

家庭社会经济地位、父母养育观念何以影响其教养方式的选择？

——基于CFPS数据的实证分析

赵如婧

[摘要]文章基于中国家庭追踪调查(CFPS)多轮数据,使用多项logit模型、异质性分析与中介分析等多种方法,分析家庭社会经济地位如何与主观的养育观念共同形塑父母教养方式的选择。结果表明,父母职业对教养方式选择具有重要影响,随着父亲职业社会经济指数的提升,父母更不倾向于选择专制型教养方式。在客观的社会经济地位之外,主观养育观念亦显著地影响到教养方式的选择。当父母对子女有较高的育儿责任感时,父母更倾向于选择宽容型;当父母对子女有较高的教育期望时,父母更倾向于选择权威型。机制分析表明,家庭社会经济地位将通过主观养育观念间接作用于教养方式的选择。研究结论为贯彻落实《中华人民共和国家庭教育促进法》,传播科学的家庭教育理念,促进家庭教育的高质量发展提供参考。

[关键词]社会阶层; 社会经济地位; 养育观念; 教育期望; 教养方式

一、引言

习近平总书记指出,“家庭是社会的基本细胞,是人生的第一所学校。不论时代发生多大变化,不论生活格局发生多大变化,我们都要重视家庭教育,注重家庭、注重家教、注重家风”。^① 2022年1月1日起实施的《中华人民共和国家庭教育促进法》,以法律形式明确规定家长在家庭教育中的责任与地

[收稿日期] 2023-11-03

[基金项目] 中国劳动关系学院校级青年学术创新项目“生命历程视角下家庭教育对儿童非认知能力的影响”(2023030108)。

[作者简介] 赵如婧,中国劳动关系学院社会工作学院,电子邮箱地址: pkusamantha@163.com。

^① 习近平:《在2015年春节团拜会上的讲话》, https://www.gov.cn/xinwen/2015-02/17/content_2820563.htm。

位,揭示了家庭教育对儿童青少年健康成长与全面发展的重要作用。《家庭教育促进法》规定,父母需要合理运用相应的家庭教育方法对未成年人予以教育,包括“亲自养育,加强亲子陪伴”,“严慈相济,关心爱护与严格要求并重”等,这些家庭教育方法对应到学术理论上就是所谓的父母教养方式。

近些年国家出台了一系列与儿童发展相关的政策与规划,引导儿童青少年的全面发展。如在2016年,教育部颁布的《中国学生发展核心素养》以培养“全面发展的人”为核心,指出学生应具备适应终身发展和社会发展需要的必备品格和关键能力。2021年颁布的《中国儿童发展纲要(2021—2030年)》指出,应以“提高儿童综合素质”为导向,培养“德智体美劳全面发展”的社会主义建设者和接班人,促进“学校家庭社会协同育人机制”的进一步完善。其中,家庭教育是促进儿童青少年发展的基础环节,因而有必要系统分析以父母教养方式为代表的家庭教育的影响因素,增加我们对家庭教育内涵的认识,推动家庭教育服务体系与家校社协同育人机制的完善,促进家庭教育的高质量发展。

教养方式是一个多学科多领域的研究主题。相关研究深入讨论了中国家庭父母教养方式的阶层差异(洪岩璧和赵延东,2014;黄超,2018;田丰和静永超,2018;李佳丽等,2019;李骏和张陈陈,2021),着重关注以父母教养方式为代表的家庭教育对青少年学业成绩(Chan and Koo,2008;Pong et al.,2010;Wang,2014;李佳丽等,2019)与非认知能力(Wang,2014;黄超,2018;李佳丽等,2019;张皓辰和秦雪征,2019)等青少年发展结果的影响。然而,已有讨论侧重分析家庭客观的社会经济地位的影响,相对忽略了主观养育观念对教养方式的作用。相应的一个研究问题是,家庭社会经济地位如何与主观的养育观念共同塑造教养方式的选择?基于此,本文使用多轮中国家庭追踪调查数据,分析家庭的社会经济地位与主观养育观念对教养方式选择的影响,通过异质性分析来揭示上述因素对不同类型儿童的异质性影响,最后表明家庭社会经济地位通过主观养育观念间接作用于教养方式选择的作用机制。

二、文献综述

(一)教养方式界定

教养方式(parenting style)是指在抚育教育子女的活动中,父母使用的具有相对稳定性的方法和形式,是父母各种教养行为的特征概括(黄超,2018)。

基于布迪厄的文化资本理论，教养方式被视为身体化形态的文化资本，即家长通过养育行为传递给儿童的，与学校或社会相适应的一系列知识、策略、习惯和风格(田丰和静永超，2018)。

美国心理学家 Baumrind(1966)首先将父母教养方式划分为权威型、专制型和宽容型三个类型。后续 Maccoby 和 Martin(1983)区分出两个亲子互动的理论维度，即回应和要求。其中，回应维度是父母对孩子需求的敏感、接受与爱的程度，体现为鼓励孩子的语言表达、父母提出要求时伴随理由和解释、父母利益不占主导地位等；要求维度是指父母是否建立并坚持要求孩子的行为去达到某些适当标准，体现为对孩子的任务要求、对孩子日常活动的规定和限制等(张皓辰和秦雪征，2019)。基于上述两个正交的维度，父母教养方式被划分为四类理想类型，即权威型、专制型、宽容型和忽视型。由于其定义和操作较为简洁，四分类教养方式在经验研究中得到广泛的使用。

(二)家庭社会经济地位与教养方式

西方社会的研究已经注意到，教养理念和教养行为存在阶层差异，并形成两类主要的理论来解释教养方式的阶层差异。其一是文化解释。海曼指出，“不同阶层群体有着不同的文化态度和价值体系，人们的成就期望与其所处的阶层结构位置相吻合”(转引自刘程和廖桂村，2019)。保罗·威利斯(2013)在《学做工：工人阶级子弟为何继承父业》一书中指出，正是逃课、反文化与抵抗学校课程为代表的文化抵抗方式，使工人阶层的子女丧失从事中产阶级工作的资格。文化解释从机制上解释了教养方式的阶层分化，但它无法解释在现实生活中，一些较低社会经济地位的家长在主观上同样重视家庭教育，但由于经济资本与文化资本的缺乏而无能为力的现象(刘程和廖桂村，2019)。

