

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

李佳丽, 胡咏梅, 范文凤

[摘要] 本文基于 Wisconsin 模型, 引入父母和子女自我的教育期望作为影响学生学业成绩和影子教育参与的中介变量, 并探讨以往研究是否高估了影子教育对学生学业成绩的影响效应。研究结果表明: 父母受教育程度、家庭经济水平、父母教育期望与子女自我教育期望均对学生参与影子教育时间具有显著正向影响; 家庭社会经济地位通过父母教育期望和子女自我教育期望中介变量间接影响学生影子教育参与; 影子教育部分调节了父母的受教育程度、家庭经济水平等家庭背景变量对学生学业成绩的影响; 影子教育参与时间对学生学业成绩的影响呈现先升后降的非线性关系, 并且控制父母教育期望和子女自我教育期望之后, 影子教育参与时间对学生学业成绩的影响效应下降。本研究验证了 Wisconsin 模型在影子教育获得过程中的适用性, 教育期望尤其是学生自我教育期望是学生学业成绩和影子教育参与的关键中介因素, 并且发现已有研究在探讨家庭背景和影子教育对学生学业成绩的影响时, 高估了家庭背景和影子教育的影响效应。

[关键词] 家庭背景; 影子教育; 教育期望; 学生学业成绩; Wisconsin 模型

一、引言

Blau 和 Duncan (1967) 提出地位获得模型以后, 各国学者尝试在研究中加入新的变量, 希望对地位获得模型中没有讨论的部分 (中间机制) ——如家庭

[收稿日期] 2016-01-03

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“直面影子教育系统: 我国义务教育课外补习研究” (71373165), 北京师范大学“2011 计划”项目“影响学生发展的相关因素测评工具与诊断分析” (370331321)。

[作者简介] 李佳丽, 香港中文大学教育学院教育行政与政策学系, 电子邮箱地址: edu-happycharlie@gmail.com; 胡咏梅, 北京师范大学教育学部/首都教育经济研究院, 电子邮箱地址: huym 0718@bnu.edu.cn; 范文凤, 北京师范大学教育学部, 电子邮箱地址: fanaimiao@sina.com。

经济地位——对教育获得的影响机制进行进一步解释。其中,威斯康星学派^①的教育获得研究——Wisconsin 模型取得了突破性成果,影响深远。Wisconsin 模型主要关注社会心理因素对教育期望的产生和维持的影响,并将教育期望作为中介机制来解释家庭社会经济地位和智力因素影响教育获得的过程(Sewell et al., 2004)。早在1968年Sewell和Shah就着手对布劳-邓肯的地位获得模型进行修正(Sewell and Shah, 1968),将期望(aspiration)等社会心理因素纳入到模型中,发现家庭社会经济地位对学生教育的影响是通过父母教育期望和子女自我教育期望等中介变量发挥作用,父母对子女成就的期望对子女成长过程中的自我期望、教育和职业成就具有重要影响(Sewell and Hauser, 1980)。

私人课外补习(private supplementary tutoring)^②因仿效正规教育体系,补习内容随着正规教育体系课程内容的改变而改变,规模随着正规教育体系的生源扩大而扩张,因而被喻为“影子教育”(Stevenson and Baker, 1992; Bray, 1999)^③。通过文献分析,我们发现以往影子教育研究多聚焦于家庭背景对影子教育的影响效应(或影子教育参与的阶层化)研究,如家庭社会经济地位、父母职业和受教育程度、家庭结构、兄弟姐妹数、家庭居住地等对影子教育获得机会的影响(Tansel and Bircan, 2008; Jelani and Tan, 2012; Bray et al., 2014; 薛海平和丁小浩, 2010; 楚红丽, 2009),以及影子教育对学生学业成就的影响(胡咏梅等, 2015; 薛海平, 2015)和升学机会的影响(Zhang, 2013; 黄毅志和陈俊伟, 2008),少有研究涉及影子教育参与阶层化的中介因素和影子教育对学生发展的中介因素。

国内在探讨家庭社会经济地位、父母和子女教育期望、学生学业获得和学生学业成就方面的研究发现,父母受教育程度、父母职业和家庭收入等家庭社会经济地位越高的学生,父母教育期望越高,进而影响子女自我教育期望,对学生学业成就产生显著的促进作用(胡咏梅和杨素红, 2010; 庞维国等, 2013)。而且有研究发现,在控制了课外补习和家长教育期望之后,父亲的受教育程度对学生数学和语文成绩都有显著的正向预测作用(薛海平, 2015),这表明家庭社会经济地位对学生学业成就有直接影响。Wisconsin 模型认为,教育期望作

① 威斯康星学派早期基于威斯康星大学在学校主管部门的支持下开展的一项公立、私立、教会学校高中高年级学生的大学教育计划的调查(Wisconsin Longitudinal Study, WLS)数据进行教育获得研究,主要关注教育期望的产生和维持机制。

② 国内不少学者将私人课外补习简称为课外补习或教育补习,本文中私人课外补习(或简称课外补习)是指需要付费的发生在学校正规教育之外的与学校课程或升学考试相关的学业补习,亦称“影子教育”。

③ 本文中课外补习特指需要付费的学业补习,因而与“影子教育”混用。

为家庭背景和智力的中介变量,对教育获得有非常强的影响。由此我们推测:家庭社会经济地位可能通过教育期望对课外补习参与和学生学业成就产生间接影响。

基于上述分析,我们认为,研究影子教育参与的影响因素以及影子教育对学生发展的影响效应时必须正视两个问题:(1)家庭社会经济地位等家庭背景变量是否通过中介变量如教育期望等因素影响影子教育参与机会?(2)影子教育、家庭社会经济地位等变量是否通过中介变量影响学生的学业成绩和升学结果?如果影子教育参与的阶层化和影子教育收益研究中都存在中介影响机制,那么以往研究可能存在着高估家庭背景对影子教育参与的影响,以及高估影子教育收益的可能性。本研究将基于 Wisconsin 模型,引入父母对子女的教育期望以及子女自我教育期望来深入剖析影子教育获得机制和影子教育对学生学业成绩的影响效应,以获得对影子教育获得的阶层化现象和影子教育收益的新的阐释。

