

社会出身与教育获得^{*}

——基于 CGSS 70 个年龄组数据的历史考察

方长春 风笑天

提要:社会出身对人们教育获得的影响受制于人们所处的社会情境。在中国最近几十年的社会变迁过程中,社会出身,或者说先赋性因素对人们的教育获得的影响经历了怎样的历史变化?对 CGSS 70 个年龄组教育获得过程的考察表明,先赋性因素影响作用的历史变动过程在一定程度上表现出了基于重大事件的历史分期特征和从“平均主义”模式转向“自由竞争”模式的特征。本研究还显示,以往的模式转换和重大事件历史分期假定并不能充分描绘先赋性因素对教育不平等影响作用的历史变迁过程,在得到普遍关注的宏观过程之外,可能还存在着被忽略的、同样作用于教育不平等形成的结构性因素。社会变迁过程对于教育不平等的影响有待更为细致的检验。

关键词:教育获得 社会出身 先赋性因素 历史变迁 教育不平等

一、引言

教育在社会流动中作用的加强被看作是社会结构开放性的表现。然而,教育这一被视为人们通过后天努力而获得的禀赋,其本身的获取过程也不可避免地受到人们的社会出身或者说先赋性特征的影响。布劳和邓肯(Blau & Duncan, 1967)开创性的研究表明,在现代工业社会中父亲的受教育程度会影响到子代的教育获得,并且通过子代的教育来影响子代的职业地位。可以说,先赋性因素对教育获得的影响是阶层再生产重要的中介机制。有学者甚至指出,教育是代际地位再生产的最为重要的隐蔽机制(布尔迪厄、帕斯隆, 2002a, 2002b),即便在教育扩张过程中,教育也有着最大限度维持社会不平等(Raftery & Hout, 1993)或有效维持不平等(Lucas, 2001)的特性。正是考虑到教育获得

* 本文初稿曾在 2017 年中国社会学年会上宣读。本文是南京大学文科“双重”项目“中国社会变迁与应用社会学的探索”阶段性成果。感谢匿名评审人的意见。文责自负。

过程中先赋性因素的作用对于理解一个社会的社会结构开放性或封闭性有着突出的意义,关注教育获得过程中先赋性因素的影响一直是教育不平等研究的重要切入点。

无论是从社会经济结构的角度来看,还是从教育发展本身来看,当代中国都经历了急剧的变革。在这个急剧变革的过程中,中国的人教育获得过程发生了怎样的变化?先赋性因素对人们教育获得的影响随时代的变化又发生了哪些变化?尽管这一议题已得到前期相关研究的关注,但正如后文将要提到的那样,其一,以往的相关研究通常假定先赋性因素对人们教育获得的影响在特定时期是固定不变的,研究所划分的时期也是相对有限的(如以5年或10年为间隔来划分年龄组或时代),对历史变迁的考察受制于研究者的年代划分;其二,近期的相关研究主要集中在改革开放以来或高等教育扩招以来先赋性因素对人们教育获得的影响,较少从更长的时间跨度上来讨论这一议题。与以往研究不同的是,本研究认为先赋性因素对于人们教育获得的影响不仅不是一成不变的,甚至在一个相对固定的时期内的不同年份,这种影响也可能存在一定的差异。本文借助大样本数据,通过对70个年龄组的分析,对1920年以来不同年份出生者的教育获得过程进行了考察,探析先赋性因素对人们的教育获得过程的影响是如何随时代变化而变化的,进而对宏观社会变迁过程作用于教育不平等形成机制的模式转换假定和重大事件历史分期假定加以反思。

二、文献回顾与研究思路

有关先赋性因素,或者说社会出身与教育获得之间的关联性,研究美国的科尔曼报告(Coleman Report)(Coleman et al., 1966)和研究英国的普洛登报告(Plowden Report)(Peaker, 1971)引发了人们广泛而深入的讨论。但这两项研究是以发达国家的情况为对象,而针对发展中国家的研究结论则不同:有研究指出,在发展中国家社会出身与教育获得之间的关联性非常微弱(Heyneman, 1976; Heyneman & Loxley, 1983),也有研究发现发展中国家社会出身与教育获得之间的关联性表现出与发达国家类似的特征(Buchmann & Hannum, 2001)。

就中国的情况而言,在一定历史时期,宏观的制度性安排对上述关

联性的削弱被大量研究所关注。1949年以后,国家在教育事业中扮演着重要的角色,国家政策及其变动的频繁性决定了教育事业的发展过程(Tsang, 2000),进而影响着教育分层过程。多数观点认为,在新中国成立后的一段时间内教育不平等曾因国家政策的干预而被削弱,教育获得表现出平均主义的倾向。按照汉纳姆(Hannum, 1999)的理解,1949年以来中国教育的政治安排可以用“社会主义的平均主义模式”(socialist egalitarian model)和“自由竞争模式”(liberal competitive model)来概括。20世纪50年代“平均主义”占主导模式,教育被当作消除阶级差异的重要方式,在这一模式下教育的城乡差异有所削弱。这一模式在文化大革命期间达到顶点(Hannum, 1999)。邓和特雷曼运用1982年的人口普查资料分析指出,在文化大革命期间,知识分子和干部家庭子女在教育获得方面的优势降到了最低点,而儿子教育获得与父亲社会经济地位关联性的下降正是国家干预的结果(Deng & Treiman, 1997)。梁晨等的历史学研究也表明,1949年以来,中国高等教育领域出现了一场革命,以往高等精英教育为社会上层子女所垄断的状况被打破,生源开始多样化,工农等社会阶层子女逐渐在其中占据相当比重,并成功地将这一比重保持到20世纪末(梁晨等,2012)。尽管遭到了少量的质疑,^①新中国成立后相当一段时间内教育除了性别差异^②之外的平均化趋势似乎已成为一种共识。

“自由竞争模式”被看作改革开放之后的主导模式,在这一模式下,教育的城乡和阶层差异有扩大的趋势,社会出身与人们教育获得的关联性有所加强。例如郝大海(2007)通过对中国综合社会调查(CGSS)2003年的数据分析表明,改革前,政策干预在一定程度上缩小了教育分层;改革后通过抑制较高阶层的教育诉求来实现教育分层最小化的政策干预已经终结,在教育领域内实行“补偿原则”向中下阶层倾斜教育资源的发展思路也未能如人所愿。李煜(2006)对同一数据的分析表明,恢复高考后,家庭阶层背景成为改革初期教育不平等的主要原因;1992年以后社会分化加剧,教育体制受市场化的冲击,家庭阶层背景的效用显现。李春玲(2003)的研究也表明,1978年之后,教育

① 如刘精明的研究指出,“文革”期间,入学、升学机会的获得仍然受制于较深刻的制度和因素,不平等的代际传承模式仍然影响着机会获得方面的不平等(刘精明,1999)。

② 鲍尔等(Bauer et al., 1992)的研究表明,1949-1988年间尽管中国政府为推动男女平等做了很多努力,但教育的性别分层依然存在,甚至有所加强。

机会分配的不平等程度逐步增强,家庭背景及制度因素对教育获得的影响力不断上升。结论类似的还有高勇(2008)、王伟宜(2013)、郭茂灿(Guo & Wu,2008)等人的研究。近来有更多的研究关注教育扩张,特别是高等教育扩招之后的教育分层过程。其中相当多研究表明,高等教育扩张并没有弱化教育不平等,随着高等教育的扩张,家庭背景对于人们的教育获得(Wu, 2010),特别是优质高等教育资源的获得机会仍然有直接的影响(Li, 2007;吴晓刚,2016;叶华、吴晓刚,2011)。