其二是结构解释。主要从家庭资源的视角来阐述教养方式的阶层分化，其中代表性的理论是布迪厄的文化再生产理论。布迪厄将文化资本定义为“基于文化资源占有的资本”，并界定其三种主要形态：身体化形态、客观化形态与制度化形态(Bourdieu, 1986)。基于文化资本概念，布迪厄的“文化再生产理论”表明，文化资本是上层阶级用来识别和维护其精英身份及地位的文化符号，精英阶层对子女投入大量的文化资本，帮助子女获得学校教育的成功并以此实现精英地位的代际传递。因而，文化资本是家庭背景与教育获得关系的中介机制，并构成阶层地位再生产的中间环节(吴愈晓，2013)。

基于西方社会的经验发现，部分研究开始关注中国家庭教养方式的阶层差异。一部分研究认为，中国城市家庭的教养方式存在显著的阶层差异(黄

超, 2018; 田丰和静永超, 2018; 李佳丽等, 2019; 李骏和张陈陈, 2021), 即中产阶层的家长多采用协作培养, 工人阶层的家长多采用自然成长型的教养方式, 并且中产阶层的家长更注重对孩子情绪表达和综合素质的培养, 亲子关系相对更亲密。有研究进一步表明, 在教养方式的阶层差异之外, 还存在城乡差异, 即农村或低阶层家庭更可能采取放纵型或专制型的教养方式, 而城市或高阶层家庭更倾向使用权威型或宽容型的教养方式(李佳丽等, 2019; 朱安新和曹蕊, 2019)。当然, 也有研究对教养方式的阶层分化这一议题持有不同观点, 如洪岩璧和赵延东(2014)认为, 城市居民的养育观尚未出现阶层分化, 家长职业对于教养理念(惯习)的影响始终不显著; 但也有学者认为, 研究结论的不一致主要来自于教养方式测量上的差异(田丰和静永超, 2018; 李骏和张陈陈, 2021)。

值得注意的是, 以往研究在测量中国家庭的阶层地位时, 或讨论家庭收入(洪岩璧和赵延东, 2014)的影响, 或将家庭阶层地位做简单的二分处理(如中产阶层和工人阶层)(洪岩璧和赵延东, 2014; 田丰和静永超, 2018), 或构建家庭社会经济地位因子(黄超, 2018; 朱安新和曹蕊, 2019), 而相对较少地讨论父母职业的影响。事实上, 父母职业对于教养方式的选择具有重要影响(Kohn, 1963; Lareau, 2002)。工作社会化的理论认为, 家长职业类型影响到家长的价值观与养育观念, 进而影响家长的教养方式选择; 工作—家庭冲突的理论则强调, 家长职业通过工作压力等因素影响家长的情绪和心理健康, 并间接影响教养方式(朱美静, 2019)。类似地, 李骏和张陈陈(2021)亦表明, 父母的工作类型、工作压力和工作自主程度等因素将通过父母的精力和投入而间接作用其育儿策略。因此, 父母职业地位是在讨论教养方式时不可忽略的重要变量。

综合上述发现, 本文提出研究假设 1: 父母职业地位越高, 教养方式选择越趋向于宽容型或权威型, 更少选择忽视型或专制型。

(三) 养育观念与教养方式选择

养育观念是指在抚养教育子女的过程中, 父母对影响子女成长发展的因素、教育子女的方式途径以及子女可塑性等问题上持有的观点(许琪, 2020)。养育观这一概念在教育学和心理学文献中更多被称为“教育观念”或“教育价值观”, 其中, 教育观念是指父母在教育培养子女的过程中, 在儿童发展、教育方式、教育途径、子女可塑性以及成功教育的信心等方面持有的观点(陈会昌和王莉, 1997); 教育价值观是指父母认为在养育孩子过程中最为重要的方面, 也即家庭生活中对子女培养的重心(孙岩等, 2015)。由于养育观和教育

观都是相对宽泛的概念，本文从实证测量角度关注父母的育儿责任感和教育期望两类因素的影响，将父母育儿责任感和教育期望同时视为养育观念这一大概念的两个子概念。

已有关于文化价值观念的研究表明，自帕森斯以来，价值观作为解释行为的重要概念，对行为和实践具有重要的预测作用(Miles, 2015; 余秀兰, 2020)。健康与干预研究中的“知信行”模式(或称知识—态度/信念—行为, Knowledge-Attitude-Practice, KAP)亦为观念到行为与实践的转化提供理论支撑。进一步地, Darling 和 Steinberg(1993)的教养方式情境模型指出, 父母的养育观念决定了教养方式与教养实践, 从而影响青少年的发展结果。类似地, Tedi 和 Candelaria(2002)亦表明, 父母的养育观念不仅直接作用于儿童发展结果, 同时影响父母的教养行为, 并调节教养实践的有效性。

综合上述分析, 在家庭社会经济地位之外, 作为文化价值观的养育观念是解释教养方式选择的重要因素。因而, 本文的研究假设 2 为: 作为两类重要的主观养育观念, 父母的育儿责任感和父母教育期望都对养育方式选择具有显著影响。

然而, 在实证研究中, 作为两类重要的养育观念或教育观念, 社会学与教育学相关实证文献对父母育儿责任感的讨论相对较少, 讨论较多的养育观念是父母教育期望。父母教育期望(parental educational expectations)是父母对子女未来教育成就(如最终受教育水平)的期望, 是考虑子女学习能力以及现实资源条件的情况下可能获得的成就水平(罗良和郭筱琳, 2019)。父母教育期望在预测子女教育期望与教育成就时具有较高的解释与预测能力(刘保中等, 2014), 并对家庭教育决策与投入(牛建林和齐亚强, 2022)具有显著的影响。已有文献更倾向于将父母教育期望作为家庭社会经济地位与儿童青少年发展结果的中介变量予以分析(Davis-Kean, 2005; 周皓, 2013; Carolan and Wasserman, 2015), 认为它在解释青少年发展结果(如学业成绩、身心健康、教育获得等)有着重要的作用, 但相对较少分析父母教育期望作为主观养育观念对教养方式的影响。因而, 需要相关研究来系统分析这两类主观养育观念对教养方式选择的影响。

