

“文革”事件对入学、升学模式的影响^{*}

刘 精 明

内容提要: 本文对比分析了“文革”期间不同入学风险组在获得不同阶段教育时的不同模式,发现“文革”事件只是在“文革”前期对高中教育的获得模式产生了严重的影响,而对其他阶段的教育获得模式并无重大改变;在“文革”后期,教育获得的一般模式在各阶段教育都有更为强烈的回复。本文认为,面对“文革”的冲击,以家庭为单位的个体或者努力抗拒这种冲击,或者利用这种冲击所造成的混乱,透过权力因素延续着教育获得模式中的代际影响;在教育机会获得模式中也存在包括社会记忆在内的制度性抗干扰并迅速恢复平衡的能力。“文革”这一历史事件对另一种制度性框架(教育获得模式)的影响,受制于更深层次的社会文化传统,因此它对一种制度性模式的影响是有限的。在结尾的讨论部分作者还对西方社会学界提出的一种反分层化的观点提出了质疑。本文运用历史事件的分析方法,使用全国性抽样调查数据对此作了证明。

大多数关于“文革”事件对社会生活影响的社会学研究,主要是将“文革”作为一个大的历史阶段或制度性背景,并进而分析在这个历史阶段下,个体生命历程是如何被改变的,比如邓和特莱曼(Deng & Treiman, 1997)研究了“文革”对知识分子家庭、干部家庭子女教育获得的代际传承的破坏性影响;周雪光等(1996, 1997)分析比较了不同历史阶段中工作变换的不同方式,并指出“文革”期间父母教育等对子女的职业之影响具有非连续性的特征。

在所有这些研究中,人们都坚持或承认的是社会学中的一个重要假设(这实际上也是教育社会学的一个重要命题): 父母的社会经济地位越高,孩子获得的教育层次就越高。也就是说一个人的社会背景、出身等因素对其教育获得的影响是重要的(最早的研究主要是Coleman等, 1966; Blau & Duncan, 1967)。或者用布迪厄(Bourdieu)的话来说,学校教育再生产着一个社会的文化和地位等级体系(P. Bourdieu & Passeron, 1977)。由此,就“文革”对教育获得的影响而言,大多数研究者们持一个明显相同的逻辑,那就是,由于“文革”期间的一代(具体来说是1948~1957年左右的出生组)的教育获得与父辈之间的教育水平之间的关联减弱,甚至呈现某种负相关(约翰·奈特、李实, 1994),因此“文革”破坏了这一代个体最终获得的教育水平与父辈之间的代际连续性。

但是,由于绝大多数的研究所表明的是最终获得的教育与一系列社会背景因素之间的关

^{*} 答谢: 我首先要特别感谢李强教授为我写作本文时所提供的悉心指导及各种支持。同时李强教授就运用历史事件分析方法来开发1996年调查数据,曾组织了多次讨论,我从中获益匪浅。在此我也要向参加讨论的洪大用、郑路、邓建伟、吕新萍等诸位同事、同学对本文写作提出的建议表示感谢。

系,而不是对教育获得过程的研究,因此,研究的重点是个体的生命历程在不同制度背景下的转折,而不是重大历史事件对整个社会的教育传承模式(也即对其他制度性因素)的影响。由此,本文试图努力的方向是,透过个人的受教育过程,分析我国社会中接受教育的社会传承模式对不同历史时期处于不同教育阶段的人的影响,尤其是考察“文革”这一重大历史事件对不同阶段教育获得的代际传承模式的影响。

一、研究假设

研究教育获得与社会分层之关系的一个重要理论是:父辈与子代之间在教育获得方面的代际传承具有连续性,并且,出身等其他社会背景、社会资源对个体的教育获得具有重要影响(Bourdieu, 1967、1970、1974、1996);同时,个体的受教育经历以及从中获得的文化资本,不仅仅是社会阶层地位的副产品,或是对阶级地位的反映(Aschaffenburg & Mass, 1997),而且也将对个人后来的教育生涯产生重要的影响。以这个理论为基础,本文认为,在教育获得过程中的入学、升学机会,也同样受教育的代际传承模式的制约。因此,我们称个人的入学、升学机会受其父辈的社会经济地位、教育水平、出身及其他社会背景因素的影响这一模式为入学、升学的一般模式。由于这种入学、升学的一般模式与教育的获得模式本身具有同质性,因而在本文中,我们所指的教育获得模式是获得入学、升学机会的模式。

尽管也有许多研究证据表明,一个社会的教育获得模式在不同的制度背景、不同的历史时期有多种变化形式。但是,本文所坚持的另一个假设前提与此有较大的差异。我们认为,存在于一个社会中较为固定的教育获得模式,是人们在长期的历史活动中不断运作而建立和发展起来的,它的存在通常取得了较为稳固的合法性地位,并为这个社会的文化所接受和支持。因此,由于制度本身的惯性作用,使它具有了抗拒外在制度性变迁和突发性历史事件干扰的能力。这样,就本文的研究主题来说,我们的第一个基本假设就是:尽管“文革”这一历史事件对某些年龄群体的教育获得产生了很大的影响,但是教育获得的一般模式作为一种非正式的社会制度,仍然在基本维持着本身的存在,社会生活中的个体在此期间以自己的方式抗拒着“文革”的消极影响。换句话说,“文革”对我国教育获得的一般模式的影响是有限的。

显然,我们并不是完全否认“‘文革’对教育获得的影响”这个命题,但问题是要对这个命题作出相应的限制,比如说程度、范围。这主要基于三个重要方面的考虑。

(一)教育机会的获得本身受教育机会总量的制约。一个国家或地区教育各阶段的机会总量,是社会经济发展的需求、适龄人口数量、各阶段教育成本、国家和地方的教育投入等四个方面的动态平衡结果。就我国教育发展的历程来看,较低阶段的教育一直是发展的重点。清末癸卯学制(1903年)后,1911年的中央教育会议就曾议定普及四年小学义务教育,国民政府后来还把六年小学制的前四年(初小)规定为义务教育(高奇,1996)。建国(下文建国和解放指1949年中华人民共和国建立)以后,普及教育先后由五年一贯制小学扩大到包括初中在内的九年义务教育。义务教育的推广,使得适龄人口获得小学、初中教育的机会增大。而教育的扩张,则意味着进入壁垒的放松,个人(或家庭)调用资本竞争教育机会的意义减弱。

(二)学校教育是一种制度化的教育体系,是一个自我封闭的、由高到低的连续系列(马和民、高旭平,1998)。由于这种制度化体系本身的稳固性和可延续性,因此,即使关涉这个制度化体系的某个部分的个体受到了严重的干扰,其他部分中的个体却仍有可能按制度本身的生存逻辑延续制度内部的活动。这就可能出现,同一种制度背景或同一个重大历史事件,对不同

阶段的教育获得模式的影响会有很大差异。

(三)重大历史事件对个体生命历程的改变因人而异。那些卷入事件相对较深的人,生命历程的变异就要相对较大。就教育的阶段性特征而言,事件遭遇者年龄越小,一般来讲,卷入的程度要轻。

根据上面三个方面的考虑,我们在此提出的第二个基本假设就是:相对而言,“文革”对小学较低级的教育机会获得模式的影响,将要远小于对大学和中学教育机会的获得模式的影响。

二、数据、变量与模型

(一)数据

本文所使用的数据,来源于中国人民大学社会调查中心1996年所进行的全国性抽样调查。在问卷中,我们详细测量了受访者的受教育经历。数据子集是从总数据中选取一定的变量组合而成。由于主要采取历史事件分析方法(具体来说主要运用Cox比例风险模型),同时在分析中需要运用随时间变化的自变量,因而针对不同的教育阶段、不同的分析手段,数据按人年展开,从而获得各种新数据集,习惯上我们称这类数据集为风险集(RISK SETS)。我们使用的风险数据集有:小学入学、小学升初中、初中升高中、高中以上的教育——大专(含夜大、函大、职大等)、高中升正规大学等5种入学风险集。不同的分析模型,调用的是不同风险集。

(二)变量说明

1. 因变量

入学风险率(Hazard Rate)