上述研究的基本思路可以借助汉纳姆(Hannum, 1999)的概念概括为从“平均主义模式”向“自由竞争模式”转变假定(后文简称模式转换假定)。此外,以往有关教育不平等的历史变迁研究还可以用“重大事件历史分期”假定(后文简称历史分期假定)来加以概括。所谓“历史分期假定”指的是依据重大事件将历史划分为几个阶段,通过比较分析不同历史阶段教育不平等形成机制的差异来考察教育不平等的变迁过程。其实,模式转换假定和历史分期假定的内在逻辑是一致的,两者都认为不平等的形成机制受制于宏观社会过程,只是历史分期假定认为社会变迁过程可以以重大事件为变迁节点分为几个阶段,教育不平等的变化过程也可以纳入这几个阶段来加以考察。通常用以进行历史分期的重大事件包括大跃进、文化大革命、改革开放、高等教育扩招等。其中一些研究关注了单个重大事件的历史分期作用,如文化大革命(刘精明,1999)、高等教育扩张(Wu & Zhang, 2010;刘精明,2006;唐俊超,2015;张兆曙、陈奇,2013)。有的则关注两个或两个以上重大事件的历史分期作用,如李煜(2006)关注到了“文革”、“恢复高考”、“教育产业化”的历史分期作用;李春玲对教育不平等历史变迁所作的5个(李春玲,2014)和6个(李春玲,2003)年代划分虽然没有直接依据前述重大事件,但其年代划分与以人们普遍关注的大事件为节点的时代划分方式基本对应;郝大海的相关研究也采用了类似的历史分期(郝大海,2007)。其他相关研究(Sato & Shi, 2007; Wu, 2011; Zhou et al., 1998;高勇,2008;侯利明,2015;吴愈晓,2012, 2013)大多按照出生或入学时间对研究对象进行历史分期,虽然不一定严格以前述大事件作为历史分期节点,但他们在探寻导致教育不平等变化的宏观情境时,都会或多或少地回到那些被普遍关注的历史分期。

从研究方法的角度来看,采用大事件历史分期的方法,或类似地将人们分成有限的年龄(年代)组的做法,大多是采用分时段(组别)回归

方法,即将被访者按(出生或入学)年代划分为不同的组别,对不同的组别进行回归分析,通过比较不同组别回归方程的系数,或者将组别设置为虚拟变量,分析其与各影响因素的交互效应的方式来考察教育不平等微观机制的变化。这样的研究思路有助于我们理解不同因素对教育获得的影响随历史时期(组别)的改变而发生的变化。但在这类做法中,分组数量通常有限,且组别划分的合理性建立在研究者对所划分的不同时期的宏观制度与社会结构性因素(譬如前述重大事件)对于教育不平等可能产生不同影响的判断之上。也就是说,这种方法使得我们对教育不平等的历史变化的理解建立在研究者的逻辑判断(或者说研究预设)的基础之上。^①此外,值得注意的是,组别回归的方法实际上假定了在各组别内部(特定时期内部)特定因素对人们教育获得的影响是固定不变的,而这一假定也是一种近似的假定。正如本文将要证实的,即便在某个特定的历史时期内部,特定因素对教育不平等的影响也存在一定的波动性。

无论是模式转换假定,还是历史分期假定,都有待于进一步验证。本研究关注的核心问题是:1920年以来,先赋性因素对人们教育获得的影响是如何随着时间的变化而发生变化的,本文希望借助对这一变化过程的历史考察,对宏观社会变迁过程作用于教育不平等形成机制的模式转换假定和历史分期假定进行反思。本研究与以往做法不一样的是:首先,尽管本研究也假定先赋性因素对人们教育获得的影响随着时间的变化而发生变化,但我们对这种变化并不作出历史分期的预设(或者说我们的“分期”不以时间段为基础,而是将每一个年份当作一个“时期”)。这种做法的好处之一是避免理论预设的不当可能导致的人为建构事实的错误。此外,这种做法实际上是将教育不平等形成机制的历史变化过程当作一个连续统,而不是分解为有限的几个历史阶段的变化。其次,我们借用了分层模型(multilevel model 或 hierarchical model)的基本思路,将研究对象按照出生年份分组,并假定家庭背景对人们教育获得的影响存在组别之间的差异,而组别的划分以研究对象出生年份为基础,因此组别间的差异可以被理解为家庭背景对人们教育获得的影响随年份变化而产生的变化。

① 划分有限组别通常是因样本规模有限,需保证每个组别的回归分析有足够的样本。

三、数据、变量与方法

(一) 数据

本研究数据来自中国人民大学“中国综合社会调查”(CGSS)。^①我们选择了该项目2003、2005、2006、2008、2010、2012、2013共7个年份的调查数据。^②由于本研究考察的是先赋性因素对人们最终获得的教育的影响,所以在各个年份的调查数据中,那些在校学生(尚未完成学校教育者)样本被剔除,被访者14岁或18岁时家庭背景信息缺失或未被采集^③的样本被剔除,最后共计获得35400个个有效样本。

根据我们的研究思路,本研究重点考察先赋性因素对人们教育获得之影响的历史变化过程,不同于以往研究的组别或年代划分的是,我们以每个年份的出生者为一个组别。由于1924年以前出生的样本在各出生年份中分布较少,我们将此前的年份出生的样本近似地划归到1924年的出生组;1993年之后出生者的年份分布情况也表现出类似的特征,所以我们将1993年之后出生的被访者也划归到1993年的出生组。由此我们得到了从1924年到1993年共计70个组别(age groups),组别(年份)最小观测值为32人。

(二) 变量

本研究关注的核心是人们的教育获得,我们以被访者最终获得的教育作为研究的因变量,以被访者受教育年限(eduy)来加以度量。根据历次调查的原始测量,我们将人们的受教育程度近似地转换成人们的受教育年限。此外,根据原始测量,我们还得到了人们是否接受了高等教育(含成人高等教育)(hedu)这个二分变量(hedu = 1表示接受过高等教育,hedu = 0表示没有接受过高等教育)。

以往有关教育不平等的研究通常都会以户籍、性别、父辈的受教育程度、父辈的社会经济地位这些先赋性因素作为解释变量,本研究也不例外。具体来说,各主要变量的处理方法如下:(1)户口(urban),这是

