力效应比较时，进入顶尖学校的非学业性能力效应相对更重要。

假设2：高校层级越高，家庭优势作用越强（强选择强影响假设）。

社会流动研究中著名的FJH（Featherman-Jone-Hauser）研究假设及随后的CASMIN（Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations）系列研究表明，在以核心家庭为主导的现代工业国家，代际继承和近距离流动是最基本的代际社会流动模式。这一研究假设典型地表达了家庭对子代教育与职业地位获得的重要影响，事实上，在核心家庭的养育模式下，家庭传承的影响多数情况下都难以割裂，特别就学业成绩、教育地位获得而言。尽管家庭传承的影响是多方面的，包括家庭熏陶、文化资本影响、心理激励和物质支持等等，尽管不同方面对儿童能力发展的作用方式大不相同，但家庭传承总能以一种整体性的形式呈现。在以家庭养育为基本抚养方式的社会中，父母对子代成长的影响细致入微，家庭间的差异也往往表现为子代之间的成长差异。因此，基于这样的基本事实，我们总是可以认为，子代之间的地位竞争，同时也是家庭之间的竞争。说到竞争，就不能不提及公平，而公平的竞争最终需要通过子代作为“参赛选手”来完成，也就是说，家庭优势只有在转化为儿童自身的能力来参与竞争时，其结果在形式上才算是公平的。

我们假定每个家庭对不同层级的高等教育入学机会的偏好是相同的，如果有可能，父母都希望自己的孩子上最好的学校，接受最好的教育；为了实现这个目标，家庭和孩子共同努力。学生代表家庭参与这些机会的竞争，而家庭则尽可能调动和利用自身资源以帮助子代来完成这一重大人生选择。这样，在子代能力相同的条件下，那些能够为子代提供更多帮助的家庭就更容易胜出。这样的家庭影响至少来自两个方面：一是前述提到的一些原因，如市场因素在高校人才选拔过程中的渗透，二是社会阶层位置的选择效应，即布东所说的家庭背景影响的“次属效应”，表现在诸如志愿填报等机会选择方面所受到的家庭条件制约。由此，强选择强影响假设可表述为：即使控制了能力的影响，我们还可能观察到较强的家庭背景的净影响；而且高校的层级越高，影响入学机会的家庭背景作用越强。即高等学校的选择性越强，出身的影响越大。

这使我们联想到罗伯特·梅尔的“选择性衰变”假设（selective attrition hypothesis）。梅尔观察到，社会出身对儿童较早阶段的升学机会影响较大，而对后续各阶段升学的的不平等影响则相对较低；在各年龄群体之间，社会出身不平等没有发生什么变化。对此，他给出的假设是统计学意义上的，他认为，升学层级越高，参与升学

竞争的儿童之间的家庭背景越趋于接近（因为每一次升学都会更多地淘汰劣势家庭的孩子），因此，在更高阶段升学时反而呈现出家庭背景影响愈小的现象。生命历程假设则从个体成长过程中对家庭依赖程度依次减弱的角度来解释这一变化，该假设认为，随着孩子年龄增大，其对自己所面临的升学选择的自主性增强，加上教育扩展后上学费用降低，孩子对家庭的财政依赖性也逐渐减弱，因而越是在较高的教育阶段，家庭背景对升学机会的影响越小。

然而，就不同层级的高等教育机会分配而言，本文研究假设与“选择性衰变”解释有所不同，因为高等学校内部的层级选择与各阶段升学是两个不同的过程。观察的事实不同，得出的结论也许不具有太多的可比性。但我们仍可从梅尔的假设中引发很多思考，我们的观察对象至少有一点与梅尔是相同的，即我们分析的大学生群体，是经过了“强选择”后的人群。不过，本文的解释逻辑不同。

在中国文化中，养子读书乃为极崇高的家庭事业。常闻“砸锅卖铁”送子读书的感人故事，父辈的心酸成就子代的锦绣前程，这在中国文化中极具荣耀、备受敬重。下层家庭之地位崛起的梦想常督促子女奋斗在艰难的求学路上，一旦扩招的大门敞开，大学课堂其实远非人们想象的那样遥不可及。在我们收集的、下文将用于分析的大学本科样本中，上大学前户口为农业户口者占58%，父代职业为工人、农民、自雇佣等较低职业阶层者合计达64.2%。这意味着在今天本科层次的大学课堂中，来自下层家庭的子弟已有很高的比例。但是，有没有机会上大学和上哪个层次的大学是两个不同的问题。下层子弟进入高等学校的比重增大，但进入资源优质、层级高的学校难度也在增大。优势排斥就是这样一种不断制造下层的逻辑，如果优势阶层不能再利用“能否上大学”这个门槛来确保子代在后续地位竞争中保持优势，那么他们就会利用高校层级来获取更有价值的通行证。这样，家庭背景优势越强，就越有可能获得更高层级的大学机会。

## 五、数据和变量

### （一）数据说明

研究数据来自清华大学“中国大学生学习与发展追踪研究”（CCSS），这是一项从2009年开始逐步展开的全国高校在校生调查，抽样设计根据高校层级、类型、所在省市高等教育发展水平等指标进行分层，层

内采用PPS抽样，校内则分年级进行独立的简单随机抽样；项目前四年调查以普通本科院校为主。本研究以公立普通本科学校（不含民办本科和独立学院）中的调查样本为分析对象。2010–2013年四年调查的公立普通本科高校分别有42所、53所、52所、58所（其中部分学校为非随机选择），调查形式前三年以书面问卷、学生自答为主，2013年书面问卷和网络调查两种形式的样本约各占一半。由于2010年对大一到大三学生没有询问高考成绩和家庭经济状况，同时，2012年、2013年调查中蓝色问卷（部分四年级样本）未询问中学阶段的竞赛成绩、三好学生等有关能力的关键变量，分析过程去掉了这些样本（由于抽样是分年级进行的独立随机过程，因此去掉这些样本并不影响其他样本的随机代表性）。最终，参与本研究模型分析的样本总量为227459个。

### （二）变量及其描述性特征

1. 大学层级的划分。根据学校的名望等级、是否属于重点支持的大学、学校在高考招生时的录取批次（即通常所说的一本、二本）、大学（universities）还是学院（colleges）等特征，对样本来源大学（均为普通公立本科院校）进行了层级划分，由高到低分别是顶尖高校（从样本中选择了学校名望等级在前20的6所学校）、“985”高校、“211”大学、一本大学、二本大学、二本学院等6个层次。

表1 样本在不同层次大学中的分布

学校层级	未加权 样本数	未加权 百分比	加权样 本数	加权 百分比
顶尖高校 (6tops)	11446	5.03	3949	1.7
“985”大学 (不含6tops)	34966	15.37	11925	5.2
“211”大学 (不含“985”大学)	66164	29.09	28391	12.5
一本大学 (不含“211”大学)	16654	7.32	12758	5.6
二本大学	64626	28.41	99625	43.8
二本学院	33603	14.77	70811	31.1
Total	227459	100	227459	100

2. 能力的测量。能力的界定和测量一直是教育学、心理学领域的复杂课题。中国政府从1985年开始屡次推进素质教育改革，旨在提高各级各类学生各方面的能力和素质，而高考制度的每一项细微的改革无不将能力测量方法和手段作为首要的考虑因素。所以，我们分析中作为集束变量的“能力效应”包括学业能

力、创新能力、组织能力、综合能力四个方面，具体测量方式如下：

### (1) 学业能力

学业能力包括两个指标，都与高考成绩相关，即高考分数和高考成绩是否达到生源省份当年的一本分数线。

高考分数：该变量询问的是学生的高考原始分。由于学生报考的科目、各省高考试卷都有所不同，原始分数间不具可比性。为此，引入该变量时，我们将高考分数进行标准化转换，转换公式如下：

$$sscore_{i,k,t,p} = \frac{score_{i,k,t,p} - \overline{score}_{k,t,p}}{stdev_{k,t,p}}$$

sscore为标准分，score为高考总分（被访学生报告的原始分），stdev为标准差；下标i, k, t, p分别表示样本个体、高考科目（文科或理科）、样本个体参加高考的时间（2006-2011）、生源省份标识（表示样本个体在该省参加高考）。

是否达到一本分数线：一般高考成绩是否达到生源省份当年的一本录取分数线是进入一本类大学的基本门槛，但由于存在一定的低分高录、自主招生和加分降分录取情况，因此，该变量作为学业能力指标更有意义。

### (2) 创新能力

创新能力以高中阶段竞赛获奖来表示，分为国家或国际竞赛获奖、省级竞赛获奖、市级竞赛获奖、区县竞赛获奖等四个层次，未获得任何奖项者为参照类。

### (3) 组织能力

该项能力以高中阶段担任学生干部为指标，担任的学生干部职务被分为组长、班委、班长/团支部书记、校学生会/团委成员、校学生会正副主席/团委正副书记五个级别，未担任过任何学生干部者为参照类。

### (4) 综合能力

综合能力包括高中阶段获得三好学生称号情况和中学阶段是否入党两个变量。三好学生分为校级、区县级、市级和省级四个级别，未获得过以上级别三好学生者为参照类；高中或以前是否入党为虚拟变量，上大学前入党者为“1”，否则为“0”。

3.出身变量。先赋因素通常是多个维度的，不同研究者对此的分类方式也不尽相同。这里将沿用笔者在2008年提出的一个分类方案，即将先赋条件区分为遗传条件、家庭资源条件和其他非家庭的先赋条件。本文重

点关注的是家庭资源条件，主要包括内生性家庭资源（如文化资本）和外依性家庭资源（如父母的社会阶层地位、家庭经济水平等）。个体层次的出身影响包括家庭背景和先天禀赋两组变量。分析中作为集束变量的先赋效应包括先天禀赋和家庭背景两类变量，而作为出身效应的集束变量则只包括家庭背景中所提到的各变量。

### (1) 先天禀赋

先天禀赋是一个非常宽泛的概念，这里只是借用这个概念来表达性别（女性=1）和民族（少数民族=1）两个变量的集合效应，并不涉及才能天赋等其他方面的遗传效应。

### (2) 家庭背景

a.父代的社会经济地位：以父亲职业阶层、母亲职业阶层、家庭收入水平、入学前的户籍（农业户口=1）、是否独生子女等5个变量来表示。其中职业划分为私营业主、管理者、专业技术人员、办事人员、自雇从业者、技术工人、体力工人和农民等8个阶层；家庭收入水平由低到高依次划分为8个等级水平。

社会经济地位变量集束中包括是否独生子女为虚拟变量（是=1）。在教育不平等的研究传统中，兄弟姊妹数量一般被当作稀释或分享家庭资源的家庭背景变量来分析，这里将是否独生子女作为“社会经济地位”潜变量因果模型的一个预测变量。

b.家庭文化资本：包括父母教育水平、高中时期的家庭藏书量（不包括课本）等。这里父母教育程度划分小学及以下、初中、高中或相当、大专、大学本科和研究生等6个层次。

4.其他控制变量模型中其他控制变量包括各省教育发展水平（每10万人口中的大学生数，取对数）、入学时间及调查时点虚拟变量。

## 六、模型与系数集束化方法

为介绍系数集束化方法，我们先从二项logit模型开始，如方程（1）所示：

$$\text{logit} \frac{p}{1-p} = a + \sum_{i=1}^I \beta_i X_i + \sum_{j=1}^J \beta_j X_j + \sum_{k=1}^K \beta_k X_k + \varepsilon \quad (1)$$

$X_i$ 表示与能力相关的一系列自变量， $X_j$ 表示与出身相关的自变量向量， $X_k$ 则表示模型中其他控制变量矩阵。为了能统合性地比较能力、出身两类机制的效应差异，在模型拟合过程中引入集束系数（Sheaf Coefficients）技术。假定同时存在一个表示能力的潜变量（ $\eta_a$ ）和表示出身的潜变量（ $\eta_b$ ），它们分别是与能力

相关的一系列自变量  $X_i$ 、以及与出身相关的一系列自变量  $X_j$  的结果变量:

$$\eta_a = c_1 + \sum_i^I Z_i X_i \quad (2)$$

$$\eta_b = c_2 + \sum_j^J Z_j X_j \quad (3)$$

方程 (1) 可写为:

$$\text{logit} \frac{p}{1-p} = a + \lambda_1 \eta_a + \lambda_2 \eta_b + \sum_{k=1}^K \beta_k X_k + \varepsilon \quad (4)$$

事实上, 方程 (4) 只是对方程 (1) 的一种替代性呈现, 对它的估计是在拟合模型 (1) 之后完成的。后估计的目标在于同时选择两套参数  $Z_i$  和  $Z_j$ , 以使  $\eta_a$  和  $\eta_b$  的标准差都为 1, 从而使  $\eta_a$  和  $\eta_b$  这两个集束变量的效应 (即  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ ) 之间具有可比性。

估计方法: 在估计方程 (2) 和 (3) 时, 将常数项  $c_1$ 、 $c_2$  均约束为 0 (这样, 当用来估计潜变量能力或出身的观察变量  $X_i$ 、 $X_j$  均为 0 时, 潜变量  $\eta_a$ 、 $\eta_b$  也为 0); 因为方程 (1) 与方程 (4) 具有等价性质, 对方程 (2)、(3) 中  $Z_i$ 、 $Z_j$  以及方程 (4) 中  $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$  的估计必须保证可导致方程 (1) 的相同结果, 所以, 可令  $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$  为 1, 令  $Z_i = \beta_i$ 、 $Z_j = \beta_j$  作为初始值, 采用迭代方法来求解。

采用变量集束化方法, 还可以同时估计不同类型的能力、出身作用之间的重要性程度。需要注意的是, 集束系数总是一个非负的值, 要了解各观察变量对因变量的作用方向, 还应同时考察潜变量因果模型中潜变量与自变量之间的关系。

同样, 针对不同层级的大学机会可设立多项 logit 模型 (mlogit), 由此比较能力和出身两种统合效应在各层级入学机会上的效应差异:

$$\text{logit} \frac{p_m}{1-p_m} = \alpha + \sum_{i=1}^I \beta_{m,i} X_{m,i} + \sum_{j=1}^J \beta_{m,j} X_{m,j} + \sum_{k=1}^K \beta_{m,k} X_{m,k} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\text{logit} \frac{p_m}{1-p_m} = \alpha + \lambda_{m,1} \eta_{m,a} + \lambda_{m,2} \eta_{m,b} + \sum_{k=1}^K \beta_{m,k} X_{m,k} + \varepsilon \quad (6)$$

$$\eta_{m,a} = \sum_i^I Z_{m,i} X_{m,i} \quad (7)$$

$$\eta_{m,b} = \sum_j^J Z_{m,j} X_{m,j} \quad (8)$$

$m$  表示不同的高校层级, 本文模型中的参照类是二本学院的学生样本。

## 七、发现与解释

为分析和比较能力与出身对进入不同层次高等学校的效应差异, 主要采用多项 logit 模型及系数集束化方法来进行估计。系数集束化实际上是针对多项 logit 模型各方程系数的一种事后估计 (post-estimation), 同一个

