

【管理与经济】

谁在高校扩招中获益最多?

——高等教育机会获得的群体差异及影响因素研究

屈廖健 邵剑耀 傅添

【摘要】本研究基于中国综合社会调查(CGSS)数据,采用逻辑斯蒂回归模型考察高校扩招对各群体总体及不同层次群体高等教育机会获得情况的影响。研究发现,高校扩招提升了各群体专科及本科教育参与比例,但并未减小城乡之间的不平等,城市群体仍占据一定优势地位;性别差异出现扭转,女性群体总体处于优势地位;在仅考虑群体差异问题时,中等层群体和东部地区群体在扩招后获益最多;在家庭资本对于子女高等教育机会获得的影响上,文化资本和政治资本均更易作用于本科教育上,且文化资本的作用更为明显。高校扩招过程中要保证相对的教育机会平等,政府应提高农村及西部地区基础教育质量,优化高中教育资源配置;建构和完善公共教育服务体系,弥补低家庭资本群体的教育缺失;对弱势群体进行高等教育机会补偿和成本补偿。

【关键词】高校扩招;教育机会分配;教育公平;家庭资本;教育资源配置

【作者简介】屈廖健,江南大学教育学院副教授,从事比较教育、高等教育研究;邵剑耀,江南大学教育学院(江苏 无锡 214122);傅添,首都师范大学初等教育学院(北京 100048)。

【原文出处】《高校教育管理》(镇江),2021.3.70~82

【基金项目】国家社会科学基金(社会学)青年项目(19CSH052)。

一、引言

21世纪以来,随着我国高等教育扩招政策的实施,高校就读人数激增,高等教育规模逐年扩大。2019年,我国高等教育毛入学率已达到51.6%,迈入普及化阶段。高校数量的增加以及招生规模的扩大为学生群体提供了更多的教育机会,使高等教育资源能向各类别延伸。2020年,国务院常务会议正式提出扩大我国硕士研究生招生和专升本规模;2021年,国务院编制的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》强调,“十四五”期间我国将实施教育扩容工程,进一步提升劳动年龄人口平均受教育年限,高等教育毛入学率提高到60%。我国再一次将政策着力点聚焦到高等教育规模扩张上,引起了学者们对新增教育机会分配问题的再思考。

学历作为一种制度形态的文化资本,是反映个

体社会地位、代表个人教育经历的重要标签。高等教育被视为获得社会地位的重要影响因素之一,常被社会学家用来作为打破类别固化的有效工具。学界关于高等教育与类别关系的研究主要围绕“精英再生”和“精英循环”两种观点进行探讨:前者认为受教育程度直接影响个体经济地位进而影响其社会地位;后者特别强调高等教育机会获得的群体差异,即处于优势地区(如城市地区、东部地区)的高家庭资本、高社会类别群体更易获得高等教育机会从而维持其优势地位^[1]。从现实情况来看,受社会发展条件、地区经济水平等的制约,各民族、城乡之间的教育资源供给相差较大^[2],资源不平衡势必会导致教育机会获得的差异。近年来,出于对教育收益的评估以及就业前景的担忧,我国处于社会劣势地位群体放弃高考的现象时有发生^[3],高等教育资源分配呈现不平衡的发展趋势。

当教育机会不断增加而使高等教育迈入普及化阶段时,弱势群体能否争取到更多的入学机会,高等教育机会获得的群体差异是否有所缓解,这关乎弱势群体的流动渠道,直接影响着社会的稳定与发展。基于此,本研究以高等教育扩张为研究视角,通过探究高校扩招前后高等教育机会获得的群体差异状况及变化,试图从家庭资本角度揭示群体差异背后的影响机制,旨在回答高校扩招政策对高等教育机会分配有无影响,其实施效果如何?家庭资本对个体高等教育机会获得有无影响,其影响程度如何?

二、理论回顾与文献综述

(一)教育扩张与高等教育机会获得

20世纪中期以来,西方各国实施的教育扩招政策促使各级各类群体教育获得机会均大幅增长,引发了学者们对新增教育机会分配问题的关注。部分学者对教育扩张持乐观态度,提出了工业化假设(Industrialization Thesis)理论。该理论指出,随着社会劳动分工的日益细化以及专业化程度的不断上升,个体人力资本(教育水平、专业技能等)在社会经济地位回报中的作用越来越大,进而推断个体自致因素(聪明才智、努力程度等)在职业机会乃至教育获得上的重要性超过个体先赋因素(家庭资本、性别、种族等)^[4]。此外,随着教育体系日趋完善和受教育年限逐渐增长,各群体受教育的可变性有降低趋势,高等教育机会分配平等化的效应正在实现^[5]。工业化假设忽略了家庭资本、社会结构位置等隐性因素对教育获得的影响。拉夫特瑞(Adrian E. Raftery)等提出的最大化维持不平等理论(Maximally Maintained Inequality)指出,教育扩张不能促进教育机会分配平等化,除非优势群体对高等教育需求得到满足且达到饱和状态(如80%以上的优势群体子女都能进入大学),由扩张带来的新增高等教育机会才会向弱势群体扩散^[6]。受此影响,卢卡斯(Samuel R. Lucas)进一步提出有效维持不平等理论假设(Effectively Maintained Inequality),认为优势群体在高等教育中达到饱和状态时,仍会产生一种教育质量上的不平等,即教育扩招所带来的高质量高等教育机会(如精英大学)仍掌握在优势群体手中^[7]。高等教育系统通过机会稀缺的不断再生产,始终可以区分出在阶段上、质

