

家庭社会阶层、教育期望与课外教育

——基于CFPS2016的实证研究

■ 王甫勤 邱婉婷

(同济大学政治与国际关系学院,上海 200092;华东师范大学社会发展学院,上海 200241)

【摘要】本研究将父母对子女的教育期望作为中介解释机制,分析了不同家庭在课外教育参与和课程选择方面的阶层差异。研究发现:家庭社会阶层越高,父母对子女的教育期望越高,越有可能参加课外教育,且倾向于同时参加学习类课程和兴趣类课程;参与兴趣类课程相比参与学习类课程更容易受到父母教育期望的影响;家庭在课程性质选择上的分化亦有可能成为隐秘的教育再生产机制。

【关键词】家庭社会阶层 教育期望 课外教育 教育不平等

一、引言

近年来,课外教育现象比较普遍。据中国教育学会统计,全国课外辅导行业市场规模超过8000亿元,参加学生规模超过1.37亿人次^[1]。目前处于义务教育阶段的学生有24.6%参加课外补习,一线城市的课外教育参与率更是高达56.1%^[2]。不同家庭如何看待课外教育并进行选择,是家庭教育的重要议题。现有研究发现,虽然参加课外教育已经逐渐成为一种新风尚,但是社会大众对课外教育的态度是存在分化的^[3-4]。当前课外教育的课程内容呈现多样化趋势,不仅包括英语、奥数、作文这些传统的“学习类课程”,还涵盖了国外游学、钢琴、游泳等以培养孩子综合素质为目的的“兴趣类课程”。那么,对于当前课外教育领域存在的家长意愿和课程内容上的差异,究竟哪些因素对家长在选择是否参加课外培训以及参加哪些类型的培训课程产生了影响?

以往研究表明,家庭社会阶层与课外教育之间存在着密切联系。家庭的社会经济地位越高,所拥有的经济资本和文化资本存量就越多,对孩子的课外教育投入也越多是一种当前较为主要的解释路径^[5]。这种解释路径有很强的解释力,但在国内研究中往往只关注不同家庭在课外教育参与度和消费支出上的差异,没有关注到课外教育课程内容的不同,淡化了课外教育选择过程的复杂性,更忽视了家长的主观认知在其中发挥的重要作用。

因此,本文将课外教育选择置于社会阶层分析的框架之下,从引入父母对子女教育期望的解释视角出发,将教育期望作为家庭社会阶层影响课外教育选择的中介机制,并采用“中国家

收稿日期:2021-09-11

作者简介:王甫勤,同济大学政治与国际关系学院副教授,同济大学中国特色社会主义理论研究中心特约研究员,法学博士,主要研究社会分层与流动、健康不平等;
邱婉婷,华东师范大学社会发展学院硕士研究生,主要研究教育与社会分层等。

庭动态调查(CFPS2016)”数据,分析不同社会经济地位家庭在不同类型的课程选择上是否存在社会阶层差异,以及将教育期望作为中介解释机制的合理性。

二、文献综述与研究假设

(一)家庭社会阶层与课外教育

以往研究在分析家庭社会阶层与课外教育投入的关系时,主要采用布迪厄的阶级理论作为分析框架,从经济资本和文化资本两种路径进行解释与研究。

首先,家庭经济资本被认为在课外教育参与中发挥了首要的作用。近年来,中国基础教育得到快速发展,且学校间的差距逐渐缩小,学生仅仅通过学校教育获取优势地位的可能性缩小^[6],越来越多的家庭转向了市场化的教育机构寻求更加优质的教育资源。在此背景下,报名参加补习班成了一种消费实践,而课外教育的价格门槛成为不同社会经济地位家庭是否参加课外教育以及投入多少的重要分水岭。

其次,文化资本的解释路径基于文化再生产的理论视角,将课外教育视为代际之间文化资本传递的一种方式^[7]。高阶层的家庭以参加补习班的形式,将文化资本潜移默化地输送给子女,使之获得学业优势和阶层文化品位,实现社会阶层的再生产。有学者甚至提出,课外教育已成为继家庭和学校的“第三重”文化资本再生产机制^[8]。