模型的参数结果, 可以通过不同的系数集束化方式加以处理, 从而可得到不同组合的集束化效应系数。为区分先赋效应中的先天禀赋和出身 (家庭背景) 影响的差别, 同时为分析出身效应、能力效应内部各类子效应, 本文先后进行三次事后估计, 结果如表 2 所示, 表中各集束效应所包含的变量参见前述变量说明。

关于系数的解释, mlogit 模型中的集束效应值可以如 logit 系数一样予以相似的理解。如在事后估计 (2) 中, 可以说, 标准化的能力潜变量估计值每提高一个标准差, 进入顶尖高校而非在二本学院 (方程 (1)) 的发生比率是进入 “211” 学校 (不含 “985” 学校) 而非二本学院 (方程 (3)) 的发生比率的 2 倍 [ $=\exp(2.8178-2.1213)$ ]。更有价值的是, 由于集束变量经过标准化处理, 集束系数在 M-logit 的同一个方程内和不同方程之间都可以进行有效比较。在进行方程内比较 (如出身与能力效应比较) 时, 通常将能力效应和出身效应之和约束为 1, 而在各方程之间比较时, 采用的是系数绝对值。

表 2 能力与出身对进入不同层级高校的效应值比较 (mlogit 模型系数的集束化处理)

		方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)	
		顶尖高校 vs. 二本学院	“985” (不含 6tops) vs. 二本学院	“211” (不含 “985”) vs. 二本学院	一本 (不含 “211”) vs. 二本学院	二本大学 vs. 二本学院	
事后估计(1)	先赋效应 (包括出身和先天禀赋)	1.0377 [0.0215]	0.7410 [0.0135]	0.6772 [0.0126]	0.5000 [0.0132]	0.4106 [0.0112]	
	能力效应 (total)	2.7893 [0.0377]	2.4789 [0.0214]	2.0633 [0.0175]	1.4950 [0.0178]	1.1811 [0.0172]	
事后估计(2)	(1) 先天禀赋 (性别、民族)	0.6661 [0.0208]	0.3082 [0.0129]	0.3410 [0.0118]	0.1789 [0.0126]	0.2193 [0.0101]	
	(2) 出身效应 (total)	0.7855 [0.0207]	0.6299 [0.0130]	0.5608 [0.0122]	0.4662 [0.0130]	0.3441 [0.0111]	
	(3) 能力效应 (total)	2.8178 [0.0376]	2.5402 [0.0218]	2.1213 [0.0178]	1.5339 [0.0182]	1.1864 [0.0172]	
事后估计(3)	(1) 先天禀赋 (性别、民族)	0.6661 [0.0208]	0.3082 [0.0129]	0.3410 [0.0118]	0.1789 [0.0126]	0.2193 [0.0101]	
	(2) 出身效应	a. 家庭文化资本	0.4588 [0.0281]	0.3895 [0.0198]	0.3405 [0.0175]	0.3028 [0.0184]	0.1880 [0.0152]
		b. 社会经济地位	0.4929 [0.0266]	0.3552 [0.0156]	0.3203 [0.0144]	0.2684 [0.0148]	0.2131 [0.0132]
	(3) 能力效应	a. 学业能力	2.6127 [0.0381]	2.4305 [0.0217]	2.0582 [0.0177]	1.4981 [0.0183]	1.1276 [0.0173]
		b. 创新能力	0.5105 [0.0165]	0.3002 [0.0139]	0.1898 [0.0134]	0.0578 [0.0144]	0.1343 [0.0124]
		c. 组织能力	0.1432 [0.0195]	0.0711 [0.0142]	0.0678 [0.0126]	0.0742 [0.0129]	0.0353 [0.0114]
		d. 综合能力	0.3652 [0.0191]	0.2358 [0.0137]	0.1500 [0.0129]	0.1308 [0.0135]	0.1394 [0.0108]
模型检验		N=227459; pseudo R2=0.173; chi2=57172.4; dfm=340					



从模型结果看，就已经获得普通公立本科大学机会的学生群体而言，在被进一步遴选进入更高层级的大学时，先天禀赋、出身及能力的影响都十分显著；相对而言，能力的作用则高于出身与先天禀赋的影响。如事后估计（1）所示，从方程（1）到方程（5），能力效应分别是总的先赋效应的2.69倍（=2.7893/1.0377）、3.35倍、3.05倍、2.99倍、2.88倍；如果剔除先天禀赋效应，仅与出身效应相比较，事后估计（2）表明，从方程（1）到方程（5），能力的总体效应分别是出身总体效应的3.59倍、4.03倍、3.78倍、3.29倍和3.45倍。而如果将能力和出身影响之和约束为1，可以发现，在各方程中出现了一种有趣的共同特点，那就是能力影响几乎都占到了80%左右，而出身影响均在20%~23.3%之间（如图1所示）。当然，如果考虑先天禀赋如性别、民族等特征，全部考察到的先赋效应的相对重要性会更高些，介于23%~27%之间。

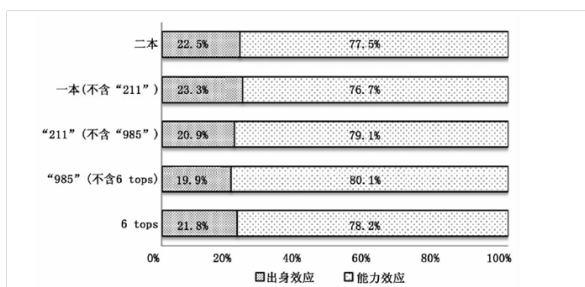


图1 能力与出身相对重要性比较

就各方程之间的比较看，随学校层级的提升，能力效应、先赋效应或出身效应都显著提升，且具有明显的层级关系，这种层级差异特征用图形表示较为清楚。以事后估计（2）中的效应系数来说，图2显示，沿着二本大学、一本大学（不含“211”）、“211”学校（不含“985”）、“985”学校（不含顶尖学校）向顶尖大学这一学校层级序列，能力效应值和出身效应值几乎都是线性递增的。这表明，学校的层级越高，相应的能力要求也越高，同时出身效应（或家庭背景优势）表现得也越强烈。

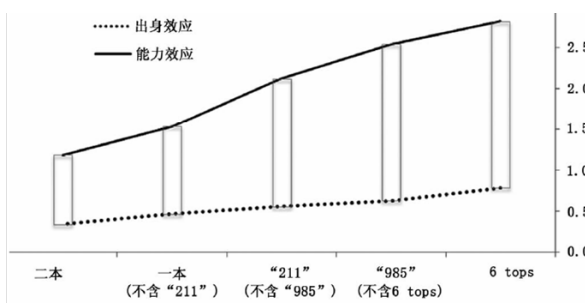


图2 出身与能力效应系数的层级差异

总体来说，研究结果表明，就不同层级的普通本科入学机会的分配而言，学生个人的能力作用较大幅度地高于先天禀赋效应和出身效应，进入更高层级的大学，对能力要求非常明确地逐级提升。这说明，由于我国现行高等教育体系坚持以统一高考为工具、以学业能力为主要衡量标准，在年轻一代人才的选拔过程中，个人的能力（特别是学生的学业能力）是更为重要的。

在此前提下，上述分析还显示，如同能力效应一样，出身效应也同样具有较为明确的层级化特征。表2中的事后估计（3）还表明，从出身效应内部来看，构成出身效应的两个子效应——家庭文化资本和社会经济地位对子代获得不同层次的普通本科教育机会的重要性程度几乎是相同的。这一结果表明，进入更好或更高层级的大学，家庭文化资本优势和社会经济地位方面的优势同样要求也更高。

上述研究结论也许会遭遇基于“选择衰变”假设的质疑，因为我们使用的数据仅仅是那些已经上了大学的学生样本。那些被选择机制排除在高等学校门外的那批人，可能有许多不乏能力高但父母社会经济地位低、家庭文化资本弱的人；那些已经进入高等学校的学生中，家庭背景也可能较为相近，因此，两相对照会表现出更高的能力影响、较低的出身影响。但是，正如前述提出研究假设时所回应的，由于中国文化中下层民众地位崛起的欲望，恰好遭遇了中国高等教育体系的高速扩张，二者的重叠无疑使当前大学生总体中来自低阶层家庭的比例达到一个较高的值，从而使“能否上大学”的选择性减弱，而上哪个层级的大学的选择性加强。更重要的是，即便是在“可否上大学”这个选择关口，由于执行的是相同的以学业成绩为主要标准的取才制度，因此，有理由相信即使是最低层级的选择（门槛性选择），学业成绩和能力的影响效应也同样会较大幅度地高于出身的作用。此外，出身效应与能力效应随着高等学校层次的提高而协同放大的同时，并没有改变能力与出身效应相对重要性的格局。这一事实也说明，在当前这一特定时期内，尽管优势家庭有着诸多更为有利的社会经济和文化条件，但也不足以改变较为固定的、由统一高考制度所约束的基于能力差异的机会份额。因此，本文发现的不同层级高等教育机会的分配机制，一定程度上反映了当前中国高等教育机会分配中总体性的能力与出身效应的基本格局。

## 八、结论和讨论

本研究利用大型全国性高校调查样本数据，得到三个主要结论：

首先，就目前普通本科教育机会分配而言，能力标准占绝对主导地位；

其次，随着本科层次的提升，能力效应和出身效应同时扩大；

最后，无论何种层次的高等教育机会，能力效应和出身效应之间的相对关系或基本格局维持在一个较为稳定的状态。

社会再生产和绩能主义的争论由来已久，但前一段时间关于教育不平等问题的研究较少关注到后者在这个过程中重要性。本研究将能力引入教育机会获得的分析中，以期能较为全面地考察机会分配的总体性机制。研究表明，由于我国大学主要采取以统一高考制度为主的人才选拔方式，因此就不同层级的大学机会分配机制而言，表现了较为明确的绩能主义社会“唯才是举”的典型特征。

不过，若以本研究的发现来评价高等教育领域中的教育公平问题时，仍需持谨慎态度。首先，本文强调的是，所谓“唯才是举”的典型特征是相对我国高等教育的招生体制而言的，在各层级大学本科的招生过程中或招生行为发生时，个人能力在其中确实起到了决定性的作用。但如果将这一结论引申到更为广泛的教育公平问题时，仍需考虑能力形成过程中的家庭背景或出身的影响。虽然本研究刻意回避了对这一过程的追究和讨论，但能力是如何形成的？家庭的社会经济地位资源和文化资本对它的影响如何？学校与班级、家校互动、社区环境等对儿童成长和发展的影响如何？这一系列问题

正是引导我们关于教育公平问题的讨论进一步深化的更为重要的研究议题。

其次，本研究发现的出身效应的影响是控制了能力效应后的净影响，尽管它相对于能力而言重要性程度较小，但其出现在招生环节中就不可小觑，应引起足够重视。

最后，也是最为重要的，应该认识到绩能主义的人才选拔制度对于社会公平的意义所具有的两面性，它对更广泛的社会公平而言是一柄“双刃剑”。绩能主义社会奉行的是优胜劣汰的基本原则，在“强分类、低赋权与高训诫的科层制教育”中，绩能主义更容易成为一部分家庭条件优越、能力强者的“社会炼金术的利器”，一个完全的绩能主义社会往往会沿着智力或能力水平的高低而形成社会不平等阶梯，如果缺乏对弱者的保护则将产生更为严重的社会分离，这也是当初迈克尔·扬警示人们“绩能主义只会导致永久性不平等”的原因。

本研究的局限性在于，尽管关于能力主导的大学录取机制、出身效应与能力效应协同放大且关系格局维持稳定等研究结论可以推论到整个高等教育的机会分配，但是，由于样本取自自己就读大学的学生，这样的推论有待进一步的实证调查数据验证；此外，尽管本研究发现出身效应和能力效应在不同层级大学机会分配中具有较为稳定的相对关系，但在顶尖学校和二本大学这两端，出身效应的相对重要性仍强于中间层级的大学机会分配，这尚需更为详尽的讨论。

（作者刘精明，清华大学社会学系教授，北京100084）

（原文刊载于《中国社会科学》2014年第8期）

# 高等教育入学机会获得的阶层差异分析

——基于1982-2010年我国16所高校的实证调查

王伟宜

## 一、文献回顾与研究设计

1997年高考制度恢复以后,我国高等教育逐渐走上稳步发展的道路。随着30多年来高等教育规模的持续扩张,尤其是,1999年至2005年的快速发展,我国适龄青年接受高等教育的机会不断增加,高等教育毛入学率从1997年的1.72%上升到2012年的30%,这表明我国高等教育已进入大众化发展阶段。当高等教育从精英走向大众,适龄青年接受高等教育的机会普遍增加时,人们更为关注的是这些新增加的入学机会在不同群体间的分布状况,规模扩张与教育机会均等化之间存在何种关系,以及不同群体间的入学机会差距是否因高等教育规模的持续扩张而有所缩小。西方学术界对这些问题进行了广泛而深入的讨论,形成了三个较有代表性的理论成果,一是由拉夫特瑞和豪特所提出的“最大化维持不平等”(MMI)假说;二是由卢卡斯提出的“有效地维持不平等”(EMI)假说;三是由布林和戈德索普等提出的“教育决策的理性选择模型”(RCM)。

从国内来看,近几年来,随着教育公平问题引起政府的高度关注(如《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010-2020年)》明确提出:把促进公平作为国家基本教育政策。教育公平是社会公平的重要基础,有部分学者开始尝试引入时间维度,从动态的角度研究在我国高等教育发展的不同时期,高等教育入学机会在不同群体间的分布发生了怎样的变化,以及导致这些变化的机制是什么。不过,研究结论却是见仁见智,少有共识。李煜的研究发现,改革开放以来,家庭社会经济地位所导致的高等教育机会不平等一直在上升。郭毛灿的数据分析也表明,大学扩招后(1999-2006年)阶层之间的高等教育不平等几乎翻了一倍,增长了96.7%。郝大海、李春玲及吴愈晓等人的研究却认为,大学扩招前后阶层间的教育机会不平等没有发生实质性的变化。另外,刘精明、丁小浩等人的研究结果显示,高等教育扩招使得社会各阶层子女在数量方面的机会不平等总体

上呈下降的趋势,但在质量方面的机会不平等却有所加剧,优质高等教育资源有更倾向于优势阶层子女的趋势——这与李文胜、闫广芬及梁晨等学者专门探讨的优质高等教育资源在不同社会阶层子女中的分布变化所得出的结论相一致。

综观这些研究,由于数据来源不同,研究方法各异,研究结论不一致甚至相互矛盾便在所难免,同时,多数研究只关注数量方面的入学机会差异而较少涉及质量方面的差异。鉴于此,笔者将在借鉴、吸收前人研究成果的基础上,尝试作进一步的探讨,以厘清我国高等教育从精英走向大众的过程中,高等教育入学机会在不同社会阶层子女间的分配到底发生了哪些变化?为何会出现这些变化?如何进一步促进入学机会的均等化?同时期望研究结果为我国有关政策的制定提供决策参考。基于上述考虑,本文将我国部分高校为调查对象,分析1982-2010年间我国不同社会阶层子女间的高等教育入学机会差异在数量(指获得多少入学机会)和质量(指获得什么样的入学机会,即在不同类型高校就读的机会)两个方面发生的变化。