二、文献回顾

(一)家庭背景对影子教育的影响效应研究及威斯康星地位获得社会心理模型

影子教育研究起始于1992年Stevenson和Baker对日本高中生补习状况的分析。研究结果表明,影子教育获得在不同家庭背景的群体间存在差异,家庭社会经济地位较高的学生比家庭社会经济地位低的学生参与影子教育的机会更大,如富裕和父母受教育水平高的家庭参与影子教育的可能性增加12% - 15%,这凸显了影子教育的阶层化现象。虽然Stevenson和Baker在分析过程中控制了个人和学校的部分变量如学生性别、学术地位、居住地和学校声誉等,但该研究并没有涉及其他可能影响影子教育参与的因素,如家庭结构、兄弟姐妹数、学校教育质量等。后续研究对影子教育获得的家庭背景差异和影子教育的影响效益持续关注,并对家庭结构、兄弟姐妹数、学校教育质量等因素进行了控制,但影子教育的阶层化现象依然存在。一项针对土耳其的影子教育研究(Tansel and Bircan, 2006)表明:父母受教育水平、家庭收入、家庭居住地、兄弟姐妹数、是否单亲妈妈等家庭背景因素对影子教育获得有显著影响。对爱尔兰的课外补习研究也发现家庭的社会经济地位与课外补习的相关性,与中产和社会底层家庭相比,社会地位较高的家庭支付得起数量更多、质量更高的课外辅导(Smyth, 2009)。Bray等人(2014)对中国香港中学生课外补习影响因素的研究指出,家庭收入是影响9 - 12年级学生影子教育获得的重要因素。

国内大量研究也印证了影子教育的阶层化现象。雷万鹏(2005)、楚红丽(2009)、薛海平和丁小浩(2010)、薛海平(2015)、胡咏梅等(2015)对不同地区、不同年级的学生课外补习研究表明,我国内地中小学家庭经济背景对影子教育参与可能性有显著的正向预测作用,即家庭经济背景越好,学生参加影子教育的可能性越大。薛海平在2015年的研究中得出推论:在义务教育主流学校体系均衡化水平不断提高的背景下,不同阶层家庭子女受家庭经济背景影响,获得课外补习的数量和质量存在的差距可能导致他们在未来学业成绩、入学和工作机会获得等方面存在差异,从而成为一种维持和强化社会分层的机制,课外补习也因此可能成为阶层差距在代际间维持和传递的一个重要通道。

Sewell 和 Shah 于1967年将教育期望纳入大学教育获得模型,构建家庭经济地位、智力、教育期望和大学教育获得的线性因果模型。研究发现,教育期望作为家庭背景和智力中介变量,对教育获得有非常强的影响,也即家庭经济地位越高,学生对大学教育获得期望越高,最终获得的大学教育机会也越多。在布劳-邓肯地位获得模型提出之后,威斯康星学派在早期模型上进行了拓展,添加职业获得作为最终因变量,增加了职业期望、学术表现和重要他人影响等自变量(Sewell et al., 1969),不断对模型进行修正,最终于1970年形成“威斯康星地位获得社会心理模型”(Sewell et al., 1970),简称“Wisconsin 模型”(参见图1)。虽然此后许多学者对此模型不断进行修正,但教育期望作为教育获得的重要解释变量以及家庭经济地位影响教育获得的中介变量作用一直存在,并且在巴西、以色列、加拿大、荷兰和日本等国的研究中获得了基本一致的结论(Campbell, 1983; Sewell and Hauser, 1980)。

Sewell 等人(1970)基于图1威斯康星模型路径进行分析,发现家庭经济地位会通过重要他人对子女的教育获得产生影响,重要他人如父母的教育期望会调节家庭经济地位对学生受教育年限的影响。此外,重要他人和教育期望会对以往学术表现对教育获得的影响起到调节作用,说明重要他人的影响和教育期望在子女的教育获得过程中有重要作用。而课外补习作为正规教育体系的“影子”,与正规学校教育获得一样代表子女的受教育机会,据此可以推测社会经济地位越高的家庭,父母和子女自我教育期望越高,对学业成绩的期待越高,那么子女参与影子教育的机会可能性就越大,家庭经济地位通过父母对子女教育期望与子女自我教育期望这两个中介变量对影子教育参与产生影响。虽然楚红丽(2009)、薛海平(2015)在研究中考察了父母教育期望对子女参加课外补习的影响,并且发现家长教育期望越高子女参加课外补习的可能性也越大,但两项研究并没有对子女的自我教育期望进行控制,也没有考虑

论并非因果推断。即使有些研究者利用加入工具变量或采用倾向分数匹配模型(Propensity Score Matching Model, PSM)部分解决内生性问题之后,影子教育的影响效应仍然没有统一的定论,如 Sunderman(2006)和 Dang(2007)分别将班内参加课外补习的同学比例和政府规定的每小时课外补习费用作为工具变量,对印度尼西亚和越南影子教育的影响效应进行估计,发现参与影子教育对学生的学业成就没有显著影响。

国内学者关于课外补习影响效应的研究结论也存在一定的差异。Zhang(2013)采用多水平线性模型和条件分位数回归模型分析济南高三学生的课外补习对高考成绩的影响,并用两个工具变量解决内生性问题。研究发现,整体而言课外补习对城市和农村学生的高考总成绩均没有显著的影响,但是对于来自薄弱学校或成绩较差的城市学生产生了显著的正向效应,对于农村某类中学学生的高考成绩甚至具有负向效应。胡咏梅等人(2015)采用两水平线性模型和 RPSM 模型,利用 PISA 数据对上海学生数学补习的影响效应进行研究,发现参加数学学科的补习并没有对数学成绩产生显著影响,但参加数学补习可以减小家庭社会经济地位带来的成绩差异,数学课外补习可以给低 SES 家庭学生带来更大的成绩收益,大约可以缩小高 SES 和低 SES 家庭学生近 8 分的差距。以上研究表明,补习对弱势学生群体——如来自薄弱学校或成绩较差的城市学生、低 SES 家庭的学生——的学业成绩有积极的影响效应。值得注意的是,国内学者关于影子教育影响效应的研究并没有对课外补习对学生学业成就的非线性影响进行估计。虽然胡咏梅等人(2015)将数学补习时间的平方纳入模型当中,补习时间对学生学业成绩呈现倒 U 影响趋势,但并没有发现显著的非线性影响效应。中国台湾学者关于课外补习的研究发现,课外补习时数对国中生学业成绩的影响呈现先升后降的非直线关系(江芳盛,2006;刘正,2006),适度的课外补习有助于提升高中生的学业成绩与上公立大学的概率,但过量的补习会降低高中生的学业成绩与上公立大学的概率(黄毅志和陈俊玮,2008)。课外补习的非线性影响研究更精确地对影子教育影响效应进行估计,但这些发现仍有可能高估课外补习的影响效应,因为以往的研究多数没有同时将父母教育期望和子女自我教育期望纳入模型中进行控制,而根据威斯康星模型的推论,课外补习对学生学业成绩的影响可能有部分是通过父母的教育期望和子女自我教育期望产生影响。