虽然家庭经济资本和文化资本对课外教育参与发挥的作用在已有的研究中得到充分的论证,但是上述的解释路径只考虑到了影响社会各阶层行动的结构因素,认为参加课外教育是家长们在对自身持有的资本进行评估后做出的理性选择,它难以解释为何课外教育的参与度如此之高,家长的投入如此之多。事实上,教育并非简单的消费行为和文化再生产的过程,教育被赋予了代际流动和社会阶层再生产的意义。参与课外教育的本质是通过市场化的方式在教育竞争中获得优势,并最终转化为社会经济地位的优势或避免向下流动。因此,从这个角度看课外教育更像是一种投资行为,家长对子女的教育期望是其内在驱动力。

(二)家庭社会阶层与教育期望

父母的教育期望是父母对子女未来所受教育的年限或获得的教育程度的期望。随着威斯康辛模型的提出,父母的教育期望被纳入为家庭社会阶层影响子女教育获得的中介变量^[9]。在中国,受到儒家文化的影响,长期以来父母普遍对孩子具有更高的教育期望。家长不仅重视孩子的教育,更将学业的成功与实现家庭向上社会流动联系在一起^[10]。

然而,近年来随着中国教育制度的变迁,各阶层家庭的教育期望也开始出现分化。高等教育机会的增加,使得获得本科教育已成为大众的普遍追求^[11]。随着教育资源的丰富和高等院校内部等级强化,优势家庭的教育期望从上大学变成上“985”“211”大学,从读本科变成读研究生^[12],从念国内名校变成念国外藤校。对于社会经济地位较低的家庭,有限的经济资本让他们无力支持长远的教育追求,教育资源分配不均使得他们获得优质教育资源的机会较低,受限于教育获得的“成本——机会”结构,他们不得不降低对子女的教育期望。由于近些年中国高等教育的迅速扩张,学历在市场上的价值回报难抵所需的教育成本,低阶层家庭在对教育的收益和成本之间做出功利性的选择后,主动降低教育期望,形成了“读书无用”的思想^[13]。

(三)教育期望与课外教育类型

教育期望受家庭经济地位的制约,同时又影响父母对课外教育选择时的结果。父母的教育期望越高,越有可能投入更多的资金、时间与精力在孩子身上。他们以实现教育回报最大化

为目的,在对教育制度、追求动机和孩子特征等因素的平衡和博弈中进行理性地评估和取舍,最终帮助孩子在教育竞争中争取到尽可能的优势^[14]。

根据当前课外教育市场的课程项目特征,本研究将其划分为两种类型,即“学习类课程”和“兴趣类课程”。由于“学习类课程”和“兴趣类课程”所指向竞争优势和教育回报生产的路径存在差异,本研究认为教育期望对参加“学习类课程”和“兴趣类课程”的影响程度会存在差异,并且是不同社会经济地位家庭选择不同课程类型的中介机制。

在中国的教育体制下,“学习类课程”的教育回报可以在标准化考试的结果中得到反馈,因此参加“学习类课程”是社会各阶层家庭较为普遍的选择。教育期望分化带来的选择差异主要集中于是否参加“兴趣类课程”上。相比“学习类课程”对青少年认知能力的提升可以得到直接的体现,“兴趣类课程”更侧重对青少年非认知能力的培育。虽然它有助于孩子形成日后的工作环境中所需的社会适应性和人际交往能力,但在当下的学校环境中难以得到立竿见影的体现^[15]。社会经济地位低的家庭,父母对子女的教育期望较低,他们对青少年的成长规划缺乏远见,无力追求长远的教育成就,因此他们更加注重短期的教育回报,将难以直接转化为学业成就甚至会影响到学业表现的“兴趣类课程”判定为“无用”^[16]。社会经济地位高的家庭,父母对子女的教育期望较高,一方面他们无法退出学业竞争,另一方面他们立足于青少年长远发展的角度,认识到非认知能力培养的缺失会导致孩子日后在劳动力市场竞争中居于下风,于是,为孩子选择种类繁多的辅导班以实现学业成就和文化品位的双重再生产^[17]。