① 有关该项目的详细介绍请参见 <http://cgss.ruc.edu.cn>。

② 由于2011年的调查数据没有被访者年少时(14岁或18岁)父母的信息,因此没有采纳。

③ 部分年份的调查数据中农村样本相关信息未采集(或数据未录入)。

一个二分变量,取值分为“农业户口”(urban = 0)和“非农业户口”(urban = 1)。我们要考察的是被访者最初(年少时)的户口状况对其教育获得的影响,考虑到有一部分被访者通过升学实现户籍身份的转变(户籍是教育的结果而不是原因),根据原始测量提供的信息,当被访者一出生即为非农业户口的则其户口取值为“非农业户口”,如果被访者在被访时的户口为非农业户口,而其非农业户口是后来获取的,则其户口变量取值为“农业户口”。^① (2)被访者父辈的教育程度。我们取被访者(14岁或18岁时)^②父母亲受教育年限的最大值,生成一个新的变量来度量被访者父母的教育程度;在统计分析中我们对这一变量按照组别均值(group-mean,分组变量为研究对象的出生年份),而非全部样本的均值(ground-mean)进行了中心化处理,中心化处理后的变量命名为“cmaxfmedu”。之所以采用组别均值进行中心化处理,是为了确保被研究者父辈受教育程度具有可比性。举例来说,由于教育通胀(credential inflation)的作用,对于出生于20世纪40年代和90年代的被访者,若其父亲的受教育程度均为高中,这其实并不能表明他们的父亲教育程度相同。对于前者而言,在其同辈群体中,父亲文化程度为高中可能意味着受教育程度较高,而对于后者则不一定。(3)被访者父母亲的社会经济地位以被访者(14岁或18岁时)父母亲的职业地位来(ISEI)加以度量。根据原始测量中被访者父母亲的职业信息,通过转换分别得到被访者父母亲的职业地位指数,对被访者父母亲的职业地位指数进行平均得到被访者父辈职业地位指数。基于前文所述的原因,我们同样对这一变量按照组别均值进行中心化处理,得到被访者父辈职业地位指数的中心值(cmeanfmisei)。(4)性别变量我们用“male”表示,取值1代表男性,取值0代表女性。变量的描述统计如表1所示。

表1

变量的描述统计

N = 35400

变量(变量名)	均值	标准差	最小值	最大值
受教育年限(eduy)(单位:年)	8.78	4.48	.00	20.00
是否接受高等教育(hedu)	.15	.36	.00	1.00

① 新近一些年份的调查中出现了“居民户口”的情况,我们根据原始测量提供的有关获得“居民户口”之前的户口信息来判断被访者户口这一变量的取值。

② 在原始数据中,部分年份采集的是被访者14岁时父母的基本信息,而另一些年份采集的是18岁时父母的信息。

续表 1

变量(变量名)	均值	标准差	最小值	最大值
出生年份(age)	1963.20	14.56	1924.00	1993.00
性别(male)	.48	.50	.00	1.00
户口(urban)	.35	.48	.00	1.00
父辈教育程度(cmaxfmedu)	.00	4.05	-9.47	16.97
父辈职业地位(cmeanfmisei)	.00	11.47	-16.88	63.09

(三)方法

如前文所述,与以往研究的分组回归或建立时期虚拟变量的做法不同,我们采用了分层模型的方法。在分层模型当中也存在分组的问题,与以往组别回归有限组别划分不同的是,我们依据被访者的出生年份进行分组,这样就可以得到足够的组别,使得分层模型的第二层具有足够的观测量。

具体来说,我们按照出生年份将个体样本分成 1924 - 1993 年 70 个组,出生于同一年份者属于同一个组别。我们的分析模型分为两个层次,就受教育年限作为因变量的分析而言,第一层次的方程与普通的 OLS 回归方程非常相似(如方程 1 所示),但由于各个组别对应的回归系数并不相同,这些系数(β)随着组别的不同而不同(其中下标 $j = 1924 - 1993$);因此,进一步对方程 1 的系数在第二层次进行分解,分解为截距项(γ)和随机项(U),^①如方程 2 所示,其中 K 取值范围为 0 - 4,分别对应方程 1 的五个系数。以父辈教育对子代教育的影响为例,我们的基本逻辑可以理解为:在第 j 组中,父辈教育程度对子代教育获得的影响被分解为两个部分,即 $\beta_j = \gamma_0 + U_j$,其中 γ_0 可以理解为 70 个组别的平均影响,而 U_j 是第 j 组对这一平均影响的偏移。由于我们是按年份划分组别的,因此, $\gamma_0 + U_j$ 可以看作是第 j 个年份出生者父辈教育程度对其教育获得的影响, γ_0 代表这一影响在 70 个年份间的平均水平, U_j 代表第 j 年的影响偏离平均水平的程度。

① 根据分层模型的逻辑,这相当于将方程 1 计算得到的 70 个组别的相应的回归系数作为被解释变量(slopes as outcomes),解释其变异情况,相关案例和说明可参见 Gelman & Hill, 2007。需要说明的是,如果说组别间存在变化的话,相邻组别(年份)的影响作用可能有某种关联性(这种关联性与社会情境或政策的持续性有关),由于本文不直接解释组别(年份)间的变动(在第二层没有放入任何解释变量),因此不用特别关注相邻组别间的关联性。

方程 1:

$$\begin{aligned} \text{eduy}_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j} \times \text{male} + \beta_{2j} \times \text{urban} + \beta_{3j} \times \text{cmaxfmedu} \\ & + \beta_{4j} \times \text{cmeanfmisei} + \varepsilon_{ij} \end{aligned}$$

方程 2:

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} + U_{kj}$$

就高等教育机会而言,个体层面因素对高等教育获得的影响如方程 3 所示,其中 π_{ij} 为第 j 个出生年份第 i 个体获得高等教育的概率。我们同样假定个体层面的因素对人们高等教育机会获得的影响随组别(年份)变化而变化,所以方程 3 的回归系数同样分解为组别间的平均影响(γ)和各组(年份)的相对于这一平均影响的变动(U)(由于方程 4 表达式与方程 2 相似,此处省略)。

方程 3:

$$\begin{aligned} \text{logit}(\pi_{ij}) = \ln \left[\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}} \right] = & \beta_{0j} + \beta_{1j} \times \text{male} + \beta_{2j} \times \text{urban} \\ & + \beta_{3j} \times \text{cmaxfmedu} + \beta_{4j} \times \text{cmeanfmisei} + \varepsilon_{ij} \end{aligned}$$

方程 4(略)

四、分析与结果

(一) 先赋性因素对人们受教育水平的影响及其历史变动

表 2 是以人们的受教育水平作为因变量的分析,其中模型拟合的方法为限制性最大似然估计(restricted maximum likelihood)。模型 1 是空模型(null model),其中未加入任何预测变量,这实际上把人们的受教育年限分解为三个部分: $\text{eduy}_{ij} = \gamma_{00} + U_{0j} + \varepsilon_{ij}$,其中 γ_{00} 为人们的平均受教育年限, ε_{ij} 为个体层面的随机项, U_{0j} 是组别的变动情况。由于是按出生年份划分组别的,因此 U_{0j} 也可以理解为第 j 年出生者的受教育水平比(组间)平均受教育年限多出(或减少)的部分,也就是说 U_{0j} 反映了人们的受教育水平随组别(出生年份)的不同而发生的变化。 ε_{ij} 所体现的是个体层面的变异。从方差分量上来看,不同年份出生者由于组别(出生年份)的不同而表现出受教育程度的差异。

表 2 关于受教育年限的分层模型

	模型 1	模型 2	模型 3
	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)
截距(γ_{00})	8.0114(.3354) ***	6.9298(.3338) ***	6.7571(.3966) ***
性别(γ_{10})		1.5114(.0368) ***	1.7998(.1341) ***
户口(γ_{20})		1.0924(.0411) ***	1.1599(.0584) ***
父辈教育程度(γ_{30})		.2947(.0055) ***	.3126(.0087) ***
父辈职业地位(γ_{40})		.0612(.0020) ***	.0645(.0021) ***
	方差分量	方差分量	方差分量
截距(σ_{u0}^2)	7.8028 ***	7.7127 ***	.1091 ***
性别(σ_{u1}^2)			1.1482 ***
户口(σ_{u2}^2)			.0982 ***
父辈教育程度(σ_{u3}^2)			.0026 ***
父辈职业地位(σ_{u4}^2)			.0001 ***
Error variance(σ_{ϵ}^2)	16.1416	11.8731	1.1673
AIC	199293.5	188474.6	1880.7.6
BIC	199318.9	188534.0	188215.6
-log likelihood	99643.7	94230.3	93997.8
个体观测值	35400	35400	35400
组别观测值	70	70	70