为了解释风险率,有必要先说明一下风险时间。我们知道,不同的教育阶段对入学年龄都有较为明确的规定,比如,上小学的年龄一般规定为7~8岁。但实际上小学的年龄可能很不一致,有5岁发蒙读书的,也有迟滞到15、16岁才上学的,由此建立风险集的起始风险年龄就可以保守地规定为6岁,而风险终止年龄就是样本中某个阶段教育的最高入学(升学)年龄。对事件发生者来说,6岁以后直到入学,所有年龄都可以称为风险年龄。对事件未发生者来说,风险年龄就是从起始风险年龄到风险终止年龄的所有年龄。不同阶段的教育,起始风险年龄不同,这是根据教育的阶段性特征来规定的。因此,风险时间是指风险年龄距离起始风险年龄的时间,即风险年龄减去起始风险年龄。这里单位为年。风险率就是指在每个风险时间(第N年)个人升学或入学的概率。

这里,我们主要分析了小学入学、小学升初中、初中升高中、高中以上教育以及高中升大学获得等5个阶段的入学风险率。

2. 自变量

为了分析教育获得的一般模式及其在不同历史阶段的变化情况,我们选择了一系列背景变量,并采用布迪厄的“资本”概念框架加以组织。更明确地说,我们在本文中的分析框架,主要是对前人在这个方面研究的借鉴,遵循基本命题的逻辑。同时要说明的是,由于在样本中升大学的个案太少,尤其是“文革”入学风险组,因此,对这级教育没有采用完整回归模型,而只是根据列联分析筛选一些变量进入模型,因而变量选择有较大的偶然性。

(1)背景变量

①经济资本变量

父亲的社会经济地位(ISEI):我们采集了被访者父母在1948、1963、1970、1979、1989年以及访问时被访者14岁时等各关键年份的职业数据。以邓肯(Duncan)等人的社会经济地位指标为基础,特莱曼(Treiman)教授根据中国职业分类并参照国际标准职业分类,将父母亲在这些年份的职业给出了综合评分(称为ISEI值),分值在10~90之间。

收入来源:由于社会经济地位指标是根据父亲的职业来确定的,因此职业分化的程度将决定ISEI值对教育获得风险率的影响。考虑到我国农村职业分化缓慢、同质性较强,因此我们选用父亲各关键年份的收入来源为ISEI值的参考分析变量。收入来源是四个虚拟变量,即种地农民、拿工资的、个体私营业主、其他。模型中以种地农民为参考变量。

②社会、政治资本变量

父亲职位:根据我国早年划定的行政级别,将被访者父母分为普通人员、班组长、村股级、乡镇科级、处级、局级等6个等级。样本中处、局级干部的数量极少,因此,我们将父亲在各关键年份上的职位转化为一个虚拟变量,职位在村股级以上为1,否则为0。

亲友中的干部数量:在某个阶段的入学或升学风险年龄,家庭所拥有的家庭外村股级及以上的干部资源数量。此变量为一个连续变量,对不同入学风险组,值域不同,但整体在0~6之间。

家庭出身:分为好、中等、不好三个等级,由于有一定的缺失,故产生四个虚拟变量。出身好的阶级成分包括革命军人、革命干部、革命烈士、工人、贫下中农;中等的包括中农、小业主、城市平民;不好的有资本家、右派、地主、富农、坏分子、反革命。模型中以出身好的等级为参考变量。

中共党员:在面临入学风险的时期,父亲是否是党员。这也是一个虚拟变量,1为是,0为否。

在模型中,上面这些变量除家庭出身以外,都随风险时间而变化。

③文化资本变量

教育年限:父母亲完成的教育等级在测量中分为不识字、能够阅读、私塾、初小、高小、初中、职业高中(包括中专、中技)、高中、大专、大学、研究生等11个等级。我们将这些教育水平根据一定的标准,折合转化为教育年限。在模型中,我们用各观测父、母的教育年数分别减去样本中父母教育年数的平均数。

藏书量:14岁时家中的藏书量,此为定序变量,由0至1001本共划分为8个等级。0,没有;1,10本以下;2,11~20;3,21~50;4,51~100;5,101~500;6,501~1000;7,1001本以上。

由于对“藏书量”只测定了在被访者14岁时的情况,因而只在高中以上的教育阶段之模型中加以运用。

(2)个人变量

个人变量的加入,主要是为了分析个人教育经历对后来教育生涯的影响。这也是许多历史事件分析方法所注重的。

上学年龄:开始上小学的年龄。此变量在小学以后的模型中采用。

前一个阶段学习结束的年龄:前一阶段学业的毕业或肄业时的年龄。此变量小学以后模型中采用。

学校等级:上一阶段接受的学校教育是重点学校还是非重点学校。对小学来说,是正规小学还是非正规小学。

上述背景变量,通常是分析教育获得的一般模式时所采用的变量,在这里我们将它们组织在一起,以图观察在不同历史阶段中模型的变化情形。

(3)模型分组变量

对模型加以分组以分析不同历史阶段对教育获得模式的影响的办法是确定入学风险组。通常在分析历史事件对个人生命历程的影响时,或者以历史时期为划分标准(周雪光,1991),或者以出生组为分析依据(E. H. 埃尔德,1998)。但是要透过个人生命经历来分析重大历史事件对某一种制度性模式的影响,单独使用某种划分标准会存在一定的局限,尤其是当要分析的限度模式本身也是一种有较长时间跨度的时候。比如我们用历史时期为划分标准选定“文革”时期(1966~1976)来分析,我们很难直观地看到不同出生组之间的差异,从而也难以追踪分析个人的生命过程在其中受到的影响。若单独用出生组来分析,由于像教育制度这样的跨时性变量,由小学到大学的过程较长,选取任何固定的出生组都难以分析某个阶段的教育模式的变化,比如1950~1957年出生组可能会较好地看出“文革”对他们高中教育的影响,但是,他们的小学或初中却可能是在“文革”之前完成的。入学风险组是一种将两者结合起来确定事件遭遇的办法。我们在这里的处理办法是首先确定重大历史事件的起始年代,然后再根据不同阶段教育的入学起始风险年龄来确定个体在每个教育阶段遭遇历史事件的年龄组。这样,以我国的重大历史时期为标志,我们就有了入学风险组的具体定义。见表1。

表1 入学风险组的具体定义

出生事件 教育阶段	解放以前入 学组	“文革”以前 入学组	“文革”前期 入学组	“文革”后期 入学组	“文革”以后 入学组	起始风险 年龄
小学入学	1941年以前	1942~1959年	1960~1963年	1964~1970年	1971年以后	6岁
小学升初中	1938年以前	1939~1954年	1955~1959年	1960~1965年	1966年以后	11岁
初中升高中	1935年以前	1936~1951年	1952~1956年	1957~1962年	1963年以后	14岁
高中以上	—	1933~1949年	1950~1960年	1961年以后	1961年以后	16岁
高中升大学	—	1933~1949年	1950~1960年	1961年以后	1961年以后	18岁

这里,由于解放前升大学、大专等高中以上学业的样本极少,因而未予考虑;而“文革”前期样本中个案极少(那时大学停止招生),因而与“文革”后期合而为一。

(4)控制变量

性别:由于入学风险在性别之间的分布有很大差异,因而在分析模型中把性别当作分层控制变量来处理。

城市乡村变量:由于城市、乡村之间的入学风险存在较大差异,因而在分析中也将其用作分层控制变量。

(三)模型

本文分析中所考察的是在不同时间上的入学、升学机会,用历史事件分析方法来说,指的就是在某一时间上的入学、升学事件的发生概率。本文采用Cox比例风险模型来分析具有不同社会背景的个体的入学、升学概率。Cox模型的标准多重回归方程是:

$$\log_e[h_i(t)/h_0(t)] = \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik}$$