根据家庭社会阶层、教育期望以及课外教育(包括是否参与及参与何种类型的教育)之间的影响逻辑,本研究提出以下假设:

假设1:家庭社会阶层越高,父母越有可能让孩子参与课外教育。

假设2:父母对子女的教育期望越高,越有可能让孩子参与课外教育。

假设3:父母对子女的教育期望对家庭社会阶层影响课外教育具有中介解释作用。家庭社会阶层越高,父母对子女的教育期望越高,越有可能同时参加“学习类课程”和“兴趣类课程”。

三、研究设计

(一)数据来源

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(CFPS)2016年数据。CFPS是一项全国性、大规模、综合性社会跟踪调查项目,样本覆盖25个省、市、自治区。CFPS调查问卷共有社区问卷、家庭问卷、成人问卷和少儿问卷(0-15岁青少年)4种主体问卷类型。本研究使用的数据由CFPS2016家庭问卷、成人问卷和少儿问卷成人代答三个部分构成。以少儿数据库为基础,将父母编码与成人数据库的个人编码进行匹配获得父母信息,再将家庭编码与家庭数据库进行匹配获得家庭信息,共获得8427份样本。筛选出3-15岁青少年,然后根据因变量、自变量和控制变量的缺失值进行剔除后,最终获得有效样本4277人。

(二)变量

1. 因变量

本文的因变量是课外教育选择,包括两个维度,即是否参加课外教育以及参加课外教育的类型。首先,是否参加课外教育分为:参加=1,未参加=0。其次,本文将课外教育的类型分为“学习类课程”和“兴趣类课程”。其中,参加学校辅导、课外辅导和竞赛辅导归为“学习类课程”;参加才艺培训和课外活动归为“兴趣类课程”。参加课程类型包括:两者都未参加、仅参加“学习类课程”、仅参加“兴趣类课程”和两者都参加。

2. 自变量

本文的核心自变量是家庭社会阶层,通过家长职业地位测量^①,职业地位分为6类:第一类是国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人,第二类是专业技术人员,第三类是办事人员和相关人员,第四类是商业、服务业人员,第五类是生产、运输设备操作人员及有关人员,第六类是农、林、牧、渔、水利业生产人员,编码依次为1-6^②。

3. 中介变量

中介变量为父母对子女的教育期望。通过家长希望孩子接受的教育年限测量,不读书、小学、初中、高中及同等学历、大专、大学本科、硕士及博士依次转化为0年、5年、9年、12年、15年、16年、22年和26年。

4. 控制变量

本文的控制变量由人口学的统计变量组成,包括:(1)孩子年龄;(2)孩子性别(男=1,女=0);(3)孩子户籍(城镇=1,农村=0);(4)兄弟姐妹数;(5)孩子认知能力,根据家长对孩子的智力水平打分,从很低到很高依次编码为1-7;(6)家庭经济水平,以家庭人均收入作为测量指标,在纳入模型时转换为自然对数;(7)家长受教育年限,文盲、小学、初中、高中及同等学历、大专、大学本科、硕士及博士依次转化为0年、5年、9年、12年、15年、16年、22年和26年。上述变量的描述性统计结果见表1。

表1 CFPS2016样本分布描述统计(N=4277)

变量	取值	样本数	百分比(%)
是否参加课外教育	参加	917	21.4
	未参加	3360	78.6
参加课程类型	学习类课程	556	13.0
	兴趣类课程	209	4.8
	两者都参加	152	3.6
	两者都未参加	3360	78.6
	孩子性别	男	2326
	女	1951	45.6
孩子户口	城镇	2084	44.2
	农村	2626	55.8
家长职业地位	党政/事业/企业负责人	556	13.0
	专业技术人员	363	8.4
	办事人员	248	5.8
	商业服务人员	888	20.8
	生产工人	490	11.4
	农业生产者	1732	40.5

