

输在起跑线

——再议中国社会的教育不平等(1978 - 2008)

唐俊超

提要: 本文关注教育不平等状况在不同入学阶段的变化。本文认为, 家庭社会经济地位、家庭文化背景对教育获得的影响将随着入学阶段(小升初阶段、中考阶段、高考阶段)的上升而降低, 而学校等级的影响将升高, 这是差异选拔、个体生命历程发展及早期异质教育三大机制共同作用的结果。本文采用 CGSS2008 数据, 利用多元 logistic 回归模型检验了上述假设, 结果显示: 小升初阶段的不平等最为严重, 随着入学阶段的提升, 即在小学 - 初中 - 高中 - 大学的升学过程中, 家庭社会经济地位与文化背景的影响逐渐被学校等级所取代。早期教育的公平问题必须得到更多重视。

关键词: 教育不平等 教育获得 MMI 学轨制 教育公平

一、研究目的和研究问题

教育机会是社会流动的核心研究主题之一, 教育机会在社会各阶层间所呈现出的不均等分布通常被称为教育不平等(Wu, 2010)。教育是现代社会代际传承与流动的主要机制, 它既是社会上层成员完成自身再生产的中间环节, 也是社会底层成员实现社会流动的主要手段。教育的这一特殊地位引起了社会学家的广泛关注, 教育不平等则成为了他们关注的核心。改革开放以来, 中国的社会分层结构与流动机制发生了巨大的变化(李强, 2008), 教育机会获得的不平等正是对社会各阶层群体间权力资源分配不均的反映。因此, 研究教育不平等的影响因素、产生机制及其变迁趋势能够深化对中国社会分层结构与流动模式的认识, 对于缓和社会矛盾、维护社会稳定具有重要的现实意义。

围绕这一议题, 学界已经进行了大量讨论。一部分学者关注个体特定的先赋性条件对教育机会的影响(Hannum, 2002; 洪岩璧, 2010; 谭敏、谢作栩, 2011; 吴愈晓, 2012; 叶华、吴晓刚, 2011), 有的学者则关注

这种影响是如何随教育扩张(Guo & Wu, 2008; Lucas, 2001; Raftery & Hout, 1993; Treiman, 2013; 李春玲, 2010)以及制度环境(Walder et al., 2000; Zhou et al., 1998; 李春玲, 2003; 李煜, 2006; 吴愈晓, 2013b)的变化而变化的,在此基础上,亦有学者讨论了教育不平等的产生机制(高明华, 2013; 李煜, 2006; 刘精明, 2008; 吴愈晓, 2013a, 2013b)。总体来看,这些研究为我们理解中国的教育不平等打下了坚实的基础。

然而,现有研究多半重视教育机会数量上的不同分布,对教育机会的质量差别没有做出区分。并且,考察教育不平等的另一个重要角度,即教育不平等随入学阶段上升而发生的变化却没有受到重视。正是从这两点出发,本文拟在综述现有相关理论观点的基础上,讨论 1978 - 2008 年间中国社会出现的教育不平等现象,尤其关注教育不平等在不同入学阶段的表现,进而对现有文献做出补充。

具体地说,本文的主要研究问题是:改革开放以来,以社会经济地位和文化背景来度量的家庭背景对差异化的教育机会影响如何?这种影响是否随入学阶段的变化而变化?假设存在变化,造成这种变化的背后机制是什么?

在下文中,本文将首先梳理现有文献,并论证从教育质量和跨入学阶段比较两方面对其作出补充的重要性。随后将说明本文的分析思路,对教育不平等随入学阶段上升而产生的变化及其产生机制做出理论上的探讨,并提出本文的研究假设。最后本文将运用 CGSS2008 的相关数据对假设进行检验。

二、MMI 与 EMI 假设:基于本土经验的探讨

对教育不平等的经验研究基本可以分为两类:一类研究是对教育扩张与教育不平等之间关系的检验,还有一类是对影响教育不平等之特定因素加以探讨。

许多社会学家关心这样一个问题,即教育扩张是否可以减少教育不平等,MMI 假设与 EMI 假设就是针对这一问题的两种回答。MMI 假设的提出者拉夫特里和豪特(Raftery & Hout, 1993)认为,对特定社会的特定教育阶段而言,第一,教育需求本身会随着人口数量的增长及平

均社会出身(social origins)的提升而提升,因此中高等教育规模的增长部分地是教育需求增长的反映。第二,当教育扩张带来的录取率提升超过了教育需求的自然增长的时候,所有社会成员,无论出身,升学转换率(transition rate)都将获得提升,但在这一提升中,社会出身高的成员仍然享有优势;第三,当社会出身高的成员在该阶段教育需求已经接近饱和的时候,也就是说,他们在该阶段的入学转换率已经接近或达到100%的时候,进一步的教育扩张将有利于社会中下阶层。他们将这三个现象概括为“最大化维持不平等”(maximally maintained inequality,即 MMI 假设)。

卢卡斯(Lucas, 2001)不满足于拉夫特里和豪特的结论,指出社会出身高的成员不仅追求较多的教育机会,还会追求较高的教育质量,两种追求同时存在。升学转换不是“升学”“不升学”的二择选项,而是多种类型并存。因此,即使社会出身高的成员在某一阶段的教育机会已经饱和,教育的继续扩张所带来的平等化效应也不会像 MMI 理论所描绘的那样。向低阶层成员敞开的将仅仅是低质量的教育资源,他们在日后的劳动力市场中仍然处于弱势。^①这就是“有效维持不平等”假设(effective maintained inequality,即 EMI 假设)。

获得国内学者关注的主要是 MMI 假设。不过,国内学者并非是一般化地探讨 MMI 假设的适用性,他们十分重视制度环境与社会历史条件的变迁,尤其是改革开放以来中国社会整体分层体系的变化对教育不平等的影响。正如李煜(2009)所指出的,社会不平等结构的变化会影响社会流动机制,而教育正是现代社会代际流动与传承的主要机制。因此,教育机会不平等必须被放到宏观社会历史变迁的背景之下进行研究,才能更深切地理解其真实作用机制与历史演变过程(李煜, 2006)。从制度变迁的视角出发,学者们基本都支持这样的结论:改革前由于国家的政策干预,社会阶层背景对教育获得的影响被大大削弱,社会出身低的成员甚至具有反向的优势地位;而在改革后,尤其是1992年之后的改革深化时期,由家庭教育背景、城乡差距,以及社会经济地位所导致的教育不平等才有显著提高,教育从大众化转变为精英化(Guo & Wu, 2008; Wu, 2010; Zhou et al., 1998; 郝大海, 2007; 李春玲, 2003, 2010; 李煜, 2006; 吴晓刚, 2009; 吴愈晓, 2013b)。这也就意