量上抑或含金量上相对更高的教育水平^[8]。

文凭主义理论假设(Credentialism Hypothesis)是在工业化假设理论与不平等理论基础之上,从学历文凭角度入手对社会出身与教育获得关系的另一种解释。文凭主义理论认为,学校教育的社会化功能与教育的再生产功能两者之间存在本质性冲突^[4]。受文凭主义影响,优势群体想要维持其在劳动力市场(特定工作中)的优势以及现有社会地位,必然会利用自身资本使子女成为现有教育制度(如教育扩张、应试教育)的既得利益者,取得在劳动力市场上最有价值的学历文凭^[9-10]。21世纪以来的理性选择理论(Rational Choice Theory)进一步讨论了在教育扩张背景下促进教育获得平等化或加剧教育不平等的影响因素,认为就业保障增加以及学校筛选作用减弱会降低不同群体之间的教育机会不平等^[11],个体是否争取高等教育机会建立在其理性分析高等教育收益与风险的基础上^[12]。

(二)高等教育机会获得的群体差异

社会结构性分割因素(种族或民族、户籍等)对教育扩张背景下教育机会获得影响的年代变化趋势,是近20年来国际社会学研究领域的关注焦点^[4]。霍瑟(Robert M. Hauser)等发现,在20世纪上半叶出生的美国男性群体中,尽管受教育程度的代际差异仍较大,但因种族差异带来的教育劣势正在减少^[5]。而部分学者调查表明,在四年制大学教育机会获得上,美国少数族裔群体仍处于劣势^[13]。在考虑户籍因素时,学者们多从城乡属性和区位属性展开。研究者们基于城乡维度探讨发现,城乡学生在不同层次高等教育获得上均比农村地区学生更有优势,而在我国典型的城乡二元结构背景下,高等教育获得机会的城乡差异更为明显^[14]。虽然自新中国成立以来城乡户籍对个体受教育水平的影响处于波动(时而下降,时而上升)状态,但高等教育的城乡户籍差异一直存在^[15]。基于区位维度分析,相对于偏远贫困地区,经济发达地区(如我国东部地区)学生在高等教育机会获得上处于优势地位^[16],但部分学者则表示地理因素的影响作用正在减小^[5]。

家庭类别一直是教育扩张与教育获得研究中的重要变量。国外学者基于多个国家或地区的教育数

据分析发现,高等教育机会不平等程度并未在教育扩张期间明显下降^[17],相对于弱势群体,中等和优势群体更能从教育扩张中获益^[18]。就我国社会而言,自1992年以来,市场因素对教育制度的影响使得教育不平等产生机制转变为资源转化与文化再生产双重模式并存,家庭背景效用显现,管理群体子女更易获得高等教育机会^[19]。高校扩招未能减小群体差异,由于不同层次高等教育(主要指专科和本科)在劳动力市场上的回报率差异较为明显^[4],优势群体的教育投资正转向正规本科教育^[20]。

(三)家庭资本与高等教育机会获得

20世纪60年代起,布劳(Peter M. Blau)和邓肯(Otis D. Duncan)构建的地位获得模型确立了以家庭资源禀赋理论为主流的解释逻辑,即以家庭所拥有的资源的多少来解释其子女的教育成就。随着对教育公平问题探讨的不断深入,部分社会学家将研究重点转向教育机会获得的多重影响因素分析上。他们在充分考虑特定社会制度和社会结构基础上提出了微观层面的教育决策理性行动模型,认为个体教育决策即是否上大学受教育成本、教育收益、教育失败风险和能否促使地位提升等四方面因素的影响^[21],而这些因素的影响程度依赖于各群体原有的家庭背景^[4]。家庭资本(社会出身)对个体大学入学具有很大影响,高学历父母往往为其子女营造良好的受教育文化氛围,并且凭借家庭拥有的经济资本和社会资本为子女接受高等教育提供条件和机会^[1]。

国内不少研究分析了家庭背景对子女高等教育机会获得的影响。部分学者从教育分流体制(重点学校制度和学轨制)视角分析发现,家庭社会经济地位变量(户籍、父母受教育程度等)影响子女升学路径(学术教育轨道或职业教育轨道)^[22],高等教育的学生分层是大学前的教育阶段中学生分层累积效应的显现^[10]。较多研究表明,与个人努力因素相比,环境因素(家庭文化资本、经济资本等)对不同层次(如专科与本科)高等教育机会获得的贡献相对更大^[23]。亦有学者考察了高校扩招前后家庭政治资本对子女高等教育入学机会的影响,发现扩招后父亲行政级别具有更强的作用力,而母亲的影响则不再显著^[3]。

已有研究建构了教育扩张与教育机会获得的理

论模型,实证检验了教育扩张背景下高等教育机会获得的群体差异,分析并论证了家庭资本对个体高等教育机会获得的影响。但现有研究存在以下三方面局限:一是对扩招变量的解释力度不够,没有完全聚焦在高校扩招政策受众群体上;二是未能详细解释社会结构性分割因素及家庭资本因素的影响在扩招前后的变化程度;三是缺乏对家庭背景的综合考虑,且对家庭政治资本因素的关注程度不够。基于此,在现有理论模型和实践框架基础上,本研究采用中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)数据,通过逻辑斯蒂回归从总体和层次两个维度分析扩招前后我国高等教育机会获得的群体差异及家庭资本对教育机会获得的影响,并以扩招政策实施与否为交互,考察群体差异性及家庭资本影响的变化情况,旨在为今后教育政策完善和落实、教育资源投入和分配提供参考,使其更具针对性和可操作性,以提升教育公平,阻断贫困代际传递,提升国家人力资本水平。

