

“双减”背景下家校合作对中小学生学习发展质量的影响研究

李佳哲 姚继军

[摘要] 家校协同提升中小学生学习发展质量是落实“双减”政策的重要举措。基于大规模的调查数据,构建“双减”之下中小学生学习发展质量指标体系,综合分析不同家校合作行为对中小学生学习发展质量的影响,并检验此种影响针对不同家庭社会经济地位的学生群体是否存在异质性。主要获得如下发现:(1)“双减”之下家校合作整体上能够提升中小学生学习发展质量,但参与决策、志愿服务和社区合作三类协同行为效果不佳。(2)家校合作能够提高不同家庭社会经济地位的中小学生的学习发展质量,且对于家庭社会经济地位较低的中小学生的回报率普遍更高,但对家庭社会经济地位较高中小学生的适负发展和高效发展未产生预期的积极效果。由此,建议进一步落实当好家长、相互交流和在家学习三类家校合作行动,优化参与决策、志愿服务和社区合作三类家校合作活动设计。同时密切关注不同家庭社会经济地位的中小学生学习及其家长的教育需求,个性化地加强家庭教育指导,从而提升中小学生学习发展质量,保障教育公平。

[关键词] “双减”;家校合作;中小学生学习发展质量;家庭社会经济地位;门槛回归

近年来,学校家庭社会协同育人成为政策热点。2021年7月,《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》明确指出“完善家校社协同机制。进一步明晰家校育人责任,密切家校沟通,创新协同方式,推进协同育人共同体建设”;2022年10月,党的二十大报告中再次突出强调“健全学校家庭社会育人机制”;2023年1月,《教育部等十三部门关于健全学校家庭社会协同育人机制的意见》中指出“学校积极主导、家庭主动尽责、社会有效支持的协同育人机制更加完善,促进学生全面发展健康成长的良好氛围更加浓厚”。由此不难发现,“健全学校家庭社会协同育人机制”是党的二十大报告中的重大战略任务,是建设高质量教育体系的重要内容,也是落实“双减”政策的重要举措。但在实践场域中,聚焦学校和家庭之间的合作,仍然面临合作主体缺乏信任基础,合作目标存在分歧、合作主体权责不明晰等问题^①。如何基于科学证据,

李佳哲,教育学博士,南京师范大学教育科学学院讲师(南京210097);姚继军,通讯作者,教育学博士,南京师范大学教育科学学院教授、博士生导师(南京210097)。本文系江苏省教育科学规划2022年度战略性与政策性重大招标课题“新形势下教育教学秩序和质量标准重塑研究”(A/2022/b5)的阶段性成果。

^①参见殷飞、缪建东:《建构高质量的家庭教育实践体系——校家社协同育人的困境与突破》,《教育发展研究》2023年第6期;吴重涵、张俊:《制度化家校合作的内在动力、行动逻辑与实践路径——基于十年家校合作实验的回顾与反思》,《中国教育学刊》2021年第9期。

进一步创新优化家校协同育人实践以提升中小学生学习发展质量,仍然是当前义务教育领域急需解决的重点与难点问题。近年来家校合作相关研究成果丰硕,但多为理论探讨、经验总结或政策诠释,实证研究数量和深度不足,且大多研究关注家校合作对学生发展某一方面的影响,如对学生学业成绩的影响^①,尚未有研究全面考察家校合作对中小学生学习发展质量的影响。为此,本研究拟细致分析不同家校合作行为对中小学生学习发展质量的影响,并检验此种影响针对不同家庭社会经济地位的学生群体是否存在异质性,从而促进学校和家庭科学协同以满足不同家庭的个性化需求,进而为促进中小学生学习发展质量提供实证证据。

一、文献综述与研究假设

个适的教育质量观视域下,教育高质量发展应以促进学生高质量的全面发展为微观着力点^②。“双减”政策要求明确校家社协同责任,坚持学生为本、回应关切,遵循教育规律,着眼学生身心健康成长,尤其减轻学生过重作业负担和校外培训负担,并提升其教育满意度。对标“减负”“提质”与“增效”三大政策目标,本研究中高质量的发展指学生实现适负、优质和高效的发展。其中,适负发展指使学生担负符合身心健康和长远发展的合理负担;优质发展指学生的认知和非认知能力的高层次发展;高效发展指学生在学习效率和教育满意度等方面的高水平表现。

为实现中小学生学习高质量的健康发展,需深入探究影响中小学生学习发展质量的关键要素。生态系统理论将个体发展嵌套于一系列相互作用的环境之中,把环境的影响分为围绕青少年扩展开来的若干系统,并按照环境影响个体的直接性、动态性和交互性将之划分为微观系统、中观系统、外观系统、宏观系统和时间系统。微观系统由学生赖以生存的环境和直接接触的人构成,如家庭、学校等;中观系统由微观系统的各组成成分之间的关系所构成,如家校之间的双向沟通和交流;外观系统由学生未直接参与系统环境的互动,但对学生发展具有间接影响的系统环境所构成,如父母的受教育水平、家庭生活条件、社交媒体等;宏观系统指学生所处的社会态度、文化观念等;时间系统指学生所生活的时代及其所发生的社会历史事件等^③。交叠影响域理论在生态系统理论的基础上,重点突出了学校家庭社会对学生发展的独立和交叠影响。该理论认为,家校之间对学生发展应持有共同的目标,承担共同的教育责任,他们对学生发展的影响是相互交织且难以区隔的。如果家校经常进行高质量的沟通和互动,形成共同的经验和价值观并采取一致的行动,使学生从不同的场景中接受一致的信息,即受到交叠的影响,将有助于学生实现高质量发展^④。

已有研究大多分析家庭或学校因素对学生发展的独立影响^⑤,尚未有研究系统分析家校合作对中小学生学习发展质量的影响。已有不少研究关注家校合作的个别类别对中小学生学习发展质量的个别指标的影响,但相关结论不一致。如有研究发现,家校合作能够提升学生学业表现^⑥和社会情感能力^⑦。

①李佳哲、胡咏梅:《家校合作对城乡初中生学业表现的影响研究》,《湖南师范大学教育科学学报》2023年第1期。

②柳海民、邹红军:《高质量:中国基础教育发展路向的时代转换》,《教育研究》2021年第4期。

③U. Bronfenbrenner, "Ecology of the family as a context for human development: Research perspectives", *Developmental Psychology*, Vol. 22, No. 6, 1986, pp. 723 - 742.

