

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

张兆曙 陈 奇

提要:从 1999 年开始实行高校扩招之后,高等教育机会在性别间的分配逐渐走向平等化。针对“扩招如何导致高等教育机会的性别平等化”这一问题,本文利用中国综合社会调查(CGSS2008)数据,着重检验了扩招之后新增的教育机会是如何在性别间进行分配的,进而寻求性别平等化的贡献主要是由哪些因素实现的。研究发现,扩招从整体上改变了男性与女性之间的机会结构,其中最主要的贡献来自于两个方面:一是父辈文化程度为初中的“次低文化层次”群体,扩招为这一层次的女性带来了更多的高等教育机会,从而为高等教育机会的性别平等化做出了贡献;二是农村地区的女性,在新增高等教育机会的分配中原有的劣势地位得到大幅度的改善,缩小了其与男性之间的机会差距。相对于扩招前而言,扩招之后高等教育机会的性别平等化正在从家庭文化程度较高的群体向家庭文化程度较低的群体、从非农村地区向农村延伸。

关键词: 扩招 高等教育机会 性别平等化 logit 模型

一、问题的提出

自 1978 年恢复高考制度至 1999 年大幅度扩大高等教育招生规模

* 本文为北京郑杭生社会发展基金会 2012 年首届“学子项目”的支持成果。本文的研究设想曾在浙江师范大学“双周学术交流坊”上进行讨论,得益于林晓珊等人的建设性意见。许涛多次审查了本文的模型和数据,并提供了重要的改进办法。同时,本文第二作者曾就文中的模型在《第一届应用社会科学研究方法培训暨研讨班》上进行交流,感谢吴晓刚、孙秀林等多位师友以及《社会学研究》匿名审稿人的修改建议。文责自负。

（简称“扩招”）之前，中国高等教育的规模一直保持着相对稳定、略有增长的态势。在这期间，不仅高等教育的招生规模十分有限，而且高等教育的性别结构明显失衡。尽管从 1978-1999 年期间，在校大学生中女性比例在不断提高，但仍未超过 40%（见图 1）。然而，从 1999 年开始实施扩招政策之后，上述状况发生了根本性的变化。图 1 显示，扩招之后中国高等教育的性别结构发生了重大的变化，在校大学生中女性比例逐渐达到 50% 左右的水平。在这个过程中，高等教育机会的性别差距也在不断缩小乃至消失（郝大海，2010：59；刘精明，2006）。从这个意义上说，女性因此成为高等教育扩招的受益者（金一虹，2006；安树芬，2002；杨旻，2009）。资源总量大幅度的、持续的增加为女性带来更多的机会，高等教育领域的性别平等逐渐成为现实。



图 1 高等教育在校人数及女性所占比例 (1980-2008) ①

但是，社会学的洞察力不允许我们仅仅满足于观察高等教育规模的绝对数量是多少；扩招之后高等教育的性别结构发生什么样的变化；更不能藉由上述状况而简单地在扩招与性别平等化之间建立直接的因果关系。原因很简单，扩招与高等教育机会的性别平等化是两个

① 数据是由《中国统计年鉴 2001》、《中国教育统计年鉴 2005》和《中国教育统计年鉴 2008》综合采集而得的。

相互独立的过程，前者并不必然地导致后者（Mare, 1980; 吴晓刚, 2009）。从理论上讲，在没有特定制度偏向的情况下，扩大教育规模而新增的教育机会并不必然地惠及女性人口。也就是说，在扩招与高等教育机会的性别平等化之间还存在一个有待进一步考察的问题，即扩招如何导致了高等教育机会的性别平等化？具体地讲，即扩招之后新增的教育机会是如何在性别间进行分配的，进而导致了高等教育机会的性别平等化？或者说，性别平等化的贡献主要是由哪些因素实现的？

二、研究回顾：高等教育机会的三个议题

高等教育的性别平等化问题直接取决于教育机会的分配结果。就以往有关高等教育机会的研究来看，有三个最重要的影响因素引起学术界的广泛关注。首先是高等教育规模的扩张，教育资源总量的增加意味着更多的教育机会参与分配，从而有机会改变原有的分配结构和平等化状况；其次是家庭背景，特别是家庭的社会经济条件和父母的文化程度被普遍认为是制约教育机会获得的重要因素；第三个是极具中国色彩的户籍制度，“城乡分治”和“一国两策”的户籍制度本身就包含着或者直接影响教育机会的不平等分配。在社会学和教育社会学界，围绕上述三个影响因素与教育机会的平等化问题已经进行了大量的研究和反复的验证，这些研究成果构成了高等教育机会领域的三个重要议题，许多研究都是在这三个议题所形成的框架中展开的。

（一）“规模扩张与教育机会”议题

无论是在已经完成工业化的国家还是正在进行工业化的国家中，谁可以在社会等级序列中排在前列，很大程度上取决于谁能够接受“更多更好的教育”（Deng & Treiman, 1997）。在一项关于地位获得模式与代际流动的研究中，布劳和邓肯利用经验数据对此进行了检验，发现教育对个人初职以及现职均有明显的影响（Blau & Duncan, 1967）。国内学者运用中国的本土数据重新拟合了该模型，也发现中美两国中个人教育对初职的影响存在着惊人的一致性（边燕杰等, 2006）。也就是说，高等教育作为一种“更多更好的教育”，对个人的社会经济地位以及改善社会结构具有举足轻重的意义。因此，在二战

之后许多国家都推出教育扩张的政策，以便增加社会成员接受高等教育的机会。就政策设想而言，规模扩张带来的大众化效应能够在一定程度上减缓社会经济条件等外部因素对个人获取高等教育机会所施加的限制，同时扩大个人努力、天赋等因素对于获取高等教育资源的空间。

然而，这一政策设想却鲜有实证经验的支持。实际情况恰恰与之相反，许多工业化国家的经验显示，家庭背景因素对于教育机会的影响并没有随着教育规模的扩张而降低，而是维持着原有的趋势。夏维特和布劳费尔德在一项对 13 个国家的跨国比较中发现，大多数国家在扩大教育规模方面所做出的努力，非但没有促进教育机会的平等化，反而进一步拉大了优势阶层和非优势阶层之间在教育机会获得方面的差距（Shavit & Blossfeld, 1973）。国内的多项研究也发现，在规模扩张的过程中，优势阶层反而扩大了其在高等教育中的相对优势（刘精明，2006）。比如，李煜的研究发现，管理阶层在高等教育上的优势得到了扩大，其他非体力阶层的优势仍保持不变（李煜，2006）。同时，吴晓刚的研究则表明，弱势群体在 2000 年的相对教育机会较之十年前变得更少了（吴晓刚，2009）。从这个意义上说，规模扩张对高等教育平等化的作用并没有想象的那么明显。

