

# 学校投入与家庭投入哪个更重要？<sup>\*</sup>

——回应由《科尔曼报告》引起的关于学校与家庭作用之争

胡咏梅 元 静

(北京师范大学教育学部, 北京, 100875)

**摘 要:** 自《科尔曼报告》公布至今已经过去了半个世纪,但对于学生学业成绩来说,学校投入与家庭投入哪个更重要的问题在国内外学术界依然没有达成共识。本文利用我国东部和中部 5 省 16 个城市中小学校大规模测评数据,采用广义教育生产函数方法,运用两水平线性模型,分析了学校投入和家庭投入要素对教育产出(以学生学业成绩为代理变量)的影响效应。同时,采用 Shapley 值和 Owen 值分解技术,识别出对学校教育产出有较大影响的投入要素,得出以下 4 个方面结论:第一,除生师比之外,办学条件和教师质量等学校投入要素对教育产出结果有显著的正效应。第二,父母参与、父母教育期望等家庭投入要素对教育产出结果有显著的正效应。第三,对于小学平均学业成绩而言,来自家庭的相关投入更重要;对于初中平均学业成绩而言,则是来自学校的相关投入更为重要。第四,相比学校办学条件,教师质量对中小学校平均学业成绩变异的贡献度更大;而且,相比小学,教师质量对初中学校平均学业成绩变异的贡献度更大。基于实证研究结论,提出提高我国中小学教育生产效率的 5 点建议:一是调整义务教育资源配置结构,优先保障初中阶段学校教育投入;二是改善义务教育阶段教师的工资待遇和工作环境,以吸引更多高素质人才投入义务教育事业;三是通过校外教师专业发展培训、校本教研合作等途径切实提高教师队伍的教学策略水平,尤其要重视提高初中教师的教学策略水平;四是政府和相关部门应尽快出台有关家庭教育的制度规范,强化父母在家庭教育中的主体责任,督促父母积极参与子女教育生产过程;五是学校和社区应广泛开展家庭教育讲座和家庭教育实践培训活动,引导家长树立正确的家庭教育观,掌握科学的养育子女的方法,以提高学校教育和家庭教育联合生产的效率。

**关键词:** 学校投入;家庭投入;学业成绩;两水平线性模型;Shapley 值分解

## 一、引言

美国著名的教育经济学家埃里克·哈努谢克和德国经济学教授卢德格尔·沃斯曼因(2017)利用 1960—2000 年间 50 个国家和地区的认知技能和经济发展数据,以国际学生测试平均成绩为知识资本的代理变量,探究其与经济增长率的关系。研究发现,在其他方面相同的条件下,认知技能每提高一个标准差,经济增长率高出 2 个百分点。并据此得出,认知技能的差异导致了各国经济繁荣的显著差异。如能有效地提高学生的认知技能,教育政策将成为经济发展的一个重要因素。

然而,不同文化背景、不同经济发展水平的国家,公共教育的投入还是有明显差异的。以公共教育经费支出占 GDP 比例为衡量指标来考察各国对于公共教育投入的重视程度,正如图 1 所显示的那样,美国、英国、法国、芬兰 4 国的公共教育经费支出占本国 GDP 的平均比例为 4.5% 以上,并且有波动上升后下降的趋势。而对于中国、日本、韩国等深受儒家文化影响的东亚国家而言,家庭才是教育

<sup>\*</sup> 基金项目:国家社会科学基金教育学重大项目“教育适应中国人口结构发展趋势研究”(VGA190003)。

支出的主体,而并非国家,大量个性化的教育需求通过课外辅导达成。比如,中国、日本和韩国的课外补习机构盛行,几乎是每个孩子在正常学校授课之外都必须去的地方(胡咏梅,范文凤,丁维莉,2017)。马克·贝磊(Mark Bray, 1999)将此类与学校正规课程紧密联系的、以课业辅导为主的补充性教育称之为“影子教育”,并认为通常人们所计算的学杂费等并非学生接受教育所产生的全部成本,如果把接受影子教育的费用也考虑在内的话(即“教育全成本核算”)(马克·贝磊,2000),那么东亚国家的生均教育成本将显著提高<sup>①</sup>。由图1可以发现,自2001年到2016年间,日本、韩国的公共教育经费支出占本国GDP的平均比例在3.5%左右,远低于西方发达国家。中国直到2012年才赶上日本、韩国的平均水平,我国目前已经达到4%,但与西方发达国家相比,仍有一定的差距。尽管公共教育经费支出占GDP比例不及美国、英国等西方发达国家,但中国、日本、韩国等受儒家文化影响的国家在近几年(2009、2012、2015、2018)PISA测试中,均成绩不凡,位居前列(OECD, 2019),由此推测这些国家家庭教育投入发挥了重要作用。

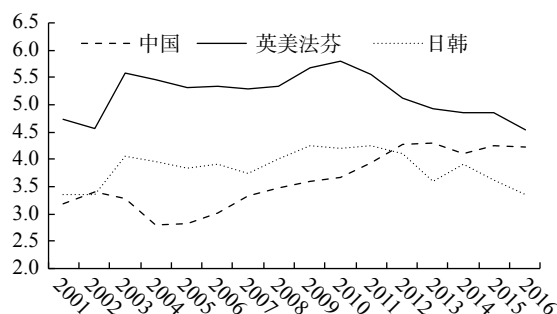


图1 主要国家公共教育经费支出占GDP比例

从如上国家层面的公共教育投入与学生认知技能的关系可以发现,学校教育投入与家庭教育投入对学生认知技能的提升均有重要作用。Coleman等学者在1966年针对美国不同族裔教育机会均等问题展开研究,发表了著名的关于教育机会平等的报告“*Equality of Educational Opportunity*”(Coleman, Campbell, & Hobson et al, 1966, 以下简称《科尔曼报告》),结果发现,学校资源投入只能解释学生学业成绩变异较小的部分,而学生的学业成绩更多地受到家庭和同伴因素的影响,这一结果引发了学术界对于学校教育作用的广泛争议和后续大量的验证性研究(Ferguson, 1991; Monk, 1992; Hanushek, 1997; Hedges, Laine, & Greenwald, 1994; 胡咏梅, 2007; 薛海平, 2007)。例如,汉纳谢克(Hanushek, 1997)在对美国及发展中国家教育生产函数研究成果进行综述后,得出“在学校资源和学生学业成绩之间没有强有力的自始至终的联系”的结论。《科尔曼报告》的贡献在于从投入与产出的视角对教育机会均等进行分析,引入学生学业成绩作为结果变量,即将结果均等纳入教育机会均等的范畴(杨文杰, 范国睿, 2019)。此后,大量实证研究将学生的学业成绩作为衡量教育质量的有效指标,一部分研究关注到家庭背景因素对学生学习和发展的影响,验证《科尔曼报告》的研究结果(Coleman, 1987; Caldas & Bankston, 1997; Sheldon & Epstein, 2005; Sewell & Shah, 1968);还有一部分研究对学校教育无效的结果产生质疑,通过不同的研究方法,选取不同学校的投入与产出指标对学校资源投入的有效性进行分析。例如,海吉斯等人(Hedges, Laine, & Greenwald, 1994)使用元分析(meta-analysis)方法对Hanushek所做的统计方法提出质疑,并重新分析。交叉研究的结果表明:生均费用每提高10%,学生的学业成绩提高一个标准差的2/3。蒙克(Monk, 1991)的研究表明,学校投入在控制了家庭背景后对教育产出有非常大的影响。胡咏梅、杜育红(2008)基于西部5省初中学校大规模测评数据,并建立增值模型研究发现,专任教师任职资格比例、少数民族专任教师比例、生师比、生均学校占地面积、生均教室面积等学校资源投入变量对初中学生的学业成绩影响显著,而生均经费、生均图书册数等资源变量对学生学业成绩的影响

响不显著。不过至今，国内外学术界对是学校投入还是家庭投入对于学生学业成绩的影响作用更大这个问题，尚未达成共识。

本文使用我国东部和中部地区 5 省 16 市中小学的大规模测评和调查数据，基于学校-家庭联合教育生产函数模型，检验是学校投入还是家庭投入对于学生学业成绩的影响效应相对更大；此外，进一步探究学校、家庭投入要素中，哪些要素对于学生学业成绩的影响效应相对更大；同时，考虑这两个方面的结论对于中小學生是否存在异质性。

## 二、理论基础与分析框架

### （一）广义教育生产函数与学校-家庭联合教育生产

最早的教育生产函数方面的研究要追溯到 1966 年美国的《科尔曼报告》。正如前文所述，尽管这份报告当时是为了调查美国学校机会均等问题而进行的以公平性为目的的研究，但是这份报告利用教育生产函数来探究学校投入与产出之间的关系，发现学校在决定学生学业成就上没有起到重要作用，而家庭及同伴关系是影响学生学业成就的重要因素。

教育生产函数是借用企业或厂商生产函数产生的。从经济学角度看，学校也是生产某种产品或服务的生产者。学校的投入包括教师、教辅人员、管理人员、教学设施、校舍等。学校产出主要是学生在认知、情感与动作技能等方面能力的提高，以及学校其他的产出。学校层面的教育生产函数是刻画学校投入与产出关系的数学模型。它也需要满足关于一般生产函数的 3 个假设<sup>②</sup>。它的一般形式为：

$$A_t = f(F_t, T_t, OS_t) \quad (1)$$

其中， $A_t$  表示一个学生在时间  $t$  所取得的学业成就； $F_t$  表示累积到时间  $t$  为止的，来自学生家庭方面的并对学生学业成就有影响的各因素，如父母受教育程度、家庭收入、家庭结构（是否单亲、家庭子女数等）以及家庭中所使用的语言等； $T_t$  表示累积到时间  $t$  为止的，由教师投入到一个学生身上的各因素，包括教师的资格、职称、学历、教学时间等； $OS_t$  表示学校的其他投入要素，包括班级规模、图书资料、课程、校舍面积等。

这种“投入-产出”的分析方法在教育研究领域称之教育生产函数。教育生产函数是将教育活动看作是一个投入和产出的过程，即教育活动是将教育资源投入转化为教育产品产出的过程，学校教育产出主要指学生在接受学校教育后，其认知能力与劳动技能等的提高及个体其他方面的产出（如社会交往能力、责任感、自信心等）。在国内外已有的教育生产函数研究中，多数研究是将学生的学业成绩作为教育产出的主要代理变量<sup>③</sup>，我们认为主要有两点原因：一是因为学业成绩与一系列的教育投入直接相关，如学校办学条件、生均经费、校长课程领导力、教师教学策略、教师教龄、教师工作时间、学生学习时间、学习策略等，并且教育过程是一个累积性过程，过去的投入会影响到学生当前的学业表现（Ferguson, 1991; Monk, 1992; Velz, Schiefelbein, & Valenzuela, 1993; Chiu, Chow, & McBride-Chang, 2007; Robinson, Lloyd, & Rowe, 2008; 胡咏梅, 杜育红, 2008; Caro, Lenkeit, & Kyriakides, 2016; 胡咏梅, 唐一鹏, 2018）。二是这一产出指标对学生在未来学校教育（如更高一阶段教育）和劳动力市场的成功有预测作用（埃里克·哈努谢克, 卢德格尔·沃斯曼因, 2017, 第 43, 100, 185 页; Hanushek, 2013; 胡咏梅, 唐一鹏, 2014）。综观国内外已有教育生产研究，教育生产函数分析所使用的教育投入主要包括学校方面的投入、教师方面的投入、学生家庭以及学生个体方面的投入，因而也被称为学校—家庭联合教育生产<sup>④</sup>。

Hanushek (1986) 等人在人力资本测量的研究中，拓展了教育生产函数的内涵，将通过教育获得的人力资本  $H$ （以认知技能作为代理变量）从家庭投入（ $F$ ）、学校投入（ $QS$ ）、个人能力（ $A$ ）和其他因素（ $Z$ ）等 4 个方面进行解释（ $v$  是随机误差），即下面的广义教育生产函数模型：

$$H = cF + d(QS) + eA + fZ + v \quad (2)$$



上面模型中从质量(Q)和数量(S)两个方面来度量学校投入,说明学校投入因素不仅重要,而且十分复杂。此模型与(1)不同之处在于如下3点:一是在模型(1)中教师因素(T)与学校因素(OS)是分开设的,而模型(2)中将学校与教师投入都归并为学校投入因素,这反映早期的教育生产函数研究更关注教师的作用,希望通过教育生产函数实证研究找到调整教师政策(如教师工资、教师入职资格、教师专业发展等政策)、改进学校教育质量的可靠证据,而 Hanushek 等人在研究人力资本对一国或地区经济增长的作用时,则更重视学校层面的公共投入政策,比如生均经费、高质量教师比例等;二是在模型(2)中将学校投入细分为质量(Q)与数量(S)两方面的投入要素,分别设立衡量指标,比如生师比是衡量教师投入的数量是否充足的指标,而本科及以上学历教师数则是高质量教师的衡量指标,从而可以考察师资投入数量还是师资投入质量对于学生认知能力的提升效应更大;三是模型(2)中拓展了影响学生认知能力的因素,加入了个人能力(A)和学校、家庭因素之外的其他相关因素(Z),因而,它是对模型(1)解释学生学业成就差异因素的拓展。模型(1)因为没有关注个体能力因素,容易产生对于投入要素效应评估的内生性问题。而且,学校和家庭投入要素之外的相关因素对于地区或国家层面的学生平均学业成绩的影响也是需要考量的,比如是否存在地区或国家层面的统考制度、是否存在分层分级教育<sup>⑤</sup>、一个地区或国家的经济发展水平等,都可能对一个国家或地区的人力资本水平(以学生平均学业成绩为代理变量)产生影响。此外,性别、家庭社会经济地位(SES)、家庭结构(如是否单亲家庭、家庭子女数)因素也可以纳入家庭投入之外的相关因素(Z),尽管这些是教育政策无法调控的因素,但已有不少研究(Coleman, 1987; Caldas & Bankston, 1997; 胡咏梅, 杜育红, 2009; 李佳丽, 胡咏梅, 范文凤, 2016; 郑磊, 翁秋怡, 龚欣, 2019)表明,这些无法操控的个体因素也会对学生学业成绩产生显著影响。