进一步地, 综合上述关于社会经济地位、主观养育观念与教养方式选择的讨论, 本文进一步假设家庭社会经济地位通过父母养育观念间接影响到教养方式的选择。这一假设的论证分为两步: 其一, 社会经济地位影响到主观价值观念。这一部分研究以威斯康星地位获得模型为代表, 相关研究表明, 家庭社会经济地位作为结构性因素将影响以父母教育期望为代表的主观价值观

念(王甫勤和时怡雯, 2014; 余秀兰, 2020)。其二, 养育观念作用于父母教养方式与教养实践。一部分讨论儿童发展的心理学文献(孙岩等, 2015)将教养方式视为父母养育观念与儿童发展结果(如儿童人格发展)之间的中介变量, 为养育观念与教养方式的关系提供间接证据。因而, 本文的研究假设3为: 家庭的社会经济地位将通过主观养育观念间接作用于父母教养方式的选择, 即父母社会经济地位越高, 父母对子女的教育期望和育儿责任感越高, 家庭教养方式越趋向于权威型和宽容型。

三、数据与方法

(一)数据

本文的数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。CFPS数据是具有全国代表性的追踪数据, 有足够规模的亲子匹配样本, 适用于本文研究。最新公开的CFPS数据已追踪至2020年, 由于2016年和2018年调查不再出现父母育儿责任感量表, 故本文使用2010年至2014年共三轮追踪调查数据。

(二)变量定义

1. 被解释变量

CFPS少儿问卷的少儿自答部分和父母代答部分有父母教养方式的相关问题, 本文从要求和回应两个维度构造教养方式量表。

其中, “要求”维度的五个问题反映父母对孩子日常行为规范的标准是否足够高, 要求和控制是否严格, 包括父母对孩子下学期考试平均成绩的期望, 要求孩子完成作业、检查家庭作业、阻止孩子看电视和限制孩子看电视节目类型的频率。关于下学期平均成绩(满分100分)这一问题, 由于每一年样本中选100分的比例均大于20%, 小于70分的比例都低于5%, 本文将小于70分记为0, 70—79分赋值为1, 80—89分赋值为2, 90—99分赋值为3, 100分赋值为4。本文将涉及频率的四个问题从低到高进行赋值, 其中0=从不, 1=很少, 2=有时, 3=经常, 4=很经常。将五个问题得分加总, 得到要求维度得分, 取值范围为0至20。

“回应”维度的两个问题反映父母对孩子的关爱和接受程度, 包括为不影响孩子学习放弃自己喜欢看的电视节目、喜欢和孩子说话交谈。本文将涉及频率的问题从低到高赋值, 即0=从不, 1=很少, 2=有时, 3=经常, 4=

很经常。将两个问题得分加总，得到回应维度得分，取值范围为0到8。

研究参考张皓辰和秦雪征(2019)、朱美静和刘精明(2019)的划分方法得到教养方式类型。首先依据2010年至2014年每年CFPS截面数据计算要求维度和回应维度的中位数，将得分值小于等于中位数的样本划分为低类型，其余划分为高类型，最后从要求和回应两个正交的维度确定教养方式，即高要求高回应为权威型，高要求低回应为专制型，低要求高回应为宽容型，低要求低回应为忽视型。

2. 解释变量

养育观念的测量指标是育儿责任感和父母教育期望。育儿责任感使用2010年、2012年和2014年这三个轮次的子女养育与教育观念的题组测量，量表的Cronbach's alpha值为0.7236，适合加总分析，总分较高代表家长对子女有较强的育儿责任感。父母教育期望采用“家长希望孩子念书最高念完哪一程度”进行测量，将答案的原始分类按通用学制标准转化为教育期望年限，取值为0—22年，把“不必念书”赋值为0。

表1 CFPS子女养育和教育观念的题组

题目	选项
离婚总是对孩子有害	1. 十分不同意
为了孩子，父母即使婚姻不幸福也永远不应该离婚	2. 不同意
如果需要，父母应当节衣缩食以支付子女的教育费用	3. 不清楚
子女学习成绩好坏，我有很大的责任	4. 同意
子女将来成年后，经济上是否自立，我有很大的责任	5. 十分同意
子女将来成年后，家庭生活是否和睦，我有很大的责任	
子女将来成年后，感情上是否幸福，我有很大的责任	
如果一个孩子长大成人后自己遇到了车祸，他/她父母有很大的责任	

3. 控制变量

控制变量包括家庭背景和个人特征两类。其中，家庭背景用家庭经济地位(SES)测量，包括家庭收入、父母的受教育程度和父亲职业的社会经济指数(ISEI)。本文还使用父母职业ISEI(取父母中较高者)和父亲职业大类等指标来测量职业。个人特征包括儿童居住地的城乡属性(农村=0)、年龄和性别(女童=0)。由于区域差异仍是中国社会在经济和社会发展程度上的基础性差异，本文形成东部地区、中部地区、西部地区这样一组区域虚拟变量，以西部地区作为参照组。主要变量的描述性统计参见表2。

表2 描述性统计分析

变量	均值(2010年)	均值(2012年)	均值(2014年)
年龄	11.136(2.572)	10.604(10.604)	10.857(2.596)
性别(男=1)(%)	51.4	52.1	52.4
城乡(城市=1)(%)	37.2	24.3	40.2
父亲教育程度	7.426(4.176)	8.209(3.691)	7.587(4.190)
母亲教育程度	5.946(4.608)	6.796(4.340)	6.363(4.542)
人均家庭收入对数	8.455(0.947)	8.258(1.367)	8.671(1.280)
父亲职业 ISEI	31.820(13.298)	31.830(12.986)	31.651(12.837)
家庭职业 ISEI	33.032(14.801)	33.289(14.653)	33.275(14.555)
养育观念			
父母教育期望	16.278(3.454)	16.422(3.230)	15.648(2.708)
育儿责任感	3.410(0.494)	2.556(0.492)	2.572(0.524)
教养方式四分类(%)			
忽视型	38.2	34.9	38.0
专制型	22.1	21.6	15.2
宽容型	12.6	15.6	21.2
权威型	27.0	27.9	25.7
区域变量(参照组:西部地区,%)			
东部地区	37.3	37.9	35.6
中部地区	30.9	31.7	34.3
样本量	4368	3963	3457