本文对社会阶层的划分,主要依据历次全国人口普查中各职业大类的划分标准,根据父母的职业将学生家庭所处社会阶层划分为七大类:党政机关或企事业单位负责人、专业技术人员、办事人员、商业服务业人员(包括个体工商户)、产业工人、农民和不便分类的其他从业人员。同时,结合发展历史与现状,将我国公办高校大致分为重点高校(相当于20世纪八九十年代的综合性大学和现在的“985”高校和“211”高校)、普通本科院校和专科院校三种类型。文章将重点探讨前六大阶层子女在这三种公办高校中入学机会差异的变化情况。笔者在上海、四川、江西、福建和陕西选取了16所高校(其中重点高校7所、普通本科院校5所、专科院校4所),采用分层随机抽样的方法,查阅了这些高校1982级、1990级、2000级和2010级部分专业学生的学籍

卡, 获取有关父母职业的信息。根据父母的职业划分学生家庭所处的社会阶层时, 采取了就高不就低的原则, 即依据父母双方职业地位较高的一方来确定家庭的社会阶层。父亲或母亲有一个以上职业时也是采取此原则。此次共查阅了26551名学生的学籍卡, 剔除学籍卡中所填父母职业不便分类的671份样本, 最终可用以分析的有效样本为25880份, 其中, 重点高校7864份, 普通本科院校12894, 专科院校5122份。具体的调查样本见表1。

表1 各类高校调查样本统计情况 (单位: 人)

年级	高校类型	党政机关、企事业单位负责人	专业技术人员	办事人员	商业、服务业人员	产业工人	农民	不便分类的其他从业人员	合计
1982	重点高校	224	483	72	58	270	542	119	1768
	普通本科院校	325	783	251	114	490	902	70	2935
	专科院校	97	222	74	35	175	315	11	929
1990	重点高校	455	780	154	62	372	689	160	2672
	普通本科院校	392	768	286	94	426	1019	19	3004
	专科院校	161	309	136	38	196	705	25	1570
2000	重点高校	373	634	209	60	239	329	21	1865
	普通本科院校	277	464	520	219	933	1567	96	4076
	专科院校	94	168	98	147	116	854	11	1488
2010	重点高校	354	449	209	277	148	422	62	1921
	普通本科院校	232	491	284	582	412	1063	56	3120
	专科院校	52	41	17	138	157	777	21	1203
	合计	3036	5592	2310	1824	3934	9184	671	26551

笔者采用辈出率这一测量指标分析各阶层子女高等教育入学机会的差异状况。其计算公式为: 阶层A的辈出率=大学生中阶层A子女所占比例/阶层A人口占同一社会就业人口的比例。从公式来看, 辈出率为1时, 某

阶层子女在大学生中所占比例与该阶层人口在整个社会就业人口中所占比例相等。即, 当辈出率等于1时, 该阶层子女接受高等教育的机会与整个社会阶层的平均水平相同。若辈出率超过1, 则表示该阶层子女接受高等教育的机会高于社会平均水平; 相反, 若辈出率小于1, 则意味着该阶层子女接受高等教育的机会低于社会平均水平。根据辈出率的大小可以判断入学机会获得的多少。辈出率越高, 意味着获得的入学机会越多; 反之, 则获得的入学机会越少。同时, 本文也将根据各阶层辈出率的标准差来判断入学机会的均等化程度, 标准差越小, 即入学机会越趋于均等, 反之, 则越不均等。

## 二、调查结果与分析

1. 社会各阶层子女高等教育入学机会差异在数量方面的变化。在不考虑高等教育内部不同类型院校所提供的入学机会存在质量差异的情况下, 通过比较辈出率的变化, 可以把握各阶层子女在获得入学机会数量方面发生了哪些变化。根据表1统计样本, 笔者计算出各年级学生家庭所处阶层的比例, 同时根据相应年份的全国各职业阶层的比例, 计算出各个阶层的辈出率(见表2)。结果显示, 1982年, 三个优势阶层(为行文方便, 本文将党政机关、企事业单位负责人、专业技术人员和办事人员统称为优势阶层, 将商业服务业人员、工人和农民统称为弱势阶层)的辈出率分别为7.17、5.18和5.38, 意味着他们获得的入学机会均高出社会平均水平5倍之多。而三个弱势阶层的辈出率分别只有0.93、1.05和0.43, 说明商业服务业人员阶层和工人阶层子女获得的入学机会已接近和达到社会的平均水平, 农民阶层子女获得的入学机会最少, 还不及社会平均水平的一半。整体来看, 高等教育入学机会的获得存在明显的阶层差异, 且这种差异主要存在于优势阶层与弱势阶层之间, 优势阶层子女获得的入学机会远多于弱势阶层子女, 其中, 党政机关、企事业单位负责人阶层子女接受高等教育的机会约为农民阶层子女的17倍。到1990年时, 从辈出率的变化来看, 六大阶层子女接受高等教育的机会出现了一些变化。优势阶层中只有党政机关、企事业单位负责人阶层子女的入学机会上升了7.8%, 其余两个阶层子女的入学机会有所下降, 但依然保持绝对优势; 弱势阶层中只有农民阶层子女的入学机会上升了9.3%, 其余两个阶层子女的入学机会分别下降了46.2%和13.3%。虽然出现了这些变化, 但与1982年相比, 六大阶层子女间的入学机会分布状况没有发生实质性的改观。

表2 高校学生家庭所处阶层辈出率及其标准差

年级	社会阶层	党政机关、 企事业单位 负责人	专业技术 人员	办事人员	商业、服 务业人员	产业工人	农民	不便分类 的其他从 业人员	合计
1982	社会阶层 比例A1 (%)	1.6	5.1	1.3	4.0	15.9	72.0	0.09	100.0
	学生家庭所处 阶层比例B1 (%)	11.5	26.4	7.0	3.7	16.6	31.2	3.6	100.0
	辈出率 (B1/A1)	7.17	5.18	5.38	0.93	1.05	0.43	/	/
1990	社会阶层 比例A1 (%)	1.8	5.3	1.7	5.4	15.1	70.6	0.05	100.0
	学生家庭所处 阶层比例B1 (%)	13.9	25.6	8.0	2.7	13.7	33.3	2.8	100.0
	辈出率 (B1/A1)	7.73	4.84	4.70	0.50	0.91	0.47	/	/
2000	社会阶层 比例A1 (%)	1.7	5.7	3.1	9.1	15.8	64.5	0.07	100.0
	学生家庭所处 阶层比例B1 (%)	10.0	17.0	11.1	5.7	17.3	37.0	1.7	100.0
	辈出率 (B1/A1)	5.88	2.98	3.58	0.63	1.09	0.57	/	/
2010	社会阶层 比例A1 (%)	1.8	6.8	4.3	16.2	22.5	48.3	0.1	100.0
	学生家庭所处 阶层比例B1 (%)	10.2	15.7	8.2	16.0	11.5	36.2	2.2	100.0
	辈出率 (B1/A1)	5.67	2.31	1.91	0.99	0.51	0.75	/	/
年级	均值 (M)				标准差 (SD)				
1982	3.3567				2.88911				
1990	3.1917				3.01487				
2000	2.455				2.09852				
2010	2.0233				1.9169				

到2000年,各阶层子女间的入学机会分布发生了较大变化。优势阶层子女的入学机会均出现了不同程度的下降,且降幅较大,降幅最大的是专业技术人员,达到38.4%;而弱势阶层子女的入学机会均不同程度地有所增加且涨幅较大,增长最快的是商业服务业人员阶层子女,与1990年相比增长了26.0%。优势阶层子女入学机会的相对减少和弱势阶层子女入学机会的相应增加,使得阶层间入学机会的最大差异从之前的17倍缩小到10倍。十年之后的2010年,优势阶层子女的入学机会继续下降,其中,专业技术人员和办事人员阶层子女的入学机会分别比2000年下降了22.5%和46.6%;除产业工人外,商业服务业人员和农民阶层子女的入学机会继续上升,在2000年的基础上分别上涨了57.1%和31.6%。

从这四个年级六大阶层辈出率的变化来看,优势阶层子女获得的入学机会虽然呈下降趋势,但始终在社会平均水平2倍以上,党政机关、企事业单位负责人阶

层子女获得的入学机会更是比社会平均高出5倍之多,而弱势阶层子女获得的入学机会一直很有限,占就业人口很大一部分的农民阶层子女,虽然获得的入学机会一直在增加,但始终没有达到社会平均水平。

为了比较这一时期各阶层子女间整体的入学机会差异变化程度,笔者对四个年级各阶层辈出率的标准差进行了统计(见表2)。从统计结果来看,20世纪80年代至90年初,六大阶层子女间的入学机会差异稍有扩大,90年代以后差异一直呈缩小的态势。这种现象的出现,与当时我国高等教育的整体发展状况有很大关联。20世纪80年代至90年初,我国高等教育招生规模虽然一直在扩张(招生人数从1982年的31.2万增长到1990年的60.9万,毛入学率由1982年的1.98%上升到1990年的3.45%,但一直属于精英阶段的有限扩张,绝大部分适龄青年(包括部分来自优势阶层的子女)仍无法接受高等教育,这意味着当时的高等教育仍然是一种非常稀

缺的资源。由于接受高等教育对个人未来职业及社会地位的获取日益重要，因而每个人都为争夺这种稀缺资源而展开激烈的竞争，在规模扩张初期尤其如此。最终在因规模扩张而增加的入学机会中能争取到多少份额很大程度上取决于各自的竞争优势。优势阶层子女由于从家庭继承了更多的经济资源、组织资源和文化资源（这些资源最终都会有利于或转化为学业成功），因此在竞争过程中处于极为有利的位置。他们会利用手中的各种资源，不仅确保其原有的优势，同时也争取在新增加的入学机会中获得更多的份额。相反，弱势阶层子女，由于能从家庭继承的有利于其学业成功的资源很少，因而在竞争入学机会时往往处于很不利的地位，最终能争取到的入学机会自然非常有限。这便是20世纪80年代至90年代初各阶层子女间的入学机会差异并未因高等教育机会的增加而趋于缩小反而有所扩大的缘由。

20世纪90年代以来我国高等教育逐渐走上了大

规模扩张的道路，1999年开始的连续数年的大幅扩招（1999-2005年，普通高等教育年均扩招25.1%），使高等教育实现了跨越式发展。2000年，我国高考录取率为56.8%，比十年前翻了一倍多，毛入学率上升到12.9%；到2010年时，高考录取率已上升到70.9%，毛入学率达到26.5%，比原计划提前八年实现了高等教育大众化的目标。可以肯定的是，近20年尤其是最近10多年我国高等教育的快速发展在20世纪90年代以后各阶层子女入学机会差异持续缩小方面起到了重要作用。倘若没有近些年的快速发展，我们很难想象入学机会的均等化程度是否像现在这样有所提高。

2. 社会各阶层子女高等教育入学机会差异在质量方面的变化。受发展历史、政策干预等多种因素的影响，我国不同类型院校的办学质量、学术声誉及所拥有的资源等存在很大差异，使得这些院校所颁发的文凭证书具有不同的价值。这意味着就读于不同院校的

表3 重点高校学生家庭所处阶层辈出率及其标准差

年级	社会阶层	党政机关、企事业单位负责人	专业技术人员	办事人员	商业、服务业人员	产业工人	农民	不便分类的其他从业人员	合计
1982	社会阶层比例A1 (%)	1.6	5.1	1.3	4.0	15.9	72.0	0.09	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	12.7	27.3	4.1	3.3	15.3	30.7	6.7	100.0
	辈出率 (B1/A1)	7.92	5.36	3.13	0.82	0.96	0.42	/	/
1990	社会阶层比例A1 (%)	1.8	5.3	1.7	5.4	15.1	70.6	0.05	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	17.0	29.2	5.8	2.3	13.9	25.8	6.0	100.0
	辈出率 (B1/A1)	9.46	5.51	3.39	0.43	0.92	0.37	/	/
2000	社会阶层比例A1 (%)	1.7	5.7	3.1	9.1	15.8	64.5	0.07	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	20.0	34.0	11.2	3.2	12.8	17.6	1.2	100.0
	辈出率 (B1/A1)	11.76	5.96	3.61	0.35	0.81	0.27	/	/
2010	社会阶层比例A1 (%)	1.8	6.8	4.3	16.2	22.5	48.3	0.1	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	18.4	23.4	10.9	14.4	7.7	22.0	3.2	100.0
	辈出率 (B1/A1)	10.24	3.44	2.53	0.89	0.34	0.45	/	/
年级	均值 (M)					标准差 (S.D)			
1982	3.1003					3.00825			
1990	3.3467					3.61416			
2000	3.7933					4.50259			
2010	2.9817					3.76458			

学生未来面临的职业前景会很不相同。作为理性的个体，各阶层子女不仅会争夺入学机会的数量（上大学的机会），更关注入学机会的质量（上何种大学的机会）。因此，我们不仅要研究数量方面的机会差异，更要考虑质量方面的机会差异。质量差异将是衡量我国高等教育系统内机会均等化程度的更深层的指标。鉴于此，下文将着重分析各阶层子女在重点高校、普通本科院校和专科院校这三类院校中入学机会分布的变化，以便了解入学机会在质量方面之不均等化程度是否有所改善。

(1) 重点高校各阶层子女入学机会差异的变化

表3统计结果显示，与1982年相比，到1990年优势阶层子女的入学机会均在上升，2000年时在1990年的基础上继续上升。其中，党政机关、企事业单位负责人阶层子女的入学机会增加最快，比1982年上涨了48.5%。到2010年时，优势阶层子女获得的入学机会再没有像以往那样持续上升，而是开始有所下降。

与2000年相比，降幅最大的是专业技术人员阶层子女，下降了42.3%，其次是办事人员阶层子女，下降了29.9%，党政机关、企事业单位负责人阶层子女的机会也下降了12.9%。尽管如此，优势阶层子女入读重点高校的机会仍比社会平均水平高出2倍之多（党政机关、企事业单位负责人阶层子女的机会更是比社会平均水平高出10倍之多），他们在重点高校依然保持着绝对优势。与此形成鲜明对比的是，这一时期，三个弱势阶层子女在重点高校中的入学机会一直都有限，从未达到社会的平均水平，且期间还出现了下降的趋势（产业工人阶层子女的入学机会一直在下降）。到2010年时，商业服务业人员阶层和农民阶层子女入读重点高校的机会虽有所增加，但依然很有限，占就业人口48.3%的农民阶层子女的入学机会还未达到社会平均水平的一半。

