家庭背景、学校教师质量如何影响 学生学科素养?

——基于 PISA 2018 的实证分析

姚 昊,蒋 帆

[摘 要]学科核心素养是世界各国教育基础教育质量提升的重要抓手,探讨家庭背景和教师质量对学生学科素养生成的基本逻辑,有助于揭示家庭和学校如何进行干预,从而全面提升学生各科学科素养。基于 PISA 2018 学校和学生样本数据分析发现,家庭社会资本、家庭文化资本会不同程度影响学生学科素养,并存在学科异质性和学生水平的差异性;家庭背景对学生学科素养的提升存在门槛效应;家庭背景对学生学科素养的形成遵循边际效益递减的原则;教师质量比家庭背景能更有效地促进学生学科素养提升;提升学校教师学历、保障教师数量和质量供给充裕均能有效促进学生学科素养,且提升教师质量对家庭背景劣势学生的边际效益更高。因此,建议家长需要加强自身的家庭教育能力建设,从"参与"走向"会参与",区县教育行政部门需要继续实施高学历教师流动计划,引导高质量教师向办学条件相对薄弱学校柔性流动,国家需要大力实施教师学历提升工程,前瞻性地制定高质量教师的均衡供给政策。

[关键词]家庭背景; 教师质量; 教师学历; 核心素养; PISA

一、问题的提出

21世纪以来,为了适应全球劳动力市场高速变化,各国教育改革高度重视培养学生具备高阶思维与复杂问题解决能力,这既是教育推动世界各国竞争力提升的时代任务,也是学校教育教学变革的重要牵引力量(OECD,

[[]收稿日期] 2021-11-22

[[]基金项目] 国家社会科学基金重点项目"国家教育体系适应人口结构变化的战略管理研究"(20 AGL030)。

[[]作者简介] 姚昊,华东师范大学教育学部,电子邮箱地址: yaohaoecnu@163.com; 蒋帆,华东师范大学教育学部,电子邮箱地址: jiangfanecnu@163.com。

2015)。学科素养是高阶思维与复杂问题解决能力的具体体现,国际组织和世 界各国对青少年学科素养的培养给予高度重视。国际经济合作与发展组 织(Organization for Economic Cooperation and Development,简称 OECD)发 起的国际学生评估项目(Programme for International Student Assessment, 简称 PISA), 是当前国际上规模最大的国家间教育质量监测与评估项目, 其 通过对全球 15 岁青少年适应未来社会生活所必备的的阅读、科学和数学素养 进行考查,以帮助各个国家/地区了解教育数据情报并进行横向比较,推进国 家教育改革。PISA 框架中的"素养",不同于普通的学科知识测试,它是关 注"学生在各种情况下辨识、解释和解决问题时,运用知识和技能,进行有效 分析、推理和沟通的能力"。以阅读学科为例, PISA 测试中对阅读素养评估 是通过 计算 机 媒 介 探 测 被 试 对 阅 读 文 本 内 容 的 "信 息 检 索"(Locate Information)、"理解"(Understand)、"评鉴与反思"(Evaluate and Reflect) 三个渐进式认知过程(陈纯槿,2020)。在具体测试层面包括:访问、检索和 选择一段文本中的信息; 文本字面意义的理解能力和重构提炼文本的综合能 力;对文本进行评鉴和反思,评估文本质量和可信度。在文本材料方面, PISA 阅读测试同时使用单源文本(Single-source Texts)、多源文本(Multiplesource Texts)、静态文本(Static Texts)、动态文本(Dynamic Texts)、连续 文本(Continuous Texts)和非连续文本(Non-continuous Texts),不同类型文 本用以模拟在不同情境下学生处理文本材料的能力(OECD, 2019)。概言之, PISA 测试中的学科素养更强调功能性知识和技能,聚焦于学生在每个学科 领域需要获得的知识内容或结构、应对不同环境下的认知技能、评估材料和 反思的能力等,而不仅仅是回答一个有正确答案的问题。

对于我国基础教育改革而言,2016年我国发布了基于文化基础、自主发展、社会参与的《中国学生发展核心素养》总体框架,从三大维度、六种素养、十八个要点为基于核心素养的学校课程开发、中小学各学科课程标准修订等方面提供了参考。自此,我国基础教育改革全面迈向"素养时代"。可以说,学科素养体现了从学生个人到国家整体的基础教育质量与核心竞争力。以学科素养为着力点,在保障教育质量的同时推进教育公平,既是国际社会的发展经验与未来走向,也成为我国教育发展的目标追求与路径选择。有针对性地通过学校资源补偿家庭背景劣势学生的教育,全面提升基础教育阶段学生学科素养,是教育公平与教育质量研究的重要议题,也是目前世界各国教育改革的共同选择。

探究影响学生学科素养的因素、破解教育生产的"黑箱"是当前学界备受 关注的议题,家庭背景和学校因素影响作用的研究是其中的重要构成。国内 外学者从不同角度切入, 选取了不同指标, 开展了学校或家庭背景因素对学 生学科素养的影响作用相关研究。就家庭的影响而言, 社会资本视角下的研 究关注父母职业声望、外部社会资源网络对子女学业发展的影响(郑磊等, 2018); 文化资本视角下的研究关注父母受教育程度、家庭文化资源、家庭教 育方式、文化内驱力、文化参与行为等对子女学业发展的影响(吴贾,2020: 梁文艳等,2018;李丽和赵文龙,2017;程猛和康永久,2016);经济资本视 角下的研究关注家庭经济资源约束对教育投资和子女学业发展的影响(杨宝琰 和万明钢,2015)。学校因素方面,学者们分别从学校班级规模(姚昊等, 2021)、学校氛围(李文桃等, 2017)、教师学历结构(姚昊和马立超, 2022)、 教师教学能力(章楠等,2020)、学校资助政策(何章立和丁小浩,2021)、班 级同伴效应(刘泽云和田梦,2020)等方面探析其对学生学业表现的影响。就 家庭与学校的共同影响方面,江求川和任洁(2020)聚焦于教育机会的阶层分 化,通过收入不平等分解模型,发现家庭背景和学校特征这两类环境变量对 初中阶段的教育结果差异有显著影响,但研究使用的产出变量为认知能力测 试分数,自变量家庭背景关注的是父母背景变量,并未涉及家庭社会资本等 因素,学校层面更多关注的是学校特征因素。纵观国内对这一议题的相关研 究,发现仍存在以下有待完善的研究领域:其一,目前我国学者开展的研究 大多关注语文、数学、科学中的一门学科、探究背景因素对该学科学业表现 的影响作用,且关注的是学科成绩,对学科素养的影响缺少探讨;其二,侧 重影响因素的主题探究聚焦于学校教师或家庭背景单方面,较少系统、全面 地关注不同层面因素的综合作用,学校教师质量与家庭背景之间也存在相互 影响的关联性,如遗漏任一方面,会导致家庭或学校变量的影响系数估计过 高,产生估计偏误;其三,已有研究并未深入分析家庭背景中社会资本、文 化资本和经济资本对不同层次学生学科素养影响的异质性,以及家庭背景自 身对学科素养影响的门槛效应。

