

# 教育获得、户籍差异与户籍的意蕴<sup>\*</sup>

高 勇

**提 要：**不同的教育阶段有着不同的功能，相应的升学决策也有着不同的考量因素。户籍差异在不同教育阶段的意蕴有着质的不同，因此表现出来的变动趋势也有所不同。对 CFPS2010 数据的模型统计分析显示，教育获得的户籍差异在不同教育转换阶段呈现不同的变动趋势：义务教育阶段户口差异在缩小；初中升高中阶段户口差异一直很大；高中升大学阶段的户口差异从无到有。在义务教育阶段的上学决策中，户籍主要意味着家庭资源和公共教育资源分配的差异；在初中升高中阶段，则意味着不同的自我身份认定与发展期望；在高中升大学阶段，则意味着渗透到学校制度设置与个体日常生活中的社会身份差异。

**关键词：**教育获得 户籍差异 教育不平等 社会身份

## 一、教育获得研究中户籍维度的重要性

教育获得研究是社会分层与流动研究的重要分支，起始于 1960 年代，至 1980 年代逐渐成熟。早期的代表人物包括邓肯（Beverly Duncan）和布东（Raymond Boudon），前者使用线性模型分析了美国社会中家庭背景对于教育获得的影响，后者利用模拟数据分析了阶级流动中教育的作用（Duncan, 1967; Boudon, 1973）。这些早期研究提出了重要的问题，探索了基本的描述和分析工具。豪泽和费瑟曼（Hauser & Featherman, 1976）用不同出生组（cohort）的比较来刻画家庭背景对教育获得影响的变化趋势。在此基础上，迈尔（Mare, 1980）提出了升学模型（school transition models），为之后的教育获得研究提供了基本的分析范式。

升学模型在统计意义上具有优势，它实际是对不同升学决策进行的 logit 回归，模

---

\* 本文使用数据全部来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查，特此致谢。

型参数估计独立于边缘分布，因此其系数刻画的教育获得差异具有比率比意义，不受教育规模扩张的影响。升学模型的核心要点在于，认为个体是通过一系列升学决策（如进入小学、小学毕业、升入初中等）来累积性地获得教育的，发生在某一时期的每个升学决策，是受到当时的学校特征、劳动力市场、政治环境等因素影响的，因此需要描述和分析教育获得过程中的每个升学决策，而不能只关注其最终结果（如上学年数或受教育程度）。相比于以往对上学年数和受教育程度的分析，迈尔的升学模型的优点很明显，它能够揭示哪个升学决策中家庭背景导致的差异最大，能够更细致地将每个升学决策与特定时期的社会结构因素联系起来进行描述与分析。

在这之后，研究者不断应用和拓展升学模型，其中最为重要的研究有如下几项。沙维特和布洛斯菲尔德（Shavit & Blossfeld, 1993）发起了对多个国家的比较研究，发现了一些共同规律：越是早期的升学决策，家庭背景导致的差异越大，随着教育阶段的提升，家庭背景的效应越小；除了少数转型国家外，各个教育阶段上家庭背景的效应稳定存在，并不随教育扩张而消失或缩小（除非某个升学阶段上，上层的升学率已经接近百分之百，天花板效应会迫使家庭背景效应变小）。这说明在这些国家中影响升学决策的主要因素（如学校特征、劳动力市场、政治环境等）保持着基本稳定。拉夫特里和豪特（Raftery & Hout, 1993）在对爱尔兰的研究中，将前述家庭背景效应稳定存在的现象称为“不平等最大化维持假定”，即“入学率不平等会保持稳定，直到不断增长的录取率迫使其改变”。拉夫特里和豪特用个体对成本和收益的理性算计来解释这种差异的稳定存在，也就是说，不同家庭背景者在教育机会成本和效用收益的判断上存在着稳定差异，因此做出了不同的升学决策<sup>①</sup>。这种解释暗示，影响各个阶段升学决策的最关键因素其实是劳动力市场，西方国家劳动力市场的稳定，使得在那些未饱和的教育阶段上，即使教育不断扩张，家庭背景的差异也会持续存在。布林和戈德索普（Breen & Goldthorpe, 1997）同样用个体的理性决策来解释教育获得差异的稳定存在，不过他们的解释核心是“相对风险厌恶”机制，即个体的首要目标和偏好是获得足够的教育以避免阶层向下流动。在每个升学决策中，教育收益和教育成功机率都不能确定，因此个体必须进行风险决策，

<sup>①</sup> 拉夫特里和豪特明确指出，“不平等的最大化维持”假设只是提供了一种描述，而非解释。他们将解释建立在不同群体对于教育的成本 - 收益分析基础上。

此时“相对风险厌恶”机制就会起作用，使得不同家庭背景者作出不同决策。布林和戈德索普的解释重点其实是一种身份认同，身份认同机制的稳定使得教育获得差异稳定存在。上述研究的共同特点是利用个体理性选择机制来解释教育获得差异的稳定性，在建立教育决策的行为模型方面贡献很大。

对于中国教育不平等的研究在 2005 年后迅速增多，原因一方面在于 1999 年开始的高校扩招此时引发了众多批评，如教育质量下降、毕业生就业困难、教育市场化趋向严重，另一方面市场化改革的深入也使得社会公众对于阶层差距问题非常关切，如贫富分化加剧、社会阶层定型化等。教育社会学者面对此种社会舆论，自然有责任用经验研究来表明，上述社会舆论是否有其现实基础，教育的阶层差异就成为了重要的研究切入口。因此，中国学者研究的特点往往是描述与分析教育获得差异的变动性，并往往将这种变动性与结构变动因素或政策因素联系起来，这与西方学者的研究旨趣有所不同。透过中国学者的各项研究结果，可以发现其实那些诸如家庭结构、文化资本等家庭资源因素对于教育获得的影响并没有太大变动，但是社会阶层等因素对于教育获得的影响有所扩大，尤其值得注意的是，城乡、户口、贫困地区等非家庭资源对教育获得的影响是最具变动性的。很多研究表明，在诸多升学决策中，父母受教育年限或家庭阶层地位的影响并没有发生太多变动，但是城乡或户口变量的影响往往变化幅度较大，且在不同教育阶段表现模式有所不同（刘精明，2008；吴晓刚，2009；吴愈晓，2013）。刘精明（2008）认为，如果“某种因素是通过对儿童教育机会予以结构性配置从而导致教育不平等的话，那么这类不平等就容易受到改变这种配置方式的力量的制约，并发生增强或减弱的相应变化”。因此，虽然在各个教育阶段户籍差异的变化趋势尚无定论，但是在中国教育获得研究中，城乡或户籍差异无疑应当成为最为重要的一个独立分析维度。目前已经有学者在“工业化理论”、“阶层再生产理论”、“文凭主义理论”的框架下，将户籍作为独立维度对教育获得进行了分析和探讨（李春玲，2014a）。本文希望在此基础上有所深入和拓展。