① 优质/劣质教育资源是否会影响教育回报,这是值得进一步考察的问题。

味着 MMI 假设所描绘的现象确实存在,但它并非是工业化进程的必然结果,它必须受制于国家政策。只有当国家政策呈现出某种市场化倾向时,MMI 假设所预言的特征才会出现。

此外,也有学者从阶层、城乡、性别、民族、地域五个维度对教育不平等问题展开了探讨(冯乐安,2012)。结果显示,改革开放后教育获得的阶层、城乡不平等继续维持甚至加剧了(Wu, 2010; 郝大海,2007; 李春玲,2010; 吴晓刚,2009; 吴愈晓,2013a),男女的教育机会则逐渐趋于平等(Treiman, 2013; 吴愈晓,2012; 叶华、吴晓刚,2011, 张兆曙、陈奇,2013)。教育机会获得的族群差异仍然存在,但这种差异更多可以由城乡、阶层等因素来解释;甚至有研究发现,在城乡、阶层等因素受控制的情况下,少数民族子女能够获得更多的教育机会(洪岩璧,2010; 谭敏、谢作栩,2011)。对于教育机会的地域差异,则存在是两极分化还是趋于平等的争议(冯乐安,2012)。

三、教育质量与跨入学阶段比较:探索教育不平等的新视野

现有研究的不足主要有两点。首先,研究主要关注各阶层成员的教育机会获得在数量上的不平等,对教育质量的不平等研究尚显不足。这或许是因为如何界定教育质量存在争议,决定教育质量差异的制度性因素在各个国家也有所不同,因此难以进行跨国比较(Lucas, 2001)。但反过来说,加入质的维度也可以帮助我们更深入地理解某一特定国家的教育不平等状况。正是在这个意义上,我们认为探讨教育质量的不平等仍然是有益的。就现存的研究成果而言,李春玲(2010)、文东茅(2005)、刘志民和高耀(2011)以及侯龙龙等(2008)曾经尝试对 EMI 假设做出检验,但这些研究在数据代表性和统计手段上存在一些缺陷。

吴愈晓(2013a)的《教育分流体制与中国的教育分层(1978 - 2008)》是探讨教育质量不平等的的一个新尝试。他从重点学校制度和学轨制两个维度分别构造了学校等级模型:小学升初中阶段的入学转换结果被分为升入重点、非重点、未升学三类;初中升高中阶段与高中升大学阶段则分别从重点制、学轨制两个维度各进行一次划分,前一维度分为升入重点、非重点、未升学,后一维度分为普通高中、职业高中、未入学。基于 CGSS2008 的相关数据,他发现重点学校制度以及学术/

职业教育的双轨制维持了教育不平等,家庭社会经济地位高的学生更有可能进入重点学校或进入学术轨道。此外,这种不平等还具有累积优势。

吴愈晓的研究是该领域的一个新突破,不过他对重点和非重点、学术和职业两条分析路径所做的区分可能导致对先赋性要素作用的低估。教育分轨(tracking)制度与重点学校制度确实是划分教育质量的两个最重要的因素,但是将它们处理为两个平行的维度仍有可商榷之处。事实上,根据吴愈晓的划分,在探讨重点制影响的时候,普通非重点学校(包括高中与大学)与职业学校被划归为一类;在探讨学轨制影响的时候,重点学校与非重点学校也被划为一类,从而增大了组内差异,影响了估计结果。

实际上,中国的职业教育机构也并不像欧洲国家一样能够提供高质量的职业技术训练,其毕业生不具有堪比学术轨道毕业生的市场竞争力,从而难以成为学生人生规划的合理选择之一。在中国,职业教育往往沦为学术型教育的“附庸”。各层次教育系统中基本形成了重点、非重点、职业教育的等级结构。尤其是在中国统一招生考试的制度安排下,重点学校、普通非重点学校、职业学校依次按照考分高低录取学生,十分清晰地显示出等级差异。

现有研究的第二个不足在于对跨阶段比较的忽视。教育机会不平等的探讨其实可以从两个方面展开,可以针对某一特定入学阶段,探讨家庭背景的影响是否在不同同期群间有变化;同样也可以针对同一同期群,探讨家庭背景的影响是否在不同入学阶段有变化。

梅尔提出入学转换模型时(Mare, 1980)就发现了一个有趣的事实:家庭背景的影响随着入学阶段的提高慢慢减弱,此后在各个国家、各个同期群内部开展的比较研究结果也是惊人的一致,全部支持前述结论(Lucas, 1996, 2001)。然而国内学界对于不同入学阶段的比较始终关注得不多,这可能是因为近年来统计技术不断发展,使得“家庭背景随入学阶段提高而影响减弱”这一结论在一定程度上被视作是统计技术的不足而造成的假象(Holm & Jæger, 2011; Lucas, 2001)。然而本文依然认为,跨入学阶段的比较是对现在以同期群比较为主的研究的有力补充,理由主要有以下两点。

首先,同期群比较研究多探讨宏观结构因素对教育不平等的影响(如教育扩张、人口生育率下降等等),而跨入学阶段的比较则有助于

我们从微观的个体角度——尤其是个体生命发展的角度理解教育不平等的产生机制。

其次,中国的教育分组制度与美国不同(巴兰坦、海默克,2011)。在美国,学生可以选择自己每学期想上的课程,学生根据所选的课程分组或分轨(tracking)到大学预备课程、普通教育课程、职业教育课程中去。在这种情况下,学生可以根据家长的预期、自身的学习能力、动机等因素每年对课程安排进行调整,学校内部的流动性很大。

中国的情况则完全不同。在中国,学校内部的分组尽管存在,但相对而言要小得多,中国的主要分组或分轨体现在学校之间——有些学校是重点学校,有些是普通学校,有些则是职业学校。而且中国学生每学期的课程基本固定不变,由学校统一制定,学校内部的可流动性相对要小得多。因此,中国学生的一次升学转换,很可能就直接决定了他所能获得的教育质量,而经过3年不同质量的教育又会影响到学生下一次的升学转换。也就是说,教育的这种累积影响或者“路径依赖”比美国要更强。^①由于这种累积效应的存在,我们很自然地会想了解家庭背景对于早期教育与后期教育的影响是否有所不同。