① 家长的职业地位和受教育年限以父亲的职业地位和受教育年限为主,当父亲信息缺失时则选取母亲职业地位和受教育年限。

② CFPS2016年基线调查的职业编码以《中华人民共和国国家标准职业分类与代码》(GB/T6565-2009)为基础,借鉴了“中国社会跟踪调查”的职业和行业分类标准,进一步地修订,将原本的8大类职业划分去除了军人和无职业者,形成了上述的6类。国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人包括:中国共产党中央委员会和地方各级组织负责人、国家机关及其工作机构负责人、民主党派和社会团体及其工作机构负责人、事业单位负责人等;专业技术人员包括:科学研究人员、工程技术人员、卫生专业技术人员、经济业务人员等;办事人员和有关人员包括行政办公人员、安全保卫和消防人员、邮政和电信业务人员;商业、服务业人员包括:购销人员、仓储人员、餐饮服务人员等;生产、运输设备操作人员及有关人员包括:勘测及矿物开采人员、金属冶炼、轧制人员等;农、林、牧、渔、水利业生产人员包括:种植业生产人员、营造林人员、畜牧业生产人员等。详细内容参见 <http://www.issf.pku.edu.cn/cfps/docs/20180927133129327096.pdf>。

(续表)

	范围	均值	标准差
孩子年龄	[3,15]	8.98	3.44
兄弟姐妹数目	[1,7]	2.1	0.92
孩子认知能力	[1,7]	5.23	2.72
家长受教育年限	[0,22]	9.41	3.93
家庭人均年收入	[66.67,51666.67]	17949.36	52531.56
家庭人均年收入(自然对数)	[4.20,14.53]	9.27	0.94
教育期望	[0,26]	16.19	3.51

(三)分析模型

为了检验以上的研究假设,本研究将具体分为两个步骤。首先,运用中介效应三步法对中间变量进行初步检验判断。三步法检验先检验自变量对因变量的影响,再检验自变量对中介变量的影响,判断中介变量是否成立,最后检验自变量和中介变量对因变量的共同影响,判断是部分中介还是完全中介。其次,通过使用KHB模型对中介效应进行分解。KHB模型不仅适用于非线性函数的中介效应分析,还能对同一样本在不同模型间的系数进行比较^[18]。

四、数据分析

(一)课外教育参与的阶层差异

本文首先考察了核心自变量家庭社会阶层,中介变量教育期望以及各个控制变量对课外教育参与的综合影响。根据中介效应检验的三步法,依次建构了家庭社会阶层对课外教育参与(模型1)、家庭社会阶层对教育期望(模型2)以及家庭社会阶层和教育期望对课外教育参与(模型3)的回归模型。然后运用KHB模型对教育期望的中介效应进行分解^①。

表2 课外教育参与影响因素的中介效应分析(logit模型,N = 4277)

变量	模型1	模型2	模型3
孩子年龄	0.1530*** (0.0113)	-0.0119 (0.0173)	0.1557*** (0.0114)
孩子性别 ^a	-0.3443*** (0.0758)	0.2066 (0.1172)	-0.3606*** (0.0765)
户口 ^b	0.2268** (0.0786)	0.3969** (0.1216)	0.1984* (0.0791)
兄弟姐妹数	-0.3104*** (0.0506)	-0.1141 (0.0677)	-0.3099*** (0.0511)
孩子认知能力	-0.0024 (0.0347)	-0.0654 (0.0537)	0.0023 (0.0350)
家庭人均年收入(对数)	0.4340*** (0.0518)	0.0039 (0.0740)	0.4327*** (0.0520)
家长受教育年限	0.0986*** (0.0132)	0.1371*** (0.0189)	0.0900*** (0.0133)
家长职业阶层地位 ^c			
党政企负责人	0.7150*** (0.1281)	0.3321* (0.2047)	0.7056*** (0.1292)