三、研究设计

(一)数据来源与样本筛选

本研究样本来源于CGSS。该调查作为我国综合性调查项目,采用多阶分层抽样,兼顾了区域和层次差异,所获得的调查数据具有高质量和一定权威性。CGSS的2012年、2013年和2015年数据中均包含样本高考家庭资本信息以及重要的个体信息,能够满足本研究目的。因此,本研究最终采用了这3年的调查数据。

本研究基于研究需要对CGSS数据进行筛选。本研究重点关注高校扩招政策对各群体接受高等教育情况的影响,将已毕业样本所获最高学历作为教育获得参考值。CGSS问卷对被调查者各阶段的教育经历以及完成时间进行了详细调查。高校扩招政策主要影响各群体对高等教育的选择即高中毕业后是否选择继续升学,因此本研究保留了高中及以上学历样本,将高中学历即职业高中、普通高中、中专和技校学历的被调查者毕业时间,大学专科或大学本科(均指全日制,问卷中表述为正规高等教育)学历被调查者毕业时间分别减去3年或4年作为个体应该参加高考的时间(保留1978年及以后的样本),并

在分析时将其作为控制变量处理。此外,CGSS问卷未对硕士研究生及以上学历进行细分,无法判断其具体受教育年限进而无法推断出参加高考时间,所以本研究指高等教育包括大学专科教育和大学本科教育。经过筛选,在删除了主要变量存在缺失的样本后,本研究最终获得有效样本量为4344份,扩招前后样本占比分别为58.95%和41.05%。

(二)变量选取

针对高等教育机会在总体获得上的群体差异及影响因素问题,本研究以“是否接受高等教育”(包括专科和本科教育)为因变量进行探讨;针对高等教育机会在不同层次获得上的群体差异及影响因素问题,分别以“是否接受大学专科教育”“是否接受大学本科教育”为因变量进行探讨。

本研究的自变量可归为4类,为样本参加高考前的个体信息与家庭状况。第一类是样本人口学特征变量,包括“性别”“民族”“户口”“地区”。其中,“户口”变量根据被调查者目前户口登记状况、户口变动时间和最高学历获得时间等推算而来;“地区”变量指个体参加高考时户籍所在地。第二类是样本家庭类别变量。以被调查者对自身家庭类别的评分为依据,将所选样本划分为3个维度,即自评分1~3分为较低层,4~7分为中等层,8~10分为较高层。第三类是高校“扩招”变量。以1999年为界,高考时间在1999年之前为未经历扩招考生,1999年及以后为经

历扩招考生。第四类是样本家庭资本变量。我国高等教育制度为具有一定条件的弱势群体提供了向上流动的体制保证,他们积极运用自身家庭资本(如文化资本)优势获得高等教育机会以实现向上流动,与优势群体在高校扩招中更可能获得高等教育机会并不矛盾^[20]。在借鉴已有研究基础上,家庭资本主要包括家庭的“父母受教育程度”(文化资本)和“党员家庭”“父母行政职务”(政治资本)变量。其中,“党员家庭”和“父母行政职务”均设置成二分类变量,父母至少有一方为党员的称为党员家庭,父母双方均为群众或共青团员的称为非党员家庭;父母至少有一方担任行政职务的表示父母有行政职务,反之则无。变量具体情况详见表1。

(三)研究模型设定

由于涉及的3个因变量均为二分类变量,因此本研究采用二元逻辑斯蒂回归模型进行后续分析。具体模型公式为:

$$\log \left[\frac{p(Y_i = 1)}{1 - p(Y_i = 1)} \right] = \alpha_i + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_n X_{ni}$$

($i=1, 2, 3$).

其中, $i=1, 2, 3$ 分别表示模型1、模型2和模型3,所探究的因变量依次为“是否接受高等教育”“是否接受大学专科教育”“是否接受大学本科教育”。 $X_1, X_2 \dots X_n$ 为影响因变量的一系列自变量,以逐步递增方式纳入模型进行回归分析。本研究还将扩招政策

表1 变量选取及说明

变量名称	变量解释	观测值
是否接受高等教育	否=0;是=1	4344
是否接受大学专科教育	否=0;是=1	3580
是否接受大学本科教育	否=0;是=1	4344
性别	女=0;男=1	4344
民族	少数民族=0;汉族=1	4344
户口	农业户口=0;非农业户口=1	4344
地区	以西部为参照,中、东部分别设虚拟变量	4344
类别	以较低层为参照,中等、较高层分别设虚拟变量	4344
扩招	扩招前=0;扩招后=1	4344
父母受教育程度	定序变量	4344
父母行政职务	无=0;有=1	4344
党员家庭	否=0;是=1	4344