正是从这两点不足出发,本文力图在探讨教育不平等时加入质的维度,将学校类别分为重点学校、非重点学校、职业学校和未入学四个等级,对不同入学阶段的教育不平等状况做出比较。当然,在个体入学阶段发生变化的同时,人口、制度、社会结构等宏观因素也发生了变化,我们需要在控制这些因素的前提下探讨前者对教育不平等的影响。

四、研究框架及假设

(一)资源内化与结构授予:教育不平等产生的二元路径

李煜的《制度变迁与教育不平等的产生机制》(2006)与刘精明的《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》(2008)是本文建构分析框架的重要基础。因此,在引出本文的研究假设之前,不妨先对这两篇文章做一番简要的梳理。

李煜(2006)的研究是结合制度背景探讨教育再生产微观机制的

^① 有关这一累积影响如何实现,可以参考本文研究假设部分的讨论。

一次尝试。他提出了影响代际间教育机会获得的三种理想模式,并指出了三种模式各自所要依赖的制度条件,其中与本文尤其相关的是文化再生产模式与资源转化模式。文化再生产模式是指“拥有较高文化背景的父母,子女在教育机会上享有优势”(李煜,2006:98)。在这一模式中,父母的教育期望、文化资本、人力资本内化为子女个人的学习动力、学习表现,间接转化为教育机会。其制度基础在于教育体制遵循绩效原则,确保教育机会分配依据学习表现择优录取,以保证从学习表现到教育机会的转化。资源转化模式则是指“家庭将其社会经济资源转化为子女教育机会的优势,从而实现代际不平等的传递”(李煜,2006:99)。在这一模式中,高阶层利用资源优势在入学阶段直接获得比其他阶层更多的教育资源和机会。其制度基础在于教育制度中存在的资源转化空间。当社会剧烈分化时,阶层间拥有的资源量差异巨大,这时如果又存在一定制度空间使排斥机制能有效运作,那么资源转化模式将成为产生教育不平等的主导逻辑。

刘精明(2008)同样对教育不平等的微观机制做了探讨。他区分了两种类型的先赋性家庭资源,即内生性家庭资源以及外依性家庭资源。内生性家庭资源指“一个家庭一经组成便自然固有的人口结构方式,以及内化于家庭成员之中的知性与情感体系。典型的内生性资源包括家庭结构以及家庭文化资本”(刘精明,2008:104)。它较少受外部社会条件及社会过程的干预。相对地,外依性家庭资源则对外部社会环境存在依赖关系。“儿童成长与发展所必需的物质性资源,均有赖于父母或其监护人在劳动力市场(更广泛地,应该是在全部社会领域)中的所得,它与劳动力市场状况、制度环境,以及其他社会环境的变化有着密切的依赖关系”(刘精明,2008:105)。两种教育资源对教育获得有不同的影响机制:内生性家庭资源通过能力分化来改变学生的学习能力,从而影响他们的教育机会获得;外依性家庭资源通过结构授予或直接的资源分配改变学生的受教育机会。这两种不同的影响机制使得内生性家庭资源所导致的不平等持久而稳定地增长,而外依性家庭资源导致的不平等则随其他社会条件(如教育扩张)的变化而减弱或增强。

无论是李煜对文化再生产与资源转化模式的区分,还是刘精明对内生性与外依性家庭资源的区分,都指出了这样一个事实:教育机会不平等的再生产具有二元路径,某些内生性家庭资源通过内化为孩子的学习动机、学习能力从而影响其学习表现,再通过学习表现转化为进一

步的学习机会;某些外生性家庭资源则通过结构授予或直接的资源分配改变学生的受教育机会。这一洞见为本文提供了重要的分析思路。本文将试图指出,外生性资源不仅仅可以通过结构授予、直接分配的方式改变学生的教育机会,它同样能够以某种方式达成内化,直接形塑学生的学习表现。

(二) 本文的研究假设:入学阶段提升与教育不平等变化^①

本文的研究目的是探究教育不平等随入学阶段的上升而产生的变化。美国学者梅尔(Mare, 1981)在研究中发现,随着入学阶段的上升,不仅家庭背景与入学的直接关联在减小,家庭背景与学习表现之间的间接关联程度也在减小,学生学习表现的方差在减小。他认为这些现象是差异选拔的结果,即那些在社会经济地位上处于劣势、往往也在成绩上处于劣势地位的孩子已经在早期被筛选掉了,能够接受教育的已经是筛选后的学生,他们在学习动机、能力、家庭背景上水平较高且差异较小。

然而,也有学者(Lucas, 1996)不赞同差异选拔假设,提出了不同的解释,认为这些现象是由于孩子在早期对父母有更多的经济、社会、心理上的依赖,而随着孩子逐渐长大,对父母的依赖逐渐减小,因而家庭背景与升学的关系会逐渐减弱,这一视角即“生命历程视角”(life course perspective)。它实际上指出了这样一个事实:教育期望、文化资本、人力资本对学习动机和学习能力的转化作用随着年龄的增加而减小,学生自身学习动机和能力的基础转而成为推动学习动机和学习能力进一步增长的主要因素。因此,差异选拔与生命历程其实并没有本质上的矛盾,前者关注点在于群体的构成,后者则关注群体中个人能力的发展,二者可以被视作家庭背景影响减弱的两种机制。基于差异选拔假设与生命历程假设,不难得出如下两个推论:

假设1:家庭社会经济地位对升学的影响在升学过程中逐渐下降。

假设2:家庭文化背景对升学的影响在升学过程中有所下降。

此外,教育不平等的产生过程中还存在一个重要的作用机制,本文称之为异质教育。它的意思是,学校教育存在质量上的差别,那些教育质量更好的学校能更有效地提高学生的学习动机、学习能力,从而更有

^① 感谢匿审专家对研究假设提出的意见。

效地提高学生学习表现。由于来自高阶层家庭的学生可以享受更好的教育,其社会经济地位的优势随着时间的流逝逐渐转为学习成绩上的优势,利用社会经济资源对教育机会进行直接干涉不再必要。因此学生后来的教育获得与社会经济背景的关系会越来越弱,也就是说,社会出身对教育成就的间接影响在才能和动机等机制的干预下开始下降或消失(张丽,2011)。