① 为了便于解读,将KHB模型中的家长职业阶层地位处理为连续性变量。

(续表)

变量	模型1	模型2	模型3
专业技术人员	0.5431*** (0.1567)	0.7219** (0.2578)	0.5063** (0.1578)
办事人员	0.7359*** (0.1672)	0.4470* (0.2794)	0.7224*** (0.1681)
商业/服务人员	0.6412*** (0.1105)	-0.0090 (0.1703)	0.6554*** (0.1113)
生产工人	0.3534** (0.1224)	-0.0310 (0.1831)	0.3492** (0.1236)
教育期望			0.0675*** (0.0097)
Pseudo R ²	0.1414		0.1515
Adjust R ²		0.0316	

注:1)* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, 下同。2)a以女孩为参照,b以农村为参照,c以农业生产者为参照。

表3 教育期望对是否参加课外教育的KHB分解结果

中介变量	总效应	直接效应	间接效应	中介效应解释比例
教育期望	0.1357*** (0.0237)	0.1294*** (0.0236)	0.0063* (0.0027)	4.64%

模型1是基础模型,包含了控制变量和核心自变量家庭社会阶层,目的是检验家庭社会阶层对课外教育参与的影响。总体而言,家庭社会阶层越高,越有可能参加课外教育。家长职业为党政、事业、企业负责人、专业技术人员、办事人员、商业服务人员和生产工人,参加课外教育的优势相比农业生产者依次增加了104.4% = $[e^{0.715} - 1, p < 0.001]$ 、72.1% = $[e^{0.543} - 1, p < 0.001]$ 、108.7% = $[e^{0.736} - 1, p < 0.001]$ 、89.9% = $[e^{0.641} - 1, p < 0.001]$ 、42.4% = $[e^{0.3534} - 1, p < 0.01]$ 。研究假设1得到支持。模型2对家庭社会阶层与教育期望进行了回归分析,结果家长的职业地位对教育期望有影响,专业技术人员的教育期望最高。家长的受教育程度对教育期望影响显著,家长受教育年限增加一年,对孩子教育期望增加0.137年,研究假设2得到支持。模型3在模型1的基础上加入了教育期望变量。加入模型后,党政企负责人、专业人员、办事人员、生产工人优势比都出现下降,商业和服务人员的优势比未降反升。这说明了家庭社会阶层对课外教育参与的影响部分通过教育期望解释。

表3是对教育期望的中介效应进行分解的结果,结果显示教育期望的总效应、直接效应、间接效应都显著,教育期望解释了是否参加课外教育的4.64%。综合表2和表3,家庭社会阶层通过教育期望影响到了课外教育参与的结果,研究假设3得到支持。

(二) 课外教育课程类型的社会阶层差异

表4首先检验了核心自变量家庭社会阶层以及各个控制变量对课外教育类型的影响(模型4),然后建立了家庭社会阶层和教育期望(模型5)对课外教育类型的回归模型,以检验教育期望的中介效应。

模型4的结果显示家庭社会阶层对课外教育的课程类型存在显著影响。无论是只参加“学习类课程”、只参加“兴趣类课程”还是两者都参加,不同阶层家庭的选择结果均出现分化。随着家长职业地位的提升,各类型课程参加的可能性会增加,党政企负责人家庭参加“学习型课程”的优势相比农业生产者家庭增加85.3% = $[e^{0.617} - 1, p < 0.001]$,参加“兴趣型课程”的优势比增

加 106.6% = $[e^{0.726} - 1, p < 0.001]$, 同时参加两种课程的优势比增加 234% = $[e^{1.206} - 1, p < 0.001]$ 。模型 5 在加入教育期望的变量后, 不同社会阶层家庭参加“学习型课程”“兴趣类课程”和两种课程都参加的优势比都有所下降, 说明无论是参加“学习型课程”还是参加“兴趣型课程”都受到了家长教育期望的影响。