## 二、问题的提出：户籍的意蕴

要深化对于教育获得的户籍差异研究，首先，需要利用多种数据对其在不同升

学决策中的作用进行描述，在事实层面上取得共识。教育获得的户籍差异变动趋势，首先是一个描述问题，其次才是解释问题。在事实的描述尚未有定论前，获得合理的解释是很困难的。教育获得的主要研究工具——升学模型，主要是一种描述工具，其描述功能是第一位，这是迈尔本人所一直强调的（Mare, 2011）。谢宇（Xie, 2011）在对迈尔模型的评述中，也指出统计模型作为描述工具的重要性。因此，本文的首要目标是对教育获得的户籍差异变动进行清晰的描述和呈现。由于在此之前梁晨等（2013）使用大学生源比例来讨论教育获得问题，本文也试图推算大学生源比例，与之进行验证。

其次，在分析教育获得的户籍差异时，还应该关注升学模型的核心出发点，即不同阶段的升学决策的影响因素是有差异性的，受教育过程是由这一系列具有质的差异的阶段构成的，而不仅仅是量的累加。户籍在每一个升学决策中所包含的意蕴是有差别的。在教育决策中，户籍可能意味着家庭资源和公共教育资源分配的差异，也可能意味着不同的自我身份认定与发展期望，它同时还可能意味着一系列的制度约束和文化安排。虽然在对不同阶段升学决策的定量分析中，“户籍”都以同样一个变量出现，但可能它在其中包含的意蕴是不同的，所发挥的功能是不同的。户籍到底意味着什么，这取决于不同的教育阶段决策。有学者强调要去理解教育获得过程中“影响个人或家庭教育决策的微观机制”（吴愈晓，2013）。就此而言，户籍既是一种宏观的结构性因素，但同时它又切实而微观地影响着每一个升学决策。理解户籍的在意蕴差异，可能有助于帮助我们理解教育获得户籍差异的变化趋势。

最后，通过描述与分析教育获得的户籍差异，理解其变动过程，本文希望能够有助于理解教育不公平感的变化。教育获得研究的动因之一，是人们主观层面教育不平等感受的加强。主观层面的感受是否有客观基础和内在逻辑，或者仅仅是对部分客观事实的扭曲与放大？在不同升学阶段，户籍差异的变动趋势是不同的，有的在缩小，有的在扩大。然而，与此同时民众的教育不公平感受却变得非常强烈。上述现象可能既无法用教育投资的成本—收益来解释，也无法用布林等人提出的“相对风险厌恶”来解释，甚至也不仅仅是“不平等的最大化维持”。如果不平等程度仅仅得到了“维持”，那么为什么公众的不平等感受会加剧？本文试图通过统计描述，推断教育获得的户籍差异不仅仅是在程度上得到了“维持”，而且在性质上发生了“转变”，这可能是教育不平等感受加剧的缘由之一。

### 三、不同教育阶段户籍差异的变化趋势

本文的分析主要基于“中国家庭动态跟踪调查（CFPS）”2010年成人问卷的全国再抽样数据。中国家庭动态跟踪调查（以下简称CFPS）是一项全国性的综合社会跟踪调查项目，旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁，为学术研究和公共政策分析提供数据基础<sup>①</sup>。

CFPS2010年成人问卷的全国再抽样数据样本共有21752人。我们只选取了1965—1992年出生人群进行分析，因为他们的教育经历主要是在改革开放之后，数据中这部分人群共有10398人。根据其出生年份，再将其分为六组：1965—1969年出生组；1970—1974年出生组；1975—1979年出生组；1980—1984年出生组；1985—1989年出生组；1990—1992年出生组。通过对不同出生组升学率的考察，可以刻画出教育获得中户籍差异的演变趋势。

为了反映其在受教育时的户籍状况，我们对于户籍的测量采用的是被访者12岁时的户口类别（农业户口/非农户口）。被访者在调查时的户口与其12岁时的户口并不完全一致<sup>②</sup>。数据中提供了被访者非常详尽的教育史数据，如是否上过小学、是否小学毕业等。我们据此计算出了每个出生组中分城乡的进入小学的比例、小学毕业的比例、小学毕业生中进入初中的比例、进入初中者中初中毕业的比例、初中毕业者中进入高中的比例、进入高中者中高中毕业的比例、高中毕业者中进入大学的比例<sup>③</sup>。

① 关于CFPS调查的设计理念、抽样方案、实施过程等，请参看谢宇、胡婧炜、张春泥，2014。

② 被访者12岁的户口类别与其现在户口类别之间差异很大。CFPS2010成人问卷的全国再抽样数据的1965—1992年出生人群中，12岁时为农业户口现在仍为农业户口的有7454人（占72%），12岁时为非农户口现在仍为非农户口的有1668人（占16%），12岁时为农业户口现在转为非农户口的有1175人（占11%），12岁时为非农户口现在转为农业户口的有28人（占0.27%）。

③ 计算过程中不包括成人教育和网络教育的情况。进入小学只计算“普通小学”，“成人小学”和“扫盲班”不计入；进入初中只计算“普通初中”和“职业初中”，“成人初中”不计入；进入高中只计算“普通高中”、“普通中专”、“职业高中”和“技工学校”，“成人高中”和“成人中专”不计入；进入大学只计算“普通本科”和“普通专科”，“成人本科”、“网络本科”、“成人专科”和“网络专科”不计入。此外，数据中有部分个体没有上过小学但上过初中，或未获得小学毕业证书但上过初中，对于此类被访者皆修正为“进入小学”；在初中升高中和高中升大学阶段，也有类似情况，都作同样处理。对于正在上学者，其“已完成的最高学历”往往并不是其正在经历的“最高教育等级”，因此又根据其正在上学的阶段对于前述学业经历进行再次修正。

图1用比较直观的形式显示了计算结果，其中实线表示非农户口者在该教育阶段的升学率或毕业率的变动趋势，虚线表示农业户口者的相应趋势。由于1990—1992年出生组在调查时可能还没有完成高中教育，因此图1中的“高中毕业”和“升入大学”阶段中不包括1990—1992年出生组。