注:“是否接受大学专科教育”变量中,否=0,指未获得高等教育群体;是=1,指仅获得专科教育群体,不包括获得本科教育群体。

实施与否分别同个体信息变量进行交叉,考察扩招前后各因素影响的变化情况;分别对各模型所纳入的自变量进行多重共线性诊断,均不存在多重共线性问题。

四、研究结果分析

(一)高等教育机会获得的群体差异分析

总体来看,与扩招前相比,扩招后各群体接受专科教育和本科教育的比例均有一定程度提升(见表2)。基于人口统计学特征的群体性分析发现,扩招前女性群体接受高等教育的总体比例低于男性群体,扩招后女性群体接受专科教育和本科教育的比例均高于男性群体。扩招前后少数民族群体接受专科教育和本科教育的比例均低于汉族群体,扩招后前者接受高等教育总体增加比例略高于后者。农业户口群体接受不同层次高等教育的比例在扩招前后均远低于非农业户口群体,且在扩招后这种差距被进一步拉大,尤其表现在本科教育上。扩招前后东部地区群体接受专科教育和本科教育的比例均高于中西部地区。与扩招前相比,扩招后东部地区群体接受高等教育总体比例的提升最高,中部次之,西部最低;扩招前,中部地区群体接受本科教育的比例低于西部地区,扩招后情况正好相反。

基于家庭类别差异的群体性分析发现,扩招前

较低层群体接受高等教育的总体比例最小,较高层的比例最大,且类别越高其接受本科教育的比例也越大;扩招后各类别接受高等教育的比例均有大幅提升,其中,中等层群体接受专科教育和本科教育的比例均超过较高层群体,较低层群体接受本科教育的比例仍然最小。

(二)高等教育机会获得的影响因素分析

1. 总体高等教育机会获得的影响因素分析。下一页表3中的模型1a是基本模型,包含“性别”“民族”“户口”“地区”“类别”变量。分析发现,“户口”“地区”“类别”变量有显著的统计学效应,非农业户口群体、东部地区群体、中等层群体的高等教育获得概率分别是农业户口群体、西部地区群体、较低层群体的 $3.111(e^{1.135})$ 、 $1.441(e^{0.365})$ 、 $1.261(e^{0.232})$ 倍。模型1b在基本模型基础上加入了“扩招”变量,发现“性别”“民族”变量仍无显著影响,“户口”“地区”“类别”变量的影响仍然显著且回归系数与模型1a相比变化不大;“扩招”变量有显著影响,扩招后个体获得高等教育机会的概率是扩招前的 $1.578(e^{0.456})$ 倍。模型1c在模型1b基础上加入了“父母受教育程度”“父母行政职务”“党员家庭”变量,发现“类别”变量的影响不再显著,家庭资本变量具有显著的统计学效应。其中,父母受教育程度每增加1个单位,其子女接受高等教育

表2 扩招前后各群体接受高等教育情况(%)

		扩招前			扩招后		
		高等教育占比	专科占比	本科占比	高等教育占比	专科占比	本科占比
性别	男	28.75	15.13	13.62	46.70	23.35	23.35
	女	27.28	15.73	11.55	53.02	27.10	25.92
民族	汉族	28.51	15.75	12.76	49.91	25.17	24.74
	少数民族	21.94	9.68	12.26	46.82	24.60	22.22
户口	非农业户口	35.01	18.72	16.29	63.26	29.00	34.26
	农业户口	15.72	9.39	6.33	30.49	19.65	10.84
地区	东部	33.25	17.54	15.71	58.35	29.24	29.11
	中部	22.09	13.49	8.60	43.88	21.94	21.94
	西部	24.59	13.03	11.56	41.63	21.76	19.87
类别	较高层	36.00	16.00	20.00	43.14	19.61	23.53
	中等层	31.68	17.10	14.58	54.86	27.63	27.23
	较低层	24.60	13.93	10.67	43.28	22.18	21.10

注:占比如“28.75”表示扩招前接受高等教育男生占扩招前男生总人数的28.75%。

的可能性将增加 $0.408(e^{0.342}-1)$ 个单位;党员家庭子女的高等教育获得概率是非党员家庭的 $1.204(e^{0.186})$ 倍。

为了进一步验证群体差异,在模型1c基础上本研究依次增加“扩招”变量与各个自变量的交互项,以反映各人口学变量和家庭资本的影响作用在高校

扩招前后发生的变化情况。结果发现,“民族”“地区”“类别”“父母行政职务”“党员家庭”变量在扩招前后均无显著影响(限于篇幅,未将相关模型放入表中,下同),而“性别”“户口”“父母受教育程度”变量均有显著的统计学效应,但各变量的影响程度在扩

表3 大学扩招前后个体获得高等教育机会的影响因素及变化(N=4344)