上述研究所揭示的教育规模扩张和教育机会之间的特殊关系，体现了政策旨趣与实际结果之间的悖论。这一现象被归纳为“最大化维持不平等”（Maximally Maintained Enequality）假设（简称“MMI 假设”），即教育机会的增多首先将惠及优势阶层，而非其对立方；优势阶层在特定教育阶段的教育需求达到饱和之后，教育机会才会流向非优势阶层（Raftery & Hout, 1993）。受 MMI 假设的影响，国内学者对我国高等教育扩张效应的研究，主要关注点都集中于机会的分配问题（刘精明，2004，2005，2006；李煜，2006；吴晓刚，2009；郝大海，2010 等）。郝大海利用 CGSS2003 的数据考察了从 1949 年到 2003 年期间各教育阶段的教育转换率，结果显示中国已经呈现出 MMI 假设的特征：优势阶层在高中、大学领域有着稳定的优势，而对中下阶层进行的具有补偿性质的政策却没有收到令人满意的效果（郝大海，2010：64）。李煜利用同一数据发现在自 1992 年之后，家庭文化背景对教育年限的影响在下降，但是阶层直接的教育不平等却在上升，这不仅符合了 MMI 假设，而且还超过了其预期（李煜，2006）。刘精明的研究发现，父代阶层对子女入学机会的影响呈现出截然相反的变

化：对于生存教育，优势阶层子代的相对优势出现了明显的下降；而对于地位教育，优势阶层子代的相对优势则出现上升趋势（刘精明，2006）。

（二）“家庭背景与教育机会”议题

作为一种包括经济、文化和社会资本在内的总体性资本的控制单元，家庭进行教育投资的能力和投资意向将会对子女摄取教育机会产生举足轻重的影响。具体而言，优势阶层的家庭不仅可以利用自身的优势地位直接占有更多的教育机会，而且也能够利用其所拥有的各类资本去争夺优质教育资源，进而将阶层的资本优势转化为子女的教育优势；而来自弱势阶层的家庭在子女教育机会方面则面临着诸多障碍。先赋性的家庭背景因素由此在代际之间得以传递。布迪厄发现，高级职员儿子进入大学的机会远远高于农业工人的儿子和技术工人的儿子（布尔迪约、帕斯隆，2002：6）。国内一项更精确的研究表明，如果父亲的月收入高于2000元，其子女将有更高的几率进入大学本科或专科进行深造（李春玲，2010）。具体而言，家庭背景对教育机会的影响主要是按照“资源转换模式”和“文化再生产模式”两条路径发生的（李煜，2006）。

资源转换模式是指家庭的社会经济资本向子女教育机会的转化，而转化过程中的两种排斥（直接排斥与间接排斥）机制进一步导致了阶层不平等向教育领域的代际传递。第一种排斥机制涉及到家庭对子女的教育投资能力，经济实力雄厚的家庭通过“择校费”等手段帮助其子女在低于录取分数线的情况下依然能够进入下一个学习阶段或者品质更好的学校学习，而社会下层则因为无法负担学费而被迫退出正规的教育活动（李煜，2006）。国内一项对十城市的调查表明，各级教育费用占不同阶层收入的比重相差悬殊：一个普通城市体力工人的收入只能勉强负担1个子女的大学教育，而管理人员却可以负担3个（刘精明，2005：237-238）。第二种排斥机制则与家庭对子女进一步学习意愿的影响有关。教育投入与收益之间的关系有可能促使部分个体自愿退出升学竞争（李煜，2006）。威利斯在对英国中部一所男校的调查发现，出身自工人阶级的男孩往往会主动放弃继续求学，自愿去从事工人阶级的体力劳动。因为靠出卖劳动力找一份非技术性的工作不仅可以补贴家用，而且也并非难事（郝大海，2010：42）。而在美国，学费浮动10%，就会影响到6.2%的学生在是否上大学上做出的

决定（程方平，2002：123）。

文化再生产模式是指家庭的文化资本通过影响子女的学习动力、兴趣以及在校表现进而转化为获取新的教育机会的能力（李煜，2006）。来自不同文化阶层的人继承了不同数量和类型的文化资本，这种资本像经济资本一样是可以创造、培育和传递给下一代的，对个人的学校教育以及社会化有着累积性的影响，进而对个人的社会经济地位获得和上升流动机会产生影响（李春玲、吕鹏，2008：193-194）。如同《科尔曼报告》和《普罗登报告》所指出的那样，“并非是学校质量而是儿童的社会出身背景对学业成绩产生更重要的影响”（刘精明，2005：43）。对于这种转化和影响，很多学者往往通过对家庭社会资本的指标化测量进行了具体的经验性验证，并得以证实（Blau & Duncan, 1967；郝大海，2010）。

（三）“城乡差异与教育机会”议题

户籍制度导致的城乡分割深刻地影响着中国社会的不平等问题，高等教育机会的城乡差距就是这种不平等的重要表现之一。尽管高等教育机会的城乡差距引起了政学两界的高度关注，但是众多研究（赵叶珠，2000；杨东平，2006；王香丽，2011；刘精明，2005；乔锦忠，2008；李春玲，2010）表明：中国改革以来，无论是恢复高考制度还是1999年开始的扩招政策，不仅没有使高等教育的城乡差距得以改善，情况反而在不断加剧。比如农村大学生的比例在逐年下降，已经成为一个严重的问题（曹文振，2012）。李春玲利用2005年全国1%的普查数据分析发现，1975—1979年出生的人口中，城市人上大学的机会是农村人的3.4倍，而1980—1985年出生的人口中，城市人上大学的机会是农村人的5.5倍（李春玲，2010）。另一项研究关于1981—2006年间中国教育不平等变化趋势的追踪调查表明，大学扩招后城乡之间的高等教育机会不平等上升了33.6%（Guo，2008）。更为重要的是，高等教育机会的城乡差距并不是区域性的，而是普遍存在于中国的各类地区，即便是在经济发达的上海、北京、江苏等地，城乡教育年限的差距也在2年左右；而在经济欠发达的广西、贵州、陕西等地，差距均超过了3年，甚至接近于4年。这种教育年限的差异体现在高等教育领域，则表现为城乡大学生占各自总人口的比例严重失衡。有资料表明，城市中大专及以上学历的人口占城市总人口的8.5%，而在农村中这一比例仅为0.6%（张锦华、吴方卫，2008：88）。

城乡高等教育机会不平等的另一个趋势是，优质高等教育机会的城乡差距更加突出。地位取向的高等教育（主要是本科与研究生教育）中存在的城乡差距要明显高于生存取向的高等教育（主要是成人教育与专科教育），前者系数为 0.752，而后者系数为 0.566（刘精明，2005：269）。李春玲的数据分析进一步发现，大学本科教育中的城乡差距不仅大于大学专科教育。而且，在大学扩招之后，大学本科教育机会的城乡差距的扩大程度大于大学专科教育。大学扩招后，接受大学专科教育的机会是农村人的 4.9 倍，而城市人接受大学本科教育的机会是农村人的 6.3 倍（李春玲，2010）。相对而言，要获得同等质量的教育机会，来自农村的学生比城市学生要付出更多的努力（比如经过一年或者几年的复读），才能向城市学生看齐（王香丽，2011）。总体上说，越是优质的高等教育资源，机会分配中的城乡差距越大。有资料表明，国家重点大学农村生源的比例已经达到历史新低，近年来考入北大清华等重点或名牌大学的农村大学生比例不到 20%，与上世纪 80 年代相比，发生了严重的倒退（曹文振，2012；乔锦忠，2008）。