这也就意味着,外生性的家庭资源可以通过兑换早期的优质教育来提高学生的学习动机和学习能力。即使学生的内生性家庭资源、学习动机、学习能力较差,优质的学校教育也可以有效弥补学生这方面的不足,提高学生的考试成绩。也就是说,针对同一入学阶段的不同同期群,内生性与外依性资源的影响机制是独立的;而针对同一同期群的不同入学阶段来说,外生性资源同样可以影响学生的学习动机和学习能力,这种影响的中介环节是早期教育。

事实上,这种影响机制在中国尤其重要。原因在于中国学校内部的教学差异比较小,而学校间的教学差异却很大。而中国学生的课程又是固定的,基本不存在自主选课的情况。因此,中国学生一次升学转换很可能直接决定了之后3-4年他所能获得的教育质量。而这3-4年的教育质量又会影响到学生的学习动机和学习能力,进而影响其学习表现。而中国的统一考试招生制度,又使得学习表现成为升学转换过程中最重要的决定因素。这就使得早期获得优质教育的学生在升学过程中享有巨大的优势,这种累积优势或许比美国要更强。而一旦在早期教育阶段落后,学生就会处于劣势地位。通常所说的不让孩子“输在起跑线上”,就是这个道理。

总之,早期阶段享受较好教育的学生可以取得更好的成绩,从而进入更好的学校,并再次接受更好的教育。随着入学阶段的提高,这种优势得以不断累积,使得在后期阶段想要完成从低阶学校到高阶学校的转换越来越困难。早期异质教育体现为学校等级的影响。也就是说,学校等级在升学过程中的影响会越来越大,它在一定程度上是对社会经济地位作用的取代。如果这一机制存在的话,我们理应能够发现这样一个现象:

假设3:学校等级对学生升学的影响在升学过程中逐渐上升。

综上,本文认为,在制度环境相对稳定的前提下,家庭背景因素对学生升学的影响会随着入学阶段的提高而逐渐下降。其具体发生过程

如下:家庭背景对前次入学阶段 k (如小学升初中) 产生了重要影响,家庭背景较好的学生进入了教学质量较好的学校(学生升入重点初中)。此时,差异选拔导致本校学生不仅入学时的学习动机、能力趋同,家庭背景方面也逐渐趋同。而且,受生命历程发展,或者说学生个体成长的影响,家庭资源对学生学习动机、能力的转化效率下降。差异选拔和生命历程的共同作用使得家庭背景的影响相对地减小,而学生个人的影响则被放大了。最后,由于异质教育的作用,学校的教育资源转化为学生的学习动机和学习能力,来自较好学校的学生已经在学习动机和能力上具有优势,家庭干预的必要性和意愿亦有所降低。上述三个机制的共同结果,就是在第 $k+1$ 次升学过程中(如初中升高中),家庭背景的影响在减小。

总而言之,本文认为家庭社会经济地位和文化背景对子女教育机会的影响应随入学阶段的提升而下降,而学校等级的影响应上升。本文将采用 CGSS2008 的数据检验上述假设。

五、数据、变量和模型

(一) 数据

本研究使用的数据来自 2008 年全国综合社会调查(CGSS2008)。^① CGSS2008 采用多阶段随机抽样方法,在中国内地的城市和农村地区抽取了一个 6000 人的样本,其中城市和农村的样本量分别为 3982 人和 2018 人,具有全国代表性。该数据收集了有关被调查者教育经历的详细信息以及家庭背景方面的信息。本文选取在 1978 - 2008 年间升入初中、高中或大学的被调查者作为样本。并且,由于本研究目的是考察家庭背景对个人教育获得的影响,这里的教育经历获得被严格定义为正规、脱产的全日制教育,在职教育均不纳入考量。此外,毕业时间和入学时间间隔超过 5 年或以上的样本也不计入模型(如初中毕业 5 年后进入高中继续就读,该样本不进入初中升高中的升学模型)。各个教育阶段的有效样本量及相关变量的描述性统计见表 1。

^① 调查的组织过程、问卷、编码及更多相关信息可以参考 <http://www.chinagss.org/>。

表 1 相关变量描述统计表

变量	小学升初中		初中升高中		高中升大学	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
未升学	.155	.362	.421	.494	.692	.462
升学状况						
普通初中	.770	.421	—	—	—	—
重点初中	.075	.263	—	—	—	—
职业高中	—	—	.140	.347	—	—
普通高中	—	—	.318	.466	—	—
重点高中	—	—	.120	.326	—	—
大专	—	—	—	—	.178	.382
普通本科	—	—	—	—	.088	.283
重点本科	—	—	—	—	.042	.201
升学年代 (1978-1991年=0)	.342	.475	.451	.498	.598	.490
14岁时父亲 IESI (除以10)	3.134	2.008	3.320	2.070	3.804	2.125
父母受教育年限	7.713	4.293	8.055	4.240	9.012	4.158
14岁时居住地						
农村	.556	.497	.502	.500	.338	.473
县镇	.150	.357	.164	.371	.198	.399
地级市	.152	.359	.170	.376	.222	.416
省会/直辖市	.141	.348	.162	.369	.240	.427
民族(汉族=0)	.079	.269	.062	.241	.060	.237
性别(男性=0)	.529	.499	.506	.500	.476	.500
兄弟姐妹数	2.288	1.776	2.197	1.745	1.858	1.616
升学前学历						
普通初中	—	—	.913	.282	—	—
重点初中	—	—	.087	.282	—	—
职业高中	—	—	—	—	.263	.440
普通高中	—	—	—	—	.544	.498
重点高中	—	—	—	—	.193	.395
有效样本量	2587		2465		1502	

(二) 变量

1. 因变量

本文的因变量为每一入学阶段的入学情况。并且在每一入学阶段

的拟合模型中,排除了未接受低层次教育的样本。以初中升入高中为例,未曾就读于初中者不纳入模型。余下曾就读于初中的样本则进一步做如下编码:未升入高中=0,进入职业高中=1,进入非重点高中=2,进入重点高中=3。其中,重点中学(包括初中与高中)的定义为县、地级和省/直辖市属重点中学;重点大学的定义为教委直属和中央或国家部委直属高等院校。类型划分以该阶段进入的第一所学校为准。

2. 自变量

本研究的自变量包括以下几个。

(1)家庭社会经济地位:本文以子女14岁时父亲的职业状况换算的“标准国际社会经济地位指数”(ISEI)作为家庭社会经济地位的测量指标。CGSS按照“1988年国际标准职业分类代码”(ISCO88)记录受访者及其家庭成员的职业,因此可以方便地转化为ISEI。