这里 $h_0(t)$ 是一个任意的不确定的基准危险率函数,它通过引进部分似然函数后被消除; X_{ik} 是

第 i 个个体的第 k 个解释变量(包括随时间变化解释变量), β 是未知的与解释变量相关的回归系数。

假设总体中某种社会背景只有 X_i 和 X_j 两个值, 两个个体 i 和 j 的这种社会背景也分别取值为 X_i 和 X_j , 在距离起始风险年龄的时间 t 的入学或升学的概率分别为 $h_i(t)$ 和 $h_j(t)$, 那么在 Cox 模型中, 它们具有性质:

$$h_i(t)/h_j(t) = \exp(\beta) = c(\text{常数})$$

这里 β 是有赖于解释变量 X 的参数。这个等式可以解释为: 在时间 t , 社会背景为 X_i 的个体 i , 其入学或升学概率是社会背景为 X_j 的个体 j 的 c 倍。我们在表 1—表 4 各模型中所列出的数据都是相应的风险比例(Risk Ratio)。

三、发现与分析

(一)模型结果的具体描述

为了给读者一个较为客观的印象, 在这里我们首先将所获得的发现进行具体的描述, 随后, 我们将对这些结果进行阐释和归纳。

1. 就不同历史阶段遭遇组的比较而言, 教育获得的代际传承模式在各级学校教育的入学、升学过程中, 除“文革”前期的高中入学风险组外, 并无重大差异。

(1)ISEI 值。通过表 2~表 5 中各组 Cox 比例风险模型比较我们发现, 父亲的社会经济地位(ISEI)对各时期入学风险组就读各级学校教育的机会而言, 一般具有正向的影响。

从模型中看, ISEI 值对小学教育的入学之影响并不十分明显, 甚至在某些入学风险组还表呈出负向影响。就小学的入学来说, 父亲的社会经济地位每上升一个分值, 使子女入学机会

表 2 小学入学模型比较

Variable	解放前	建国至“文革”	“文革”前期	“文革”后期	“文革”后	解放后全部
父亲 ISEI 值	0.994	0.995 **	1.000	1.004	0.986 ****	0.993 ****
收入来源:						
挣工资	2.195 ****	2.162 ****	1.262	1.026	1.694 ****	1.720 ****
个体私营业主	1.925 ****	1.084	1.245	1.641 **	1.813 **	1.044
其他	1.032	1.019	1.253	1.518	1.023	0.916
父亲教育	1.112 ****	1.038 ****	1.001	1.047 ***	1.013	1.079 ****
母亲教育	1.109 ****	1.067 ****	1.040 **	1.031 **	1.083 ****	1.126 ****
父亲职位	2.222 **	0.824	1.198	0.994	1.236	0.919
母亲职位	3.043	0.932	1.285	1.249	0.594	0.544 ****
父亲党员	1.464	1.848 ****	0.874	1.039	0.927	1.433 ****
亲戚中干部数量	1.300	1.055	1.180	1.360 **	1.436 ****	1.185 ****
家庭出身						
出身不好	1.860 ****	0.994	1.513	1.155	2.148 **	0.786 **
出身中等	1.217 *	1.096	1.133	1.379 **	1.016	0.904 **
出身(缺失)	1.265	1.698	1.701	1.618	2.192 **	3.358 ***
事件:	631	1834	682	959	750	4225
卡方检验	164.580	292.329	24.391	67.385	83.475	1219.451
模型显著性	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0277	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001
自由度	13	13	13	13	13	13

说明: *, $p < 0.1$; **, $p < 0.05$; ***, $p < 0.01$; ****, $p < 0.001$

表 3

初中入学模型比较

Variable	解放前	建国至“文革”	“文革”前期	“文革”后期	“文革”后	解放后全部
父亲 ISEI 值	1.010	1.021 ^{****}	1.003	1.002	1.011 ^{****}	1.011 ^{****}
收入来源:						
挣工资	1.920 [*]	0.931	1.854 ^{****}	1.474 ^{***}	2.125 ^{****}	1.607 ^{****}
个体私营业主	1.375	0.993	0.993	0.593 [*]	0.975	0.909
其他	1.026	0.918	1.699	4.134 ^{***}	0.962	1.244
父亲教育	1.079	1.043 ^{**}	1.031	1.043 ^{**}	1.014	0.961 ^{***}
母亲教育	1.238 ^{**}	1.036 [*]	1.020	1.006	1.005	0.960 ^{****}
父亲职位	0.621	0.574 ^{**}	1.079	1.127	0.741 ^{**}	0.885
母亲职位	3.158 ^{***}	1.079	1.207	0.975	1.181 [*]	1.230 ^{****}
亲戚中干部数量	0.867	1.298 ^{**}	0.820	0.974	0.926	0.925 [*]
父亲党员	0.136	1.165	1.425 ^{**}	1.598 ^{****}	1.072	1.092 [*]
家庭出身						
出身不好	1.791 ^{**}	1.161	2.025 ^{**}	0.967	1.485 [*]	1.545 ^{****}
出身中等	1.822 ^{***}	1.019	1.476 ^{***}	1.708 ^{****}	1.114	1.314 ^{****}
阶级(缺失)	26.597	4.084 ^{**}	0.171 [*]	4.345 ^{****}	1.121	0.879
小学结束年龄	0.995	1.098 ^{****}	0.993	0.943 ^{***}	0.893 ^{****}	1.038 ^{****}
是否正规小学	3.260 ^{**}	1.302	2.822	0.160 [*]	2.412	1.401
事件数	122	704	495	749	994	2942
卡方检验	69.716	158.944	103.775	133.115	253.545	377.05
模型显著性	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001
自由度	15	15	15	15	15	15

说明: *, p<0.1; ** *, p<0.05; *** *, p<0.01; **** *, p<0.001

表 4

高中入学模型比较

Variable	解放前	建国至“文革”	“文革”前期	“文革”后期	“文革”后	解放后全部
父亲 ISEI 值	0.969	1.017 [*]	1.004	0.990 [*]	1.007	1.004
收入来源:						
挣工资	5.410	0.305 ^{***}	0.621 [*]	0.917	1.016	0.817 [*]
个体私营业主	3.902 ^{**}	0.542	0.193	1.586	0.351 ^{**}	0.517 ^{***}
其他	28.012 ^{**}	0.715	0.401	0.217	0.642	0.505 [*]
父亲教育	1.276 ^{**}	1.026	0.975	1.058 ^{***}	1.056 ^{***}	1.023 ^{**}
母亲教育	0.832	0.964	0.964	1.049 ^{**}	1.058 ^{****}	1.027 ^{**}
父亲党员	0.000	0.531	0.764	1.542 ^{***}	0.959	1.096
父亲职位	0.380	0.991	2.135 ^{**}	1.564 ^{**}	1.168	1.247 ^{**}
母亲职位	0.000	2.049	8.780 ^{****}	0.846	0.954	1.595 ^{**}
亲戚中干部数量	1.204	0.719	0.639 [*]	0.631 ^{***}	0.858 [*]	0.756 ^{****}
家庭出身						
出身不好	1.668	0.764	0.666	3.295 ^{***}	1.109	0.936
出身中等	0.494	1.756 ^{**}	1.365	1.370 [*]	0.837	1.051
阶级(缺失)	3.129	0.000	0.000	2.918 [*]	6.595 ^{****}	2.459 ^{***}
藏书量	0.950	1.325 ^{****}	1.255 ^{****}	1.269 ^{****}	1.170 ^{****}	1.212 ^{****}
初中是否重点中学	1.204	1.799 ^{**}	0.965	1.026	1.402 ^{**}	1.190 ^{**}
小学入学年龄	1.080	1.155	1.414 ^{****}	1.207 ^{**}	0.941	1.246 ^{****}
初中结束年龄	0.814 [*]	0.825 [*]	0.657 ^{****}	0.607 ^{****}	0.811 ^{**}	0.672 ^{****}
事件数	24	101	146	293	428	968
卡方检验	22.246	46.726	64.703	174.635	213.652	371.447
模型显著性	p=0.175	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001	p=0.0001
自由度	4	17	17	17	17	17