本研究采用广义教育生产函数分析方法,重点厘清各项家庭投入要素和学校投入要素(数量因素、质量因素)对学生学业成绩的影响程度,探究家庭投入和学校投入要素对学生学业成绩差异的解释度,从而比较家庭投入和学校投入对小学和初中教育产出(以学生学业成绩为代理变量)的重要性。

## (二) 社会资本理论

通常,在考察各种因素对学校教育成就的影响时,“家庭背景”作为区别于学校教育的因素,被认为是一个单一因素。但是, Coleman(1988)认为“家庭背景”不是单一因素,可以分解成3个组成部分——物质资本、人力资本和社会资本。物质资本通常使用家庭财富和收入来测量,提供了促进目标达成的物质资源,在家庭内部包括固定的学习场所、学习资源(如电脑、互联网、学习材料、文具等)、解决学习问题的经济资源(如提供给子女的课外补习费)等。人力资本可以通过父母受教育程度和为儿童学习提供的潜在认知环境(如家庭内的学习氛围)测量;社会资本是存在于人际关系网络中能够作为资产帮助个体实现目标的社会资源结构。社会资本分为家庭内的社会资本和家庭外的社会资本两种。家庭内社会资本指家庭内的亲子关系,父母对子女教育的关注、期望、支持、投入与参与等等;家庭外社会资本指家庭所在社区内的人际关系。Coleman 认为父母人力资本对儿童学习和发展的积极影响需要以家庭内部的社会资本为前提,即如果父母没有参与到儿童的学习和生活中,父母拥有的人力资本将无法有效作用于儿童发展。

因而,基于社会资本理论,本研究在选取家庭投入的要素时,重点关注家庭内部的社会资本对教育产出的影响,即父母参与子女学习和生活、父母教育期望对学生学业成绩的影响<sup>⑥</sup>。此外,有关影子教育参与的影响因素的研究表明,家庭经济资本对于影子教育参与率有显著正向影响,而且家庭经济资本会影响影子教育的时长(李佳丽, 胡咏梅, 范文凤, 2016; Mark Bray, Zhan, S., et al, 2014)。由此,我们将参与影子教育的时长(即课外补习时长)作为家庭经济资本的代理变量,考察家庭对于子女教育的另一种投入方式——影子教育对于学生学业成绩的影响效应。综上,基于社会资本理论和学校-家庭联合生产理论,本文为回应学校投入与家庭投入哪个对于学生学业成绩的影响效应更大而构建如图2所示的分析框架<sup>⑦</sup>。

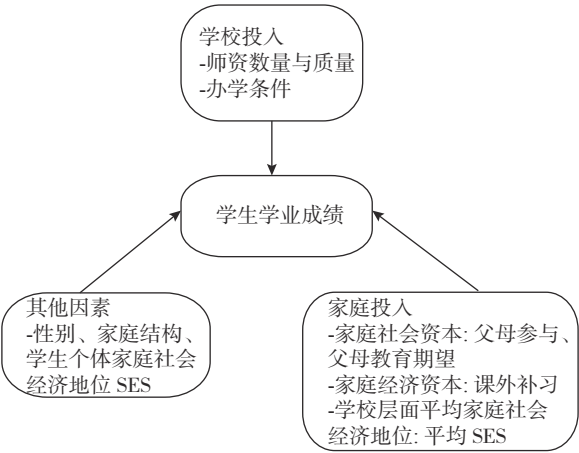


图 2 学校与家庭投入对学生学业成绩影响的分析框架

### 三、文献综述与研究假设

本部分内容围绕教育产出的测量、学校投入要素对学生学业成绩的影响、家庭投入要素对学生学业成绩的影响 3 个方面的相关研究展开综述,为回应研究问题所需要的计量模型的设定提供依据,为提出研究假设给予文献支撑。

#### (一) 教育产出指标的测量

关于教育产出的衡量与评价,学者从不同视角对其进行了分析。从经济学视角来看,索尔门指出教育投入的收益包括货币和非货币的产出结果,对于个人而言是指能够获得更高的收入和周全的思维能力,对于社会而言则意味着更高的生产率、更新的工业技术和更健康的公民(M.卡诺依, 2000, 第 141—143, 381 页)。而在人力资本视角下,OECD 等国际组织在进行教育指标分析时,将个体所具备的知识、技能、能力、预期寿命、个人幸福感、公民的社会融入情况等均纳入教育产出指标体系中(Chiappero-Martinetti & Sabadash, 2014)。

在教育生产函数中,尤其是分析中小学教育的投入与产出时,大量研究主要是将个体层面的认知能力和学业成就作为教育产出指标,而学生的标准化测验分数便是较早并且普遍使用的变量。Hanushek(1989)对美国 187 项已经发表的、关于教育投入产出的研究进行统计分析发现,超过 70% 的研究使用标准化测验分数作为教育产出的指标。Lamdin(1996)将阅读、数学测试成绩作为学生个体的教育产出指标;在学校层面,采用的产出指标为高于全国成绩中位数的学生占总数的百分比。Bowles, Gintis 和 Osborne(2000)指出学生测验成绩可以用于预测国家教育成就、劳动力存量以及个体的收入。还有部分学者使用学生态度、学生出勤率、毕业率和升学率作为衡量教育产出的指标。Murnane(1985)在研究中使用辍学率作为教育产出的重要测量指标。Knoepfel, Verstegen 和 Rinehart(2007)使用了多种产出指标,包括学生标准化测验成绩、辍学率、高中毕业后的教育获得情况等。Heckman, Stixrud 和 Urzua(2006)在研究中验证了非认知特质在预测教育获得、未来工资收入和社会行为上的作用,揭示了非认知能力的重要价值。此后,大量的实证研究关注到受教育个体的非认知能力,但是关于非认知能力的内涵,学术界尚未达成共识。

本研究将使用学生的标准化测验成绩作为教育产出变量,主要基于以下 3 方面考虑:第一,在中国的教育实践当中,考试测验是评判学生知识获得的主要工具之一,因此学生标准化测验成绩是教育生产结果的重要组成部分;第二,本研究选取的部分投入要素更多地与教育生产过程中知识的传递相关,因此使用标准化测验成绩作为产出指标更能有效分析投入要素的生产效率;第三,本文采用广义教育生产函数模型来分析学校投入、家庭投入对学生学业成绩的影响效应,也是借鉴了 Hanushek 对于广义

教育生产函数中因变量的选择。Hanushek 将人力资本的测量由平均受教育年限改为认知技能,并用国际数学、科学和阅读成绩测量指标作为模型中的因变量,具有3点优势(Hanushek & Woessmann, 2011):一是用成绩测量能够捕捉到学校努力传授的知识和技能的变化,从而将学校教育潜在的成果与随后的经济表现结合起来;二是通过强调教育的总效果,使这类方法涵盖了技能的各种来源——家庭、学校和能力;三是通过解释学校教育质量不同所造成的学生成绩差异,能够开展关于不同政策设计对学校教育质量影响的研究。

## (二) 学校投入要素对学生学业成绩的影响

自《科尔曼报告》发表以来,大量学者关注到学校资源(人力资源、财力资源、物力资源)与学生发展之间的关系,但是研究结论尚未达成一致。从学校物力资源投入对学生学业成绩的影响来看,《科尔曼报告》表明,控制学生个体和家庭因素后,包括校人均藏书量、实验室设施、课外活动数量、课程综合性、学校规模在内的学校设施和课程特征的差异所揭示的学生成绩的方差非常小。Hanushek(1989)同样通过梳理已有文献,结果支持了学校设施等物力资源变量均对学生成绩的影响不显著这一结论。我国学者利用中国部分省份的中小学大规模调查和测评数据进行分析也发现,学校物力资源投入对学生学业成绩的影响不显著(胡咏梅,杜育红,2009)。

近年来,我国义务教育实施标准化办学政策,各地中小学办学条件相差不大,而且基本完成了办学达标验收工作。《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》指出,推进义务教育学校标准化建设,均衡配置教师、设备、图书、校舍等资源,努力缩小校际、城乡、区域差异。2017年初,国家教育督导检查组对安徽、云南、山东、河南、重庆等省份或直辖市义务教育均衡发展督导的反馈意见中,均表明所检查的省市各县的小学、初中基本达到评估标准,小学、初中综合差异系数均达到了国家标准<sup>⑧</sup>。因此,本研究不再关注生均图书册数、生均校舍面积、生均教室面积等物力资源投入指标对学生学业成绩的影响<sup>⑨</sup>。

从学校财力资源投入对学生学业成绩影响来看,Hanushek(1989)根据已有研究发现,在控制家庭背景因素后,大量研究表明教师薪酬、生均经费等财力资源变量对学生成绩的影响不显著。Greenwald, Hedges 和 Laine(1996)对 Hanushek 的计数分析方法提出了质疑,他们采用了两种元分析方法——联合显著性检验和效应量估计,得出了相反的结论,结果表明生均费用每提高10%,可将学生学业成绩从50%提高到75%,可见学校财力资源投入与学生学业成绩存在显著的正相关。近几年基于教育生产函数方法的实证研究验证了这一观点。Holmlund 等人(2010)使用英国学生数据库的面板数据,在固定学校效应和时间趋势后,发现学校生均经费对学生的英语、数学和科学成绩均产生显著的正向效应,每个学生平均支出增加1000英镑,将使标准化考试成绩分别提高0.04、0.051和0.05个标准差。Nicoletti 和 Rabe(2017)在研究中处理了未观测变量的异质性,采用多种估计方法研究,学校生均经费对数学、英语和科学考试分数的影响,结果表明每个学生的支出增加1000英镑,导致考试分数的标准差增加约6%。由此来看,学校财力资源的投入对学生学业表现具有积极的作用。因此提出本研究待检验的研究假设1:

**假设1: 学校财力资源投入对学生学业成绩产生正向影响。**

**假设1a: 生均教育经费对学生学业成绩产生正向影响。**

不过,从已有研究来看,一个较为普遍的结论是,在学校投入中,相比于学校的物力投入和财力投入,人力投入即教师方面的投入对学生学业成就影响更大。李祥云和张建顺(2018)的研究发现,教育结果的12.6%的差异可以通过学校投入的线性组合来预测,其中教师数量和教师质量是影响学生成绩最重要的投入要素。在教师数量投入方面,教育生产函数中比较常用的指标为学校的生师比,关于生师比对学生学业成绩的影响尚未得到一致的结论。有的研究表明降低生师比对学生的学业成绩有显著的积极影响(Grubb, 2008),也有研究表明降低生师比并不能有效提高学生的学业成绩(Witte & Kor-telainen, 2013; Lounkaew, 2013),此外,Dincer 和 Uysal(2010)使用土耳其 PISA 2006 年数据发现,生师比



与学生学业成绩呈非线性关系，随着生师比的降低，学生学业成绩先提高后降低。本研究认为较高的生师比可能导致教师在教育教学过程中难以关注到每一个学生的学业表现，不利于开展满足学生个性化需求的教学活动，因此对学生学业成绩产生不利的影响。此外，本研究将引入薄弱学科教师充足度这一指标，探究学校师资完备情况对教育产出的影响。基于此，提出本研究的假设 2a 和 2b：

**假设 2a：生师比对学生学业成绩产生负向影响。**

**假设 2b：薄弱学科教师充足度对学生学业成绩产生正向影响。**

在教师质量的投入产出效率方面，许多实证研究验证了教师质量在提高学生学业表现中发挥的重要作用。Rivkin, Hanushek 和 Kain(2005)得出结论：每增加一个高质量教师至少能使学生成绩提高 0.11 个标准差。Clotfelter 等人(2007)选取教师工作年限、学历、教师资格证(teacher licensure)、国家委员会认证(National board certification)、教师测试分数和毕业院校质量等作为衡量教师资质的指标，利用北卡罗来纳州纵向调查数据进行分析，结果发现教师工作年限、拥有国家委员会认证、教师测试分数对学生数学和阅读成绩有显著的正向影响，教师学历对学生数学和阅读成绩有显著的负向影响，而且，其研究发现，对学历较高的教师的高薪酬激励没有发挥作用，除非能够保留有经验的高学历教师。Knoepfel(2007)采用典型相关分析方法，分析了学校资源投入和产出之间的关系，研究发现教师平均工资是投入指标中贡献最大的因子，他认为由于教师工资往往直接由教师工作年限和受教育水平来决定，因此常被用作教师质量的代理变量来识别高质量的教师。大量实证研究数据也表明教师工作年限和受教育水平对学生成绩产生了积极的影响(Wossmann, 2003; Grubb, 2008; 张咏梅, 郝懿, 李美娟, 2012)。此外，我国学者常常使用教师职称作为衡量教师资质的指标，有的研究表明教师职称比例对学生学业成绩的增长有显著的影响(张文静, 辛涛, 康春花, 2010)，也有研究表明教师高级职称对学生成绩的影响不显著(张咏梅, 郝懿, 李美娟, 2012; 薛海平, 王蓉, 2010)。除了衡量教师质量的特征变量外，本研究还关注到教师教学策略对学生学业成绩的影响。Schroeder 等人(2007)对 1980 至 2004 年间发表的以美国为样本的 62 份研究进行了元分析，据以估算不同教学策略对于学生科学成绩的平均影响效应。估计结果表明，提问策略的效应值为 0.74，操控策略的效应值为 0.57，拓展学习材料策略的效应值为 0.29，评价策略的效应值为 0.51，探究策略的效应值为 0.65，增强内容策略的效应值为 1.48，教学技术的效应值为 0.48，合作性学习策略的效应值为 0.95。Caro, Lenkeita 和 Kyriakides(2016)等人基于 PISA 2012 数据，探究了教学策略对学生数学成绩的影响，结果发现在教学过程中，教师引导学生思考、探究、解决问题的频率对于学生数学成绩有显著的正向影响，但边际效应随着频率的增加而递减。胡咏梅、唐一鹏(2018)利用大规模中小学生测评数据，发现教学策略对小学生的成绩有显著的正向影响，尤其是对于能力相对较低的小学生来说，教师教学策略的作用尤为重要。基于以上研究，本研究认为教师质量对学生学业成绩存在积极的影响，因此提出本研究的假设 2c、2d、2e、2f：