基于此,本研究采用 PISA 2018 中国四省市数据,选取学校与学生两个层面的背景因素及数学、阅读、科学三门学科的学科素养展开研究,探讨家庭背景和教师质量对学生学科素养生成的基本逻辑,以揭示家庭和学校如何进行干预从而全面提升学生各科学科素养。具体而言,主要关注以下问题:(1)家庭背景中社会资本、文化资本和经济资本如何影响学生学科素养?(2)家庭背景对不同学科、不同素养水平的学生影响存在何种异质性?家庭背景自身对学生学科素养的提升效益是否存在门槛效应?(3)家庭背景和学校教师质量何者对学生学科素养的影响更大?(4)教师质量对不同家庭背景的学生学科素养影响是否存在差异?探明这些问题,对全面提升学生学科素养,

推动基础教育公平而有质量的发展具有重要的现实价值。

二、研究设计

(一)数据来源

研究数据来自 PISA 2018 年的测试结果。作为一项对 15 岁学生参与社会所需的知识与技能的国际性评估项目,自 2000 年首次测评至今,参与国家或地区的数量从 32 个,参与人数约 20 万名学生,增加到 2018 年的 79 个,约 60 万名学生,PISA 本身越来越获得国际社会的认可,PISA 测评结果越来越被视为衡量国家和地区间教育质量的重要指标,引起教育决策者和学校的关注,从而引发教育改革"效应"。中国 2018 年共有四省市(北京、上海、江苏、浙江)参与测评,测评内容涉及学校、学生和学生家庭。其中学校层面涵盖了学校的硬件与软件设施、师资质量、教学资源以及具体到课程、班级规模等因素;就学生层面而言,除了核心测量的学生学科素养外,也涵盖了学生学习动机、元认知水平、学习时长等维度;学生家庭层面,主要是调查学生家庭背景情况,如父母受教育程度、家庭经济条件等。由于存在抽样误差和测量误差,PISA 测评赋予每个被抽样的学生和学校一定的抽样权重,为了保障模型估计无偏误,本研究将抽样权重纳入 OLS 回归模型和 HLM 模型中。本研究选取 PISA 2018 数据的学生样本、学校样本作为统计数据源,包括我国四省市 361 所学校的 12058 个学生样本。

(二)理论模型与变量选取

基于 Hanushek 的经典教育生产函数理论模型,学生学科素养 (Y_{ij}) 产出的影响因素可划分为包含个体特征 (I_{ij}) ,如先赋性能力和学习时间、家庭背景特征 (F_{ij}) 、学校教师质量 (TE_j) 和其他无法估计的随机误差部分 (e_{ij}) 。建立的理论模型如下:

$$Y_{ii} = P(I_{ii}, F_{ii}, TE_i, ei_{ii})$$

1. 学科素养

本文的被解释变量为学生的学科素养,以学生在 PISA 2018 数学、阅读、科学三项关键能力素养测试的表现来度量。PISA 中学科素养的测试是以项目反应理论模型(IRT)来估计每个学生学科素养成绩的概率分布,重复估计10次而形成每位学生在三项关键能力素养测试的各 10 个似真值(Plausible Value, PV),并对每位学生学科素养测试成绩的似真值赋予权重。如果研究对学生个体的 PISA 素养总体特征感兴趣,则通常使用 PV1 值作为代理变

量。本研究对每个学科纳入 PV1 似真值进行估计,并引入 PISA 数据中学生权重与学校权重。

2. 家庭背景

布迪厄将体现家庭背景所涵盖的资本划分为社会资本、文化资本和经济 资本三类。(1)家庭社会资本。PISA 中测量了学生父母的职业,并将其转化 为国际通用的职业社会经济地位指数(ISEI),能够反映了父母职业带来的声 望和社会交往水平等。(2)家庭文化资本。布迪厄从主体、客体、制度三方面 揭示了文化资本的内涵(布迪厄,1997),主体和客体文化资本分别是以精神 和主体的持久"性情"的形式存在和以物质形式表现出来的教育资源,在 PISA 中选取家庭教育资源作为对应变量;制度文化资本就是指通过合法的制度确 认下来的文化资本,比如学历证书等,父母教育程度作为制度文化资本的度 量已得到广泛使用(何二林等,2020;汪卫平,2021),故本研究在 PISA 中 选取父母受教育程度(国际通用教育指标 ISCED)作为相应变量,在 OLS 模型 中处理为虚拟变量。(3)家庭经济资本。经济资本是衡量家庭物质财富的重要 指标,也是教育支出的主要来源,一般使用家庭财富资产等来度量(张山, 2018), 本研究选取 PISA 中家庭财富指数作为家庭经济资本的度量指标。此 外,在分析不同家庭背景对应学生学科素养表现同时,选取 PISA 测试中的 家庭经济、社会、文化指数(ESCS)进行衡量,其能够表征学生家庭背景总体 水平(姚昊和张莹, 2021)。

3. 教师质量

选取 PISA 数据中拥有硕士学历教师的比例、学校教师合格比例以及学校教职工短缺指数作为教师质量的核心代理变量。区分校际师资质量差异更具比较性且应用更广泛的指标是教师队伍平均学历水平,其是教师人力资本的重要评价指标,也是测评学校教师队伍质量重要的输入性指标(Bastian and Schwartz, 2019)。学校教师合格比例也是度量学校教师质量的基准指标,国际上通常也会使用是否拥有教师资格证书以衡量教师队伍质量水平(Lee and Lee, 2020)。学校教职工短缺指数则是体现教师数量供给是否充裕的核心指标,教师数量供给与学生学科素养具有紧密关系(Harris and Sass, 2011)。

4. 控制变量

个体特征中的学生先赋性能力,即理解与记忆的元认知水平以及学生学习时间作为控制变量。PISA测量了个体的理解与记忆元认知水平,其包含了布鲁姆认知目标分类中的理解与记忆高阶思维和元认知系统(非认知能力),反映了个体的先赋性能力,而这种能力会对学生学科素养带来特定的影响(叶方如,2021)。其次,卡罗尔学校学习模型揭示了时间对学习过程的影响,学

生学习时间的配置会显著影响学生学习效果(Anderson, 1983),从而对学生学科素养具有不同的影响效应。在本研究中,将每日学习时长(小时)纳入回归模型,但学习时间对学生产出可能存在非线性影响以及边际效益最佳值(曾家延和董泽华,2017),因此模型中纳入学习时长的二次项。

| | 变量 | | 变量类型 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|-----------|-------------------------------|------------|------|----------------|---------|---------|---------|
|) 6m 4m | | 素养(PV1 为例) | 连续变量 | 207.031 | 863.745 | 592.425 | 83.365 |
| 被解释 变量 | 阅读学科 | 素养(PV1 为例) | 连续变量 | 208. 223 | 847.850 | 561.028 | 90.339 |
| 文生 | 科学学科 | 素养(PV1 为例) | 连续变量 | 200.099 | 859.586 | 593.636 | 85.847 |
| | 家庭社会资本 | 母亲 ISEI | 连续变量 | 11.010 | 88.960 | 45. 486 | 22. 175 |
| | 豕 庭牡云页平 | 父亲 ISEI | 连续变量 | 11.010 | 88.960 | 47.384 | 21.155 |
| | 家庭文化资本 | 母亲 ISCED | 等级变量 | 0.000 | 6.000 | 3.570 | 1.889 |
| har eta | | 父亲 ISCED | 等级变量 | 0.000 | 6.000 | 3.740 | 1.810 |
| 解释 变量 | 家庭经济资本 | 家庭教育资源 | 连续变量 | -4.411 | 1. 210 | 0.269 | 0.998 |
| 又里 | 《 以 以 以 以 以 以 以 以 以 以 | 家庭财富水平 | 连续变量 | -6.984 | 4.225 | -0.678 | 0.832 |
| | | 硕士学历教师比例 | 连续变量 | 0.000 | 0.769 | 0.139 | 0.135 |
| | 教师 质量 | 教师合格比例 | 连续变量 | 0.000 | 1.000 | 0.956 | 0.119 |
| | 灰星 | 教职工短缺指数 | 连续变量 | -1. 130 | 3.960 | 0.455 | 1.116 |
| 控制 | 元认知 | 理解与记忆能力 | 连续变量 | -1. 640 | 1.500 | 0.203 | 0.996 |
| 变量 | 学习时长 | 日学习时长/小时 | 连续变量 | 0.360 | 7.140 | 4.478 | 0.990 |