从表3各年级辈出率的标准差来看，整体上，与20世纪80年代初相比，到1990年，重点高校中六大阶层子

表4 普通本科院校学生家庭所处阶层辈出率及其标准差

年级	社会阶层	党政机关、企事业单位负责人	专业技术人员	办事人员	商业、服务业人员	产业工人	农民	不便分类的其他从业人员	合计
1982	社会阶层比例A1 (%)	1.6	5.1	1.3	4.0	15.9	72.0	0.09	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	11.1	26.7	8.6	3.9	16.7	30.7	2.4	100.0
	辈出率 (B1/A1)	6.92	5.23	6.58	0.97	1.05	0.42	/	/
1990	社会阶层比例A1 (%)	1.8	5.3	1.7	5.4	15.1	70.6	0.05	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	13.0	25.6	9.5	3.1	14.2	33.9	0.6	100.0
	辈出率 (B1/A1)	7.25	4.82	5.60	0.58	0.94	0.48	/	/
2000	社会阶层比例A1 (%)	1.7	5.7	3.1	9.1	15.8	64.5	0.07	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	6.8	11.4	12.8	5.4	22.9	38.4	2.4	100.0
	辈出率 (B1/A1)	4.00	2.00	4.12	0.59	1.45	0.60	/	/
2010	社会阶层比例A1 (%)	1.8	6.8	4.3	16.2	22.5	48.3	0.1	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	7.4	15.7	9.1	18.7	13.2	34.1	1.8	100.0
	辈出率 (B1/A1)	4.11	2.31	2.12	1.15	0.59	0.71	/	/
年级	均值 (M)					标准差 (SD)			
1982	3.5300					3.03310			
1990	3.2783					2.97054			
2000	2.1267					1.59052			
2010	1.8317					1.32418			

女间的入学机会不均等化程度开始有所扩大，2000年时不均等的状况继续恶化，到2010年均等化程度才有所提高，但仍未达到80年代初的水平。

(2) 普通本科院校和专科院校各阶层子女入学机会差异的变化

从表4可以发现，与重点高校有所不同的是，在普通本科院校中，与1992年相比，到1990年及2000年时，优势阶层子女的入学机会逐渐下降（除了党政机关、企事业单位负责人阶层子女的入学机会在1990年有所上升外）。2010年，党政机关、企事业单位负责人阶层和专业技术人员阶层子女的入学机会略有回升，办事人员阶层子女的入学机会继续下降。尽管这样，优势阶层子女就读普通本科院校的机会仍高出社会平均水平2倍多。就弱势阶层子女而言，与1982年相比，1990年时，除农民阶层子女的入学机会有所上升外，其他两个阶层子女的入学机会均在下降；到2000年及2010年时，弱势阶层

子女的入学机会都在不同程度地上升（除了产业工人阶层子女的入学机会在2010年下降外），其中，商业、服务业人员阶层和农民阶层子女的入学机会已经超过了1982年的水平。从不同时期辈出率的标准差来看，各阶层子女在普通本科院校中的入学机会差异并未出现重点高校中的先扩大后缩小的现象，而是一直呈现出缩小的态势。

表5的统计结果显示，与前两类院校有所不同，专科院校中优势阶层子女的入学机会自1982年后一直在下降，且降幅较大。相反，这一时期，占就业人口近一半的农民阶层子女的入学机会却在逐渐上升，到2010年时已超过了社会的平均水平；另外两个弱势阶层子女入学机会的变化没有表现出明显的规律。整体上，这一时期，和普通本科院校一样，专科院校中各阶层子女间的入学机会差异也一直在缩小，且近十年来差异缩小的幅度较大。

表5 专科院校学生家庭所处阶层辈出率及其标准差

年级	社会阶层	党政机关、企事业单位负责人	专业技术人员	办事人员	商业、服务业人员	产业工人	农民	不便分类的其他从业人员	合计
1982	社会阶层比例A1 (%)	1.6	5.1	1.3	4.0	15.9	72.0	0.09	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	12.7	27.3	4.1	3.3	15.3	30.7	6.7	100.0
	辈出率 (B1/A1)	7.92	5.36	3.13	0.82	0.96	0.42	/	/
1990	社会阶层比例A1 (%)	1.8	5.3	1.7	5.4	15.1	70.6	0.05	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	17.0	29.2	5.8	2.3	13.9	25.8	6.0	100.0
	辈出率 (B1/A1)	9.46	5.51	3.39	0.43	0.92	0.37	/	/
2000	社会阶层比例A1 (%)	1.7	5.7	3.1	9.1	15.8	64.5	0.07	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	20.0	34.0	11.2	3.2	12.8	17.6	1.2	100.0
	辈出率 (B1/A1)	11.76	5.96	3.61	0.35	0.81	0.27	/	/
2010	社会阶层比例A1 (%)	1.8	6.8	4.3	16.2	22.5	48.3	0.1	100.0
	学生家庭所处阶层比例B1 (%)	18.4	23.4	10.9	14.4	7.7	22.0	3.2	100.0
	辈出率 (B1/A1)	10.24	3.44	2.53	0.89	0.34	0.45	/	/
年级	均值 (M)					标准差 (S.D)			
1982	3.1003					3.00825			
1990	3.3467					3.61416			
2000	3.7933					4.50259			
2010	2.9817					3.76458			



从上文的分析可知,近30年来,各阶层子女在重点高校中的入学机会差异呈现出先扩大而后趋于缩小的态势,但在普通本科院校和专科院校中的入学机会差异却是一直在缩小。为何会出现这些现象呢?本文所调查的三类院校实际上存在明显的分层,处在顶层的是重点高校,中间是普通本科院校,底层是专科院校。总体上,就读的院校层次越高,未来的就业前景越好,因此,每个人都想争取在更高层次院校就读的机会,不过最终能争取到何种机会很大程度上取决于个人的高考成绩。“分数面前人人平等”的高考录取原则,保证的仅仅是考生的表面平等,而忽视了考生间在参加高考前就已经存在的社会方面的实际不平等。这种不平等与考生的家庭出身有很大关系。丰富的家庭资源、较高的教育期望、良好的早期教育及优越的学习环境和条件等使得出生于优势阶层家庭的子女更容易在学业上取得成功,因而更有可能进入重点高校。相反,由于缺乏各种资源,大部分弱势阶层子女很难达到重点高校的入学标准。结果是,1982年优势阶层子女在重点高校获得了更多的入学机会而弱势阶层子女获得的入学机会非常有限。之后的近20年时间里,我国重点高校的招生人数虽然有所增加,但仍只占到总招生人数很少的一部分,其所提供的优质教育机会仍然非常有限。在入学需求未达到饱和前,重点高校新增加的入学机会仍然是优势阶层子女争夺的重点,在此竞争过程中,大多数弱势阶层子女被排斥在外。这使得20世纪80年代后直到2000年初,重点高校中各阶层子女间的入学机会差异并未因入学机会的逐渐增加而趋于缩小,反而在进一步扩大。2000年后重点高校的招生人数大幅上升。随着入学机会的持续增加,人数上的有限性使得优势阶层子女不可能再像以前那样垄断绝大部分重点高校的入学机会,因规模持续扩大而在重点高校新增加的入学机会将惠及弱势阶层子女。另外,2008年后我国10-22岁的适龄人口开始下降,同时近些年有相当一部分高中毕业生放弃高考而加入了出国留学的行列。这些对于到2010年时重点高校各阶层子女间入学机会差异的缩小均起到了积极作用。

由于优势阶层子女的人数较少,且他们(尤其是党政机关、企事业单位负责人阶层和专业技术人员阶层子女)中相当一部分就读于重点高校,这就为弱势阶层子女在层次较低的院校就读留出部分机会。同时,弱势阶层子女也较容易达到低层次院校的入学标准。另外,近20年来,普通本科院校和专科院校的招生一直占

到总招生的80%左右,且近几年有上升的趋势。其中,到2010年时,专科院校已占到总招生名额的46.9%。日益增加的招生名额使得更多的弱势阶层子女就读于这两类院校(尤其是专科院校)有了可能。这便是为何普通本科院校和专科院校中各阶层子女间的入学机会差异并未出现重点高校中的先扩大后缩小的趋势而是一直在缩小的缘由。

### 三、主要结论与政策建议

通过上文的实证调查与分析,本文初步得出以下几个结论:

1.就总体的入学机会而言(即机会的数量方面),近30年来,我国各阶层子女间的高等教育入学机会差异呈现出20世纪90年代初的稍有扩大之后一直在缩小的特征。2000年后差异的缩小与近些年我国高等教育规模的持续快速扩张有很大关系。尽管这样,当前优势阶层子女获得的入学机会仍然在社会平均水平的2倍以上,党政机关、企事业单位负责人阶层子女获得的入学机会更是比社会平均水平高出5倍之多,而占就业人口70%的工农阶层子女获得的入学机会较少,还没有达到社会的平均水平。该结论一定程度上验证了MMI理论假设,即教育规模的扩张并不必然带来机会的均等化,在教育规模扩张初期,由于上层社会的教育需求尚未得到满足,因而教育机会之不均等情形不会有所改善。只有在教育扩展的后期,当上层社会的教育需求达到饱和后,教育机会的均等化程度才有可能提高。

2.就不同类型高校的入学机会而言(即机会的质量方面),无论在哪个时期,整体上是重点高校各阶层子女间的入学机会差异最大,其次为普通本科院校,再次为专科院校。此外,重点高校各阶层子女间的入学机会差异经历了一个先扩大而后趋于缩小的过程,即从1990年到2000年,差异一直在扩大,到2010年时开始有所缩小,即便如此,目前的均等化程度仍未达到20世纪80年代初的水平。优势阶层尤其是党政机关、企事业单位负责人阶层子女依然占据着更多的优质教育机会,而弱势阶层特别是工农阶层子女获得的就读机会依旧很有限,未曾达到社会平均水平的一半。普通本科院校和专科院校各阶层子女间的入学机会差异一直处于缩小的态势。这比较符合EMI理论,即在社会经济方面处于优势的群体会设法确保子女在教育机会方面的优势,利用自身所拥有的各种资源为子女争取到数量相当但质量更好的教育。

3.高等教育入学机会包括数量和质量两个方面。数量方面的均等化是第一步,也是相对容易实现的;质量方面的均等化是更高一级的目标,也是较难实现的。在精英高等教育时期,人们关注的是数量方面的均等化程度;在大众高等教育时期,人们关注的重点便转向质量方面。当前我国高等教育已进入大众化阶段,可以推测,今后随着高等教育的进一步发展,入学机会的差异将逐渐从“量的不均等”向“质的不均等”转移。届时,质量方面均等化程度的提高将是人们关注的重点。

导致各阶层子女高等教育入学机会差异的原因非常复杂,与个人天资、家庭出身及高中之前所受教育的质量等均有关。差异是一种客观存在的现象,只要一个社会还有分层存在,高校还有等级之分,要想消除差异、实现完全的机会均等是不可能的。不过,我们可以通过政策性、制度性安排,减少人为因素造成的差异,同时将差异控制在一个较为合理的范围,以保证社会的和谐稳定及健康的阶层流动。教育公平是社会公平的基础,为巩固目前所取得的成果,进一步提高各阶层子女高等教育入学机会的均等化程度,本文提两点政策建议:

第一,积极采取各种干预措施,切实改善弱势阶层子女的就学环境。

高等教育机会不公平实际上是基础教育机会不公平的积累和延续。促进高等教育入学机会公平,关键是要聚焦弱势阶层。弱势阶层子女接受高等教育的机会有限,很大程度上并非是他们天资缺乏或努力不够,而是没有机会与优势阶层子女在大致同样的环境下开始自己的学业生涯,早期就已经在学业上落伍,多数到高中后已很难再赶上。鉴于此,为了弥补后天环境的不足,扫除弱势阶层子女学业上和经济上面临的诸多障碍,政府要采取各种倾斜和补偿措施,改善他们的就学环境与条件。目前我国政府已经启动的干预措施主要包括:“扩大普惠性学前教育资源,推进义务教育均衡发展,推行农村义务教育学生营养改善计划,建立起从学前到高中的学生资助体系,加大对中西部集中连片特困地区普通高中教育的扶持力度等。”这些措施体现出政府在“大力促进教育公平”方面的决心和力度。不过,要想使这些贯彻落实,不仅需要相应的配套措施和有关部门的大力支持与配合,更需要持续而充足的经费保障。2012

年,虽然我国实现了国家财政性教育经费支出占GDP4%的目标,但这也只是世界上欠发达国家的平均水平。因此,今后要继续加大对基础教育的投入力度,合理配置教育资源,重点向贫困地区的薄弱学校倾斜;改善农村留守儿童的教育条件;积极推动进城务工人员子女平等接受各级教育;加快推进教育信息化进程,缩小校际教育质量差距。通过这些措施,尽可能地改善工农等弱势阶层子女的学习环境和条件,为他们将来有更多的机会接受高等教育奠定良好的基础。

第二,加大对地方普通本科及高职高专的财政补贴,提高它们的办学质量

为了提高各阶层子女在入学机会质量方面的均等化程度,改善弱势阶层子女在争取重点高校入学机会方面的不利境遇,当前政府已采取的措施有:“进一步提高优质高中名额分配到区域内初中的比例,实施面向国家集中连片特困地区的定向招生专项计划,降低高校在属地的招生比例,将更多优质高等教育资源惠及农村学生”等。不过,从长远来看,这些措施都属于治标之法,因为重点高校数量相对少、招生名额有限,招生规则、计划无论怎么调整和倾斜,也无法容纳更多的弱势阶层子女。鉴于普通本科院校和高职高专院校每年招收了80%左右的新生,接纳了大量的弱势阶层子女,同时它们肩负着为当地社会经济发展培养大批技能型、应用型人才的重任,未来的治本之法是,在资源配置方面,政府要处理好重点投入与普遍提高的关系,加大对这两类院校的财政补贴力度,提高它们的办学质量,缩小与重点高校之间的办学质量差距,让就读于这两类院校的学生也能享受到高质量的教育服务。换句话说,财政补贴的最终目的是支持、鼓励不同类型的高校在各自的层次上办出水平、办出特色,每一类院校都可以为学生提供一定的优质高等教育资源,而非现在的仅仅将优质高等教育资源局限在重点高校。当不同类型高校间的办学质量差距趋于缩小、优质高等教育机会的供给大大增加时,各阶层子女在高等教育入学机会质量方面的不均等程度才会得到根本性改善。

(王伟宜,福建师范大学教育学院,福建 福州 350007)

(原文刊载于《高等教育研究》2013年第34卷第12期)

# 高等教育入学机会地域不公平研究

王少义 杜育红

关于高等教育入学机会是否存在地域不公平，必须回答两个问题：第一，录取率是否可以准确反映各省份的高等教育入学机会？第二，如何判断高等教育入学机会是否存在地域不公平，是否用最低录取率与平均录取率的比较就可以呢？为了回答这两个问题，本研究探讨了当前理论和实践研究的现状，并为促进高等教育入学机会地域公平提出相应的改进建议。

