

父母数字素养与儿童人力资本积累：关联路径与中介作用

蔡雯，侯明喜

重庆工商大学法学与社会学学院，重庆

收稿日期：2026年7月30日；录用日期：2026年9月15日；发布日期：2026年9月23日

摘要

本研究利用中国家庭追踪调查(CFPS) 2018年和2020年的跨期匹配数据，考察父母数字素养与儿童人力资本积累之间的关联及其可能的中介作用。本文从数字接入、数字应用和数字价值感知三个维度构建父母数字素养指标，以2020年儿童学业表现和非认知能力为结果变量，采用主成分分析、逐步回归及家庭聚类Bootstrap检验，比较家庭教育消费、亲子教育参与和儿童数字学习三条关联路径。研究发现，父母数字素养每提高1个标准差，儿童学业表现平均高0.080个标准差，非认知能力的条件关联不显著。教育消费的间接效应最稳定，亲子教育参与仅获弱支持，儿童数字学习路径不显著学业效应主要集中于小学阶段。城乡总体效应差异不显著，但城镇家庭的数字资源转化路径更强。本文建议父母数字素养主要通过优化家庭教育资源配置促进儿童学业积累。家庭数字教育政策应由接入支持转向能力培养，并重点关注小学阶段和农村家庭。

关键词

父母数字素养，儿童人力资本，家庭教育消费，亲子教育参与，数字学习

Parental Digital Literacy and Children's Human Capital Accumulation: Associational Pathways and Mediating Roles

Wen Cai, Mingxi Hou

School of Law and Sociology, Chongqing Technology and Business University, Chongqing

Received: July 30, 2026; accepted: September 15, 2026; published: September 23, 2026

文章引用：蔡雯，侯明喜. 父母数字素养与儿童人力资本积累：关联路径与中介作用[J]. 社会科学前沿, 2026, 15(9): 528-541. DOI: 10.12677/ass.2026.159781

Abstract

This study uses longitudinally matched data from the 2018 and 2020 waves of the China Family Panel Studies (CFPS) to examine the relationship between parental digital literacy and children's human capital accumulation, as well as its possible mediating mechanisms. The study constructs an index of parental digital literacy from three dimensions: digital access, digital usage, and perceived digital value. The outcome variables are children's academic performance and non-cognitive skills in 2020. Using principal component analysis, stepwise regression, and household-clustered bootstrap tests, the study compares three pathways: household educational expenditure, parent-child educational involvement, and children's digital learning. The results show that a one standard deviation increase in parental digital literacy is associated with an average increase of 0.080 standard deviations in children's academic performance, while the conditional association with non-cognitive skills is not significant. The indirect effect through educational expenditure is the most stable, parent-child educational involvement receives only weak support, and the children's digital learning pathway does not show a significant effect on academic performance, which is mainly concentrated in the primary school stage. Overall urban-rural differences in effect are not significant, but the digital resource conversion pathway is stronger in urban families. The study suggests that parental digital literacy primarily promotes children's academic accumulation by optimizing the allocation of household educational resources. Policies on family digital education should shift from access support to capacity-building, with particular focus on the primary school stage and rural households.

Keywords

Parental Digital Literacy, Children's Human Capital, Household Education Expenditure, Parental Involvement, Digital Learning

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

数字技术正在重塑家庭获取教育信息、购买教育服务和组织儿童学习的方式。第 55 次《中国互联网发展状况统计报告》显示,截至 2024 年末我国网民规模达到 11.08 亿,互联网普及率为 78.6%,但城乡数字基础仍不均衡[1]。当网络接入逐渐普及后,儿童发展面临的数字差距已从“能否接入”转向“能否有效使用”。父母能否识别教育信息、筛选数字内容、选择教育服务并规范儿童使用数字设备,关系到数字资源能否更有效地转化为儿童的人力资本。

国家政策已将数字素养、教育数字化与人的全面发展相联系。《提升全民数字素养与技能行动纲要》提出构建覆盖全民、城乡融合的数字素养培育体系,并明确数字素养提升对于人力资本积累和人口质量红利的意义[2]。《中国儿童发展纲要(2021—2030 年)》强调优化儿童发展环境、提高儿童综合素质和完善学校家庭社会协同育人机制;《教育强国建设规划纲要(2024—2035 年)》进一步提出以教育数字化开辟发展新赛道[3][4]。这些政策为数字时代儿童人力资本发展提供了制度依据,也提出了一个需要经验研究回答的问题:国家不断扩大的数字教育资源,究竟如何通过家庭特别是父母的数字能力,转化为儿童发展的实际成果?