表 4 课外教育课程类型影响因素的 Mlogit 回归分析 (N=4277)

	模型 4 ^d			模型 5		
	学习型	兴趣型	两者都有	学习型	兴趣型	两者都有
儿童年龄	0.1818*** (0.0140)	0.2004*** (0.0205)	0.0407* (0.0212)	0.1848*** (0.0141)	0.2022*** (0.0205)	0.0441** (0.0213)
儿童性别 ^a	-0.3268*** (0.0924)	-0.1502 (0.1384)	-0.5298*** (0.1430)	-0.3481*** (0.0930)	-0.1607 (0.1386)	-0.5417*** (0.1438)
户口 ^b	0.1688* (0.0953)	0.3753** (0.1498)	0.1625 (0.1548)	0.1379 (0.0959)	0.3561** (0.1501)	0.1206 (0.1556)
兄弟姐妹数	-0.2145*** (0.0587)	-0.3781*** (0.1032)	-0.5199*** (0.1149)	-0.2102*** (0.0593)	-0.3752*** (0.1034)	-0.5299*** (0.1160)
儿童认知能力	0.0328 (0.0427)	-0.0902 (0.0624)	-0.0217 (0.0655)	0.0395 (0.0430)	-0.0882 (0.0625)	-0.0186 (0.0658)
家庭人均年收入 (对数)	0.2372*** (0.0622)	0.7698*** (0.0896)	0.5165*** (0.0985)	0.2355*** (0.0622)	0.7680*** (0.0897)	0.5216*** (0.0986)
家长受教育年限	0.0578*** (0.0162)	0.1132*** (0.0258)	0.2053*** (0.0282)	0.0498*** (0.0163)	0.1073*** (0.0259)	0.1971*** (0.0283)
家长职业地位 ^c	0.6170*** (0.1532)	1.2062*** (0.2567)	0.7260*** (0.2744)	0.6089*** (0.1544)	1.1976*** (0.2571)	0.7045** (0.2754)
专业技术人员	0.4055** (0.1951)	1.0597*** (0.2937)	0.4613 (0.3031)	0.3626* (0.1961)	1.0294*** (0.2942)	0.4153 (0.3043)
办事人员	0.5019** (0.2132)	1.3132*** (0.3023)	0.8533*** (0.3082)	0.4889** (0.2141)	1.2998*** (0.3025)	0.8302*** (0.3092)
商业/服务人员	0.5102*** (0.1317)	1.1475*** (0.2355)	0.8358*** (0.2438)	0.5267*** (0.1325)	1.1572*** (0.2358)	0.8418*** (0.2444)
生产工人	0.1794 (0.1491)	0.8794*** (0.2573)	0.6862*** (0.2642)	0.1735 (0.1503)	0.8838*** (0.2577)	0.6670** (0.2664)
教育期望		0.0731*** (0.0114)	0.0520*** (0.0183)	0.0734*** (0.0186)		
Pseudo R ²		0.1301			0.1373	

注: a 以女孩为参照, b 以农村为参照, c 以农业生产者为参照, d 以两者都参加为参照。

表 5 教育期望对课外教育课程类型的 KHB 分解结果

中介变量	因变量	总效应	直接效应	间接效应	中介效应解释比例(%)
教育期望	学习型课程	0.1371*** (0.2823)	0.1297*** (0.2822)	0.0074** (0.0032)	5.40
	兴趣型课程	0.0981* (0.0463)	0.0906* (0.0463)	0.0074* (0.0033)	7.54
	两者都参加	0.1858*** (0.0422)	0.1802*** (0.0422)	0.0056* (0.0028)	3.01