表 1 变量说明及描述性统计

(三)研究方法

1. OLS 回归模型

使用 OLS 回归模型探究家庭背景对学生学科素养的影响效应。由于因变量学生学科素养指标在 PISA 数据库中是连续变量,因此采用普通最小二乘法回归模型(OLS)估计。研究的基本计量模型设定如下:

$$Yi = \beta_0 + \beta_1 social - capital_i + \beta_2 cultural - capital_i + \beta_3 economic - capital_i + \beta_4 control_i + \delta X_1 \times X_2 + \varepsilon_i$$
(1)

公式(1)中, Y_i 为学科素养表现, $social-capital_i$ 为家庭社会资本, $cultural-capital_i$ 为家庭文化资本, $economic-capital_i$ 为家庭经济资本, δ 则是家庭社会资本、文化资本、经济资本之间的交互项,旨在探究各项家庭资本之间对学生学科素养的作用机制是否存在"相互加强"或"相互替代"的效果。 $control_i$ 为控制变量, ε_i 是随机扰动项, β_0 表示截距项。

2. Shapley 值分解法

采用 Shapley 值分解法探究家庭背景对学生学科素养影响的贡献程度。由于普通最小二乘法回归结果呈现的是自变量对因变量边际影响的绝对值,但却无法分解出对被解释变量变异来源的相对贡献率,因此本研究使用 Shapley 值分解法对学生学科素养总体变异的解释率进行相对贡献度分解,估算家庭背景(家庭社会资本、文化资本和经济资本)对学生学科素养的相对贡献率,找到提升学生学科素养的关键因素。

3. 分位数回归模型

为了估计各个因素对处于学科素养水平的学生影响的异质性,采用分位数回归模型进行估计。分位数回归的优点在于能够更加全面地描述自变量对不同分位点上因变量的条件分位数的边际影响,从而精确地估计自变量对因变量的变化范围及条件分布特征,判断自变量对因变量影响的异质性。对本研究而言,分位数回归模型有助于揭示家庭背景是如何影响不同分位点上学生学科素养水平的,进而采取精准的、差异化的支持性策略来提升不同水平学生的学科素养,实现边际效益最优化。分位数回归方程表达如下公式(2):

$$Q_{\theta}(y \mid X) = Min\beta_{q} \sum_{i: yi \ge xi\beta q}^{n} q \mid yi - xi\beta q \mid +$$

$$\sum_{i}^{n} i: yi \le xi\beta q (1 - q) \mid yi - xi\beta q \mid$$
(2)

4. 门槛回归模型

OLS 回归模型以及分位数回归模型仅考虑了自变量对学生学科素养的线性影响。但实际上,家庭背景对学生学科素养的影响可能并非以线性的方式单一呈现,而是始终处于动态变化的过程中。因此,为检验学生学科素养形成进程中是否因家庭背景的变动而存在门槛效应,本文借鉴 Hansen(1999)提供的门限回归思想,构建门槛回归模型,探讨家庭背景与学生学科素养影响的非线性互动关系。门槛回归的模型公式为:

$$Y_{i} = \alpha_{i} + \beta'_{11} X_{1} D(qi \leqslant \varphi) + \beta'_{12} X_{1i} D(qi \geqslant \varphi) + \beta'_{2} X_{2i} + \varepsilon_{i} = \alpha_{i} + \theta X_{i}(\varphi) + \varepsilon_{i}$$

$$(3)$$

公式(3)中, Y_i 为因变量学生学科素养, X_{1i} 为受门槛影响的核心解释变量, X_{2i} 为不受门槛影响的非核心解释变量, φ 为代估计的真实门槛值, q_i 和 D(X) 分别表示门槛变量和示性函数。在本研究中,门槛变量 q_i 为家庭背景(家庭社会资本、文化资本和经济资本),在分析其中任一门槛变量的同时,其他变量则被视为控制变量。当 $q_i \leq \varphi$ 时,则 $D(q_i)=1$,反之 $D(q_i)=0$ 。若门槛值检验存在,则表明家庭背景对学生学科素养存在非线性影响,且在门槛值前后呈现不同的影响趋势(估计系数 β 值门槛值前后呈现异质性)。由

于家庭背景下的家庭社会资本、家庭文化资本和家庭经济资本有多个子维度 指标,通过因子分析降浓缩提取变量。

5. 多层线性模型

由于家庭背景、教师质量分别是属于学生个体层面和学校层面变量,研究设计呈现了学生是嵌套于学校的蜂巢结构,故采用两水平的多层次线性模型展开实证分析。层一主要是关于家庭背景和学生个体相关控制变量,层二是学校教师质量核心解释变量,包括学校硕士学历教师比例、教师合格比例和教职工短缺指数。由于层二变量为连续变量,故选取随机效应模型,具体模型如下:

HLM 基本模型: Level 1:
$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + ei_j$$
 (4)

Level 2:
$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_i + U_{0i}$$
 (5)

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11} W_i + U_{1i} \tag{6}$$

公式(4)一公式(6)中, Y_{ij} 为学生学科素养, X_{ij} 是层一自变量(家庭背景和控制变量), W_i 是层二自变量(教师质量)。

6. 倾向得分匹配法

为保障模型估计的稳健性,研究进一步采用倾向得分匹配法(PSM)进行检验,通过反事实框架构建与事实相反的假想状态,将特定学校教师质量偏差视作干预,并度量此种干预带来的处理效应。其基本思想是通过 Logit 模型得到满足学校教师质量比较类型的条件概率,即"倾向得分",对处理组(D=1,高质量师资学校)中的个体样本与对照组(D=0,低质量师资学校)中倾向得分相近的个体样本进行匹配,匹配方法采用近邻匹配和卡尺匹配方法,计算出"平均处理效应(ATT)",倾向得分倾向得分估计量可以表示为如下公式(7):

$$\tau = E_{p(x)/D=1} \{ E[Y(1)/D=1, P(x)] - E[Y(0)/D=0, P(x)] \}$$
 (7)

三、实证分析

(一)不同学生的家庭背景对应学校教师质量的分布特征

通过描绘学生家庭背景(社会经济文化指数)对教师质量的边际影响四分位图(见图 1),可以发现,处于弱势家庭背景(最低四分位)的学生接受硕士学历教师教授的比例只有 8.1%,而相对优势家庭背景(最高四分位)的学生接受硕士学历教师教授的比例是 20%。同理,对弱势家庭背景的学生而言,学校教职工短缺指数高达 0.668,是家庭背景优势的学生所在学校教职工短缺指数的 2 倍多。在学校教职工合格比例方面,家庭背景差异对应该指标的