既有研究表明,即使接入条件相同,个体在线搜索和数字运用能力仍存在显著差异,由此形成“第二层数字鸿沟”[5]。人力资本形成研究则强调认知能力与非认知能力的动态互补以及家庭投入的长期关联[6]。但是,现有研究较多关注儿童自身上网行为或家庭网络接入,对父母数字素养如何通过家庭教育决策与子代能力积累关注不足;同时,单一互联网使用指标也难以覆盖数字应用和价值认知。

近年国内相关研究逐渐由网络接入转向数字能力及其教育后果。黄荣怀(2022)指出,教育数字化转型的核心并非技术和设备的简单叠加,而是提升学生、教师、管理者及家长的数字能力,推动数字技术与教育过程深度融合[7]。田丰、王璐(2020)发现,我国青少年网络技能素养总体较好,但仍存在娱乐性使用偏重、基础技能不足和网络效能感偏弱等问题,家庭参与是改善青少年网络素养的重要条件[8]。李晓静等(2023)进一步发现,青少年在数字化学习、信息素养和内容创造方面存在明显地区差异[9]。总体来看,国内研究主要关注青少年自身数字素养和学校数字教育,对父母数字素养如何通过家庭教育投入影响儿童人力资本积累,仍缺少系统分析。

本文使用中国家庭追踪调查 2018 年和 2020 年数据,将 2018 年父母数字素养与 2020 年儿童学业表现和非认知能力进行跨期匹配,回答三个问题:第一,父母数字素养是否与儿童人力资本积累相关;第二,家庭教育消费、亲子教育参与和儿童数字学习是否构成可能的中介路径;第三,上述关系是否存在城乡、父母性别和儿童教育阶段差异。本文的贡献在于构建多维父母数字素养指标,将数字资本纳入家庭人力资本投资框架,并在统一模型中比较三条关联路径。

相较于既有研究,本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面。第一,在理论层面,本文构建“父母数字素养-家庭教育消费、亲子教育参与与儿童数字学习三重路径-儿童人力资本积累”的分析框架,将数字资本纳入家庭人力资本投资和代际传递过程,为理解数字时代家庭能力差异与儿童发展差异之间的关联提供解释。第二,在方法层面,本文将父母数字素养的测量从“接入-使用”推进到“能力-素养”,综合数字接入、数字应用、网络学习和信息获取等维度构建指标,并分别考察父亲和母亲数字素养。第三,在政策层面,本文不只回答父母数字素养是否重要,而且进一步比较其与教育消费、亲子教育参与和儿童数字学习之间的中介关联,并检验城乡和性别差异。这有助于将家庭数字教育政策从一般性的设备供给和网络普及,推进到面向不同家庭的数字能力培养、教育资源识别、亲子数字陪伴和儿童网络学习管理,为精准干预家庭数字教育、缩小儿童发展差距提供经验依据。

2. 文献综述与研究假设

2.1. 父母数字素养的概念与测量

数字素养概念经历了由“信息素养”向“数字素养”,再向“数字胜任力”拓展的过程。早期的信息素养主要强调信息检索、识别和评价能力;随着互联网和数字终端普及,Gilster(1997)将数字素养界定为理解和使用数字信息的综合能力,研究重点由信息获取扩展至数字工具应用[10]。近年来,数字胜任力进一步强调个体在数字环境中的批判性思考、内容创造、安全意识、伦理责任和社会参与,表明数字素养并非单纯的设备操作技能,而是一种包含认知、行为和价值取向的复合能力。

国内研究同样呈现出由“技术使用”向“综合能力”演进的趋势。郑云翔、钟金萍等(2020)认为,数字公民素养应同时包含技术应用、信息认知、伦理责任和社会参与[11]。李晓静、胡柔嘉(2020)从信息获取、沟通协作、内容创造和安全意识等方面构建中小学生数字技能测评框架[12]。李晓静、刘祎宁和冯紫薇(2023)进一步发现,我国青少年在数字内容创造、数字化学习和信息素养等方面存在明显地区差异,因而主张采用多维测量方式,而不能简单以是否上网作为判断标准[9]。

现有经验研究受大型调查数据限制,多以是否接入互联网、上网频率或使用时长代理数字素养。这种测量实际上反映的是“数字接入”或“数字使用”,难以识别个体有效获取、理解和转化数字信息的

能力。陈南旭、李宇轩和吴继煜(2024)指出,信息获取能否转化为实际收益,还取决于个体的信息甄别能力,说明互联网接入并不必然产生数字红利[13]。

据此,本文利用 CFPS 2018 年和 2020 年成人问卷的共同题项,从三个维度构建父母数字素养指数:第一,数字接入,反映父母能否通过移动终端或计算机进入数字环境;第二,数字应用,反映父母将互联网用于学习、工作、社交和商业活动的程度;第三,数字价值感知,反映父母对互联网信息功能及其学习、工作和社会价值的认同。本文对相关题项进行同向化和标准化处理,采用主成分法合成综合指数,并以等权平均指数进行稳健性检验。

2.2. 父母数字素养与儿童人力资本

人力资本形成理论认为,儿童早期获得的认知能力和非认知能力具有动态累积性,并会影响后续教育、就业和收入。Cunha 和 Heckman (2007)提出的技能形成理论强调,早期能力不仅具有持续性,而且能够提高后续教育投入的生产率[6]。本文据此将儿童人力资本积累划分为两个维度:一是以语文、数学成绩或综合学业评价表征的学业表现;二是以责任意识、坚持性、情绪稳定性和社会适应等表征的非认知能力。在家庭层面,父母既是儿童教育资源的提供者,也是学习习惯、价值观念和行为方式的塑造者。张皓辰、秦雪征(2019)发现,父母的要求程度和回应程度有利于提高子女学业成绩,而积极回应对青少年心理健康具有显著促进作用,说明家庭教养环境是人力资本代际传递的重要载体[14]。