**假设 2c：教师学历水平对学生学业成绩产生正向影响。**

**假设 2d：高级职称比例对学生学业成绩产生正向影响。**

**假设 2e：教师平均教龄对学生学业成绩产生正向影响。**

**假设 2f：教师教学策略水平对学生学业成绩产生正向影响。**

### (三) 家庭投入要素对学生学业成绩的影响

20 世纪 60 年代，美国学者 Blau 和 Duncan(1967)提出地位获得模型，给出了以微观视角的家庭资源理论为主的解释逻辑，即以家庭所拥有资源的多寡来解释其子女的教育成就。本研究基于 Coleman 的社会资本理论，对国内外考察家庭投入要素对学生学业成绩影响的研究从经济资本、文化资本和社会资本 3 个方面进行梳理。

从家庭经济资本和文化资本的影响来看，Teachman(1987)研究发现美国父母收入对子女获得高中教育机会及其在高中阶段的学业成绩都具有非常重要的影响。McEwan(2003)使用智利八年级学生成

绩的调查数据研究表明,父母的受教育程度对学生的学业成绩有显著的正影响,且母亲的受教育程度影响更大。李春玲(2003)的研究发现从1940年代至1990年代,在前30年间,家庭经济资本和文化资本对个人教育获得的影响微弱,但经济资本对某些特殊人群(如农村和女性人口)有显著影响;在后20年间,家庭经济资本和文化资本对个人教育获得的影响逐渐增强。庞维国等人(2013)基于PISA数据研究家庭社会经济地位与学业成绩的关系,用父母的受教育水平、家庭学习用具、家庭财富、家庭藏书来评估家庭社会经济地位,研究发现这些指标均与学业成绩呈紧密的正相关关系。而薛海平(2018)基于CEPS大规模调查数据发现家庭经济资本对初中学生学业成就获得直接影响不显著,但可以通过影子教育产生间接影响。

在社会资本的影响方面,科尔曼提出家庭文化资本对学生学习和发展的影响需要以良好的社会资本为基础,Davis-Kean(2005)通过实证研究验证了这一观点,即家庭内部的社会资本对子女学业成就产生重要影响,并且可以作为中介变量,在家庭经济资本和文化资本对子女学业成就的影响中发挥中介作用。本研究主要关注到家庭内部的社会资本,即父母教育期望和父母参与。父母教育期望对子女教育结果的影响得到了较为一致的结论,即父母教育期望是学生学业成绩、学校毕业率和升学率等教育结果变量的重要影响因素(Spera, Wentzel, & Matto, 2009; 庞维国等人, 2013)。而且,初中阶段与中考、高考等升学选拔性考试更接近,因而,如若父母对子女未来就读最高学位有更高的期待,就会投入更多时间和精力关心、参与子女学习,或者通过购买课外补习服务给子女提供更多的学习机会,以期子女获得更高的学业成绩。由此,我们提出3a、3b研究假设:

**假设3a: 父母教育期望对学生学业成绩有正向影响。**

**假设3b: 相比小学生,父母教育期望对初中生学业成绩影响效应更大。**

在父母参与对学生成绩的影响方面,一个被广泛接受的结论是父母参与对学生成绩具有重要的影响。通常而言,父母对子女的学习和生活进行适度的参与有利于子女学业成绩的提高。但是由于学者们在研究中对父母参与分类和测量的不同,得出了略有不同的结论。Houtenville 和 Karen(2008)基于NELS数据建立教育增值模型,引入与子女讨论学校的活动、与子女讨论学习、与子女讨论选课、参加家长会、参加学校志愿活动作为父母参与的5个指标,结果表明除了参加学校志愿活动外,其他4项参与内容的频率均对子女成绩有正向的影响。Stewart(2007)在研究中则是使用“亲子讨论”的表述,发现家长参与子女教育的相关讨论,是提高学生学业成绩的有效工具。Topor 等人(2010)使用教师版本的家长-教师参与问卷(INVOLVE),从教师角度评估家长参与子女教育情况,建立多重中介模型,结果表明家长参与子女教育对孩子的学业表现和认知能力均有显著的积极作用,并且师生关系在其中发挥中介作用。李佳丽、薛海平(2019)基于CEPS两期数据,发现亲子陪伴(家长与子女一起吃饭、运动、读书)、亲子交流对孩子的平均成绩及各科成绩均有显著的正向影响,亲子活动(逛博物馆、科技馆等)仅对语文成绩有正向影响,而亲子监督(家长监督子女学习、指导作业)对平均成绩及各科成绩有显著的负向影响。由此可见,不同形式或内容的父母参与对学生的学业表现存在不同的影响,本研究将根据父母参与的内容是否与学习有关,将父母参与区分为参与子女学习和参与子女生活,基于以往的研究结论我们认为参与子女学习和生活均对子女的学业表现产生积极的影响。此外,也有研究表明,父母越早参与子女的成长与发展活动,对子女发展的影响越大。例如,Hango(2007)在研究中发现父母参与的频率能够减少家庭社会地位的劣势对儿童学业发展的影响,在儿童发展早期这种减弱作用更强。李波(2018)基于2016年北京市四年级和八年级的调查数据发现,亲子阅读和亲子交流对四年级学业成绩的影响大于八年级学生。由此可见,父母对子女教育生产过程的干预对心智发育尚不健全的低年级学生更为重要。因此提出本研究的假设4a、4b、5a、5b:

**假设4a: 父母参与子女学习对其学业成绩有正向影响。**

**假设4b: 相比初中生,父母参与子女学习对提升小学生的学业成绩更为有效。**

**假设5a: 父母参与子女生活对其学业成绩有正向影响。**



**假设 5b: 相比初中生, 父母参与子女生活对提升小学生的学业成绩更为有效。**

家庭对学生发展产生影响的路径除了通过父母参与和行为支持外, 还可以通过经济资源投入为子女提供有差异的教育机会, 如正规学校教育中的“名校”“重点校”和校外有偿性教育服务“课外补习”(李忠路, 邱泽奇, 2016)。因此, 在考察家庭投入时, 学生的课外补习机会是不可忽视的因素, 而且关于课外补习对学生学业成就的影响尚未达成一致的结论。Buchmann, Dennis 和 Roscigno(2010)等人根据美国全国纵向调查数据, 分析了课外补习现状及其对 SAT 分数和大学录取的影响, 结果表明昂贵的 SAT 课程对 SAT 分数和大学录取概率有中等程度的影响。Dang(2007)采用每小时家教费用数据作为课外补习质量的工具变量, 研究结果显示课外补习支出对越南学生的学业成绩排名有积极作用。胡咏梅、范文凤和丁维莉(2017)利用 PISA 2012 数据研究发现, 数学补习给上海家庭低 SES 学生会带来更大的成绩收益, 而且会缩小高 SES 学生与低 SES 学生成绩差距。方晨晨、胡咏梅和张平平(2018)将小学生的校内补习时间、校外补习时间纳入统一分析框架下进行研究发现, 校内补习时间对小学生学业成绩有显著的负影响, 校外补习时间对小学生学业成绩有显著的正影响。不过, 也有学者研究发现, 课外补习并不能提高学生成绩。例如, Smyth(2008)对爱尔兰学生补习现象研究发现, 接受过教育补习的学生与没有接受过的学生的期末考试成绩不存在显著性差异。李佳丽、何瑞珠(2019)基于 CEPS 数据, 将学生课外补习区分为工作日补习和周末补习, 研究结果表明周末参加补习对七年级学生的学业成绩有积极影响, 但是工作日参加补习对学生的学业成绩的影响显著为负。

尽管课外补习对学生学业表现的影响尚存争议, 但是从投入产出的角度来看, 学生在课外学业补习上的时间投入, 理应是作为一种学校教育的补充而对其学业的表现产生了积极影响。由此, 我们提出研究假设 6:

**假设 6: 课外补习时长对学生学业成绩有正向影响。**

**(四) 其他因素对学生学业成绩的影响**

在影响学生学业成绩的因素中, 除了以上论述的学校和家庭投入要素, 学生个体特征、家庭特征和学校特征也具有着重要影响, 应当作为控制变量纳入计量模型当中。学生性别是教育投入产出研究中常见的控制变量, 有研究表明女生的学业成绩显著低于男生(Mancebón, Calero, & at al, 2012; 李斌, 张文静, 辛涛, 2010), 但也有的研究结论相反(Dincer & Uysal, 2010), 还有研究表明男生女生没有显著差异(赵必华, 2013; 王红, 陈纯瑾, 杜育红, 2011)。在家庭特征方面, 家庭 SES 和家庭结构对学生的学业成绩发挥着重要作用。其中, 父母受教育程度和职业地位(Dincer & Uysal, 2010; Mancebón, Calero, & at al, 2012)、家庭内部的物质资源等也与子女学业成绩密切相关(Dincer & Uysal, 2010; Witte & Kortelainen, 2013; 薛海平, 王蓉, 2010)。Witte 和 Kortelainen(2013)在研究中发现完整家庭中学生的学业成绩要显著高于重组家庭, 而重组家庭又显著高于单亲家庭。陶东杰(2019)关注到同胞数量对青少年认知能力的影响, 研究表明对于七年级和九年级的青少年而言, 同胞数量越多, 认知能力越差。此外, 学校层面平均家庭 SES 也应当作为学校层面的控制变量纳入模型中, 其对学生学业表现具有极其显著的正向影响(Dincer & Uysal, 2010; Witte & Kortelainen, 2013)因此, 本研究也将如上变量(性别、学校层面平均家庭 SES、是否单亲家庭、是否独生子女)作为控制变量纳入计量模型中。

## 四、研究方法

**(一) 数据来源与样本分布**

本文使用数据来自 2016 年北京师范大学中国基础教育质量监测协同创新中心实施的“区域教育质量健康体检与改进提升项目”。该项目旨在通过基于严格抽样设计(3 阶段 PPS 抽样)的大规模测评来对我国基础教育质量进行评价, 以服务于地方政府改进与提升基础教育质量的需求。项目测试涵盖我国东部和中部地区 5 省 16 市, 共包含来自 1811 所小学的 160120 名四年级学生和 1095 所初中的 154604 名八年级学生。测查内容主要包括问卷调查和学科测试, 其中问卷调查对象包括学生、家长、教师和

校长。学科测试以国家颁布的各学科义务教育课程标准(2011年版)在学科内容领域和能力维度上的要求为依据,四年级涉及语文、数学和科学3门学科,八年级涉及语文、数学、英语、科学和人文5门学科。例如,数学试卷的基本框架是参照《义务教育数学课程标准(2011年版)》,其中内容领域包括数与代数、图形与几何、统计与概率;能力维度包括了解、理解、掌握和运用。经过对试卷测量学指标分析,各学科测试卷具有良好的信度和结构效度,测试题目的难度分布较广,题目区分度较好,每道题目的特征曲线形态符合项目反应理论的模型,每道题目的信息量能够满足测量学的基本要求。

由于样本的性别、是否为独生子女等变量有缺失,本研究样本量略少于总样本量。样本特征为:男生167900人,女生146707人,男生比例高于女生7.7%;其中独生子女96586人,占比30.7%,非独生子女217908,占比69.3%;单亲家庭学生26471,占比为8.4%,非单亲家庭学生占比为91.6%。

## (二) 变量说明

基于前面的文献综述和所提出的研究假设,参考Hanushek建立的广义教育生产函数模型,以分析学校教育投入、家庭教育投入对学生认知能力的影响效应。

$$Y_{ij} = c \cdot F_{ij} + d(QS)_j + f \cdot Z_{ij} + v_{ij} \quad (3)$$

其中, $Y_{ij}$ 代表第*j*所学校第*i*个学生的认知能力。借鉴Hanushek等学者的做法,本研究用标准化测验成绩作为代理变量。 $F_{ij}$ 代表来自于家庭方面并对学生学业成绩有影响的各种投入因素。在本研究中,基于Coleman社会资本理论,重点分析家庭内部的社会资本对学生学业成绩的影响效应,因而,我们将父母参与子女学习和参与子女日常生活变量以及父母教育期望变量作为家庭内部社会资本的测量指标;除此之外,以家庭教育支出为主的课外补习也是本研究关注的家庭投入要素。 $Q_j$ 、 $S_j$ 分别代表学校教育投入的质量、数量因素。通过梳理已有实证研究和回应前文所设立的一系列研究假设,本研究选取衡量学校教育投入质量的指标,包括教师本科及以上学历占比、高级职称占比、平均教龄、教师教学策略水平,而学校教育投入数量指标包括生均经费、薄弱学科教师充足度、生师比。 $Z_{ij}$ 代表学校、家庭教育投入之外的对学生认知能力有影响的因素,根据前文文献梳理,本研究将学生性别、家庭经济地位(SES)、家庭结构(如是否单亲家庭,家庭子女数)纳入模型中,作为控制变量。本研究所涉及的变量定义见表1。