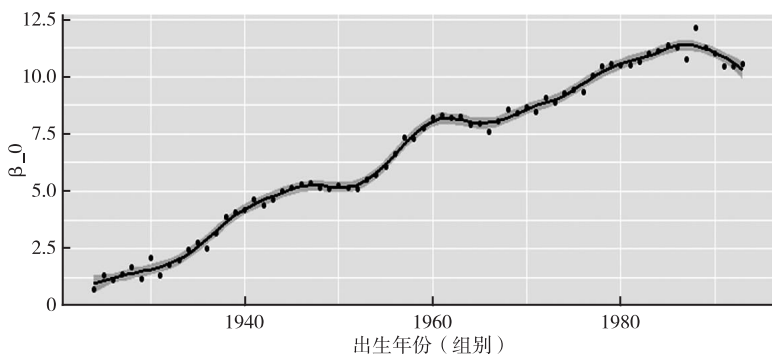
注:(1) AIC = Akaike Information Criterion; BIC = Bayesian Information Criterion。

(2) *** $p \leq 0.001$ 。

模型 2 是一个变截距模型(variable-intercept model),模型中加入了先赋性因素作为预测变量,但我们假定这些因素对人们教育获得的影响不随年份变动而变化,仅允许截距随年份变动而变动。从该模型中可以看出,先赋性因素对人们的教育获得均有明显的预测作用。为了便于解释,在本研究中,父辈的教育程度和父辈职业地位指数都进行了中心化处理,而性别和户籍未作中心化处理。因此截距项实际上是 1924 - 1993 年出生的农村女性的平均受教育水平,其平均值为 6.299 年,方差分量表明的是不同年份农村女性受教育水平围绕这一平均值的变动情况, $\sigma_{u0}^2 = 7.7127$ 说明农村女性平均受教育水平随出生年份(组别)变化有较大的变动。

模型 3 为变系数模型(variable-Coefficient model),即截距项和各自变量的回归系数均发生了变动。如模型 3 所示,在不考虑出生组别

(年份)间差异的情况下,出生于农村的女性平均受教育水平为 6.7571 年;男性平均比这一数值高出 1.7998 年;非农户籍者则平均高出 1.1599 年;当父辈文化程度比同年份出生者的父辈平均文化程度高出 1 年,则子代多接受 0.3126 年学校教育;当父辈职业地位(ISEI)比同年份出生者父辈职业地位均值高出 1 分,则子代多接受 0.0645 年教育。模型 3 的方差分量表明,前述这些影响因素对人们教育获得的影响随着人们出生年份(组别)的变化而不同。也就是说,如我们之前假定那样,先赋性因素对人们教育获得的影响一直存在,并且这种影响并不是固定不变,而是随着年代(组别)的变化而变化的。由于篇幅限制,表格 3 中没有将每个组的偏离值($U_j, j = 1924 - 1993$)列出,仅展现了这些偏离值的变异指标(σ_μ^2)。接下来,为了直观起见,我们将以图形的方式展示各出生年份(组别)家庭背景各因素对教育获得的影响作用(同时包含 70 个组别的平均水平和各组的变动情况,即 $\beta_j = \gamma + U_j$)。



说明:图 1 显示,1989 年以后出生者的平均受教育水平略有下降。在我们看来,这是由于受调查时点制约,这个年份以后出生者尚未充分包含在样本当中所致。图中阴影部分是 95% 置信水平下的置信区间,下同。

图 1 表 2 模型 3 截距项(β_0) 随出生年份推移的变动情况

图 1 显示的是模型 3 的截距随出生年份推移的变动情况。根据我们对变量的中心化处理,截距项所展示的其实是出生于农村的女性平均受教育水平的变动情况。从图 1 中可以看出,出生于农村的女性的平均受教育水平随着出生年份(组别)的推移总体呈持续上升的趋势。结合表 2 模型 3 来看,模型 3 中性别和户籍的回归系数均为正数,因此可以说,我国城乡男女的平均受教育水平都随着年代的变化而呈现持

续增加的趋势。如果说人们平均在 20 岁左右完成学校教育的话,那么也可以说从 20 世纪 40 年代($1924 + 20 = 1944$)到 21 世纪第一个 10 年($1993 + 20 = 2013$)期间,中国人的平均受教育水平总体呈持续上升的趋势。这一结论与以往相关研究一致。但从图 1 也可以看出,人们平均受教育水平随年代变化也表现出一定的波动性,这种波动性在一定程度上体现了他们所处时代的特征。例如 1945 - 1952 年出生者其平均受教育水平不但没有随出生年份推移而上升,反而有小幅下降,这或许与这些年份的出生者在其求学年龄段经历的急剧的政治与社会变革(如大饥荒、文化大革命等)有关;1960 - 1966 年出生者也表现出类似的特征,而这期间的出生者在其求学年龄段早期经历了文化大革命,末期则经历了最初的改革开放(改革开放为大龄青少年带来了更多的劳动机会)。

图 2 展示了性别对人们教育获得的影响是如何随着人们的出生年份(组别)的变化而变动的。从中可以看出一个总体的趋势,即男性相对于女性的受教育优势随着年代(组别)的推移而逐步削弱。当然,这种削弱的趋势并没有表现出完全的线性特征,在此期间存在多次波动。这些波动则可能是由那些未观测到的制度或结构性因素的变动导致的,这些因素的变动方式及其作用大小则有待于进一步探寻。当然,也有一些波动可以用人们已经普遍注意到的宏观事件来加以解释。如 1946 - 1955 年的出生者教育的性别不平等并没有下降,甚至有时会有小幅上升,这或许与他们在生命历程的早期经历大饥荒、在就学年龄段经历文化大革命有关。