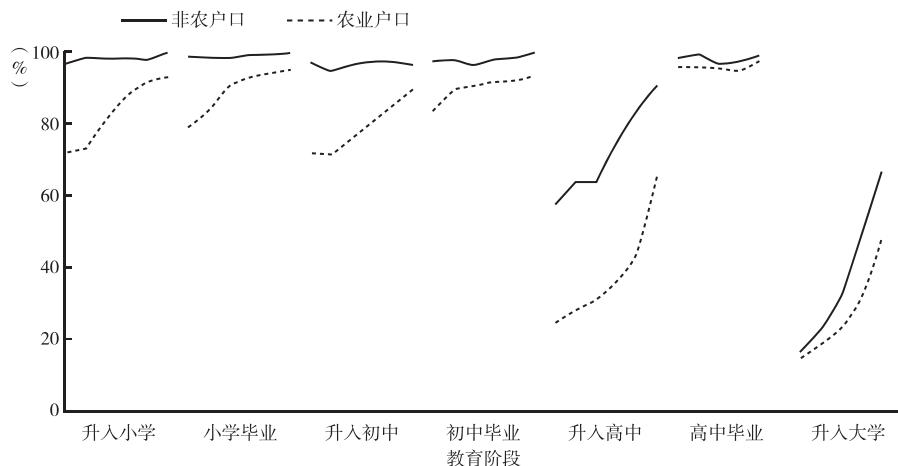


图1 各个教育阶段上户口差异的变动情况

### (一) 义务教育阶段户口差异在缩小

非农户口者的小学入学率、小学毕业率、初中入学率、初中毕业率在1965—1969年出生组中就已经接近100%了，因此在随后的年份中也几乎没有变化。但是，农业户口者的小学入学率和初中入学率在1965—1969年出生组中都仅有72%，小学毕业率仅有79%，初中毕业率也仅有84%。经过三十年的发展，农业户口者的入学率和毕业率都迅速提高了。到了1990—1992年出生组时，小学入学率上的户口差异从最初的25个百分点缩小到7个百分点；在小学毕业率上，户口差异从20个百分点缩小到5个百分点；在升入初中的比例上，户口差异从25个百分点缩小到6个百分点；在初中毕业率上，户口差异从14个百分点缩小到6个百分点。但是，在农村户口者的小学毕业率和初中毕业率上，后期的提升速度明显放缓。这说明，农村地区义务教育普及的任务仍然非常艰巨。此外，虽然农村户口者的小学入学率、小学升学率、小学毕业率、初中毕业率均有大幅度提升，但是四个阶段累积起来看，即使是在1990—1992年出生组中，能够成功初中毕业的总比例仍然只有74%。义务教育阶段的户口差异虽然已经有所缩小，但是仍然不容忽视。

## (二) 初中升高中阶段户口差异一直很大

在初中升入高中阶段，户口差异一直都是最大的。在 1965 – 1969 年出生组中，非农户口者升入高中的比例为 58%，农业户口者升入高中的比例为 25%，户口差异为 33 个百分点。在随后的二十年间，非农户口者和农业户口者升入高中的比例都大幅提升，表现在图 1 中，相应的折线非常陡峭。到了 1985 – 1989 年出生组时，非农户口者升入高中的比例已经达到 84%，农业户口者升入高中的比例提高到 44%<sup>①</sup>。但与此同时，这一阶段的户口差异并未缩小，甚至有所拉大：从最初的 33 个百分点增加到 40 个百分点。只有在 1990 – 1992 年出生组时，农业户口者升入高中的比例才迅速提升到 64%，此时非农户口者升入高中比例提升到 91%，两者比例差距才缩小到 27 个百分点。为什么与前几个教育阶段相比，初中入高中的比例会出现如此大的落差？为什么城乡差异会突出地表现在初中升高中这一阶段？这是因为教育过程的一系列节点上，初中之后的选择具有特殊性：它不只是一个是否接受更进一步的人力资本培养的决策，而且是对于自身身份的确认，是对于未来身份和生活道路的确立。

## (三) 无论城乡，高中毕业率一直很高

高中毕业率上的户口差异一直非常小。无论城乡，早在义务教育尚未普及的时期，高中阶段的毕业率就非常高了：即使是 1965 – 1969 年出生组中的农村户口者，只要进入高中阶段，其毕业率就已经达到了 96%。这和义务教育阶段农村户籍者的高辍学率形成了鲜明对比。这反映了高中阶段的特殊性：它是通向高等教育的桥梁。人们只要上了高中，无论如何都会坚持到高等教育的入口，以便等待筛选。高中成为了“大学预科”，这是一种特殊的国情。人们只要上了高中，就一定要坚持上完，不会轻易放弃。人们如果估计很难进入高等教育，那么他们也就不会进入到高中教育当中。这里人们的预期起着重要的“自选择”作用。李宏彬等 (Li, Liu & Zhang, 2012) 通过双子生数据发现，中国的高中教育回报率几乎为零。但也正是在这一教育回报几乎为零的阶段，人们的坚持率最高，由此也可窥见中国教育体系的特色。

---

<sup>①</sup> 1985 – 1989 年出生组初中毕业的年份大致是在 2000 – 2004 年左右。《中国教育统计年鉴》中显示，2000 年初中升高级中学的比例为 51.2%，2004 年这一比例为 63.8%。我们的估计值略低于《中国教育统计年鉴》显示的数据。

#### (四) 高中升大学阶段的户口差异从无到有

高中升大学阶段的户口差异开始很小，但在随后的发展过程中迅速拉大。在 1965 – 1969 年出生组中，非农户口者高中升大学的比例为 16%，农业户口者高中升大学的比例为 15%，户口差异仅有 1 个百分点。与义务教育阶段相比，高中阶段教育有着更为严格的分数门槛。那些迈过了高中入学分数门槛的少数农村户口者，表现并不比非农户口者差，升大学的比例相差无几。这说明，一方面，高中入学的分数门槛已经是一道公平的预选机制；另一方面，高中学校能够创造和施加自己的影响力，从而削弱了学校之外的各种因素对学生教育成功的影响。在随后的二十年中，高中升大学比例迅速提升，相应的折线成为了图 1 中最为陡峭的线条。到了 1985 – 1989 年出生组时，非农户口者高中升大学的比例为 67%，农业户口者高中升大学的比例为 48%<sup>①</sup>。但是，高中升大学阶段的户口差异也从 1 个百分点上升到 19 个百分点。大学招生规模的扩大与大学入学的户口差异拉大是同时进行的。高中学校通过分数门槛建立的筛选机制和各种学校制度已经不能再抵挡各种社会因素的影响了。

上述分析表明，义务教育阶段（即小学和初中）升学率和毕业率的户口差异已经大大缩小，但在绝对差异量上仍然非常显著；初中升高中阶段的户口差异一直非常大，在过去数十年间基本保持不变；高中升大学阶段的户口差异在最初非常小，但在随后数十年间迅速扩大。总之，不同教育阶段上户口差异的演进态势是非常不同的。

### 四、对于大学生源比例的推算

梁晨等（2013：83 – 85）利用北京大学和苏州大学的学籍卡资料分析了其多年间的生源变动情况，发现大学生源比例一直保持基本稳定<sup>②</sup>。他们发现，“1980 年代