④张俊、吴重涵、王梅霖等:《面向实践的家校合作指导理论——交叠影响域理论综述》,《教育学术月刊》2019年第5期。

⑤方丹:《精准助力学校改进:中小学生学习负担测评及其应用》,《中小学管理》2020年第2期。

⑥C. Reparaz & M. A. Sotés-Elizalde, "Parental involvement in schools in Spain and Germany: Evidence from PISA 2015", *International Journal of Educational Research*, Vol. 93, 2018, pp. 33 - 52.

⑦参见陈瑛华、毛亚庆:《西部农村地区小学生家庭资本与学业成绩的关系:社会情感能力的中介作用》,《中国特殊教育》2016年第4期;T. E. Smith, et al., "The effects of family-school partnership interventions on academic and social-emotional functioning: A meta-analysis exploring what works for whom", *Educational Psychology Review*, Vol. 32, No. 2, 2019, pp. 511 - 544.

但也有研究发现,家校合作未对我国初中生学业表现产生显著影响^①,甚至教师主动和家长联系对学生学业成绩和社会情感能力的发展具有消极影响^②,这可能是由于教师主动联系家长如发生在学生已经出现学业困难或行为问题之后,会给学生和家长带来心理压力。而家长积极主动联络老师,了解子女的学习或行为,可以帮助子女减少不良行为,促进其学业成绩的提高^③。由此,本研究提出如下假设:

假设1:家校合作对中小学生学习发展质量具有显著的正向影响。

基于交叠影响域理论,家校之间拥有共同的经验和价值观并采取一致的行动,需要形成“家庭般的学校”和“学校般的家庭”。“家庭般的学校”指学校教师需要意识到家校合作的重要意义,认识到学生及其家庭的个体差异,积极地谋求来自全体家庭的教育参与,并营造出让每个学生和家长感受到的家庭般的受欢迎的氛围。由此,“家庭般的学校”欢迎所有学生家庭,并非仅仅欢迎那些易于合作的家庭。而“学校般的家庭”即强调家长应创设在家学习的氛围并帮助子女完成作业,培养其良好习惯,为子女提供积极的成长体验。这意味着家长在家扮演教师角色,积极支持教师的工作,促进子女学习^④。我们认为,针对不同社会经济地位的家庭,“家庭般的学校”和“学校般的家庭”的形成难度有所差异,由此,家校合作及其效果针对不同家庭社会经济地位的中小学生学习群体也可能存在异质性。

一方面,根据教育机构歧视论,家庭社会经济地位较低的家长难以感受到“家庭般的学校”。他们在和教师交往时往往缺乏自信,甚至逃避见面。已有研究发现,与本地儿童相比,流动儿童的家校合作水平较差^⑤。囿于知识的贫乏和地位的弱势,他们可能会选择压制自身对于学校、教师的不满,采取消极冷漠的方式处理家校关系。已有研究也发现,教师与家庭社会经济地位较高的家长的沟通频率显著较高,即教师存在“差别化沟通”行为^⑥。学校对家长参与的选择性地抑制,很可能忽视社会经济地位较低的家庭的需求,也可能对家庭社会经济地位较低的学生的发展不利。如有研究发现,家长与教师的互动及家长之间的互动对学业表现的影响随家庭阶层地位的下降而下降,对中产阶层家庭的促进作用最强,对农民阶层家庭的作用则不显著^⑦。但家庭社会经济地位较高的家长也可能忙于工作,参与家校合作的时间和精力有限,或偏好参与和子女学习有关的教育活动^⑧,甚至由于自身学历水平相对较高与教师的教育理念发生分歧,导致了质疑教师教育教学工作及家校信任危机或者家校矛盾等现象的出现。

另一方面,构建“学校般的家庭”对于家庭社会经济地位较低的家长来说也有挑战。家庭缺失论强调,社会经济地位较低的家长对教育的重视程度不够,较少参与子女教育^⑨。家庭投资理论认为,家庭社会经济地位较高的家长的教育投资意愿和能力都较强^⑩。社会经济地位较高的家庭既可以通过课外补习、高质量学校教育、建立广泛多元的人际关系等方式为子女提供更多的发展资源,促进子

①安桂清、杨洋:《不同社会经济地位家庭的家长参与对子女学业成就影响的差异研究》,《教育发展研究》2018年第20期。

②C. Y. C. Chen, “Understanding school-family contact and academic and behavioral performance among adolescent students in Taiwan”, *International Journal of School & Educational Psychology*, Vol. 7, No. 1, 2019, pp. 42 - 55.

③李哲、张敏强、黄菲菲等:《家校合作对青少年学业成绩的影响:一个有调节的中介模型》,《心理科学》2019年第5期。

④吴重涵、王梅雾、张俊:《家校合作:理论、经验与行动》,南昌:江西教育出版社,2013年,第60—80页。

⑤李亚军、李启洪:《农民工子女家校合作状况的调查研究——以贵阳市四所农民工子女学校学生家庭为例》,《青年研究》2011年第4期。

⑥钱佳、郝以谱、崔晓楠:《学生家庭背景与家校合作育人中的教师行为》,《教育研究与实验》2021年第4期。

⑦田丰、静永超:《家庭阶层地位、社会资本与青少年学业表现》,《复旦学报(社会科学版)》2018年第6期。

⑧吴重涵、张俊、王梅雾:《家长参与的力量——家庭资本、家园校合作与儿童成长》,《教育学术月刊》2014年第3期。

⑨谢爱磊:《农村学校家长参与的低迷现象研究——专业主义、不平等关系与家校区隔》,《全球教育展望》2020年第3期。

⑩J. S. Coleman, “Social capital in the creation of human capital”, *American Journal of Sociology*, Vol. 94, 1988, pp. 95 - 120.