## (三) 测量工具的编制与信度、效度

### 1. 教学策略量表的编制与信度、效度

教学策略是教学领域中运用广泛的一个术语,王国英、沃建中(2000)将其界定为教师为达到教学目标所采用的符合学生认知规律的教学方法、步骤与行为方式的综合。和学新(2000)认为教学策略是为了达成教学目的、完成教学任务,而在对教学活动有清晰认识的基础上对教学活动进行调节和控制的一系列执行过程。可见教学策略具有目的性和形式多样性,并且贯穿于整个教学活动之中。在教学策略的测量方面,PISA项目调查了体现“互动合作或者参与式教学”和“引导探究”的一系列教师教学行为;TIMSS项目主要通过教师问卷调查了引导、鼓励、注重探究等促进学生学习投入的具体行为;NAEP项目对教师教学策略的调查包括因材施教和教学反馈与调整内容。

本研究主要基于王国英、沃建中等人(2000)对教学策略的定义,并参考PISA、TIMSS和NAEP项目中关于教师教学活动和教学行为的测查,从“因材施教”“参与式教学”“引导探究”3个维度编制了学生评价的教师教学策略量表。其中,因材施教指的是教师鼓励学生使用适合自己的学习方法、发现学生学习上的优劣势、为不同的学生提出不同的学习建议、给学有余力的学生布置富有挑战性的学习任务、关注每个人的成长进步等。参与式教学是指全体师生共同建立民主、和谐、热烈的教学氛围,让不同层次的学生都拥有参与和发展机会的一种学习方式,是一种合作式或协作式的教学法,其表现形式通常为教师在课堂上组织学生进行分组学习活动,完成相同或不同的学习任务。引导探究指的是教师引导学生就某个问题进行讨论、将教学内容与日常生活相联系、引导学生思考和提出自己的观点、鼓励学生用不同的思路解决问题等。

表 1 变量说明

变量名	变量说明与计分方式
<b>结果变量</b>	
标准化测验成绩	统一测试的语文和数学成绩，分别将四年级和八年级学生样本的语文和数学成绩标准化，然后求取标准化成绩的均值
<b>学生水平</b>	
性别	源自学生问卷：0=男，1=女
是否单亲	源自学生问卷：0=非单亲家庭，1=单亲家庭
是否独生子女	源自学生问卷：0=非独生子女，1=独生子女
家庭SES <sup>⑩</sup>	源自学生问卷：由父母受教育水平、父母职业地位、家庭经济资源合成
课外补习时间	源自学生问卷：1=没有，2=3小时以下，3=3~6小时，4=6~8小时，5=8小时及以上。在计量模型中，以“没有参加补习”为参照组，构建“3小时以下”和“3小时及以上”2个虚拟变量
父母参与学习	源自学生问卷：由4个题目构成，5点计分“每天或几乎每天”→“从不或几乎从不”，反向计分后求取均值
父母参与生活	源自学生问卷：由5个题目构成，5点计分“每天或几乎每天”→“从不或几乎从不”，反向计分后求取均值
父母教育期望	源自家长问卷：1=初中，2=中专或职业高中，3=普通高中，4=大专，5=大学本科，6=研究生。在计量模型中，以“本科以下”教育期望为参照组，定义为0，“本科及以上”教育期望定义为1
<b>学校水平</b>	
是否初中	0=小学，1=初中
家庭平均SES	源自学生问卷：由学生层面SES汇总至学校层面家庭平均SES
本科及以上学历教师比例	源自教师问卷：0=本科以下学历，1=本科及以上学历。在计量模型中，汇总为学校层面本科及以上学历教师比例
高级职称教师比例	源自教师问卷：0=非高级职称，1=高级职称（小学包括一级、高级、正高级职称；初中包括高级和正高级职称）。在计量模型中，汇总为学校层面高级职称教师比例
教师平均教龄	源自教师问卷：少于1年定义为0.5年，20年以上定义为21年，其他各组取中值。在计量模型中，汇总为学校层面教师平均教龄
教师教学策略	源自学生问卷：教师教学策略量表由13个题目构成，5点计分：“从不”→“总是”，求取均值后，汇总为学校层面数据
生均教育经费 （单位：百元）	源自校长问卷：由校长汇报的学校总经费收入与学生总数之比合成
薄弱学科教师充足度	源自校长问卷：小学包括6门学科 <sup>⑪</sup> 教师充足度，初中包括9门学科 <sup>⑫</sup> 教师充足度，为4点计分：“严重不足”→“完全满足”，分别求取均值合成薄弱学科教师充足度
师生比	源自校长问卷：由校长汇报的学校学生数与教师数之比合成

教学策略量表的整体信效度检验结果参见表2。由该表可知，教学策略量表具有较高的内部一致性信度，Cronbach’s  $\alpha$  值为 0.935。CFA 检验结果表明，CFI= 0.975，TLI= 0.969，均高于 0.9，RMSEA= 0.033，小于 0.08，模型适配情况良好。

表 2 量表信效度分析

工具名称	内部一致性信度检验 (Cronbach’s $\alpha$ )	结构效度检验 (CFA)		
		CFI	TLI	RMSEA
教学策略	0.935	0.975	0.969	0.033
父母参与	0.814	0.954	0.936	0.044

2. 父母参与量表的编制与信度、效度

科尔曼将父母参与视为一种社会资本，将父母参与区分为家庭内部参与和学校与社区参与，这一概念在后来的研究中被广泛应用。Ho(1995)对父母参与的经典文献进行梳理，将家庭内部的父母参与



概括为父母作为孩子的教师、参与子女学习、与子女讨论学校的事情等内容,而学校和社区的父母参与包括参与学校志愿活动、参与学校决策、参加家长会等内容。Lau(2011)编制的学前儿童父母参与量表从内容上将父母参与分为生活指导、学习指导、家庭作业指导和家园沟通 4 个维度。

本研究中的父母参与主要是指家庭内部的父母参与,基于 Ho(1995)、Lau(2011)梳理的父母参与的活动内容,将父母参与划分为父母参与子女学习和父母参与子女日常生活两个维度。其中,父母参与子女学习主要指家长参与子女学习活动的频率和强度;父母参与子女日常生活指父母参与子女日常生活活动的频率和强度。并且,本研究参考 PISA 项目中与父母参与相关的测量内容,编制并修订了父母参与量表,共包含 7 个题项。

父母参与量表的整体信效度检验结果参见表 2。由该表可知,父母参与量表具有较高的内部一致性信度, Cronbach's  $\alpha$  值为 0.814。CFA 检验结果表明, CFI=0.954, TLI=0.936, 均高于 0.9, RMSEA=0.044, 小于 0.08, 模型适配情况良好。

#### (四) 计量模型

##### 1. 多水平模型

传统教育生产函数研究常用多元线性模型对引起学校产出变化的学校和家庭的投入要素进行效应估计,而鉴于学校和家庭投入要素数据往往具有多层嵌套结构,现代教育生产函数研究则引入多水平模型(HLM),以便较好地克服内生性和异质性问题。这两方面问题是教育生产函数研究需要考虑的关键问题。对于内生性问题,本文所使用的数据不包含先天能力、前期学习基础等信息,只能通过学生个体层面的变量(如家庭 SES、是否单亲、是否独生子女等)来进行控制,尽量降低由于内生性问题造成的估计偏误。对于异质性问题(特别是学校层面因素带来的异质性),HLM 模型能够起到较好的控制作用。本研究将采用如下两水平线性模型来分析学校投入、家庭投入对学生学业成绩的影响效应。

Level 1:

$$Y_{ij} = b_{0j} + b_{1j} \cdot PL_{ij} + b_{2j} \cdot PLF_{ij} + b_{3j} \cdot JYQW_{ij} + b_{4j} \cdot BX1_{ij} + b_{5j} \cdot BX2_{ij} + b_{6j} \cdot XB_{ij} + b_{7j} \cdot SES_{ij} + b_{8j} \cdot DS_{ij} + b_{9j} \cdot DQ_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma) \quad (4)$$

Level 2:

$$b_{0j} = C_{00} + C_{01} \cdot ZX_j + C_{02} \cdot ASES_j + C_{03} \cdot CJ_j + C_{04} \cdot BK_j + C_{05} \cdot JL_j + C_{06} \cdot JXCL_j + C_{07} \cdot SXJF_j + C_{08} \cdot SZCZ_j + C_{09} \cdot SSB_j + \mu_{0j} \quad \mu_{0j} \sim N(0, \tau) \quad (5)$$

$$b_{1j} = C_{10} + C_{11} \cdot ZX_j \quad (6)$$

$$b_{2j} = C_{20} + C_{21} \cdot ZX_j \quad (7)$$

$$b_{3j} = C_{30} + C_{31} \cdot ZX_j \quad (8)$$

将(4)(5)(6), (4)(5)(7), (4)(5)(8)分别合并,可以得到如下 3 个完整的两水平模型表达式(9)(10)(11):

$$Y_{ij} = C_{00} + C_{01} \cdot ZX_j + C_{02} \cdot ASES_j + C_{03} \cdot CJ_j + C_{04} \cdot BK_j + C_{05} \cdot JL_j + C_{06} \cdot JXCL_j + C_{07} \cdot SXJF_j + C_{08} \cdot SZCZ_j + C_{09} \cdot SSB_j + C_{10} \cdot PL_{ij} + C_{11} \cdot ZX_j \cdot PL_{ij} + b_{2j} \cdot PLF_{ij} + b_{3j} \cdot JYQW_{ij} + b_{4j} \cdot BX1_{ij} + b_{5j} \cdot BX2_{ij} + b_{6j} \cdot XB_{ij} + b_{7j} \cdot SES_{ij} + b_{8j} \cdot DS_{ij} + b_{9j} \cdot DQ_{ij} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

$$Y_{ij} = C_{00} + C_{01} \cdot ZX_j + C_{02} \cdot ASES_j + C_{03} \cdot CJ_j + C_{04} \cdot BK_j + C_{05} \cdot JL_j + C_{06} \cdot JXCL_j + C_{07} \cdot SXJF_j + C_{08} \cdot SZCZ_j + C_{09} \cdot SSB_j + b_{1j} \cdot PL_{ij} + C_{20} \cdot PLF_{ij} + C_{21} \cdot ZX_j \cdot PLF_{ij} + b_{3j} \cdot JYQW_{ij} + b_{4j} \cdot BX1_{ij} + b_{5j} \cdot BX2_{ij} + b_{6j} \cdot XB_{ij} + b_{7j} \cdot SES_{ij} + b_{8j} \cdot DS_{ij} + b_{9j} \cdot DQ_{ij} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

$$Y_{ij} = C_{00} + C_{01} \cdot ZX_j + C_{02} \cdot ASES_j + C_{03} \cdot CJ_j + C_{04} \cdot BK_j + C_{05} \cdot JL_j + C_{06} \cdot JXCL_j + C_{07} \cdot SXJF_j + C_{08} \cdot SZCZ_j + C_{09} \cdot SSB_j + b_{1j} \cdot PL_{ij} + b_{2j} \cdot PLF_{ij} + C_{30} \cdot JYQW_{ij} + C_{31} \cdot ZX_j \cdot JYQW_{ij} + b_{4j} \cdot BX1_{ij} + b_{5j} \cdot BX2_{ij} + b_{6j} \cdot XB_{ij} + b_{7j} \cdot SES_{ij} + b_{8j} \cdot DS_{ij} + b_{9j} \cdot DQ_{ij} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (11)$$

在上述模型中，第一水平为学生个体水平，第二水平为学校水平， $i$  表示学生， $j$  表示学校。 $Y_{ij}$  表示第  $j$  个学校的第  $i$  名学生的语文和数学标准化成绩平均分。在学生个体水平， $PL_{ij}$  表示父母参与子女学习变量， $PLF_{ij}$  表示父母参与子女生活变量， $JYQW_{ij}$  表示父母教育期望“是否为本科及以上”变量， $BX1_{ij}$  和  $BX2_{ij}$  分别表示补习时间为“3 小时以下（不包含 0）”和“3 小时以上”； $XB_{ij}$ 、 $SES_{ij}$ 、 $DS_{ij}$ 、 $DQ_{ij}$  均为学生层面的控制变量， $XB_{ij}$  表示学生的性别（1= 女生，0= 男生）， $SES_{ij}$  表示学生的家庭社会经济地位； $DS_{ij}$  表示是否独生子女（1= 独生子女，0= 非独生子女）； $DQ_{ij}$  表示是否单亲家庭子女（1= 单亲，0= 非单亲）。在学校水平， $CJ_j$  表示学校教师中具有高级职称的比例， $BK_j$  表示学校教师中具有本科及以上学历的比例， $JL_j$  表示学校教师平均教龄， $JXCL_j$  表示学生评价的教师平均教学策略水平； $SXJF_j$  表示生均教育经费， $SZCZ_j$  表示学校薄弱学科教师充足度， $SSB_j$  表示生师比； $ZX_j$ 、 $ASES_j$  为学校层面控制变量， $ZX_j$  表示是否为初中（1= 初中，0= 小学）， $ASES_j$  表示学校学生平均家庭社会经济地位。