① 《中国教育统计年鉴》中高中升高等教育的比例在 2005 年为 76.3%，在 2009 年为 77.6%，显著高于我们的计算结果。究其原因，主要是因为统计口径不同，《中国教育统计年鉴》中的高中升学率为普通高校招生数与普通高中毕业生数之比，其基数并不包括职业高中、技工学校、普通中专学生，但在我们的计算基数中是包括的。在 1985 – 1989 年出生组中，职业高中、技工学校、普通中专占到高中阶段教育者的 28.30%，据此估算下来，如果计算基数中不包括职业高中、技工学校、普通中专，则我们的计算结果与《中国教育统计年鉴》中的结果相差无几。

② 必须指出的是，梁晨等人的研究并不是采用户籍作为区分个人城乡属性的标准，而是采用学生填写的家庭地址信息来进行城乡判断，最终分为城市、乡镇、农村三类，因此与本文分析结果只能在近似意义上进行比较。

是北大农村学生比例最高的时期，除了特殊年份，一直保持在 10% 以上，在 1980 年代中期更一度接近 20%”；但是到了 1990 年代，北京大学农村学生比例开始下降，从 1990 年的 17.7% 下降到 1999 年的 12%。即使考虑到全国人口中农村人口比重的下降，北京大学“农村生比重下降的幅度在 3% 左右”。但另一方面，苏州大学的分析结果则略有不同：1980 年代苏州大学农村学生始终保持在 40% 以上，在 1990 年代，苏州大学农村学生比例从 1990 年的 47.54% 下降到 2000 年的 42.09%；但是如果考虑到同一时期江苏农村人口比重从 78.76% 下降到 58.51%，那么苏州大学农村生的人口比例实际上还提升了近 7%。

梁晨等人的研究发表之后，引发了一系列相关争论（杨东平，2012；李春玲，2014b）。需要特别指出的是，争论者对于教育平等性采用的指标是不同的。大学生源比例的稳定与大学之前升学率差异的变动并没有直接矛盾，原因在于大学入学比例是之前一系列教育阶段的累积后果。如前所述，义务教育阶段的户口差异在缩小，但高中升大学阶段的户口差异在扩大，这两种趋势完全可能在最后的大学入学总比例上相互抵消。最后的结果如何，要看是义务教育阶段的户口差异缩小程度更大，还是高中升大学阶段的户口差异扩大程度更大。

从 CFPS2010 数据计算出来的 1970 – 1974 年出生组（大略对应于梁晨研究中的 1990 年考大学者）中农村户口者上大学的最终概率为  $73\% \times 84\% \times 71\% \times 90\% \times 28\% \times 96\% \times 18\% \approx 1.9\%$ ，而城市户口者上大学的最终概率为  $99\% \times 99\% \times 95\% \times 98\% \times 64\% \times 100\% \times 22\% \approx 13\%$ 。虽然在后面的高中或大学阶段的户口差异并不大（18% 与 22%），但是由于此前数个阶段差异的累积效应，在最终的上大学概率上，城市户口者是农村户口者的 6.8 倍之多！这说明教育过程中差异的累积效应是多么重要。

从 CFPS2010 数据计算出来的 1980 – 1984 年出生组（大略对应于梁晨研究中的 2000 年考大学者）中农村户口者上大学的最终概率为  $88\% \times 93\% \times 81\% \times 92\% \times 36\% \times 95\% \times 31\% \approx 6.5\%$ ，而城市户口者上大学的最终概率为  $99\% \times 99\% \times 97\% \times 98\% \times 75\% \times 97\% \times 49\% \approx 33\%$ 。虽然在高中升大学阶段的户口差异上有所扩大（31% 对 49%），但是由于之前义务教育阶段的差距缩小，这一出生组城市户口者的最终上大学概率是农村户口者的 5.1 倍，比起 1970 – 1974 年出生组来反而有所缩小。

如果 1970 – 1974 年出生组农村户口者比例为 80%，我们可以算出大学生源中农村户口者约占 37%，城镇户口者约占 63%。如果 1980 – 1984 年出生组中农村户

口者比例降低为 70%，我们可以算出大学生源中农村户口者约占 31%，城镇户口者约占 69%。这样估算下来，则大学生源中农村户口比例在 1990 年代略有减少，考虑到同一时期农村人口比重的变化，农村户口比例仅仅下降 1.4 个百分点。这与梁晨等人的研究结果是基本一致的。大学生源比例的稳定性和教育不同阶段入学机率的变动性，并没有任何矛盾之处。入学机率在不同教育阶段的变化趋势相互抵消，使得大学生源比例保持在比较稳定的水平上。

“大学生源比例”的关怀角度和测量方式有重要的意义，例如考察生源多样性对于学生性情与兴趣多样性的影响、对于学生价值观和包容性的影响等。有关“生源多样性”社会后果的研究，目前仍然不多。但是用大学生源比例来探讨教育获得差异，忽视了教育是一系列累积过程这样一个特征。测量方式合理与否要取决于其测量目标，取决于测量者关切的理论问题。不同的测量隐含着不同的不平等概念和理解，每个人的测量与模型都应该吻合于自己对于平等理念的理解。另外，我们应该清晰地认识到不同理解之间的差异，以及与测量方式之间的对应关系。如果对此不进行清晰表述和辨识，就可能出现形形色色的误解和不必要的争论。大学生源比例没有发生巨大改变，并不能说明教育获得的户籍差异没有发生重要改变，两者并不是在指涉同一个事实。过去数年间大学生源中农村户口者比例仅有较低幅度的下降，这实际上是义务教育阶段户口差异缩小和随后教育阶段户口差异扩大抵消之后的结果。

## 五、利用统计模型进一步的描述

描述教育获得的户籍差异还可以使用正規模型方法，即迈尔升学模型。我们采用拉夫特里和豪特改造过的迈尔模型来进行模型设定（Raftery & Hout, 1993）。拉夫特里和豪特的模型不是对每个教育阶段分别进行一个 Logit 回归，而是用单个 Logit 回归来描述全部教育阶段的升学率和毕业率。这要求进行数据变换，从个体数据变成个体—教育阶段记录（person-transition records）数据，每条记录代表个体有资格参与的每一项教育转换<sup>①</sup>。模型的基本设定如下：

---

<sup>①</sup> 由于 1990–1992 年出生组在调查时可能还没有完成高中教育，以下模型分析中不包括此出生组的数据。

$$y_{ik} = \ln\left(\frac{P_{ik}}{1 - P_{ik}}\right) = \beta_{ok} + \sum_k \beta_{jk} X_{jk}$$