三、进一步研究的空间与假设

上述三个有关高等教育机会议题的不断推进，为我们敞开了当代中国高等教育机会平等化问题的基本形貌。然而，如果用上述议题的研究发现和相关结论来检视扩招之后高等教育机会在性别间的分配及其平等化过程，将会产生一系列新的困惑。比如，扩招前在高等教育机会上处于“优势”与“弱势”地位的男性与女性，相互之间的不平等状况为什么没有在扩招的过程中得以“维持”？再比如，在资源转换模式与文化再生产模式中，高等教育机会的分配是否存在性别差异？如果存在性别差异，这种差异的具体表现是什么？其在扩招的过程中是否发生了变化？又比如，在高等教育机会的分配中，城乡差异对不同的性别是否意味着不同的含义？等等。当然，所有这些新的困惑并不意味着研究者在高等教育机会的研究中忽视了性别因素。恰恰相反，性别差异始终是相关议题的重要关怀之一，几乎每一项关于高等教育机会的研究都涉及到性别（刘精明，2004；李煜，2006；郑辉、李路路，2009；吴晓刚，2009；郝大海，2010；陆学艺，2004；李春玲，2009；叶华、吴晓刚，2011；吴愈晓，2012）。只不过，大

多数研究的展开过程和分析方法，通常是把性别作为机会分配中的一个独立变量加以处理，因而高等教育机会在性别间的分配往往是作为高等教育机会总体分配状况的一个独立方面加以呈现，缺乏性别与扩招、家庭背景、城乡差异等因素的交互分析，^①进而缺乏从不同维度对高等教育机会的性别分配进行多方位的专门研究。

把高等教育机会的性别差距理解为总体分配状况的一个独立方面显然是不充分的。因为性别对机会分配的影响同时还要受到其他因素的制约，而且那些导致高等教育机会不平等的因素对男性和女性机会获得的影响并不相同（李春玲，2009；吴愈晓，2012；叶华、吴晓刚，2011）。这就要求我们分别从不同的方面进一步考察不同的因素对高等教育机会在性别间的分配各自产生什么样的影响，进而理解扩招之后高等教育机会的性别平等化过程。而这正是本文所要打开的一个分析空间。简单地说，就是引入性别变量与其他变量的交互项，考察在每一个影响机会分配结果的自变量上，男女之间是否存在显著性差异。基于上述考虑，本文将分别从家庭经济地位、父辈文化程度、户籍等因素出发，建立其与性别之间的交互项，分别考察高等教育机会在性别间的分配，并比较扩招^②前后的变化，进而寻求哪些因素对高等教育机会的性别平等化产生了比较大的贡献。

第一个交互项是家庭经济条件与性别（即家庭经济条件*性别）。家庭经济条件与性别之间的交互项分析，主要是探明家庭经济条件的优劣对高等教育机会在性别间的分配是否产生不同的影响。众多的研究文献已经证明了高等教育机会与家庭经济条件之间存在着正相关的关系（刘精明，2000，2004，2005，2006；李煜，2006；吴晓刚，2009；叶华、吴晓刚，2011；李春玲，2005，2010等）。家庭经济条件越好，意味着对子女教育的投资能力越大，其接受高等教育的机会自然越大；反之，机会越小。考虑到恢复高考制度以来，女性获得高

^① 当然，并不是所有高等教育机会的研究都把性别作为独立变量，一部分学者实际上已经注意到并发现了性别对教育机会的直接影响与性别同其他变量的交互项对教育机会的影响存在着明显的不同。比如，李春玲在探讨家庭背景因素对教育地位获得的影响时发现，女性较之男性更容易受到家庭背景因素的影响。吴愈晓的研究表明，户籍、父辈的职业地位和父辈受教育程度等因素对不同性别的教育影响均存在着不同的影响（吴愈晓，2012）。而在叶华和吴晓刚的研究中，兄弟姐妹数对男女受教育年限的影响也不相同，随着兄弟姐妹数目的增多，女性所受到的负面影响明显大于男性（叶华、吴晓刚，2011；吴愈晓，2012）。

^② 需要说明的是，“扩招”本身也影响高等教育机会分配的因素之一。在本文将要展开的数据分析中，“扩招”除了作为一般性的影响因素进入回归模型之外，同时也构成其他交互项模型比较框架。

等教育的机会长期低于男性。当我们在家庭经济条件的基础上加入性别变量之后，意味着家庭经济条件的优劣有可能对高等教育机会的分配产生新的影响或者扩大原有的差异。对于经济条件较好的家庭来说，子女不太会因为教育成本问题被迫放弃接受高等教育的机会。这对于在高等教育的机会分配中处于“弱势”传统的女孩来说，无疑是一件十分幸运的事情。而当经济条件限制了家庭对子女的高等教育投入时，重男轻女的传统往往会首先牺牲女孩接受高等教育的机会，提前进入劳动力市场。由此得到：

假设 1：高等教育机会的男女差距与家庭经济条件呈反比，具体而言，经济条件较好的家庭中男女获得高等教育机会的差距要小于家庭经济条件较差的家庭。

第二个交互项是父辈文化程度与性别（即父辈文化程度*性别）。此交互项主要是考察父辈文化程度的高低与高等教育机会在性别间分配之间的关系。文化再生产模式已经揭示出：父辈的文化程度越高，子女接受高等教育的机会越大；反之，机会越小。加入性别变量就是要进一步考察，父辈文化程度对男孩和女孩获得高等教育机会的影响是否存在差异。通常情况下，父辈文化水平越高，越容易接受“男女平等”的思想，在子女教育投入上的性别差距也就越小。而父辈文化程度越低，“重男轻女”的观念越严重，有可能会降低女性子女获得高等教育的机会。由此得出：

假设 2：高等教育机会的性别差距与父辈文化程度呈反比，具体而言，父辈文化程度高的家庭中性别间的机会差距要小于父辈文化程度低的家庭。

第三个交互项是城乡差异与性别（即城乡差异×性别）。建立此交互项的目的是要搞清楚城乡差异对高等教育机会在性别间的分配产生什么影响。根据前述“城乡差异与教育会议题”的相关结论，