在 (9) (10) (11) 式中，跨层交互项  $ZX_j \cdot PL_{ij}$ 、 $ZX_j \cdot PLF_{ij}$ 、 $ZX_j \cdot JYQW_{ij}$  的回归系数显著为正，则表明父母参与子女学习、父母参与子女生活、父母教育期望对于提升初中生的学业成绩更为有效；反之，则表明其对于提升小学生的学业成绩更为有效。

## 2. Shapley 值分解法

计量经济模型中，一般会在每个回归结果表格的最后一行给出拟合优度 ( $R^2$ )，但是每个自变量对因变量变异的贡献率却没有呈现，因此分辨不出各自变量对于因变量变异的重要程度。有学者提出了一种基于 Shapley 值的分解方法来解决此问题。该方法的基本思路是，通过计算组合博弈框架下各变量的边际贡献来进行分解。它首先在包含与不包含某变量的组合模型中测算  $R^2$  的变化， $R^2$  减少的程度与该变量的边际贡献成正比， $R^2$  减少越多，则该变量对因变量变异的贡献率越大 (Huettnner & Sunder, 2012)。

本研究通过使用 Shapley 值分解法来估算学校投入、家庭投入等因素对学业成绩变异的贡献度，并通过比较每类变量的贡献率，回答学校投入还是家庭投入对学校学生平均成绩影响更重要这一关键问题。其中，学校投入要素包括具有高级职称的教师比例、具有本科及以上学历的教师比例、教师平均教龄、教师平均教学策略水平、生均教育经费、薄弱学科教师充足度、生师比；家庭投入要素包括课外补习平均时长、父母参与子女学习平均得分、父母参与子女生活平均得分、父母教育期望在本科及以上的比例、家庭平均 SES。

具体来说，对于自变量的集合  $K = \{x_j\}$ ，假设  $\theta$  是自变量的一组排列，而  $\theta(j)$  表示变量  $x_j$  在  $\theta$  中的位置， $P(\theta, x_j) := \{x_p \in K | \theta(p) < \theta(j)\}$  表示排在变量  $x_j$  之前的变量集。因此在排列  $\theta$  中，变量  $x_j$  对于拟合优度的改变程度可用公式 (12) 衡量：

$$MC(x_j, \theta) = f(P(\theta, x_j) \cup \{x_j\}) - f(P(\theta, x_j)) \quad (12)$$

此处， $MC(x_j, \theta)$  被称为变量  $x_j$  在  $\theta$  中的临界贡献。把  $\Theta(K)$  作为  $K$  的所有组合排序，可以计算  $x_j$  的 Shapley 值：

$$Sh_{x_j}(f) = \frac{1}{|\Theta(K)|} \cdot \sum_{\theta \in \Theta(K)} MC(x_j, \theta) \quad (13)$$

更进一步，还可以根据自变量之间的预设关系对  $K$  进行分组（也称为先验分组），并计算各组变量的贡献率，也即 Owen 分解值。假设我们将排列  $\theta$  按  $g$  进行划分，得到有序分组  $\Theta(K, g)$ ，那么可以在 Shapley 值的基础上，利用公式 (13) 计算出 Owen 值。我们将利用 Owen 值比较小学、初中学校的家庭投入还是学校投入对于学生平均学业成绩变异贡献更大。

$$Ow_{x_j}(f, g) = \frac{1}{|\Theta(K, g)|} \cdot \sum_{\theta \in \Theta(K, g)} MC(x_j, \theta) \quad (14)$$

五、影响中小学学生学业成绩的要素分析

(一) 零模型参数估计结果

在多水平模型中,零模型(null model)是模型分析的前提,从表 3 可知,零模型的卡方检验 P 值小于 0.001,这表明该两水平模型显著有效。零模型估计得到的组内方差为 0.604,组间方差为 0.274,组内相关系数  $ICC=0.2738/(0.2738+0.6042)=0.3118$ ,这表明学生标准化测验成绩总变异中有 31.18% 来源于学校之间的差异。也就是说,学生学业成就在学校层面是存在显著差异的,学校特征对于学生学业成就具有统计学意义上的显著影响,因而适合采用多水平模型进行分析。

表 3 零模型参数估计结果

随机效应	方差	卡方统计量	P 值	ICC
Level1 variance	0.6042	81783.45	0.000	0.3118
Level2 variance	0.2738			

(二) 学校投入要素影响效应

表 4 呈现了学校投入对学生标准化测试成绩影响的 HLM 估计结果,其中模型 1 为基准模型,加入了本研究中的控制变量与家庭投入变量。结果发现,在学生个体水平,女生、独生子女、非单亲家庭的标准化测试成绩显著高于男生、非独生子女、单亲家庭,家庭 SES 越高,学生的标准化测试成绩越高。在学校水平中,作为控制变量的家庭平均 SES 对中小学生标准化测试成绩有显著的正向影响,这一结果与科尔曼的经典研究结论契合。《科尔曼报告》对影响白人学校学生学业成就差异因素的重要性进行了排序,其中最重要的因素是同学的社会经济背景差异。

模型 2 是在模型 1 的基础上在学校层面加入了教师数量(生师比与薄弱学科教师充足度)和财力投入(生均教育经费)变量,结果表明,在控制学生、家庭、学校特征及家庭投入变量后,在财力投入上,生均教育经费对学生标准化测试成绩产生了显著的正向影响,本研究假设 1a 成立,生均经费每增加 100 元,学生的标准化测试分数可以提高 0.0007 个标准差;在教师数量的投入上,薄弱学科教师充足度对学生标准化测试成绩具有显著的正向影响,生师比对学生标准化测试成绩具有显著的负向影响,本研究的研究假设 2a 和 2b 成立,这一结果符合实际情况,也与已有研究结论一致(Knoepfel, Verstegen, & Rinehart, 2007; Grubb, 2008),充足的教师数量可以保障教师在教育教学过程中关注到学生的个性化需求,及时关心学生的学业情况,从而有利于提高学生的学业表现。

模型 3 是在模型 1 的基础上在学校层面加入了学校教育投入中的教师质量变量,即本科及以上学历教师比例、高级职称教师比例、教师平均教龄、教师教学策略。结果表明,在控制学生、家庭、学校特征及家庭投入变量后,教师质量的 4 项指标均对学生标准化测试成绩具有显著的正向影响,即学校在教师质量上的投入水平越高,学生的标准化测试成绩也越高,本研究的研究假设 2c、2d、2e、2f 成立。这与前人的研究结论一致,教师学历、职称和工作年限等人力资本特征常被用作教师质量的代理变量,而教师质量是影响学生学业成就的重要因素(Knoepfel, Verstegen, & Rinehart, 2007; 薛海平,王蓉,2010),与低质量教师教授的学生相比,由高质量教师教授的学生更可能获得学业进步(Sanders & Horn, 1998; Sanders, 2000)。此外,教学策略作为教育生产中的过程性变量,同样是教师质量的反映,良好的教学策略有助于学生学业成绩的提升(唐一鹏,王闯,胡咏梅,2020;胡咏梅,唐一鹏,2018)。

比较模型 2 和模型 3 中第二水平模型的  $R^2$  大小可知,相比于学校教育投入数量因素,学校教育投入质量因素对于学生标准化测试成绩的解释力度相对更大。模型 4 在模型 1 的基础上加入了全部学校教育投入要素,模型 4 中学校投入的解释变量系数与模型 2、3 中相应系数相比,多数解释变量的系数稳定性较好,没有显著性的变化和符号方向的改变,系数大小相近,仅是生师比变量的系数不再显著。在实证研究中发现,生师比与学生学业成绩关联性较低的原因主要有两个方面:第一,这可能与我



国对中小师生师比有明确的规定有关,小学阶段生师比应达到 19 : 1,初中阶段生师比应达到 13.5 : 1,因此学校之间的生师比差异不大;第二,部分乡镇农村学校学生规模较小,生师比往往远小于教育部公布的生师比标准,但实际上这些薄弱学校的学生学业水平较低。

表 4 学校投入对学生标准化测试成绩的影响

固定效应	模型1	模型2	模型3	模型4
学校水平				
是否初中 (1=是)	0.107*** (0.015)	0.030 (0.017)	0.110*** (0.021)	0.078** (0.023)
家庭平均SES	0.471*** (0.017)	0.420*** (0.017)	0.229*** (0.017)	0.224*** (0.018)
本科及以上学历教师比例			0.268*** (0.035)	0.225*** (0.035)
高级职称教师比例			0.129** (0.038)	0.099* (0.038)
教师平均教龄			0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)
教师教学策略			0.435*** (0.017)	0.400*** (0.017)
生均教育经费 (单位:百元)		0.0007*** (0.0001)		0.0005*** (0.0008)
薄弱学科教师充足度		0.060*** (0.011)		0.028** (0.010)
生师比		-0.007*** (0.002)		-0.001 (0.002)
学生水平				
性别	0.132*** (0.003)	0.132*** (0.003)	0.131*** (0.003)	0.131*** (0.003)
是否独生子女	0.102*** (0.004)	0.103*** (0.004)	0.102*** (0.004)	0.103*** (0.004)
是否单亲	-0.095*** (0.006)	-0.098*** (0.006)	-0.096*** (0.006)	-0.098*** (0.006)
家庭SES	0.106*** (0.003)	0.109*** (0.003)	0.107*** (0.003)	0.110*** (0.003)
常数项	-0.429*** (0.013)	-0.546*** (0.052)	-2.551*** (0.091)	-2.062*** (0.091)
家庭投入变量 <sup>a</sup>	有	有	有	有
随机效应				
Level1 variance	0.5354	0.5378	0.5350	0.5374
Level2 variance	0.1419	0.1269	0.1026	0.0971
ICC	0.2095	0.1909	0.1609	0.1531
pseudo R <sup>2</sup> Level1 <sup>b</sup> (effect size)	0.194	0.207	0.238	0.240
pseudo R <sup>2</sup> Level2 <sup>b</sup> (effect size)	0.423	0.466	0.564	0.576
Level1样本量	256180	239340	254246	237789
Level2样本量	2864	2754	2843	2738

注: a. 为模型简洁起见, 此处不呈现家庭投入变量的系数估计结果, 家庭投入变量包括父母教育期望、父母学习参与、日常生活参与、课外补习时间。b. Level1和Level2 pseudo R<sup>2</sup>计算方法参照Snijders & Bosker (1994)。c. \*, \*\*, \*\*\*分别表示系数在0.05、0.01、0.001水平上显著异于0。

(三) 家庭投入要素影响效应

表 5 呈现了家庭投入对学生标准化测试成绩影响的 HLM 估计结果。模型 5 是包含本研究中的控制变量、学校投入变量的基准模型, 各控制变量的显著性水平与系数大小在模型 6—10 中基本稳定。模型 6 是在模型 5 的基础上加入课外补习时间变量的模型, 结果表明在控制学生、家庭、学校特征及学校教育投入变量后, 以未参加补习的学生为参照组, 每周课外补习在 3 小时以下的学生标准化测验分数显著低于未参加补习的学生, 而每周参加课外补习在 3 小时及以上的学生标准化测验分数则显著高于未参加补习的学生。由此来看, 课外补习时长与学生学习成绩有关联, 但两者并非简单的线性关系。这一结论与王云峰、郝懿和李美娟(2014)的研究结论较为一致, 他们基于北京市 34652 名五年级学生数据, 发现每周校外课外补习 2~3 小时或 3 小时以上的学生成绩显著高于不参加校外课外补习的

学生,而补习1~2小时的学生成绩与不补习的学生成绩没有显著差异,补习1小时以下的学生成绩显著低于不补习的学生成绩。

表5 家庭教育投入对学生标准化测试成绩的影响

固定效应	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
学校水平						
是否初中 (1=是)	0.022 (0.023)	0.015 (0.023)	-0.035 (0.025)	0.194*** (0.026)	0.148*** (0.026)	0.161*** (0.027)
家庭平均SES	0.273*** (0.018)	0.270*** (0.018)	0.221*** (0.018)	0.271*** (0.018)	0.271*** (0.018)	0.221*** (0.018)
学生水平						
性别	0.163*** (0.003)	0.164*** (0.003)	0.132*** (0.003)	0.161*** (0.003)	0.161*** (0.003)	0.129*** (0.003)
是否独生子女	0.111*** (0.004)	0.108*** (0.004)	0.104*** (0.004)	0.112*** (0.004)	0.111*** (0.004)	0.103*** (0.004)
是否单亲	-0.121*** (0.006)	-0.121*** (0.006)	-0.100*** (0.006)	-0.122*** (0.006)	-0.118*** (0.006)	-0.098*** (0.006)
家庭SES	0.141*** (0.003)	0.140*** (0.003)	0.112*** (0.003)	0.142*** (0.003)	0.138*** (0.003)	0.109*** (0.003)
课外补习-3小时以下		-0.060*** (0.004)				-0.078*** (0.004)
课外补习-3小时及以上		0.048*** (0.004)				0.026*** (0.004)
父母参与子女学习				0.019*** (0.002)		0.007** (0.003)
父母参与子女学习*初中				-0.051*** (0.003)		-0.053*** (0.004)
父母参与子女生活					0.028*** (0.002)	0.026*** (0.003)
父母参与子女生活*初中					-0.038*** (0.003)	-0.009* (0.004)
父母教育期望-本科及以上			0.544*** (0.008)			0.539*** (0.008)
父母教育期望*初中			0.136*** (0.010)			0.145*** (0.010)
常数项	-2.062*** (0.091)	-2.072*** (0.091)	-2.436*** (0.089)	-2.099*** (0.091)	-2.100*** (0.091)	-2.483*** (0.089)
学校投入变量 <sup>a</sup>	有	有	有	有	有	有
随机效应						
Level 1 variance	0.5794	0.5778	0.5398	0.5776	0.5780	0.5362
Level 2 variance	0.1033	0.1029	0.0979	0.1033	0.1029	0.0974
ICC	0.1513	0.1512	0.1535	0.1517	0.1511	0.1537
pseudo $R^2$ Level1 <sup>b</sup> (effect size)	0.197	0.199	0.240	0.197	0.196	0.241
pseudo $R^2$ Level2 <sup>b</sup> (effect size)	0.563	0.563	0.577	0.559	0.560	0.575
Level 1样本量	260356	259683	241221	257762	257474	237789
Level 2样本量	2745	2745	2738	2745	2745	2738