其中 i 代表个体，k 代表教育阶段。模型中涉及的三个核心自变量为户口、出生组、教育转换阶段。户口分为农业户口与非农户口两个类别，变量参照组为非农户口。出生组分为 1965 – 1969 年、1970 – 1974 年、1975 – 1979 年、1980 – 1984 年、1985 – 1989 年五组。不同的出生组在不同时点进入教育体系之中，比较不同出生组的教育经历，我们就可以透视教育获得的户籍差异随时间而发生的变化。教育阶段分为七类：升入小学、小学毕业、升入初中、初中毕业、升入高中、高中毕业、升入大学。比较不同教育阶段中的户籍差异，可以使我们了解户籍差异在哪个阶段最为显著。

这种模型用一个方程来考察多个教育转换阶段的教育获得差异，关键之处在于数个交互作用的设置。户口与出生组之间的二阶交互作用显示了户籍差异是否随时间而变大。户口与教育转换阶段的二阶交互作用显示了户籍差异在哪个教育转换阶段中更大。出生组与教育转换阶段的二阶交互作用显示了哪个教育转换阶段的扩张程度更大。户口、教育转换阶段与出生组的三阶交互作用显示了户籍差异在某一个教育转换阶段中的变动趋势。

我们依次加入各个变量及其交互作用，共设定了 9 个模型。各个模型设定及其拟合优度统计量见表 1。

表 1 各个模型的设定及拟合优度比较

模型	AIC	BIC	对数似然	自由度	N
1 S + G	35692.01	35760.93	-17838.01	8	40737
2 S + C + G	34822.75	34926.13	-17399.37	12	40737
3 S + CL + G	34827.61	34905.14	-17404.80	9	40737
4 S + CL + CLS + G	34709.62	34838.85	-17339.81	15	40737
5 S + CL + CLS + H + G	32853.98	32991.76	-16410.99	16	40586
6 S + CL + CLS + H + HS + G	32679.22	32868.67	-16317.61	22	40586
7 S + CL + CLS + H + HS + HCL + G	32680.81	32878.87	-16317.41	23	40586
8 S + CL + CLS + H + HS + S4HCL + G	32673.22	32897.11	-16310.61	26	40586
9 S + CL + CLS + H + HS + S3HCL + G	32672.23	32887.51	-16311.12	25	40586

注：S 代表教育阶段；C 代表出生组；CL 代表将出生组间的变动视为线性变动；H 代表户口；S4 代表教育阶段的四分类（义务教育、升入高中、高中毕业、升入大学）；S3 代表教育阶段的三分类（义务教育、高中阶段、升入大学）；G 代表性别。

第一个模型的预测变量只包括教育阶段和性别，即假定不同教育阶段的入学率和升学率有所不同，但是它在各出生组间并无差异，也无户籍差异。这明显是不符合实际情况的，我们只是将其作为一个基准模型。

模型 2 和模型 3 引入了出生组，出生组的差异是明显的。模型 2 用离散变量来表达出生组，模型 3 中尝试将出生组进行线性处理，即假定教育获得机率的变化在上述出生组中是线性平滑的，因此就可以将出生组转换为定距变量（五个出生组分别赋值为 0 - 4）。这是一个非常强的假定，优势在于可以大大简化模型，有利于描述长时段中的变化趋势。似然比检验表明，两个模型的差异是不显著的 ( $\text{Chi}^2 = 5.43$ ,  $d.f = 3$ )，BIC 指标上模型 3 也优于模型 2。因此我们决定用线性趋势来表示出生组间的发展差异。模型 4 引入出生组与教育阶段之间的交互作用，因为可能在某些教育阶段上，入学率和升学率的进步更大；而另一些教育阶段上，入学率和升学率的进步较小。从 AIC 和 BIC 指标上看，模型的拟合都有所提高。

模型 5 引入户口变量，效果显著。模型 6 引入户口变量与教育阶段的交互作用，用于检验“教育阶段越高，户籍差异越小”这一命题。结果模型的拟合有大幅度改进。

模型 7 到模型 9 用于考察户籍的效应在过去三十年间的变化趋势。模型 7 引入户口变量与出生组的交互作用，检验在所有教育阶段中，户籍差异是否随时间而增大。结果不仅似然比检验是不显著的，而且 AIC 和 BIC 指标也不支持这一结论。但是，我们并不能因此就认为户籍差异随时间没有变化，因为还存在着另一种可能性，即在各个教育阶段中户籍差异的变化趋势是不同的，因此在不考虑教育阶段时，这些变化趋势就彼此抵消了。我们有必要进一步考虑教育阶段、户口、出生组的三阶交互作用。

模型 8 中将原本七类的教育阶段分为四类（义务教育、升入高中、高中毕业、升入大学），引入这四分类的教育阶段、户口、出生组的三阶交互作用，分别考察这四个层级中户籍差异的变动趋势。拟合结果优于模型 7，但是模型 6 与模型 8 之间的似然比检验仍然不显著。模型 9 将教育阶段进一步分为三类（义务教育、高中阶段、升入大学），来考察三个层级中户籍差异的变动趋势。模型 6 与模型 9 之间的似然比检验是显著的，而且在 AIC 指标上模型 9 优于模型 6，虽然在 BIC 模型上模型 9 仍然劣于模型 6。通过对于拟合优度指标的考察以及我们的理论关怀，我们选择模型 9 作为最优模型。

表 3 显示了模型 9 的系数估计结果。在前面的模型分析中，我们没有控制被访

者的家庭背景，如父亲职业与父亲教育。在 CFPS2010 年成人问卷的全国再抽样数据中，被访者父亲职业和父亲教育信息有一部分是缺失的。数据中属于我们模型分析范围的 1965 – 1989 年出生者共有 10398 人，其中只有 6893 人有父亲职业信息。如果模型中包括父亲职业与父亲教育，可能会对分析形成一定偏差。但是，表 2 中也列出了在模型 9 基础上加入父亲职业和父亲教育之后的分析结果，以备参照。从表 2 中可以看出，加入父亲职业和父亲教育之后的系数估计结果和模型 9 是基本近似的。