(2)家庭文化背景:本文以父母受教育年限作为家庭文化背景的指标。CGSS 2008记录了受访者父母的详细情况,本文计算父母受教育年限以父母双方受教育年限较高一方为准。具体来说,未受过教育=0,私塾=3,小学=6,初中=9,高中及三校生=12,大专=15,本科=16,研究生及以上=19。

(3)学校等级:升学时所在学校等级。以初中升入高中为例,未曾就读于初中者不纳入模型,区分普通初中与重点初中,以虚拟变量的形式进入模型。高中升大学阶段则区分职业高中、普通高中与重点高中,实际进入模型的是职业高中和重点高中两个虚拟变量。

3. 控制变量

(1)性别:以男性为参照组,男性=0。

(2)民族:以汉族为参照组,汉族=0。

(3)14岁时主要居住地:分成4类,包括农村、镇和县城、地级市以及省会/直辖市,以农村为参照组。该变量比户口的解释力更好,具体说明可参见吴愈晓(2013a)。

(4)兄弟姐妹数:以曾经有过的所有兄弟姐妹数作为变量的测量指标。

(5)升学历史阶段:本文以升学的历史阶段来控制人口、制度、社会结构等宏观因素的影响。CGSS2008记录了被访者详细的教育信息,包括每一求学阶段的起讫时间。对于成功进入下一阶段(如初中毕业进入高中)的受访者,以较高阶段第一所学校的入校时间作为升学时

间;对于未成功进入下一阶段(如小学毕业未进入初中)的受访者,以较低阶段最后一所学校的毕业时间为升学时间。随后根据我国社会经济状况及教育政策的变化区分两个升学历史阶段:1978 - 1991年、1992 - 2008年,以1978 - 1991年组为参照组。毕业时间和入学时间间隔超过5年的不进入模型。

(三)统计模型^①

由于本文的因变量是多分类变量,同时参照国内外研究的惯例,本文采用多元 logistic 回归的方法,并采用 STATA 统计软件包对数据进行分析。前文提及的8个变量除了 ISEI 系数(除以10)、父母教育年限、兄弟姐妹数直接作为数值型连续变量进入模型外,其余变量都以虚拟变量的形式进入模型。

六、数据分析

表2记录了以未升学者为参照群体建立的 multinomial logistic 回归结果,为方便阅读,表2中仅列出我们最关心的 ISEI、父母受教育年限、学校等级的回归系数,完整回归结果可见附录表1。

(一)模型1:小学升初中阶段家庭背景的作用

模型1显示,社会经济地位、文化背景这两个先赋性因素在小学升初中阶段都显示出显著的影响。在控制其他因素的情况下,父亲的 ISEI 每增加10个单位,学生进入普通初中以及重点初中(相对于未升学而言)的优势比分别增加31.1% ($1.311 - 1 = 0.311$, $p < 0.001$)和36% ($1.36 - 1 = 0.36$, $p < 0.001$)。而父母教育年限每增加1年,相应优势比则分别增加12.4% ($1.124 - 1 = 0.124$, $p < 0.001$)和23.9% ($1.239 - 1 = 0.239$, $p < 0.001$)。

(二)模型2:初中升高中阶段家庭背景及学校等级的作用

模型2显示,到了初中升高中的阶段,社会经济地位与文化背景的

^① 感谢各位师友和匿名专家对模型提出的批评和建议。

表 2 阶段教育分流的 multinomial logistic 模型回归结果(无交互项,仅自变量)

变量	模型 1 小学升初中			模型 2 初中升高中			模型 3 高中升大学		
	普通初中	重点初中	职业高中	普通高中	重点高中	大专	普通本科	重点本科	
升学年代	.584* (.227) [1.793]	.377 (.314) [1.458]	.481* (.217) [1.617]	-.093 (.166) [.912]	.713** (.243) [2.039]	.986** (.307) [2.680]	.947** (.344) [2.579]	.702 (.412) [2.018]	
14 岁时父亲 ISEI (除以 10)	.271*** (.064) [1.311]	.307*** (.079) [1.360]	.110* (.045) [1.117]	.085* (.041) [1.089]	.178** (.055) [1.195]	-.011 (.052) [.989]	.062 (.074) [1.064]	.056 (.092) [1.057]	
父母受教育年限	.117*** (.022) [1.124]	.214*** (.036) [1.239]	.069** (.025) [1.071]	.085*** (.020) [1.088]	.085** (.031) [1.088]	.060 (.032) [1.062]	.066 (.042) [1.068]	.122* (.050) [1.130]	
学校等级									
重点学校	—	—	.872* (.356) [2.393]	-1.231*** (.350) [.292]	2.418*** (.267) [11.229]	1.207*** (.236) [3.343]	1.902*** (.275) [6.700]	2.200*** (.355) [9.028]	
职业高中 ⁵	—	—	—	—	—	-2.032*** (.354) [1.131]	-4.287*** (1.021) [.014]	-3.854*** (1.035) [.021]	
常数项	.278 (.255)	-3.288*** (.519)	-2.494*** (.352)	-1.660*** (.257)	-3.850*** (.357)	-2.531*** (.546)	-3.304*** (.583)	-4.751*** (.805)	
N	2587			2465			1502		
Pseudo R ²	.16			.16			.23		
Log Likelihood	-1436.44			-2094.33			-638.93		

注:(1)圆括号里数字为标准误,方括号里数字为优势比(odds ratio), $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。(2)升学年代以 1978 - 1991 年为参照群体。(3)学校等级以普通初中、普通高中为参照群体。需要特别说明的是,按照惯例应分别以参加中、高考时的最低学校等级即普通初中和职业高中作为参照组,但样本中职高中生进入普通大学/重点大学的数量过少(1992 年前没有职高中生进入普通大学/重点大学就读,1992 年后仅有 1 名职高中生进入普通大学,1 名进入重点大学),因此改为以普通高中为参照群体。