女的高质量全面发展^①；也可以基于家庭资本优势扩大家校合作的积极影响，形成有利的“代际闭合”^②，从而促进学生发展。但在我国，“再穷不能穷教育，再苦不能苦孩子”的思想在社会经济地位较低的家庭中更为根深蒂固，尤其是随着父母学历水平的普遍提高，社会经济地位较低的家长也对子女教育十分重视，积极投资子女教育，尽可能参与子女的学习和生活。上述观点仍有待实证数据的检验。据此我们提出如下假设：

假设2：家校合作对中小学生学习发展质量的影响针对不同家庭社会经济地位的学生群体存在异质性。

综上所述，关于家校合作行为频次与学生发展质量之间的关系的研究结论仍存在诸多不一致，且已有研究仅关注家校合作对学生发展单一指标的影响，尚未有研究系统分析家校合作对学生发展质量的综合影响。基于此，本研究拟构建“双减”之下中小学生学习发展质量指标体系并进行指数测算，在此基础上细致分析不同家校合作行为对中小学生学习发展质量的影响，并检验此种影响在不同社会经济地位的家庭中是否存在异质性，从而科学总结家校合作经验，并促进不同家庭社会经济地位的中小学生的学习发展，推动义务教育优质均衡发展。

二、研究设计

（一）数据来源

本研究所使用的数据为2022年南京师范大学家庭教育专项调查项目数据。该项目于2022年3月至10月对山东、江苏、云南省共18所学校的五年级和八年级的学生及其家长进行问卷调查，获取关于家校合作、中小学生学习发展指标和家庭基本情况等信息。为保护被调查者的隐私并消除其顾虑，问卷调查匿名进行并通过设置学生虚拟编号以实现学生和家长的匹配。经清洗异常值、删除无效问卷等处理，共获取学生和家長一对一匹配有效样本3366个。其中，小学生样本778个，占比23.11%；女生样本1366个，占比40.58%；农村户籍样本1995个，占比59.27%。

（二）工具质量说明

1. 家校合作量表

参考Epstein的经典测量框架和已有研究^③，本研究家校合作量表包含当好家长、相互交流、在家学习、参与决策、志愿服务和社区合作6个维度，共23个题项。量表采用5点计分，得分越高表示家校合作行为频次越多。其中，“当好家长”指帮助家长提升自身家庭教育素养，建立良好的家庭环境；“相互交流”指家校双方实现双向沟通交流；“在家学习”指引导家长让学生在家庭获得良好的成长体验与技能学习；“参与决策”指家长参与学校决策；“志愿服务”指组织家长志愿者支持学校工作；“社区合作”指识别、整合和利用社区资源与服务，共同促进学生进步。经检验，总量表和分量表的Cronbach's α 值在0.821—0.965之间。验证性因子分析表明，整体模型 χ^2 为69704.477 ($P < 0.01$)， χ^2/df 为275.512，由于样本量较大， χ^2/df 易受样本量影响，因此，对模型拟合度的检验要参考其他拟合指标。经检验，CFI、TLI分别为0.938和0.923，RMSEA为0.079，说明假设模型与样本数据的契合

① J. Heckman & Y. Rubinstein, "The importance of non-cognitive skills: Lessons from the GED Testing Program", *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, 2001, pp. 145 - 149.

② 赵延东、洪岩璧：《社会资本与教育获得——网络资源与社会闭合的视角》，《社会学研究》2012年第5期。

③ 张和平、刘永存、吴贤华等：《家校社协同育人对学业表现的影响——学习投入的中介作用》，《教育学术月刊》2020年第1期。

比较理想。此外,6个潜变量因子的平均方差提取值(Average Variance Extracted, AVE)为0.408—0.821,组合信度(Construct Reliability, CR)为0.769—0.923,说明量表具有良好的聚合效度或收敛效度。在判别效度或区分效度的检验中,各潜变量的AVE的开方值均大于各潜变量与其他潜变量的相关系数值,因此量表具有良好的判别效度或区分效度。由此可见,该量表符合测量学要求,信效度水平较好。

2. 学生社会情感能力量表

参考美国学术、社会和情感学习联合组织(Collaborative for Academic, Social, and Emotional Learning, CASEL)项目测量工具以及已有研究^①,本研究中的学生社会情感能力量表包括自我意识、自我管理、社会意识、人际交往和负责任决策5个维度,共31个题项。量表采用5点计分,得分越高表示学生社会情感能力水平越高。本研究将其处理为单一维度。经检验,量表Cronbach's α 系数为0.968。验证性因子分析表明,整体模型 χ^2 为78955.942($P < 0.01$), χ^2/df 为186.217,参考其他拟合指标,CFI和TLI分别为0.924和0.916, RMSEA为0.065,说明假设模型与样本数据的契合比较理想。由此可见,本研究中学生社会情感能力量表整体信效度水平较好。

3. 学生教育满意度

本研究学生教育满意度量表主要参考PISA和TIMSS等项目中的调查工具^②,共包含6个题项,本研究将其处理为单一维度。经检验,该量表Cronbach's α 系数为0.922,说明内部一致性高。验证性因子分析的结果显示,整体模型 χ^2 为14860.826($P < 0.01$), χ^2/df 为990.722,但参考其他拟合指标,CFI为0.990,TLI为0.979,均大于0.9;RMSEA为0.079,小于0.08,说明假设模型与样本数据的契合比较理想。由此可见,本研究中的学生教育满意度量表基本符合测量学要求。