## 一、录取率与高等教育入学机会

录取率等于高等教育录取人数与高考报名人数之比，常被用于衡量高等教育入学机会。但是录取率并不能很好地反映高等教育入学机会，因为高考报名人数存在两个重要的问题：第一，往届考生的问题。高考复读生在很大程度上会降低录取率。如果两个省份的应届考生规模相当，高考录取人数也相当，但是当在一个省份往届考生规模较大，另一个省份较小时，就会产生录取率的差异。根据《中国教育统计年鉴2010》可知，浙江省的往届考生比例最低只有4.79%，录取率则达到了75.70%；甘肃省的往届考生比例最大，达到了33.98%，但录取率只有54.34%，排在全国的倒数第二位。所以说，往届考生的规模将严重影响录取率的高低。第二，普通高中规模的问题。普通高中的普及程度越大，参加高考的适龄人口比例就越大。在使用录取率测量高等教育入学机会时，高中普及率高的省份占有优势，而普及率低的省份虽然可能有较高的录取率，但是在高等教育入学机会方面并不占优势。以录取率最高的海南省为例，录取率达到了87.76%，但是高中的升学率只有32.94%，说明只有28.91%的适龄人口能够接受高等教育；相反，北京市的录取率为75.97%，低于海南省11个百分点，但是高中升学率达到了65.87%，说明至少有50.05%的适龄人口可以接受高等教育。录取率忽略了普通高中规模的省际差异。

综合以上两点，高考录取率不能很好地反映高等教育入学机会。能够较好地测量各省份的高等教育入学机会的指标是当年入学率，即录取人数与18周岁人口数

之比。它的优势在于能够反映适龄人口（18周岁）的高等教育入学机会。通常情况下，人在18周岁时开始接受高等教育。在本研究中，将使用18周岁人口计算当年入学率。由于各种官方统计中无法获得各个省份的18周岁人口数，因此使用了滞后三年的初中毕业生数作为18周岁人口替代变量。

## 二、高等教育入学机会地域不公平测量

1级差率证明高等教育层次越高，入学机会地域不公平越大。使用录取率最小值与录取率平均值的比较虽然可以得出“地域没有不公平”的结论。但是这样的方法并不能反映高等教育入学机会的整体差异。表1分别计算了当年入学率的最小值与均值之差和最大值与均值之差。显而易见，最大值与均值的绝对差异大于最小值与均值的绝对差异。那么是存在还是不存在地域不公平呢？这样的比较是无法得到可靠的结论。

计算高等教育入学机会地域不公平的最简便指标是级差率，即当年入学率最大值与最小值之比，可以反映两者之间的倍数关系。表1呈现了高等教育及其各个层次高等教育当年入学率的级差率。可以发现，不仅存在地域不公平，而且不公平程度很大。在2010年和2012年，总体高等教育入学机会地域不公平程度分别为3.08和2.47。其中，普通本科地域不公平程度最小，2010年和2012年级差率分别为4.38和3.29；211大学的地域不公平程度最大，级差率分别达到了12.67和11.87。总体高等教育入学机会地域不公平程度小于不同层次高等教育的地域不公平程度。

同时，比较2010年和2012年的极差率可以发现，高等教育地域不公平程度有所下降。高等教育入学机会的极差率减少了0.61，下降幅度为19.87%。专科的地域不公平程度下降幅度最大，其极差率减少了2.78，下降幅度为45.09%；普通本科的极差率减少了1.10，下降幅度为25.04%；211大学的极差率减少了0.80，下降幅度为6.31%；985大学的地域不公平扩大，极差率增加了0.35，增长幅度为3.88%（如表2所示）。

表1 高等教育当年入学率的省际差异

	高等教育入学机会		专科		普通本科		211大学(不含985大学)		985大学	
	2010年	2012年	2010年	2012年	2010年	2012年	2010年	2012年	2010年	2012年
平均值	35.93	40.94	16.65	18.21	16.91	20.22	1.22	1.24	1.15	1.26
最小值	18.57	24.68	4.87	8.62	7.78	11.32	0.33	0.34	0.41	0.50
最大值	57.20	60.90	29.97	29.16	34.11	37.19	4.12	4.02	3.66	4.64
标准差	9.73	9.23	4.35	4.17	6.29	6.09	0.92	0.88	0.84	0.94
最小值与平均值之差	-17.36	-16.26	-11.79	-9.59	-9.13	-8.91	-0.90	-0.90	-0.74	-0.77
最大值与平均值之差	21.26	19.96	13.32	10.95	17.20	16.97	2.89	2.77	2.51	3.38
极差	38.63	36.22	25.11	20.54	26.33	25.87	3.79	3.68	3.25	4.14
级差率	3.08	2.47	6.16	3.38	4.38	3.29	12.67	11.87	9.01	9.36
变异系数	0.27	0.23	0.26	0.23	0.37	0.30	0.75	0.71	0.73	0.75

表2 2010-2012年高等教育入学机会省际不平等度下降幅度

	高等教育		专科		普通本科		211大学(不含985)		985大学	
	变化的绝对值	下降幅度(%)	变化的绝对值	下降幅度(%)	变化的绝对值	下降幅度(%)	变化的绝对值	下降幅度(%)	变化的绝对值	下降幅度(%)
级差率	-0.61	-19.87	-2.78	-45.09	-1.10	-25.04	-0.80	-6.31	0.35	3.88
变异系数	-0.05	-16.69	-0.03	-12.25	-0.07	-19.04	-0.05	-6.21	-0.01	1.73
基尼系数	-0.01	-3.87	-0.03	-8.55	-0.01	-2.42	-0.02	-7.53	-0.01	-6.38

级差率实际上是衡量高等教育入学机会最高的省份与最低省份的倍数关系,而损失了其他省份的差异信息,以及31个省份高等教育当年入学率的绝对差异及其全国当年入学率平均值信息。所以,使用变异系数测量高等教育入学机会地域不公平将更加准确。

2.变异系数证明高等教育层次越高,入学机会地域不公平越大。变异系数等于标准差与平均值之比。变异系数一般在0-1之间,公平程度越高则越接近于0;反之,则越接近于1。奥登和匹克斯认为,在用变异系数来衡量教育资源配置时,只有变异系数小于0.1才能被认为是公平的。表1显示,2010年和2012年高等教育当年入学率的变异系数分别为0.27和0.23,是变异系数标准值的2.7倍和2.3倍,所以存在地域不公平。对于不同层次高等教育来说,专科当年入学率的变异系数最小,分别为0.26和0.23;普通本科次之,分别为0.37和0.30;211大学则达到了0.75和0.71;985大学与211大学类似,达到了0.73和0.75。在2010年,地域不公平程度由小到大的排序是专科、普通本科、985大学、211大学;2012年的排序略有不同,地域不公平程度最大的是985大学,211大学排在第二位。概而言之,各个层次的高等教育入学机会都存在严重的地域不公平。

从地域不公平的变化趋势来看,高等教育入学机会的地域不公平程度有所下降,变异系数减少了0.05,下降幅度为16.69%。具体来说,普通本科入学机会的地

域不公平程度下降幅度最大,其变异系数减少了0.07,下降幅度为19.04%;专科次之,其变异系数减少了0.03,下降幅度为12.25%;211大学再次之,其变异系数下降了0.05,下降幅度为6.21%。985大学的地域不公平程度有所扩大,其变异系数增加了0.01,增长幅度为1.73%。总的来说,高等教育入学机会地域不公平程度呈现出下降的趋势。

变异系数与级差率相比,变异系数所反映的地域不公平程度更加可靠。计算变异系数的核心指标是标准差和平均数。标准差是反映离散程度的指标;平均数则是反映集中趋势的指标。当存在极值时,使用平均数反映其集中趋势将存在严重的偏差。通过平均值、最小值和最大值的比较,可以发现,211大学和985大学的当年入学率平均值严重地偏向于最小值。这说明这两类大学的当年入学率存在极值。事实也是如此,北京、上海、天津三个直辖市的211大学和985大学的当年入学率均远远高于其他省份。当极值存在时,使用平均数来反映集中趋势就必然存在偏差,也会导致变异系数的测量存在偏差。

当不考虑北京、天津、上海三个地区时,极差率和变异系数则显著下降。以2010年为例,排除三个直辖市计算的211大学和985大学的极差率和变异系数分别是5.18、0.46和4.40、0.43。这是211大学和985大学的变异系数远远高于专科和普通本科的原因所在。要解决这个问题,就应该使用基尼系数等能够使用人口加权的不公平指数。

3.基尼系数证明高等教育层次越高,入学机会地域不公平越小。当极值存在时,基尼系数是测量高等教育入学机会地域不公平的最佳选择。基尼系数值越大,表明地域不公平程度越大;反之,则越小。与变异系数相比,基尼系数的优势在于可以不用考虑极值的影响,而只考虑人口百分比和入学机会百分比之间的关系。基尼系数是否用人口加权,其计算结果将存在较大的差异。用人口加权的基尼系数则是认为各个省份之间存在人口规模的差异;不用人口加权的基尼系数则是假设各个省份人口规模一致。本文使用滞后三年的初中毕业生数进行人口加权。

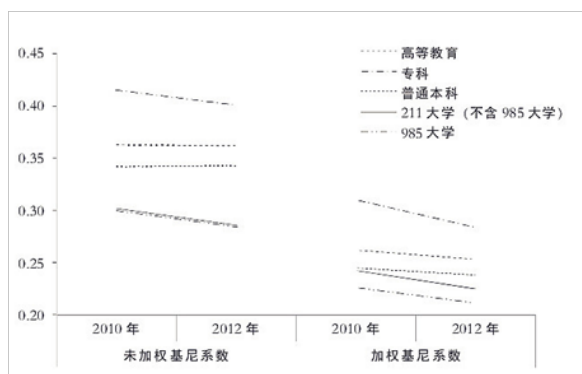


图1 2010年和2012年高等教育当年入学率

图1计算了高等教育和不同层次高等教育的入学机会基尼系数。未加权的基尼系数表明在2010年和2012年,高等教育入学机会地域不平等程度达到了0.363和0.362;加权的基尼系数分别为0.262和0.252。虽然,加权与未加权的基尼系数值存在一定的差异,但是其结果均表明专科入学机会的地域不公平程度最大,普通本科次之,985大学入学机会的地域不公平程度最小。在2010年和2012年,专科的加权基尼系数分别为0.31和0.28;同期,未加权的基尼系数则从0.42下降到0.40。与专科相比,普通本科入学机会的地域不公平程度较低,加权基尼系数相应地减小了0.065和0.045,未加权的基尼系数则减小了0.074和0.057。与普通本科相比,211大学的地域不公平性进一步下降,加权基尼系数分别地减小了0.003和0.015,未加权的基尼系数则分别减小0.040和0.058。985大学的地域不公平程度又小于211大学,加权基尼系数则比211大学低了0.016和0.012,未加权基尼系数则低了0.002和0.001。所以说,高等教育层次越高,其入学机会的地域不公平程度越低。

从图1中可以直观地发现,从2010年到2012年,高等教育入学机会地域公平性有所提高。从加权的基尼系

数来看,各层次的高等教育入学机会的地域不公平程度均有所下降。总体高等教育入学机会的基尼系数下降了0.01,地域的不公平程度下降了3.87%。具体来说,专科的基尼系数减少了0.03,下降幅度为8.55%;211大学的基尼系数减少了0.02,下降幅度为7.53%;985大学的基尼系数减少了0.01,下降幅度为6.38%;普通本科的基尼系数减少了0.01,下降幅度只有2.42%。专科入学机会的地域不公平程度下降幅度最大,普通本科的下降幅度最小。总而言之,随着人口的减少和教育规模继续扩展,高等教育入学机会的地域不公平程度也随之下降。

与级差率和变异系数相比,基尼系数对高等教育入学机会地域不公平程度的测量更加准确,其测量结果也说明了各级政府的责任。从隶属关系来看,全国的2358所高校,其中央属本科院校108所,高职(专科)院校3所;2010年共计招生约662万人,其中央属高校招生规模仅占5%左右。专科和普通本科入学机会的地域不公平程度最大,而211大学和985大学的最小。由此可以得出一个结论,即高等教育地域不公平的主要是由地方高校造成的。这一结论是否可靠,还需要进行不公平来源分析。

### 三、专科和普通本科是高等教育入学机会地域不公平的主要来源

本文使用Stata的descogini和ineqfac两个命令分解不同层次高等教育对总体地域不公平的贡献率。descogini是对未加权的基尼系数的分解,其优势在于可以测量各个不平等来源每1%的变化对总体不平等所产生的效用。ineqfac能够用人口加权,可以更精确地分解各个不平等来源对总体不平等的贡献率。

表3 高等教育入学机会地域不公平来源分解

不公平来源		人口加权的来源分析 (ineqfac)	未用人口加权的来源分析 (descogini)	
		贡献率 (%)	贡献率 (%)	对总体不平等的效用 (%)
2010年	专科	56.93	56.03	0.0583
	普通本科	39.77	40.37	-0.0440
	211大学(不含985大学)	1.63	1.80	0.0075
	985大学	1.68	1.80	0.0068
	合计	100.00	100.00	
2012年	专科	52.56	52.24	.0459
	普通本科	44.42	44.61	-.0312
	211大学(不含985大学)	1.43	1.52	-.0076
	985大学	1.59	1.63	0.0072
	合计	100.00	100.00	

表3呈现了高等教育入学机会地域不公平的来源分解。专科对地域不公平的贡献率最大，其贡献率达到了50%以上。这说明高等教育入学机会地域不公平主要来自于专科入学机会的地域不公平。但是，在高等教育扩展的今天，已经出现了高职（专科）院校招生难的问题，所以，消除专科入学机会地域不公平的办法不是增加入学机会，而是减少部分省份的专科入学机会并增加普通本科的入学机会。descogini的分解证明，专科入学机会每增加1%，高等教育入学机会地域不公平程度将增加0.0459%~0.0583%。

普通本科是高等教育入学机会地域不公平的第二大来源，其贡献率超过了40%，并且对总体地域不公平的贡献率呈现出增长的趋势，从2010年的39.77%（或40.37%）增长到2012年的44.42%（或44.61%）。普通本科入学机会的扩展将有利于缩小高等教育入学机会地域不公平，在2010年普通本科入学机会每增加1%，地域不公平程度将下降0.044%；在2012年消除不公平的作用为0.0312%。与专科和本科相比，211大学和985大学对总体地域不公平的贡献率极其有限，而且贡献率在下降。同时，这两个大学入学机会每增加1%，将使高等教育入学机会的地域公平性增加0.007%左右。

从不公平来源看，促进高等教育地域公平的主要责任应由高职（专科）院校和普通本科院校承担（主要是地方高校）；从政府责任来看，举办高职（专科）院校和普通本科院校的责任是地方政府，所以促进高等教育入学机会的主要责任应由地方政府承担，要么继续扩大省内高等学校的招生规模，要么通过对口支援等方式从其他省份获得更多的入学机会。但是，在招生规模和建立新的高等学校均由中央政府的严格控制。在这种情况下，中央政府应该通过分省招生计划调整各个省份的高等教育入招生计划，以实现高等教育入学机会地域公平的目标。