表5是对教育期望的中介效应进行分解的结果,结果显示教育期望的总效应、直接效应、间接效应均显著,教育期望解释分别解释了参加“学习型课程”、“兴趣型课程”、两种课程都参加的总效应的5.4%、7.54%和3.01%。综合表4和表5,家庭社会阶层通过教育期望影响到了课外教育课程类型的结果,研究假设3得到支持。

五、研究结论和讨论

在教育产业化背景下,课外教育迅速崛起,各种形式的课外辅导班、兴趣课程层出不穷,被众多家长竞相追捧,并导致不断内卷化的非良性教育环境。以往研究普遍认为,课外教育选择已成为当前中国教育不平等的再生产机制,社会经济地位高的家庭,更愿意也更有能力对子女进行校外教育投资,最终加强和提升了子女的认知与非认知能力。而社会经济地位低的家庭,往往因为课外教育的价格门槛限制了他们的选择,最终导致不同社会经济地位家庭子女教育水平的分化。

以往研究在考察家庭社会阶层对课外教育选择的影响时,仅从家庭的经济资本和文化资本等客观的结构性因素角度予以解释,忽视了家长在课外教育选择过程中的主动性,即为什么要让子女上辅导班?本研究认为导致课外辅导班如雨后春笋般野蛮生长是由于高等教育扩招后学生进入大学的机会普遍提升,大学文凭含金量下降,迫使人们希望获取更高或更优质的学历层次教育从而在社会分层结构中获得或保持优势地位,教育期望的改变是家庭教育决策的隐秘机制。本文将课外教育选择置于阶层分析的框架,将课外教育的类型进行划分为“学习类课程”和“兴趣类课程”,并引入父母对子女教育期望作为解释视角,进一步探讨家庭社会经济与课外教育选择之间的因果关系。同时,高阶家庭受到教育期望的驱动,倾向同时选择“学习类课程”和“兴趣类课程”。不同类型家庭在学习类课程选择上的差异较小,在“兴趣类课程”选择上的差异较大。参加“兴趣类课程”相比参加“学习类课程”更容易受到父母教育期望的影响,不同社会阶层教育期望的分化,是他们选择不上课外班,以及上何种形式课外班的重要影响机制。

本研究结果支持了在当前中国社会大众向上流动的愿望都非常强烈的背景下,各社会阶层家庭以课外教育为竞技场展开激烈的资源争夺和阶层博弈,优势家庭在资源竞争时遵循了“学历下降回避”^[19]和“有效维持教育不平等”(Effectively Maintained Inequality)^[20]双重教育策略。一方面,优势家庭投身于课外教育,不仅出于教育期望带给了他们向上攀升的激励,更是因为教育期望逼迫他们努力避免向下滑落。由于当前中国家庭平均教育期望高达16.19年(见表1,相当于大学本科水平),这意味着无论是优势家庭还是弱势家庭,让孩子获得高等教育已经是他们共同的愿望。弱势家庭向上流动的强烈意愿加剧了社会竞争的激烈程度,迫使优势家庭通过课外教育争取教育资源,防止社会阶层地位的向下流动。另一方面,随着课外教育市场的扩张,竞争从数量转向质量,优势家庭为了能与弱势家庭拉开差距,参加“学习类课程”之余又增加“兴趣类课程”。优势家庭利用课外教育高度市场化的特征,在资源竞争的过程中积极将不同类型优质的课程资源都囊括其中。课外教育课程类型上的分化也成为一种隐秘的教育再生产机制。

与以往研究普遍认为课外教育的价格门槛是导致不同社会阶层家庭课程选择出现分化的主要原因不同,本文在引入教育期望的解释视角后发现,不同社会阶层家庭选择课程背后遵循了不同的培养策略。优势家庭的教育期望越高,越重视对孩子综合能力的培养,因此同时选择“学习类课程”和“兴趣类课程”。弱势家庭的教育期望越高,越重视孩子的学业成绩,希望孩子能在学业选拔中胜出,获得更高阶段的学习机会,因此只选择“学习类课程”。2021年7月24日,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意