(三)“双减”之下中小学生学习发展质量指数说明

本研究“双减”之下中小学生学习发展质量指标体系参见图1。针对适负发展,主观校内学习负担和主观校外学习负担分别由“校内作业给我带来过重的压力”“校外作业(包括课外辅导班作业、家长布置的作业、自主提升的作业等)给我带来过重的压力”两个题项测量,均采用五点计分,反向处理后为连续变量,取值越大,说明学生适负发展水平越高;而客观校内学习负担和客观校外学习负担分别由“你平均每天用于做校内老师布置的书面作业的时间”和“你每周参加家教补习或课外辅导班的时间”测量,将其处理为适度指标。参照《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》中“小学三至六年级书面作业平均完成时间不超过60分钟,初中书面作业平均完成时间不超过90分钟”的标准,将客观校内学习负担处理为连续变量,取值越大,说明越接近标准作业时间,学生越适负发展;针对客观校外学习负担,参考已有研究^③,本研究中将7小时作为每周校外补习的最佳时间。参照此标准,将客观校外学习负担处理为连续变量,取值越大,说明越接近最佳补习时间,学生越适负发展。针对优质发展,中小学生的学业表现由学生和作答的学生成绩在年级的排位反向处理后取均值,取值越大,说明学生的学业表现越佳。而中小学生的社会情感能力采用主成分分析的方法将量表中的各题项合成指数,取值越大,说明学生的社会情感能力越强。针对高效发展,中小学生的学习效率为

①I. Zych, et al., “Dimensions and psychometric properties of the Social and Emotional Competencies Questionnaire (SEC-Q) in youth and adolescents”, *Revista Latinoamericana de Psicología*, Vol. 50, No. 2, 2018, pp. 98 - 106.

②胡咏梅:《中小学生学习发展的影响因素测评工具研发与应用》,南昌:江西教育出版社,2023年,第79—96页。

③参见方晨晨、胡咏梅、张平平:《小学生能从课后学习时间里受益吗》,《湖南师范大学教育科学学报》2018年第1期;李佳丽、胡咏梅、范文凤:《家庭背景、影子教育和学生学业成绩——基于Wisconsin模型的经验研究》,《教育经济评论》2016年第1期。

学业表现和学习时间投入的比值^①,取值越大,说明学生学习效率越高;中小学生的教育满意度采用主成分分析的方法将量表中的各题项合成指数,取值越大,说明学生的教育满意度越高。

在完成各二级指标的清洗与赋值后,采用层次分析法测算指标权重,形成各一级指标指数和中小学生学习发展质量指数。我们编制问卷邀请专家对指标重要性两两比较,采用1—9标度。经一致性检验,有18人的填答结果符合要求。其中,中小学教师4人,教育研究者9人,教育行政人员1人,其他人员4人。基于这18位专家的打分情况,去掉最高分和最低分,取平均值作为最终的一级、二级指标重要性得分,通过比较判断矩阵计算出各级指标的权重系数。结果显示,针对适负发展,主观校内学习负担、客观校内学习负担、主观校外学习负担和客观校外学习负担的权重分别为37%、28%、20%和15%;针对优质发展,学业表现和社会情感能力的权重分别为35%和65%;针对高效发展,学习效率和教育满意度的权重分别为62%和38%。针对各一级指标及其权重:适负发展(33%)、优质发展(41%)和高效发展(26%),最终可合成中小学生学习发展质量指数。

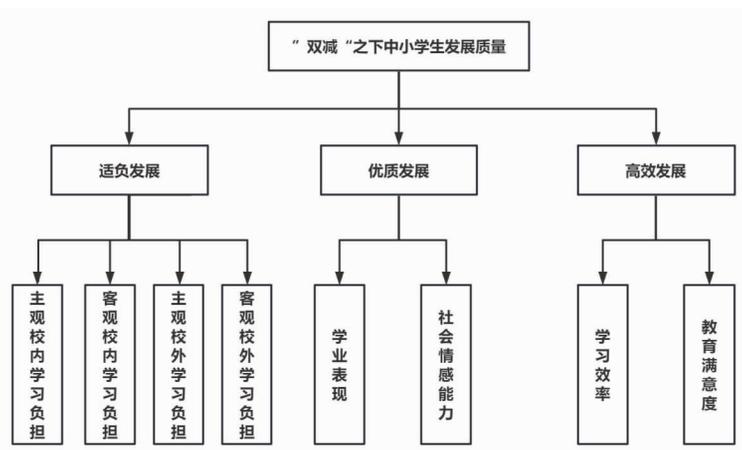


图1 “双减”之下中小学生学习发展质量指标构成

(四) 模型设定

1. 普通最小二乘法回归模型

为检验不同类型家校合作对中小学生学习发展质量及其分维度的影响是否存在差异,采用普通最小二乘法回归模型进行估计。参考已有研究,模型中控制了学生个体特征(包括性别、年级^②、是否寄宿生^③、是否独生子女^④)、学校特征(学校性质^⑤)、家庭特征(包括家庭结构^⑥、父母教育期望^⑦、家庭经济背景^⑧)变量。具体模型设定如下:

^①学习时间投入由“你每周参加家教补习或课外辅导班的时间”、“你平均每天用于做校内老师布置的书面作业的时间”和“你平均每天用于做校外作业(包括课外辅导班作业、家长布置的作业、自主提升的作业等)的时间”三个变量加总所得。