城乡之间的高等教育机会存在明显的不平等。如果进一步考虑性别因素，有可能表现出如下特征：农村家庭在经济条件、性别观念以及文化程度等方面都相对落后，子女数量也多于非农村家庭，因而有可能对农村女性获得高等教育机会构成明显的限制，高等教育机会的性别差距比较大；而对于非农村家庭来说，经济条件、性别观念、文化程度和子女数量并不一定成为女性获得高等教育机会的限制条件，所以高等教育机会的性别差距比较小。也就是说，农村地区高等教育机会的性别不平等状况更为严重。因此，本文提出：

假设 3：非农村地区高等教育机会的性别差距小于农村。

上述 3 个交互项以及相应的研究假设仅仅是回答“扩招与高等教育机会的性别平等化”问题的基础。为了深入考察新增的教育机会如何在性别间进行分配，还需要分别在 3 个交互项的基础上进一步考虑“扩招”变量，继续观察扩招之后高等教育机会的分配问题。具体而言，就是分别建立 3 个交互项在“扩招前与扩招后”的回归模型，在比较中观察 3 个交互项对机会分配的影响在扩招前后存在什么样的差异。具体而言，即家庭经济条件、父辈文化程度和城乡差异对高等教育机会的性别分配所产生的影响，在扩招之后发生了什么样的变化？根据前文假设 1、假设 2 和假设 3 的内在关系特征，在经济条件、父辈文化程度和城乡差异方面处于优势的群体中，高等教育机会的性别差距已经比较小；那么在上述方面处于弱势地位的群体中，教育机会在性别间分配关系的变化就显得特别重要。所以扩招前与扩招后的比较，主要是观察经济条件较差、父辈文化程度较低和农村地区的群体中，女性是否因扩招而成为主要的受益者，扩招之后我国高等教育机会的性别平等化过程是否是因为这些群体中的女性得到更多的机会所产生的贡献。因此，本文进一步提出以下 3 条假设：

假设 4：扩招之后，家庭经济条件越差，高等教育机会的性别差距的缩小程度越大。

假设 5：扩招之后，父辈文化程度越低，高等教育机会的性别差

距的缩小程度越大。

假设 6：扩招之后，农村地区高等教育机会的性别差距的缩小程度大于非农村地区。

四、方法与变量

本文采用中国人民大学中国调查与数据中心在全国 28 个省市的城市和农村进行的全国综合社会调查（CGSS2008）^①数据作为分析基础，具体的模型借助统计软件 Stata11.0 进行拟合。

在建模之前，首先要对数据进行清理，主要是从整体上剔除恢复高考制度之前依靠“推荐”或“政治保送”的方式获得高等教育机会的“工农兵大学生”群体，只保留恢复高考之后通过选拔性考试获得高等教育机会的样本。由于“推荐”或“政治保送”的政治色彩过于浓厚，恢复高考之前的样本如果进入模型，有可能对分析结果产生干扰。具体的清理方法是以 1978 年^②的高考为起点，按“小学入学年龄”加上“中小学学制年数”向前推算出生年份。在 1960-1970 年代，全国许多地区的小学入学年龄已经逐渐由 7 岁改为 6 岁（郝大海，2010）。而“文革”期间的中小学学制存在两种，一种是小学 5 年、初中 3 年、高中 2 年的 10 年制；另一种是小学 5 年、初中 2 年、高中 2 年或小学 5 年、中学 4 年的 9 年制（刘辉，1991）。为了最大限度地剔除“工农兵大学生”群体，本文选择 6 岁入学年龄和 9 年中小学学制年数，推算的结果是 1963 年之后出生的群体要获得高等教育机会则必须参加选拔性考试。^③

本研究的因变量为高等教育机会，以所有被访者“是否接受高等

^① 关于全国综合社会调查（CGSS）的共享数据库，详情见中国调查与数据中心官方网站：<http://www.chinagss.org>。

^② 虽然 1977 年下半年已经临时组织了一次高考，但是 1977 年下半年的高考各个地方存在很大差异，而且各地在实施过程中政治色彩和政治标准仍然很浓厚，分数并不是惟一的筛选标准，所谓本文选择 1978 年的第一次正式高考作为推算起点。

^③ 也有人以 1960 年作为筛选标准，但是按入学年龄和中小学学制年数计算，以 1960 年为标准，将会把 1975、1976 和 1977 年的“工农兵大学生”纳入样本中，从而对分析结果现场干扰。

教育”进行测量。^①高等教育包括了成人高等教育的大学专科与大学本科、全日制高等教育的大学专科与大学本科以及研究生和以上学历。由于因变量是二分类变量（binary variable）而非定距型变量（interval variable），因此若采用传统的普通最小二乘法（OLS）对数据进行拟合，则会违背该方法所要求的方差齐性（homoscedasticity）等假设，使结果不再具有最佳线性偏误估计的特性。然而，如果在因变量和自变量之间给定一个 logit 链接函数，则可将因变量转化成自变量的线性组合。二分类 logit 模型的公式可以表示为：

$$\text{logit}(p_i) = \log(p_i / 1 - p_i) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_ex_e + e$$

logit 模型采用最大似然法而非普通最小二乘法对数据进行拟估，其中 p_i 是第 i 个人上大学的概率， x_i 为自变量， b_i 为自变量的回归系数，表示在控制了其他自变量的情况下，自变量 x_i 对因变量的影响程度。

本文的自变量包括被访者的性别、是否经历扩招、家庭经济条件、父辈文化程度、城乡差异等以及它们之间的交互项。变量的操作化过程如下：

性别：性别是本文的关键变量，其中 1 为男性，0 为女性。

扩招：按照 1978 年之后小学的入学年龄与中小学学制年数，可以推算出在高考扩招后首次获得高考机会的人群应该出生在 1980 年。由此我们可以得到一个“扩招”的二分类变量：1 表示在 18 岁时大学已经开始进行扩招，0 表示 18 岁时大学尚未进行扩招。

家庭经济条件：多数教育分层研究在测量家庭经济条件对子女教育机会的影响时，都以被访者 14 岁时父亲的职业作为家庭经济条件的测量指标，但是在 CGSS2008 中，这一问题的答案缺失值过多，因此本文采用另一个问题作为替代。替代问题询问了被访者在 14 岁时自己的家庭处在何种程度上，被访者可以从 1 至 10 中选一个数字代表其家庭经济条件的高低。

父辈文化程度：受布劳和邓肯的影响，很多文献在观察家庭文化

^① 对“高等教育机会”的测量，有人建议以“高中向高等教育的转化率”作为高等教育机会的测量标准。这涉及到对高等教育平等的理解问题。实际上，高等教育平等只有在“高等教育机会在所有人口中的分配结果”中才能体现出来，如果仅仅以高中为基点的话，会忽视了高中以下人口的高等教育权利问题，因此本文采用“所有被访者是否接受高等教育”对高等教育机会进行测量。