#### 四、政策建议

使用合理的指标测量高等教育入学机会。高等教育入学机会测量指标的合理，不仅能够准确反映各个省

份的高等教育入学机会，而且是计算地域不公平的重要基础。多年来，录取率一直被用于测量高等教育入学机会。但是，由于往届考生规模的差异和高中普及程度的差异，录取率不能准确反映全国以及各个省份的高等教育入学机会，甚至无形中提高了部分省份的高等教育入学机会，而实际上是减少了它们的入学机会。所以，国家有责任设计一个更好的指标来反映各个省份的高等教育入学机会，如当年入学率。或者，同时使用多种指标反映高等教育入学机会，而不是只用录取率这一个指标。

消除高等教育入学机会地域不公平仍是今后高等教育发展中的重要任务。虽然高等教育入学机会的地域不公平性逐年下降，但是仍然存在较大的地域不公平，而不像官方所说的那样，“没有地域不公平”。级差率、变异系数和基尼系数都反映出各层次高等教育存在着地域不公平。所以，在消除地域不公平中，不仅要关注总体入学机会的不公平，还要关注不同层次高等教育入学机会的不公平问题。在高等教育从大众化向普及迈进的阶段，消除高等教育入学机会地域不公平仍然是高等教育发展的重要问题之一。在分省招生制度下，国家应该利用分省招生计划促进高等教育入学机会的地域公平。

地方政府应承担起消除高等教育地域不公平的主要责任。高等教育地域不公平的主要来源是专科和普通本科入学机会的地域不公平。一般情况下，专科和普通本科的生源主要来自于属地。换言之，这类高等学校主要是解决省内考生的上大学问题。地方政府应该通过建立新的高等学校或扩招来扩大普通本科和专科的入学机会，尤其是普通本科入学机会。这将有利于促进高等教育入学机会的地域公平性。

（王少义，北京师范大学教育学部博士研究生，北京 100875；杜育红，北京师范大学教育学部教育经济研究所所长，教授，北京 100875）

（原文刊载于《国家教育行政学院学报》2013年第5期）

# 大众化背景下我国高等教育入学机会的多维度分析

赵叶珠 陈海燕

新世纪10年,我国高等教育发展最为突出的特征之一就是规模上的急剧扩张。在国家政策《21世纪教育振兴行动计划》的推动下,我国于2002年实现了高等教育毛入学率15%的目标,比原计划提前八年进入了高等教育大众化的发展阶段。高等教育规模扩张的确为广大适龄青年提供了更多进入高等教育机构学习的机会,然而这种机会是否也如数量一样真正扩展到了“大众化”水平?在大众化发展阶段,高等教育入学机会有何新的变化?高等教育入学机会在城乡、地区、阶层、性别等维度上的差异是否有所缩小?本文拟对这些问题进行深入探讨。

## 一、相关文献综述

教育公平是社会公平的基础,高等教育入学机会作为教育公平中的重要内容一直为学术界所密切关注。近年来国内学者们对此问题的研究更多地集中在对高等教育规模扩大与入学机会均等之关系的探讨上,且研究结论也基本一致,即大多数研究结论都认为在高等教育规模扩张的背景下教育机会不均等现象仍然存在,并主要表现在城乡、阶层、地区、性别和民族等方面。

在高等教育入学机会的城乡差异方面,无论是从全国高考工作报名、录取实际汇总数据的初步统计,以及对此数据的进一步深入分析,还是通过对某些地区高校的实证调查分析,抑或是以全国性大型抽样调查数据所做的分析,均说明了高校扩招以来城乡差异总体上不断缩小的趋势,但差异仍然客观存在,并集中表现在高等教育的机会的质量和具体结构上,尤其是来自农村的考生进入重点大学的机会不利状况更为突出。

高等教育机会的阶层差异也是研究者们颇为关注的方面,此方面的研究基本有两种类型:一类是从分析高校在校生的社会阶层背景入手,通过或局部地区或全国范围高校的抽样数据,以辈出率为衡量与分析的指标,对来自各社会阶层的学生在各种类型高校中的分布情况进行比较,得出的结论大都认为不同社会阶层的子女在拥有多少以及拥有什么样的高等教育机会方面存在

着一定的差异,在总体上社会中上层子女拥有比下层子女更多的入学机会,各阶层子女在不同类型高校中的入学机会存在一定的差异,各阶层子女在不同科类中的入学机会存在一定的差异;从纵向发展的角度来看,各阶层子女高等教育入学机会不均等程度一直处于收敛的状态,而随着高等教育规模的大幅扩张,入学机会逐渐下移并已经惠及工农阶层子女,但无论哪个时期,高校层次越高,入学机会不均等化程度越大。另一类是运用综合社会调查的数据,对更为广泛人群的教育情况进行研究,此种研究年龄跨度较大,可以反映出一定年限内教育机会分配的演变情况。如刘精明以第五次人口普查数据为抽样框,运用事件史的Cox比例风险模型技术对18-69岁城镇居民进行了研究,结果表明1998年以来高教领域中的教育不平等在总体上呈现一种下降的趋势,但内涵于高教领域的社会阶层差异仍然十分明显;在地位取向明确的本科教育中,高校扩招导致优势阶层较大程度地扩大了他们的相对优势,而生存取向明确的成人高教领域的机会扩大,则使下层社会群体获得了更多的益处。

与城乡和阶层相比,对高等教育入学机会地区差异的研究文献较少,但大多从不同的角度论证了我国东中西部在入学机会上存在较为明显的差异,有研究者将东西部的高校招生计划、高等教育资源丰盛度、实际入学情况进行对比,指出东西部高等教育入学机会存在着较为明显的差异,并进一步指出,相对于中西部学生,东部地区尤其是中心城市的学生成为高等教育大众化的最大受益者,也有研究则在肯定东部地区学生占有比其他地区学生更高的入学机会的前提下,认为处于中部地区的学生享有的入学机会最少,他们在入学机会方面处于最不利的地位。

在性别方面的研究文献虽比较少且在研究结论上并未达成一致意见。有研究者指出,2004普通高校在校中本专科学生比例未达到女性在人口中的自然比例,女性依然在入学机会方面处于弱势地位;但也有学者通

过大型抽样数据说明男女两性高等教育入学机会依然存在差异,但并不突出。

虽然关于高等教育入学机会差异的研究文献相当丰富,但是其中不少研究年限较早,较多文章仅从一两个维度进行考察,无法令人把握高等教育入学机会多维度的整体风貌。有鉴于此,本文立足于大众化背景,选取城乡、阶层、地区和性别这四个维度为切入点,对高等教育入学机会在这四个维度上的新进展和差异情况进行深入分析,旨在从整体上把握高等教育入学机会情况,从而加深人们对高等教育入学机会现状及进展的认识与了解。

## 二、研究设计与样本

### (一) 研究设计

为考察大众化背景下高等教育入学机会在城乡、阶层、地区、性别这四个维度上的整体表现,本研究在设计上选取同一数据库中的数据进行统计并展开对比分析,以保证各维度间的可比性;在具体方法上,采用卡方检验( $\chi^2$ 检验)来对比四个维度下所抽样的实际样本数与理论样本数之间的差异是否达到显著性水平。 $\chi^2$ 检验方法处理的是一个及一个以上因素的两项或多项分类的实际观察频数与理论频数分布是否相一致的问题,即有无显著差异的问题。其基本公式为: $\chi^2 = \sum (A-E)^2/E$ 。其中,A为实际次数或人数,E为理论次数或人数。同时,本研究设立公平指数概念用于各维度及各类别之间的比较,公平指数等于实际样本数与理论样本数之间的比值,基本公式为: $I_e = A/E$ ,若公平指数等于1,表明实际样本数等于理论样本数,若公平指数大于1,表明实际样本数超过了理论样本数,若公平指数小于1,说明实际样本数未达到理论上应该达到的数值。

### (二) 样本

本研究的实际样本数据取自中国高等教育研究数据库中对2007级大一新生的抽样调查数据。理论样本数中的性别、地区、城乡(家庭所在地类型)数据是根据这三个维度不同水平在全国人口中所占的比例乘以2007级大一新生的抽样总数而得出。这三个维度在全国人口中所占比重的数据来源于中华人民共和国国家统计局。理论样本数中的阶层理论样本数是根据陆学艺新近出版的《当代中国社会结构》中对各阶层比重的最新规定乘以2007级大一新生的抽样总数而得出。

本研究的实际样本引自中国高等教育研究数据库

中对2007级大一新生的抽样调查数据。该调查共涉及了全国31个省市的175所高校及独立学院,共发放问卷55595份,回收48143份,其中有效问卷47170份,问卷回收率约为86.60%,所发问卷总有效率约为84.85%。调查问卷的内容涵盖大学新入学学生信息的几乎所有方面,如背景资料中的性别、年龄、民族、参加高考省份、家庭所在地类型、父母教育程度及工作类型等。本研究主要选取学生背景资料中的相关方面,利用SPSS16.0和EXCEL2003进行统计分析。

## 三、研究结果与分析

### (一) 城乡差异

根据我国对城乡概念的划分,此次调查学生的家庭所在地类型也以此为依据,分为城镇和乡村两大类。具体人数及比例见表1。

表1中全国人口百分比是国家统计局公布的根据2006年人口变动情况抽样调查数据,理论样本数是实际样本总数乘以全国人口百分比所得出的数值,意即按照全国人口百分比,在本次研究数据库中抽样的城乡实际样本总数44704名学生中,理论上应该有20090名大学生来自农村,有24614名大学生来自城镇。

表1 城乡学生样本数及理论样本数

城乡类型	实际样本数	所占百分比	理论样本数	全国人口百分比	P
城镇	24413	54.6	20090	44.94	.000
农村	20291	45.4	24614	55.06	
合计	44704	100	44704	100	

根据公式 $\chi^2 = \sum (A-E)^2/E$ ,检验城乡学生在入学比例上是否有显著差异。经查得P值 $<0.005$ 。差异非常显著。可见城镇和乡村学生在获得高等教育入学机会上具有很大差异。农村人口占全国人口数55.06%,按这一比例,高校中农村学生数占全体学生数的比重也应接近55.06%。但在2007年的高校抽样调查中所占比例仅为45.4%。乡村学生接受高等教育的比例远低于城镇学生。这与以往大多数类似的研究结果相同。

### (二) 阶层差异

中国高等教育研究数据库公布的对2007级大一新生抽样调查数据中学生家庭所属阶层的实际样本数及比例分别见表2中的第二栏和第三栏,理论样本数按照陆学艺主编的《当代中国社会结构》一书中公布的中国各个阶层人数占全国人口总数的百分比,乘以中国高等教育研究数据库中对2007级大一新生的抽样调查数据实际样本数的总和42698人得出。



表2 不同阶层学生样本数及理论样本数

阶层	实际样本数	所占百分比	理论样本数	全国各阶层百分比	P
国家行政领导干部	3652	8.5	982	2.3	.000
经理人员	2517	5.9	1110	2.6	
私营业主	1942	4.5	555	1.3	
专业技术人员	4287	10.0	2690	6.3	
办事人员	1990	5.0	2989	7.0	
个体户	2392	5.6	4056	9.5	
商业服务业人员	4966	11.6	4312	10.1	
产业工人	7353	17.2	6278	14.7	
农民	10986	25.7	17207	40.3	
城乡无业者	2613	6.0	2519	5.9	
合计	42698	100	42698	100	

根据公式  $\chi^2 = \sum (A-E)^2/E$ ，检验来自不同阶层家庭的学生在入学比例上是否有显著差异。 $\chi^2 = (3652-982)^2/982 + (2517-1110)^2/1110 + (1942-555)^2/555 + (4287-2690)^2/2690 + (1990-2989)^2/2989 + (2392-4056)^2/4056 + (4966-4312)^2/4312 + (7353-6278)^2/6278 + (10986-17207)^2/17207 + (2613-2519)^2/2519 = 17009.82$ 。查df=10-1的 $\chi^2$ 对应的P值，P值小于0.005，表明来自不同阶层家庭的学生在入学机会上有很大的差异。我们不难发现，处于十大阶层上层家庭的子女入学比例远远高于其在全国人口中所占的比例；而来自社会下层家庭子女的入学比例则远远低于其在全国人口中所占比例。如表2中，国家行政领导干部在全国人口中仅占2.3%，但实际上，从2007年的新生调查中，来自该阶层家庭的学生占调查总人数的8.5%，实际样本数远高于理论样本数；反之，在全国人口中占40.3%的农民阶层，在2007年的调查样本中仅有25.7%的学生来自该阶层，实际样本数远低于理论样本数。从表2可知，学生实际入学比例远大于理论比例的阶层有：国家行政领导干部、经理人员、私营业主、专业技术人员；而子女实际入学比例远低于理论比例的阶层有：个体户、农民。由此可见，掌握社会资源较多的上层社会子女拥有比下层社会特别是农民阶层子女更多的入学机会。这与大多数的研究结论相符合。

### (三) 地区差异

东、中、西部的划分是根据国家政策上的划分标准。东部地区包括辽宁、北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西、海南等12个省、直辖市、自治区，占全国总人口的38.9%；西部地区指

陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南、贵州、西藏10个省、直辖市、自治区，占全国总人口的28.2%；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等9个省、自治区，承载全国32.9%的人口。

表3 来自不同地区学生样本数及理论样本数

地区	实际样本数	所占百分比	理论样本数	全国人口百分比	P
东	19835	43.18	17883	38.924	.000
中	13026	28.35	15129	32.928	
西	13082	28.47	12932	28.148	
合计	45944	100	45944	100	

根据公式  $\chi^2 = \sum (A-E)^2/E$ ，求出其卡方值 $\chi^2$ 可检验东中西部学生在入学比例上是否有显著。即  $\chi^2 = (19835-17883)^2/17883 + (13026-15129)^2/15129 + (13082-12932)^2/12932 = 507.13$ 。查df=3-1的 $\chi^2$ 值所对应的P值，得P值<0.005。差异非常显著。从表3新生实际占全部抽样调查学生的比例和根据东中西部人口比例得出的理论比例对比来看，主要的差异来源是东部地区和中部地区新生的比例，西部地区的比例与理论比例几乎持平。在抽样调查的学校中，东部学生的入学比例远远大于其在人口中所占的比例，说明东部学生入学率高。而中部学生入学比率则远远低于其在人口中所占的比例。东部中部差距巨大。东部地区学生拥有更高的入学机会，中部地区的学生入学机会最少。这与元学太的研究结论相同。

### (四) 性别差异

按照2005年全国1%人口抽样调查主要数据公报公布的男女比例，将某一性别在全国人口中的比例×此次抽样调查的实际样本数，得出该性别的理论样本数。根据公式  $\chi^2 = \sum (A-E)^2/E$ ，检验男女生在入学人数比例上是否有显著性差异。卡方检验结果显示(P=0.000)，男女生在入学比例人数上有显著差异。女生人数显著多于男生。这与大多数之前的研究有所不同。因为大多数认为女性入学率显著低于男性的研究是基于较早的数据，随着高等教育大众化的进展，国家对女性接受高等教育的重视，社会舆论对女性接受高等教育的鼓励，家庭经济的发展，以及青年女性自身对于教育需求的觉醒，在很大程度上促进了近几年女性在高等教育入学机会上的增高。因此，这种现象随着时间的推移尤其有产生的必然性。这是一种令人感到欣慰的迹象，因为这说明在性别这个维度上，高等教育入学机会较为均等。