^②李美娟、郝懿、王家祺:《义务教育阶段学生学业成绩性别差异的元分析——基于大规模学业质量监测数据的实证研究》,《教育科学研究》2019年第11期。

^③姚松、高莉亚:《大规模兴建寄宿学校能更好促进农村学生发展吗?》,《教育与经济》2018年第4期。

^④韩雷、钟静英:《独生子女身份对非认知能力的影响——父母参与、家庭内部分工与子女尽责性特质》,《中国经济问题》2023年第1期。

^⑤王蕊:《城市随迁子女能力发展及其影响因素:不同就读条件下的实证分析》,《全球教育展望》2020年第5期。

^⑥张春泥:《当代中国青年父母离婚对子女发展的影响——基于CFPS 2010—2014的经验研究》,《中国青年研究》2017年第1期。

^⑦李佳丽、胡咏梅:《“望子成龙”何以实现?——基于父母与子女教育期望异同的分析》,《社会学研究》2021年第3期。

^⑧杨中超:《学生能力增值中的学校与家庭影响——基于中国教育追踪调查数据的分析》,《国家教育行政学院学报》2020年第8期。

$$HQD_i = \beta_0 + \beta_1 FSS_i + \beta_2 AGE_i + \beta_3 GRA_i + \beta_4 RES_i + \beta_5 OC_i + \beta_6 FS_i + \beta_7 EU_i + \beta_8 SES_i + \beta_9 SN_i + \varepsilon \quad (1)$$

公式(1)中下标*i*表示第*i*个学生样本,因变量*HQD*为中小学生学习发展质量及其分维度得分;核心解释变量*FSS*为家校合作及其分维度得分;控制变量*AGE*表示性别(男=1,女=0),*GRA*表示年级(八年级=1,五年级=0),*RES*表示是否寄宿生(是=1,否=0),*OC*表示是否为独生子女(是=1,否=0),*FS*表示是否来自完整家庭(是=1,否=0),*EU*表示父母教育期望(连续变量),*SES*表示家庭社会经济地位^①(连续变量),*SN*表示学校性质(公办=1,非公办=0)。

2. 门槛回归模型

为进一步检验不同类型家校合作对中小学生学习发展质量及其分维度的影响是否因家庭社会经济地位不同而存在门槛效应。本文借鉴汉森(Hansen)的门槛回归思想^②,构建门槛回归模型,其中最简单的单门槛回归模型如下^③:

$$HQD_i = \alpha_0 + \beta_1 FSS_i I(SES_i \leq \gamma) + \beta_2 FSS_i I(SES_i > \gamma) + \delta X_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

公式(2)中下标*i*表示第*i*个学生样本,因变量*HQD*为中小学生学习发展质量及其分维度得分。核心解释变量*FSS*为家校合作及其分维度得分;*X*为一组控制变量,包括性别、年级、是否寄宿、是否为独生子女、是否来自完整家庭、父母教育期望、家庭社会经济地位、学校性质;*SES*为家庭社会经济地位,为门槛变量。 γ 为未知的门槛值, $I(SES_i \leq \gamma)$ 和 $I(SES_i > \gamma)$ 是指示函数。在进行门槛回归分析时,需要对 γ 和 β 进行估计,并分别检验门槛效应及门槛值。

三、实证分析结果

(一) 不同类型家校合作对中小学生学习发展质量及其分维度的影响

由表1可知,家校合作总体得分对中小学生学习发展质量及其分维度均具有显著正向影响($P < 0.001$)。而针对不同类型的家校合作,当好家长对中小学生学习优质发展具有显著正向影响($P < 0.01$),但对学生整体发展质量及适负发展、高效发展均无显著影响;相互交流对中小学生学习发展质量以及高效发展均具有显著正向影响($P < 0.05$),但对学生适负发展、优质发展均无显著影响;在家学习对中小学生学习发展质量及优质发展、高效发展具有显著的正向影响($P < 0.01$),但对适负发展无显著影响;参与决策、志愿服务和社区合作对中小学生学习发展质量及各分维度均无显著影响($P > 0.05$),且大部分模型显示,志愿服务和社区合作的回归系数为负值。由此,仅部分证实了假设1。整体上,家校合作显著提升了中小学生学习发展质量,但参与决策、志愿服务和社区合作等家校合作类型并未发挥理想的效果。

控制变量的结果表明,不同性别的中小学生学习发展质量总体得分和优质发展得分不存在显著差异,但女生的适负发展得分显著($P < 0.01$)高于男生,而男生的高效发展得分显著($P < 0.001$)高于女生。说明男生相较于女生,大多承担着较重的学习负担,且这种负担很可能不符合其身心健康和长远发展,这可能与部分家庭“重男轻女”的思想有关。但男生的学习效率和教育满意度水平整体较高。年级比较发现,五年级和八年级学生整体发展质量和高效发展得分不存在显著差异,但五年级学生适负发展得分显著($P < 0.001$)高于八年级学生,但优质发展得分显著($P < 0.05$)低于八年级学生。这可能和随着年龄增长,学生社会情感能力不断发展有关。且由于中考升学等因素使得初中生比小学生要承担更重的学习负担。而非寄宿生的发展质量($P < 0.05$)和适负发展得分显著($P <$

^①SES 主要由父母学历、父母职业和家庭经济水平标准化后(0—100)合成。

^②B. E. Hansen, "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference", *Journal of Econometrics*, Vol. 93, No. 2, 1999, pp. 345 - 368.

^③本研究对单门槛、双门槛、三门槛回归模型均进行了检验和分析,这里为节省篇幅,仅呈现单门槛模型。

0.01)高于寄宿生,但二者的优质发展和高效发展得分均不存在显著差异,说明寄宿生承担着较重的学习负担。独生子女除了在高效发展得分方面显著低于非独生子女外($P < 0.01$),二者的发展质量及其他分维度得分均不存在显著差异。在家庭特征方面,完整家庭学生的发展质量及其分维度得分均显著($P < 0.01$)高于非完整家庭的学生;父母教育期望较高的学生的发展质量及其分维度得分均显著($P < 0.05$)高于父母教育期望较低的学生;家庭社会经济地位对学生发展质量以及适负、优质发展均存在显著正向影响($P < 0.01$),但对学生高效发展无显著影响。在学校特征方面,非公办学校学生的发展质量及适负、高效发展得分仍显著高于公办学校学生($P < 0.05/0.01$),但优质发展得分显著($P < 0.05$)低于公办学校学生。