结果不存在较大差别。

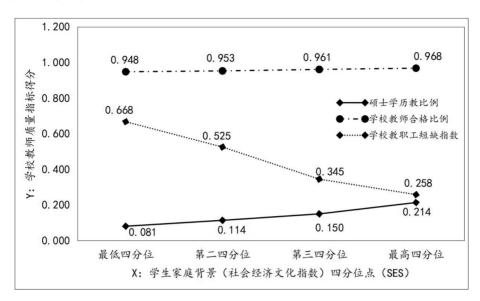


图 1 不同家庭背景学生对应教师质量水平的分布特征

(二)家庭背景对学生学科素养的影响及其异质性分析

首先通过 OLS 回归模型,比较家庭背景中三项资本对学生学科素养的差异化影响,再使用 shapley 值分解,判断家庭背景各变量对学科素养的解释程度,并使用分位数回归,估计不同分位值的影响,最后使用门槛回归估计家庭背景对学科素养提升的门槛效应。

第一,家庭社会资本、家庭文化资本均显著正向影响学生学科素养。家庭背景中的父母职业社会经济地位指数(ISEI)和家庭教育资源对学生各学科素养水平均呈现显著正向影响,母亲受教育程度对学生学科素养并无显著影响,但父亲受教育程度影响显著,且相对于未接受教育(ISCED 0),父母接受教育程度越高(ISCED 1—ISCED 6),对学生学科素养的影响系数也更高。家庭财富水平对学生学科素养并无显著影响。说明其表征的家庭社会资本和家庭文化资本能够正向预测学生学科素养水平,但家庭经济资本并不能影响学生学科素养。

第二,家庭背景对学生阅读素养影响程度更高,父母 ISEI 和受教育水平 对学生学科素养存在差异化影响。比较家庭背景对各学科素养影响差异,研 究发现,提升家庭社会资本和家庭文化资本对学生阅读素养影响估计系数最 高,即对阅读素养的提升效益最高。此外,对家庭社会资本和家庭文化资本 父母作用机制进行比较,发现相较于父亲,母亲的职业社会经济地位对学生 学科素养影响程度更高;但相对于母亲,父亲的受教育程度能对学生学科素 养产生更高的影响。

此外,交互项反映了家庭社会资本与家庭文化资本对学生学科素养的影响机制存在"相互加强"的效果,且主要对数学和科学学科影响显著,但家庭经济资本与家庭文化资本、家庭社会资本分别构成的交互项并不显著。

表 2 家庭背景对学生学科素养影响估计结果

| | 解释变量 | 模型数约 | | 模型 2 阅读 | | 模型 3 科学 | |
|----------------|-----------------|---------------------------|--------|---------------------------|----------------|---------------------------|----------------|
| | | | 标准化 | 非标准化 标准化 | | 非标准化 | 标准化 |
| | 截距 | 353. 755 *** (19. 367) | _ | 295. 472 *** (19. 307) | _ | 322. 924 *** (17. 950) | _ |
| 家庭 | 母亲 ISEI | 0.359*** (0.069) | 0.097 | 0.504*** (0.712) | 0.126 | 0.415*** (0.069) | 0.108 |
| 社会 资本 | 父亲 ISEI | 0. 281 *** (0. 071) | 0.074 | 0.367*** (0.073) | 0.090 | 0.345 *** (0.070) | 0.088 |
| | 母亲 ISCED 6 | -4.176 (6.477) | _ | 2.586 (7.063) | _ | 3. 132 (7. 194) | _ |
| 家庭 文化 资本 | 父亲 ISCED 6 | 30. 148 *** (9. 179) | _ | 47.667*** (9.338) | _ | 26. 507 *** (9. 052) | _ |
| | 家庭教育资源 | 7. 496 *** (1. 657) | 0.103 | 8. 995 *** (1. 969) | 0.115 | 8. 629 *** (1. 737) | 0.115 |
| 家庭经济资本 | 家庭财富水平 | -1.469 (1.626) | -0.014 | -2.554 (1.844) | -0.024 | 0.762*** (1.786) | 0.007 |
| | 理解与记 忆能力 | 15. 248 *** (1. 089) | 0.192 | 23. 559 *** (1. 134) | 0.276 | 20.014*** (1.081) | 0.245 |
| 控制 变量 | 日学习 时长 | 78. 461 *** (7. 422) | 1.045 | 78. 152 *** (7. 042) | 0.968 | 85. 438 *** (6. 733) | 1.104 |
| | 日学习时长平方 | -7.111^{***} (0.776) | -0.891 | -7.301*** (0.741) | −0. 850 | -7.862*** (0.709) | -0.955 |
| | E社会资本× 庭文化资本 | 9. 532** (3. 587) | 0.052 | 7. 389 (3. 938) | 0.037 | 10. 491 ** (3. 783) | 0.055 |
| | E经济资本× 庭文化资本 | -4.167 (3.005) | -0.031 | -5.217 (3.120) | -0.036 | -3.730 (3.297) | -0. 027 |
| | E经济资本× 庭社会资本 | -0.287 (1.702) | -0.004 | 2.337 (1.815) | 0.029 | 0. 492 (1. 739) | 0.006 |

| | | | | | | 续表 |
|-------|----------|--|----------|------------|-------|-----------------|
| 解释变量 | | | | 模型 2 阅读 | | 型 3 学 |
| | 非标准化 标准化 | | 非标准化 标准化 | | 非标准化 | 标准化 |
| F | 60.60 | | 90.01 | | 71.98 | |
| R^2 | 0.212 | | 0.267 | | 0.235 | |

注: p < 0.05, p < 0.01, p < 0.001; ()内为系数的标准误; 父母 ISCED 处理为虚拟变量,以 ISCED 等级 0 为基准,为节省篇幅仅展示 ISCED 6 系数;下面表同。

第三,学生学习时间对学科素养提升效益呈"倒 U"型曲线。根据边际效益递减规律以及"卡罗尔学校学习模型",学生学习时间对学科素养的提升效果取决于学习效率,无限制地延长学习时间并不能持续提升学生学科素养水平,且可能存在边际效益递减。因此,对控制变量学生学习时间进行二次项检验,模型中二次项检验显著(p < 0.001),且进一步采取更高阶次项检验(未呈现在表中)则不再显著,这说明二次项模型已达到模型拟合最优化。计算得到提升学生学科素养的最佳学习时间为 5-6 小时/天。

第四,家庭社会资本和文化资本能够更有效解释学生学科素养。夏普里值分解进一步显示(见表 3),家庭背景中,家庭经济资本对学生学科素养的贡献份额相对较小,社会资本和文化资本对学生学科素养扮演了更重要的角色。家庭社会资本对学生各学科素养差异来源的贡献份额在 24% - 27%之间,家庭文化资本学生各学科素养差异来源的贡献份额在 19% - 26%之间,而家庭经济资本对学生学科素养差异的解释程度仅有 3% - 5%。控制变量中学生理解与记忆能力水平对学科素养的解释程度也有 19% - 31%之间,日学习时长对学科素养的解释程度在 8% - 15%。

| 衣 3 | 多 挺育京X |]字玍字科 | ·东乔彭泂的 | shapley : | 万 胖 |
|-----|---------------|-------|--------|-----------|------------|
| | | | | | |

| 变量 | | 数学 | | 阅 | 读 | 科学 | |
|-------------|---------|----------|---------|--------|----------|---------|----------|
| 家庭社 | 母亲 ISEI | 14. 33 % | 27.00% | 13.68% | 20 27 1/ | 12.79% | 24. 35 % |
| 会资本 | 父亲 ISEI | 12.68% | 27.00% | 12.59% | 26. 27 % | 11.56% | 24.35 % |
| ٠٠ ٠٠ ٠٠ ٠٠ | 母亲受教育程度 | 14.24% | | 13.56% | 25.02% | 10.20% | 19.95% |
| 家庭文 化资本 | 父亲受教育程度 | 8.30% | 25. 26% | 8.97% | | 6.66% | |
| 电风平 | 家庭教育资源 | 2.71% | | 2.49% | | 3.09% | |
| 家庭经济资本 | 家庭财富水平 | 3. 28% | 3. 28% | 3.46% | 3.46% | 4. 17 % | 4. 17 % |

| | | | | | | | 续表 |
|----------|---------|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 变量 | 数 | 学 | 阅 | 读 | 科 | 学 |
| Landel | 理解与记忆能力 | 19.84% | | 29.62% | | 30.99% | |
| 控制 变量 | 日学习时长 | 14.14% | 44.46% | 8.85% | 45.25% | 11.78% | 51.53% |
| 又里 | 日学习时长平方 | 习时长平方 10.48% | | 6.78% | | 8.76% | |
| | 合计 | | | 100 |)% | | |