注:对于连续变量,括号内给出的是标准差;对于分类变量,显示的为百分比(%)。

(三)回归模型

本文主要使用多项 logit 模型(multinomial logistic regression)、广义结构方程模型(Generalized Structural Equation Model, GSEM)与异质性分析等方法来检验本文的三个核心研究假设。针对研究假设 1 和假设 2,由于教养方式是多分类的、离散选择变量,研究使用多项 logit 模型进行分析。多项 logit 模型是二项 logit 模型的扩展,其中,二项 logit 模型的因变量只有 0 和 1 两个取值,多项 logit 模型的因变量有多个取值。多项 logit 模型可视对因变量中各类选择行为两两配对后构成的多个二项 logit 模型实施联合估计。并且,由于同一个体不同时期的扰动项可能存在自相关,本文使用面板聚类稳健标准误。针对研究假设 3,由于父母教养方式为多分类变量,常规的结构

方程模型不再适用,研究使用广义结构方程模型对中介机制进行分析。为使结论更加稳健可靠,本文的稳健性分析部分将更换核心解释变量重新进行基准回归。为使结论更具有人群针对性,在基准回归基础上,我们还针对不同年龄、性别等特征的儿童进行异质性分析。

四、研究结果

(一) 教养方式的多项 logit 模型

本文关注家庭经济地位与主观养育观念对教养方式选择的影响,参照组均为宽容型。多项 logit 模型回归系数的解释方式与 logit 模型类似,其中,正向显著的回归系数意味该因素有利于父母选择非参照类的教养类别,负向显著的回归系数意味着该因素不利于父母选择非参照类,即有利于父母选择参照类(宽容型)的教养类别。本文将育儿责任感和父母教育期望都视为养育观念的测量指标,分别对两个指标进行回归分析,其中,表 3 是育儿责任感的多项 logit 模型结果,表 4 是父母教育期望的多项 logit 模型结果。

回归结果表明,在家庭经济地位指标中,仅有母亲受教育年限变量的系数显著为负(第 3 和第 6 列不显著),即随着母亲受教育程度的提高,家庭更不可能选择忽视型与专制型、更可能选择宽容型的教养方式。然而,父亲职业 ISEI、家庭职业 ISEI 仅在父母育儿责任感为核心变量的专制型模型中显著,即随着父亲职业或家庭职业 ISEI 的提升,父母有更低的概率选择专制型,而更有可能采取宽容型。育儿责任感的结果表明,随着育儿责任感得分的上升,父母更不可能选择专制型和权威型这两类教养方式。父母教育期望的影响体现在,较高的父母教育期望会显著降低家庭选择忽视型、而提升家庭选择宽容型与权威型两类教养方式的概率。父母教育期望的发现与育儿责任感截然不同,其中,育儿责任感的影响体现为,育儿责任感越高,教养方式更偏向于宽容型;教育期望的影响体现在,父母教育期望越高,教养方式更偏向于宽容型和权威型。上述发现共同支持本文的研究假设 1 和假设 2。

表 3 育儿责任感对教养方式的影响

变量	模型 1			模型 2		
	(1) 忽视型	(2) 专制型	(3) 权威型	(4) 忽视型	(5) 专制型	(6) 权威型
父亲教育年限	0.028 (0.019)	0.037 (0.023)	0.045* (0.022)	0.030 (0.021)	0.043+ (0.025)	0.052* (0.024)

续表

变量	模型 1			模型 2		
	(1) 忽视型	(2) 专制型	(3) 权威型	(4) 忽视型	(5) 专制型	(6) 权威型
母亲教育年限	-0.099*** (0.018)	-0.057** (0.021)	-0.010 (0.020)	-0.093*** (0.021)	-0.060* (0.024)	0.004 (0.023)
人均收入对数	0.014 (0.056)	-0.040 (0.063)	-0.053 (0.061)	0.008 (0.065)	-0.068 (0.074)	-0.056 (0.071)
父亲职业 ISEI	-0.008 (0.006)	-0.016* (0.006)	-0.007 (0.006)	—	—	—
家庭职业 ISEI	—	—	—	-0.010+ (0.006)	-0.014* (0.007)	-0.008 (0.006)
育儿责任感	0.086 (0.121)	-0.252+ (0.138)	-0.380** (0.131)	0.157 (0.136)	-0.297+ (0.158)	-0.374* (0.150)
控制变量	已控制					
观测数	2219	2219	2219	1746	1746	1746

注：参照组为宽容型；括号内为聚类稳健标准误；***代表 $p < 0.001$ ，**代表 $p < 0.01$ ，*代表 $p < 0.05$ ，+代表 $p < 0.1$ 。

表4 父母教育期望对教养方式的影响

变量	模型 1			模型 2		
	(1) 忽视型	(2) 专制型	(3) 权威型	(4) 忽视型	(5) 专制型	(6) 权威型
父亲教育年限	-0.019 (0.012)	0.018 (0.014)	0.011 (0.014)	-0.012 (0.014)	0.023 (0.016)	0.012 (0.015)
母亲教育年限	-0.073*** (0.011)	-0.040** (0.013)	0.030* (0.013)	-0.074*** (0.013)	-0.036* (0.015)	0.037** (0.014)
人均收入对数	0.022 (0.035)	-0.018 (0.040)	-0.018 (0.036)	0.005 (0.040)	-0.034 (0.045)	-0.039 (0.041)
父亲职业 ISEI	0.000 (0.003)	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.004)	—	—	—

续表

变量	模型 1			模型 2		
	(1) 忽视型	(2) 专制型	(3) 权威型	(4) 忽视型	(5) 专制型	(6) 权威型
家庭职业 ISEI	—	—	—	-0.002 (0.004)	-0.007 (0.004)	0.000 (0.004)
父母教育期望	-0.049*** (0.014)	0.012 (0.016)	0.048** (0.015)	-0.050*** (0.014)	0.013 (0.015)	0.043** (0.014)
控制变量	已控制					
观测数	5794	5794	5794	4641	4641	4641

注：参照组为宽容型；括号内为聚类稳健标准误；***代表 $p < 0.001$ ，**代表 $p < 0.01$ ，*代表 $p < 0.05$ ，+代表 $p < 0.1$ 。