数字时代,父母数字素养可以被视为一种新型人力资本和信息资本。数字素养较高的父母更容易识别优质教育信息、选择适合儿童的学习资源、回应儿童学习需求,并通过自身数字行为形成示范。与传统教育程度相比,父母数字素养更直接反映其在数字教育环境中配置和转化信息资源的能力。因此提出:

H1a: 在其他条件不变的情况下,父母数字素养与儿童学业表现呈显著正相关。

H1b: 在其他条件不变的情况下,父母数字素养与儿童非认知能力呈显著正相关。

2.3. 三条关联路径与中介作用

2.3.1. 家庭教育消费

信息资本理论认为,家庭教育投资不仅受到收入约束,也受到信息不对称和搜寻成本的影响。杨钊、徐颖(2017)使用 CFPS 数据发现,母亲互联网使用能够通过降低交易成本、缓解信息不对称而增加家庭教育投资,但该效应主要集中于城镇家庭,说明信息资本的转化具有明显的城乡差异[15]。此后,杨钊、徐颖(2020)进一步发现,家庭互联网使用提高了择校、进入优质学校和参加校外辅导的概率,并带动非义务教育支出和补习支出增长,但其作用会受到户籍及教育制度约束[16]。林欣、谢静雨和林素絮(2021)也发现,家庭教育支出、藏书量以及学习工具投入与农村儿童学业成绩显著相关[17]。据此,数字素养较高的父母能够更有效地搜索、比较和筛选教育产品,降低教育消费决策成本,将数字信息优势转化为学习资料、培训课程和教育服务。不过,教育消费的作用取决于投入质量,并非支出越多效果必然越好。因此提出:

H2: 家庭教育消费在父母数字素养与儿童人力资本积累的关联中发挥中介作用。

2.3.2. 亲子教育参与

家庭教育投入既包括货币投入,也包括时间、情感和教育参与。数字素养能够降低家校沟通和学习监督的信息成本,使父母更容易了解儿童学习情况、获取教育方法,并提高亲子沟通和学习支持的针对性。李佳哲、胡咏梅(2021)发现,家长学习参与能够通过改善亲子关系和增强儿童学习自信影响学业成绩,但初中阶段家长参与与成绩之间可能呈倒 U 形关系,说明参与方式和质量比单纯增加参与频率更重要[18]。张皓辰、秦雪征(2019)的研究也表明,父母回应性不仅影响成绩,而且与青少年心理健康密切相关

[14]。因此, 数字素养较高的父母可能更善于利用数字信息改善教育方式, 通过亲子沟通、作业关注、学习监督和家校联系形成支持性教育环境, 并与儿童认知能力和非认知能力发展形成正向关联。据此提出:

H3: 亲子教育参与在父母数字素养与儿童人力资本积累的关联中发挥中介作用。

2.3.3. 儿童数字学习

数字技术对儿童发展的作用并非取决于接触时间本身, 而取决于具体使用目的。田丰、王璐(2020)发现, 我国青少年网络技能总体有所提升, 但网络使用仍存在娱乐化倾向, 家庭指导是改善网络使用质量的重要条件[8]。李晓静等(2023)则指出, 数字化学习是青少年数字素养差异最明显的领域之一[9]。邹庭瑾、陈纯瑾(2019)发现, 长时间上网会降低中学生的数学、阅读和科学素养, 但这种影响受到使用动机调节: 娱乐性使用会强化负面影响, 而学习性使用能够减弱不利后果。这说明“是否上网”不能直接代表数字学习, 必须区分学习性使用与娱乐性使用[19]。数字素养较高的父母更有能力为儿童筛选适龄学习资源、规范网络使用时间、识别网络风险, 并将儿童的数字活动由娱乐消费引导至知识搜索和自主学习。因此提出:

H4: 儿童数字学习在父母数字素养与儿童人力资本积累的关联中发挥中介作用。

2.4. 研究评述与分析框架

已有研究分别讨论了互联网使用、家庭教育投资、家长参与及儿童网络行为, 但仍存在三方面不足: 第一, 不少研究将互联网接入等同于数字素养, 忽视数字应用与价值认知差异; 第二, 相关研究多考察数字素养与成年人就业、收入和消费之间的关系, 对其代际人力资本关联关注不足; 第三, 既有研究通常考察单一渠道, 尚未将家庭教育消费、亲子教育参与和儿童数字学习纳入统一分析框架。