因素与子女受教育程度的关系时，大多以父亲的文化程度来测量家庭文化资本的储存。本文则采用另一种处理方式：即综合考虑父母双方的情况，以父母中学历较高一位的文化程度来体现家庭文化背景（即父辈文化程度），而不是仅仅考虑父亲的文化程度。家庭文化背景对子女教育的影响是通过父母对教育期望的塑造、家庭文化氛围以及课业辅导三种途径实现的（李煜，2006）。只要父母中任何一方的文化程度较高（并非必须是父亲），都能在这三种机制下将家庭文化优势转化为子女在学业上的优势。所以，本文将在对被访者父母学历进行比较的基础上，选择其中学历较高者的文化程度作为衡量家庭文化背景的指标。据此，本文采用分等级的学历层次将父辈文化程度分为四类：小学及以下分为一类，取值为1；初中为一类，取值为2；高中（含职高）与中专为一类，^①取值为3；大学（含大专）及以上为一类，取值为4。

城乡差别：CGSS2008询问了14岁以前被访者的居住地，依次为“农村、镇、县城、地级市、省会城市（含重庆市）、京津沪、境外、其他”。本文在剔除“境外”和“其他”之后，根据这一问题构建一个二分类的虚拟变量来表示城乡差别。其中0代表14岁以前居住在农村，1代表居住在非农村，包括镇、县城、地级市、省会城市（含重庆市）、京津沪等地区。在这里有两个问题需要说明：一是农村与非农村并不是按严格意义上的户籍标准区分的，而是一个纯粹的农村与其之外的生活世界之间的区分。由于城市化的快速推进以及户籍层面的城市化与就业层面的城市化之间的落差，户籍标准所区分出来的两类人口已经很难客观地反映城乡差异。二是京津沪内部虽然也有城乡之别，但一方面由于问卷的限制，另一方面该类地区整体上经济比较发达，而且按现行高考政策在获取高等教育的机会上，占有很大优势，所以对京津沪地区统一作为非农村处理。

民族：尽管样本中少数民族的数量很少，但本文还是构造一个变量来控制民族对高等教育机会的影响。其中1表示汉族，0表示少数民族。

表1为因变量和自变量的分布状况，单元格中为频数（括号内的数据为男女性别比）。同时，CGSS2008询问了被访者的兄弟姐妹数量，本文由此构建一个“被访者同辈数及其性别比”作为背景数据。

^① 之所以把高中与中专归为一类，是因为受教育年限大致相当。

表 1 按总样本和是否经历扩招分类后的各变量描述性统计

	全部样本	未经历扩招	经历扩招	备注
是否接受高等教育				二分类变量
接受（性别比）	755 (1.09)	374 (1.23)	381 (.97)	取值为 1
未接受（性别比）	2737 (.81)	2061 (.80)	676 (.86)	取值为 0
性别				二分类变量
男	1622	1121	501	取值为 1
女	1870	1314	556	取值为 0
14 岁以前居住地				二分类变量
非农村	1507	952	555	取值为 1
农村	1985	1483	502	取值为 0
家庭经济条件				定序变量，取值为 1-10；全部样本中进行了对中化处理
最小值	-2.812	-2.812	-2.812	
最大值	6.188	6.188	6.188	
平均值	-.016	-.2611	.5508	
父母受教育程度				定序变量
小学及以下	1781	1501	280	取值为 1
初中	875	520	355	取值为 2
高中与中专	614	270	344	取值为 3
大学及以上	222	144	78	取值为 4
民族				二分类变量
汉族	3231	2255	976	取值为 1
少数民族	261	180	81	取值为 0
是否经历扩招				二分类变量
经历扩招	1057			取值为 1
未经历扩招	2435			取值为 0
被访者同辈数及性别比				背景数据
独生子女（性别比）	458 (1.28)	118 (1.88)	340 (1.13)	
2 人（性别比）	756 (1.06)	383 (1.10)	373 (1.02)	
3 人（性别比）	866 (.80)	651 (.84)	215 (.71)	
4 人（性别比）	561 (.75)	495 (.77)	66 (.65)	

5人(性别比)	393(.64)	360(.69)	33(.27)	
6人及以上(性别比)	458(.74)	428(.75)	30(.58)	

为了观察扩招前后高等教育机会的性别差异及其变化,本文在建模之前分别对男性和女性接受高等教育的比例进行了初步的比较。结果见表2。

表2 男性与女性在扩招前后接受高等教育的人数、全部人数以及百分比

		扩招之前	扩招之后	全部样本
男性	接受高等教育的人数	206	188	394
	全部人数	1121	501	1622
	接受高等教育的比例	18.38%	37.52%	24.29%
女性	接受高等教育的人数	168	193	361
	全部人数	1314	556	1870
	接受高等教育的比例	12.79%	34.71%	19.30%

从表2中可以明显地看出两个趋势:首先,扩招从整体上提高了高等教育的入学比例。扩招之前,无论是男性还是女性,接受高等教育的比例均不到20%,扩招之后则升到35%左右。其次,女性获得高等教育的比例比男性上升得更快,高等教育机会的性别差异因此而缩小,这与本文最初使用统计年鉴所做的观察结果一致。扩招之后,男性接受高等教育的比例从18.38%上升到37.52%,提高了近1倍;而女性接受高等教育的比例则从12.79%上升到34.71%,提高了近2倍。男女入学比例的差距也从扩招前的接近6%下降到不足3%。在下一部分中,本文将通过回归模型来展现这一差距缩小的过程。

五、数据和模型

根据前文的设计,本文的数据分析首先对假设1、假设2和假设3进行检验,考察家庭经济条件与性别、父辈文化程度与性别、城乡差异与性别3个交互项对高等教育机会的影响。表3展示了影响高等教育入学机会的因素的logit估计值。包括基准模型和交互模型(模型

1、模型 2、模型 3)，交互模型分别检验假设 1-3。

表 3 高等教育机会的影响因素及交互项的 logit 模型

变量	基准模型	模型 1	模型 2	模型 3
性别	. 222** (. 0923)	. 258*** (. 0957)	. 828*** (. 180)	. 833*** (. 156)
扩招	. 683*** (. 0973)	. 686*** (. 0973)	. 688*** (. 0975)	. 685*** (. 0976)
非农村	1. 055*** (. 101)	1. 054*** (. 101)	1. 056*** (. 101)	1. 545*** (. 146)
家庭经济条件	. 0919*** (. 0227)	. 124*** (. 0316)	. 0881*** (. 0227)	. 0902*** (. 0228)
父母受教育程度 (初中) [#]	. 822*** (. 122)	. 816*** (. 122)	1. 286*** (. 182)	. 828*** (. 123)
父母受教育程度 (高中与中专)	1. 397*** (. 129)	1. 394*** (. 129)	1. 849*** (. 192)	1. 420*** (. 129)
父母受教育程度 (大学及以上)	1. 701*** (. 170)	1. 695*** (. 170)	2. 207*** (. 252)	1. 700*** (. 170)
民族	. 308 (. 200)	. 312 (. 200)	. 318 (. 200)	. 307 (. 201)
性别× 家庭经济条件		-. 0651 (. 0444)		
性别×初中			-. 852*** (. 243)	
性别×高中与中专			-. 806*** (. 248)	
性别×大学及以上			-. 904*** (. 334)	
性别×非农村				-. 952*** (. 194)
截距	-3. 256*** (. 216)	-3. 278*** (. 217)	-3. 616*** (. 241)	-3. 578*** (. 231)