表1 不同家校合作行为对中小学生学习发展质量及其分维度的影响

| 变量 | 发展质量 | | 适负发展 | | 优质发展 | | 高效发展 | |
|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 估计值 | 稳健标准误 | 估计值 | 稳健标准误 | 估计值 | 稳健标准误 | 估计值 | 稳健标准误 |
| 家校合作 | 2.539*** | (0.242) | 2.270*** | (0.398) | 2.962*** | (0.293) | 2.214*** | (0.268) |
| 当好家长 | | 0.020 (0.424) | | -0.010 (0.706) | | 0.058** (0.497) | | 0.009 (0.504) |
| 相互交流 | | 0.090* (0.450) | | 0.059 (0.757) | | 0.065 (0.526) | | 0.092* (0.513) |
| 在家学习 | | 0.132*** (0.531) | | 0.064 (0.899) | | 0.134*** (0.631) | | 0.113** (0.593) |
| 参与决策 | | 0.003 (0.395) | | 0.042 (0.672) | | -0.030 (0.462) | | -0.015 (0.453) |
| 志愿服务 | | -0.025 (0.280) | | -0.024 (0.462) | | -0.000 (0.328) | | -0.043 (0.337) |
| 社区合作 | | -0.022 (0.272) | | -0.023 (0.452) | | -0.027 (0.330) | | -0.014 (0.320) |
| 性别 | -0.251 (0.402) | -0.011 (0.401) | -1.924** (0.662) | -0.049** (0.663) | -0.138 (0.471) | -0.005 (0.471) | 1.694*** (0.461) | 0.061*** (0.459) |
| 年级 | -0.648 (0.527) | -0.027 (0.527) | -4.055*** (0.933) | -0.091*** (0.938) | 1.349** (0.625) | 0.035* (0.623) | 0.525 (0.546) | 0.014 (0.547) |
| 寄宿 | -1.356* (0.636) | -0.039* (0.638) | -2.924** (1.056) | -0.054** (1.059) | -0.410 (0.740) | -0.008 (0.743) | -0.853 (0.679) | -0.024 (0.698) |
| 独生子女 | -0.502 (0.528) | -0.019 (0.526) | -0.164 (0.903) | -0.004 (0.901) | -0.003 (0.625) | -0.003 (0.624) | -1.721** (0.598) | -0.053** (0.598) |
| 家庭结构 | 2.910*** (0.750) | 0.068*** (0.746) | 3.499** (1.269) | 0.052** (1.266) | 2.644** (0.848) | 0.051** (0.842) | 2.583*** (0.786) | 0.055*** (0.784) |
| 父母教育期望 | 3.818*** (0.356) | 0.203*** (0.361) | 1.382** (0.524) | 0.044* (0.530) | 5.877*** (0.486) | 0.263*** (0.491) | 3.661*** (0.330) | 0.177*** (0.337) |
| SES | 5.760** (2.059) | 0.045** (2.073) | 5.446 (3.448) | 0.026** (3.464) | 9.861*** (2.589) | 0.064*** (2.607) | -0.311 (2.292) | -0.000 (2.305) |
| 学校性质 | -1.062* (0.443) | -0.034* (0.442) | -2.938*** (0.752) | -0.066*** (0.755) | 1.134* (0.534) | 0.041* (0.535) | -2.143*** (0.482) | -0.065*** (0.479) |
| 常数项 | 26.484*** (2.327) | 28.067*** (2.336) | 44.082*** (3.629) | 43.765*** (3.637) | 20.291*** (3.129) | 19.289*** (3.144) | 13.915*** (2.310) | 13.101*** (2.334) |
| F | 43.010*** | 29.550*** | 19.630*** | 11.860*** | 37.340*** | 36.500*** | 33.460*** | 20.540*** |
| 样本量 | 3238 | 3238 | 3238 | 3238 | 3238 | 3238 | 3238 | 3238 |
| 调整后 R ² | 0.105 | 0.110 | 0.044 | 0.045 | 0.129 | 0.133 | 0.074 | 0.078 |
| VIF | 1.110 | 2.240 | 1.110 | 2.240 | 1.110 | 2.240 | 1.110 | 2.240 |

注:*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$,括号内为稳健标准误,下同。

(二) 家校合作对不同家庭经济地位的学生发展质量及其分维度的异质性影响

采用门槛回归模型分析家校合作对不同家庭经济地位的中小学生学习发展质量及其分维度的

影响是否具有异质性。经检验,针对不同家庭社会经济地位的中小學生,家校合作对其整体发展质量,以及适负、优质和高效发展的影响均存在显著的单一门槛、双重门槛和三重门槛效应。对门槛值真实性进行检验的结果表明^①,家校合作对不同家庭社会经济地位的中小學生的发展质量以及适负、优质和高效发展的影响并不具有三重门槛效应,但针对发展质量模型(1)其双重门槛值(g_1 和 g_2)显著且真实有效($g_1=0.505, g_2=0.744$),适负发展模型(2)中双重门槛值(g_1 和 g_2)显著且真实有效($g_1=0.471, g_2=0.764$),优质发展模型3中单一门槛效应显著且门槛值真实有效($g=0.505$),而高效发展模型(4)中双重门槛值(g_1 和 g_2)显著且真实有效($g_1=0.421, g_2=0.744$)。

表2 门槛回归模型估计结果

| 变量 | 发展质量(1) | 适负发展(2) | 优质发展(3) | 高效发展(4) |
|-------------------|------------|------------|------------|-----------|
| $SES < g_1$ | 2.877 *** | 2.683 *** | 3.325 *** | 2.840 *** |
| | (0.254) | (0.421) | (0.295) | (0.339) |
| $g_1 < SES < g_2$ | 2.307 *** | 2.027 *** | | 2.160 *** |
| | (0.248) | (0.412) | | (0.272) |
| $SES > g_2$ | 1.294 ** | -0.483 | | 0.913 |
| | (0.440) | (0.792) | | (0.480) |
| $SES > g_1$ | | | 2.651 *** | |
| | | | (0.290) | |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 截距项 | 21.900 *** | 37.560 *** | 16.480 *** | 9.620 *** |
| | (2.478) | (4.097) | (2.778) | (2.761) |
| R ² | 0.110 | 0.049 | 0.137 | 0.080 |
| F | 39.880 | 16.740 | 46.580 | 25.630 |
| N | 3238 | 3238 | 3238 | 3238 |