(二) 稳健性检验

稳健性检验主要改用大分类取向的职业类型对父母职业进行测量，并分别讨论两类主观养育观念对教养方式选择的影响。职业类型均以体力工人和农民为参照组。在职业类别上，表 5 以育儿责任感作为自变量的模型结果表明，当父亲职业或父母职业中有办事人员、技术与管理人员时，相比于参照组，这些职业类型均将显著降低父母选择专制型教养方式的概率；以父母教育期望为自变量的模型中，相比于参照组，仅有父母职业中有技术与管理人员时，这一职业类型将显著降低父母选择专制型教养方式的概率，假设 1 得到部分支持。在主观养育观念方面的发现与前文一致，故不赘述。

表 5 稳健性检验

变量	模型 1			模型 2		
	(1) 忽视型	(2) 专制型	(3) 权威型	(4) 忽视型	(5) 专制型	(6) 权威型
父亲职业类型(参照组：体力工人和农民)						
服务业劳动者	0.171 (0.238)	-0.043 (0.278)	0.097 (0.248)	0.087 (0.149)	-0.125 (0.177)	0.163 (0.151)
办事人员	-0.457 (0.366)	-0.708 ⁺ (0.415)	-0.733* (0.354)	0.334 (0.235)	-0.139 (0.282)	0.030 (0.245)
技术与管理人员	-0.137 (0.261)	-0.557 ⁺ (0.305)	-0.212 (0.258)	-0.122 (0.159)	-0.292 (0.185)	-0.206 (0.161)

续表

变量	模型 1			模型 2		
	(1) 忽视型	(2) 专制型	(3) 权威型	(4) 忽视型	(5) 专制型	(6) 权威型
育儿责任感	0.062 (0.122)	-0.254 ⁺ (0.139)	-0.388** (0.132)	—	—	—
父母教育期望	—	—	—	-0.048*** (0.014)	0.013 (0.016)	0.047** (0.015)
控制变量	已控制					
观测数	2185	2185	2185	5724	5724	5724
变量	模型 3			模型 4		
	(7) 忽视型	(8) 专制型	(9) 权威型	(10) 忽视型	(11) 专制型	(12) 权威型
父母职业类型(参照组:体力工人和农民)						
服务业劳动者	0.181 (0.196)	0.041 (0.225)	0.243 (0.204)	0.263* (0.119)	0.019 (0.140)	0.150 (0.127)
父母职业类型(参照组:体力工人和农民)						
办事人员	-0.697* (0.339)	-1.016* (0.407)	-0.797* (0.326)	0.083 (0.218)	-0.164 (0.252)	-0.033 (0.218)
技术与管理人员	-0.333 (0.228)	-0.711** (0.268)	-0.266 (0.228)	-0.127 (0.141)	-0.463** (0.167)	-0.196 (0.143)
育儿责任感	0.145 (0.118)	-0.207 (0.134)	-0.367** (0.126)	—	—	—
父母教育期望	—	—	—	-0.050*** (0.014)	0.013 (0.015)	0.043** (0.014)
控制变量	已控制					
观测数	2409	2409	2409	6249	6249	6249

注:参照组为宽容型;括号内为聚类稳健标准误;***代表 $p < 0.001$,**代表 $p < 0.01$,*代表 $p < 0.05$,⁺代表 $p < 0.1$ 。

(三) 异质性分析

国内外研究均已注意到儿童发展与教养方式选择之间的年龄阶段性特征(朱美静和刘精明, 2019; 李明, 2022), 本文进一步依据年龄、性别和城乡这三个指标进行异质性分析, 相关结果参见表6和表7。

以父母育儿责任感为解释变量的模型中(表6), 家庭职业 ISEI 显著降低6—9岁儿童父母选择非宽容型的概率, 降低女童、农村儿童的父母选择忽视型的概率, 降低女童父母选择专制型的概率, 但对其他组别儿童的影响并不显著。育儿责任感的异质性影响体现为, 育儿责任感对6—9岁儿童父母的影响并不显著, 但显著降低10—15岁儿童父母选择专制型的概率; 分性别看, 育儿责任感显著降低了女童父母选择专制型、男童父母选择权威型教养方式的概率; 分城乡看, 育儿责任感对农村儿童的影响始终不显著, 但显著降低城市父母选择专制型与权威型这两类教养方式的概率, 即育儿责任感对城市父母的影响更为显著。

表6 育儿责任感对教养方式影响的异质性分析

变量	6—9岁儿童			10—15岁儿童		
	(1) 忽视型	(2) 专制型	(3) 权威型	(4) 忽视型	(5) 专制型	(6) 权威型
父亲教育年限	-0.003 (0.043)	0.030 (0.044)	0.046 (0.046)	0.038 (0.025)	0.031 (0.032)	0.049 ⁺ (0.030)
母亲教育年限	-0.054 (0.045)	-0.023 (0.046)	0.009 (0.045)	-0.109 ^{***} (0.024)	-0.079 [*] (0.031)	0.006 (0.027)
人均收入对数	-0.149 (0.139)	-0.266 ⁺ (0.138)	-0.127 (0.143)	0.050 (0.075)	0.006 (0.093)	-0.058 (0.082)
家庭职业 ISEI	-0.031 [*] (0.012)	-0.020 ⁺ (0.011)	-0.019 ⁺ (0.011)	-0.005 (0.007)	-0.013 (0.010)	-0.003 (0.007)
育儿责任感	-0.110 (0.290)	-0.304 (0.295)	-0.454 (0.299)	0.203 (0.157)	-0.381 ⁺ (0.196)	-0.385 [*] (0.178)
控制变量	已控制					
观测数	584	584	584	1143	1143	1143