说明: *, p<0.1; ** *, p<0.05; *** *, p<0.01; **** *, p<0.001

表 5

高中以上的升学模型之比较

Variable	大专、大学的升学				四年及以上正规大学的升学			
	“文革”以前	“文革”10年	“文革”以后	解放后全部	解放后全部	“文革”以前	“文革”10年	“文革”以后
亲 ISEI 值	1. 009	0. 029 ***	0. 980 ****	0. 998	1. 004	1. 015 *	1. 044 **	1. 017 **
收入来源:								
挣工资	0. 422 **	0. 155 ****	0. 778	0. 458 ****	0. 305 ****			
个体私营业主	0. 615	0. 364	0. 531	0. 540 **	0. 881			
其他	3. 256 **	0. 475	0. 000	0. 022	1. 724			
父亲教育	1. 146 ***	0. 057 *	0. 092 ***	0. 089 ****	1. 097 ***	1. 031	1. 261 ****	1. 112 ***
母亲教育	0. 902	0. 114 ***	0. 132 ****	0. 117 ****	1. 123 ****	0. 801 *	1. 060	1. 151 ****
父亲职位	0. 558	0. 947	0. 428 *	0. 134	0. 706		0. 340	0. 897
母亲职位	3. 440	0. 194	0. 783	0. 875	1. 552			
父亲党员	0. 276 *	0. 202	0. 521 **	0. 403 **	1. 856 ***		3. 466 **	2. 203 ***
亲戚中干部数量	0. 895	0. 692 *	0. 018	0. 938	0. 921			
家庭出身								
出身不好	1. 339	—	0. 700 **	0. 042		2. 128 *		
出身中等	1. 374	—	0. 373	0. 901	1. 201		1. 417	1. 089
阶级(缺失)	11. 555 **	—	0. 921 *	0. 849 **	2. 198	1. 183	3. 682	1. 402
藏书量	1. 210 *	0. 122	0. 124 *	0. 158 **	1. 059			
初中是否重点	3. 960 ****	0. 210	0. 186 ****	0. 044 ****	2. 797 ****	7. 295 ****	3. 355 **	2. 069 ***
开始上小学年龄	1. 104	0. 787 **	0. 775 ***	0. 885 **	0. 998		0. 499 **	
初中结束年龄	0. 987	0. 972	0. 126 ***	0. 987	0. 995			
事件:	74	80	186	340	118	33	16	69
卡方检验	52. 001	1. 502	63. 54	63. 133	113. 245	34. 124	27. 912	70. 584
模型检验	P=0. 0001	P=0. 0001	P=0. 0001	P=0. 0001	p=0. 0001	P=0. 0001	p=0. 0001	p=0. 0001
自由度	17	14	17	17	16	6	9	8

说明: *, $p < 0. 1$; **, $p < 0. 05$; ***, $p < 0. 01$; ****, $p < 0. 001$

的增减均不到 1%，因而它在模型里的影响是中性的。相对而言，对正值“文革”初期而处于小学入学的风险组来说，此变量的影响比对后面两组的影响还要稍大点(0. 3%)，但是并不具有统计显著性($p > 0. 1$)。

为了检验 ISEI 值的影响作用是否存在，我们在各时期的入学风险组中对它进行了单变量检验，发现其正向影响是非常确定的，尽管仍然微弱。同时，我们可以看出，由解放前入学风险组到“文革”后入学风险组，ISEI 的影响作用呈递减的趋势。见表 6。

表 6

ISEI 对各时期小学入学风险的单变量检验

	各组的 比率风险	95%置信区间	
		上限	下限
解放前	1. 021 ****	1. 017	1. 026
建国至“文革”	1. 019 ****	1. 016	1. 021
“文革”前期	1. 012 ****	1. 008	1. 016
“文革”后期	1. 013 ****	1. 010	1. 017
“文革”以后	1. 007 ****	1. 003	1. 011

以中学教育阶段比较，各历史阶段遭遇组的升学机会受此因素的影响，以建国至“文革”入

学风险组对“文革”期间、“文革”以后的入学风险组的差异较大,“文革”期间与“文革”后的入学风险组之间的差异小。而对高中升大学的升学机会的影响方式又有明显不同。由小学升初中、初中升高中,ISEI 的影响对“文革”以前入学风险组均很确定,并略高于解放后的其他入学风险组。“文革”以前,ISEI 值每增加 1 分,子女升初中、高中的机会分别提高 2.1%($p < 0.001$)、1.7%($p < 0.05$)。而对“文革”以后的初、高中入学风险组的影响只有 1.1%和 0.7%($p < 0.05$)。对“文革”期间入学风险组的影响不确定,但有非常微弱的负向影响趋势。即使进行单变量检验,卡方显著性也仍然大于 0.1。

高中以后继续上大专及正规大学的机会,就“文革”期间的入学风险组来说,ISEI 值每增加 1 分,机会增加 2.9%($p < 0.01$),而对“文革”以后的入学风险组来说,ISEI 值是较为确定的负向影响,即每增加 1 分,机会减少约 0.2%($p < 0.001$)。

由高中升大学,父亲的 ISEI 值对“文革”入学风险组的意义最大,每增加 1 分,上四年及以上本科大学的机会增加 4.5%($p < 0.05$),而对建国至“文革”入学风险组的影响相对小(约 1%)。对“文革”以后的入学风险组的影响也非常小,ISEI 值每增加 1 分,入学机会增减不到 0.2%($p < 0.01$)。

(2) 父亲的收入来源。由于 ISEI 值与职业有非常密切的关联,而我国职业分化还不太明显,尤其是农村,种地农民占全部农民总数的 75%以上,因此在 ISEI 值中,具有相同分值的观察比例很大。为此,我们在模型中嵌入了收入来源变量加以分析。

我们发现,父亲收入来源是挣工资的,对其子女升小学和初中具有非常明显的优势,而对子女升高中则不同。

“文革”以前,父亲挣工资的子女相对于种地农民子女来说,适龄儿童入小学的机会高出 1.2 倍($p = 0.0001$)。“文革”期间,这种优势减弱,到“文革”后期,其优势几乎看不出来。“文革”以后,又有显著的上升,入学机会是种地农民子弟的 1.7 倍($p < 0.001$)。

在“文革”前期、后期和“文革”以后三个时期,父亲挣工资对子女升初中具有非常确定的正向影响,升学机会分别是种地农民子女的 1.85 倍($p < 0.001$)、1.5 倍($p < 0.01$)和 2.1 倍($p < 0.001$)。

但是对升高中来说,在“文革”前期,父亲是挣工资的,其子女的升学机会只是种地农民的 60%。“文革”后期及“文革”以后,收入来源在挣工资、种地之间已经没有明显差别。

(3) 父母的教育水平。父母的教育水平^① 对子女的教育获得,在每个阶段的入学、升学中都有十分确定的正向作用。在初中及以上的各教育阶段,对“文革”期间的入学风险组来说,其父亲教育程度的影响比其他风险组都要更为强烈。

在小学阶段,诚如 ISEI 值的变化,对解放前入学风险组、“文革”以前的入学风险组来说,父亲教育水平每高出平均水平 1 年,对子女接受小学教育的机会可分别增加 11%($p < 0.001$)、4%($p < 0.01$)。与此相应,对“文革”前期组的影响既小也不确定,对“文革”后期组的影响却要高于“文革”前后的入学风险组,机会增加大约为 5%($p < 0.01$)。母亲教育水平的影响则有较大不同。总的来说,母亲教育水平每增加 1 年,对子女上小学机会的正向影响力都比父亲的教育影响力高。而就各风险组的比较来说,母亲教育水平对解放前入学风险组的影响

① 如前所述,模型中父母的教育水平变量是取父母受教育年数减去父母的平均教育年数,因此,父母教育变量在模型中的意义就是父母教育年数每高出平均水平 1 年,子女接受某阶段教育的机会增减百分之多少。

要高于后面各阶段,而对“文革”开始后面临入学风险的两个风险组而言,“文革”前期风险组的入学机会受母亲教育的影响,高出“文革”后期遭遇组约1%,低于“文革”以后遭遇组约4%,三个组的卡方检验显著性概率P值均小于0.05。