表 2 最终模型的系数估计

	模型 9	模型 9 + 父亲职业 + 父亲教育
教育阶段（进入小学为参照组）		
小学毕业	0.51 (0.30)	0.88 (0.56)
进入初中	-0.30 (0.23)	-0.58 (0.39)
初中毕业	0.09 (0.26)	0.06 (0.45)
进入高中	-3.33 (0.22) ***	-3.42 (0.39) ***
高中毕业	0.25 (0.36)	-0.03 (0.60)
进入大学	-5.41 (0.25) ***	-5.86 (0.42) ***
出生组（线性假定）	0.37 (0.02) ***	0.34 (0.04) ***
教育阶段 * 出生组		
小学毕业 * 出生组	0.04 (0.04)	-0.06 (0.06)
进入初中 * 出生组	-0.15 (0.03) ***	-0.16 (0.05) **
初中毕业 * 出生组	-0.15 (0.04) ***	-0.27 (0.07) ***
进入高中 * 出生组	-0.14 (0.03) ***	-0.14 (0.06) *
高中毕业 * 出生组	-0.31 (0.09) ***	-0.19 (0.14)
进入大学 * 出生组	0.10 (0.05)	0.23 (0.08) **
户口（非农户口为参照组）		
农业户口	-2.74 (0.21) ***	-2.43 (0.36) ***
户口 * 教育阶段		
户口 * 小学毕业	-0.02 (0.30)	-0.34 (0.56)
户口 * 进入初中	0.28 (0.23)	0.37 (0.39)
户口 * 初中毕业	0.83 (0.25) **	0.94 (0.44) *
户口 * 进入高中	1.30 (0.23) ***	0.91 (0.40) *
户口 * 高中毕业	1.99 (0.36) ***	1.43 (0.59) *
户口 * 进入大学	2.55 (0.29) ***	2.10 (0.48) ***
户口 * 教育阶段 * 出生组		
户口 * 进入大学 * 出生组	-0.15 (0.07) *	-0.02 (0.11)
户口 * 高中 * 出生组	-0.07 (0.05)	0.08 (0.07)
户口 * 义务教育 * 出生组	0.17 (0.06) **	0.12 (0.10)

续表

	模型 9	模型 9 + 父亲职业 + 父亲教育
性别（女性为参照组）		
男性	0.29 (0.03) ***	0.24 (0.05) ***
家庭背景		
父亲职业 SEI 指数		0.01 (0.00) ***
父亲受教育年数		0.11 (0.01) ***
截距项	3.43 (0.21) ***	2.65 (0.36) ***
N	40586	16575

注: \*\*\* p < 0.001, \*\* p < 0.01, \* p < 0.05。

从模型系数估计中可以得到如下结论:

### (一) 户口变量的效应独立而持续

我们最为关心的是与户口变量相关的系数估计值。无论在哪一个教育阶段,无论在哪个出生组中,户口差异都极为明显。尤其是,即使在加入父亲职业和父亲教育变量之后,户口的系数估计值仍然显著,而且与未加入之前的系数估计值相差无几(从 -2.74 变为 -2.43)。户口变量的影响无法用父亲职业和父亲教育程度来加以解释,它具有独立而持续的作用。从系数规模上看,父亲职业 SEI 指数提升 100 的效应 ( $0.01 \times 100$ ) 也无法与户口变量相比;父亲教育程度提升 10 年的效应 ( $0.11 \times 10$ ) 也无法与户口变量相比。在中国过去的二十余年中,户口是不可忽视的制度设置与身份认同机制。

### (二) 户口的效应随着教育阶段的提升而降低

在迈尔 (Mare, 1980) 提出其升学模型时,他就发现家庭背景的系数在教育的早期阶段更大。这一命题被许多学者用不同国家的数据加以证明 (Shavit & Blossfeld, 1993)。拉夫特里和豪特 (Raftery & Hout, 1993) 对爱尔兰的研究中,也发现家庭背景对于进入中等教育有着较强影响,对于完成中等教育有着中等影响,但对于进入大学没有显著影响。

至今为止,对于这一现象的原因仍有争论。迈尔早年认为这是“选择性淘汰”的结果,因为家庭出身的影响是通过认知水平、教育期望等中间变量起作用的,能够坚持到较高教育阶段就必须接受上述因素的“选择性淘汰”(selection

attrition)，在较高教育阶段这些因素越来越趋同，家庭出身的因素也因此消减了。也有研究者（如经济学家卡梅伦和赫克曼）认为，上述现象的出现与迈尔模型本身的设定有关：其潜在因变量的方差或者说尺度是不清晰的，是不可识别的，模型系数的大小会受到未测量的异质性因素方差大小影响，因此出现了前述现象（Cameron & Heckman, 1998；Allison, 1999）。但是在试图考虑异质性方差因素之后，豪泽等人（Hauser & Andrew, 2006）提出了新的模型，发现这一规律仍然成立。针对诸多批评，迈尔强调上述规律至少在描述意义上是成立的，在解释层面上则需要进行更多探索。

表2中显示，户口变量的效应是随着教育阶段的上升而逐渐削弱的。越是在义务教育阶段，户口差异越明显，效应越明显；教育阶段越高，户口差异就变得越来越小。值得我们注意的是，这种随教育阶段的上升而削弱的趋势具有极强的规律性，在进入小学、小学毕业、进入初中、初中毕业、进入高中、高中毕业、进入大学的户口差异系数分别为：-2.74、-2.76、-2.46、-1.93、-1.44、-0.75、-0.22，依次降低。对于1965—1969年出生组来说，进入小学阶段中非农户口者的比率是农业户口者的 $e^{2.74}$ 倍；在进入高中阶段，这一优势降低为 $e^{2.74-1.30}$ 倍；在进入大学阶段，这一优势更进一步降低为 $e^{2.74-2.55}$ 倍。但是如前所述，这种现象不能理解为一种因果效应，而只是一种描述：在义务教育阶段中，辍学者绝大多数都是农业户口者；而到了高等教育阶段中，未升学者中也有相当比例的非农户口者。

### （三）不同教育阶段中户口效应的变化趋势不同

户口、教育阶段、出生组的三维交互作用揭示了户口变量的影响在不同教育阶段中呈现的变化趋势。不同教育阶段中，户口效应的变化趋势是不同的。在义务教育阶段，户口差异在逐渐降低（三维交互作用的系数为0.17），1985—1989年出生组中进入小学的非农户口优势比已经从原先的15.49倍降低为7.85倍（ $e^{2.74-0.17\times4}$ ）。高中阶段的三维交互作用是负向的且不显著，说明这一阶段的户口差异基本保持不变。但是在进入大学阶段，户口差异确实在逐渐上升（系数为-0.15）。如果如前所言，在1965—1969年出生组中，进入大学阶段的非农户口优势比为1.20倍，那么在1985—1989年出生组中，进入大学阶段的非农户口优势比就达到了2.20倍（ $e^{2.74-2.55+0.60}$ ）。总之，近三十年中，义务教育的户籍差异有下降趋

势，高中教育的户籍差异保持不变，改革开放之初高中升大学阶段的户籍差异非常小，但之后呈现上升趋势。

## 六、不同教育阶段中户籍的不同意蕴

与其他国家的教育获得的阶层差异相比，中国教育获得的户籍差异具有几点独特之处：第一，与前几个教育阶段相比，初中入高中的比例出现非常大的落差，城乡差异突出表现在初中升高中这一阶段，一直没有能够降低；第二，改革开放之初，在义务教育以及初中进入高中的户籍差异极大的情况下，高中升大学的户籍差异几乎不存在；第三，在义务教育阶段户籍差异降低的同时，高中升大学的户籍差异不断拉大。