注:a.为模型简洁起见,此处不呈现学校投入变量的系数估计结果,学校投入变量包括本科及以上学历比例、高级职称教师比例、平均教龄、教师教学策略、生均教育经费、薄弱学科教师充足度、生师比。b. Level 1和Level 2 pseudo  $R^2$ 计算方法参照Snijders & Bosker (1994)。c. \*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在0.05、0.01、0.001水平上显著异于0。

模型7是在模型5的基础上加入父母教育期望变量及其与学段的交互项。结果表明在控制学生、家庭、学校特征及学校教育投入变量后,父母教育期望对学生的标准化测试成绩有显著正向影响,本

研究的研究假设 3a、3b 成立。具体而言,父母教育期望为本科及以上的学生标准化测试成绩显著高于父母教育期望为本科以下的学生,并且其对提高初中生的学业成绩更为有效(父母教育期望与是否初中的交互项为正)。[Kaplan 和 Liu\(2001\)](#)的研究指出,学生期望和学生知觉到的父母的期望是有关联的,父母对子女的期望,会透过子女的内化作用,使其具体表现在提升学业成绩的外部行为上,这种态度足以使父母的期望成为现实。[Fan\(2001\)](#)指出父母的高教育期望可以转化为一系列有利于学生学习和发展的教育活动和行为,而这一影响在家庭内部是长期的。

模型 8 和模型 9 分别在模型 5 的基础上加入父母参与子女学习和父母参与子女学习与学段交互项、父母参与子女生活和父母参与子女生活与学段交互项,结果表明在控制学生、家庭、学校特征及学校教育投入变量后,父母参与子女学习和父母参与子女生活对学生的标准化测验成绩均有显著的正向影响,并且两者对提高小学生的学业成绩更为有效。由此,本研究的假设 4a、4b、5a、5b 均成立。父母参与孩子的学习和生活,一方面可以直接给孩子学习提供帮助,更重要的是形成一种良好的亲子互动情境,增加父母与子女之间的亲密关系,使得父母对子女的教育期望更容易内化为子女学习的动力([Kaplan & Liu, 2001](#))。但是相比小学生,更多初中生为寄宿生<sup>③</sup>,父母参与的机会相对较少。独立样本 t 检验结果表明,小学生父母参与子女学习和生活得分显著高于初中生父母,因而,初中生父母参与子女学习和生活带来的积极影响相对较低。此外,已有研究也表明父母对子女教育生产过程的干预对心智发育尚不健全的低年级学生更为重要([Hango, 2007](#); [李波, 2018](#))。比较模型 7、模型 8 和模型 9 中第一水平模型的  $R^2$  大小可知,相比于父母参与,父母教育期望对于学生标准化测试成绩的解释力度相对更大。模型 10 为完整模型,由模型 10 可知,各家庭投入要素的系数稳定性较好,没有显著性的变化和符号方向的改变,系数大小相近。

## 六、学校和家庭投入对校际成绩差异的贡献度

本研究使用学校层面数据,采用 Shapley 值和 Owen 值分解技术,旨在探讨学校和家庭投入对小学和初中校际成绩差异的贡献度,结果如表 6 所示。Shapley 值分解结果显示,对小学而言,家庭平均 SES 是对校际成绩差异贡献最大的因素,贡献度为 19.23%;此外,教师教学策略、父母参与子女生活、父母教育期望对校际成绩差异的贡献度也均超过 10%;而相对而言,生师比和学生平均课外补习时间对小学校际成绩差异的贡献度较小(均不足 3%)。对初中而言,教师教学策略是对校际成绩差异贡献最大的因素,贡献度为 20.30%;此外,家庭平均 SES、父母教育期望对校际成绩差异的贡献度也均超过 10%;而相对而言,生师比、薄弱学科教师充足度和生均教育经费对初中校际成绩差异的贡献度较小(均不足 3%)。

Owen 值分解结果显示,若将全部的教育投入要素分为家庭投入和学校投入,对小学而言,家庭投入对校际成绩差异的贡献度(50.40%)略高于学校投入的贡献度(49.60%);初中则表现出相反的结果,即学校投入对校际成绩差异的贡献度(53.30%)高于家庭投入的贡献度(46.70%)。这在一定程度上可以表明家庭投入对小学生学业发展更重要,而学校投入对初中生学业发展更重要。

本研究进一步将学校投入要素划分为教师质量投入和学校办学条件投入,结果表明,无论是小学还是初中,教师质量投入对校际成绩差异的贡献度都远高于学校办学条件投入,尤其是在初中,学校办学条件的投入对校际成绩差异的贡献度较低(6.74%)。就家庭投入而言,父母参与和父母教育期望对小学校际成绩差异的贡献度为 28.76%,略高于对初中校际成绩差异的贡献度(25.36%),而课外补习对校际成绩差异的贡献度在初中更大。《科尔曼报告》中提出两个先验性模型:第一,家庭对儿童的影响在最初几年中最有效果,因此入学之后,家庭间差异对成绩的影响应该开始下降;第二,家庭对儿童的影响波及他对日后经验的接受情况,因此家庭间差异对成绩的影响应该随着在校年数的增加而增加。在实证研究中, Coleman 发现父母受教育程度、家庭结构完整性、家庭规模、家庭物质资源等客观家庭



因素在低年级解释的成绩方差比高年级多。本研究结果与 Coleman 研究结果一致, 支持了第一个先验性模型。

表 6 学校投入与家庭投入的 Shapley 值和 Owen 值分解结果

	小学				初中			
	shapley 值分解 $R^2$ (%)	Owen值 分解1组群 $R^2$ (%)	Owen值 分解2组群 $R^2$ (%)	Owen值 分解3组群 $R^2$ (%)	shapley值 分解 $R^2$ (%)	Owen值 分解1组群 $R^2$ (%)	Owen值 分解2组群 $R^2$ (%)	Owen值 分解3组群 $R^2$ (%)
本科级及以上学历 教师比例	4.23				6.15			
高级职称教师比例	5.80		40.04		7.80		48.28	
教师平均教龄	4.80				6.77			
教师教学策略	17.03	49.60		41.11	20.30	53.30		43.44
生均教育经费 (单位: 百元)	4.76				2.31			
薄弱学科教师充足度	4.99		12.84		1.76		6.74	
生师比	1.07				0.48			
父母参与子女学习	9.29				7.31			
父母参与子女生活	13.44			28.76	6.97			25.36
父母教育期望-本科 及以上比例	13.06	50.40	47.12		16.11	46.70	44.98	
平均课外补习时间	2.30			3.29	5.38			7.51
家庭平均SES	19.23			26.84	18.65			23.68

七、主要结论与建议

本文基于我国东部和中部的 5 省 16 市中小学校大规模调研数据, 采用广义教育生产函数方法, 运用两水平线性模型, 分析了学校投入和家庭投入要素对教育产出(以学生学业成绩为代理变量)的影响效应; 同时, 采用 Shapley 值和 Owen 值分解技术, 识别出对学校教育产出有较大影响的投入要素, 围绕回应学校投入还是家庭投入对学生学业影响更重要这一核心问题得出以下 4 个方面结论:

第一, 除生师比之外, 学校投入要素对教育产出结果有显著的正效应。两水平线性模型结果表明, 衡量教师质量的教师人力资本特征和教学策略水平对中小学生学习平均学业成绩存在显著的正向影响。具体而言, 学校本科学历教师比例、高级职称教师比例、教师平均教龄、教师平均教学策略水平越高, 中小学生学习平均学业成绩越高; 学校办学条件指标中的生均教育经费和薄弱学科教师充足度对中小学生学习平均学业成绩存在显著的正向影响, 生师比的影响效应为负, 但不具有统计显著性。这些结论与诸多已有教育生产函数实证研究一致(Knoepfel, Verstegen, & Rinehart, 2007; 薛海平, 王蓉, 2010; Holmlund, McNally, & Viarengo, 2010; Nicoletti & Rabe, 2017), 反映了学校投入对于教育产出结果的积极作用。

第二, 家庭投入要素对教育产出结果有显著的正效应。两水平线性回归模型结果表明, 父母参与子女学习、父母参与子女生活、父母教育期望对中小学生学习成绩有显著的正向影响, 并且父母参与子女学习和生活对小学生学业成绩的影响更大, 而父母教育期望对初中生学业成绩的影响更大。这些结论也与不少同类研究相同(李佳丽、薛海平, 2019; 李波, 2018), 反映了家庭教育投入对于子女学业成绩的重要性。课外补习时长对于中小学生学习成绩具有非线性影响效应。每周课外补习在 3 小时以下的学生学业成绩显著低于未参加补习的学生, 而每周参加课外补习在 3 小时及以上的学生学业成绩则显著高于未参加补习的学生。这一结论与王云峰、郝懿和李美娟(2014)的研究结论基本一致, 说明家庭为子女购买的课外补习需要达到一定的时长才能有利于提升中小学生的学业成绩。

第三, 对小学教育产出结果而言, 家庭投入要素更重要, 而对初中教育产出结果而言, 学校投入要

素更重要。Owen 值分解结果表明,小学家庭投入和学校投入分别能解释校际成绩差异的 50.4% 和 49.6%,初中家庭投入和学校投入分别能解释校际成绩差异的 46.7% 和 53.3%,这表明家庭投入对小学生平均成绩的影响略高于对初中生平均成绩的影响,而学校投入对小学生平均成绩的影响略低于对初中生平均成绩的影响。这一结论直接回应了由《科尔曼报告》引起的学校投入与家庭投入对学生学业成绩哪个更重要的问题,对于小学由学业平均成绩代表的教育产出而言,来自家庭的相关投入更重要;对于初中平均学业成绩而言,则是来自学校的相关投入更为重要。这对于调整我国义务教育资源配置结构,优先保障初中阶段学校教育投入具有重要启示。

第四,相比学校办学条件,教师质量对中小学校平均学业成绩方差的贡献度更大;而且,相比小学,教师质量对初中学校平均学业成绩方差的贡献度更大。Shapley 值和 Owen 值分解结果表明,教师质量投入尤其是教师教学策略能够解释较多的校际成绩差异,小学和初中分别为 17.03% 和 20.30%;而办学条件投入的贡献度较低,尤其是在初中,办学条件投入对学校平均学业成绩的方差贡献度不足 10%,而教师质量投入的贡献度高达 48.28%。这反映我国义务教育均衡发展政策在中部、东部地区落实得较好,尤其是在师资数量和生均教育经费等办学条件均衡配置方面取得了明显成效,对于校际教育产出差异的影响已经很小。不过,还需要重视校际间师资质量的差异对教育产出方差贡献度依然较高的问题。这一结论与《科尔曼报告》揭示的学校特征(包括学校设施、课程设置、平均家庭 SES 等)中的教师素质(教师在语言技能测试中的得分、受教育水平)与学生学业成绩关联更为密切基本一致。

基于以上研究结论,我们围绕如何改进学校投入和家庭投入以提高我国中小学教育生产效率提出几点建议。

第一,调整义务教育资源配置结构,优先保障初中阶段学校教育投入。本研究发现,对于小学教育产出而言,来自家庭的相关投入更重要;对于初中教育产出而言,则是来自学校的相关投入更为重要。目前我国经济发展进入“新常态”,经济增速放缓,对于教育财政投入的增长造成很大压力,保“4%”已经成为各级政府在教育投入工作中的“重中之重”。2020 年我国和世界上大多数国家经济又深受新冠肺炎疫情影响,第一季度经济出现负增长(我国第一季度同比下降 6.8%)。在我国经济已经融入全球经济的背景下,经济增长面临困境,因而,保障各级政府财政经费投入教育的“三个增长”面临巨大挑战。在此背景下,调整义务教育资源配置结构,优先保障初中阶段学校教育投入应当成为各级政府的主要教育投入责任。尤其是在对每年教育财政增量经费的使用上,建议优先考虑投入到初中阶段学校教育。