样本量	3492	3492	3492	3492
伪拟合度	.186	.187	.191	.193

注：(1) ^a处参照项是小学及以下。(2) 括号内为标准误。(3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

从基准模型可以看出，除民族变量之外，其余变量均呈正向显著。其中男性的高等教育机会是女性的 1.25 倍 ($e^{0.222}$)。这表明在控制其他变量的条件下，恢复高考制度以来在整体时段上存在高等教育机会的性别不平等。^①相对于扩招前，扩招之后的高等教育机会增加了将近 1 倍 ($e^{0.683}-1$)。同时，城乡差异对高等教育机会的影响十分明显，非农村人口（14 岁以前）的入学机会是农村人口的 1.87 倍 ($e^{1.055}-1$)，这与以往的研究结论一致。而家庭经济条件虽然对高等教育机会起到正向的促进作用，但是从系数上看作用不大，每提高一个等级，入学机会仅增加 9.62% ($e^{0.0919}$)。父辈文化程度对高等教育机会的影响也很大。相对于小学及以下文化程度而言，父辈文化程度为初中学历的群体，高等教育机会增加了 1.28 倍 ($e^{0.822}-1$)；如果父辈接受了高中与中专教育，高等教育机会增加了 3.04 倍 ($e^{1.397}-1$)；父辈文化程度是大学及以上群体，其大学入学机会则增加了 4.48 倍 ($e^{1.701}-1$)。民族变量不显著，但并不能因此说明汉族同少数民族之间的教育不平等不存在，很有可能是由于抽样偏误导致的。该样本中少数民族所占比例仅为 7.5%。

基准模型已经表明家庭经济条件对高等教育机会产生显著的正向影响，而在模型 1 中，本文需要检验这种正向影响是否因性别不同而存在差异。模型 1 显示，家庭经济条件和性别交互项的系数不显著，这意味着家庭经济条件每提高一个等级，对男性和女性起到的作用是相同的，接受高等教育的机会都提高 1.13 倍 ($e^{0.124}$)。假设 1 没有得到支持。

就父辈文化程度与性别的交互项假设而言，模型 2 显示父辈文化程度为小学及以下的群体中，男性获得高等教育的机会是女性的 2.29 倍 ($e^{0.828}$)。由于性别与初中、高中与中专、大学及以上的交互项系数均为负向显著，因此，随着父辈文化程度的提高，性别间的不平等在下降。具体而言，父辈文化程度为初中学历者，男性与女性的高等教

^① 这与本文所探讨的“高等教育机会的性别平等化”并不矛盾，因为教育机会的性别平等化仅仅是最近几年的事情，整体上看仍然是不平等的。

育机会比为 0.9763 ($e^{0.828-0.852}$); 如果父辈接受了高中和中专教育, 男性与女性的高等教育机会比为 1.022 ($e^{0.828-0.806}$); 父辈文化程度达到大学及以上者, 男性与女性的高等教育机会比为 0.9268 ($e^{0.828-0.904}$)。

在此可以看出, 一旦父辈文化程度达到初中及以上, 男性与女性的高等教育机会差距就变得很小, 而且数值较为接近。更严谨的统计检验也证明了这一点: 对“性别×初中”、“性别×高中与中专”、“性别×大学及以上”三个交互项的系数做事后检验, 显示三者无差异。即父辈文化程度更高(高中与中专、大学及以上)者, 高等教育机会的性别差距并不比父辈文化程度较低(初中)者更小。换句话说, 只要父辈接受过初中以上教育, 则子女获得高等教育机会的性别差距就会变得很小, 而且不会随着父辈文化程度的变化发生变化。假设 2 得到部分证实。

模型 3 中交互项的系数显著, 表明城乡差异对高等教育机会在性别间的分配存在显著性影响。具体而言, 农村男性的高等教育机会是女性的 2.30 倍 ($e^{0.833}$); 而在非农村地区, 男性的高等教育机会反而比女性低 11.22% ($1-\exp^{0.833-0.952}$)。由此可以推断, 基准模型中所显示的性别差距, 很大程度上是由农村地区高等教育机会的性别不平等所导致的结果。假设 3 得到证实。

接下来, 本文进一步把 3 个交互项分别纳入扩招前和扩招后的回归模型中, 观察家庭经济条件、父辈文化程度和城乡差异对高等教育机会在性别间分配的影响于扩招前后发生了什么样的变化。数据分析的结果见表 4。

首先比较模型 4a 和模型 4b, 这两个模型分别展现了扩招前后家庭经济条件对性别间高等教育机会的影响。扩招前经济条件较差的家庭中, ①男性的高等教育机会是女性的 1.52 倍 ($e^{0.418}$); 扩招后男女的入学机会比为 0.97 ($e^{-0.0309}$), 由于这一系数并不显著, 可以认为这一群体中高等教育机会的性别差距已经消失。换言之, 扩招降低了经济条件较差家庭中教育机会的性别不平等。扩招模型 4a 交互项不显著, 这表明: 就扩招前高等教育机会在性别间的分配而言, 经济条件较好家庭与经济条件较差家庭保持一致, 即男性入学机会是女性的 1.52 倍; 而模型 4b 交互项不显著则说明, 扩招后经济条件较好家庭在高

① 这里同样对变量“家庭经济条件”进行了对中化处理, 对中后的 0 值相当于处理前的 4, 即社会经济处在较低的水平上。对中化的目的是解决模型 1 中解释“性别”变量时, “家庭经济条件”变量实际上不能取 0 的困境。

等教育机会的性别差距上也与经济条件较差家庭保持一致。从这个意义上说，扩招同时也降低了经济条件较好家庭中的性别不平等。扩招之后，无论家庭经济条件的优劣，其子女在高等教育机会上的性别关系都趋向于平等，家庭经济条件不再成为性别差异向机会不平等转换的机制。这与表 3 中模型 1 的结论一致。在模型 1 中家庭经济条件每提高一个等级，女性高等教育机会增加的幅度与男性一致（交互项不显著）。假设 4 没有通过检验。