影响在显著性和作用大小方面都有所下降。在其他因素不变的情况下,父亲的 ISEI 每增加 10 个单位,其子女进入职业高中(相对未升学而言)的优势比增加 11.7% ($1.117 - 1 = 0.117, p < 0.05$),进入普通高中的优势比增加 8.9% ($1.089 - 1 = 0.089, p < 0.05$),进入重点高中的优势比增加 19.5% ($1.195 - 1 = 0.195, p < 0.001$)。相对于小学升入普通初中及重点初中阶段时 31.1% 与 36% 的优势比,影响力有较大的下降。同样,父母教育年限增长的效应也有所减低,其他变量不变,父母受教育年限每增加 1 年,其子女进入职高、普高、重点高中的优势比分别增长 7.1% ($1.071 - 1 = 0.071, p < 0.05$)、8.8% ($1.088 - 1 = 0.088, p < 0.001$) 和 8.8% ($1.088 - 1 = 0.086, p < 0.01$),较小学升入普通初中和重点初中阶段的 12.4% 和 23.9% 的优势比,也有所下降。

与家庭社会经济地位、文化背景影响被削弱形成鲜明对比的是,学校等级的影响在这一阶段十分明显。^① 相对于普通高中的学生而言,就读于重点初中的学生进入职高的优势比(相对于未升学而言)高了 139.3% ($2.393 - 1 = 1.368, p < 0.05$),进入普高的优势比低了 70.8% ($0.292 - 1 \approx -0.708, p < 0.001$),进入重点高中的优势比则高了整整 1022.9% ($11.229 - 1 \approx 10.229, p < 0.001$)。也就是说,重点初中的毕业生比普通初中毕业生进入重点高中的可能性大得多,其中进入不了重点高中的毕业生则比普通中学的毕业生更有可能进入职业高中,就读普通高中不是他们偏好的选择。学校等级与入学状况之间的这种非线性关系可能是由于进入普高/职高的重点初中毕业生成绩一般较差,相较于普通高中提供的质量一般的学术教育,他们可能更看重职高可以提供的教育回报。

(三)模型 3:高中升大学阶段家庭背景及学校等级的作用

模型 3 显示,高中升大学阶段家庭社会经济地位、父母受教育年限的作用基本都不显著。仅有父母受教育年限对重点本科入学的影响是显著的,也就是说,父母教育每增加 1 年,学生进入重点大学(相对未升学)的优势比就会增加 13% ($1.13 - 1 = 0.13, p < 0.05$)。但如果暂且忽略统计上的不显著,比较大学阶段与高中阶段 ISEI 与父母受教育

① 重点初中与高中入学状况的联合分布见附录表 2。

年限所造成的优势比差异大小,也不难发现对于每一组对应的学校类型来说(职高-大专,普高-普通本科,重点高中-重点本科),ISEI、父母受教育年限的作用都要更小。

升大学阶段学校等级的影响力则得到了进一步的加强,而且这种影响都是显著的。学轨制的影响尤其明显:无论是重点本科院校还是非重点本科院校,职业高中的学生(相对未升学而言)的优势比要比普通高中学生的低90%左右($0.014 - 1 = -0.986, p < 0.001$; $0.021 - 1 = -0.979, p < 0.001$)。也就是说一旦进入职业高中,重新回到大学本科是几乎不可能的。即使是在大专的竞争上,职业高中的学生(相对于普通高中学生)也处于劣势,这可能是由于即使职业高中也只有成绩较好的一小部分学生会选择继续上大学,绝大部分职校毕业生在成绩上不达标,也已经有了谋生所必须的某些技能,因此并无意做进一步的深造。

在升大学阶段,重点制的影响也进一步加强,相对于普通高中生而言,重点高中学生(相对于未升学而言)升入大专、普通本科、重点本科的优势比(相对未升学而言)分别要高234.3% ($3.343 - 1 = 2.343, p < 0.001$)、570% ($6.7 - 1 = 5.7, p < 0.001$)和802.8% ($9.028 - 1 = 8.028, p < 0.001$),影响非常大。同样需要说明的是,高中升大学阶段学校等级的估计值可能是偏高的,其原因主要在于升入重点本科的学生过少。

从模型结果来看,家庭社会经济地位与文化背景的作用在升学过程中不断削弱,支持了假设1与假设2。相反,学校等级在初中升高中与高中升大学阶段起到了很大作用,并呈现出逐渐升高的趋势,但考虑到回归系数也可能存在偏误,只能说假设3得到了部分支持。总体来看,可以认为社会经济地位和文化背景的影响主要在早期实现,后期这种影响逐渐为学校等级所取代。

七、结论与讨论

本文试图从跨入学阶段比较的角度对现有的教育不平等研究做出补充。本文认为,教育机会不平等不仅随宏观社会历史条件的变化而变化,也会随着个体升学发生变化。在社会历史条件相对稳定的情况

下,社会经济地位、家庭文化背景的作用在早期入学阶段影响最大,随着入学阶段的上升而逐渐下降;学校等级的作用则相反,随着入学阶段的上升而逐渐上升。

本文指出,这主要是出于三个机制的共同作用:(1)差异选拔,即早期入学阶段的筛选导致学生家庭的社会经济地位和文化背景趋于一致;(2)生命历程发展,即家庭资源对学习动机、能力的转化能力下降,学生自身的学习动机、能力逐渐成为学习成绩的主导因素;(3)异质教育,早期优质教育资源转化为学生的学习动机和学习能力,使得结构授予的作用相对下降。^①这三个机制扩充了刘精明(2008)及李煜(2006)对于教育不平等产生机制的研究,指出外生性家庭资源同样可以通过学生的学习动机、学习能力发挥作用。此外,中国的教育和招生制度也使得异质教育机制显得格外重要。

本文随后运用 CGSS2008 的数据对上述假设做出检验。其中家庭社会经济地位以父亲 ISEI 为指标,家庭文化背景以父母教育年限较高者为指标,学校等级以开学时的学校类型为指标。控制变量则包括性别、民族、14 岁时主要居住地、兄弟姐妹数和升学历史阶段。多元 logistic 回归模型结果显示,社会经济地位的影响在小学升初中阶段较强,随着教育阶段的提高而逐渐减弱。家庭文化背景的影响存在相同的趋势。学校等级的影响则随入学阶段的提高而进一步上升,学轨制的影响很大,职业路径的学生很难转向学术路径;学术路径中重点制的影响也很突出,重点学校学生在升学上享有很大的优势。

数据分析结果大体支持了本文的研究假设,可以认为社会经济地位和文化背景的影响主要在早期实现,后期这种影响逐渐削弱,学校等级则相应地扮演着更为重要的角色。也就是说,针对社会低阶层的教育筛选在初等教育阶段表现得最为严苛,他们中的大多数人早已“输在起跑线”。在中高等教育阶段,社会经济地位的作用逐渐为学生的学校等级所取代。高阶层家庭在早期教育阶段帮助孩子进入更好的学校,接受更好的教育。接受良好教育的子女在考试中占据优势,从而进入更好的学校,继续接受更好的教育。这种优势步步累积,直至踏上工