在初中以上的升学中,父亲教育对升学机会的影响并没有因“文革”而减弱,有时还比“文革”后的入学风险组具有更为明显的优势。并且,对高中升入正规大学的影响,父亲教育程度对“文革”后期入学风险组的作用,都要高出“文革”以前和“文革”以后的另两个时期。

由小学升初中,“文革”前期组的机会增加情况与“文革”后期组几近相同,父亲受教育年数每高出平均水平1年,“文革”后期入学风险组的升学机会增加约4%,与“文革”以前入学风险组持平,比“文革”以后入学风险组高出3%。由初中升高中的差异是,父亲教育水平对“文革”前期入学风险组表现出非常不稳定的负效应(即使是单变量的卡方检验,也没有统计显著性,概率p值大于0.1,这种情形与建国至“文革”风险组相似)。但是,解放前入学风险组入学机会因父亲教育年数高出平均水平1年而增加约27%($p < 0.05$)。

但是,在高中以后的升学中,“文革”入学风险组受父亲教育年限的正向影响似乎要强很多。父亲教育每高出平均水平1年,该组继续上大专、非正式大学的机会增加6%($p = 0.07$, 95%置信区间为4%~19%),而“文革”后入学风险组的机会增加为9%($p < 0.01$)。“文革”入学风险组升入正规大学的机会,因父亲受教育扩大1年而增加26%，“文革”后入学风险组仅为11%，“文革”以前入学风险组不到0.8%，且P值只在小于0.1的水平上具有统计显著性。

母亲教育水平对初中及以上的“文革”入学风险组的入学机会的影响,不像父亲教育那样大,除了在大专和非正式大学的入学中与“文革”后入学风险组持平外,一般都低于“文革”后入学风险组。且对“文革”前期入学风险组来说,母亲的受教育经历的影响通常是不确定的(无统计显著性)。

2 “文革”期间,阶级出身标签对中小学各级教育机会获得的影响是反向的,也就是说,阶级出身好,接受教育的机会反而更小。

阶级出身标签为所有研究“文革”事件对个体生命历程影响的研究者所注重。一般认为,阶级标签对社会生活和个人生命经历的影响,在“文革”期间表现得最为突出。但是,就对教育的影响而言,我们的发现与此相反,尤其就中学教育机会的获得而言。

不好的阶级(资本家、地富反坏右),他们的子弟小学入学机会在“文革”前期、“文革”后期比出身好的子弟要强。在“文革”前期他们的子弟升初中的概率是出身好的子弟的2倍($p < 0.01$);在“文革”后期他们的子弟升高中的概率是出身好的子弟的3.3倍($p < 0.001$)。

出身中等阶级(中农、城市自谋职业者、城市平民)的子弟,在“文革”后期其小学入学的概率也是出身好的阶级的1.4倍左右;升入初中的机会在“文革”前期和后期比出身好的子弟分别高出50%和71%;升入高中的机会也大约高出35%。

在解放前的入学风险组中,标签为资本家、地主、富农的子弟,上小学的机会是标签为出身好的子弟的1.9倍($p < 0.01$),升入初中的机会是标签为出身好的子弟的1.8倍($p = 0.0001$)(解放前高中入学风险组因样本太少不构成统计意义)。

唯一与此不同的情形是,在“文革”期间高中以上的升学中,出身中等或出身不好的子弟几乎没有什么机会(我们也没有将此变量加入模型中去分析)。不过当“文革”以后,阶级出身标签的作用在许多模型中不再具有统计显著性时,却在非正规大学的入学风险组中显示了出来:获得此类教育的机会,出身不好的阶级是出身好的阶级的1.7倍($p < 0.05$)。

3. 权力资本对各级学校教育的升学都表现了很重要的影响。

(1)党员。父亲是否是党员对子女入小学的影响只在建国至“文革”期间的入学风险组中有明显的体现,其入学机会是非党员子女的 1.8 倍($p < 0.001$)。但是通过单变量卡方检验,党员对子女升学的优势,除“文革”前期小学风险组外,其余各组中都清楚地存在的。见表 7。

表 7 党员子女上小学的比率风险的单变量检验

党员对子女	上小学的 比率风险	90%的置信区间	
		上限	下限
解放前	2.446 ***	1.624	3.683
建国至“文革”	2.201 ***	1.961	2.470
“文革”前期	1.166	0.985	1.379
“文革”后期	1.259 ***	1.090	1.456
“文革”以后	1.193 *	1.022	1.394

对“文革”期间的入学风险组来说,父亲是否是党员对他们初中以上的入学机会的影响是非常显著的。升入初中的机会,在“文革”前期和“文革”后期,相对非党员子弟来说,分别是 1.4 倍($p < 0.01$)、1.6 倍($p < 0.001$)。在升高中时,“文革”前期组党员子弟的优势无统计显著性,“文革”后期组则是非党员子弟的 1.5 倍($p < 0.001$)。

在“文革”期间,党员子女上大学的优势,从数据看高达 3.5 倍($p < 0.05$),但是由于样本太少,尚待进一步的确定。不过在非正规大学的模型中,党员优势还是对“文革”入学风险组具有正向的影响作用(90%的置信区间为 1.002~1.9)。

在“文革”以后的初中、高中入学风险组中,父亲是否是党员对子女入学机会的影响没有统计显著性。但是对高中以上(大专、非正规大学)及正规大学具有显著的意义,党员子弟的升学机会分别是非党员子弟的 1.5 倍($p < 0.01$)、2.2 倍($p < 0.01$)。

在解放以前,父亲是党员,升初中的机会只有非党员的 2%($p < 0.01$),升高中的机会几乎没有。升高中以上的机会只有非党员子弟的 23%。

(2)干部。父母是否是干部,对小学入学几乎没有证据表明具有显著的影响。同时,在“文革”期间的入学风险组里,父母是否是村股级或以上的干部,对其子女升初中也没有确定的影响。但是对子女升入高中,则表现出较为确定的正向影响。在“文革”前期的入学风险组,父亲是干部,其子弟上高中的机会是非干部子弟升学机会的 2 倍强($p < 0.05$),母亲是干部的孩子,升高中的机会是母亲为普通人员的 9 倍($p < 0.001$)。在“文革”后期组,父亲是干部的孩子高中升学机会比非干部的孩子的优势相对有些减弱,但仍然是后者的 1.5($p < 0.05$)倍左右。

“文革”以后,父亲是干部,对其子弟升入初中具有较为确定的负向影响,其入学机会约只有非干部子弟的 74%($p < 0.05$),但是,母亲的影响却相反,其机会约高出非干部子弟 20%(不过卡方检验只在 0.1 的水平上是显著的,其 95%的置信区间中包含 1,因而是不太确定的)。

“文革”以后,父母是否是村股级以上干部,对子女由高中继续升学没有显著的影响。

(3)家庭外亲戚中的干部。家庭外亲戚中干部数量是一个连续变量。它对小学和初中入学风险组的影响是正向的,对高中及以上的升学机会的影响是负向的。在“文革”期间的影响要比对“文革”后的影响更为强烈。

亲戚中干部每增加一个,增加“文革”后期小学入学风险组的入学机会 36%($p < 0.01$),增加“文革”以后小学入学风险组的入学机会 44%($p < 0.001$),增加“文革”以前初中升学风险组升学机会的 30%($p < 0.01$)。

亲戚中干部每增加一个,“文革”前期高中入学风险组的升学机会降低 36%($p < 0.1$),“文革”后期高中入学风险组的升学机会降低 35%($p < 0.01$),“文革”以后高中入学风险组的升学机会降低 14%($p < 0.05$),“文革”期间高中以上的入学风险组的升学机会降低 30%。

4. 文化资本的正向作用在高中入学风险组表现明显。

除父母的教育程度外,我们还考察了另一个重要的文化资本,即家中的藏书量,从模型看,它对高中入学机会的影响是非常显著的,其中又以对“文革”前期风险组的升学机会的影响最大。藏书量每增加一个等级,解放后四个入学风险组升高中的机会分别增加 33%($p < 0.001$)、26%($p < 0.001$)、27%($p < 0.001$)、17%($p < 0.001$)。