续表

变量	女童			男童		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	忽视型	专制型	权威型	忽视型	专制型	权威型
父亲教育年限	0.004 (0.031)	0.011 (0.036)	0.050 (0.036)	0.041 (0.029)	0.056 (0.035)	0.045 (0.034)
母亲教育年限	-0.071 [*] (0.031)	-0.030 (0.035)	0.010 (0.033)	-0.117 ^{***} (0.027)	-0.094 ^{**} (0.034)	-0.002 (0.031)
人均收入对数	0.037 (0.101)	0.093 (0.116)	0.025 (0.109)	-0.019 (0.089)	-0.177 ⁺ (0.096)	-0.112 (0.094)
家庭职业 ISEI	-0.015 ⁺ (0.009)	-0.023 [*] (0.010)	-0.009 (0.008)	-0.009 (0.008)	-0.010 (0.009)	-0.008 (0.008)
育儿责任感	0.302 (0.209)	-0.392 ⁺ (0.235)	-0.183 (0.220)	0.021 (0.180)	-0.199 (0.214)	-0.567 ^{**} (0.206)
控制变量	已控制					
观测数	806	806	806	943	943	943
变量	农村儿童			城市儿童		
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	忽视型	专制型	权威型	忽视型	专制型	权威型
父亲教育年限	0.017 (0.025)	0.023 (0.029)	0.058 [*] (0.029)	0.079 [*] (0.040)	0.154 ^{**} (0.051)	0.039 (0.046)
母亲教育年限	-0.074 ^{**} (0.025)	-0.029 (0.029)	0.003 (0.028)	-0.163 ^{***} (0.041)	-0.170 ^{***} (0.049)	-0.012 (0.045)
人均收入对数	0.021 (0.078)	-0.052 (0.088)	-0.082 (0.082)	-0.028 (0.121)	-0.034 (0.159)	0.070 (0.173)
家庭职业 ISEI	-0.015 ⁺ (0.008)	-0.010 (0.009)	-0.012 (0.008)	-0.003 (0.010)	-0.019 (0.012)	-0.002 (0.010)
育儿责任感	0.186 (0.161)	-0.102 (0.188)	-0.202 (0.185)	0.193 (0.271)	-0.678 [*] (0.323)	-0.696 ^{**} (0.261)
控制变量	已控制					
观测数	1256	1256	1256	490	490	490

注：参照组为宽容型；括号内为聚类稳健标准误；***代表 $p < 0.001$ ，**代表 $p < 0.01$ ，*代表 $p < 0.05$ ，+代表 $p < 0.1$ 。

表7 父母教育期望对教养方式影响的异质性分析

变量	6—9岁儿童			10—15岁儿童		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	忽视型	专制型	权威型	忽视型	专制型	权威型
父亲教育年限	-0.009 (0.028)	0.023 (0.029)	0.034 (0.029)	-0.005 (0.016)	0.028 (0.019)	0.009 (0.018)
母亲教育年限	-0.061* (0.025)	-0.006 (0.026)	0.056* (0.027)	-0.075*** (0.015)	-0.041* (0.018)	0.033+ (0.017)
人均收入对数	0.002 (0.080)	-0.086 (0.081)	-0.038 (0.076)	0.012 (0.048)	0.002 (0.056)	-0.058 (0.050)
家庭职业 ISEI	0.004 (0.007)	-0.007 (0.008)	-0.003 (0.007)	-0.003 (0.004)	-0.007 (0.005)	0.001 (0.005)
父母教育期望	-0.079* (0.032)	0.009 (0.033)	0.038 (0.031)	-0.044* (0.018)	0.002 (0.022)	0.046* (0.020)
控制变量	已控制					
观测数	1402	1402	1402	3182	3182	3182
变量	女童			男童		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	忽视型	专制型	权威型	忽视型	专制型	权威型
父亲教育年限	-0.020 (0.020)	0.009 (0.022)	0.011 (0.022)	0.004 (0.019)	0.042+ (0.023)	0.017 (0.022)
母亲教育年限	-0.070*** (0.019)	-0.024 (0.021)	0.053* (0.021)	-0.073*** (0.018)	-0.044* (0.021)	0.022 (0.020)
人均收入对数	0.009 (0.065)	0.030 (0.069)	-0.013 (0.065)	0.011 (0.054)	-0.075 (0.062)	-0.075 (0.056)
家庭职业 ISEI	-0.001 (0.006)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.006)	0.000 (0.005)	-0.011+ (0.006)	0.001 (0.005)

续表

变量	女童			男童		
	(7) 忽视型	(8) 专制型	(9) 权威型	(10) 忽视型	(11) 专制型	(12) 权威型
父母教育期望	-0.079*** (0.022)	-0.022 (0.025)	0.047* (0.023)	-0.026 (0.023)	0.034 (0.026)	0.045+ (0.025)
控制变量	已控制					
观测数	2190	2190	2190	2414	2414	2414
变量	农村儿童			城市儿童		
	(13) 忽视型	(14) 专制型	(15) 权威型	(16) 忽视型	(17) 专制型	(18) 权威型
父亲教育年限	-0.005 (0.016)	0.029 (0.019)	0.018 (0.018)	0.004 (0.025)	0.041 (0.032)	0.015 (0.028)
母亲教育年限	-0.046** (0.016)	-0.003 (0.017)	0.054** (0.017)	-0.129*** (0.025)	-0.103*** (0.029)	0.000 (0.027)
人均收入对数	-0.010 (0.049)	-0.050 (0.055)	-0.072 (0.051)	0.049 (0.072)	0.075 (0.089)	0.016 (0.075)
家庭职业 ISEI	0.001 (0.005)	0.001 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.013+ (0.007)	0.002 (0.006)
父母教育期望	-0.074*** (0.019)	-0.009 (0.021)	0.040+ (0.020)	0.001 (0.029)	0.038 (0.033)	0.050+ (0.030)
控制变量	已控制					
观测数	3224	3224	3224	1380	1380	1380

注：参照组为宽容型；括号内为聚类稳健标准误；***代表 $p < 0.001$ ，**代表 $p < 0.01$ ，*代表 $p < 0.05$ ，+代表 $p < 0.1$ 。

以父母教育期望为解释变量的模型中(表7)，家庭 ISEI 的影响总体上并不显著，仅在男童、城市儿童的专制型模型中是边际显著的。父母教育期望的异质性影响体现在，父母教育期望对6—9岁儿童父母选择权威型的影响并不显著，但显著提升10—15岁儿童父母选择权威型教养方式的概率；类似地，父母教育期望对男童、城市儿童父母选择忽视型的影响并不显著，但显著降低女童、农村儿童父母选择忽视型教养方式的概率。父母教育期望对不