本研究将对课外补习对学生学业成就的非线性影响进行验证,并由威斯康星模型延伸探讨父母教育期望和子女教育期望是否是家庭社会经济地位对学生学业成绩影响的中介机制,从而更准确地对影子教育影响效应以及家庭社会经济地位对学生学业成绩的影响效应进行估计。因而,本研究除了检验前述假

设 1、2 外,还将检验如下研究假设:

3. 家庭社会经济地位显著地影响父母教育期望,也显著地影响子女自我教育期望,进而显著影响学生学业成绩。

4. 影子教育参与显著地影响学生的学业成绩。

5. 影子教育参与时间与学生学业成绩之间存在显著的非线性关系。

三、变量定义与分析方法

(一)数据来源与变量说明

本文使用数据为 2014 年北京师范大学中国基础教育质量监测协同创新中心与郑州市教育局合作实施的“郑州区域教育质量健康体检与改进提升项目”,项目测试对象为郑州市^①城区八年级学生(普测),调查内容主要包括学科测试和问卷调查。学科测试以国家颁布的各学科课程标准为依据,八年级涉及语文、数学、英语、科学和人文五门学科,测试内容包括学生在基础知识、基本技能方面所达到的水平。以往国内影子教育研究多关注语、数、外三科,本研究因变量取语、数、外三科的平均成绩^②。参加调查的是郑州所有的初中学校,共计 128 所,包括 50461 名学生,50461 名家长。剔除关于课外补习回答有缺失的样本以及学生与家长无法匹配的样本后,最终纳入分析的样本为 40011 个。本研究所涉及的变量定义如表 1 所示。

(二)分析方法

本文数据分析由三部分组成:第一部分,采用计量回归模型估计学生特征、家庭社会经济地位、家庭结构以及教育期望对学生影子教育参与的影响效应;第二部分,依据多重中介分析模型(方杰等,2014),探究父母教育期望和学生自我教育期望对学生参加影子教育的中介效应;第三部分,采用计量回归模型估计学生特征、家庭社会经济地位、家庭结构、影子教育参与以及教育期望对学生学业成绩的影响效应;第四部分,依据多重中介分析模型,验证家庭背景经由父母教育期望、学生自我教育期望的中介作用影响学生学业成绩的路径模式。

① 郑州是我国人口最多的省份河南的省会城市,河南省历年中考、高考人数在各省份中名列前茅,所以郑州中学生的升学竞争非常激烈,家长为帮助子女在升学竞争中取得相对优势,很可能会借助课外补习这一渠道。因此,本研究选择郑州中学生作为考察家庭背景和教育期望对子女参与课外补习以及课外补习效应的研究对象,具有典型性和代表性。

② 由于该项目问卷调查对学生参与课外补习时间的题目未区分补习学科,所以只能以多数学生通常补习的学科平均成绩作为测量学生补习成绩效应的因变量。

表 1 变量描述及编码方式

变量类型	说明	编码方式
学业成就	语、数、外三门学科的平均成绩(标准化)	连续变量
影子教育参与	以学生填答的实际每周参加的家教补习或课外辅导班的时间为测量变量 ^①	1. 影子教育参与时间为因变量时,将参与时间按照组中点数进行转换:没有 =0,3 小时以下(不含 3 小时) =1.5,3-6 小时(不含 6 小时) =4.5,6-8 小时(不含 8 小时) =7,8 小时及以上 =9.5; 2. 作为自变量时,做哑变量处理,以没有参加为参照组。
教育期望	父母教育期望以家长问卷填答的希望孩子上学的程度为测量变量 学生自我教育期望以学生问卷填答的计划上学的程度为测量变量	没有考虑过这个问题 =0(仅父母教育期望有该选项),初中毕业 =1,初中之后上中专或职高 =2,高中毕业 =3,上大学 =4,读研究生 =5
家庭背景	父母的职业	无工作 =1,农民称为农业劳动者 =2,工人、商业服务、进城务工人员等统称为非农业劳动者 =3,私营或个体经营者 =4,军人、政府工作人员等统称为政府普通公务员或事业单位普通职员 =5,教育、医务和科研人员等统称为专业人员 =6,企业管理人员或政府官员 =7
	父母的受教育程度	父母受教育程度分为五个类型:小学及以下 =1,初中 =2,高中(职高) =3,大专及本科 =4,研究生 =5
	家庭经济水平	家庭拥有物和旅游次数相加之后的标准分,某种程度上反映学生家庭经济水平的相对位置。其中是否有自己的独立卧室、是否拥有配有浴缸或是淋浴的卫生间、供学生学习和作业的个人电脑、是否有自己独立学习的房间、是否有单独练习的钢琴,没有 =1,有 =2;过去一年与家人一起旅游的次数,没有 =1,1-2 次 =2,3 次及以上 =3

① 为了避免统计的课外辅导时间包括由学校统一组织的不收费补习,本研究筛选样本时同时考虑每周实际参加家教补习或课外辅导时间题项 (IBXTIMW2) 以及参加补习的类型 IBXTYPE_3(一对一补习)和 IBXTYPE_4(课外补习班),删除参与补习时间大于 0 却没有选择 IBXTYPE_3 或 IBXTYPE_4 的样本。