5. 以前的受教育经历对个人升学的影响因个人的遭遇而有所不同。

一般认为,个人上学年龄的迟早,会影响到后来入学的可能性。一个人入学太迟或前一阶段学习结束太晚,可能会错过下一阶段的正常入学,因而降低了他们的入学可能。

接受相同阶段的教育对个人的意义不完全一样,许多人发现,在一般教育获得模式中,学校的等级通常对一个人接受的教育质量有很大差异。由于重点学校与一般学校在教育投入、师资力量及教学管理等方面存在很大差异,因而使得接受重点学校教育的学生在竞争后续阶段的受教育机会时具有明显的优势。

以前就读的初中是否是重点中学,对升高中的各入学风险组的影响基本上都是正向的,但统计上的显著性在“文革”期间的两个风险组中没有表现出来。对“文革”以前、“文革”以后两个风险组的影响分别是,重点初中是非重点初中的 1.8 倍($p < 0.05$)、1.4 倍($p < 0.001$)。

以前就读重点高中的人,升入正规大学的机会都有明显的增加,其中以解放前组最高,为非重点高中的 7.3 倍($p < 0.001$);其次为“文革”期间组,为 3.4 倍($p < 0.05$);在“文革”后大学风险组中为 2.1 倍($p < 0.01$)。

个体完成前一个阶段学业时年龄越大,接续后一个阶段学校教育的可能性就越小。这在初中及以上的升学中都有明显的体现,尤其是高中升学。

对初中升学来说,“文革”后期风险组小学结束的年龄每大 1 岁,升初中的机会要少 6%($p < 0.01$),“文革”以后风险组的升学机会少 11%($p < 0.001$),建国至“文革”风险组增加 10%($p < 0.001$)。

对高中升学来说,初中结束年龄每增大 1 岁,建国至“文革”风险组的升学机会降低 21%($p < 0.05$),“文革”前期风险组降低 34%($p < 0.001$),“文革”后期风险组降低 38%($p < 0.001$),“文革”以后的入学风险组降低 18%($p < 0.01$)。

(二)解释与分析

从上面的这些比较性描述中,我们可以归结出如下几点总结性结论。由于上面有较清楚描述,下面只重点归纳描述中存在的特征,并加以分析,而对具体的描述内容不再赘述。

1. “文革”对教育获得模式的冲击是存在的,但以家庭为单位的个体以不同的方式努力抗拒着这种冲击,这种抗拒在力所能及的范围内通常是有效的。其中一个重要的抗拒形式是利用这种冲击所造成的混乱,透过父辈的权力因素影响子代的升学机会,从而也是延续着教育获得模式中的代际影响。

最主要的受冲击对象是“文革”初期的各入学风险组，尤其是高中入学风险组。这里权且不说整体的入学风险率函数发生了明显的变化（这一点我们将另文探讨），我们要说的是，教育的代际传承模式，尤其父辈的教育水平对子代接受高中教育的影响几乎呈现出一种负效应。同时，对“文革”前期各级入学风险组来说，父亲教育水平对子女教育获得的影响，都不如同级教育的其他入学风险组那样强烈（不包括大学阶段“文革”前期的入学风险组）。“文革”也同样削弱了父亲的社会经济地位对“文革”前期入学风险组升学机会的影响。这显然是教育获得一般模式中的一种反例。

不过，针对“文革”前期的入学风险组，在一些教育阶段，教育的代际传承的意义并未完全消失（如父亲对子女升初中的影响）。在另一些教育阶段，母亲教育程度的作用有明显的体现（如小学入学）。这似乎与帕森斯在60年代所作的一个分析有不谋而合之处。“受教育的母亲在对子女的影响方面起着重要的作用”（帕森斯，1961，转引自Morrow等，1995）。但这里与帕氏殊理也殊。由于“文革”初期小学入学风险组的母亲，大部分在解放以前出生（样本中在“文革”初期的平均年龄在33~37岁间），大多数在解放前接受教育，本身小学、初中教育的获得（大致为表2中解放前或表5中建国初期的入学风险组）得到了非常重要的来自父母教育传承的影响，这种经历有可能化作一种深刻的个人记忆，延续在她们自己对子女的教育方面。同时，中国传统的性别角色分工是男主外女主内，当丈夫（“文革”时正值青壮年，样本中平均年龄在37~41岁间）在单位、农村集体被卷入无休止的集体劳动时，受过教育的母亲们有更多的机会与子女呆在一起，更有可能在子女身上体现自己记忆中的理念，对子女的教育可以倾注更多的关心。更为重要的是，从社会化的角度讲，子女尚年幼，对喧嚷的外界尚不能明确感知，对父母的依从性较强，因而也就较容易贯彻母亲的意图。而当子女达到初、高中升学年龄时，因子女对外界的感知已经较为明确，再加上小学或初中等学校教育中的文化暴力所强制灌输的“读书无用论”等观念的影响，子女的入学实际上已经很难为母亲的教育传承所左右（从表3、表4中“文革”前期风险组可以看到这点）。在这里，我们看到了个人的力量对于社会潮流的无奈。

当然，这种解释还只是表面的。更为重要的是，教育获得的代际关联模式在“文革”前期入学风险组中改变了作用方式，父辈权力的作用更加突出出来，教育传承模式成了当时政治体制中的一个潜在构件。因此，在这种意义上讲，“文革”事件并未在真正意义上破除各级入学风险组获得教育机会的代际传承模式，反而有可能是在加强这种模式的代际关联意义。

这里，我们需要从教育机会的竞争开始说起。像一般的竞争场域那样，教育机会的竞争也是机会越少，竞争越激烈，从而个体最有可能调动尽可能多的资源并加以有效配置来参与其中。建国以来，各级教育机会总量在各个时期都有明显的改变，因而各级教育的竞争激烈程度在不同时期各不相同，个体调动所拥有的各种资本参与竞争的情形也不尽相同。

由于建国以后普及了小学，1965年小学入学率已经达到学龄儿童总数的85%（高奇，1998年）；1982年以后普及9年制义务教育，使得小学在建国以后、初中在改革以来不再成为重要的竞争场域，因而在这些时期的小学和初中入学风险组中，父母的职位、父亲的党员身份等权力和政治资本的影响力就显示不出来。

但是，权力始终是在力所能及的范围内参与竞争的重要筹码。比如在解放前，小学、初中教育尚是一种较为稀有的资源，父母亲有一定的职位，其子女的入学、升学机会就高出一般人许多。这种趋势在一直明显地延续下来，直到某种教育或者不再稀有、不再成为竞争的对象，或者某种权力已经无能为力。

“文革”期间,在教育机会的获得方面,权力最重要运作场域是对高中教育机会的竞争。

(1)在高中教育机会获得上,“文革”使权力为个体牟利而运作具备了可能性。这主要体现在两个方面:①“文革”期间的教育政策改变了原来的进入壁垒形式。在原来的教育体制中,中学以上的教育进入壁垒一直主要是由学业成绩来决定的(除了在建国最初几年由于大学生源严重短缺而额外抽调、选拔干部、军人进行高中补习,并由此通过单独命题考试进入大学学习外),但是“文革”开始后,政治挂帅成了学校教育体制的主导,中小学实行九年一贯制,废除考试、留级制度(由于不存在竞争,“文革”期间父母亲的职位权力对子女升入初中的机会并没有影响,见表3),对于高中入学,则采取推荐和选拔相结合的办法。显然推荐的权力落在有职位的人手上,因而学业成绩的进入壁垒标准也同时部分地被政治和权力标准所置换。②在农村,中学的办学权力下放到人民公社或由人民公社与生产大队联办(高奇,1998,222);在城市,许多单位、企业、军队自办学校(俗称“子弟学校”),这样,农村各级中小学、城市的部分中小学的运作落入了哪怕是只有较低职位者的权力运作范围之内。