因此, 本文构建“父母数字素养-家庭资源与行为转化-儿童人力资本积累”的分析框架。一方面, 父母数字素养可能与儿童所处的信息环境改善相关; 另一方面, 其可能通过家庭教育消费、亲子教育参与和儿童数字学习三条路径形成间接关联。同时, 城乡数字基础设施、家庭资源约束及儿童性别角色期待可能改变数字素养的转化效率, 因而本文进一步考察城乡、父母性别和儿童教育阶段异质性。

3. 样本选择与变量设置

3.1. 数据来源与样本筛选

本文使用北京大学中国社会科学调查中心实施的 CFPS 2018 年和 2020 年数据[20]。父母数字素养、父母年龄和受教育年限来自 2018 年成人个人问卷, 家庭收入、资产和规模来自 2018 年家庭经济问卷, 儿童结果变量和中介变量来自 2020 年少儿家长代答问卷。依据儿童问卷记录的父亲和母亲样本编码以及跨期个人编码, 完成“儿童-父母-家庭”匹配。

2020 年少儿代答数据库共有 6985 个观测。本文保留 6~15 岁且处于小学、初中或高中阶段的 3688 名在读儿童, 其中 3064 名至少能够匹配一位父母的 2018 年数字素养。剔除模型所需变量缺失值后, 学业表现基准回归样本为 2751 个, 非认知能力样本为 2765 个; 并行中介模型相应样本为 2734 个和 2750 个。同一结果变量的逐步回归使用相同完整样本。

3.2. 变量测量

3.2.1. 被解释变量

人力资本不仅表现为知识和认知技能, 也包括努力程度、自我控制、坚持性和规则意识等非认知能力。因此, 本文从学业表现和非认知能力两个维度衡量儿童人力资本积累。

根据 2020 年少儿代答问卷中“孩子语文成绩如何”和“孩子数学成绩如何”两个问题, 分别衡量儿童的语文和数学表现。原始选项依次为“优”“良”“中”“差”, 本文将其反向赋值为 4、3、2、1, 取两项平均值构建儿童学业表现指数。数值越高, 表示儿童学业表现越好。非认知能力。非认知能力反映儿童在自我控制、情绪调节、社会交往和行为习惯等方面的发展状况, 根据问卷使用学习努力、作业检查、先完成作业再玩、注意力集中、遵规守纪、坚持完成任务和物品整齐等题项构建综合指数。为消除不同题项量纲的影响, 本文在统一指标方向后进行标准化处理, 指标数值越高, 表示儿童相应维度的人力资本水平越高。

3.2.2. 核心解释变量

父母数字素养由 2018 年成人问卷构建。数字接入反映是否使用移动设备和计算机上网; 数字应用反映互联网用于学习、工作、社交和商业活动的频率; 数字价值感知反映父母对互联网学习、工作、社交、商业及信息功能重要性的评价。各题项同向化并转换至 0~1 区间后, 计算三个维度得分, 再以主成分分析第一主成分构建个人数字素养。家庭层面取父亲与母亲得分平均值; 仅一方有效时使用该方得分, 最终指标标准化。父亲和母亲数字素养在异质性分析中分别估计。

3.2.3. 中介变量与控制变量

家庭教育消费使用过去 12 个月为儿童支付的教育总支出, 进行 $\ln(1 + \text{支出})$ 转换并标准化。亲子教育参与由谈论学校事务、要求完成作业和检查作业 3 项频率取均值后标准化。儿童数字学习根据是否进行网上学习构建, 对无设备或无法上网者按结构性零处理并标准化。需要强调的是, 该变量是二分指标, 只能识别是否发生过网上学习, 不能进一步区分学习内容质量、学习时长、互动方式或娱乐性使用混入程度, 因此更适合被理解为数字学习机会的粗略代理变量。

控制变量包括儿童年龄及平方、性别、城乡、教育阶段和年级, 父母平均年龄和最高受教育年限, 以及家庭规模、家庭人均收入和资产; 收入与资产采用反双曲正弦转换以保留零值和负值。所有模型控制省份固定效应。

3.3. 计量模型

基准模型设定为:

$$HC_{i,2020} = \alpha + \beta Digital_{p,2018} + \gamma X_{i,2020} + \delta P_{p,2018} + \theta F_{h,2018} + \mu_r + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, HC 分别表示标准化学业表现和非认知能力, $Digital$ 表示标准化父母数字素养, X 、 P 和 F 分别表示儿童、父母和家庭控制变量, μ 为省份固定效应。 β 表示父母数字素养提高 1 个标准差时儿童人力资本条件均值变化的标准差数。结果变量为连续合成指标, 因此采用 OLS 估计并将标准误聚类至 2018 年家庭层面。中介分析分别估计 $Digital$ 与中介变量的路径 a , 以及同时纳入三项中介变量后的路径 b 和直接关联; 间接关联采用家庭聚类 Bootstrap 1000 次检验。异质性分析使用合并样本交互项进行正式组间差异检验。由于本文使用观察数据, β 及中介路径估计均不直接等同于因果效应。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计与相关性