自变量	模型 1a	模型 1b	模型 1c	模型 1d	模型 1e	模型 1f
性别	-0.033	-0.031	0.011	0.267**	0.006	0.009
	(0.068)	(0.068)	(0.069)	(0.095)	(0.069)	(0.069)
民族	0.086	0.080	0.114	0.117	0.113	0.118
	(0.144)	(0.144)	(0.148)	(0.148)	(0.149)	(0.149)
户口	1.135***	1.142***	0.873***	0.882***	0.659***	0.865***
	(0.076)	(0.076)	(0.080)	(0.080)	(0.111)	(0.080)
中部	0.010	0.011	-0.006	0.000	-0.011	-0.009
	(0.098)	(0.098)	(0.100)	(0.100)	(0.100)	(0.100)
东部	0.365***	0.363***	0.331***	0.341***	0.336***	0.331***
	(0.089)	(0.089)	(0.091)	(0.091)	(0.091)	(0.091)
中等层	0.232**	0.226**	0.090	0.085	0.092	0.091
	(0.069)	(0.070)	(0.072)	(0.072)	(0.072)	(0.072)
较高层	0.214	0.204	-0.097	-0.084	-0.074	-0.090
	(0.183)	(0.183)	(0.190)	(0.191)	(0.191)	(0.191)
扩招		0.456***	0.444***	0.737***	0.155	0.178
		(0.125)	(0.128)	(0.148)	(0.166)	(0.261)
父母受教育程度			0.342***	0.347***	0.343***	0.319***
			(0.031)	(0.031)	(0.031)	(0.037)
父母行政职务			0.122	0.119	0.123	0.124
			(0.078)	(0.078)	(0.079)	(0.078)
党员家庭			0.186*	0.183*	0.181*	0.185*
			(0.083)	(0.083)	(0.083)	(0.083)
是否扩招×性别				-0.551***		
				(0.139)		
是否扩招×户口					0.404**	
					(0.150)	
是否扩招×父母受教育程度						0.070
						(0.060)
常数项	-110.070***	-72.509***	-45.705***	-46.653***	-47.050***	-46.497***
	(6.949)	(12.339)	(12.878)	(12.899)	(12.856)	(12.880)
-2对数似然值	5154.856	5141.448	4978.342	4962.664	4971.17	4976.969

注:*p<0.05,**p<0.01,***p<0.001;各模型均将样本参加高考年份作为控制变量;括号内数字为标准误;因变量为“是否接受高等教育”,下同。

招前后的变化情况有所不同。由模型 1d 可知,“是否扩招×性别”的回归系数显著且为负,表明在原有性别差异的基础上,男女群体的差距有所改变。扩招前男性群体高等教育获得概率是女性群体的 1.306 ($e^{0.267}$)倍,扩招后仅为女性群体的 0.753($e^{0.267-0.551}$)倍。由模型 1e 可知,“是否扩招×户口”的回归系数显著且为正,表明扩招后城乡之间的差距进一步扩大。扩招前非农业户口群体的高等教育获得概率是农业户口群体的 1.933($e^{0.659}$)倍,扩招后是农业户口群体的 2.895($e^{0.659+0.404}$)倍。由模型 1f 可知,“是否扩招×父母受教育程度”的回归系数并不显著,说明高校扩招并未改变“父母受教育程度”变量对个体高等教育机会获得的影响,父母受教育程度每增加 1 个单位,其子女接受高等教育的可能性均能增加 0.376($e^{0.319}-1$)个单位。

2. 不同层次高等教育机会获得的影响因素分析。表 4 分别列出了影响专科教育和本科教育机会获得的二元逻辑斯蒂回归分析结果。模型 2a、3a 分别考察了“性别”“民族”“户口”“地区”“类别”变量对专科、本科教育机会获得的影响。结果表明,城乡、地区及类别之间差异显著,非农业户口群体与农业户口群体、东部地区群体与西部地区群体、中等层群体与较低层群体在专科及本科教育机会获得上,前者是后者的 2.467($e^{0.903}$)、1.448($e^{0.370}$)、1.261($e^{0.232}$)倍和 3.411($e^{1.227}$)、1.320($e^{0.278}$)、1.195($e^{0.178}$)倍。可以看出,城乡差异在本科教育机会获得上更为明显,而地区和类别差异在专科教育机会获得上更为明显。加入“扩招”变量后,各群体之间的差异情况与未加入时相似,“扩招”变量具有显著影响,扩招后个体获得专科教育、本科教育机会的概率分别是扩招前的 1.660

表 4 个体获得专科及本科教育机会的影响因素分析

自变量	是否接受大学专科教育			是否接受大学本科教育		
	模型 2a	模型 2b	模型 2c	模型 3a	模型 3b	模型 3c
户口	0.903*** (0.091)	0.915*** (0.092)	0.718*** (0.096)	1.227*** (0.104)	1.228*** (0.104)	0.903*** (0.109)
中部	0.049 (0.120)	0.046 (0.121)	0.030 (0.122)	-0.027 (0.125)	-0.028 (0.125)	-0.052 (0.127)
东部	0.370** (0.109)	0.363** (0.110)	0.333** (0.111)	0.278* (0.111)	0.275* (0.111)	0.235* (0.113)
中等层	0.232** (0.085)	0.223** (0.085)	0.129 (0.087)	0.178* (0.087)	0.173* (0.087)	0.018 (0.089)
较高层	0.018 (0.236)	-0.003 (0.237)	-0.244 (0.242)	0.380 (0.216)	0.374 (0.216)	0.033 (0.225)
扩招		0.507** (0.155)	0.500** (0.157)		0.350* (0.156)	0.329* (0.159)
父母受教育程度			0.278*** (0.038)			0.363*** (0.038)
党员家庭			0.107 (0.101)			0.235* (0.098)
常数项	-96.301*** (8.231)	-55.548*** (14.856)	-34.953* (15.437)	-97.800*** (8.643)	-68.156*** (15.681)	-40.224* (16.390)
-2 对数似然值	3629.557	3618.777	3550.247	3719.106	3714.008	3589.082
N	3580			4344		

注:各模型中均放入了“性别”“民族”“父母行政职务”变量,因不显著,未将其放入表中。

($e^{0.507}$)、1.419($e^{0.350}$)倍。加入家庭资本变量后,专科教育和本科教育机会获得上的“类别”变量均不再显著,“户口”“地区”“扩招”变量仍具有显著的统计学效应;“父母行政职务”变量无显著影响;“父母受教育程度”变量影响显著,每增加1个单位,其子女接受专科、本科教育的概率分别增加0.320($e^{0.278}-1$)、0.438($e^{0.363}-1$)个单位;“党员家庭”变量仅在个体本科教育机会获得上有显著影响,党员家庭子女获得本科教育机会的概率是非党员家庭的1.265($e^{0.235}$)倍。