(2)对于城市来说,“文革”期间高中入学风险组在初中毕业后所面临的选择是,要么上山下乡,要么上高中,要么是待业,要么就是直接进入劳动力市场。这四种出路中理性的瞄准目标是显而易见的。但由于进入劳动力市场有新的壁垒规则(初中毕业时一般年龄尚小,未达到参加工作的年龄),而“文革”前期遭遇组的前车之鉴也已经开始警醒后来者:比较许多人上山下乡、无业待业而言,如果不能较快地进入劳力市场,那么进入一个没有学业壁垒屏障的学校教育,不失为一种好的选择。对于农村子弟来说,招工、参军等,需要初中以上的文化水平,教育资本是另外场域的重要筹码。同时高中的教育机会总量在农村也相对较少,构成了竞争的重要目标。这样权力的运作就有了相对家庭和个体的意义与价值。

由于以上原因,在“文革”期间高中入学风险组的升学机会中,父母亲职位权力的影响非常明显地突出了出来。而一旦恢复了考试制度,高中的进入壁垒重新回到学业标准的时候,较低职位的权力影响就不太容易了,尤其对那些只具有村股级或乡镇科级之类的低级职位来说,影响高中的升学更会有鞭长莫及之感)。在“文革”后的初中升学风险组,父亲职位甚至有明显的负向效果。

像其他场域的竞争一样,教育场域中的竞争也受到外部场域的干扰。对高中入学风险组来说,这主要是受到外部市场,尤其是就业市场的干扰。这时,资源有效配置的要求在家庭这种社会单位中就明显地表现了出来。

各种资源要素是根据整体性的竞争需求而加以有效配置的。权力资源或社会资本也不例外。家庭外亲戚中的干部是家庭的重要社会资源,总是为家庭提供最为需要和恰当的支持。有研究表明,它对人们进入劳动力市场有着明显的促进作用。但是,当子女尚未达到进入劳动力市场年龄的时候,它的支持就转而体现在对子女的升学方面(如对“文革”后期和“文革”以后小学入学风险组的入学影响)。因此,当家庭以本身的权力资源为子女竞争各级学校教育机会的时候,也会利用亲戚等社会资本优势寻求劳动力市场的进入。然而,达到高中入学年龄的人数总量是一定的,劳动力市场中的就业机会和高中升学机会之间保持着一种动态关联。输送一个子女到劳动力市场,则进入高中学校接受教育的子女就少了一个,反之亦然。因此,当亲戚中的干部资源被主要用来冲破劳动力市场的进入壁垒的时候,这种资源对子女的高中升学机会的影响就呈现一种负面的效果(如对“文革”期间和“文革”以后高中入学风险组的影响所示)。由于对“文革”期间的初中毕业生来说,就业甚至是一种比上学还更有吸引力的去向,加

上知识无用论观念在一定程度上支配着人们在升学和就业之间作出选择,因此,“文革”前期,家庭外亲戚中干部这个因素对子女高中升学的负面影响就会比对“文革”以后入学风险组的影响更为强烈(与“文革”以后相比,亲戚中干部每增加一个,“文革”期间高中入学风险组的升学概率的降低大约是36%对14%,见表4)。

2 教育获得模式本身作为一种制度性存在,内部具有一种抗拒干扰、迅速恢复平衡、维护自身存在的特定运作机制。

从前面对小学入学、小学升初中、初中升高中4组模型的描述中,我们可以清楚地看到,父亲教育水平对“文革”后期入学风险组的影响都要高于解放后其他时期的各级入学风险组,并高出整体平均水平。甚至母亲的教育影响也表现了大致相似的情形。其他如父亲的职业地位、父亲的党员身份、父母亲的权力资本等重要资源的影响也极为类似。甚至就正规大学的升学来说,如果子女正值升大学年龄时遭遇了“文革”事件,那么父亲教育水平每高出平均水平1年,子代最终升入大学的机会不仅比“文革”以前风险组要高出20%多,而且相对其他相同事件遭遇组的升学来说,影响也更为强烈。这些事实使我们清楚地认识到,“文革”期间,教育机会获得模式的代际影响曾经经历过更为猛烈的回复^①。这再一次证明,“文革”并不是破坏了代际的社会传承模式,而是原有的传承模式受到外在的干扰冲击后,在较短的时间内迅速恢复了内在的平衡。

那么,这种制度性回复是如何实现的呢?前面所分析的关于以家庭为单位的个体抗拒干扰的努力,当然是其中的重要原因。以家庭为主体的社会单位,面对“文革”的冲击,会从各自的处境出发,尽可能有效地配置已有资源来从事对当时处境最为有利的可得性资源(available resource)的竞争,其中也包括对文化资本的竞争。因此对“文革”这种破坏性因素的抵制力量,一个重要的方面是来自社会个体自觉的理性选择行为,其反应之迅速,远强于正式的组织化运动。而且,像教育获得模式这样一种非正式的“无形制度”的存在,或者说制度本身的自觉性维护,正是通过无数这样的非正式化的个体活动的努力来实现的。

不过,这种个体的理性化活动的努力还只是非正式制度之运作的前台活动。面对“文革”这样一种大规模的、“史无前例”的、有组织的全面破坏和冲击,教育获得模式这样一种非正式制度能在短暂的时期内恢复,甚至超过遭“冲击、破坏”之前的水平,如果要归功于个体的理性活动的话,那么,在个体理性活动的背后,一定还存在某种具有更为深厚基础的、潜在的反应方式。一个简单的道理就是,人们的理性选择,总是对自己认为有价值的事物加以择取和追求,否则理性选择本身就是一种悖论了。关键就在这里。从我们的第一方面的分析出发,马上要遇到的问题就是:个体为什么会把“教育机会”当作一种有价值物而加以选择呢?当然,我们也可以从教育的功用来解释。在现代社会、在正常的年份,我们会欣然地接受这样的解释,甚至我们还可以举出无数的例证、演绎出无数更为精细的理论(事实上这样的理论比比皆是)。但是在“文革”年代,一种非正式制度出现这样迅速的回复,却不得不让我们重新思考“教育的价值”这个问题。众所周知,“文革”是对文化的空前浩劫,不仅在观念上鼓吹“读书无用”、“不学ABC”、批倒批臭几千年来读书人尊为圣人的“孔夫子”,再踏上一只脚,而且在行动上也实际剥

^① 关于这一点,我们还仔细研究过各级教育阶段、各不同入学风险组的入学风险率的重要变化,其中重要的发现是,“文革”后期风险组在各阶段教育的入学、升学中,在入学、升学的高峰年龄及高峰点的前后一二年中,其入学概率均要高于其他历史时期遭遇组。究其主要原因是:从1952年开始,我国就致力于社会主义教育事业的建设,并且,一个较为完整的教育体制在60年代初期已初步建成,教育机会总量开始逐年扩展。因而“文革”后期的这种反弹,实际上表明这个时期具备着对前期制度性成果加以继承的能力。特录于此,作为一个方面的佐证。

夺受过良好教育的读书人的利益。研究表明,在劳动力市场上,受过大学教育的人转入国有企业等当时象征地位、福利、高利益的单位的几率远低于教育水平低的人(周雪光,1997)。一切所表明的,个体没有任何理由把教育当作一种理想的理性选择物。可实际的结果却又是相反,正如在第一方面分析中所指出的,即使是在“文革”动乱最无序的“文革”初期,人们还是在利用各种资源去争夺这样的“文化资本”(尽管我们也不能排斥以家庭为单位的个体有着实际的利益比较而采取的理性选择行动,如避免上山下乡,招工、参军的需要等)。要从理论上回答、解释这个问题,我们需要了解教育获得模式的潜在存在形式。

我们认为,教育获得模式作为一种非正式社会制度,非常类似于凡伯伦(T. Veblen)眼中的制度:“制度实质上就是个人或社会对有关的某些关系或某些作用的一般思想习惯”,它可以作为“在某一时期或社会发展的某一段通行的制度综合”而存在的一种生活方式,因此,人们以这样的方式生活,即就是“生活在制度——也就是说,思想习惯——的指导下”,而这些制度是通过“淘汰的、强制的过程”而改变或加强的“过去遗留下来的事物的观点或精神状态”(凡伯伦,1899/1964,139~140)。由于它潜在的存在形式是人们对过去事物的一种观念意识,因而相对整个社会而言也就是一种普遍的社会记忆,或者用迪尔凯姆的术语来说就是一种“集体意识”。