第五,父母的文化、社会资本分别对不同学科素养水平的学生影响存在差异。运用条件分位数回归模型,估计得到 0.1、0.3、0.5、0.7、0.9 这五个分位数点的回归结果,并将五分位点估计系数连线形成趋势图(见图 2),以此反映对不同学科素养水平学生带来的效益变化差异。在标准分位数回归模型 QR 中,无论对处于何种学科素养水平的学生,家庭社会资本和文化资本对学生学科素养的提升都呈显著正向影响,即会对所有层次学生的学科素养带来"普适性"的提升效益。同时,随着学生学科素养百分位点的增加,母亲的受教育程度和职业 ISEI 的估计系数都逐渐下降,而父亲的受教育程度和职业 ISEI 的估计系数则恰好相反,即母亲的文化资本和社会资本对"后进生"提升学科素养更有效,而父亲则是对"学优生"提升学科素养更有效。同时,总体家庭背景对学生学科素养的影响估计系数呈倒 U 型关系,即对学生学科素养的影响效果随学科素养分位点的增加而先增后减。上述结果也反映,在家庭背景中,母亲文化资本对学生学科素养具有"托底"功能,而父亲文化资本对学生学科素养则更多是"拔尖"的作用。

第六,家庭背景对学生学科素养促进作用存在门槛效应。研究检验家庭背景对学生学科素养的影响是否存在门槛效应。由表 4 可知,检验发现家庭背景均存在单门槛效应。因此,家庭背景对学生学科素养影响确实存在非线性影响。家庭社会资本、家庭文化资本和家庭经济资本均呈现门槛值前高效益而门槛值后低效益,甚至无效。具体而言,家庭社会资本的门槛值为一0.720,在全样本中处于 30.5%的位次,即当家庭社会资本水平在全样本中处于 30.5%之前,对学生学科素养的促进作用显著为正(β=25.187, p<0.05),但在家庭社会资本跨越 30.5%水平的拐点后,对学生学科素养的影响降低至原影响的 68%。同样,家庭文化资本和家庭经济资本的门槛值分别是 0.427 和一0.018,分别在达到总体水平的 80.0%和 82.3%的临界值后,其对提升学生学科素养的效益急剧下降,甚至为负。综上,门槛回归的结论反映了家庭背景对学生学科素养的形成遵循边际效益递减的原则,即在家庭背景较低水平家庭,提升家庭社会资本、文化资本和经济资本有显著的促进作用,但当家庭背景达到一定门槛值后便不再有效。

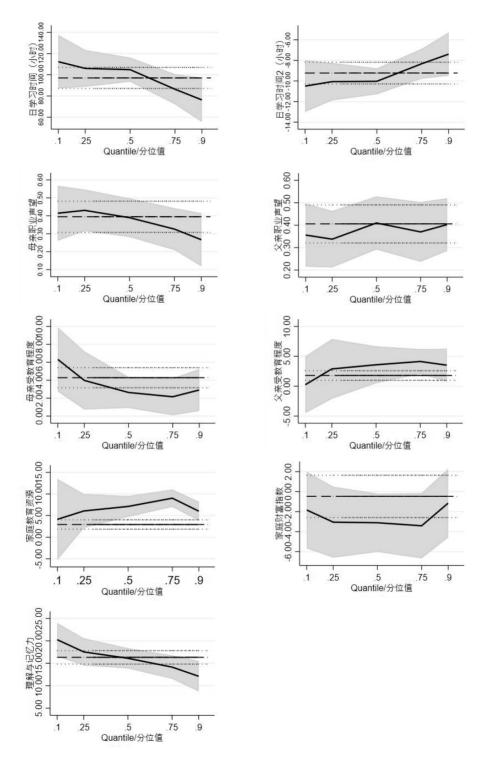


图 2 家庭背景对学生学科素养(数学)的分位数回归估计系数图

| 277.44 | 바 亦 팀 | ———模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
|----------|----------------------------|--------------|--------------|------------|
| ΙJή | 监变量 | 家庭社会资本 | 家庭文化资本 | 家庭经济资本 |
| | $q_{it} \leqslant \varphi$ | 25. 187 *** | 31. 130 *** | 4.897** |
| | q _{it} ≪Ψ | (4.832) | (2.603) | (1.651) |
| | 截距 | 369.058*** | 356. 765 *** | 362.707*** |
| 门槛变 | 似此 | (12.994) | (11.559) | (11.717) |
| 量估计 | $q_{it}{>}\phi$ | 17.529 *** | 11.607** | -13.099*** |
| | | (1.303) | (3.868) | (2.619) |
| | 截距 | 353. 574 *** | 391.278*** | 365.681*** |
| | 似 | (11.643) | (11.975) | (11.826) |
| 其他变量控制 | | YES | YES | YES |
| 门槛值 φ | | -0.720 | 0.427 | -0.018 |
| 门槛值所在百分位 | | 30.5% | 80.0% | 82.3% |

表 4 门槛回归估计结果(数学学科)

(三)家庭背景、教师质量对学生学科素养的影响

为检验家庭背景、教师质量对学生学科素养的共同作用影响,进一步使用多层线性模型探究其对学生学科素养的影响,计量结果见表 5。以数学学科为例,建立的模型1是仅纳入层一变量家庭背景的估计结果,模型2是仅纳入层二变量教师质量的估计结果,模型3是纳入所有变量的全模型估计结果。通过效应量 f² 可比较家庭背景和教师质量分别的影响效度。

| | AC 30 | た日本、 | 7.7.P /3C = | E.V.1 .1 | 1 1138 31 | HJ 5 /4 2 | | 471-476 | |
|----------|---------------------------|---------------------------|------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 知权士目 | 数学 | | | 阅读 | | | 科学 | | |
| 解释变量 | 模型1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 | 模型 6 | 模型 7 | 模型8 | 模型 9 |
| 截距 | 427. 543 *** (27. 278) | 392. 195 *** (28. 665) | 380. 320 *** (28. 290) | 385. 160 *** (31. 472) | 355. 795 *** (34. 556) | 338. 049 *** (30. 886) | 423. 853 *** (31. 478) | 383. 834 *** (33. 960) | 374. 303 *** (31. 615) |
| Level 1 | | | | | | | | | |
| 母亲 ISEI | 0. 221 ** (0. 078) | | 0. 215 ** (0. 078) | 0. 287 *** (0. 076) | | 0. 281 *** (0. 076) | 0.188* (0.081) | | 0. 182 * (0. 080) |
| 父亲 ISEI | 0. 159 * (0. 081) | | 0. 153 (0. 086) | 0. 187 (0. 096) | | 0. 182 (0. 096) | 0.155 (0.080) | | 0. 151 (0. 081) |
| 母亲 ISCED | 0. 076 (1. 215) | | -0.132 (1.226) | 0.703 (1.197) | | 0.469 (1.199) | -0.840 (1.414) | | -1.066 (1.412) |