为进一步验证群体差异及家庭资本因素的影响变化情况,本研究将“扩招”变量和各自变量的交互项分别纳入模型2c和3c进行分析(见表5)。研究发现,“民族”“地区”“类别”“父母行政职务”变量在扩招前后对个体专科、本科教育机会获得的影响均不

显著,而“性别”“户口”“父母受教育程度”变量均影响显著,“党员家庭”变量仅对个体本科教育机会获得有显著影响。在群体差异方面,扩招前性别差异仅在个体本科教育机会获得上显著,男性群体的获得概率是女性群体的1.448($e^{0.370}$)倍;扩招后,男性群体获得专科、本科教育机会的概率分别变为女性群体的0.626($e^{-0.469}$)、0.869($e^{0.370-0.510}$)倍,在专科教育机会获得上女性群体在扩招后的优势更为明显。城乡差异并未减小,扩招前非农业户口群体获得专科、本科教育的概率分别是农业户口群体的1.879($e^{0.631}$)、1.846($e^{0.613}$)倍;扩招后前者仍为1.879($e^{0.631}$)倍,而后者变为3.016($e^{0.613+0.491}$)倍,扩招后城乡地区群体在本科教育机会获得上更占优势。在家庭资本方面,父母受教育程度所导致的专科、本科教育机会获得差异仍然

表5 大学扩招前后个体获得专科、本科教育机会的影响因素变化分析

自变量	是否接受大学专科教育			是否接受大学本科教育			
	模型 2d	模型 2e	模型 2f	模型 3d	模型 3e	模型 3f	模型 3g
性别	0.119 (0.116)	-0.107 (0.084)	-0.103 (0.083)	0.370** (0.127)	0.092 (0.085)	0.095 (0.085)	0.095 (0.085)
户口	0.729*** (0.096)	0.631*** (0.137)	0.721*** (0.096)	0.908*** (0.109)	0.613*** (0.159)	0.887*** (0.109)	0.905*** (0.109)
扩招	0.742*** (0.180)	0.388 (0.202)	0.597 (0.311)	0.604** (0.185)	-0.072 (0.230)	-0.096 (0.332)	0.354* (0.171)
父母受教育程度	0.282*** (0.038)	0.278*** (0.038)	0.287*** (0.046)	0.367*** (0.038)	0.365*** (0.038)	0.324*** (0.046)	0.363*** (0.038)
党员家庭	0.108 (0.101)	0.105 (0.101)	0.108 (0.101)	0.230* (0.098)	0.230* (0.098)	0.230* (0.098)	0.269* (0.132)
是否扩招×性别	-0.469** (0.168)			-0.510** (0.171)			
是否扩招×户口		0.159 (0.182)			0.491* (0.206)		
是否扩招×父母受教育程度			-0.026 (0.072)			0.104 (0.071)	
是否扩招×党员家庭							-0.071 (0.182)
常数项	-35.988* (15.458)	-35.298* (15.431)	-34.771* (15.449)	-41.066* (16.416)	-41.554* (16.382)	-41.039* (16.383)	-40.077* (16.395)
-2对数似然值	3542.418	3549.480	3550.118	3580.187	3583.484	3586.92	3588.932
N	3580			4344			

注:上述模型中均放入了“民族”“地区”“类别”“父母行政职务”变量。

存在,该变量每增加1个单位,个体接受专科、本科教育的概率分别会增加 $0.332(e^{0.278}-1)$ 、 $0.383(e^{0.324}-1)$ 个单位。扩招前后,“父母受教育程度”变量对子女本科教育机会获得的影响均比专科教育机会获得的影响大;“党员家庭”变量仅对个体本科教育机会获得有显著影响,扩招前后党员家庭子女的获得概率均是非党员家庭的 $1.309(e^{0.269})$ 倍。

五、研究结论与建议

(一)结论

首先,总体及不同层次高等教育机会分配上的城乡、地区不平等现象仍然存在。高校扩招政策显著提升了各群体接受高等教育的比例,使得大学文凭的含金量被稀释,但教育效益与文凭收益的减弱未能降低总体上的群体差异,其促进平等化的效应并未显现。此外,高等教育系统内部即不同层次之间的城乡及地区差异也十分显著。在个体高等教育机会获得上,城乡户籍因素的影响并未因高校扩招有所降低,尤其在本科教育机会获得上,城乡群体的优势更为明显。在地区差异方面,中西部地区之间的差异并不显著,但较西部地区群体而言,东部地区群体在不同层次高等教育机会获得上均处于优势地位,尤其在专科教育机会获得上,东西部地区差异更为明显。教育扩张使得高等教育入学门槛有所降低,但高校就读所需的资金门槛却有所提升[3],这给经济发展水平相对较好的东部地区带来了更大优势。