续表

变量类型	说明	编码方式
家庭结构	双亲家庭, 亲生父母; 双亲家庭, 父母再婚; 单亲家庭, 父亲或母亲去世; 单亲家庭、父母离异; 其他。	在分析时以双亲家庭为参照组
兄弟姐妹数	0 个(独生子女) = 0, 1 个 = 1, 2 个 = 2, 3 个 = 3, 3 个及以上 = 4	
学生特征	性别	0 = 男, 1 = 女, 男生为参照组
	户口性质	0 = 农业户口, 1 = 非农业户口, 农业户口为参照组

四、实证分析结果

(一) 家庭背景、教育期望与影子教育

该部分用逐步检验的回归方法^①来探讨家庭背景、教育期望对影子教育参与的影响路径。由表 2 模型一结果可知, 家庭经济地位中的父母受教育程度、父亲职业地位、家庭经济水平均对学生参与课外补习的时间呈现显著正向效应, 家庭经济水平对课外补习参与时间的影响效应要大于父母受教育程度的影响效应。户口、家庭结构以及兄弟姐妹数等家庭背景控制变量对学生参与课外补习时间也存在不同程度的显著影响。比如农村户籍的学生参与课外补习的时间显著低于城市户籍的学生, 双亲家庭(父母为亲生)的学生参与课外补习的时间显著高于其他家庭的学生, 兄弟姐妹数越多的学生参与课外补习的时间越少。

模型二和模型三分别将父母对子女的教育期望和子女自我教育期望放入到模型中, 统计结果显示, 父母对子女的教育期望越高, 子女参加课外补习的时间越长。加入学生自我教育期望之后, 模型的拟合优度进一步提高(R^2 由 0.191 增加到 0.205)。学生自我教育期望对学生参与课外补习的时间有显著的影响, 父母的教育期望对学生参加课外补习影响效应显著, 但影响系数明显下降, 说明父母的教育期望可能通过对学生自我教育期望的影响, 间接对影子

① 参见方杰等(2014)关于中介效应检验最新发展的文章: 当自变量显著影响因变量, 控制中介变量之后, 主要自变量影响系数仍显著, 但系数绝对值变小, 则为部分中介过程; 若在控制了中介变量之后, 自变量影响系数不再显著甚至影响方向相反, 则为完全中介过程。

	模型一	模型二	模型三
性别(女生为参照)	0.068*** (0.027)	0.061*** (0.027)	0.048*** (0.027)
户口(农业户口为参照)	0.105*** (0.032)	0.109*** (0.032)	0.110*** (0.031)
家庭结构(双亲家庭,亲生父母为参照)			
双亲家庭,父母再婚	-0.020*** (0.083)	-0.018*** (0.083)	-0.016*** (0.082)
单亲家庭,父亲或母亲去世	-0.014** (0.128)	-0.014** (0.127)	-0.013** (0.126)
单亲家庭,父母离异	-0.016*** (0.073)	-0.014** (0.073)	-0.012** (0.072)
其他	-0.006 (0.143)	-0.003 (0.162)	0.000 (0.160)
兄弟姐妹数	-0.083*** (0.019)	-0.078*** (0.019)	-0.074*** (0.019)
父亲职业	0.074*** (0.011)	0.071*** (0.011)	0.065*** (0.011)
父亲受教育程度	0.053*** (0.019)	0.042*** (0.018)	0.025*** (0.018)
母亲受教育程度	0.079*** (0.018)	0.069*** (0.018)	0.059*** (0.018)
家庭经济水平	0.190*** (0.017)	0.183*** (0.017)	0.169*** (0.017)
父母对子女的教育期望		0.114*** (0.014)	0.042*** (0.016)
学生自我教育期望			0.151*** (0.020)
R ²	0.179	0.191	0.205
ΔR ²		0.012	0.015

注:1. *** 表示 $P < 0.001$, ** 表示 $P < 0.05$, * 表示 $P < 0.1$;2. 标准化回归系数,括号内为标准误;3. 为了避免多重共线性,本研究对模型中的相关变量如家庭背景和教育期望等自变量均经过去中心化处理。

教育获得产生影响。在控制了父母对子女的教育期望和子女自我教育期望之后,父母的受教育程度、父亲职业和家庭经济水平对学生影子教育参加时间影响效应都有不同程度的下降。这表明,家庭社会经济地位变量如父亲职业、父母受教育程度和家庭经济水平等可能通过父母对子女的教育期望和学生自我教育期望等变量间接影响学生课外补习参与,即教育期望在家庭社会经济地位与学生影子教育参与时间之间存在中介作用。

(二) 家庭社会经济地位与影子教育参与——教育期望的中介作用

表 2 的逐步回归模型结果表明,父母的教育期望、学生自我教育期望可能在家庭社会经济地位对学生影子教育参与的影响过程中起中介作用,即存在家庭社会经济地位→父母教育期望→影子教育参与,家庭社会经济地位→学生自我教育期望→影子教育参与的影响路径。因为父母教育期望和学生自我教育期望两个中介变量之间存在相互影响,并且表现出顺序特征(方杰,温忠麟等,2014),所以还可能存在家庭社会经济地位→父母教育期望→学生自我教育期望→影子教育参与的多重中介链路径。为了验证影子教育获得研究是否符合 Wisconsin 模型的推论,本研究根据柳士顺和凌文轮(2009)的中介效应方法分析构建如下图 2 的链式多重中介模型。

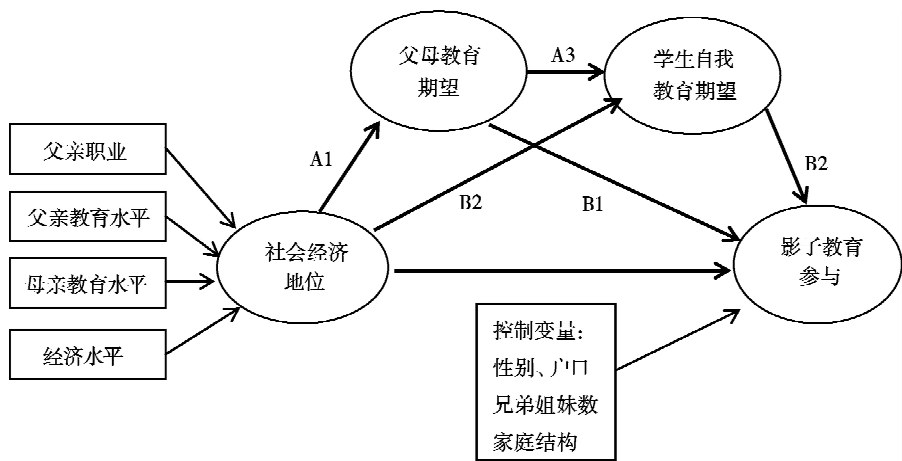


图 2 教育期望与影子教育参与的多重中介模型 (N = 40011)