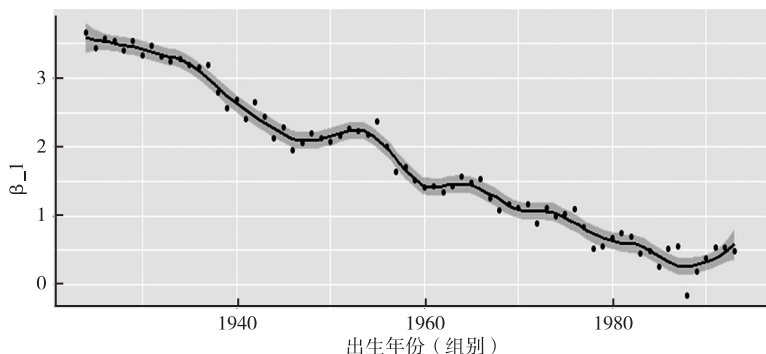


图 2 性别对人们教育水平的影响及其变动情况

图3展示了户籍这一因素对不同年份出生者受教育程度的影响。与以往研究发现一致的是,城乡户籍因素对教育不平等的作用一直存在。但从图3中可以看出,这种作用并没有随年代(组别)推移表现出持续一致的规律,这与以往研究以改革开放作为历史分割点的解读并不完全一致。对于1927年以前的出生者而言,随着出生年份的推移,非农户籍者受教育的优势有所增加。对于1935-1946年出生者,也许因其就学年龄段对应的是新中国成立初期,一个总的趋势是随着出生年代的推移户籍差异有所减弱。但从20世纪40年代中后期的出生者开始,一直到70年代初的出生者,教育的城乡户籍差异围绕一个轻微的向上弯曲的弧线而上下波动;从70年代初的出生者开始,教育的城乡户籍差异开始上升。也就是说,在新中国成立后相当长的一段时间内,教育的城乡户籍差异一直存在,而且近似地在相对恒定的水平上波动;从80年代后期开始(70年代出生者在70年代末80年代初进入就学年龄段,并于80中后期及以后完成学校教育),户籍因素的影响作用有所加强。这一研究发现既不同于前文提到的“平均主义模式”的假定,也不同于所谓的“市场竞争模式”的假定。如果说存在“市场竞争模式”的话,这一模式的突出表现并非始于改革开放初期,而是从80年代后期才开始显现。值得注意的是,图3显示,从1981年出生者开始,户籍差异总体呈下降趋势。这或许表明,以受教育年限衡量的教育的城乡差异从90年代以来(1981年及以后的出生者大多数在80年代末90年代初进入入学年龄段,并于90年代中后期及以后完成学校教育)有所缩减。

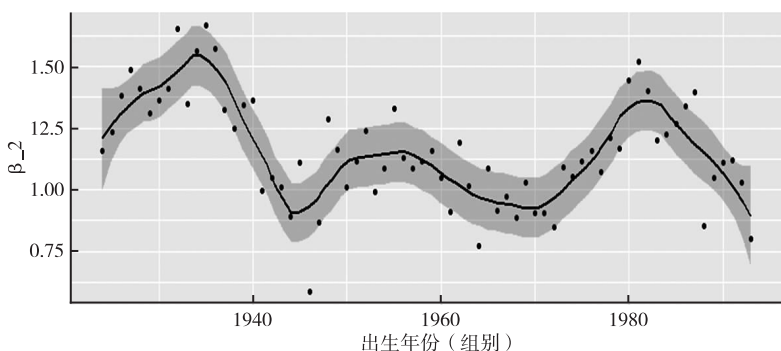


图3 户籍因素对人们教育水平的影响及其变动情况

图 4 显示的是不同年份出生者父辈的受教育程度对其教育获得的影响。从图 4 中可以看出,父辈受教育程度对子代教育获得的影响随年代(组别)变化总体表现出一个“M”型的特征,其中三个转折的拐点对应的出生年份分别是 1932 年、1963 年和 1981 年。这个“M”型展示的第一个上升和第一个下降过程与以往研究的发现基本一致,即从新中国成立之初到 20 世纪 70 年代中后期(1964 年及以后的出生者在 70 年代中后期及以后完成学校教育),父辈文化程度对子代教育获得的影响逐步下降,之后又开始上升。父辈文化程度的这一影响符合前文提到的“平均主义模式”和“自由竞争模式”的基本假定。但值得注意的是,对 1981 年之后的出生者而言,父辈文化程度对其教育水平的影响随出生年代的推移表现出的变化趋势虽然存在波动(且变动性较大),但总体趋于逐步减弱。这一变化特征既有悖于“自由竞争模式”,也不同于以往以改革开放作为历史分期节点的观察。一个可能的解释是,以受教育年程度量的教育不平等(基于父辈文化程度的不平等)有所减弱,但正如后文将要提到的那样,以受教育质量衡量的教育不平等却有所上升,可能更符合“自由竞争模式”的假定。

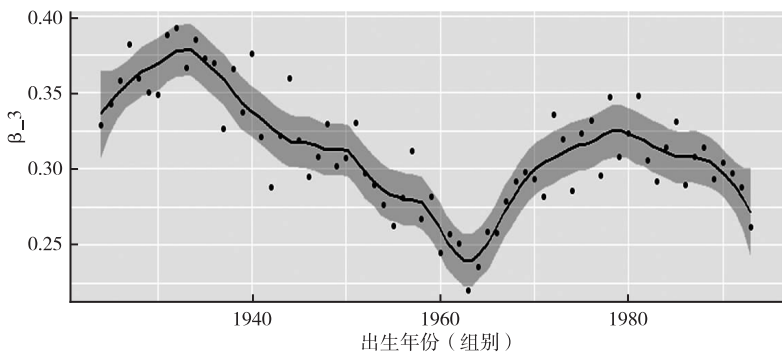


图 4 父辈受教育程度对人们受教育水平的影响及其变动情况

图 5 所示为不同年份出生者的父辈职业地位(ISEI)对其教育获得的影响。如图 5 所示,父辈职业地位对子代受教育水平的影响一直存在,但这种影响的变化过程并没有表现出以往相关研究所观察到的历史分期特征(父辈职业地位的影响在改革开放之前较低,而改革开放后逐步增强)。相反,从 70 年的时间跨度来看,如果忽略这期间的变

动性,可以说,随着出生年份的推移,父辈职业地位对人们教育获得的影响总体表现出下降的趋势。通过细致观察可以看出,1956年及以前的出生者(理论上他们差不多在70代中后期以前完成学校教育),父辈职业地位对其受教育水平的影响一直在一个相对恒定的水平上波动,随后这种影响随着子代出生年份的推移总体上呈现下降趋势。因此,可以说70年代中后期以来,父辈职业地位对子代受教育年限的影响总体呈现的不是上升而是下降的趋势。周雪光等的研究也曾表明,父亲的职业地位对子代教育获得的影响并非在所有时期都具有显著性(Zhou et al., 1998)。对于我们的这一发现,除了有待后续研究深入的探究之外,采用国际通行标准的职业地位指数来衡量中国人职业地位的有效性也值得进一步思考。当然,这一研究发现也可以如此归纳:随着教育的发展,以受教育年程度量的(基于父辈职业地位的)教育不平等有所下降,以教育质量度量的教育不平等则有可能上升。

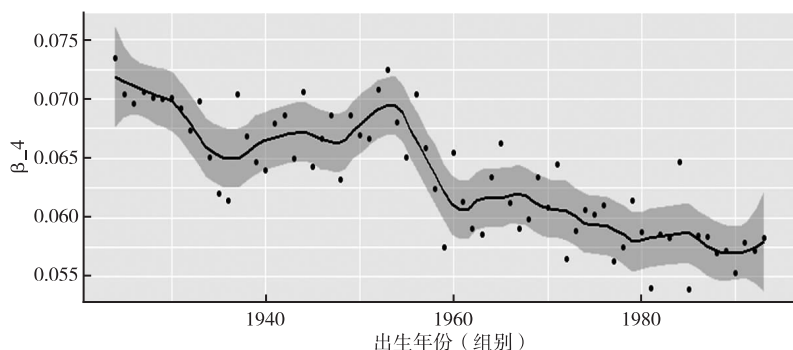


图5 父辈职业地位(ISEI)对人们受教育水平的影响及其变动情况

(二) 先赋性因素对高等教育机会获得的影响及其历史变动

表3分析了先赋性因素对人们高等教育机会获得的影响。其中模型1为空模型,即 $\text{logit}(\pi_{ij}) = \gamma_{00} + U_{0j} + \varepsilon_{ij}$ 。其中, U_{0j} 所反映的是人们接受高等教育机会随组别(出生年份)而发生的变化, $\sigma_{u0}^2 = 0.8037$ 意味着不同出生年份的人接受高等教育的机会是不一样的。模型2是将人们高等教育机会的变动在截距项进行分解,并假定先赋性因素对不同年份出生者的高等教育机会获得的影响是固定不变的。模型2显示,如果不考虑先赋性因素影响的历史变动性,这些因素对人们高等教