在不同的教育阶段，教育获得的户籍差异并未呈现相同的趋势，而是走势各不相同。定量描述为我们呈现了多少有些矛盾或悖论的图景。对于上述结果提出严格的机制解释并进行统计验证，需要更丰富的数据和更复杂的分析，这并非本文的目标。然而，面对定量描述提出的悖论，研究者可以转而反思模型中所使用变量的意蕴，从而挖掘背后丰富的制度情景（Abbott, 2004: 168 – 169）。这样一种在实证方法与阐释方法之间的穿梭，能够拓展前述定量分析的深度，为进一步的分析奠定基础。

在这样一种方法指引下，我们认为要解释前述现象，就需要理解不同教育决策阶段中户籍的不同意蕴。如前所述，以同一个变量名称出现的“户籍”，其实在不同教育决策阶段中所发挥的功能是不同的。在义务教育阶段的上学决策中，户籍主要意味着家庭资源和公共教育资源分配的差异，因此随着经济水平的发展、公共资源分配的调整、上学直接成本和机会成本的降低，这种户籍差异就会逐渐减小。布东指出，教育获得的差异来源可以区分为两种效应：第一种是不同家庭背景者无论由于遗传也好还是社会文化因素也好，他们的学业成绩有差异；第二种是即使之前的学业成绩相同，不同家庭背景者往往作出不同的教育决策（Boudon, 1973）。这种区分的重要性在于，教育获得的差异不仅仅存在量的多少，还可能存在质的不同。不同性质的教育获得差异，不仅原因机制不同，而且解决途径也不同。布东将上述两种效应称为“首属效应”和“次级效应”。在义务教育阶段，户籍所起的作用，

类似于布东所指出的“首属效应”。在这一阶段，个体进行的决策也非常类似于一般的“成本—收益”算计，也往往服从所谓的“饱和法则”：教育扩展一直到达至饱和，同时教育差异得以降低。

在中国现行的教育体系中，初中升高中阶段是非常重要的一次筛选：这种筛选既是学业成绩上的筛选，同时更是前途选择上的筛选。那些学业成绩不合格者被淘汰掉，那些并不决心上大学者也会自觉退出。在这个阶段，教育获得差异的主导机制类似于布东所说的“次级效应”，这种效应的顽固性可能远远超过“首属效应”。此时，户籍除了其家庭资源差异外，更多地意味着不同的自我身份认定与发展期望。初中升高中阶段差异的持续存在既不受经济发展以及劳动力市场的波动影响，也不因大学收费等教育政策因素而有变化，这证明它不仅仅服从于一般性的经济收益计算，不仅仅是一种可得资源的差异，而且还与自我身份认定及其背后的制度安排密切相关。此时的机制类似于布林等人提出的“相对风险厌恶”：农村户籍者倾向于认为上高中的不确定性更大，边际效用下降，从而放弃上高中。这一阶段的教育获得是不太可能一直到达至饱和同时差异降低的，它更倾向于会持久存在。

高中升大学是较为严格的学业筛选，能够决定升学与否的关键人并不在于学生及家庭，而在于学生能否通过入学考试。因此在这一阶段，必须看到教育决策中除了家庭外，还有另外一个重要的主体——学校。我们不能把教育与学校仅仅视为不同群体争夺优势资源的场所，视为完全服从于外部社会逻辑与规则的场域，相反地，它有着自身独立的发展逻辑。在小学和初中阶段城乡学校体系基本上是分立的，农村户口的学生基本上在村校和乡镇中心学校接受教育，非农户口的学生则在县城或城市学校接受教育。高中教育则与此有所不同，根据梁晨等人（2013：229）的研究，“重点中学主要分布在城市和县镇，农村很少设立。城市重点中学招生主要针对本城市，很少对农村学生开放，但是县镇的重点中学通常是面向本县域内的所有学生招生的，这就使得乡村的优秀学生有机会凭借其成绩得享重点中学的优势资源”。在高中阶段，虽然不同户籍的学生都已经在学业成绩上经过了层层筛选，也大多具有上大学的志向选择，但是差异的最终消除还需要一个前提，即学校能够作为一种独立制度有效地屏蔽掉来自社会差异的干扰。如果这一前提得到满足，那么不同背景者的升学机率差异可能保持在较低水平，甚至几乎消失。反之，如果社会身份的力量已经渗透到学校的制度设置与学生的日常生活当中，学校制度设置乃至价值取向上都已经不能再独立于甚至日益附属于社会层级差异之时，尽管不同背景

者能够同处一校，但是其升学机率的差异仍然会显现，甚至不断加大。在这里，户籍的意蕴不再是家庭资源差异，不再是志向选择，而是体现在学校的制度设置与种种微观机制中<sup>①</sup>。改革开放之初，大学入学率远低于今天，但是在高中升大学阶段并没有出现优势地位者占先的局面，只要能够同处一校，那些已经冲过数重障碍的农村户籍者考取大学的机率并不低于非农户籍者。其原因，一方面在于中考对于学业成绩与志向的双重筛选，一方面在于高中学校本身的制度设置与价值取向使其能够成为社会差异的调节者，而不是附属于社会差异。同样的逻辑也可以解释当今高中升大学阶段户籍差异的拉大，不完全是因为城乡差异变得比二十年前、三十年前更大了，而是学校作为一种重要的制度对于社会差异的独立性降低了。这无疑是是中国教育的深层隐忧。

## 七、教育获得的户籍差异与教育不公平感

总体而言，教育获得的户籍差异在不同教育阶段上是有升有降。由于义务教育的重要基础地位，我们甚至可以说，教育获得的户籍差异总体上还是在下降的。但是为什么与此同时，人们感受到的教育不公平感会更为强烈？这同样要从教育获得差异的性质上来进行理解。在小学和初中阶段的户籍差异，在很大程度上要归因于城乡分立的教育体系中的资源差异。农村学校和城市学校，无论在硬件还是在师资上都存在很大差异，这一点已经被许多研究重复证实。但是这种差异是彼此隔离的不同性质学校之间的差异，而高中及大学阶段的教育差异，却可能是在同一场域当中渗透于日常生活中的差异。当教育差异的性质从义务教育阶段“配置隔离”式的差异演变到了同处一个场域但却渗透于其中的“日常渗透”式差异的时候，人们对不平等的感受就会更加强烈。当城乡小学间存在巨大的资源差异时，这种差异固然令人痛心疾首，但是对当事人而言却往往是抽象而遥远的；但是当身处一校却能亲身感受到渗透于日常生活和未来预期的差异时，这种差异就是具体而触动情感的。另一方面如前所言，目前教育获得差异的来源正在发生变化：教育差异的来源不仅仅是学生家庭资源与志向选择的差别，而且也来源于学校在制度设置与价值功能上