见》(以下简称“双减”政策),旨在全面规范校外培训行为,消除学科类校外培训中的各种乱象。该政策出台后,校外培训机构快速扩张的势头、学习培优类课程被有效抑制,纷纷向兴趣型、逻辑思维型课程转变,以维持其市场效益。“双减”政策对校外培训机构的规范化治理,可能切断优势家庭通过课外选择来再生产教育不平等的路径,但随着义务教育阶段学生综合能力越来越被重视和强调,升学选拔机制不再以学业成绩作为单一的评价标准(体育、艺术等课程也将纳入考评),弱势家庭的培养策略反而将孩子置于不利的境地,优势家庭通过对孩子业余兴趣、综合能力的培养,仍会导致教育不平等的现象。

本文在研究设计方面还存在一些不足,这些不足可能导致低估了不同社会阶层家庭在课外教育选择上的分化。第一,本文采用的研究数据CFPS是全国范围的抽样调查,然而课外教育主要的场所是城镇社会。如果可以获得聚焦于城镇社会的数据,研究的结果可能会有不同。第二,本文虽然对课外教育进行了分类,但现实的情况更为复杂,例如“学习类课程”内部可以分成“培优型”和“补差型”,课程形式可以分成“小班型”和“大班型”,有些家庭一种类型的课程学习了好几门,本文当前的研究存在未能完全再现课外教育在质量上的差异的问题。这些问题将成为笔者未来关注的重点。

[参 考 文 献]

- [1] 《2016年我国中小学课外辅导“吸金”超8000》,http://www.gov.cn/shuju/2016-12/27/content_5153561.htm
- [2] 薛海平:《从学校教育到影子教育:教育竞争与社会再生产》,载《北京大学教育评论》,2015年第3期。
- [3] 林晓珊:《“购买希望”:城镇家庭中的儿童教育消费》,载《社会学研究》,2018年第4期。
- [4][8][17] 田 丰 梁丹妮:《中国城市家庭文化资本培养策略及阶层差异》,载《青年研究》,2019年第5期。
- [5] 吴愈晓 黄 超等:《家庭、学校与文化的双重再生产:文化资本效应的异质性分析》,载《社会发展研究》,2017年第3期。
- [6] 刘精明:《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》,载《中国社会科学》,2008年第5期。
- [7] Bourdieu P. Jean-Claude Passeron. *Reproduction in Education, Society and Culture*. Beverly Hills, CA: Sage Publications, 1977, pp.237-241.
- [9] Seginer R. *Parents' Educational Expectations and Children's Academic Achievements: A Literature Review*, Merrill Palmer Quarterly, 1983, (1).
- [10] Dang Hai-Anh. *The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam*, *Economics of Education Review*, 2007, (6).
- [11] 杨习超 姚 远等:《家庭社会地位对青少年教育期望影响研究——基于CEPS2014调查数据的实证分析》,载《中国青年研究》,2016年第7期。
- [12] 王甫勤:《家庭社会经济地位与读研期望——高校特征的中介效应》,载《青年研究》,2020年第3期。
- [13] 谢爱磊:《“读书无用”还是“读书无望”——对农村底层居民教育观念的再认识》,载《北京大学教育评论》,2017年第3期。
- [14] 杨 可:《母职的经纪人化——教育市场化背景下的母职变迁》,载《妇女研究论丛》,2018年第21期。
- [15] 胡安宁:《文化资本研究:中国语境下的再思考》,载《社会科学》,2017年第1期。
- [16] 田 丰 杨张韞宇:《钢琴无用:上海中产阶级家长的文化资本培养策略》,载《中国研究》,2019年第2期。
- [18] 洪岩璧:《Logistic模型的系数比较问题及解决策略:一个综述》,载《社会》,2015年第4期。
- [19] 侯利明:《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)》,载《社会学研究》,2015年第2期。
- [20] Lucas S R. *Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects*, *American Journal of Sociology*, 2001, (106).

(责任编辑:刘 彦)