本研究利用 MPLUS 采用偏差校正的百分位 Bootstrap 方法^①,分别计算各参数的估计值和校正后的中介效应值。若中介效应值的 95% 置信区间不包含

^① 以往中介效应检验通常采用 Sobel 检验方法,但由于该检验中用标准误构造置信区间和检验统计量可能有偏误,因而现在多数学者采用 Bootstrap 或者马尔科夫链蒙特卡洛方法。

0,则中介效应显著。这种方法利用原样本进行大量有放回的抽样得到一组估计值,以此构造中介效应的置信区间^①,提供了更全面可靠的信息,并可降低 I 型错误率、提高统计检验力。

表 3 利用 Bootstrap 方法对中介效应的显著性检验结果

路径	标准化的间接 效应估计	平均间 接效应	95% 的置信区间	
			上限	下限
家庭社会经济地位→父母教育 期望→影子教育(A1 * B1)	0.262 * 0.038 = 0.010	0.010	0.007	0.013
家庭社会经济地位→学生自我 教育期望→影子教育(A2 * B2)	0.279 * 0.136 = 0.038	0.038	0.035	0.041
家庭社会经济地位→父母教育 期望→学生自我教育期望→影 子教育(A1 * A3 * B2)	0.262 * 0.471 * 0.136 = 0.017	0.017	0.015	0.018
总体中介效应		0.065	0.061	0.068

注:CFI = 0.962,TLI = 0.942,RMSEA = 0.044,SRMR = 0.020。

由表 3 可知,总体和各中介效应的 95% 置信区间均不含 0,因此父母教育期望和学生自我教育期望在家庭社会经济地位对学生影子教育参与时间的影响过程中起到中介作用,并且中介效应均显著。因而,假设 1、2 得以验证。此外,学生自我教育期望的中介效应显著强于父母教育期望的中介效应,两者占总效应的比例分别为 58.46%、15.38%。并且父母教育期望通过影响学生自我教育期望对学生影子教育参与时间产生的中介效应(0.017),大于其直接对影子教育参与时间的中介效应(0.010),说明父母的教育期望更多是通过学生的自我教育期望对学生的影子教育参与时间产生间接影响。

(三)家庭背景、影子教育、教育期望与学生学业成绩

为了验证影子教育对学生学业成绩的影响效应是否被高估,影子教育对学生学业成绩的影响是否呈非线性趋势,笔者用逐层回归来探讨影子教育、教育期望对学生学业成绩的影响。在表 4 中,模型一表明父母的受教育程度和父亲职业地位均对学生学业成绩有显著的正向影响,父母受教育程度越高,父亲职业地位越高,子女学业成绩越高。家庭经济水平也对学生的学业成绩有显著的正向预测作用,但父母受教育程度对学生学业成绩的影响效应要远远高于家庭

① 即将全部 Bootstrap 样本的中介效应估计值从小到大排序,其中第 2.5 百分位点和第 97.5 百分位点就构成一个置信度为 95% 的中介效应置信区间。

经济水平。将影子教育参与变量纳入模型(模型二)之后,父亲和母亲的受教育程度对学生学业成绩影响效应仍然显著,但影响效应值略微减少,家庭经济水平对学生的学业成绩影响效应明显下降。说明影子教育参与部分调节了父母的受教育程度、家庭经济水平等家庭背景变量对学生学业成就的影响,即家庭社会经济地位部分通过学生参加课外补习间接对学生的学业成绩产生影响。由表 4 中模型二的结果可知,课外补习对学生的学业成绩有先升后降的非直线影响,相较于没有参与课外补习的学生,每周补习不到 3 小时的学生、补习 3 - 6 小时的学生学业成绩呈显著增加趋势,补习 6 - 8 小时的学生学业成绩收益略有下降,补习超过 8 小时之后的学生学业成绩收益则显著下降。至此,假设 5 得以验证,即影子教育参与时间与学生学业成绩之间存在显著的非线性关系。

表 4 家庭背景、影子教育、教育期望对学生平均学业成绩的影响

	模型一	模型二	模型三	模型四
性别(女生为参照)	0.205 *** (0.736)	0.190 *** (0.730)	0.175 *** (0.700)	0.146 *** (0.652)
户口(农业户口为参照)	-0.007 (0.857)	-0.026 *** (0.850)	-0.013 ** (0.815)	-0.003 (0.756)
家庭结构(双亲家庭,亲生父母为参照)				
双亲家庭,父母再婚	-0.024 *** (2.236)	-0.020 *** (2.206)	-0.016 *** (2.112)	-0.010 ** (1.956)
单亲家庭,父亲或母亲去世	-0.015 *** (3.419)	-0.012 ** (3.373)	-0.012 ** (3.229)	-0.010 ** (2.995)
单亲家庭,父母离异	-0.039 *** (1.967)	-0.035 *** (1.940)	-0.031 *** (1.858)	-0.027 *** (1.723)
其他	-0.029 *** (4.361)	-0.026 *** (4.303)	-0.019 *** (4.121)	-0.013 ** (3.823)
兄弟姐妹数	-0.097 *** (0.511)	-0.081 *** (0.507)	-0.074 *** (0.485)	-0.074 *** (0.485)
父亲职业	0.050 *** (0.288)	0.036 *** (0.285)	0.030 *** (0.273)	0.019 *** (0.253)
父亲受教育程度	0.167 *** (0.495)	0.158 *** (0.489)	0.132 *** (0.469)	0.089 *** (0.437)
母亲受教育程度	0.114 *** (0.481)	0.101 *** (0.476)	0.081 *** (0.456)	0.057 *** (0.424)