育机会获得的影响都是显著的。但模型 3 的方差分量显示,实际上这些因素对人们高等教育机会获得的影响并不是固定不变的,这符合我们最初的预设。模型 3 的 γ 值反映的是先赋性因素对人们高等教育机会获得的(在 70 年间的)平均影响,如模型所示,1924 - 1993 年间的出生者里男性接受高等教育的可能性是女性的 1.72 倍($e^{0.5438} = 1.72$); 非农户口者是农业户口者的 1.62 倍($e^{0.4813} = 1.62$);父辈受教育年限比同龄者的父辈每高出 1 年,则子女接受高等教育的机会增加 16% ($e^{0.1506} = 1.16$);父辈的职业地位(ISEI)比同龄者每高出 1 分,则子女接受高等教育的机会增加 0.38% ($e^{0.0372} = 1.038$)。表 3 模型 3 的方程分量显示的是在各个年份(组别中)先赋性因素对人们高等教育机会的影响围绕前述平均水平变动的情况。由于表格篇幅限制,表 3 中没有将每个年份的变动情况($U_j, j = 1924 - 1993$)列出,而图 6 至图 9 直观地展示了各年份(组别)家庭背景因素的影响(同时包含组间的平均作用和各组的变动情况,即 $\beta_j = \gamma + U_j$)。

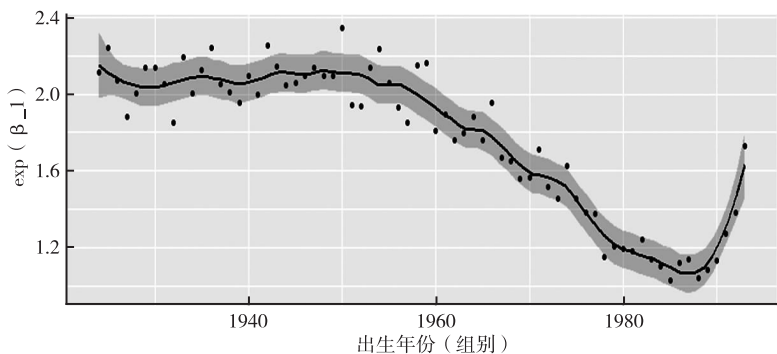
表 3 关于高等教育机会的分层模型

	模型 1	模型 2	模型 3
	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)
截距(γ_{00})	-2.0297(.1109)***	-2.7717(.1273)***	-2.7697(.1282)***
性别(γ_{10})		.4324(.0344)***	.5438(.0489)***
户口(γ_{20})		.5720(.0366)***	.4813(.0528)***
父辈教育程度(γ_{30})		.1557(.0052)***	.1506(.0067)***
父辈职业地位(γ_{40})		.0354(.0015)***	.0372(.0019)***
	方差分量	方差分量	方差分量
截距(σ_{i0}^2)	.8037***	1.0180***	1.0270***
性别(σ_{i1}^2)			7.108e-02***
户口(σ_{i2}^2)			8.291e-02***
父辈教育程度(σ_{i3}^2)			1.130e-03***
父辈职业地位(σ_{i4}^2)			3.518e-05***
Error variance(σ_{ϵ}^2)	.8655	.7856	.7808
AIC	2787.6	22872.2	22751.1
BIC	27887.5	2293.0	22920.5
-log like	13933.3	1143.0	11355.5
个体观测值	35400	35400	35400
组别观测值	70	70	70

注:(1) AIC = Akaike Information Criterion; BIC = Bayesian Information Criterion。

(2) *** $p \leq 0.001$ 。

图6显示的是性别因素对人们高等教育机会的影响及其随着人们出生年份(组别)的变动而变动的情况。从图6中可以看出,从上世纪20年代的出生者到50年代中后期的出生者,男性接受高等教育的机会都在女性的1.8倍以上。如果说人们平均在20岁左右完成学校教育,那么从20世纪40年代到70年代中期,男性接受高等教育的机会是女性的1.8倍以上(尽管存在一定的波动)。也就是说,在新中国成立后,尽管如前文所示,以受教育年限衡量的教育性别不平等逐步下降,但高等教育的性别差异却在相当长的一段时间内一直维持在一个较高的水平。从20世纪50年代中后期的出生者开始,随着时间的推移,高等教育的性别差异逐步减弱,到80年代末的出生者中高等教育的性别差异接近于消失。换言之,高等教育机会的性别差异在70年代中后期有一个明显的转折点,从此逐步减弱,这或许跟随后的改革开放以及独生子女政策为女性带来更多的高等教育机会有关。



说明:图示曲线末端上升的趋势是否意味着高等教育机会的性别差异有所增加有待于进一步的数据检验,在本研究中这种变化可能与最近年份出生的样本涵盖不足有关。

图6 性别对高等教育机会的影响及其变动情况

就城乡户籍因素对高等教育机会的影响而言,如图7所示,高等教育的户籍差异一直存在,这种差异从20年代的出生者到60年代中期的出生者一直在一个相对平稳且较低的范围内波动。考虑到人们的就学年龄段,可以说从新中国成立前至80年代中期,高等教育的城乡户籍差异尽管一直存在,但这种差异处在一个较低的水平。从60年代中

后期的出生者开始,随着出生时间的推移,高等教育的城乡户籍差异快速拉大,到80年代中后期的出生者,这种差异达到最高水平。换言之,高等教育的城乡户籍差异从80年代中后期开始出现,到2000年之后快速拉大。城乡户籍因素对人们高等教育机会获得的影响的变动过程基本符合前文提到的从“平均主义模式”到“自由竞争模式”的转变,但与以往的研究结论略有不同的是,这个转变的时间点不是改革开放,也不是90年代高等教育扩张之时,而是从80年代中后期开始的(60年代中后期出生者在80年代中后期左右度过高等教育年龄段)。此外,一个值得注意的现象是,从80年代中后期的出生者开始(他们差不多从2000年之后陆续进入接受高等教育年龄),随着出生时间的推移,高等教育的户籍差异虽然还处在一个较高的水平,但开始表现出下降的趋势,这或许与90年代末开始的高等教育扩张有关。

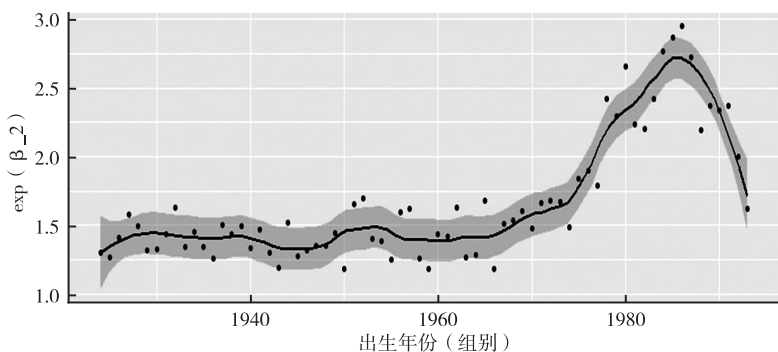


图7 户籍因素对高等教育机会的影响及其变动情况

就父辈受教育水平对子代高等教育机会获得的影响及其变动情况而言,如图8所示,父辈受教育水平对子代高等教育机会获得的影响一直存在。对于50年代末以前的出生者而言,这种影响一直在相对稳定的范围内波动,但对于50年代末以后的出生者而言,父辈受教育水平对其高等教育机会获得的影响随着出生年份的推移越来越突出。换言之,从70年代末开始,父辈受教育水平对子代高等教育机会获得的影响呈现上升的趋势,其变化过程符合从“平均主义模式”到“自由竞争模式”的转变,并且转变的时间点与以往相关研究也基本一致。值得注意的是,如图8所示,对于1990年以后出生者,这种影响力似乎有所