由表2门槛回归模型估计结果可知,针对不同家庭社会经济地位的中小學生,家校合作对其发展质量均产生显著的正向影响,但随着家庭社会经济地位的提高,这种正向影响程度呈递减趋势。这说明家校合作对家庭社会经济地位较低的中小學生的发展质量的回报率更高。分维度来看,随着家庭社会经济地位的提高,家校合作对中小學生适负发展、优质发展和高效发展的积极回报率均呈递减趋势。尤其是针对社会经济地位较高的家庭($SES > g_2$),家校合作对学生适负、高效发展的影响不再显著,对适负发展的影响甚至出现负值。这说明家校合作对家庭社会经济地位较高的中小學生的发展质量,尤其是适负发展和高效发展未产生预期的积极效果。控制变量的结果和表1基本一致,但家庭社会经济地位对学生发展质量及各分维度均存在显著正向影响。

四、结论与讨论

第一,虽然家校合作整体上能够提升中小學生发展质量,但参与决策、志愿服务和社区合作三类协同行为效果不佳。本研究发现,家校合作总体得分对中小學生发展质量及其分维度均具有显著正向影响,基本验证了交叠影响域理论。但具体到不同的家校合作类型,本研究发现,当好家长对中小

^①受篇幅所限,这里未呈现具体的门槛效应模型检验以及门槛值真实性检验的结果。如有需要,可联系作者:lijz1106@126.com.

学生优质发展具有显著正向影响;相互交流对学生整体发展质量以及高效发展均具有显著正向影响;在家学习对学生发展质量及优质发展、高效发展均具有显著的正向影响;但参与决策、志愿服务和社区合作对中小学生发展质量及各分维度均无显著影响,相关模型的回归系数甚至出现负值。经统计,与在家学习($\bar{X} = 3.796, \sigma = 0.879$)和当好家长($X = 3.788, \sigma = 0.801$)相比,家长参与决策($\bar{X} = 3.722, \sigma = 0.972$)、志愿服务($\bar{X} = 3.242, \sigma = 1.081$)和社区合作($\bar{X} = 3.474, \sigma = 1.188$)行为频次相对较低。说明我国中小学生家长参与和子女学习相关的事务较多,更愿意与学校协同提升子女学业成绩,而参与学校决策、志愿服务和社区合作等活动的平均频次较少。此外,在志愿服务方面,已有研究发现,家长志愿活动参与频次和学生学业表现之间呈现显著负相关^①。这可能是由于家长过于频繁地参与学校志愿活动,甚至成为“编外教师”,其目的往往是和教师保持较好的关系从而为子女获得更多的关注与支持,但往往效果不佳^②。在参与决策方面,和少数家长如家委会成员相比,大部分家长参与学校决策的机会较少,且家委会的成员选拔、工作流程等还缺乏制度化、科学化的标准。而与家校互动相比,当前我国家校社协同育人机制建立与完善的过程中,与社区的合作仍处于探索阶段。

第二,家校合作能够提升不同家庭经济地位的中小学生的的发展质量,但针对家庭经济地位较低的中小学生的回报率普遍更高,对家庭经济地位较高的中小学生的适负发展和高效发展未产生预期的积极效果。具体来说,随着中小学生家庭经济地位的提高,家校合作对中学生适负、优质和高效发展的积极回报率均呈递减趋势。尤其是针对社会经济地位较高的家庭,家校合作对中学生适负和高效发展的影响不再显著,对适负发展甚至出现消极影响。说明家校合作对家庭经济地位较高中小学生的的发展质量,尤其是适负发展和高效发展未产生预期的积极效果。我们猜测可能有如下几点原因:一是基于边际效应递减原理,家庭经济地位较低的中小学生的的发展质量得分(59.579)显著($P < 0.001$)低于家庭经济地位较高的中小学生的(62.357);家庭经济地位较低的中小学生的的家校合作得分(3.570)显著($P < 0.001$)低于家庭经济地位较高的中小学生的(3.739)。基数较小容易使得家校合作对家庭经济地位较低的中小学生的回报率更高。二是虽然基于教育机构歧视论,学校对家长参与存在选择性抑制,但随着父母学历的普遍提高,父母的教育参与意识不断觉醒,对子女教育的重视和投资意愿不断加强,和教师交流互动的能力和意愿也在提高。由此,在学校构建“家庭般的学校”的过程中更容易实现来自全体家庭的教育参与,并营造出让每个学生和家长感受到家庭般的受欢迎的氛围。而家庭经济地位较高的家长也可能忙于工作,参与家校合作的时间和精力有限,或者由于自身学历水平较高与教师的教育理念发生分歧,出现质疑教师教育教学工作、家校信任危机或矛盾等问题,不利于家校合作顺利开展。三是虽然根据家庭投资理论,家庭经济地位较高的家长的教育投资意愿和能力较强。他们可以通过课外补习等方式为子女提供更多的教育。但已有研究表明,家庭经济资本、文化资本较高的家长的教育焦虑更严重^③。部分家长由于教育焦虑,出现过度的家校合作行为,甚至主动成为“编外老师”,力求和教师保持较好的关系,为子女获得更多的关注与支持^④。但过于频繁的参与会给教师带来监督、沟通等压力及工作负担,也可能给予子女过高的教育期望,使子女产生过重的学业负担,不

①A. D. Stright & K. L. Yeo, “Maternal parenting styles, school involvement, and children’s school achievement and conduct in Singapore”, *Journal of Educational Psychology*, Vol. 106, No. 1, 2014, pp. 301 – 314.