同特征儿童的相似作用体现为，父母教育期望显著降低不同年龄儿童父母选择忽视型教养方式的概率，显著提升了不同性别、城乡父母选择权威型教养方式的概率。

(四) 机制分析

表 8 中介效应分析

因变量	(1) 专制型	(2) 宽容型	(3) 权威型
中介变量	父母育儿责任感		
总效应	-0.002 (0.006)	0.010 ⁺ (0.006)	0.002 (0.005)
间接效应	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
中介效应占比	—	—	—
观测值	1815	1815	1815
中介变量	父母教育期望		
总效应	0.050*** (0.002)	0.083*** (0.072)	0.120*** (0.072)
间接效应	0.010*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.016*** (0.002)
中介效应占比	20.0%	7.2%	13.3%
观测值	4604	4604	4604

注：括号内为聚类稳健标准误；***代表 $p < 0.001$ ，**代表 $p < 0.01$ ，*代表 $p < 0.05$ ，+代表 $p < 0.1$ 。

为深入探讨客观阶层地位与主观养育观念对教养方式选择的潜在作用机制，本节使用广义结构方程模型进行作用机制的中介分析，并分别讨论父母育儿责任感和父母教育期望作为中介变量时的影响。当育儿责任感作为中介变量时，育儿责任感的中介作用始终不显著，这意味着，家庭客观的阶层地位并不会通过育儿责任感这一中介机制间接作用于教养方式选择；而将父母教育期望作为中介变量时，母亲受教育程度通过父母教育期望而间接作用于教养方式选择，即存在父母教育期望这一条中介路径，相关结果参见表 8。

值得注意的是，因变量教养方式是多分类变量，以忽视型为参照组，广

义结构方程模型的估计结果为某一类别(相比于忽视型)的中介效应。结果表明,在专制型模型中,母亲教育程度所测量的间接效应在0.001的水平上显著,为0.010,直接效应在0.001的水平上显著,为0.040,因此父母教育期望的影响是部分中介效应,可以解释20.0%的总效应。其余模型的解释类似,不再赘述。这表明,母亲受教育程度将通过教育期望的提升而间接影响教养方式选择,即更倾向于不选择忽视型的教养方式。研究假设3得到部分支持。

五、结论与讨论

本文在系统梳理父母教养方式阶层差异的理论与实证研究的基础上,分析家庭社会经济地位与主观养育观念如何共同作用于教养方式的选择,重点关注父母职业与主观养育观念对于教养方式的影响,并通过机制分析揭示社会经济地位如何通过主观养育观念间接作用于教养方式选择。基于对中国家庭动态追踪调查(CFPS)2010年至2014年共三轮调查数据的分析,本文的主要结论如下:

第一,父母职业对于教养方式的选择具有重要影响。随着父亲职业的社会经济指数(ISEI)的提升,家庭更不倾向于选择专制型、更倾向于宽容型教养方式。在职业类别上,相比于农民和体力工人这两类职业,父亲职业为办事人员、技术与管理人员这几类职业时,父母更不倾向于选择专制型。本文发现是对以往父母职业与教养方式研究的有益补充。由于办事人员、技术与管理人员这几类职业的工作自主程度更高,这几类职业的父母更不倾向于选择专制型这样简单粗暴的教育方式。然而,与以往“白领”职业强化权威型养育的发现(Kohn, 1963; 朱美静, 2019)不同,本文的发现是,较高的职业地位并没有显著提升父母选择权威型的概率,至少,权威型并没有显著地优于宽容型。

第二,在家庭社会经济地位之外,父母主观的养育观念也影响到教养方式的选择,且主观养育观念的影响随测量指标而不同。其中,当父母有较高的育儿责任感时,教养方式更倾向于宽容型,尤其是在宽容型和权威型比较时,父母亦更倾向于选择宽容型;如果父母对子女的教育期望较高,教养方式更倾向于权威型,尤其是在宽容型和权威型比较时,父母亦更倾向于选择权威型。并且,父母主观养育观念对教养方式选择的影响还存在群体异质性,即育儿责任感越高,10—15岁儿童、城市儿童父母选择专制型和权

威型这两类教养方式的概率越低；而父母教育期望越高，女童、农村儿童父母选择忽视型的概率越低，10—15岁儿童父母选择权威型教养方式的概率则越高。

第三，机制分析表明，家庭社会经济地位还将通过主观养育观念间接作用于教养方式的选择。广义结构方程模型结果表明，母亲受教育程度将通过父母教育期望的提升而影响到教养方式的选择，即母亲受教育程度越高，父母教育期望越高，家庭更不倾向于选择忽视型教养方式。然而，受数据的限制，本文仅分析父母育儿责任感与父母教育期望这两类主观养育观念的中介作用，且育儿责任感的中介作用始终不显著。有待后续分析来深入讨论家庭社会经济地位通过哪些中介环节作用于父母教养方式，教养方式又如何进一步影响青少年的教育获得与地位获得，基于教养实践的微观视角来理解教育不平等的宏观命题。

基于上述实证研究发现，本文提出如下建议：第一，重视家庭教育在儿童青少年成长中的作用。相关机构与主体应积极贯彻落实《家庭教育促进法》，传播先进的家庭教育理念，为儿童青少年的全面发展营造良好的家庭教育环境。结合本文研究发现，父母职业社会经济指数的上升将显著降低家庭选择“专制型”这一不良教养方式的概率，相关机构与主体应格外关注父母职业社会经济指数较低的家庭，对这些家庭予以额外的家庭教育培训与资源支持，提升家庭教育的水平与成效。第二，加强以教养方式与实践为代表的家庭教育研究，促进家庭教育的高质量发展。本文发现表明，父母客观的阶层地位与主观养育观念共同影响到教养方式的选择，未来研究应深入关注客观的家庭阶层如何与主观价值观念共同塑造教养方式的选择，并进一步决定教养行为与实践，从而为新时代的家庭家教家风研究提供理论依据与决策方向。

[参考文献]

- [英]保罗·威利斯，2013：《学做工：工人阶级子弟为何继承父业》，秘舒、凌旻华译，南京：译林出版社。
- 陈会昌、王莉，1997：《1—10岁儿童父母的教育观念》，《心理发展与教育》第1期。
- 洪岩璧、赵延东，2014：《从资本到惯习：中国城市家庭教育模式的阶层分化》，《社会学研究》第4期。
- 黄超，2018：《家长教养方式的阶层差异及其对子女非认知能力的影响》，《社会》第6期。
- 李佳丽、赵楷、梁会青，2019：《养育差异还是养育陷阱？——家庭教养方式对学生发展