第二,改善义务教育阶段教师的工资待遇和工作环境,以吸引更多高素质人才投入义务教育事业。从研究结论来看,薄弱学科教师充足度、生师比对中小学教育产出有一定的影响,教师质量投入对中小学教育产出则产生了更大的影响效应。从教育实践来看,义务教育属于劳动密集型产业,人员投入是义务教育的重要组成部分。PISA 2018 结果表明,我国参测 4 省市师资短缺程度在参测国家(地区)排第 3 位,城乡学校师资短缺指数分别为 0.44 与 0.98(指数为 1,表示非常短缺),乡镇师资短缺尤为严重(张志勇,贾瑜,2020)。这与教师资源财政投入不足密切相关。正如张志勇等在文章中指出的,“我国教育发展的主要矛盾开始从生存型教育转向发展型教育,教育投入的战略重点必须从‘重物’转向‘重人’”。因此,今后在稳定增长义务教育财政投入的同时,要更多地向学校人力支出方面倾斜,通过提高中小学教师工资水平,改善教师的工作环境,提高中小学教师队伍的准入门槛,从而吸引更多的高素质人才投身中小学教育事业,保障义务教育阶段教师数量充足、整体质量更高。

第三,通过校外教师专业发展培训、校本教研合作等途径切实提高教师队伍的教学策略水平,尤其要重视提高初中教师的教学策略水平。本研究发现,教师的教学策略,包括因材施教、引导探究、参与式教学等,对中小学生的学业成绩有着极其重要的影响,而且对初中学校教育产出的影响更大。教师自身教学策略除了通过教学经验的积累之外,还可以通过参加校外教师培训以及本校教师之间的教研合作得到有效提升。实际上,教育部和地方教育行政部门为中小学教师提供了国家级、省市级的教

师培训机会(如“国培计划”、省级中小学教师专业发展培训项目等),但是其质量良莠不齐,有的培训甚至忽视教师的实际需求,脱离教学实践,此类教师培训只会挤占教师的教学时间,不利于教师自身的专业发展与提高教育教学产出质量。因此,在保证各地区中小学教师培训机会的同时,更要保证培训质量,加强对教师改进教学策略方面的培训,增加教师之间的教研合作与交流,切实提高教师的教学策略水平。

第四,政府和相关部门应尽快制定和出台有关家庭教育的制度规范,强化父母在家庭教育中的主体责任,督促父母积极参与子女教育生产过程。本研究发现,父母教育期望、父母参与子女学习、参与子女日常生活都是教育产出的重要投入要素,而且父母参与对于小学生的学业成绩影响更大。我们的调查发现,多数父母参与子女学习、日常生活的频率并不高,尤其是学历低的父母参与率更低,学历在高中以下的父亲参与子女学习、参与子女生活的比例分别为29%、21%,学历在高中以下的母亲参与子女学习、参与子女生活的比例分别为29%、22%。据《中国流动人口发展报告2018》(国家卫生健康委员会,2018)显示,2017年我国流动人口总量达2.44亿,不到一半(49.14%)的义务教育阶段进城务工人员子女跟随父母一起进城生活,而有超过一半(50.86%)的农村留守儿童(约1474万人)一年之中难以有与父母在一起生活的时间,因而,农村留守儿童的家庭教育机会十分匮乏。因此,政府和相关部门应制定和出台有关家庭教育的制度规范,强化父母在家庭教育中的主体责任,使之认识到教育子女是自己的应尽之责。同时,积极配合学校教育,与学校老师一起参与到子女教育的生产过程当中。尤其是小学生父母,更应尽可能多陪伴孩子,增加亲子阅读、沟通交流,培养孩子的学习兴趣和自信心,督促孩子养成良好的学习习惯、锻炼习惯,提高父母参与的质量。此外,在课外补习方面,父母切忌盲从、跟风让孩子参与各种课外补习,不仅加重子女学业负担,还很可能与预期相悖,使其成绩下降。建议父母根据孩子在学业方面的实际需求,选择合适的课外补习机会,及时跟踪孩子课外补习的教学质量,重视培养其学习能力,提高其学习效率。

第五,学校和社区应广泛开展家庭教育讲座和家庭教育实践培训,引导家长树立正确的家庭教育观,掌握科学的养育子女的方法,以提高学校教育和家庭教育联合生产的效率。从研究结果来看,不仅父母的社会经济地位对子女学习和发展产生了重要影响,而且父母参与和父母教育期望的影响也不容忽视。本研究调查发现,中小学生的父亲和母亲分别有48%和52%学历在高中以下,而且他们参与子女学习、参与子女生活的程度也较低。建议学校和社区通过开办家长学校、举办线上线下家庭教育讲座、开设家庭教育公众号等方式,引导家长树立正确的家庭教育观,帮助家长掌握科学的养育子女方法,以提高学校教育和家庭教育联合生产的效率。例如,要注重选择与子女沟通交流的恰当方式,平等地与子女交流,尊重子女合理的需求与选择。同时,根据子女发展潜力持有适当的教育期望,经常给予子女学习上的关心和鼓励,帮助子女形成适当的自我期望,增强子女的学业自我效能感。

## 结语

自《科尔曼报告》公布至今已经过去了半个世纪,但对于学生学业成绩来说,学校投入与家庭投入哪个更重要的问题在国内外学术界依然没有达成共识。本文利用我国东部和中部部分省市中小学生的规模测评数据的计量分析回应了由《科尔曼报告》引起的对学生学业成绩学校作用与家庭作用之争的问题,并得出了自己的研究结论,但是对于其他地区的中小学校是否适用,需要后续研究采集相应地区中小学校数据来加以验证。最后需要说明的是,尽管我们采用了加入个体和学校层面的控制变量的两水平回归模型,但由于采用的是截面数据,难以完全解决遗漏变量偏误问题,有待后续研究采用纵向追踪数据来开展更为严谨的学校-家庭联合教育投入产出研究。

(作者衷心感谢中国基础教育质量监测协同创新中心刘坚教授对此项研究工作的大力支持,并提供本研究的数据。)



## 参考文献

- 埃里克·哈努谢克, 卢德格尔·沃斯曼因.(2017). *国家的知识资本*[M]. 银温泉等译. 北京: 中信出版社.
- 方晨晨, 胡咏梅, 张平平.(2018). 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*, (1), 69—77.
- 国家卫生健康委员会编.(2018). *中国流动人口发展报告 2018*. 北京: 中国人口出版社.
- 马克·贝磊(2000). *教育全成本核算*. 胡文斌译. 北京: 北京师范大学出版社.
- M.卡诺依(2000). *教育经济学国际百科全书*. 闵维方译. 北京: 高等教育出版社.
- 和学新.(2000). 教学策略的概念、结构及其运用. *教育研究*, (12), 54—58.
- 胡咏梅.(2007). 学校资源配置与学生学业成绩关系研究——基于西部五省区农村中小学的实证分析. 北京: 北京师范大学.
- 胡咏梅, 杜育红.(2008). 中国西部农村初级中学教育生产函数的实证研究. *教育与经济*, (3), 1—7.
- 胡咏梅, 杜育红.(2009). 中国西部农村小学教育生产函数的实证研究. *教育研究*, 30(7), 58—67.
- 胡咏梅, 唐一鹏.(2014). “后 4% 时代”的教育经费应当投向何处?——基于跨国数据的实证研究. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (05), 13—24.
- 胡咏梅, 范文凤, 丁维莉.(2017). “影子教育”会扩大教育结果不均等吗?——基于 PISA 2012 数据的中国、日本、韩国比较研究. *教育经济评论*, (05), 45—73.
- 胡咏梅, 唐一鹏.(2018). 学习策略与教学策略哪个更重要?. *北京师范大学学报(社会科学版)*, 267(03), 42—57.
- 李波.(2018). 父母参与对子女发展的影响——基于学业成绩和非认知能力的视角. *教育与经济*, (03), 54—64.
- 李斌, 张文静, 辛涛.(2010). 学校教育资源对科学素养成绩影响的跨文化比较——以中国香港、日本、芬兰和美国学生 PISA 成绩为例. *湖南师范大学社会科学学报*, 39(06), 91—96.
- 李春玲.(2003). 社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940-2001). *中国社会科学*, (3), 86—98.
- 李佳丽, 胡咏梅, 范文凤.(2016). 家庭背景、影子教育与学生学业成绩: 基于 Wisconsin 模型的经验研究. *教育经济评论*, (1), 50—66.
- 李佳丽, 薛海平.(2019). 父母参与、课外补习和中学生学业成绩. *教育发展研究*, 39(02), 15—22.
- 李佳丽, 何瑞珠.(2019). 家庭教育时间投入、经济投入和青少年发展: 社会资本、文化资本和影子教育阐释. *中国青年研究*, (08), 97—105.
- 李祥云, 张建顺.(2018). 公共教育投入对学校教育结果的影响——基于湖北省 70 所小学数据的实证研究. *中南财经政法大学学报*, 231(06), 82—89+161.
- 李忠路, 邱泽奇.(2016). 家庭背景如何影响儿童学业成就?——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析. *社会学研究*, (4), 121—144.
- 庞维国, 徐晓波, 林立甲, et al.(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*, (2), 12—21.
- 唐一鹏, 王闯, 胡咏梅.(2020). 如何提升中小学生的学业成绩?——基于学习策略与教学策略改进的视角. *华东师范大学学报(教育科学版)*, 38(03), 93—105.
- 王国英, 沃建中.(2000). 小学语文教师教学策略的结构. *心理发展与教育*, (03), 60—63.
- 王云峰, 郝懿, 李美娟.(2014). 小学生课业负担与学业成绩的关系研究. *中国教育学报*, (10), 59—63.
- 王红, 陈纯槿, 杜育红.(2011). 西部农村小学学校效能及其影响因素研究. *教育研究*, 32(01), 61—67.
- 陶东杰.(2019). 同胞数量与青少年认知能力: 资源稀释还是生育选择?. *教育与经济*, (03), 29—39.
- 薛海平.(2007). *中国西部教育生产函数研究——甘肃农村初中学生成绩影响因素分析*. 北京: 北京大学.
- 薛海平, 王蓉.(2010). 教育生产函数与义务教育公平. *教育研究*, 31(01), 9—17.
- 薛海平.(2018). 家庭资本与教育获得: 基于影子教育中介效应分析. *教育与经济*, (4), 69—78.
- 杨文杰, 范国睿.(2019). 教育机会均等研究的问题、因素与方法: 《科尔曼报告》以来相关研究的分析. *教育学报*, 15(02), 117—130.
- 张咏梅, 郝懿, 李美娟.(2012). 教师因素、学生因素对学生学业成绩影响的实证研究——基于大规模测验数据的多层线性模型分析. *教师教育研究*, 24(04), 56—62.
- 张文静, 辛涛, 康春花.(2010). 教师变量对小学四年级数学成绩的影响: 一个增值性研究. *教育学报*, 6(02), 69—76.
- 郑磊, 翁秋怡, 龚欣.(2019). 学前教育与城乡初中学生的认知能力差距——基于 CEPS 数据的研究. *社会学研究*, 34(03), 122—145.
- 赵必华.(2013). 影响学生学业成绩的家庭与学校因素分析. *教育研究*, 34(03), 88—97.
- 张志勇, 贾瑜.(2020). 自信与反思: 从 PISA 2018 看我国基础教育改革走向. *中国教育学报*, (1), 1—6.
- Blau, P. M., & Duncan O. D. (1967). *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Bowles, S., Gintis, H., & Osborne, M. (2000). The determinants of individual earnings: skills, preferences, and schooling. *Journal of Economic Literature*, 39, 1137—1176.

- Buchmann, C., Condrón, D., & Roscigno, V. (2010). Shadow Education, American Style: Test Preparation, the SAT and College Enrollment. *Social Forces*, 89(2), 435—461.
- Caldas, S. J., & Bankston, C. (1997). Effect of school population socioeconomic status on individual academic achievement. *Journal of Educational Research*, 90(5), 269—277.
- Caro, D.H., Lenkeita, J., & Kyriakides L. (2016). Teaching strategies and differential effectiveness across learning contexts: Evidence from PISA 2012. *Studies in Educational Evaluation*, 49, 30—41.
- Clotfelter, C. T., Ladd, H.F., & Vigdor, J. L. (2007). Teacher credentials and student achievement: Longitudinal analysis with student fixed effects. *Economics of Education Review*, 26(6), 673—682.
- Chiappero-Martinetti, E., & Sabadash, A. (2014). The Capability Approach, *Integrating Human Capital and Human Capabilities in Understanding the Value of Education* (pp. 213-214), London: Palgrave Macmillan.
- Chiu, M. M., Chow, W. Y., & McBride-Chang, C. (2007). Universals and specifics in learning strategies: explaining adolescent mathematics, science, and reading achievement across 34 countries. *Learning & Individual Differences*, 17(4), 344—365.
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. F., & et al. (1966). *Equality of Educational Opportunity*. Washington DC: U.S. Dept. of Health, Education, and Welfare, Office of Education.
- Coleman, J. S. (1987). Families and Schools. *Educational Researcher*, 16(6), 32—38.
- Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95—S120.
- Dang, H.A. (2007). The determinants and impact of private tutoring classes in Vietnam. *Economics of Education Review*, 26(6), 683—698.
- 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. *J Fam Psychol*, 19(2), 294—304.
- Dincer, M. A., & Uysal, G. (2010). The determinants of student achievement in Turkey. *International Journal of Educational Development*, 30(6), 592—598.
- Fan, X. (2001). Parental Involvement and Students' Academic Achievement: A Growth Modeling Analysis. *The Journal of experiment education*, 70(1), 27—61.
- Greenwald, R., Hedges, L., & Laine, R. (1996). The Effect of School Resources on Student Achievement. *Review of Educational Research*, 66(3), 361—396.
- Grubb, W. N. (2008). Multiple Resources, Multiple Outcomes: Testing the “Improved” School Finance With NELS88. *American Educational Research Journal*, 45(1), 104—144.
- Hango, D. (2007). Parental investment in childhood and educational qualifications: Can greater parental involvement mediate the effects of socioeconomic disadvantage?. *Social Science Research*, 36(4), 1371—1390.
- Hanushek, E. A. (1989). The impact of differential expenditures on school performance. *Educational Researcher*, 18(4), 45—65.
- Hanushek, E. A. (1997). Assessing the effects of school resources on student performance: an update. *Educational Evaluation & Policy Analysis*, 19(2), 141—164.
- Hanushek E A. (1986). The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools. *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1141—1177.
- Hanushek, E.A., & Woessmann L. (2011). How Much Do Educational Outcomes Matter in OECD Countries?. *Economic Policy*, 26(67), 427—491.
- Hanushek, E.A. (2013). Economic Growth in Developing Countries: The Role of Human Capital. *Economics of Education Review*, (37), 204—212.
- Heckman, J., Stixrud, J., & Urzua, S. (2006). The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 411—482.
- Hedges, L. V., Laine R D, & Greenwald, R. (1994). Does money matter? a meta-analysis of studies of the effects of differential school inputs on student outcomes. *Educational Researcher*, 23(3), 5—14.
- Houtenville, A., & Conway, K. (2008). Parental Effort, School Resources, and Student Achievement. *Journal of Human Resources*, 43(2), 437—453.
- Holmlund, H., McNally, S., & Viarengo, M. G. (2010). Does Money matter for Schools?. *Economics of Education Review*, 29(6), 1154—1164.
- Ho, S C. (1995). Parent Involvement: A Comparison of Different Definitions and Explanations. *Chinese University Education Journal*, 23, 39—68.