① 需要指出的是,作者尝试加入了学校等级和家庭背景之间的交互作用,但结果基本上也不显著。而理论上如果异质教育机制可以成立,那么来自更好学校的学生家庭 ISEI 和教育年限的作用应该更低,这与数据结果是不完全吻合的。因此我们面对结论 3 可能要更加谨慎。感谢匿名专家的意见。

作岗位。而最为严重的就是这一社会再生产过程往往会被掩盖在表面上平等的标准化考试中。

从政策意涵上看,政府应当重视初中等教育的不平等,高等教育不平等一定程度上仅仅是初中等教育不平等的延续,这一结论也得到了其他学者的支持(李春玲,2014)。事实上,在经济比较发达的地区如上海、江苏,已经出现了大批收费高昂的民办学校,尤其是民办小学、民办初中,他们掌握着小学、初中阶段最优质的教育资源,如果本文所验证的作用机制属实的话,以经济壁垒作为重要入学标准的民办学校不断扩张,无疑为教育不平等的生产提供了有利条件。

在新形势下如何保证初中等教育机会的分配公平、不产生巨大的阶层分化,将是一个全新的挑战。当然,实现社会流动并不是教育的惟一功能,优良的家庭环境和家学传统往往是培养卓越人才的重要基础,究竟何种程度上的教育均等在应然意义上是合适的,在实然意义上是有益于社会总效益提升的,尚且有待进一步探讨。正如应星、刘云杉(2015)所指出的,在谈论教育不平等问题时,既要体察到教育在促进社会公平上的意义,也要自觉意识到这种追求的限度。如何处理教育的效率和公平之间的关系,可能是教育哲学和教育科学中一个永恒的主题。

本文的主要不足在于没有处理内生性问题,因而在因果推断上有所不足(Holm & Jæger, 2011; Lucas, 2001; 陈云松、范晓光,2010, 2011),也没有考虑到家庭资源可以通过学校层级而对升学产生的间接影响。这主要是因作者学力有限,如何以更严格的方式进行教育不平等的跨阶段比较,将是值得进一步努力的方向之一。同时,本文并没有讨论宏观社会过程如城乡二元结构、地方社会经济的发展、地方教育投入、区域性营养与健康条件、劳动力市场状况的变化乃至人口结构变动等因素对教育不平等的影响,而正如刘精明(2008)所指出的,这些是深入讨论教育公平问题时需要纳入考量的。此外,本文严格来说只对三个机制提供了间接的支持,并没有彻底打开教育不平等生产的黑箱。早期优质教育如何具体影响学生的学业成就,是仅仅将学校的优势教育资源转化为更高的学业成就,还是在此基础上进一步放大家庭背景的影响?这些问题还有待更为微观细致的研究。

附录:

表 1 各阶段教育分流的 multinomial logistic 模型回归结果(无交互项)

变量	模型 1 小学升初中			模型 2 初中升高中			模型 3 高中升大学		
	普通初中	重点初中	职业高中	普通高中	重点高中	大专	普通本科	重点本科	
入学年代	.584* (.227) [1.793]	.377 (.314) [1.458]	.481* (.217) [1.617]	-.093 (.166) [.912]	.713** (.243) [2.039]	.986** (.307) [2.680]	.947** (.344) [2.579]	.702 (.412) [2.018]	
14 岁时父亲 ISEI	.271*** (.064) [1.311]	.307*** (.079) [1.360]	.110* (.045) [1.117]	.085* (.041) [1.089]	.178** (.055) [1.195]	-.011 (.052) [.989]	.062 (.074) [1.064]	.056 (.092) [1.057]	
父母受教育年限	.117*** (.022) [1.124]	.214*** (.036) [1.239]	.069** (.025) [1.071]	.085*** (.020) [1.088]	.085 (.031) [1.088]	.060 (.032) [1.062]	.066 (.042) [1.068]	.122* (.050) [1.130]	
学校等级									
重点学校	—	—	.872* (.356) [2.393]	-1.231*** (.350) [0.292]	2.418*** (.267) [11.229]	1.207*** (.236) [3.343]	1.902*** (.275) [6.700]	2.200*** (.355) [9.028]	
职业高中	—	—	—	—	—	-2.032*** (.354) [1.131]	-4.287*** (1.021) [.014]	-3.854*** (1.035) [.021]	
14 岁居住地									
县镇	.734* (.287) [2.083]	1.597*** (.365) [4.938]	1.017*** (.246) [2.765]	1.319*** (.192) [3.739]	.960*** (.276) [2.611]	.194 (.287) [1.214]	.185 (.410) [1.203]	.558 (.495) [1.747]	

续附表1

变量	模型1 小学升初中		模型2 初中升高中			模型3 高中升大学		
	普通初中	重点初中	职业高中	普通高中	重点高中	大专	普通本科	重点本科
地级市	1.118*** (.331) [3.058]	1.465*** (.424) [4.327]	1.159*** (.250) [3.186]	1.651*** (.192) [5.213]	1.706*** (.261) [5.506]	.344 (.283) [1.410]	.094 (.399) [1.098]	.608 (.491) [1.837]
省会/直辖市	1.738*** (.403) [5.688]	1.969*** (.499) [7.163]	1.707*** (.257) [5.514]	2.025*** (.212) [7.573]	1.793*** (.284) [6.006]	.483 (.279) [1.621]	.661 (.373) [1.938]	.919 (.491) [2.506]
民族	-1.166*** (.250) [3.312]	.220 (.377) [1.247]	-.626 (.402) [.535]	-.644 (.385) [.525]	-.010 (.420) [.990]	-.517 (.436) [.596]	.298 (.466) [1.347]	-.276 (.829) [.759]
性别	-.456** (.165) [.634]	-.284 (.253) [.752]	-.098 (.178) [.907]	.053 (.140) [1.054]	-.156 (.195) [.855]	-.274 (.194) [.760]	-.404 (.255) [.668]	-.773* (.348) [.462]
兄弟姐妹数	-.111* (.046) [.895]	-.334** (.108) [.716]	-.177** (.061) [.838]	-.206*** (.053) [.814]	-.145 (.080) [.865]	-.076 (.084) [.927]	-.588*** (.146) [.555]	-.686** (.228) [.504]
常数项	.278 (.255)	-3.288*** (.519)	-2.494*** (.352)	-1.660*** (.257)	-3.850*** (.357)	-2.531*** (.546)	-3.304*** (.583)	-4.751*** (.805)
样本数	2587		2465			502		
Pseudo R ²	.16		.16			.23		
对数似然比	-1436.44		-2094.33			-638.93		