表4 抽样男女生样本数及理论样本数

性别	实际 样本数	所占 百分比	理论 样本数	全国人口 百分比	P
男	22768	48.8	24065	51.53	.000
女	23932	51.2	22635	48.47	
合计	46700	100	46700	100	

(五) 各维度间的比较

将四个维度中各类别的实际样本数除以理论样本数, 或者以调查所占百分比除以全国人口百分比, 得出公平指数(见表5)。公平指数越接近1表示越公平, 也即实际值与理论值越接近。反之, 越远离1越不公平, 又分为两种情形: 低于1表示实际值低于理论值, 入学机会越低; 高于1表明实际值越高于理论值, 高等教育入学机会越高。

表5 高等教育入学机会各维度的公平指数

四个维度	比较的类别	公平指数(实际 值/理论值)
城乡	城市	1.215
	农村	0.824
阶层	国家行政领导干部	3.696
	经理人员	2.269
	私营业主	3.462
	专业技术人员	1.587
	办事人员	0.714
	个体户	0.59
	商业服务业人员	1.149
	产业工人	1.171
	农民	0.638
	城乡无业者	1.017
地区	东部	1.109
	中部	0.861
	西部	1.011
性别	男	0.946
	女	1.056

由表5可知, 在高等教育入学机会的四个维度中, 公平指数与1差距最大的均在阶层维度中, 其次依次是城乡维度和地区维度, 性别维度最接近1。表明, 目前在我国高等教育入学机会的各维度中, 各阶层之间差异最大, 高等教育入学机会最不公平; 其次体现在城乡差异上; 再次表现在地区差异方面; 性别差异最小, 男女高等教育入学机会在本研究考察的四个维度中最为均衡。

四、结论与讨论

本文以中国高等教育研究数据库中2007年入学新生共计47170份问卷调查的数据为研究样本, 从城

乡、阶层、地区和性别四个维度对高等教育入学机会进行的统计分析, 得出以下主要结论:

第一, 高等教育入学机会的城乡差异依然存在。占全国55%的乡村人口在2007年的高校新生抽样调查中仅占45%的比例, 相反, 占全国45%的城镇人口在2007年的新生中却占55%的比例, 农村学生接受高等教育机会远低于城镇学生。

第二, 高等教育入学机会的阶层差异十分明显。国家行政领导干部, 经理人员、私营业主、专业技术人员等的子女比社会较低阶层如个体户、农民等拥有较高的高等教育入学机会。

第三, 高等教育入学机会的地区差异仍然显著。本研究发现西部地区的比例与理论比例几乎持平。东部地区学生拥有更高的入学机会, 中部地区的学生入学机会最少。

第四, 高等教育入学机会的性别差异趋于缓和。女性高等教育入学机会的实际值超过了理论值。

第五, 从整体上看, 在高等教育大众化之后, 我国高等教育入学机会方面取得了很大的进展, 尤其在性别差异和地区差异方面, 目前的主要问题集中在阶层差异和城乡差异上。

即便进入大众化阶段, 高等教育仍然表现为一种需通过竞争才能够获得的稀缺性资源。在这一阶段, 能否获得这一资源, 在理论上取决于参与竞争的个人的能力, 但在现实中, 往往与其能力背后的社会背景有关, 其中, 是否占有一定的社会资源对入学机会的获得颇有关联。本文的研究表明, 学生所属社会阶层对高等教育入学机会的获得有相当的影响, 那些拥有丰富社会资源诸如权力和金钱等优势阶层的子女比那些社会资源相对匮乏阶层的子女拥有更多的入学机会, 城乡和地区只不过是阶层差异的另一种表现形式而已, 在此意义上, 性别的因素也为阶层因素所裹挟与涵盖。因此, 目前中国高等教育入学机会公平的最大问题是如何实现教育机会在各阶层上的公平分布, 解决了在阶层分配上的公平问题, 也就基本实现高等教育入学机会公平的目标。

(赵叶珠, 厦门大学教育研究院副教授, 福建厦门 361005; 陈海燕, 厦门大学教育研究院硕士研究生, 福建厦门 361005)

(原文刊载于《现代大学教育》2011年第4期)

# 以“基尼系数”衡量部属高校分省招生指标的公平性

乔天一 邓溪瑶 于晓磊 陈虎 卢晓东 黄晓婷

我国高等学校招生制度的公平性一直备受瞩目，然而对究竟何为公平，公平程度如何衡量等问题的定性探讨使得对这个宽泛的概念产生了不同理解，并持续多年在舆论方面引发争论。争论的焦点之一在于城市生源与农村生源入学机会的公平，另一个焦点在于优质教育资源在不同省份（省、自治区和直辖市）之间的分配。教育部（工信部）部属高校（以下简称部属高校，本研究未采用央属高校的概念，因为国家民委、侨办的高校有特殊使命）教育质量较高，办学经费主要来源于中央财政，学费较低，因而部属高校分省招生指标（又称招生计划）就成为优质教育资源在不同省份之间分配的关键。这一关键问题在媒体争论中常常表现为以下问题：为什么北大、清华在北京的招生人数较多？为什么上海的考生有更多的机会考上复旦、交大？是否需要在中部人口大省增加招生指标？值得注意的是，由于省属高校如山西大学，办学经费主要来源于地方财政，其招生指标主要分配在山西省就是适当的，其公平性问题并不存在。

对于第二个核心问题——即部属高校分省招生指标的公平性，本研究引入经济学中的“基尼系数”来衡量，将这个宽泛的概念转变为可量化的数理指标，从而为部属高校、教育部以及相关研究者以公平为目标优化招生指标分配提供数据支持。

## 一、数据说明

本研究选择一所部属高校为研究个案，该校历年分省招生指标统计数据以实际录取人数为准，并非招生简章公布的人数，其范围涵盖高考生、自主招生生源、保送生、港澳生等不同生源种类，在广度上更准确地反映了不同省份生源质量和招生指标分配的公平性。在时间维度上，本研究选取了该校2004—2009年的生源数据，多年的数据有助于把握研究中相关指标的时间趋势和稳定性。

## 二、引入基尼系数

基尼系数(Gini Coefficient)为20世纪初意大利经济学家基尼(Conrado Gini, 1884—1965年)于1922年提出，以定

量测定收入分配差异程度。其值在0和1之间，越接近0就表明收入分配越趋向平等；越接近1就表明收入分配越趋向不平等。按照国际一般标准，基尼系数0.4以上表示收入差距较大，基尼系数达到0.6以上时则表示收入差距很大。

如图1所示，图中横轴代表家庭数比例 $x\%$ （此比例计算是从低收入家庭开始，到100%时才涵盖最富有家庭），纵轴代表该比例的家庭拥有的财富占社会总财富的比率 $y\%$ ，图中虚线代表绝对平均状态（即每个家庭拥有财富相同）下，低收入人群所占人口百分比和总收入百分比之间的关系（财富占比等于家庭数占比）。曲线代表实际情况（实际是由财富-家庭分布曲线积分而来），这条曲线也称作洛伦兹曲线(Lorenz Curve)。粗实线代表绝对不平均的情况。图中虚线和曲线中间的面积越小，收入分配越平等。基尼系数表示的是虚线-曲线间面积与虚线-粗实线间面积之比。基尼系数越小，曲线与虚线越接近，反映收入水平越平均；反之，基尼系数越大，曲线与虚线越远离，反映财富向少数人集中。

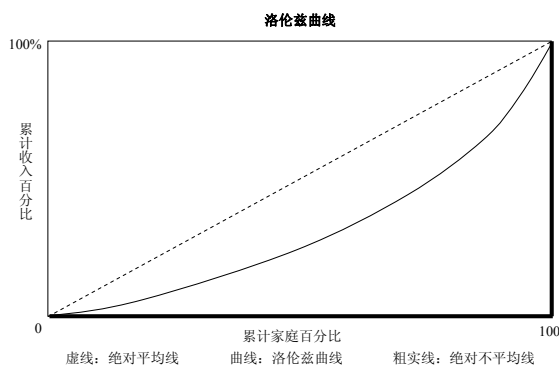


图1 基尼系数图示

基尼系数已经被广泛应用于衡量国内收入分配状况的公平程度，该系数本质上是衡量一组数据离散程度的指标，因而也可以用于衡量收入以外其他资源的分配状况。部属高校教育质量较高，其办学经费主要来源于中央财政，分省招生指标分配就其本质而言也是优质教

育资源在不同省份之间的分配。本研究引入基尼系数来衡量优质教育资源分配的公平性，其内在合理性即在于此。

### 三、以部属A高校为例计算分省招生指标的基尼系数

部属A高校在全国各省都进行招生，其招生指标在各省之间分配的公平性可以用基尼系数来衡量。由于2004年之后自主招生制度的引入，该校在各省历年实际招生人数同招生简章公布的人数往往有较大出入，本研究采取有入学记录的实际入学人数作为分省指标依据。

首先我们绘制出各年录取指标按省份分配的洛伦兹曲线，并计算相关基尼系数。

以2004年为例，将各省实际录取指标人数按照升序排列（见图2）。

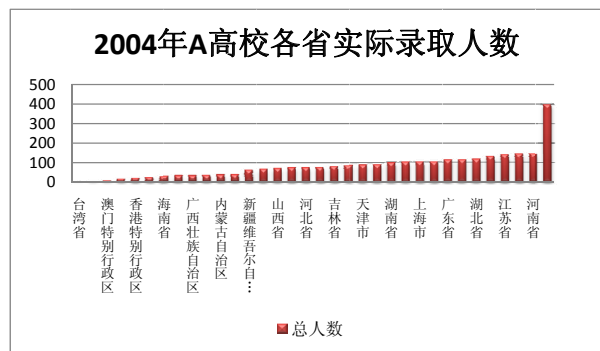


图2 2004年A高校各省实际录取人数

按照A高校各省实际录取人数可以绘制出相应洛伦兹曲线（见图3）。

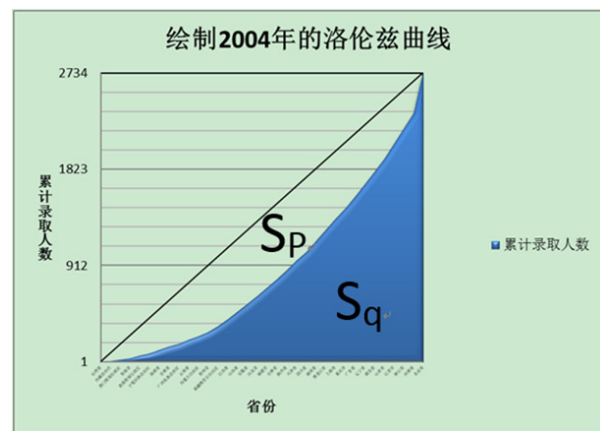


图3 2004年A高校招生省际分配洛伦兹曲线  
(不考虑分省考生人数)

基尼系数衡量的就是面积比例 $S_p/(S_p+S_q)$ ，其数值可通过根据基尼系数计算公式(1)计算。

其中 $X_i$ 为累计省份比率， $Y_i$ 为累计录取比率， $n$ 表示省份的个数，在本例中省份个数 $n=34$ 。

Equation 1 基尼系数计算公式

$$G = \sum_{i=1}^{n-1} X_i Y_{i+1} - \sum_{i=1}^{n-1} X_{i+1} Y_i$$

根据2004年数据计算得出其基尼系数为0.4152。

用同样方法可以得出A高校2005-2009年的基尼系数，连同2004年的系数计算并制表1。

表1 2005-2009年A高校招生名额省际分配基尼系数（未调整）

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009
基尼系数	0.4152	0.4432	0.4149	0.3795	0.3961	0.3933

我们参考经济学中用基尼系数衡量居民收入差距时采取的衡量标准：

- 低于0.2——绝对平均
- 0.2—0.3——比较平均
- 0.3—0.4——相对合理
- 0.4—0.5——差距较大
- 0.5—0.6——差距很大
- 高于0.6——差距悬殊

通常0.4被看作基尼系数的警戒线。从A高校基尼系数可以看出，从2004到2009年，部属A高校招生指标的省际分配逐渐从差距较大转向相对合理，在公平性上有所提高。

### 四、引入分省考生人数对基尼系数进行调整

上述计算过程中的基尼系数以省份为横坐标，其背后隐含一个假定——即各省在分配招生指标的过程中完全同质，其考生数量、教育水平、教育资源、生源质量等方面完全相同。以上假定显然过于严格，最关键的一个因素就是各省考生人数实际差别很大。按照省份计算出的基尼系数如果忽略了考生人数差异，就无法准确反映出录取指标分配的公平性。因此我们在计算基尼系数时可以按照各省考生人数进行加权调整，这样横坐标调整为累计考生数，纵坐标仍然是累计录取人数。

我们整理出2004-2009年各省高考实际报名人数（见表2），按照高考考生数对基尼系数进行调整（见图4）。

表2 2004-2009年各省高考报名人数

省份/市	2009报名人数 (单位: 万)	2008报名人数 (单位: 万)	2007报名人数 (单位: 万)	2006报名人数 (单位: 万)	2005报名人数 (单位: 万)	2004报名人数 (单位: 万)
河南省	95.9	90.5	87.89	71	71.997	59.5857
山东省	70	80	77	77.7	73.1166	56.6657
广东省	64.4	61.4	55.3	51.4	45.14	38.87
安徽省	65	61	56.4	46.3	41.6	34.7
河北省	55.9	57.48	56.18	55.7	48.4	38.9
湖南省	50.7	54	52	47	39.6	34.9323
湖北省	51.95	52.5	50.33	53.3	45.8679	37.3
四川省	50	51.76	49.88	43	45.3269	34.2321
江苏省	54	50.8	53	49.5	45	40.5
江西省	34.9	38.44	38.43	35.3278	31.6667	27.8298
山西省	37.1	37	33.1	31.6298	30.0756	24.7858
浙江省	34.85	36.44	35.88	34.8	31.1	25.4
福建省	30.5	31.2	30	27	25.6159	21.8607
广西壮族自治区	30.18	30.4	30	27.49	25.5232	21.6675
辽宁省	26.1	30	29	26.3	22.2331	18.5099
甘肃省	28.6	29.2	30	24.8	20.7	16.2
内蒙古自治区	24.63	27	23.9	21.8	20.6	18.6743
云南省	22	26	20	18.1	17.1824	14.6076
贵州省	24	24	22.57	19.4	16.8502	14.3452
黑龙江省	23	22.8	22.4	21	20.113	17.266
吉林省	19.7	20.8	20.1	18	16	13.0778
重庆市	19.6	18.9	17.73	17.5173	16.5185	11.2851
新疆维吾尔自治区	16.8	16.8	15.4	14.25	12.8225	10.8
上海市	8.3	9.93	11	11.38	11.2	10.2
北京市	10.1	10.37	10.99	11.03	11.4	8.5073
宁夏自治区	5.8	5.8	5.65	5.41	4.9939	4.504
青海省	4	4.1	3.8	3.5	3.3	2.7104
西藏自治区	1.36	1.7	1.5	1.42	1.4	1.2158
陕西省	40.5	41.4007	40	37	33.9406	29.5972
海南省	5.78	4.9742	4.23	4.1	4.5	3.5
天津市	7.65	8.85	8.85	8.47	7.3876	6.6756
总计	1013.3	1035.5449	992.51	914.6249	841.1716	698.9058