教育获得模式正是这样一种非正式的“无形制度”,它的潜在形式也正存在于特定人群的社会记忆当中,体现在人们对教育价值的根深蒂固的认识之中。它是一种通过人们所坚持的、根深蒂固的观念意识指导下的行动方式,它通常不易为人们所察觉,即使是行动主体本身,但它对制度的维护起着至关重要的作用。

有史以来,中国传统社会总是对教育价值予以积极的肯定,教育本身以及受过良好教育的人,在人们的心目中一直有着很高的观念地位,为人们所敬重,许多表达这类观念的言论家喻户晓,俯拾皆是,如“万般皆下品,惟有读书高”,“天地君亲师”等等。“士农工商”的等级理念也深入人心。同时,读书人的利益也有着显而易见的保障,不仅“学而优则仕”是传统社会最为通行的游戏规则,而且读书读得好,在其他方面的利益、地位也就有保障。这种制度的延续性直到解放前都明显存在。如读书人在旧时的劳动力市场上所获得的酬金之高,乃为其他未接受过良好教育的人所望尘莫及,这在鲁迅、季羨林等人的记述中都能找到鲜活的例子。

这样一种对教育价值注重的风气、观念、生活方式,经过无数代人的淘汰和强制性改变或加强,使得其表达的核心内容越来越精练、重心也越来越突出。“文革”又是新一轮洗礼,是对其核心内容的一轮空前绝后的强劲冲刷。面对着这种由“武器的批判”所支撑的观念洗刷,个体有意识的选择机会实际上极为微弱。但无意识领域的顽固性、社会记忆的持久惯性,仍然意味着需要洗刷者付以有耐心的时间。

然而,尽管如此,面对这样的冲刷,就个体而言,意识观念中能够留驻的社会记忆的多寡,既会因经历事件时的具体遭遇不同而相去甚远,也会因原来观念之浓淡而情形迥异。阶级标签就是这样一种可以区分,甚至改变个体观念意识中社会记忆之存量的重要变数。

那些被划分为不好的阶级,一部分是旧体制下的传统精英,像地主、富农、资本家;一部分是新社会中的教育精英,像右派分子。他们或者在旧社会饱读诗书,或者耳濡目染浓厚传统文化中几近苛严的尊师重教之规范与风气,教育重视的理念在他们的心目中扎下了极为深厚的根基。因此他们是此类社会记忆最为完整的保存者。

在一次又一次的运动中,这些出身不好的阶级历来都是进行“无产阶级专政”而被打击的

对象,在残酷的斗争中,他们在物质的层面上全面退缩了,新体制带来的各种惠益对他们来说都是恍如隔世。对于这些受排斥的群体来说,中小学教育是唯一无须多少投资的可得资源(其他绝大多数利益都把他們屏绝于进入壁垒之外),但这也远不如出身好的阶级那样稳定,因为他们随时面临被扫地出门的危险。但只要有生命的存在,就会有争取生存的挣扎,就会与残酷现实展开最为隐秘而巧妙的博弈。同时,这唯一允许他们获得的益处,又是他们的记忆中极具价值的部分,因而也是他们在现实中重点博弈的对象。他们在政治斗争中的屈服、俯首,表现出的老实改造、脱胎换骨,争取到的则是子女入学、升学的权利。这些受社会排斥的群体,把自己的最后看家本领用在无人注重的场域竞争中,其结果无形中成为了政治压迫的一种补偿。

而对于那些出身很好的人来说,由于教育、文化恰恰是政治斗争领域所不耻,或极力贬低的因素,所以,尽管关于教育价值的印记也存在于他们的意识中,但是当社会最底层的人因外在压力而迫使他们反思并加以保留的时候,这部分出身好的人却可能或者随潮流而有意识地抛弃教育价值的观念,或者调动资源去竞争当时认为更有价值的其他事物,这样,相对出身不好的人来说,他们反而忽略了对子女教育获得的争取或保存。

这样,我们就能理解为什么人出身不好阶级的子女,他们入学、升学机会反而比出身好的子弟要高的原因了。

从上面的分析我们可以看到,一种非正式的无形制度的存在与运作机制,广泛而深刻地存在于一个社会的文化传统与社会记忆当中,但它的实现会因为这种社会记忆载体的个人遭遇、面临的处境不同而大异其趣。

四、总结与讨论

本文就“文革”对一种非正式制度影响的分析,有助于我们理解为什么改革以后的教育能够较为迅速地恢复的社会原因。本文的一个基本结论认为,“文革”事件对一种非正式社会制度的影响是非常复杂的,其中存在各种力量的相互作用和相互抵消。“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 cultural 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。这里使我们想起西方社会学界的一种重要观点来。以白威廉(William Parish, 1985, 1984)、马丁·怀特(Martin Whyte, 1986, 1975)以及林楠(Nan Lin, 1990, 1989)等人为代表的一些美国社会学家曾经认为,社会主义革命后,由于意识形态主导下的政策努力,使中国社会分层出现了一种平等化趋势,在大跃进、人民公社和“文革”期间,这种平等化趋势尤为典型。他们称之为“反分层化”。但是从我们的研究来看,这种反分层的观点至少在教育机会的获得方面是不能成立的^①。我们认为“反分层化”的观点,有待深入到形塑社会生活的深层结构和非正式的社会制度之中来加以进一步的检讨,有待于将视野扩及到机会平等问题上来加以研究(比如受教育机会、就业机会等),这在社会分层研究中更为重要。

同时,在本文提供的数据中还存在一些难以解释的东西,比如在“文革”后的初中升学风险组,父亲职位甚至有明显的负向效果。这或许是由于较低级的职位失去了对更好的精英的吸引力,或许是由于占据这类职位的人不再是社会中的精英,或许占据此类职位的人已经为子女谋求到了更好的出路,但后者似乎不太容易理解。这些问题,也有待将来的分析加以更为确定的解释。

^① 对“反分层化”的观点的质疑,我完全得益于李强教授在社会分层理论上的洞察,在此深表感谢。

参考文献:

- 凡伯伦, 1899/1964《有闲阶级论》, 蔡受百译, 商务印书馆。
- 高奇, 1996,《新中国教育历程》, 河北教育出版社。
- 马和民、高旭平, 1998,《教育社会学研究》, 上海教育出版社。
- 约翰·奈特、李实, 1994,“中国居民教育水平的决定因素”, 见赵人伟、基斯·格里芬主编:《中国居民收入分配研究》第十三章, 中国社会科学出版社。
- Aschaffenburg, Karen, Mass, Ineke, 1997, “Cultural and Educational Careers: the Dynamics of Social Reproduction”, *American Sociological Review*, vol. 62 (August).
- Blaug, Peter M., Ruan, Danqing, 1990, “Inequality of Opportunity in Urban China and America”, *Research in Social Stratification and Mobility*, vol 9.
- Bourdieu, P. & Passeron, J. C., 1977, *Reproduction in Education, Society, Culture*. Beverly Hills, Ca: Sage.
- Bourdieu, P. 1977, “Cultural Reproduction and Social Reproduction” in *Power and Ideology in Education*, Edited by J. Karabel and A. H. Halsey. New York: Oxford University Press.
- Coleman, J. S., 1966 *Equality of Educational Opportunity*, National Centre for Educational Statistics Washington.
- Blaug, P. & Duncan, O. D., 1967, *The American Occupational Structure*, New York, Wiley.
- Deng, Z. & Treiman, D., 1997, “The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China”, *American Journal of Sociology*, Vol. 103, 2 Sept.
- Martin K. Whyte, 1975, “Inequality and Stratification in China”, *The China Quarterly*, vol 64.
- Morrow, R. A. & Torres, C. A., 1995 *Social Theory and Education*, State University of New York Press.
- Parish, William (ed.), 1985, *Chinese Rural Development: the Great Transformation*, New York; M. E. Sharpe, Inc.
- Parish, William, 1984, “Destratification in China”, 见 Watson, James L. (ed.), 1984 *Class and Social Stratification in Post-Revolution China*, New York; Cambridge University Press.

作者系中国人民大学社会学系讲师
责任编辑: 张志敏