- Huettner, F., & Sunder, M. (2012). Axiomatic arguments for decomposing goodness of fit according to Shapley and Owen values. *Electronic Journal of Statistics*, 6, 1239—1250.
- Kaplan, D. S., Liu X., & Kaplan, H. B. (2001). Influence of parents' self-feelings and expectations on children's academic performance. *Journal of Educational Research*, 94(6), 360—370.
- Knoepfel, R., Verstegen, D., & Rinehart, J. (2007). What Is the Relationship Between Resources and Student Achievement? A Canonical Analysis. *Journal of Education Finance*, 33(100), 183—202.
- Lamdin, D. (1996). Evidence of student attendance as an independent variable in education production functions. *Journal of Educational Research*, 89(3), 155—162.
- Lau, Y. (2011). Parental involvement in early childhood education and children's readiness for school: a longitudinal study of Chinese parents in Hong Kong and Shenzhen. *Hong Kong, The University of Hong Kong*.
- Lounkaew, K. (2013). Explaining urban-rural differences in educational achievement in Thailand: Evidence from PISA literacy data. *Economics of Education Review*, (37), 213—225.
- Mark Bray. (1999). The Shadow Education System. *Paris: Unesco International Institute for Educational Planning*.
- Mark Bray, Zhan, S., Lykins, C., & et al. (2014). Differentiated demand for private supplementary tutoring: patterns and implications in Hong Kong secondary education. *Economics of Education Review*, (38), 24—37.
- Mancebón, M, Calero, J., Choi, Á., & Ximénez-de-Embún, D. P. (2012). The efficiency of public and publicly subsidized high schools in Spain: Evidence from PISA-2006. *Journal of the Operational Research Society*, 63, 1516—1533.
- Mcewan, P. J. (2003). Peer effects on student achievement: evidence from Chile. *Economics of Education Review*, 22(2), 131—141.
- Monk, D. H. (1992). Education productivity research: an update and assessment of its role in education finance reform. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 14(4), 307—332.
- Murnane, R. J. (1985). Priorities for federal education statistics. *College Entrance Examinations*, 26.
- Nicoletti, C, & Rabe, B. (2017). The effect of school spending on student achievement: addressing biases in value-added models. *Journal of the Royal Statistical Society*, 181(2), 487—515.
- OECD (2019). *Education at a Glance: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Ferguson, R. F. (1991). Paying for Public Education: New Evidence on How and Why Money Matters. *Harvard Journal on Legislation*, 28(2), 465—499.
- Rivkin, S. G., Hanushek, E. A., & Kain, J. F. (2005). Teachers, schools and academic achievement. *Econometrica*, 73(2), 417—458.
- Robinson, V. M. J., Lloyd, C. A., & Rowe, K. J. (2008). The impact of leadership on student outcomes: An analysis of the differential effects of leadership types. *Educational administration quarterly*, 44(5), 635—674.
- Sanders, W. L., Horn, S. P. (1998). Research Findings from the Tennessee Value-Added Assessment System (TVAAS) Database: Implications for Educational Evaluation and Research. *Journal of Personnel Evaluation in Education*, 12(3), 247—256.
- Sanders, W. L. (2000). Value-added assessment from student achievement data: opportunities and hurdles create national evaluation institute July 21, 2000. *Journal of Personnel Evaluation in Education*, 14(4), 329—339.
- Schroeder, C. M., Scott, T. P., Tolson, H., & et al. (2007). A meta-analysis of national research: Effects of teaching strategies on student achievement in science in the United States. *Journal of Research in Science Teaching*, 44(10), 1436—1460.
- Sewell, W. H., & Shah, V. P. (1968). Parents' education and children's educational aspirations and achievements. *American Sociological Review*, 33(2), 191—209.
- Smyth, E. (2008). The more, the better? intensity of involvement in private tuition and examination performance. *Educational Research & Evaluation*, 14(5), 465—476.
- Spera, C., Wentzel, K. R., & Matto, H. C. (2009). Parental aspirations for their children's educational attainment: relations to ethnicity, parental education, children's academic performance, and parental perceptions of school climate. *Journal of Youth and Adolescence*, 38(8), 1140—1152.
- Stewart, E. B. (2007). School Structural Characteristics, Student Effort, Peer Associations, and Parental Involvement The Influence of School- and Individual-Level Factors on Academic Achievement. *Education & Urban Society*, 40(2), 179—204.
- Sheldon, S. B., & Epstein, J. L. (2005). Involvement counts: family and community partnerships and mathematics achievement. *Journal of Educational Research*, 98(4), 196—207.
- Teachman, J. D. (1987). Family background, educational resources, and educational attainment. *American Sociological Review*, 52(4), 548—557.

- Topor, D. R., Keane, S. P., Shelton, T. L., & et al. (2010). Parent Involvement and Student Academic Performance: A Multiple Mediation Analysis. *Journal of Prevention & Intervention in the Community*, 38(3), 183—197.
- Velz, E., Schiefelbein, E., & Valenzuela, J. (1993). Factors affecting achievement in primary education. *HRO Working Paper No.2. Washington, DC: The World Bank*.
- Witte, K. D., & Kortelainen, M. (2013). What explains the performance of students in a heterogeneous environment? conditional efficiency estimation with continuous and discrete environmental variables. *Applied Economics*, 45(16-18), 2401—2412.
- Wossmann, L. (2003). Schooling Resources, Educational Institutions and Student Performance: the International Evidence. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 65(2), 117—170.

## 注 释:

①在 PISA 测试历年的结果中,中国、日本、韩国 3 国一直遥遥领先于美、英等国,相比之下,这 3 个国家的公共教育支出占本国 GDP 比例并没有西方发达国家平均水平高,与美英两国更有一段距离。这与“影子教育”的作用不无关联。

②1.在定义域内连续,且具有连续的一阶、二阶偏导数。2.一阶偏导数大于零。即在其他条件不变时,增加一种要素的投入量,产出量或多或少都会增加,即边际产出大于零。3.二阶偏导数小于零,即要素投入的边际产出是递减的。

③尽管近些年来国内外许多学者开始研究学生的非认知技能对于学生未来发展的影响,但由于非认知技能难以精准量化,设计的测量工具通常具有信度、效度不高的特点,因而不宜作为教育生产函数中的因变量(产出变量),在教育生产函数研究中还是相对较为少见。

④教育生产既发生在学校,也发生在家庭。有学者认为儿童在学校的表现是与两个生产“企业”——家庭和学校相关联的。学校“企业”依赖于家庭“企业”在激励和强迫子女出勤、完成作业、树立正确的学习态度、与教师合作等学业成绩生产方面与学校的配合。学校通过制定政策和指导家长如何成为更好的“生产者”等,也可以有效地促进家庭对儿童学业成绩的影响。在两个不同地点、以相互影响方式帮助学生提高学业成绩的过程被称作“教育的联合生产”(M.卡诺依,2000)。

⑤根据学生学业成绩将学生分成不同层次,安排到不同类型的学校(如重点学校与普通学校,普通高中与职业高中)就读,称为分层/分级教育,或者分流教育(Hanushek, Woessmann, 2017)。

⑥本研究将家庭人力资本变量(如父母受教育程度)与家庭收入、父母职业地位等合成一个家庭社会经济地位变量,因而,不再单独将父母受教育程度作为解释变量纳入计量模型。

⑦后文在利用两水平线性回归模型估计学习投入、家庭投入要素对学业成绩影响效应时,参照 PISA 报告以及通常教育生产函数实证研究的做法,将学生个体的家庭 SES 作为控制变量纳入回归模型,但是在利用 Shapley 值分解模型估计并比较学校投入和家庭投入要素对于学校学生平均成绩方差贡献度时,将学校学生家庭的平均 SES 作为家庭投入要素纳入分析模型,因为已有不少研究证实家庭平均 SES 对于学校平均学业成绩具有显著效应(Coleman, 1987; Caldas & Bankston, 1997; 胡咏梅, 杜育红, 2009),也是家庭经济资本、文化资本、社会资本的代理变量,而且《科尔曼报告》一个重要结论是,学生学业成绩与学校中其他学生的家庭社会经济背景密切相关。由此,我们将平均 SES 也作为家庭投入要素纳入分析模型。

⑧国家评估标准为小学、初中综合差异系数分别小于或等于 0.65、0.55。

⑨本研究不纳入物力资源指标参与分析,有如下 3 个方面考虑:一是本文样本省区均在东部和中部,样本学校在基本办学条件上相差较小;二是鉴于国内外已有的教育生产函数研究结果,生均图书、生均校舍面积、生均教室面积等指标对学生平均学业成绩影响的效应量相对较小,而且许多研究发现这些指标的成绩效应不具有统计显著性;三是教育生产函数模型中纳入生均经费变量,这一变量通常与各项物力资源指标高度相关,同时纳入计量模型会产生较为严重的多重共线性。因而,本研究聚焦于当下我国义务教育政策更加关注的师资数量、质量指标,以及生均教育经费指标展开分析,不考虑物力资源投入指标。

⑩父母受教育水平:1=初中,2=高中(包括中专或职业高中),3=大专,4=大学本科,5=研究生。取父母最高受



胡咏梅等：学校投入与家庭投入哪个更重要？——回应由《科尔曼报告》引起的关于学校与家庭作用之争

教育水平，合成变量前进行标准化。父母职业地位借鉴 PISA 项目，提供 9 种不同的职业进行选择。取父母最高职业地位，合成变量前进行标准化。家庭经济资源包括单独卧室、家用汽车、浴缸或淋浴房间、个人电脑、学习空间、书籍数量，构建家庭经济资源指标并标准化。将标准化后的父母受教育水平、父母职业地位和家庭经济资源取均值得到家庭 SES。

⑪小学 6 门学科：英语、科学、体育、音乐、美术、信息技术。

⑫初中 9 门学科：英语、物理、生物、化学、地理、体育、音乐、美术、信息技术。

⑬本研究的调查样本中，小学生中寄宿生占 7.9%，初中生中寄宿生占 31.1%。

（责任编辑 范笑仙）

## Which is More Important for Students' Academic Performance: Response to the Debate about the Role of Schooling and Parenting from the *Coleman Report*

Hu Yongmei Yuan Jing

(Faculty of Education, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

**Abstract:** Despite the *Coleman Report* half a century ago, there is no consensus on which is more important, parenting or schooling, for students' academic performance. Based on the large-scale assessment data from primary and secondary schools in 16 cities of 5 provinces in eastern and central China, this study used generalized educational production function and established the hierarchical linear model (HLM) to analyze the impact of parenting and schooling on students' standardized test scores. In addition, we employed Shapley and Owen decomposition method to identify the input factors that have a greater impact on school output and drew the following conclusions. Firstly, in addition to the student-teacher ratio, school input factors such as school conditions and teacher quality have significantly positive effects on students' academic performance. Secondly, parental participation and parental educational expectations have significantly positive effects on students' academic performance. Thirdly, parenting factors are more important for primary school students while schooling factors are more important for secondary ones. Finally, compared with school conditions, teacher quality contributes more to the variance of average academic performance in primary and secondary schools. Moreover, compared with primary schools, teacher quality has greater contribution to the variance of average academic performance in secondary schools. Based on the empirical research conclusions, we put forward five suggestions to improve the productivity of primary and secondary education in China. Firstly, the government should adjust the allocation of resources for compulsory education and give priority to funding for secondary school education. Secondly, the government should raise teachers' salary and improve the work environment to attract high-quality labor into compulsory education. Thirdly, the government and schools should enhance teachers' teaching through teacher training and cooperation. Fourthly, the government should make rules and regulations about family education to enhance parents' responsibility in their children's education. Finally, schools and communities should organize some lectures on family education to promote effective cooperating between schooling and parenting.

**Keywords:** schooling; parenting; academic performance; hierarchical linear model; Shapley Decomposition