表 1 报告主要变量的描述性统计。父母数字素养、学业表现和非认知能力均已标准化。儿童平均年龄为 10.906 岁, 男性占 53.2%, 城镇儿童占 44.9%。表 2 显示, 父母数字素养与学业表现、教育消费、亲子教育参与和儿童数字学习均呈显著正相关; 与非认知能力的简单相关为负。

Table 1. Descriptive statistics of main variables
表 1. 主要变量描述性统计

变量	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	最小值	最大值
父母数字素养	3064	0.000	1.000	-1.569	2.160
儿童学业表现	3034	-0.002	0.999	-2.023	1.299
儿童非认知能力	3049	-0.020	0.996	-4.332	2.705
家庭教育消费	3055	7.334	1.953	0.000	11.857
亲子教育参与	3052	3.610	0.793	1.000	5.000
儿童数字学习	1208	0.275	0.447	0.000	1.000
儿童年龄	3064	10.906	2.515	6.000	15.000
儿童年龄平方	3064	125.258	55.530	36.000	225.000
儿童性别(男 = 1)	3064	0.532	0.499	0.000	1.000
城乡属性(城镇 = 1)	2992	0.449	0.497	0.000	1.000
小学阶段	3064	0.722	0.448	0.000	1.000
初中阶段	3064	0.264	0.441	0.000	1.000
高中阶段	3064	0.014	0.116	0.000	1.000
年级	3064	2.978	1.678	1.000	9.000
父母平均年龄	3064	36.419	5.864	23.000	81.000
父母最高受教育年限	2963	9.680	3.797	0.000	22.000
家庭规模	3045	5.407	2.084	1.000	21.000
家庭人均收入(IHS)	3045	10.151	0.950	0.000	15.920
家庭资产(IHS)	2928	12.848	3.831	-13.592	18.422

注：教育消费为 $\ln(1 + \text{教育支出})$ ；家庭收入和资产采用 IHS 转换。变量因缺失值不同，*N* 略有差异。

Table 2. Correlation matrix of core variables
表 2. 核心变量相关系数矩阵

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
父母数字素养	1.000					
儿童学业表现	0.193***	1.000				
儿童非认知能力	-0.167***	0.214***	1.000			
家庭教育消费	0.259***	0.089***	-0.152***	1.000		
亲子教育参与	0.141***	0.146***	-0.005	0.049***	1.000	
儿童数字学习	0.135***	0.123***	-0.001	0.101***	0.108***	1.0

注：表中为 Pearson 相关系数。*、**和***分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。

进一步比较相关系数可以发现(见表 2)，父母数字素养与家庭教育消费的相关系数为 0.259，高于其与亲子教育参与和儿童数字学习的相关系数，初步表明数字能力可能首先体现为家庭教育资源配置能力。父母数字素养与学业表现的相关系数为.193，而与非认知能力的相关方向相反，说明两类人力资本并非由同一家庭过程塑造。需要注意的是，儿童数字学习的有效样本仅为 1208 个，明显少于其他变量，因此相

关系数还可能受到问卷跳转和样本选择的影响, 后文需结合多变量模型判断。

4.2. 基准回归

表 3 报告逐步回归结果。所有模型均控制省份固定效应。学业表现模型中, 父母数字素养系数由仅纳入核心变量时的 0.185 下降至完整模型的 0.080, 但始终在 1%水平显著。这说明家庭背景解释了部分相关性, 但不能完全解释父母数字素养与儿童学业表现的正向关联, H1a 得到支持。非认知能力模型的系数在加入父母和家庭特征后缩小至-0.039 且不显著, 因而 H1b 未得到稳健支持。

Table 3. Parental digital literacy and children’s human capital
表 3. 父母数字素养与儿童人力资本

变量	学业表现(1)	学业表现(2)	学业表现(3)	非认知能力 (4)	非认知能力 (5)	非认知能力 (6)
父母数字素养	0.185*** (0.020)	0.140*** (0.021)	0.080*** (0.025)	-0.148*** (0.022)	-0.125*** (0.023)	-0.039 (0.028)
儿童特征	否	是	是	否	是	是
父母与家庭特征	否	否	是	否	否	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2751	2751	2751	2765	2765	2765
R ²	0.065	0.133	0.153	0.048	0.070	0.085

注: 括号内为 2018 年家庭层面聚类稳健标准误。*、**和***分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。

从系数变化看, 加入儿童特征后, 父母数字素养对学业表现的估计值由 0.185 降至 0.140, 相对缩小约 24.3%; 继续控制父母和家庭特征后降至 0.080, 相较初始模型缩小约 56.8%。这表明数字素养与父母教育、家庭经济资源及儿童教育阶段之间存在较强关联, 但完整模型中仍保留显著的独立相关。就效应量而言, 父母数字素养提高 1 个标准差对应学业表现提高 0.080 个标准差, 幅度并不大, 却在不同控制设定下较为稳定。相较之下, 非认知能力系数由-0.148 收敛至-0.039 并失去显著性, 说明其简单负相关主要由可观测家庭差异解释, 不能据此认为父母数字素养会损害儿童非认知发展。