续表

	模型一	模型二	模型三	模型四
家庭经济水平	0.042 ** (0.476)	0.002 (0.466)	-0.007 (0.446)	-0.030 *** (0.415)
影子教育参与(没有参与为参照组)				
3 小时以下(不含 3 小时)		0.087 *** (1.087)	0.065 *** (1.044)	0.035 *** (1.044)
3-6 小时(不含 6 小时)		0.144 *** (0.995)	0.109 *** (0.958)	0.063 *** (0.958)
6-8 小时(不含 8 小时)		0.142 *** (1.311)	0.111 *** (1.261)	0.068 *** (1.261)
8 小时及以上		0.098 *** (1.577)	0.073 *** (1.516)	0.037 *** (1.516)
父母对子女的教育期望			0.271 *** (0.362)	0.084 *** (0.384)
学生自我教育期望				0.408 *** (0.518)
R ²	0.170	0.193	0.260	0.363
ΔR ²		0.023	0.068	0.103

注:同表 2。

模型三和模型四分别加入了父母对子女的教育期望和学生自我教育期望。结果表明,父母对学生的教育期望越高,学生的学业成绩越高。加入父母对子女的教育期望之后,家庭经济水平对学生的学业成绩影响显著性消失,说明父母对子女的教育期望与家庭经济水平相关,父母的受教育程度对学生学业成绩的影响效应虽然显著,但影响系数减小,说明父母对子女的教育期望部分调节父母的受教育程度对学生学业成绩的影响。当模型中加入学生自我教育期望之后,与模型三相比,模型的拟合优度进一步提高(由 0.26 增加到 0.363)。另外,在加入学生的自我教育期望之后,父母教育期望对学生学业成绩的影响作用下降,表明父母对子女教育期望除了对学生的学业成绩有直接影响之外,还通过子女自我教育期望产生间接影响。同时,家庭背景变量,如父亲的职业地位、父母的受教育程度和家庭经济水平对学生的学业成绩影响明显下降,家庭经济水平对学生学业成绩的影响效应变化最为明显,由显著的正向影响效应变为显著的负向影响效应。以上结果表明,学生自我教育期望部分地调节了家庭

背景对学生学业成绩的影响效应。此外,加入父母教育期望和学生自我教育期望之后,课外补习对学生学业成绩仍然呈现先升后降的非线性显著影响,但课外补习的非直线影响效应明显下降,不同补习时间的影响效应与模型二相比下降高达 200% - 300%,表明父母和子女的教育期望部分调节了课外补习对学生学业成绩的影响效应。据此我们推论,在探讨影子教育对学生学业成绩影响的研究中,如果没有控制父母对子女的教育期望和学生自我教育期望,会高估影子教育对学生学业成就的影响效应。模型二、三、四中影子教育参与时间变量的系数均显著为正,假设 4 得到了验证,也即影子教育参与显著地影响学生成绩。此外,由模型四中家庭背景变量的系数与教育期望的系数比较可知,父母教育期望、学生自我教育期望是影响学生成绩的更为重要的因素。

(四) 家庭社会经济地位与学生学业成绩——教育期望的中介作用

为了进一步验证学生学业成绩获得是否符合 Wisconsin 模型的推论,本部分将构建以学生学业成绩为因变量的链式多重中介模型。模型包含家庭社会经济地位→父母教育期望→学生学业成绩,家庭社会经济地位→学生自我教育期望→学生学业成绩,家庭社会经济地位→父母教育期望→学生自我教育期望→学生学业成绩三条影响路径(如图 3 所示)。

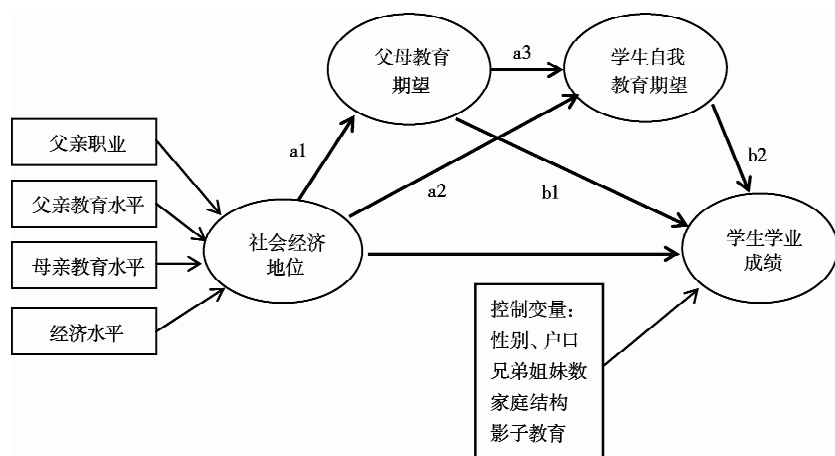


图 3 教育期望与学生学业成绩的多重中介模型 (N = 40011)

由表 5 可知,总体和各中介效应的 95% 置信区间均不含 0,因此,父母教育期望和学生自我教育期望的中介效应均显著。至此,假设 3 得以验证。由表 5 还可发现,学生自我教育期望的中介效应显著强于父母教育期望的效应,两者占总效应的比例分别为 61.1%、12.1%。并且父母教育期望经由学生自我教育期望的传递作用而影响学生学业成绩的中介效应(0.051)大于其直接对学生学业成绩的中介效应(0.023),说明父母的教育期望更多是通过学生的自我

教育期望对学生的学业成绩产生间接影响。

表 5 利用 Bootstrap 方法对中介效应的显著性检验结果

路径	标准化的间接 效应估计	平均间 接效应	95% 的置信区间	
			上限	下限
家庭社会经济地位→父母教育期望→学业成绩(a1 * b1)	0. 272 * 0. 084 =0. 0228	0. 023	0. 020	0. 026
家庭社会经济地位→学生自我教育期望→学业成绩(a2 * b2)	0. 29 * 0. 401 =0. 1163	0. 116	0. 111	0. 121
家庭社会经济地位→父母教育期望→学生自我教育期望→学 业成绩(a1 * a3 * b2)	0. 272 * 0. 465 * 0. 401 = 0. 051	0. 051	0. 048	0. 053
总体中介效应		0. 190	0. 185	0. 195