表 5 家庭背景、教师质量对学生学科素养的多层线性模型估计结果

| | | | | | | | | | 续表 |
|-------------|----------------|--------------|-------------------------|----------------|---------------------|-----------------|---------------|--------------|--------------|
| 解释变量 | | 数学 | | | 阅读 | | | 科学 | |
| 肝件又里 | 模型1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 | 模型 6 | 模型7 | 模型8 | 模型 9 |
| 父亲 ISCED | 1. 442 * | | 1. 340 | 2. 447 * | | 2. 332 * | 2. 145 * | | 2. 031 * |
| 大示 ISCED | (0.730) | | (1.050) | (1.240) | | (1. 182) | (1.092) | | (1.025) |
| 家庭教育 | 2. 293 * | | 2. 166 * | 4.847 ** | | 4.709* | 3. 719 * | | 3. 591 * |
| 资源 | (1.149) | | (1.101) | (1.969) | | (1.935) | (1.767) | | (1.733) |
| 家庭财富 | -1. 483 | | -1.754 | -2. 611 | | -2 . 896 | −0.683 | | -0.956 |
| 水平 | (2.091) | | (2.089) | (2.471) | | (2.464) | (2.668) | | (2.670) |
| Level 2 | | | | | | | | | |
| 硕士学历 | | 161. 424 *** | 136. 597 *** | | 212.534 *** | 171. 585 *** | | 184. 717 *** | 159. 011 *** |
| 教师比例 | | (37.414) | (35. 256) | | (41.693) | (36.972) | | (39.022) | (36.619) |
| 学校教师 | | 49. 105 *** | 44.902*** | | 47. 141 *** | 40.884 *** | | 48. 055 *** | 44. 460 *** |
| 合格比例 | | (13. 248) | (13. 219) | | (13.078) | (11.221) | | (11.615) | (10.644) |
| 学校教职工 | | -11.680** | *—10 . 172 * * * | | -12 . 186 ** | *-9.737*** | | -11.014 *** | -9.320*** |
| 短缺指数 | | (3.057) | (2.880) | | (3. 219) | (2.878) | | (2.867) | (2.649) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 组间方 差 τ | 1862. 128 | 1686. 769 | 1487. 280 | 1954. 127 | 1853. 325 | 1476. 814 | 1856. 328 | 1662.058 | 1433. 728 |
| 组内方 差 σ² | 3687.858 | 3714. 250 | 3686. 862 | 4144. 546 | 4022. 981 | 4143. 141 | 3864.044 | 3898. 250 | 3862. 947 |
| f^2 | 29.5% | 36.17% | 43.7% | 39.7% | 42.8% | 54.5% | 33.1% | 40.08% | 48.3% |

首先,教师质量对学科素养的解释程度高于家庭背景。从模型估计系数和解释的效应量 f² 来看,校际之间学生学科素养差异的确不可忽视,四省市样本中学生学科素养差异的方差变异由校际分化可解释程度约为 40%,而这40%的校际学生学科素养差异,由学校教师质量所能解释的差异为 36% — 43%,家庭背景可解释的差异为 29%—40%,即教师质量对学科素养的解释程度高于家庭背景。其次,在控制相关变量以及纳入学校教师质量变量下,家庭社会资本和家庭文化资本仍显著影响学生学科素养,其中母亲职业社会经济地位指数(ISEI)、父亲受教育程度、家庭教育资源对学生学科素养有正向显著影响,且对阅读学科影响程度相对较高。

其次,提升学校教师学历、充足的教师数量和质量供给均能有效促进学生学科素养提高。研究结果显示,在三个全模型中,硕士学历教师比例、学校教师合格比例、学校教职工短缺指数对学生学科素养的影响均显著,说明

控制生源个体特征差异和家庭背景后,提升教师学历、保障教师数量和质量供给的充裕均可以有效促进学生学科素养提升。具体而言,学校教师队伍中硕士学历的比例每提升 10%,学生的数学、阅读和科学学科素养分别提升 13 分、17 分、15 分(p<0.01),即对标 PISA 平均每位学生学科素养则可以提升 2%-3%的水平;同理,学校教师合格比例每提升 10%,学校的学科素养可提升 4-5 分的水平。学校教职工短缺指数每增加一个单位,学生学科素养会降低 9-10 分水平。综上,提升教师质量有助于促进学生学科素养,这启发我们需要从教师学历和教师数量两方面共同保障高质量师资供给。

最后,提升教师质量对家庭背景劣势学生边际效益更高。根据 PISA 2018 中家庭社会经济文化指数(ESCS)划分的四等分位点,选取最高四分位学生样本和最低四分位学生样本,分别代表"家庭背景优势学生群体"和"家庭背景弱势学生群体"。以学生数学学科素养为例,采用多层线性模型对两类群体进行计量分析,从而探究教师质量对不同家庭背景学生学科素养的影响是否存在差异。以衡量教师质量的核心指标教师学历为例,发现提高学校硕士学历教师比例对家庭背景处于优势和弱势学生的学科素养都有显著促进效应。从具体效应量来看,虽然家庭背景处于最低四分位的学生初始学科素养较低,但提高学校硕士学历教师的比例后,对数学学科素养产生影响的估计系数(斜率)达到家庭背景最高四分位学生的近两倍(见图 3)。然后,分别以科学和阅读学科素养为例进行计量分析,得到的结论基本一致,因此,提高硕士学历教师的比例,对家庭背景处于弱势的学生的学科素养提升的边际效益更高。

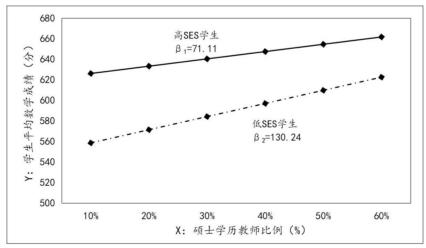


图 3 不同家庭背景(ESCS)学生教师学历对学科素养提升的边际效益

(四)倾向得分匹配估计结果

为检验多层线性模型估计是否存在偏差,本研究进一步使用倾向得分匹配法(PSM)对结果进行稳健性检验,将学校硕士学历教师比例、学校教师合格比例和学校教职工短缺指数进行四分位取值,选取最高四分位和最低四分位作为处理组和对照组,分别对应高质量教师聚集学校组和普通学校组。根据 Logit 回归模型得到的倾向得分,对处理组和对照组学生个体进行匹配。研究采取近邻匹配法(n=1)和卡尺匹配法(Caliper=0.06),以数学学科素养为例,用信息载荷最大的第一个似真值(PV1)值作为因变量进行分析。在构建匹配样本的"反事实"学生学科素养分布序列后进行倾向得分匹配估计,匹配后处理组和对照组的平衡性检验发现,匹配后(Matched)所有变量的标准化偏差(%bias)均小于10%,误差消减了近80%以上的水平,即匹配过程实现了数据有效平衡。