其次,高等教育机会在总体获得上的原“男强女弱”的性别差异发生转变,在仅考虑群体差异问题时,类别不平等现象仍然存在。扩招后,男女群体获得高等教育的比例较扩招前均有大幅提升,但女性群体的提升幅度更大,高等教育总体上存在的原“男强女弱”现象发生逆转,导致“新性别差异”即“女强男弱”现象的出现。此种新的性别差异在本科、专科层次高等教育机会获得上都有体现,扩招前没有显著性别差异的专科层次表现更为明显。在类别差异方面,与较低层群体相比,扩招后中等层群体在高等教育机会获得上占有一定优势。这主要是高校扩招使得高等教育机会向弱势群体延伸,但在优势群体的教育需求仍未达到饱和状态前,高等教育扩张带

来的大部分新机会仍掌握在优势群体(这里主要指中等层群体)手中。

最后,家庭资本对总体高等教育机会及不同层次高等教育机会的分配均有显著影响。综合考虑类别和家庭资本时,“类别”变量不再显著,说明家庭资本起着至关重要的作用。家庭的文化资本和政治资本对子女接受高等教育有显著影响,前者对子女本科教育机会获得的影响较大,而后者仅对个体本科教育机会获得影响显著,其中文化资本的作用更为明显。扩招并未减小文化资本对不同层次高等教育机会分配的影响,也未减小政治资本对个体本科教育机会获得的影响。高文化资本及政治资本家庭能为子女提供更便捷、更优质的教育资源,提升子女的教育期望,营造良好的家庭教育氛围,从而帮助子女获得更高质量的教育,实现家庭资本的代际传递。

(二)建议

一是提高农村及西部地区基础教育质量,优化高中教育资源配置。受城乡二元社会结构及区域经济发展不平衡影响,农村及西部地区教育资源匮乏、教育条件落后、教育质量低下,从教育起点就产生了较大差异。政府应针对落后地区出台相关政策,完善农村及西部地区低家庭资本儿童学前教育入园资助政策,推进义务教育资源(财政投入、硬件设施和优质师资)均衡配置,尽可能为贫困地区子女创造良好的求学环境以进一步提高其升学的可能性。同时,政府应扩大优质高中教育资源覆盖面,提高弱势群体尤其是处于“双重”弱势地位群体(如西部农村地区群体)的优质高中名额分配比例,增加其获得更高层次高等教育即本科教育的可能性,通过人力资本积累削弱先赋性因素对个体今后职业选择与流动的影响,使其能借助自身文化资本优势实现向上流动。此外,教育补偿对象需进一步细分和扩大,适度为城市或东部地区的弱势群体(如城市低家庭资本群体、东部农村地区群体)提供教育支持,减小优势地区的内部群体差异;重视扩招中出现的新差异即“女强男弱”新性别不平等现象,防止“新弱势群体”的产生。

二是通过政府购买教育服务建构和完善公共教育服务体系,弥补低家庭资本群体的教育缺失。高

家庭资本群体的日常生活常以其子女制度化的校内外活动为中心,通过协作培养传输差别优势(语言技能、社交技能、修养等身体化形态的文化资本),使子女在高校组织筛选中更具优势。低资本家庭父母则因缺少相对应的文化背景与生态系统处于劣势地位。因此,政府应重视家庭差异对学生高等教育机会获得的影响,建构针对低家庭资本群体的治理体系,增加优质公共教育资源的投入力度,创设良好的社会文化支持环境,通过购买教育机构(平台)的课外活动服务、技能学习服务等,为弱势群体子女提供外在的能力提升教育。政府也可针对低家庭资本群体中成绩落后的学生提供额外的教育补助,如课外教育费用补贴、课外学习资源购买等,使其能借助课外教学辅导提升学业成绩,增加其获得较高层次高等教育的概率,从而减弱家庭资本对教育公平的冲击。

三是对弱势群体进行高等教育机会补偿和成本补偿。在高考招生过程中我国应建立规则清晰、机会公平的运转体系,对家庭资本占有量较少的群体尤其是处于农村地区、西部地区以及社会类别较低家庭给予一定的政策倾斜,对其进行教育机会补偿。同时,在不牺牲本科教育质量的前提下,我国应扩大专升本招生规模,为渴望获得高层次高等教育的弱势群体提供第二次机会补偿。此外,高等教育收费制度改革以及大学生自主择业政策的实施,在提高资金门槛的同时也增加了教育风险,严重打击了贫困地区群体的高等教育投资热情^[1]。我国应在传统保障型资助基础上建立发展型资助体系,在高等教育阶段加大对经济发展落后地区特别是农村地区的高等教育经济扶持,以减免学费、无息贷款、助学金发放等方式提供成本补偿,实现资助育人全过程,提高贫困家庭家长与子女的教育期望。

参考文献:

[1]张明,张学敏,涂先进.高等教育能打破社会阶层固化吗?——基于有序probit半参数估计及夏普里值分解的实证分析[J].财经研究,2016,42(8):15-26.

ZHANG M, ZHANG X M, TU X J. Does higher education

break down social class solidification? An empirical study based on ordered-probit semi-parameter estimation and Shapely value decomposition[J]. Journal of finance and economics, 2016, 42(8): 15-26.(in Chinese).

[2]杨倩,王伟宜.高等教育机会性别不平等的城乡差异及其变化研究[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2019(6): 151-158.

YANG Q, WANG W Y. Gender inequality in access to higher education in urban and rural areas and its changes[J]. Journal of Fujian Normal University (philosophy and social sciences edition), 2019(6): 151-158.(in Chinese).

[3]宋博,刘华,王琳.高校扩招、阶层分化与农户高等教育投资决策——基于CGSS数据的分析[J].教育学术月刊,2019(12):101-108.