②李佳哲、胡咏梅:《家校合作对城乡初中生学业表现的影响研究》。

③丁亚东、薛海平:《家长教育焦虑的现状、特征及影响因素——基于35162名家长的实证研究》,《首都师范大学学报(社会科学版)》2022年第5期。

④M. Landeros, “Defining the ‘good mother’ and the ‘professional teacher’: Parent-teacher relationships in an affluent school district”, *Gender and Education*, Vol. 23, No. 3, 2011, pp. 247 – 262.

利于学生适负和高效发展。

五、对策与建议

第一,进一步落实当好家长、相互交流与在家学习三类家校合作行动,优化参与决策、志愿服务和社区合作三类家校合作活动设计。本研究发现,当好家长、相互交流与在家学习三类家校合作有利于提升中小学生的的发展质量。 t 检验的结果表明,女生的家校相互交流(3.671)的平均频次显著($P < 0.05$)低于男生(3.736);非独生子女的当好家长(3.767/3.873)、相互交流(3.692/3.780)与在家学习(3.774/3.885)频次显著($P < 0.05$)较低;非完整家庭学生当好家长(3.694/3.796)得分显著($P < 0.05$)较低。由此,针对女生、非独生子女和非完整家庭的中小學生,应进一步落实当好家长、相互交流和在家学习三类家校合作行动,加强协同干预。学校应发挥主导作用,积极创新日常沟通途径,通过家庭联系册、微信、家访等方式,保持家校常态化密切联系,实现深度双向沟通交流,彼此了解学生在家、在校思想情绪、学业状况、行为表现和身心发展情况。此外,学校应发挥专业优势,加强教师家庭教育指导能力建设,积极开发网上学校平台,提供家庭教育指导线上资源,结合专家讲座、优秀家长分享等形式,帮助家长在家形成良好家庭氛围,提升家庭教育素养。此外,本研究发现,参与决策、志愿服务和社区合作三类家校合作未对中小學生发展质量产生显著影响,甚至出现消极影响。由此,应更新以上三类家校合作活动的设计理念并规范活动流程。学校应欢迎家长实质性地参与到学校的教育教学决策中。在志愿服务方面,既不能强制家长参与,也不能鼓励家长过度参与。此外,学校要统筹社会资源,积极拓展校外教育空间,建立相对稳定的社会实践教育基地并开发社会实践课程,主动强化校社间的沟通。

第二,密切关注不同家庭社会经济地位的中小學生及其家长的教育需求,个性化地加强家庭教育指导,促进学生发展,保障教育公平。本研究发现,虽然家校合作整体上能够提高不同家庭社会经济地位的中小學生的发展质量,但针对家庭社会经济地位较低的中小學生的回报率普遍更高,对家庭社会经济地位较高的中小學生的适负发展和高效发展未产生预期的积极效果。因此,针对不同家庭社会经济地位的家长可开展针对性的家庭教育指导活动,满足其个性化、多样化的需求。对于家庭社会经济地位较低的家長重在“赋权增能”,增强其家校合作意愿和能力,增加参与频次和质量。而针对家庭社会经济地位较高的家長重在“重塑观念”,帮助其树立科学的教育理念,引导其尊重个体差异,理性确定子女成长目标,规避教育焦虑心理,反思过度的、功利化的参与行为。明确家校合作边界,增强其对于教师的信任与理解。此外,设计家校合作活动时,应考虑家長参与的时间、能力等因素,如家庭社会经济地位较高的家長可能工作较为繁忙而时间不足、家庭社会经济地位较低的家長可能合作能力不足,因此应设计适合不同阶层家長参与的家校合作活动并提高活动质量。

本研究首次从学生发展质量视角综合考察不同类型家校合作的效果,并针对不同家庭经济地位的学生群体展开异质性分析,这是本文的主要贡献。但和已有大部分家校合作相关实证研究类似,本研究对家校合作的测量仅考虑了合作行为的频次,未对合作能力、认知和情感等维度进行充分讨论,后续研究可对此综合分析。此外,本研究使用的为自采的横截面数据,对于因果关系的揭示以及样本代表性问题有待完善。

(责任编辑:蒋永华)

The Influence of Home-School Cooperation on the Development Quality of Primary and Secondary School Students under the Policy of “Double Reduction”

LI Jiazhe, YAO Jijun

Abstract: Home-school cooperation is an important measure to implement the “double reduction” policy to enhance the development quality of primary and secondary school students. Based on large-scale survey data, this study constructed an index system for the development quality of primary and secondary school students under the policy of “double reduction”, comprehensively analyzed the impact of different home-school cooperation behaviors on the development quality of primary and secondary school students, and examined the heterogeneity of such impact on student groups with different family socioeconomic status. The main findings are as follows: (1) under “double reduction”, home-school cooperation can improve the development quality of primary and secondary school students on the whole, but the cooperative behaviors of decision-making participation, volunteer services, and community cooperation are less effective. (2) Home-school cooperation can enhance the development quality of students from various socio-economic backgrounds, with a generally higher return rate for students from lower socio-economic backgrounds. However, it did not achieve the expected positive effects on the adequate and efficient development of students from higher socio-economic backgrounds. Therefore, it is recommended to further implement home-school cooperative actions such as good parenting, mutual communication and learning at home, and optimize the design of activities such as decision-making participation, volunteer services and community cooperation. At the same time, we should pay close attention to the educational needs of primary and secondary school students and their parents with different family socioeconomic statuses, and strengthen family education guidance individually, so as to improve the development quality of students and ensure educational equity.

Keywords: “double reduction”; home-school cooperation; development quality of primary and secondary school students; family socioeconomic statuses; threshold regression

About the authors: LI Jiazhe, PhD in Education, is Lecturer at School of Education Science, Nanjing Normal University(Nanjing 210097); YAO Jijun(Corresponding Author), PhD in Education, is Professor and PhD Supervisor at School of Education Science, Nanjing Normal University(Nanjing 210097).