减弱,这可能是由于90年代末的高校扩招使得所有阶层的高等教育入学机会都增加了。^①

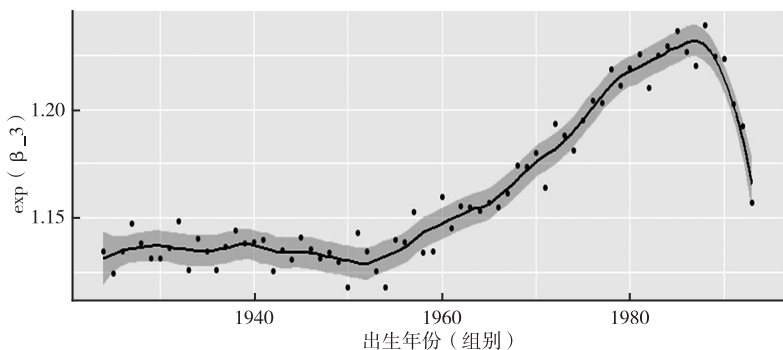


图8 父母受教育程度对高等教育机会的影响及其变动情况

就父辈职业地位对子代高等教育机会获得的影响及其变动而言,如图9所示,这种影响并没有随年份(组别)的变化表现出一致的变动规律,也没有表现出明显的以改革开放或90年代末高等教育扩招为转折点的历史分期特征,而表现出反复波动的特征。其反复波动过程可以粗略地概括为“上升-下降-上升-下降-上升”五个阶段,并且相邻年份间存在一定的波动。细致观察其变动过程可以发现,对于60年

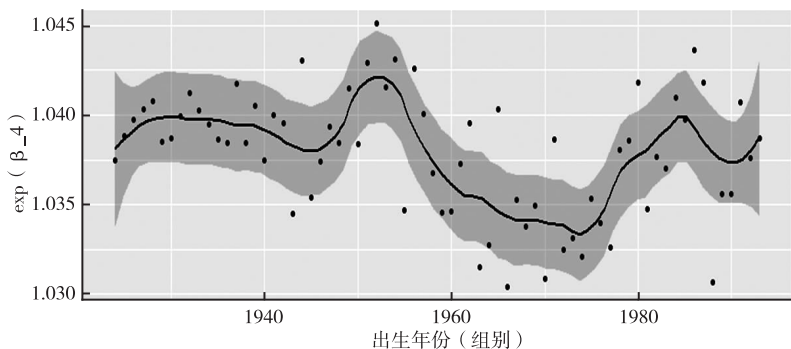


图9 父母社会经济地位(ISEI)对高等教育机会的影响及其变动

^① 当然,这一变化也可能是由于这一年份之后的样本涵盖不足导致的,因此还有待后续研究进一步核实。

代末和 70 年代初的出生者而言,父辈职业地位对其高等教育机会获得的影响降到了相对较低的水平,随后父辈职业地位对子代高等教育机会的影响总体呈上升趋势。换言之,在 80 年代末,父辈职业地位对子代高等教育机会的影响降到相对最低点,随后尽管存在波动,总体上仍表现出一定程度的上升趋势。

五、总结与讨论

本研究就先赋性因素对人们教育获得的影响的历史变动过程进行了考察。研究涉及 1924 - 1993 年出生的 70 个年龄组。如果说人们平均在 20 岁左右完成学校教育,那么本研究实际上涉及了 20 世纪 40 年代以来 70 年间中国人的教育获得过程。研究结果表明,先赋性因素对人们教育获得的影响持续存在于 20 世纪 20 年代以来各个年份的出生者当中,但这些因素对人们教育获得的影响作用并不是固定不变的,甚至在较短的历史时期内也不是固定不变的。以往相关研究的历史分期假定在本研究中被部分验证,即先赋性因素对人们教育获得的影响作用的某些历史变化过程表现出特定的历史分期特征(如以文化大革命、改革开放、高等教育扩招等关键事件所作的历史分期);但我们的经验分析同时也捕捉到了不同于以往相关研究的历史分期假定的变化过程,并且对于从“平均主义模式”到“自由竞争模式”转换的时间点也有了一些新的发现。具体包括如下四点。

第一,就性别因素所导致的教育不平等而言,其历史变化的总趋势是逐步减弱,并且从 70 年代中后期开始,高等教育机会的性别差异出现扭转,这与以往研究结论基本一致。高等教育机会的性别差异表现出明显的历史分期特征,其扭转过程与改革开放、计划生育政策的执行等大事件的历史时期相对应。但在高等教育机会的性别差异发生转折(70 年代中后期)之前,性别差异一直维持在一个较高的水平,并未呈现出性别平等。此外,人们受教育水平的性别差异削减过程也并未完全呈直线趋势,在特定历史时期教育水平的性别差异出现维持不变甚至小幅上扬的趋势,这可能与这些特定历史时期的宏观社会事件(如大饥荒、文化大革命等)有关。

第二,就城乡户籍因素的影响而言,城乡户籍因素对人们受教育水

平的影响并没有随时间的推移表现出持续一致的变动规律。在建国后相当长的一段时间内,教育的城乡户籍差异一直在一个相对恒定的水平上波动,从80年代后期开始(而不是从改革开放开始),户籍因素的作用存在一个短期的加强过程,随后总体呈下降趋势。80年代后期以来的变化趋势或许可以用“自由竞争模式”强化了教育不平等来解释,但随后这种不平等被教育扩张抑制了。从新中国成立前至80年代中期,高等教育的城乡户籍差异在一个相对较低的水平上持续存在,随后高等教育机会的城乡户籍差异被快速拉大。高等教育的城乡户籍差异的变化过程基本符合从“平均主义模式”到“自由竞争模式”的转变。但与以往的研究观察略有不同的是,这个转变的时间点不是改革开放,也不是90年代高等教育扩张之时,而是从80年代中后期开始的。

第三,父辈受教育程度对子代受教育水平的影响随时间推移而变化,其变动过程表现出一个“M”型特征。这一变化过程符合“平均主义模式”和“自由竞争模式”的基本假定。但90年代以后的变化趋势既有悖于所谓的“自由竞争模式”,也不同于以往以改革开放作为历史分期节点的观察。一个可能的解释是以受教育年程度量的(基于父辈文化程度的)教育不平等从90年代开始有所减弱,但以受教育质量衡量的教育不平等则有所上升,可能更符合“自由竞争模式”。父辈受教育程度对高等教育机会的影响一直存在,但其影响力的快速增加肇始于70年代末,即启动改革开放之时。

第四,父辈职业地位(ISEI)对子代受教育水平的影响并没有表现出持续一致的变化特征,更没有表现出特定的历史分期特征,其历史变动过程的总体趋势是“高位波动-下降-低位波动”。如果忽略70年时间跨度内部的波动情况,其影响作用随时间的推移总体呈现减弱的趋势,并且在改革开放之后也没有表现出明显的上升趋势。父辈职业地位对高等教育机会的影响也没有表现出一致的趋势,但从80年代末开始,父辈职业地位对子代高等教育获得的影响总体呈上升趋势,仅这一不太清晰的变化趋势基本符合“自由竞争模式”的假定。