注：(1)圆括号里数字为标准误，方括号里数字为优势比(odds ratio)，* p < 0.05；** p < 0.01；*** p < 0.001。(2)升学年代以1978 - 1991年为参照群体。(3)学校等级以普通初中、普通高中为参照群体。由于职高生进入普通大学/重点大学的数量过少，样本中只有1名职高生进入普通大学，1名进入重点大学，1992年前这个数目则为0。这个事实固然极端地说明了大学入学阶段学轨制的重要作用，但以职高生为高中等级的参照群严重影响了模型的估计，因此改为以普通高中为参照群体。

表 2 初中等级与高中入学状况的联合分布表

高中入学	初中等级		总计
	普通初中	重点初中	
未入学	997 (44.29%)	41 (19.16%)	1038 (42.11%)
职业高中	313 (13.90%)	32 (14.95%)	345 (14.00%)
普通高中	767 (34.07%)	18 (8.41%)	785 (31.85%)
重点高中	174 (7.73%)	123 (57.48%)	297 (12.05%)
总计	2251 (100%)	214 (100%)	2465 (100%)

注:数字为人数,括号内为列百分比。

表 3 高中等级与大学入学状况的联合分布表

大学入学	高中等级			总计
	职业高中	普通高中	重点高中	
未入学	377 (95.44%)	562 (68.9%)	101 (34.83%)	1040 (69.24%)
大专	16 (4.05%)	171 (20.93%)	80 (27.59%)	267 (17.78%)
普通本科	1 (.25%)	58 (7.1%)	73 (25.17%)	132 (8.79%)
重点本科	1 (.25%)	26 (3.18%)	36 (12.41%)	63 (4.19%)
总计	395 (100%)	817 (100%)	290 (100%)	1502 (100%)

注:数字为人数,括号内为列百分比。

参考文献:

- 巴兰坦,珍妮·H·弗洛伊德·M·海默克,2011,《教育社会学——系统的分析》,熊耕、王春玲、王乃磊译,北京:中国人民大学出版社。
- 陈云松、范晓光,2010,《社会学定量分析中的内生性问题——测估社会互动的因果效应研究综述》,《社会》第4期。
- ,2011,《社会资本的劳动力市场效应估算——关于内生性问题的文献回溯和研究策略》,《社会学研究》第1期。

- 冯乐安,2012,《谁更容易上大学——关于扩招以来高等教育机会公平研究的文献述评》,《教育学术月刊》第8期。
- 高明华,2013,《教育不平等的身心机制及干预策略——以农民工子女为例》,《中国社会科学》第4期。
- 郝大海,2007,《中国城市教育分层研究(1949-2003)》,《中国社会科学》第6期。
- 洪岩璧,2010,《族群与教育不平等——我国西部少数民族教育获得的一项实证研究》,《社会》第2期。
- 侯龙龙、李锋亮、郑勤华,2008,《家庭背景对高等教育数量和质量获得的影响——社会分层的视角》,《高等教育研究》第10期。
- 李春玲,2003,《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940-2001)》,《中国社会科学》第3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。
- ,2014,《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。
- 李强,2008,《改革开放30年来中国社会分层结构的变迁》,《北京社会科学》第5期。
- 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。
- ,2009,《代际流动的模式:理论理想型与中国现实》,《社会》第6期。
- 刘精明,2008,《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》,《中国社会科学》第5期。
- 刘志民、高耀,2011,《家庭资本、社会分层与高等教育获得——基于江苏省的经验研究》,《高等教育研究》第12期。
- 谭敏、谢作栩,2011,《家庭背景、族群身份与我国少数民族的高等教育获得》,《高等教育研究》第10期。
- 文东茅,2005,《家庭背景对我国高等教育机会及毕业生就业的影响》,《北京大学教育评论》第3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。
- ,2013a,《教育分流体制与中国的教育分层》,《社会学研究》第4期。
- ,2013b,《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。
- 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。
- 应星、刘云杉,2015,《“无声的革命”:被夸大的修辞——与梁晨、李中清等的商榷》,《社会》第2期。
- 张丽,2011,《当代西方教育分层研究的发展——兼论转型社会教育分层研究框架》,《理论界》第2期。
- 张兆曙、陈奇,2013,《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》,《社会学研究》第2期。
- Guo, Maocan & Xiaogang Wu 2008, "School Expansion and Educational Stratification in China,

- 1981 - 2006." Paper presented in Meeting of ISA - RC02 of 2008. June 26 - 28, 2008, Neuchatel (Switzerland).
- Hannum, Emily 2002, "Educational Stratification by Ethnicity in China: Enrollment and Attainment in the Early Reform Years." *Demography* 39(1).
- Holm, Anders & Mads Meier Jæger 2011, "Dealing with Selection Bias in Educational Transition Models: The Bivariate Probit Selection Model." *Research in Social Stratification and Mobility* 29(3).
- Lucas, Samuel R. 1996, "Selective Attrition in a Newly Hostile Regime: The Case of 1980 Sophomores." *Social Forces* 75(2).
- 2001, "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects." *American Journal of Sociology* 106(6).
- Mare, Robert D. 1980, "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of the American Statistical Association* 75(370).
- 1981, "Change and Stability in Educational Stratification." *American Sociological Review* 46(1).
- Raftery, Adrian E. & Michael Hout 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921 - 75." *Sociology of Education* 66(1).
- Treiman, Donald J. 2013, "Trends in Educational Attainment in China." *Chinese Sociological Review* 45(3).
- Walder, Andrew G., Bobai Li & Donald J. Treiman 2000, "Politics and Life Chances in a State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949 to 1996." *American Sociological Review* 65(2).
- Wu, Xiaogang 2010, "Economic Transition, School Expansion and Educational Inequality in China, 1900 - 2000." *Research in Social Stratification and Mobility* 28(1).
- Zhou, Xueguang, Phyllis Moen & Nancy Brandon Tuma 1998, "Educational Stratification in Urban China: 1949 - 94." *Sociology of Education* 71(3).

作者单位:复旦大学社会发展与公共政策学院社会学系
责任编辑:杨 可