表 4 扩招前与扩招后的比较模型

变量	模型 4a	模型 4b	模型 5a	模型 5b	模型 6a	模型 6b
性别	.418*** (.125)	.0309 (.153)	.845*** (.209)	.814** (.357)	1.120*** (.211)	.442* (.237)
非农村	.946*** (.134)	1.176*** (.153)	.947*** (.134)	1.178*** (.153)	1.580*** (.205)	1.504*** (.213)
家庭经济条件	.156*** (.0403)	.0603 (.0525)	.117*** (.0286)	.0367 (.0378)	0.118*** (.0287)	.0413 (.0377)
父辈文化程度 (初中) [#]	.910*** (.152)	.679*** (.212)	1.251*** (.228)	1.284*** (.322)	.928*** (.153)	.682*** (.212)
父辈文化程度 (高中与中专)	1.449*** (.170)	1.305*** (.210)	1.947*** (.256)	1.731*** (.322)	1.479*** (.171)	1.320*** (.210)
父辈文化程度 (大学及以上)	1.674*** (.207)	1.786*** (.312)	2.127*** (.308)	2.406*** (.464)	1.673*** (.206)	1.793*** (.312)
民族	.103 (.257)	.608** (.310)	.102 (.257)	.607* (.310)	.130 (.258)	.587* (.312)
性别× 家庭经济条件	-.0714 (.0560)	-.0343 (.0738)				
性别× 初中			-.587* (.306)	-1.155*** (.430)		
性别× 高中与中专			-.869*** (.337)	-0.774* (.422)		
性别 ×大学及以上			-.777* (.406)	-1.138* (.612)		

性别×非农村					-1.148*** (.260)	-.680** (.296)
截距	-3.144*** (.272)	-2.721*** (.347)	-3.400*** (.296)	-3.146*** (.406)	-3.574*** (.301)	-2.896*** (.360)
样本量	2435	1057	2435	1057	2435	1057
伪拟合度	.151	.144	.154	.149	.160	.147

注：(1) *处参照项是小学及以下。(2) 括号内为标准误。(3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

然后比较模型 5a 和模型 5b。在扩招前，如果父辈文化程度为小学及一下，那么男性的高等教育机会是女性的 2.33 倍 ($e^{0.845}$)；扩招后这一差距为 2.26 倍 ($e^{0.814}$)。尽管扩招之后差距在缩小，但是幅度不大。这表明，在父辈文化程度最低的群体中，高等教育机会的性别不平等状况并没有在扩招的过程中得到多大的改善。而在父辈文化程度为初中的群体中，扩招之前男性的高等教育机会是女性的 1.29 倍 ($e^{0.845-0.587}$)；而扩招后男性的机会却低于女性，仅为 71.11% ($e^{0.814-1.155}$)。也就是说，在这一群体中，扩招前后高等教育机会的性别不平等状况发生了逆转，从而为高等教育机会的性别平等化趋势做出了贡献。在父辈文化程度为高中与中专的群体中，扩招之前男性的机会为女性的 97.63% ($e^{0.845-0.869}$)；扩招后为女性的 1.04 倍 ($e^{0.814-0.774}$)，数值比较接近，可以视为扩招前后高等教育机会的性别差距没有发生变化。在模型 5a 和模型 5b 中出现了一个令人费解的现象：在父辈文化程度为大学及以上的群体中，扩招之前男性的高等教育机会是女性的 1.07 倍 ($e^{0.845-0.777}$)；扩招后男性机会降为女性的 72.33% ($e^{0.814-1.138}$)。降低的幅度比较明显，这很有可能与这一群体的样本数偏少有关（仅 78 个，见表 1）。总体而言，尽管模型 5a 和模型 5b 并没有完全呈现出假设 5 的内在关系特征，但在这一维度上，对扩招后高等教育机会的性别平等化效应而言，最大贡献者来自父辈文化程度为初中的“次低文化层次”群体。因此，假设 5 仅仅在一定程度上得到证实。

最后比较一下模型 6a 与模型 6b。数据分析结果显示：在农村地区，扩招之前男性的高等教育机会是女性的 3.06 倍 ($e^{1.120}$)，扩招后缩小为 1.57 倍 ($e^{0.442}$)。可见扩招对缩小农村高等教育机会的性别不平等状况起到了积极的促进作用。而在非农村地区，扩招前男性的高等教

育机会略低于女性，为女性入学机会的 97.24% ($e^{1.120-1.148}$)；扩招之后这一差距进一步被拉大，男性的机会比女性少了 21.18% ($1-e^{0.442-0.680}$)。由此可见，无论是农村地区还是非农村，扩招都改变了高等教育机会的性别差距。但是从幅度上看，农村地区对扩招之后高等教育机会的性别平等化产生了更大的影响。假设 6 得到证实。

为了方便观察，我们将关键变量的优势比按照扩招前后列在表格之中，见表 5。从表 5 中可以清晰地看到各个因素在扩招后对缩小性别教育不平等的作用。

表 5 扩招前后男女高等教育入学机会的优势比

	家庭经济条件		学历				地区	
	差	好	小学及以下	初中	高中与中专	大学及以上	农村	非农村
扩招之前	1.52	1.52	2.33	1.29	.98	1.07	3.06	.97
扩招之后	1 ^a	1 ^a	2.26	.71	1.04	.73	1.57	.79

注：^a处的 1 表示扩招前（后）该群体中男女入学机会不存在显著差异。

六、结论与讨论

基于 2008 全国综合社会调查 (CGSS2008) 的数据分析，本文考察了扩招如何导致高等教育机会的性别平等化，并着重检验了扩招所带来的新增教育机会是如何在性别间进行分配的，进而导致了高等教育机会的性别平等化。本文的发现可以归纳为以下几个方面：

第一，尽管家庭经济条件对高等教育机会的分配具有显著影响，但从恢复高考以来的整体时段上看，这种影响并不存在性别上的差异。高等教育机会在性别间的分配并不随家庭经济条件的优劣而变化。换言之，家庭经济条件对男性与女性获得高等教育机会的影响是相同的。在扩招前后的比较模型中，本文发现扩招同时降低了经济条件较差家庭和经济条件较好家庭中高等教育机会的性别差距。扩招之后，无论家庭经济条件的优劣，其子女在高等教育机会上的性别关系都趋向于平等，家庭经济条件不再成为性别差异向机会不平等转换的机制。

第二，父辈文化程度越高，其子女获得高等教育的机会越大。但

是前者对后者的影响存在明显的性别差异。就恢复高考以的整体时段而言，在父辈文化程度最低（小学及以下）的群体中，男性获得高等教育的机会相对于女性具有明显的优势。但随着父辈文化程度的提高，高等教育机会的性别不平等开始消失。只要父辈接受过初中以上教育，则高等教育机会在性别间的分配结果已经比较接近，男性优势基本消失，而且不会随着父辈文化程度的变化发生变化。在扩招前后的比较模型中，本文发现父辈文化程度为小学及以下、初中的群体中，扩招前男性在高等教育机会上均具有优势，但扩招之后这两类群体的命运呈现出不同的趋势：在父辈文化程度最低（小学及以下）的群体中，高等教育机会的性别不平等状况并没有在扩招的过程中得到改善；而在父辈文化程度为初中的群体中，高等教育机会的性别不平等状况发生了根本性的逆转，女性获得高等教育的机会明显超过男性。进一步观察发现，当父辈文化程度达到高中与中专层次以上，无论扩招前还是扩招后，在高等教育的机会上男性均不占优势。总体上讲，扩招前，在父辈文化程度相对较低的小学及以下、初中两个层次上，高等教育机会存在明显的性别不平等；扩招后，只有父辈文化程度最低（小学及以下）的层次上，还存在比较明显的性别不平等。