如前文所述,我们将以往的研究归结为从“平均主义模式”向“自由竞争模式”转变假定,以及重大事件“历史分期假定”。两种假定的逻辑起点是一致的,即宏观的制度与结构变迁形塑着微观层面不平等的形成过程。本研究也同样假定微观层面的个体教育获得过程受到宏观层面的制度与结构因素变动的影响,也正因为如此,先赋性因素对个

体教育获得的影响并不是固定不变的,而是随着制度情境和社会结构情境的变化而变化。但对先赋性因素影响作用的历史变化过程的考察表明,“平均主义模式”向“自由竞争模式”转换这一假定仅仅具有一定的概括意义。不同的先赋性因素对人们教育获得过程的影响并没有完全随着历史变化过程表现出所谓的模式转换特征,而是存在历史波动性和复杂性。此外,尽管本文有关教育不平等形成过程的历史变迁分析也表明教育不平等形成的微观机制的变化可以在一定程度上按较大的、基于重大社会变迁或社会事件的历史分期来加以概括,并借助特定历史时期的制度与结构情境的特点而加以解释,但本研究没有预先将历史人为设置为几个阶段,而是以年份为单位,考察先赋性因素对人们教育获得的影响是如何随年份变化而变动的。这一做法可以避免预设历史分期可能造成的人为建构事实的问题。我们的研究证实了先赋性因素对人们教育获得的影响的部分变动过程表现出明显的“大事件历史分期”特征(这进一步验证了宏观制度和政策过程对不平等形成的微观机制的影响),同时也发现有些变动过程表现出与以往历史分期假定不一致的地方。综上所述,本研究得到的学术启示在于:其一,对宏大事件之于教育不平等的影响应重新进行更为细致的检验;其二,在得到普遍关注的宏观过程之外可能还存在着被忽略的结构性因素,而这些因素同样也作用于社会不平等的形成过程。

最后,必须承认的是,本研究关于先赋性因素对于教育不平等影响的近期变动趋势的判断还有待新的数据和进一步研究去核实。以父辈教育程度带来的子代教育水平的差异为例,这种差异在最近一个阶段的下降趋势有两种解释:其一,如前文所述,受到数据采集时间的限制,本研究可能面临着对1993年以后出生的样本涵盖不足的问题;其二,高等教育的扩张使所有家庭的孩子读书的机会都增大了,以受教育年限(数量)度量的教育不平等可能有所下降,但如一些研究(王伟宜,2013;吴晓刚,2016;叶晓阳、丁延庆,2015)已经关注到的那样,教育质量(如优质高等教育)的差异已经成为教育不平等新的表现形式。

参考文献:

- 布尔迪厄、帕斯隆,2002a,《继承人:大学生与文化》,邢克超译,北京:商务印书馆。
——,2002b,《再生产——一种教育系统理论的要点》,邢克超译,北京:商务印书馆。
高勇,2008,《中国城市教育获得的不平等程度考察》,《学术研究》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。
- 侯利明,2015,《地位下降回避还是学历下降回避——教育不平等生成机制再探讨(1978-2006)》,《社会学研究》第2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。
- ,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。
- 梁晨、李中清、张浩、李兰、阮丹青、康文林、杨善华,2012,《无声的革命:北京大学与苏州大学学生社会来源研究(1952-2002)》,《中国社会科学》第1期。
- 刘精明,1999,《“文革”事件对入学、升学模式的影响》,《社会学研究》第6期。
- ,2006,《高等教育扩展与入学机会差异:1978-2003》,《社会》第3期。
- 唐俊超,2015,《输在起跑线——再议中国的教育不平等(1978-2008)》,《社会学研究》第3期。
- 王伟宜,2013,《优质高等教育资源获得的阶层差异状况分析:1982-2010——基于我国7所重点大学的实证调查》,《教育研究》第7期。
- 吴晓刚,2016,《中国当代的高等教育、精英形成与社会分层——来自“首都大学生成长追踪调查”的初步发现》,《社会》第3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。
- ,2013,《教育分流体制与中国的教育分层(1978-2008)》,《社会学研究》第4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。
- 叶晓阳、丁延庆,2015,《扩张的中国高等教育:教育质量与社会分层》,《社会》第3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。
- Bauer, J., W. Feng, N. E. Riley & Z. Xiaohua 1992, “Gender Inequality in Urban China: Education and Employment.” *Modern China* 18(3).
- Blau, P. M. & O. D. Duncan 1967, *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Buchmann, C. & E. Hannum 2001, “Education and Stratification in Developing Countries: A Review of Theories and Research.” *Annual Review of Sociology* 27(1).
- Coleman, J. S., E. Q. Campbell, C. J. Hobson, J. McPartland, A. M. Mood, F. D. Weinfeld & R. L. York 1966, *Equality of Educational Opportunity*. National Center for Educational Statistics (DHEW), Report Number: OE-38001.
- 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(2).
- Gelman, A. & J. Hill 2007, *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Guo, M. & X. Wu 2008, “School Expansion and Educational Stratification in China, 1981-

2006. ” Paper presented at the Neuchatel (Switzerland) Meeting of ISA-RC02 of 2008, June 26 -28.
- Hannum, E. 1999, “Political Change and the Urban-rural Gap in Basic Education in China, 1949 -1990. ” *Comparative Education Review* 43(2).
- Heyneman, S. P. 1976, “Influences on Academic Achievement: A Comparison of Results from Uganda and More Industrialized Societies. ” *Sociology of Education* 49(3).
- Heyneman, S. P. & W. A. Loxley 1983, “The Effect of Primary-school Quality on Academic Achievement across Twenty-nine High-and low-income Countries. ” *American Journal of Sociology* 88(6).
- Li, W. 2007, “Family Background, Financial Constraints and Higher Education Attendance in China. ” *Economics of Education Review* 26(6).
- Lucas, S. R. 2001, “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. ” *American Journal of Sociology* 106(6).
- Peaker, G. F. 1971, *The Plowden Children Four Years Later*. London: National Foundation for Educational Research in England and Wales.
- Raftery, A. E. & M. Hout 1993, “Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921 -75. ” *Sociology of Education* 66(1).
- Sato, H. & L. Shi 2007, “Class Origin, Family Culture, and Intergenerational Correlation of Education in Rural China. ” IZA (Institute of Labor Economics) Discussion Paper No. 2642.
- Tsang, M. C. 2000, “Education and National Development in China since 1949: Oscillating Policies and Enduring Dilemmas. ” *China Review* 2000.
- Wu, X. 2010, “Economic Transition, School Expansion and Educational Inequality in China, 1990 -2000. ” *Research in Social Stratification and Mobility* 28(1).
- 2011, “The Household Registration System and Rural-urban Educational Inequality in Contemporary China. ” *Chinese Sociological Review* 44(2).
- Wu, X. & Z. Zhang 2010, “Changes in Educational Inequality in China, 1990 -2005: Evidence from the Population Census Data. ” *Research in Sociology of Education* 17.
- Zhou, X., P. Moen & N. B. Tuma 1998, “Educational Stratification in Urban China: 1949 -94. ” *Sociology of Education* 71(3).

作者单位:南京大学社会学院
责任编辑:杨 可