注:CFI = 0. 950, TLI = 0. 926, RMSEA = 0. 045, SRMR = 0. 02。

五、主要结论及讨论

本研究基于郑州市城区八年级学生及家长普查数据发现,父母教育期望和学生自我教育期望在家庭社会经济地位背景对学生学业成绩的影响中发挥了显著的中介作用。薛海平(2015)在控制了课外补习和家长教育期望之后,发现父亲的受教育程度对学生数学和语文成绩有显著的正向预测作用,家庭人均纯收入对学生的成绩并没有影响,但该研究并不能解释家庭收入对学生学业成绩没有影响还是通过父母的教育期望间接产生影响。本研究发现,家庭社会经济地位变量如父母的受教育水平、父亲职业和家庭经济水平除了直接影响学生学业成绩之外,还通过父母教育期望和学生自我教育期望间接影响学生学业成绩。研究结果还发现,家庭背景(如家庭结构、兄弟姐妹数、父亲职业、母亲受教育程度、家庭经济水平等)并不是学生学业成绩提高的主要预测变量,父母和学生自我教育期望是影响学生学业成绩的关键变量。笔者建议后续关于提升学生学业成绩的关键因素研究,需要从关注较难改变的家庭背景变量,转向关注弱势家庭背景群体可以改变的教育期望等心理变量。

本研究还发现,课外补习时间对学生学业成绩的影响呈现先升后降的非线性关系,这一结果印证了胡咏梅等人(2015)对课外补习倒 U 影响效应的推测,并且与中国台湾学者的研究结论相同(江芳盛,2006;刘正,2006)。

国内关于影子教育的诸多研究虽然发现家庭背景对影子教育参与有较大

影响,但并未从教育期望的角度加以解释^①。作为正规教育体系影子教育的课外补习因为没有能力的门槛,家庭背景对其影响作用应该更大,但关于教育期望对影子教育获得的影响作用研究相对较少。本文基于 Wisconsin 模型,从教育期望的视角出发,尝试构建家庭背景通过影响父母对子女的教育期望、学生自我教育期望最终影响影子教育参与的中介路径模型,对影子教育获得机制给予新的阐释。研究结果发现,家庭背景尤其是家庭的经济水平、父亲的职业对学生影子教育参与有明显的促进作用。根据以往的解释,家庭背景好、社会经济地位高的父母教育投入多,能够为子女创造更多的支持条件(王甫勤和时怡雯,2014),参与影子教育时间更长。但本文发现,父母和子女的教育期望对学生影子教育参与有重要的正向影响作用,尤其是学生自我的教育期望。相比自我教育期望低的学生,自我教育期望高的学生参与影子教育补习时间更长。另外,家庭背景除了直接影响影子教育参与时间,还通过父母对子女的教育期望和学生自我教育期望这一中介变量对影子教育参与产生显著的间接影响,这与国外围绕 Wisconsin 模型关于教育期望和教育获得的研究结论一致(Swell et al., 1980, 2004)。

另外,本研究发现,父母对子女的教育期望主要通过子女自我教育期望对学生的学业成绩和影子教育获得间接产生影响,这可能有以下解释:父母对子女的教育期望是子女教育期望产生和维持的重要机制,对子女教育期望越高的父母,将投注更多的精力参与子女的教育(Zhan, 2006)。父母教育期望对学业成绩和影子教育参与的影响过程主要通过两种途径实现:一方面,积极的教育期望影响父母的教育投入,包括增加课外补习投入、提供良好的物质条件以及投入更多的养育时间与精力(如与子女频繁的日常互动),从而有利于提高子代的学业成就和教育获得;另一方面,代际间传递价值观和偏好,父母的期望和观念通过家庭社会化影响到子女的价值观念和行为态度,子女习得了父辈的高教育期望水平,从而形成一种激励性的心理能量,重视并发展自身学业(Goodman and Gregg, 2009)。父母对子女的教育期望通过何种途径影响子女自我教育期望,进而影响学业成绩和影子教育获得,将成为后续研究的重点。

最后必须强调的是,课外补习与学生学业成绩之间可能互为因果关系(Zhang, 2011)。本研究以横截面数据做分析,可能对课外补习的影响效应估计

① 楚红丽(2009)、薛海平(2015)在研究中考察了父母教育期望对子女参加课外补习的影响,并得到家长教育期望对子女是否参加课外补习也有显著正影响,教育期望越高,子女参加课外补习的可能性也越大的结论,但这些研究并没有对子女的自我教育期望进行控制,也没有考虑到父母和子女教育期望的中介影响机制。

有一定偏误,若要更精确测量课外补习的影响效应,需要不同时间段的追踪调查数据。另外,教育期望作为社会心理学变量,学生会在不同学习阶段根据自己的学业成绩和家庭背景情况进行调整,产生新的教育期望(Jacob and Wilder, 2010)。因此,如果可以采用追踪的多阶段教育期望数据,学生学业成绩和影子教育参与的影响机制解释将会更为客观、精准。

[参考文献]

- 楚红丽,2009:《我国中小学生课外补习家庭之背景特征及个人因素》,《教育学术月刊》第12期。
- 方杰、温忠麟、张敏强、孙配贞,2014:《基于结构方程模型的多重中介效应分析》,《心理科学》第3期。
- 胡咏梅、范文凤、丁维莉,2015:《影子教育是否扩大教育结果的不均等——基于 PISA 2012 上海数据的经验研究》,《北京大学教育评论》第3期。
- 胡咏梅、杨素红,2010:《学生学业成绩与教育期望关系研究——基于西部五省区农村小学的实证分析》,《天中学刊》第6期。
- 黄毅志、陈俊璋,2008:《学科补习,成绩表现与升学结果——以学测成绩与上公立大学为例》,《教育研究集刊》第1期。
- 江芳盛,2006:《国中生课业补习效果之探讨》,《台北市立教育大学学报:教育类》第1期。
- 雷万鹏,2005:《高中生教育补习支出:影响因素及政策启示》,《教育与经济》第1期。
- 柳士顺、凌文轻,2009:《多重中介模型及其应用》,《心理科学》第2期。
- 刘正,2006:《补习在台湾的变迁,效能与阶层化》,《教育研究集刊》第4期。
- 庞维国、徐晓波、林立甲、任友群,2013:《家庭社会经济地位与中学生学业成绩的关系研究》,《全球教育展望》第2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。
- 薛海平,2015:《从学校教育到影子教育:教育竞争与社会再生产》,《北京大学教育评论》第3期。
- 薛海平、丁小浩,2009:《中国城镇学生教育补习研究》,《教育研究》第1期。
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Basic Books.
- Bray, M., 1999, "The Shadow Education System: Private Tutoring and Its Implications for Planners", *Fundamentals of Educational Planning Series*, Number 61.
- Bray, M., S. Zhan, C. Lykins, D. Wang and O. Kwo, 2014, "Differentiated Demand for Private Supplementary Tutoring: Patterns and Implications in Hong Kong Secondary Education", *Economics of Education Review*, 38: 24-37.
- Campbell, R. T., 1983, "Status Attainment Research: End of the Beginning or Beginning of the End?", *Sociology of Education*, 47-62.