第三，城乡差异对高等教育机会的影响十分明显，农村人口在高等教育机会上明显处于劣势。具体到性别差异而言，在恢复高考以来的整体时段上，农村中男性的高等教育机会高于女性，而非农村地区男性的高等教育机会反而低于女性。后分时段的观察表明，扩招之后仍然呈现出“农村男性占优、非农村女性占优”的格局，但无论农村还是非农村，扩招后男性与女性在高等教育机会上的优势比均在下降，其中农村地区下降的幅度更大。

从以上观察结论可以发现，扩招之所以带来了高等教育机会的性别平等化效应，是因为扩招之后新增的教育机会从整体上（包括父辈文化程度不同的家庭、农村以及非农村地区）改变了男性与女性之间的机会结构。但是从变化的幅度上看，最主要的贡献来自于两个方面：第一个贡献来自于父辈文化程度为初中的“次低文化层次”群体。扩招为这一层次中的女性带来了更多的高等教育机会，从而为高等教育机会的性别平等化做出了贡献。值得注意的是，在父辈文化程度的序列中，高等教育机会性别平等化的“门槛”从扩招前的高中及中专文化程度前移到扩招后的初中文化程度。这意味着高等教育机会的性别平等化正在从家庭文化程度较高的群体向家庭文化程度较低的群体

延伸。扩招之后，尽管在父辈文化程度最低（小学及以下）的群体中仍然存在着高等教育机会的性别差距，但是随着九年制义务教育对全民文化程度的提升，这一差距将会最终消失。第二个贡献来自于农村地区的女性群体。在新增高等教育机会的分配中，农村女性原有的劣势地位得到大幅度的改善，从而缩小了其与男性之间的机会差距。这同样表明，高等教育机会的性别平等化正在逐渐从非农村向农村延伸。扩招之后，尽管农村地区仍然存在着高等教育机会的性别差距，但随着城市化进程、城乡一体化的持续推进，农村人口在高等教育机会上的性别差距也会逐渐缩小乃至消失。

参考文献：

- 安树芬，2002，《中国女性高等教育的历史与现状研究》，北京：高等教育出版社。
- 边燕杰、李路路、李煜、郝大海，2006，《结构壁垒、体制转型与地位资源含量》，《中国社会科学》第5期。
- 布尔迪约、帕斯隆，2002，《继承人：大学生与文化》，邢克超译，北京：商务印书馆。
- 曹文振，2012，《农村大学生比例下降是个大问题》，《南方周末》，9月25日02版。
- 程方平，2002，《中国教育问题报告》，北京：中国社会科学出版社。
- 郝大海，2010，《流动的不平等：中国城市居民地位获得研究 1949-2003》，北京：中国人民大学出版社。
- 金一虹，2006，《“铁姑娘”再思考——中国文化大革命期间的社会性别与劳动》，《社会学研究》第1期。
- 李春玲，2005，《断裂与碎片——当代中国社会阶层分化实证分析》，北京：社会科学文献出版社。
- ，2009，《教育地位获得的性别差异——家庭背景对男性和女性教育地位获得的影响》，《妇女研究论丛》第1期。
- ，2010，《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》，《社会学研究》第3期。
- 李春玲、吕鹏，2008，《社会分层理论》，北京：中国社会科学出版社。
- 石秀印、杨旻，2011，《性别分层与劳动力市场》，北京：中国社会科学出版社。
- 李煜，2006，《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》第4期。
- 刘辉，1991，《现行的基础教育学制及学制改革》，《教育研究与实验》第1期。
- 刘精明，2000，《教育不平等与教育扩张、现代化之关系初探》，《浙江学刊》第4期。获得的社会学研究》，北京：中国人民大学出版社。
- ，2004，《转型时期中国社会教育》，辽宁：辽宁教育出版社。

- , 2005, 《国家, 社会阶层与教育: 教育
- , 2006, 《高等教育扩展与入学机会差异:1978-2003》, 《社会》第3期。
- 陆学艺, 2004, 《当代中国社会流动》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 乔锦忠, 2008, 《高等教育入学机会的城乡差距》, 《教育学报》第5期。
- 王香丽, 2003, 《家庭背景与女性高等教育入学机会》, 《浙江工业大学学报(社会科学版)》第1期。
- , 2011, 《我国高等教育入学机会的城乡差异研究——高中阶段教育的视》, 《高教探索》第1期。
- 吴晓刚, 2009, 《1990-2000年中国的经济转型、学校扩招和教育不平等》, 《社会》第5期。
- 吴愈晓, 2012, 《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》, 《社会》第4期。
- 杨东平, 2006, 《高等教育入学机会: 扩大之中的阶层差距》, 《清华大学教育研究》第1期。
- 杨旻, 2009, 《高等教育机会性别不平等的因素分析与对策思考》, 《江苏社会科学》第3期。
- 叶华、吴晓刚, 2011, 《生育率下降与中国男女教育的平等化趋势》, 《社会学研究》第5期。
- 张锦华、吴方卫, 2008, 《中国农村教育平等问题研究》, 上海: 上海财经大学出版社。
- 赵叶珠, 2000, 《家庭背景对高等教育入学机会的影响》, 《青年研究》第3期。
- 郑辉、李路路, 2009, 《中国城市的精英待机转化和阶层再生产》, 《社会学研究》第6期。
- 中华人民共和国国家统计局, 2001, 《中国统计年鉴 2001》, 北京: 中国统计出版社。
- 中华人民共和国教育部发展规划司, 2006, 《中国教育统计年鉴 2005》, 北京: 人民教育出版社。
- , 2009, 《中国教育统计年鉴 2008》, 北京: 人民教育出版社。
- Blau, P. M. & O.D. Duncan 1967, *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Deng, Z. & D. J. Treiman 1997, "The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China." *American Journal of Sociology* 103.
- Guo, M. 2008, "School Expansion and Educational Stratification in China, 1981-2006." Paper presented in Neuchatel (Switzerland) Meeting of ISA-RC02 of 2008.
- Mare, R. D. 1980, "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of the American Statistical Association* 75.
- Raftery, A. E. & M. Hout 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-1975." *Sociology of Education* 66.
- Shavit, Y. & H. P. Blossfeld 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.

作者单位: 浙江师范大学法政学院、
浙江师范大学法政学院、浙江师范大学
社会发展研究中心(张兆曙)

浙江师范大学法政学院（陈奇）
责任编辑：杨 可