<sup>①</sup> 诸如高考加分、高考移民、保送、艺考、复读、择校、重点班等微观机制，可以参看郑也夫编（2014）。

的变迁。因此，在对教育不平等的强烈感受中，人们更是痛心于学校这样一种在传统价值观念中具有神圣独立性的制度设置被社会差异所日益侵蚀，更是忧患于一种重要的社会平衡机制在权力与财富的进逼下节节败退。中国发展的不平衡性又使得我们在面临日常渗透式的差异来源时，资源配置和志向选择上的差异又未完全消失。例如义务教育中城乡入学率差异缩小的同时，质量的差异可能仍然存在，初中入高中阶段入学率的城乡差异也未见缩小。多种差异效应叠加在一起，无疑促使人们有了更强烈的不公平感。

客观数据显示，在义务教育阶段城乡差异与阶层差异都有所缩小，大学生源比例上的差异也变动不大（梁晨等，2013），但是社会感受有着其独立的自身逻辑。教育获得的差异在不同教育阶段上是有升有降，这种升降在大学入学率上可以实现彼此的抵消，但是在人们的主观感觉上，却不仅无法抵消，甚至进行了彼此的放大。因此，人们主观层面的教育不平等感受决非空穴来风。在准确地把握客观数据变动和深刻领悟社会主观感受的上述逻辑之后，我们就能够理解社会心态的变迁绝对不是脱离于客观社会变迁的现实之上，而是客观社会变迁现实在其逻辑层面上的更深刻反映和洞察。

## 八、结语

本文坚持升学模型的核心要点，即不同的教育阶段其实有着不同的功能，相应的升学决策也有着不同的考量因素。户籍差异在不同教育阶段的意蕴有着质的不同，因此表现出来的变动趋势也有所不同。西方社会学者提出的诸多机制有助于我们理解户籍差异的微观基础，但是可能只适用于某一阶段而不是全部阶段。

中国教育获得的户籍差异在未来将会更加复杂化。城乡学校分立体系内部的资源差异尚未消除的同时，与身份认同和志向选择有关的差异仍然根深蒂固，与此同时在同一学校同一场域中通过种种微观机制渗透到日常生活中的差异又在日益萌生。上述各种来源的差异相互叠加，会对中国教育领域的发展和改革形成障碍。因此，教育社会学面临的任务也是多重的，既要研究在资源分配上的差异，也要研究志向选择上的差异；既要研究不同教育场域分立的不平等，也应当关注那些同处于一个教育场域当中的日常渗透式不平等。这既需要更详细的量化分析，也需要更丰富的

教育民族志作品，以便丰富我们的认识与理解。

对教育获得差异问题的研究中应当有教育与学校的分析维度。教育与学校当然不可避免地受到社会阶级结构和权力关系的影响，但是另一方面，它可能也应当具有在社会功能的运行中屏蔽上述影响的独立性作用。将学校及教育制度设置与家庭出身的阶层关系结合起来，可能会获得更贴近现实的解释思路。尤其在考察“户籍差异”这样一种具有中国制度特色的问题时，单纯沿用西方社会的分析逻辑可能既无法解释客观事实层面上变迁趋势的诸多细节，更无法解释民众感受层面上的教育不平等感加剧的事实。

本文关于各个教育阶段城乡差异来源的推测，同样可能适用于各个教育阶段中的阶层差异；前述关于高中升大学阶段城乡差异的分析，同样可能适用于大学通向职业路径过程的分析。当然，这些命题只是逻辑的推断与猜测，尚待进一步的经验材料支持。

#### 参考文献：

- 李春玲，2014a，《教育不平等的年代变化趋势（1940—2010）：对城乡教育机会不平等的再考察》，《社会学研究》第2期。
- ，2014b，《“80后”的教育经历与机会不平等——兼评〈无声的革命〉》，《中国社会科学》第4期。
- 梁晨、张浩、李兰、阮丹青、康文林、李中清，2013，《无声的革命：北京大学、苏州大学学生社会来源研究（1949—2002）》，北京：三联书店。
- 刘精明，2008，《中国义务教育领域中的机会不平等及其变化》，《中国社会科学》第5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，2013，《中国城乡居民的教育机会不平等及其演变（1978—2008）》，《中国社会科学》第3期。
- 谢宇、胡婧炜、张春泥，2014，《中国家庭追踪调查：理念与实践》，《社会》第2期。
- 杨东平，2012，《“寒门贵子”研究被媒体断章取义了吗？》，《教育研究与评论》第4期。
- 郑也夫编，2014，《科场现形记》，北京：中信出版社。
- 中华人民共和国教育部发展规划司，2014，《中国教育统计年鉴（2013）》，北京：人民教育出版社。
- Abbott, A. 2004, *Methods of Discovery*. New York: Norton & Company.
- Allison, Paul D. 1999, “Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups.” *Sociological Methods & Research* 28 (2).
- Boudon, Raymond 1973, *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley—Interscience.
- Breen, Richard & John H. Goldthorpe 1997, “Explaining Educational Differentials Towards a Formal Rational Action

- Theory." *Rationality and Society* 9 (3).
- Cameron, Stephen V. & James J. Heckman 1998, "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males." *Journal of Political Economy* 106 (2).
- Duncan, Beverly 1967, "Education and Social Background." *American Journal of Sociology* 72 (4).
- Hauser, Robert M. & David L. Featherman 1976, "Equality of Schooling: Trends and Prospects." *Sociology of Education* 49 (2).
- Hauser, Robert M. & Megan Andrew 2006, "Another Look at the Stratification of Educational Transitions: The Logistic Response Model with Partial Proportionality Constraints." *Sociological Methodology* 36 (1).
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu & Junsen Zhang 2012, "Estimating Returns to Education Using Twins in Urban China." *Journal of Development Economics* 97 (2).
- Mare, Robert D. 1980, "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of the American Statistical Association* 75 (370).
- 2011, "Introduction to Symposium on Unmeasured Heterogeneity in School Transition Models." *Research in Social Stratification and Mobility* 29 (3).
- Raftery, Adrian E. & Michael Hout 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921–75." *Sociology of Education* 66 (1).
- Shavit, Yossi & Hans-Peter Blossfeld 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Xie, Yu 2011, "Values and Limitations of Statistical Models." *Research in Social Stratification and Mobility* 29 (3).

作者单位：中国社会科学院社会发展战略研究院  
责任编辑：陈建伟