SONG B, LIU H, WANG L. College enrollment expansion, class differentiation and farmers' higher education investment decisions: an analysis based on CGSS data[J]. Education research monthly, 2019(12): 101-108.(in Chinese).

[4]李春玲.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[J].社会学研究,2014,29(2): 65-89.

LI C L. The changing trend of educational inequality in China(1940-2010): reexamining the urban-rural gap on educational opportunity[J]. Sociological studies, 2014, 29(2): 65-89.(in Chinese).

[5]HAUSER R M, FEATHERMAN D L. Equality of schooling: trends and prospects[J]. Sociology of education, 1976, 49(2): 99-120.

[6]RAFTERY A E, HOUT M. Maximally maintained inequality: expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75[J]. Sociology of education, 1993, 66(1): 41-62.

[7]LUCAS S R. Effectively maintained inequality: education transitions, track mobility, and social background effects[J]. American journal of sociology, 2001, 106(6): 1642-1690.

[8]周扬,谢宇.从大学到精英大学:高等教育扩张下的异质性收入回报与社会归类机制[J].教育研究,2020(5):86-98.

ZHOU Y, XIE Y. From universities to elite universities: heterogeneous returns to higher education and the sorting mechanism in the context of higher education expansion in China[J]. Ed-

educational research, 2020(5): 86–98.(in Chinese).

[9]BUCHMANN C, HANNUM E. Education and stratification in developing countries: a review of theories and research[J]. Annual review of sociology, 2001(27): 77–102.

[10]叶晓阳,丁延庆.扩张的中国高等教育:教育质量与社会分层[J].社会,2015,35(3):193–220.

YE X Y, DING Y Q. Expanding Chinese higher education: quality and social stratification[J]. Chinese journal of sociology, 2015, 35(3): 193–220.(in Chinese).

[11]BECKER R. Educational expansion and persistent inequalities of education: utilizing subjective expected utility theory to explain increasing participation rates in upper secondary school in the Federal Republic of Germany[J]. European sociological review, 2003, 19(1): 1–24.

[12]BALLARINO G, BERNARDI F, REQUENA M, et al. Persistent inequalities? Expansion of education and class inequality in Italy and Spain[J]. European sociological review, 2009, 25(1): 123–138.

[13]AYALON H, SHAVIT Y. Educational reforms and inequalities in Israel: the MMI hypothesis revisited[J]. Sociology of education, 2004, 77(2): 103–120.

[14]李春玲.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[J].社会学研究,2010,25(3):82–113.

LI C L. Expansion of higher education and inequality in opportunity of education: a study on effect of “Kuo Zhao” policy on equalization of educational attainment[J]. Sociological studies, 2010, 25(3): 82–113.(in Chinese).

[15]方长春,风笑天.社会出身与教育获得——基于CGSS70个年龄组数据的历史考察[J].社会学研究,2018,33(2):140–163.

FANG C C, FENG X T. Social origins and educational attainment: a historical analysis based on 70 birth cohorts from CGSS datasets[J]. Sociological studies, 2018, 33(2): 140–163.(in Chinese).

[16]刘云杉,王志明,杨晓芳.精英的选拔:身份、地域与资本的视角——跨入北京大学的农家子弟(1978–2005)[J].清华大学教育研究,2009,30(5):42–59.

LIU Y S, WANG Z M, YANG X F. Selection of elites: views

from social status, geographical variation, and capital gaining: case study on farmers’ children who get admitted into Peking University(1978–2005)[J]. Tsinghua journal of education, 2009, 30(5): 42–59.(in Chinese).

[17]HOUT M. Maximally maintained inequality and essentially maintained inequality: cross-national comparisons[J]. Sociological theory and methods, 2006, 21(2): 237–252.

[18]HAIM E B, SHAVIT Y. Expansion and inequality of educational opportunity: a comparative study[J]. Research in social stratification and mobility, 2013, 31(1): 22–31.

[19]李煜.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)[J].中国社会科学,2006(4):97–109.

LI Y. Institutional change and educational inequality: mechanisms in educational stratification in urban China(1966–2003)[J]. Social sciences in China, 2006(4): 97–109.(in Chinese).

[20]刘精明.高等教育扩展与入学机会差异:1978–2003[J].社会,2006(3):158–179.

LIU J M. Expansion of higher education in China and inequality in entrance opportunities: 1978–2003[J]. Chinese journal of sociology, 2006(3): 158–179.(in Chinese).

[21]BREEN R, YAISH M. Testing the Breen–Gold Thorpe model of educational decision making[C]//MORGAN S L, GRUSKY D B, FIELDS G S. Mobility and inequality: frontiers of research in sociology and economics. Stanford C A: Stanford University Press, 2006: 232–258.

[22]吴愈晓.教育分流体制与中国的教育分层(1978–2008)[J].社会学研究,2013,28(4):179–202.

WU Y X. The keypoint school system, tracking, and educational stratification in China, 1978–2008[J]. Sociological studies, 2013, 28(4): 179–202.(in Chinese).

[23]靳振忠,严斌剑,王亮.环境和努力孰重孰轻?——中国高等教育获得数量与质量不平等研究[J].财经研究,2019,45(12):59–72.

JIN Z Z, YAN B J, WANG L. Circumstances or efforts? A study on the inequality of quantity and quality in the access to higher education in China[J]. Journal of finance and economics, 2019, 45(12): 59–72.(in Chinese).