4.3. 中介效应

Table 4. Regression results for the three mediating pathways
表 4. 三条中介路径回归结果

变量	家庭教育消费		亲子教育参与		儿童数字学习		学业表现		非认知能力	
	路径 a 学业样本	路径 a 非认知 样本	路径 a 学业样本	路径 a 非认知 样本	路径 a 学业样本	路径 a 非认 知样本	总效应	直接效应	总效应	直接效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
父母数 字素养	0.072*** (0.024)	0.071*** (0.024)	0.085*** (0.025)	0.084*** (0.025)	0.136*** (0.029)	0.137*** (0.029)	0.076*** (0.025)	0.063** (0.025)	-0.043 (0.028)	-0.038 (0.029)
家庭教 育消费	—	—	—	—	—	—	—	0.085*** (0.023)	—	-0.071*** (0.023)

续表

亲子教育参与	—	—	—	—	—	—	—	0.034* (0.021)	—	0.041* (0.024)
儿童数字学习	—	—	—	—	—	—	—	0.026 (0.018)	—	-0.024 (0.019)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.217	0.211	0.125	0.127	0.090	0.090	0.152	0.160	0.084	0.089
N	2734	2750	2734	2750	2734	2750	2734	2734	2750	2750

注：列(1)~(6)报告路径 a；列(7)和列(9)报告总效应；列(8)和列(10)同时纳入三项中介变量并报告直接效应与路径 b。括号内为家庭聚类稳健标准误。*、**和***分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。

表 4 显示，父母数字素养显著提高家庭教育消费、亲子教育参与和儿童数字学习，三项路径 a 均在 1%水平显著。学业表现方程中，家庭教育消费的路径 b 系数为 0.085 ($p < 0.01$)，亲子教育参与系数为 0.034 ($p < 0.10$)，儿童数字学习不显著。加入中介变量后，父母数字素养系数由总效应 0.076 下降至直接效应 0.063，表明存在部分中介。非认知能力的总效应和直接效应均不显著。

Table 5. Effect decomposition and bootstrap tests
表 5. 中介效应分解与 Bootstrap 检验

结果变量	中介变量	总效应	直接效应	间接效应	Bootstrap 95% CI	N
学业表现	家庭教育消费			0.006*** (0.003)	[0.002, 0.012]	2734
	亲子教育参与	0.076*** (0.025)	0.063** (0.025)	0.003* (0.002)	[-0.001, 0.007]	
	儿童数字学习			0.003 (0.003)	[-0.001, 0.009]	
非认知能力	家庭教育消费			-0.005** (0.002)	[-0.010, -0.001]	2750
	亲子教育参与	-0.043 (0.028)	-0.038 (0.029)	0.003* (0.002)	[-0.001, 0.008]	
	儿童数字学习			-0.003 (0.003)	[-0.009, 0.002]	

注：间接效应采用 2018 年家庭层面聚类 Bootstrap 1000 次。

Bootstrap 结果进一步表明(见表 5)，家庭教育消费是证据最稳定的中介路径。其对学业表现的间接效应为 0.006 ($p < 0.01$)，95%置信区间为[0.002, 0.012]，占三条间接效应绝对值之和的 48.95%。亲子教育参与的间接效应仅在 10%水平显著，儿童数字学习不显著。对于非认知能力，教育消费和亲子参与的间接效应方向相反，且总效应不显著，更接近竞争性传导或遮掩效应。因此 H2 在学业表现维度得到支持，H3 仅得到弱支持，H4 未获支持。

上述结果反映出数字素养的关键不在于是否伴随某种家庭行为增加，而在于该行为能否转化为有效的学习投入。父母数字素养虽然同时与三项中介变量呈正相关，但在相互控制后，只有教育消费与学业表现保持稳定关联，说明信息搜索、资源比较和教育产品选择可能是较清晰的转化环节。亲子教育参与仅获边际支持，可能与现有指标主要测量参与频率、难以识别沟通质量和参与方式有关；儿童数字学习采用是否网上学习衡量，也无法区分高质量学习与低效率在线活动。非认知能力方程中教育消费与亲子

参与的间接关联方向相反，可能分别对应学业压力和关系支持两类家庭过程，但由于总关联不显著且中介变量与结果变量同年测量，这一解释只能作为竞争性机制线索。

为进一步打开“教育消费”黑箱，本文利用 CFPS 中可识别的具体支出项目进行了补充检验。结果显示，父母数字素养与教育总支出的关联为 0.062，与课外辅导支出的关联为 0.187，后者幅度明显更高。这说明教育消费路径可能不仅反映一般性的消费升级，也包含更强的信息赋能逻辑：数字素养较高的父母更容易发现、比较并购买具有明确学业指向的课外辅导资源。不过，支出项目仍无法直接衡量服务质量和学习匹配度，因此该发现只能说明资源选择方向的差异，不能证明更高消费本身必然带来更好发展结果。