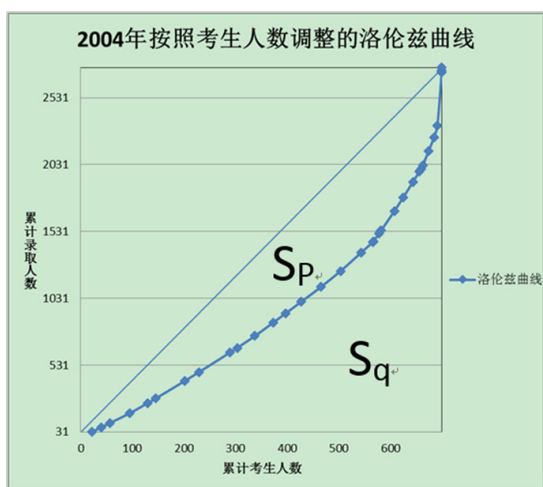


图4 2004年招生省际分配洛伦兹曲线  
(按照分省考生人数调整)

经过调整,我们仍使用公式1计算基尼系数,调整后A高校2004年的基尼系数为0.3628,低于未调整计算的基尼系数0.4152。这就是说,2004年A高校各省招生指标

如果从各省高考人数角度看,其分配相对公平。

运用同样方法,我们可以得出2005-2009年的基尼系数,连同2004年系数计算并制表3。

表3 2004-2009年A高校招生指标省际分配基尼系数  
(按考生人数调整)

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009
基尼系数	0.3628	0.3869	0.3985	0.3596	0.3817	0.3915

将调整后和调整前的基尼系数对比情况列表4,并计算二者差值:

表4 调整前后基尼系数对比

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009
基尼系数 (未调整)	0.4152	0.4432	0.4149	0.3795	0.3961	0.3933
基尼系数 (已调整)	0.3628	0.3869	0.3985	0.3596	0.3817	0.3915
差值	0.0523	0.0563	0.0164	0.0199	0.0144	0.0018

从表4不难发现,调整前的基尼系数均比调整后的基尼系数大,这也就是说按照各省高考报名人数进行调整后,A高校招生指标分配比调整前更加公平,2004-2009年的基尼系数全部落在了0.3-0.4这一相对合理的区间之内,平均值为0.3802。

以上通过计算得出了A高校基尼系数的纵向变化情况,对以上数据还需要横向对比。图5为2004-2013年我国官方公布的国内收入分配的基尼系数,以我国居民收入基尼系数为参照,部属A高校分省招生指标分配的公平性相对比较公平合理。



图5 2004-2013年中国国内收入分配基尼系数

### 五、不同部属高校间基尼系数对比

不同部属高校间分省招生指标的分配其公平程度如何比较?引入基尼系数后我们有了非常好的数学工具。我们选择了部属B高校以其2011年分省招生指标绘制了其分省招生指标的洛伦兹曲线(未调整)(见图6),并计算了调整前和调整后的基尼系数。

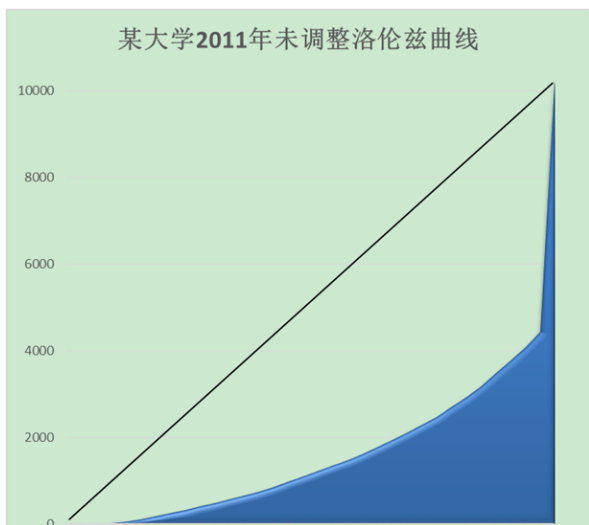


图6 2011年某大学招生省际分配洛伦兹曲线(未调整)

计算表明,部属B高校2011年的分省招生指标分配,其基尼系数未调整时高达0.6979,按照2011年全国各省考生报考人数调整后,该校的基尼系数仍高达0.6214。高于0.6的基尼系数表明,B高校分省招生指标分配差异悬殊,表现为非常不公平。

对B高校分省招生指标的实际分析可以发现,作为部属高校,该校却在其所在省份招收大量考生,具有严重的地方考生保护倾向。一旦排除当地的招生指标,其基尼系数迅速下降至0.2846,表明B高校在其他省份的招生指标分配相对比较公平。A高校实际也存在这一倾向,该校在其所在省份招生数量也最多,以2004年为例,在剔除当地招生指标后,A高校基尼系数由0.3628直降为0.2719。

引入基尼系数后我们可以清楚发现,部属A高校分省招生指标分配的公平程度优于B高校,而B高校存在巨大改进空间。

### 六、政策建议与讨论

本研究创造性地引入基尼系数对部属高校分省招生指标进行量化处理,发现这是描述公平较为适当的数字指标。

对于部属高校的政策建议如下:各高校应当对不同年份分省招生指标分配的基尼系数予以计算,如果基尼系数高于0.4,应当制定降低基尼系数的政策目标和逐步到位的年度改善计划。如部属B高校2011年的基尼系数为0.6214,建议该校通过5年的努力降低至0.4之下,2015年建议降低至0.55。实现以上目标的主要措施是,将该校在本省的招生指标转移到其他省份。对于A高校,其分省招生指标的分配已经较为公平,可以通过新闻媒体予以说明。

对于教育部的政策建议如下:教育部学生司应当计算不同年份各部属高校分省招生指标分配的基尼系数并予以公布,督促各高校逐步降低基尼系数,目标是逐步降低到0.4之下,其实质性目标是促进部属高校招生指标分省分配的公平程度。当然,在实现更大范围公平的同时,部属高校招生指标更好地分散在各个省份,将更好地促进不同来源地区学生的相互交流。如部属高校中山大学目前招生指标最大的省份为广东省,在降低其基尼系数的过程中,其他省份获得更多中山大学招生指标,中山大学广东招生指标减少;与此同时,南京大学减少了在江苏省的招生指标,广东省可以获得更多来自南京大学的指标。两所高校相比以前,更好地促进了不同来源地区学生的相互交流。

# 《中国高等教育入学机会的公平性研究》： 公平应从中小学入手

李文胜

随着中国经济的发展和教育经费的增加，教育部门需要将新增加的经费更多地分配给小学和中学，尤其是提高农村中小学的教育质量，这才是解决中国高等教育入学不公平的根本。

## 公共政策对公平的影响是决定性的

由于公共政策确定了人与人之间相互竞争的条件和规则，所以公共政策对公平的影响是决定性的，而教育部门的政策影响人们入学、进而影响到将来的工作和收入，决定了教育公平的程度。

中国的高等教育一直是全国范围的计划性招生，在招生过程中，不存在性别、民族的不公平。

但是中国的高等教育入学机会在地区分布、学生家庭背景分布和学生的城乡户口分布等方面还存在着不公平。

中国高等教育入学机会存在地区不公平，各省市录取率差别很大。尽管从1999年开始，中国高等教育有了很快的发展，而且对偏远地区和西部地区也给予了一

些重视，但是不同地区之间高等教育的差距依然保持，大城市倾向的高等教育依然是一个重要问题。尽管中国高等院校的招生规模不断扩大，但是在各省市的录取率却有很多的差异。报名参加高考的学生必须在户口所在地报名，这意味着由于户口所在地的不同，不同地区的考生面对着同样的高考，却有着不同的录取分数线，考生在一开始就面对不同的入学机会。

中国的高等教育存在学生家庭背景分布的不公平，即来自不同家庭背景的学生人群分布差异巨大。由于家庭收入的不同，由于父母所受教育程度不同，对子女教育的影响、帮助就有了差异，从而造成不同家庭背景的学生进入大学的比例上的差异。

中国的高等教育在学生的城乡户口分布方面存在着不公平，农村考生的录取率偏低。一是由于农村的基础教育条件普遍比较薄弱；二是农村的中学教育质量比较低，造成参加高考的学生能够达到高考录取分数线的学生比例比较低；三是由于中国在分配高校招生计划

此外，增加来自中部人口大省和西部的招生指标，将有助于降低各部属高校基尼系数。

基尼系数在衡量部属高校分省招生指标分配的公平性时，较为直观，易于理解，也易于为媒体和大众所接受，方便进行横向和纵向对比。但简单的基尼系数尚不能揭示出分配不公的深层次原因，如政策偏好，地方保护等原因，这需要对部属高校实际分省招生指标予以进一步分析。

单一基尼系数的使用无法区分效率因素，如其无法体现分省考生素质、分省基础教育差异等效率因素。各高校在确定分省招生指标的过程中，在兼顾以基尼系数为标准的公平性时，需要考虑优秀生源来源问题，这是效率指标。此外，分省招生指标这一教育机会分配中，单一基尼系数信息容量较小，统计描述中可能需要补充其他维度信息。如对于A高校，仍需要考虑2004-

2009年以来教育机会从哪些省流出，又流入哪些省。

基尼系数可以对部属高校分省招生指标分配的公平性予以有效衡量，有着重要的参考价值，然而基尼系数只衡量公平性一个维度。在实际招生指标分配过程中，公平应结合效率指标以实现招生过程中“公平与效率的统一”。这一问题我们将另文专论。

（乔天一，北京大学元培学院学生，北京 100871；邓溪瑶，北京大学元培学院学生，北京 100871；于晓磊，北京大学元培学院学生，北京 100871；陈虎，北京大学教务部基地办公室主任、助理研究员，北京 100871；卢晓东，北京大学教务部副部长兼元培学院副院长、教授，北京 100871；黄晓婷，北京大学教育学院/教育财政研究所助理研究员，北京 100871）

（原文刊载于《中国高教研究》2015年第10期）

时，有一定程度的城市倾向性，城市人口比例高的省份升学率就高，而农村人口比例高的省份升学率就低。

我国高等教育招生计划分配的城市倾向性与解放后经济发展战略和高等教育的发展模式有很大关系。1949年以后，我国选择了优先发展重工业的战略，为了尽快培养专业技术人才，政府提供免费的高等教育，而且还根据学生的家庭收入情况发放人民助学金，并且将农村学生的户口转为城镇户口，上学期间就可以享受供应的粮食、免费的医疗等只有国家正式职工才能享受的福利待遇。在学生毕业时，学校根据国家需要对学生进行统一的分配。正因为如此，当1959年-1961年中国遇到前所未有的自然灾害后，政府财政负担不起将农村学生转为城镇户口所带来的一系列成本，1962年，国家作出了高等院校少招农村学生的决定。

1962年以后，在高等教育招生计划的分配上，国家对城市人口比例比较大和经济发展水平比较高的省份投入的招生计划相对比较多，使得这些省份的招生比例高于其他省份，从而造成不同省份的学生在享受高等教育资源方面的不公平。

#### 休克式改革与渐进式改革

随着中国经济的发展和教育经费的增加，教育部门需要将新增加的经费部分更多地分配给小学和中学，尤其是提高农村中小学的教育质量，才是解决中国高等教育入学不公平的根本。从中国的情况看，比个人家庭收入更重要的阻碍进入大学的原因是因为中学的质量和中学的入学率（2001年贵州省普通高校录取率达到74.6%，但是普通高中的升学率只有29.7%，这一年全国高中（职前）的毛入学率是38.6%。），将教育经费用于提高中学质量和扩大中学的入学率会提高来自低收入家庭的孩子进入高等院校的机会。

随着高等教育事业的发展，新增的高等教育资源将会越来越多，在扩大招生的过程中，通过“渐进式”改革，在保持其他地区招生规模不减少的情况下，新增招生计划应优先分配到学生生源好，而招生比例低的地区，逐步减少地区间的不公平。

2006年，中国政法大学招生指标首次按照各省人口比例进行分配，就是一次很好的尝试。

正如经济改革有“休克式”和“渐进式”等方式，高考招生计划数分配的改革也可以有“休克式”和“渐进式”方式。招生计划数额分配的“休克式”改革就像中国政法大学当年对外宣布的那样，将学校的年度

招生计划数按照各省的人口比例（或者参加高考人数的比例）直接分配到各省，这样的改革一次到位，但是引起的震荡比较大，不容易为人们所接受，特别是招生计划数减少的省份。“渐进式”改革是高等学校对招生计划进行分配时，在保持其他地区招生规模没有减少的情况下，新增的招生计划优先分配到招生比例低的地区，同时考虑学生的生源质量，这样，就会在提高公平的同时，也提高效率，这也是经济学上所说的帕累托改进，即在其他人的福利不变的情况下，有些人的福利得到了改善。

“渐进式”改革的最终目标也是为了达到按照各省人口比例分配招生数，但不会引起太大的震荡，容易为人接受。

#### 政策应向低收入家庭倾斜

由于家庭收入较低，很多低收入家庭尤其是偏远农村的学生又多了一道升学的门槛，为此，公立高等教育收费可根据学生的家庭收入情况收取不同的学费，以降低这个门槛。高等教育根据家庭收入水平的价格体系会直接减少高收入家庭所得的国家补助，从而提高补助分布的公平。当然，提高收费的同时要加大对低收入家庭学生的资助，以涵盖他们高等教育的部分私人成本。

提高家庭经济收入较低、有资格进入大学的学生们的财政资助。财政资助可以采取助学金、奖学金、有补助贷款和无补助贷款等形式，另外，为了提高高等教育机会比较低的偏远地区的学生入学，财政资助还应该涵盖部分交通成本。

引入根据家庭收入水平的贷款机制。建立一个可靠的、包括全体学生的学生经济状况的鉴别系统，要能够有效、精确地跟踪贷款学生工作以后的实际收入，要保存好贷款学生在上学期间的债务增长的精确记录，并要有一个健全的与学生信息相结合的税收机制。

澳大利亚、新西兰、南非和英国分别在上世纪80年代、90年代引入了根据家庭收入水平的贷款机制，在解决家庭经济困难学生的入学方面还是比较成功的。很多发展中国家在过去几年中也引入了这一机制，效果还在观察中，其中的主要问题是落实和管理的问题。

（《中国高等教育入学机会的公平性研究》，李文胜著，北京大学出版社2008年2月出版）

（原文刊载于《中国教育报》2010年3月11日第08版）