平均处理效应(ATT)的结果显示(见表 6),就硕士学历教师比例而言,处理组学生学科素养显著高于对照组学校,近邻匹配所得差值为 57.579 (p < 0.001),卡尺匹配所得差值为 43.155(p < 0.001),最高四分位学校学生学科素养平均比最低四分位学校学生高出 43-57 分水平;就学校教师合格比例而言,近邻匹配所得差值为 25.788(p < 0.001),卡尺匹配所得差值为 16.250(p < 0.001),最高四分位学校学生学科素养平均比最低四分位学校学生高出 16-25 分水平;就学校教职工短缺指数而言,近邻匹配所得差值为 -37.034(p < 0.001),卡尺匹配所得差值为 -27.976(p < 0.001),最高四分位学校学生供出 16-25 分水平。总体而言,处理组与对照组倾向得分的检验结果支持前文多层线性模型估计的稳健性。

| 教师质量 | Ų. | f邻匹配(AT | T) | 卡尺匹配(ATT) | | | |
|---------------|----------|----------|-------------------------|-----------|---------|--------------------------|--|
| 变量 | 处理组 | 对照组 | 差值 | 处理组 | 对照组 | 差值 | |
| 硕士学历 教师比例 | 622. 103 | 572.807 | 49. 296 *** (2. 382) | 628. 573 | 585.418 | 43. 155 *** (4. 015) | |
| 学校教师 合格比例 | 599.766 | 573. 988 | 25. 788 *** (2. 437) | 613. 269 | 597.019 | 16. 250 *** (2. 329) | |
| 学校教职工 短缺指数 | 584. 598 | 621.633 | -37.034 *** (2.358) | 584.764 | 612.740 | -27. 976 *** (2. 448) | |

表 6 倾向得分匹配(PSM)估计结果(数学学科)

四、结论与建议

基于家庭背景、学校教师质量与学生学科素养的影响机制进行分析,研究结果揭示了学生的家庭、学校因素与其学科素养之间的联系,以及这两者对学生学科素养提升的异质性及联合作用机制。

(一)结论与讨论

首先,家庭社会资本、家庭文化资本会不同程度影响学生学科素养,并存在学科异质性和学生水平的差异性。具体而言,父母职业社会经济地位指数(ISEI)、父母受教育程度、家庭教育资源对学生各学科素养水平均呈现显著正向效应,家庭社会资本和文化资本能够更有效解释学生学科素养。从学科异质性而言,提升家庭社会资本和家庭文化资本对学生阅读素养影响估计系数最高;从学生异质性而言,母亲社会资本和文化资本对"后进生"的学生学科素养提升边际效益更高,父亲则恰好相反;家庭教育资源对不同水平的学生学科素养影响呈倒U型关系。这或许与父母不同的教养方式和对家庭的参与模式有关(郑维和刘桂荣,2021),此外,学生学习时间对学科素养提升效益呈"倒U"型曲线,提升学生学科素养的最佳学习时间为5-6小时/天。

其次,家庭背景对学生学科素养的提升存在门槛效应。家庭背景对学生学科素养的形成遵循边际效益递减的原则,家庭社会资本在达到全样本水平的30%时,其对学生学科素养的影响降低至原影响的68%;家庭文化资本在达到全样本水平的80%时,其对学生学科素养的提升效益减低至37%;而家庭经济资本则是达到全样本82.3%的临界值后,其对学生学科素养甚至为负值。也就是说家庭背景对学生学科素养的影响并非是单一线性影响,而是存在一定的阈值。已有研究发现,从内在因素进行解释,尽管父母影响作用显著,但学生自身的自我效能感也会对学科素养形成重要影响(郭筱琳等,2017);从外部因素进行解释,这一发现更细致地描述了家庭背景对学生影响的有限性,尽管已有研究多呈现了家庭资源对学生发展的强势支持和对教育不平等的固化效应(岳昌君和周丽萍,2017),但这一发现提供了在非认知能力产出方面,学校教育、社会教育可以竭力给予补偿的可能性。

最后,针对家庭背景和教师质量哪种因素更能影响学生学科素养这一问题进行回应,发现学校教师质量更有效,同时,提升学校教师学历、保障教师数量和质量供给充裕均能有效促进学生学科素养。但值得商榷的是,学生家庭背景对教师质量具有"选择效应",伴随着学生家庭背景的提升,四省市学生所获得高质量教师教学的机会也不断提高。而且结论还发现,提升教师质量对家庭背景劣势学生边际效益更高。因此,促进教师学历结构的空间分

布均衡,缩小家庭背景劣势家庭子女与优势家庭子女的高质量师资授课机会 差距,对促进教育优质均衡和牵引教育高质量发展具有重要意义。

(二)研究建议

第一,家长需要加强自身的家庭教育能力建设,从"参与"走向"会参与"。 父母对子女教育的关注和付出实际上是将文化资本、社会资本转化为孩子成 长中素养形成的必要条件。要做到从"参与"走向"会参与",首先要求家长有 能力参与、懂得参与、善于参与,因此需要大力加强家长的家庭教育能力培 训,尤其是对于家庭条件相对较弱的家长,在给予子女更好的教育资源往往 存在一定障碍,但可以通过转变沟通方式、给予更多陪伴,与孩子及其成长 中的"重要他人"增强交流与互动,从而在子女学科素养培养发挥更大作用。 在这一过程中,社区和学校需要给予一定的机制支持鼓励家长积极参与到子 女的学校活动中去,更好地发挥家校社共育的效果,从而帮助孩子增加提高 学科素养的可能性。

第二,区县教育行政部门需要继续实施高学历教师流动计划,引导高质量教师向办学条件相对薄弱学校柔性流动。教育行政部门应加大对弱势地区教师资源配置问题的关注,由县(市、区)级教育行政部门组织选派高学历教师进行轮岗和区域流动,科学配置教师资源,实现高学历教师在优质学校和薄弱学校间的合理有序流动,实现区域内校际师资质量均衡配置。加大义务教育学校高学历师资供给以及流动计划,既有助于弥补教育薄弱地区和弱势群体学生学科素养的缺陷,符合"公平取向"。同时,提升教师质量对家庭背景劣势的学生能带来更高的效益,说明其也符合"效率取向"。这一发现对于促进区域教育优质均衡和高质量发展具有重要意义。因此,区县政府要继续进行强有力的政策干预,可采取"银龄讲学""教师轮岗"等跨区域教师资源协调政策,为家庭资本相对较弱的学生提供优质教师资源补偿。

第三,面向教育现代化 2035,国家需要大力实施教师学历提升工程,前瞻性地制定高质量教师均衡供给政策。尽管当下家庭背景优势的家庭会有更大机会拥有更优质教师,但教师整体水平的提高仍然有助于提升大部分学生的学科素养。可借鉴新西兰、韩国和日本的相关经验,家庭背景弱势学生与家庭背景优势学生在接受高学历、高素质教师教授的机会并不存在显著差距,主要原因在于通过高位的行政主体参与教师聘用工作,以保障高学历师资的均衡分布(Akiba et al.,2007)。在我国,目前家庭背景劣势的学生更多地集中于中西部地区,尤其以农村地区为主,但目前我国优质教师仍属于"稀缺资源",东、中、西部教师资源差异较大,需要从数量和质量两个层面保障家庭背景劣势学生接受高质量师资的机会。要挖掘更多有志于从事农村教育事业的教师,强化教师专业精神的培养,同时做好后备保障工作,通过制定补偿