- 的异质性影响研究》，《中国青年研究》第9期。
- 李骏、张陈陈，2021：《中国家庭教养方式的阶层差异：基于不同数据和测量的交叉验证》，《学术月刊》第2期。
- 李明，2022：《家庭教育也需因材施教——教养方式对儿童认知能力影响的群体异质性》，《当代青年研究》第6期。
- 刘保中、张月云、李建新，2014：《社会经济地位、文化观念与家庭教育期望》，《青年研究》第6期。
- 刘程、廖桂村，2019：《家庭教养方式的阶层分化及其后果：国外研究进展与反思》，《外国教育研究》第11期。
- 罗良、郭筱琳，2019：《亲子间教育期望差异：概念框架、研究进展与未来方向》，《南京师范大学学报》(社会科学版)第2期。
- 牛建林、齐亚强，2022：《家庭教育期望的代际偏差、互动及影响》，《社会发展研究》第3期。
- 孙岩、马亚楠、杨丽珠，2015：《父母教育价值观对儿童人格的影响：有调节的中介模型》，《心理发展与教育》第5期。
- 田丰、静永超，2018：《工之子恒为工？——中国城市社会流动与家庭教养方式的阶层分化》，《社会学研究》第6期。
- 王甫勤、时怡雯，2014：《家庭背景、教育期望与大学教育获得——基于上海市调查资料的实证研究》，《社会》第1期。
- 吴愈晓，2013：《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。
- 许琪，2020：《当代青年的育儿和子女教育观念研究报告》，载于陈光金主编，2020：《中国青年发展报告 No. 4》，北京：社会科学文献出版社。
- 余秀兰，2020：《父母社会背景、教育价值观及其教育期望》，《南京师范大学学报》(社会科学版)第4期。
- 张皓辰、秦雪征，2019：《父母的教养方式对青少年人力资本形成的影响》，《财经研究》第2期。
- 周皓，2013：《家庭社会经济地位、教育期望、亲子交流与儿童发展》，《青年研究》第3期。
- 朱安新、曹蕊，2019：《当前中国家庭的亲子关系：城乡和阶层差异模式》，《贵州社会科学》第7期。
- 朱美静，2019：《西方教养方式的阶层差异研究述评》，《外国教育研究》第11期。
- 朱美静、刘精明，2019：《教养方式对儿童学业能力的影响》，《社会发展研究》第2期。
- Baumrind, D., 1966, "Effects of Authoritative Parental Control on Child Behavior", *Child Development*, 37(4): 887-907.
- Bourdieu, P., 1986, "The Forms of Capital", In J. Richardson (Ed.), *Handbook of*

- Theory and Research for the Sociology of Education*, New York: Greenwood, 241–258.
- Carolan, B. V. and S. J. Wasserman, 2015, “Does Parenting Style Matter? Concerted Cultivation, Educational Expectations, and the Transmission of Educational Advantage”, *Sociological Perspectives*, 58(2): 168–186.
- Chan, T. W. and A. Koo, 2008, “Parenting Style and Youth Outcomes in the UK”, *European Sociological Review*, 27(3): 385–399.
- Darling, N. and L. Steinberg, 1993, “Parenting Style as Context: An Integrative Model”, *Psychological Bulletin*, 113: 487–496.
- Davis-Kean, P. E., 2005, “The Influence of Parent Education and Family Income on Child Achievement: The Indirect Role of Parental Expectations and the Home Environment”, *Journal of Family Psychology*, 19(2): 294–304.
- Kohn, M. L., 1963, “Social Class and Parent-Child Relationships: An Interpretation”, *American Journal of Sociology*, 68(4): 471–480.
- Lareau, A., 2002, “Invisible Inequality: Social Class and Childrearing in Black Families and White Families”, *American Sociological Review*, 67(5): 747–776.
- Maccoby, E. E. and J. A. Martin, 1983, “Socialization in the Context of the Family: Parent-Child Interaction”. In *Handbook of Child Psychology: Vol. 4. Socialization, Personality, and Social Development*, New York: Wiley, 1–101.
- Miles, A., 2015, “The(Re)genesis of Values: Examining the Importance of Values for Action”, *American Sociological Review*, 80(4): 680–704.
- Pong, S. L., J. Johnston and V. Chen, 2010, “Authoritarian Parenting and Asian Adolescent School Performance: Insights from the US and Taiwan”, *International Journal of Behavioral Development*, 34(1): 62–72.
- Teti, D. M. and M. A. Candelaria, 2002, “Parenting Competence”, In M. H. Bornstein (Ed.), *Handbook of Parenting: Social Conditions and Applied Parenting*, Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 149–180.
- Wang, H., 2014, “The Relationship between Parenting Styles and Academic and Behavioral Adjustment among Urban Chinese Adolescent”, *Chinese Sociological Review*, 46(4): 19–40.

Socioeconomic Status, Child-rearing Values and Parenting Style: Based on the China Family Panel Survey

ZHAO Ru-jing

(School of Social Work, China University of Labor Relations)

Abstract: Based on multiple-rounds data of China Family Panel Studies, using the multinomial logit regression model, mediation analysis and heterogeneous analysis, this paper discusses the impact of family socio-economic status and child-rearing values on the formation of parental styles. The results show that, there is a significant impact of parental occupational status on parental styles, that is, with the promotion of father's occupational socio-economic index (ISEI), the probability of choosing authoritarian style is declining (compared with the permissive type). In addition to the objective family socio-economic status, the subjective child-rearing values also exerts a significant impact on parental styles, which varies with the different measurements; when parents have a high sense of responsibility for their children, they tend to choose the permissive type; when parents have a high educational expectation, they tend to choose the authoritative type. Furthermore, the analysis of mediation effect indicates that there is an indirect effect of socio-economic status on parenting styles via child-rearing values. To achieve high-quality development of family education, the conclusion is that relevant agents should implement the Law on the Promotion of Family Education, promote the spreading of the advanced family education knowledge and the high-quality development of family education.

Key words: social class; socio-economic status; child-rearing values; educational expectation; parenting style

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 刘泽云)