4.4. 异质性分析

表 6 报告正式组间差异。城乡方面，父母数字素养与农村和城镇儿童学业表现均呈正相关，但总体关联差异不显著；城镇家庭在数字学习路径上的系数显著更高。父母性别方面，父亲与母亲的学业总关联差异不显著，但母亲数字素养更容易对应亲子教育参与。教育阶段方面，小学组学业系数为 0.101，中学组为 0.025，中学减小学差异为-0.076，表明学业相关性主要集中于小学阶段。

Table 6. Heterogeneity estimates
表 6. 异质性估计结果

变量	分类水平	学业表现	非认知能力	家庭教育消费	亲子教育参与	儿童数字学习
		OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城乡属性	农村	0.085*** (0.032)	-0.013 (0.037)	0.026 (0.034)	0.078** (0.033)	0.087** (0.035)
	城镇	0.075** (0.033)	-0.066* (0.035)	0.099*** (0.030)	0.093*** (0.030)	0.188*** (0.038)
	城镇 - 农村	-0.010 (0.040)	-0.053 (0.044)	0.074* (0.039)	0.015 (0.040)	0.100** (0.044)
父母性别	父亲	0.071** (0.030)	0.021 (0.031)	0.027 (0.025)	0.008 (0.027)	0.033 (0.031)
	母亲	0.026 (0.030)	-0.052* (0.030)	0.043* (0.023)	0.110*** (0.029)	0.084** (0.033)
	父亲 - 母亲	0.044 (0.048)	0.074 (0.048)	-0.016 (0.035)	-0.102** (0.044)	-0.052 (0.052)
教育阶段	小学	0.101*** (0.028)	-0.029 (0.031)	0.082*** (0.028)	0.076*** (0.026)	0.139*** (0.031)
	中学	0.025 (0.038)	-0.066* (0.040)	0.013 (0.036)	0.110*** (0.041)	0.133*** (0.046)
	中学 - 小学	-0.076* (0.040)	-0.037 (0.041)	-0.069* (0.038)	0.034 (0.042)	-0.006 (0.049)

注：差异行依次为城镇 - 农村、父亲 - 母亲和中学 - 小学。父母性别模型限定父母双方数字素养均可观测并同时纳入父亲和母亲数字素养。括号内为家庭聚类稳健标准误。

表 6 中城乡学业总关联并无显著差异，但城镇相对农村在教育消费路径上的差异为 0.074，在数字学习路径上的差异为 0.100，表明城镇家庭可能更容易把数字能力转化为可购买的教育服务和在线学习机会。父亲与母亲的学业总关联相近，但父亲减母亲的亲子参与路径差异为-0.102，显示母亲数字素养与日常教育参与的联系更强，这与家庭内部教育照料分工可能有关。小学阶段的学业关联显著高于中学阶段，同时教育消费路径也表现出类似差异，说明年龄较小的儿童对父母资源筛选和学习组织的依赖更高；其他路径差异不显著，则不宜概括为全面的阶段分化。

4.5. 稳健性检验

本文进一步采用等权平均指数替代 PCA 指数(见表 7)，删除家庭收入和资产位于 1%与 99%分位之外

的观测, 并将年龄区间收窄至 7~14 岁。三种处理下, 学业表现系数分别为 0.079、0.083 和 0.092, 均在 1%水平显著; 非认知能力系数仍不显著。PSM 将高于数字素养中位数定义为处理组, 1:1 近邻匹配后的学业 ATT 为 0.096。

探索性 2SLS 以同一社区其他家庭父母数字素养的留一均值为工具变量(见表 8)。第一阶段 F 值约为 10, 处于经验阈值附近; 第二阶段系数为负且不显著, 未验证 OLS 方向。因此, 2SLS 不能作为因果稳健性的支持证据, 本文将核心结论限定为条件相关关系。Sobel 与 Bootstrap 比较显示(见表 9), 教育消费路径最稳定, 亲子参与仅获边际支持, 数字学习路径不显著。

Table 7. Robustness to alternative measures and samples
表 7. 替换测量与样本的稳健性检验

检验方式	学业表现	<i>N</i>	非认知能力	<i>N</i>
基准样本: PCA 赋权	0.080*** (0.025)	2751	-0.039 (0.028)	2765
替换测量: 等权平均	0.079*** (0.025)	2751	-0.040 (0.029)	2765
剔除极端值: 家庭经济变量 1%和 99%分位外	0.083*** (0.026)	2646	-0.035 (0.029)	2660
更换年龄区间: 7~14 岁	0.092*** (0.027)	2454	-0.034 (0.030)	2465

注: 所有模型控制完整控制变量和省份固定效应。括号内为家庭聚类稳健标准误。

Table 8. Alternative estimation and mediation tests
表 8. 更换估计与中介检验方法

方法/路径	学业表现	<i>N</i> /匹配对	非认知能力	<i>N</i> /匹配对	第一阶段 <i>F</i>
OLS	0.080*** (0.025)	2751	-0.039 (0.028)	2765	—
PSM ATT	0.096* (0.056)	704 对	-0.020 (0.051)	701 对	—
2SLS	-0.559 (0.398)	1168	-0.489 (0.460)	1174	9.949/10.046