- Dang, H. A. , 2007, "The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam", *Economics of Education Review*, 26(6) :683-698.
- Goodman, A. and P. Gregg, 2009, "Children's Educational Outcomes: The Role of Attitudes and Behaviours, from Early-childhood to Late Adolescence", *Final Report for the Joseph Rowntree Foundation*.
- Jacob, B. A. and T. Wilder, 2010, "Educational Expectations and Attainment", *National Bureau of Economic Research*, No. w15683.
- Jelani, J. and A. K. Tan, 2012, "Determinants of Participation and Expenditure Patterns of Private Tuition Received by Primary School Students in Penang, Malaysia: An Exploratory Study", *Asia Pacific Journal of Education*, 32(1) :35-51.
- Lee, C. J. , H. J. Park and H. Lee, 2009, "Shadow Education Systems". In G. Sykes, B. Schneider and D. N. Plank. (eds.) , *Handbook of Education Policy Research*, New York: Routledge for the American Educational Research Association, 901-919.
- Lee, J. T. , Y. B. Kim and C. H. Yoon, 2004, "The Effects of Pre-class Tutoring on Student Achievement: Challenges and Implications for Public Education in Korea". *KEDI Journal of Educational Policy*, 1(1) :25-42.
- Sawada, T. and S. Kobayashi, 1986, *An Analysis of the Effect of Arithmetic and Mathematics Education at juku*, Translated with An Ariel Word by Horvath, P. , Compendium 12, Tokyo: National Institute for Educational Research.
- Sewell, W. H. and R. M. Hauser, 1980, "The Wisconsin Longitudinal Study of Social and Psychological Factors in Aspirations and Achievements", *Research in Sociology of Education and Socialization*, 1:59-99.
- Sewell, W. H. and V. P. Shah, 1968, "Social Class, Parental Education and Children's Educational Aspirations", *American Journal of Sociology*, 68(5) :559-572.
- Sewell, W. H. , A. O. Haller and A. Portes, 1969, "The Educational and Early Occupational Attainment Process", *American Sociological Review*, 34(1) :82-92.
- Sewell, W. H. , A. O. Haller and G. W. Ohlendorf, 1970, "The Educational and Early Occupational Status Attainment Process: Replication and Revision", *American Sociological Review*, 35(6) :1014-1027.
- Sewell, W. H. , R. M. Hauser, K. W. Spriger and T. S. Hauser, 2004, "As We Age: A Review of the Wisconsin Longitudinal Study, 1957 - 2001", *Research in Social Stratification and Mobility*, 20:3-11.
- Smyth, E. , 2009, "Buying Your Way into College? Private Tuition and the Transition to Higher Education in Ireland", *Oxford Review of Education*, 35(1) : 1-22.
- Stevenson, D. L. and D. P. Baker, 1992, "Shadow Education and Allocation in Formal Schooling: Transition to University in Japan", *American Journal of Sociology*, 97(6) :1639-1657.
- Sunderman, G. L. , 2006, "Do Supplemental Educational Services Increase Opportunities for Minority Students?", *Phi Delta Kappan*, 88(2) :117.
- Tansel, A. and F. Bircan Bodur, 2008, "Private Supplementary Tutoring in Turkey Recent Evi-

dence on Its Various Aspects”, *Available at SSRN 1122804*.

Zhan, M., 2006, Assets, “Parental Expectations and Involvement, and Children’s Education Performance”, *Children’s and Youth Services Review*, 28 (8): 961-975.

Zhang, Y., 2011, “The Determinants of National College Entrance Exam Performance in China: With An Analysis of Private Tutoring”, *Unpublished Doctoral Dissertation*, Columbia University.

Zhang, Y., 2013, “Does Private Tutoring Improve Students’ National College Entrance Exam Performance? A Case Study from Jinan, China”, *Economics of Education Review*, 32:1-28.

Family Background, Shadow Education and Student Achievement: Based on Empirical Research of Wisconsin Model

LI Jia-li¹, HU Yong-mei², FAN Wen-feng²

(1. Graduate School of Education, Chinese University of Hong Kong;

2. Faculty of Education/Capital Institute for Economics of Education, Beijing Normal University;

3. Faculty of Education, Beijing Normal University)

Abstract: According to the viewpoints of Wisconsin Educational Attainment Model, this study brought in parental education expectation and student-self educational expectation as the mediating variables influencing shadow education attendance and student achievement, also intended to explore whether prior studies overestimated the effect size of shadow education. The analysis found that higher parental educational level and socioeconomic status of a family led to higher educational expectation of parents and students, which in turn led to an increase in student attendance time in shadow education, thus educational expectation was a mediated process between family social-economic status and student shadow education attendance. Family socioeconomic status had indirect effect on academic achievement through educational expectation of parents and students, which means educational expectation is the intermediated mechanism. Shadow education attendance mediated the effect size of family socioeconomic status on student achievement, and it had non-linear influence, first ascending and then descending, of student attendance in shadow education on student achievement. The non-linear influence decreased greatly when controlling educational expectation of parents and students. This study showed that Wisconsin Model was also suitable for shadow education attainment, that educational expectation, especially student-self educational expectation was the key variable explaining student achievement. And the prior studies exploring the influence of family background and shadow education on student achievement overestimated the effect size of shadow education.

Key words: family background; shadow education; educational expectation; student achievement; Wisconsin Educational Attainment Model