性工资差异政策为愿意前往经济欠发达地区的教师提供更好的薪酬待遇,从 而为家庭资本较弱的学生提高学科素养提供更多可能性。

(三)研究局限与展望

研究基于多种模型探讨家庭背景、教师质量对学生学科素养的作用效果,需要说明的是,尽管 Hanushek 的经典教育生产函数理论模型为本研究的模型设定提供了理论依据,并使用准实验设计 PSM 进行了教师质量维度的稳健性检验,但就家庭背景维度而言,无论 OLS 回归模型还是多层线性模型等,还是容易受遗漏关键变量因素而导致模型估计的内生性问题,未来还需更进一步使用更为广泛细致的数据以及更为因果推断工具予以检验。最后,关于家庭、学校教师与学生产出的影响研究逐步丰富,教育生产函数理论也得到了进一步扩展。面向新时期的家校合作共育,在家庭层面未来可进一步关注家庭教育策略、父母教育时间分配、家庭生产函数等,学校层面可聚焦教师教学行为、教学效能、教育领导力等"软实力",学生产出层面学生的社会情感能力、抗逆力等非认知技能也值得进一步探讨,从而构建更为丰富的理论框架。

「参考文献〕

- 布迪厄,1997:文化资本与社会炼金术,上海:上海人民出版社。
- 陈纯槿,2020:《PISA 2018 中国四省市学生阅读素养研究新发现》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第5期。
- 程猛、康永久,2016:《"物或损之而益"——关于底层文化资本的另一种言说》,《清华大学教育研究》第4期。
- 郭筱琳、周寰、窦刚、刘春晖、罗良,2017:《父母教育卷入与小学生学业成绩的关系——教育期望和学业自我效能感的共同调节作用》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第2期。
- 何二林、叶晓梅、潘坤坤,2020:《中英两国家庭文化资本对学生学业成绩的影响差异——基于 PISA2015 数据的实证研究》,《教育学术月刊》第 3 期。
- 何章立、丁小浩,2021:《现金资助对贫困高中生学业成绩的影响研究——基于随机干预 实验的证据》,《教育经济评论》第3期。
- 江求川、任洁,2020:《教育机会不平等:来自 CEPS 的新证据》,《南开经济研究》第 4期。
- 李丽、赵文龙,2017:《家庭背景、文化资本对认知能力和非认知能力的影响研究》,《东 岳论从》第4期。
- 李文桃、刘学兰、喻承甫、张彩霞、叶佩珏,2017:《学校氛围与初中生学业成就:学业情绪的中介和未来取向的调节作用》,《心理发展与教育》第2期。
- 梁文艳、孙冉、叶晓梅,2018:《核心素养视角下父母参与如何影响儿童的学业发

- 展? ——基于城乡户籍和区域流动状况的差异分析》,《教育经济评论》第3期。
- 刘泽云、田梦,2020:《拥有更多的女生同伴有助于提高学习成绩吗?——对性别同伴效应的估计》,《教育经济评论》第6期。
- 汪卫平,2021:《父母学业参与对子女大学准备度的影响——基于华东四省四所县中高三学生的调查》,《教育经济评论》第4期。
- 吴贾、林嘉达、韩潇,2020:《父母耐心程度、教育方式与子女人力资本积累》,《经济学动态》第8期。
- 杨宝琰、万明钢,2015:《父亲受教育程度和经济资本如何影响学业成绩——基于中介效应和调节效应的分析》,《北京大学教育评论》第2期。
- 姚昊、胡耀宗、马立超,2021:《班级规模、教师学历如何影响学生学业成绩——基于 PISA 2018 的国际比较研究》,《清华大学教育研究》第5期。
- 姚昊、马立超,2022:《高学历教师培养的学生成绩更优异吗?——理论争议、实证检验与政策启示》,《开放教育研究》第2期。
- 姚昊、张莹,2021:《"筛选"还是"培优":选择民办学校会取得更高的学业成绩吗?——基于 PISA 2018 中国四省市的分析》,《教育与经济》第 3 期。
- 叶方如,2021:《教师资源供给与学生学业成绩——基于 PISA 2018 中国四省市的分析》,《教育与经济》第 3 期。
- 岳昌君、周丽萍,2017:《家庭背景对我国重点高中入学机会的影响——基于2014年高等教育改革学生调查的实证分析》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第3期。
- 郑磊、祁翔、侯玉娜,2018:《家庭对子女教育的代际影响效应:理论、方法与证据》,《社会发展研究》第3期。
- 郑维、刘桂荣,2021:《母亲参与对小学高年级学生学业成绩的影响:母亲教养方式的调节作用》,《心理研究》第4期。
- 曾家延、董泽华,2017:《学生参与时间理论模型研究评论——兼论 PISA 等国际大规模测试对学习时间测量的不足》,《外国教育研究》第11期。
- 张楠、林嘉彬、李建军,2020:《基础教育机会不平等研究》,《中国工业经济》第8期。
- 张山,2018:《家庭资本、教育与社会流动》,《经济问题》第12期。
- Akiba, M., G. K. Letendre, J. P. Scribner, 2007, "Teacher Quality, Opportunity Gap, and National Achievement in 46 Countries", Educational Researcher, 36(7): 369-387.
- Anderson, J. R. 1983, "A Spreading Activation Theory of Memory", Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior, 22(3): 261-295.
- Bastian, K. C. 2019, "A Degree Above? The Value-Added Estimates and Evaluation Ratings of Teachers with a Graduate Degree", Education Finance and Policy, 14(4): 652-678.
- Hansen B. E. 1999, "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", *Journal of Economics*, 93(2): 345-368.
- Harris, D. N. and T. R. Sass, 2011, "Teacher Training, Teacher Quality, and Student Achievement", *Journal of Public Economics*, 95(7): 798-812.
- Lee, S. W. and E. A. Lee, 2020, "Teacher Qualification Matters: The Association between

Cumulative Teacher Qualification and Students' Educational Attainment", International Journal of Educational Development, 77: 102218.

OECD, 2015: Students, Computers and Learning: Making the Connection, Paris: OECD Publishing.

OECD, 2019: PISA 2018 Assessment and Analytical Framework, Paris: OECD Publishing.

How Does the Family Background and the Quality of School Teachers Affect Students' Subject Literacy?

——An Empirical Analysis Based on PISA 2018

YAO Hao, JIANG Fan

(Faculty of Education, East China Normal University)

Abstract: Subject core literacy is an important starting point for improving the quality of basic education in the world. Exploring the basic logic of family background and teacher quality on the generation of students' subject literacy is helpful to reveal how families and schools intervene, so as to comprehensively improve students' subject literacy in all subjects. Based on the analysis of PISA 2018 school and student sample data, it is found that family social capital and family cultural capital will affect students' subject literacy to varying degrees, and there are differences in subject heterogeneity and student level; The family background has a threshold effect on the improvement of students' subject quality; The family background follows the principle of diminishing marginal benefit to the formation of students' subject quality; The quality of teachers can promote students' subject accomplishment more effectively than their family background; Improving school teachers' qualifications, ensuring sufficient supply of teachers in quantity and quality can effectively promote students' subject literacy, and improving teachers' quality has higher marginal benefit for students with inferior family background. Therefore, it is suggested that parents need to strengthen their own family education capacity building, move from "Be able to participate" to "Know how to get involved better", district and county education administrative departments need to continue to implement the mobility plan for highly educated teachers, guide high-quality teachers to flow flexibly to schools with relatively weak school running conditions, and the country needs to vigorously implement the teacher education improvement project, and proactively formulate a balanced supply policy for high-

Key words: family background; teacher quality; teacher's education background; core quality; PISA

(责任编辑:杨娟 责任校对:杨娟 刘泽云)