注: OLS 和 2SLS 报告连续数字素养系数; PSM 报告高数字素养组相对于低数字素养组的 ATT, 量纲不同。2SLS 工具变量为社区内其他家庭父母数字素养均值(留一法)。

Table 9. Robustness of mediation tests
表 9. 中介效应检验方法的稳健性

结果变量	中介变量	Sobel 检验	Bootstrap 检验	Bootstrap 95% CI	<i>N</i>
学业表现	家庭教育消费	0.006** (0.003)	0.006*** (0.003)	[0.002, 0.012]	2734
学业表现	亲子教育参与	0.003 (0.002)	0.003* (0.002)	[-0.001, 0.007]	2734
学业表现	儿童数字学习	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	[-0.001, 0.009]	2734
非认知能力	家庭教育消费	-0.005** (0.002)	-0.005** (0.002)	[-0.010, -0.001]	2750
非认知能力	亲子教育参与	0.003 (0.002)	0.003* (0.002)	[-0.001, 0.008]	2750
非认知能力	儿童数字学习	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	[-0.009, 0.002]	2750

注: Sobel 标准误采用一阶 Delta 法; Bootstrap 按 2018 年家庭聚类抽样 1000 次。

鉴于儿童数字学习变量存在较多未报告信息, 本文进一步比较“进行网上学习”子样本与未报告样本的关键特征差异(见表 10)。在能够匹配父母数字素养的基础样本中, 明确报告网上学习的儿童为 332 人, 明确未网上学习者 876 人, 未报告该信息者为 1856 人。表 10 显示, 网上学习子样本的父母数字

素养、家庭教育消费、父母受教育年限、家庭收入和资产均显著高于未报告样本，城镇比例也更高；同时，该组儿童学业表现更高而非认知能力更低。这表明儿童数字学习路径的估计可能受到选择性报告影响，其不显著结果不宜被解释为数字学习完全无关，而应理解为在现有二分变量和非随机报告条件下未获得稳健中介证据。

Table 10. Mean differences by reporting status of children’s digital learning
表 10. 儿童数字学习变量报告状态的样本差异检验

变量	网上学习 = 1 均值	N	未报告均值	N	差异	t 值
父母数字素养	0.517	332	-0.194	1856	0.711***	11.982
儿童学业表现	0.205	331	-0.007	1827	0.212***	3.646
儿童非认知能力	-0.217	332	0.109	1841	-0.325***	-5.635
家庭教育消费(对数)	8.179	332	6.965	1847	1.214***	11.094
亲子教育参与	3.735	332	3.619	1844	0.116***	2.644
儿童年龄	11.316	332	10.442	1856	0.874***	6.266
儿童性别(男 = 1)	0.515	332	0.526	1856	-0.011	-0.362
城乡属性(城镇 = 1)	0.620	324	0.377	1807	0.244***	8.307
年级	3.289	332	2.918	1856	0.371***	3.560
父母平均年龄	36.800	332	35.881	1856	0.919***	2.936
父母最高受教育年限	11.463	328	8.935	1785	2.528***	11.450
家庭规模	5.024	332	5.634	1844	-0.610***	-5.313
家庭人均收入(IHS)	10.541	332	9.948	1844	0.593***	9.029
家庭资产(IHS)	13.715	322	12.497	1775	1.218***	7.349

注：差异为“网上学习 = 1”样本均值减去“未报告”样本均值。t 值基于 Welch 均值差异检验。*、**和***分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。

5. 总结与讨论

父母数字素养与儿童学业表现的正向关联在逐步加入儿童、父母与家庭特征后仍然存在，这与“第二层数字鸿沟”强调数字能力差异的观点相一致，也说明家庭数字能力可能是人力资本代际传递的新型关联因素。与学业表现相比，非认知能力的估计结果对控制变量更为敏感，表明父母数字素养更容易对应可被家庭直接配置的学习资源，而非认知发展还依赖学校环境、同伴互动和儿童个体特质等更复杂的过程。

中介检验进一步显示，数字接入或网上学习本身并不必然对应教育收益，家庭能否甄别信息、比较资源并形成有效教育投入更为关键。教育消费路径最稳定，亲子教育参与只呈边际作用，提示数字素养与儿童发展的关联取决于资源转化质量而非行为频率。需要说明的是，尽管本文采用跨期匹配并进行了多种稳健性检验，探索性工具变量结果未能支持因果推断；部分中介变量与结果变量同年测量，且儿童能力主要来自家长代答。因此，本文结论应理解为控制可观测特征后的稳健关联，后续研究仍需结合更细致的数字能力量表、客观测验及更长时期追踪数据进行验证。

本文仍存在三点局限。第一，儿童学业表现与非认知能力主要由家长代答，可能受到家长认知能力、教育期待和社会赞许偏误影响；如果数字素养较高的父母更倾向于正向评价子女，学业关联可能被高估，

如果他们对行为问题更敏感, 非认知关联则可能被低估。第二, 儿童数字学习为二分变量, 不能识别学习平台质量、课程类型、学习时长和娱乐性使用混入, 可能造成中介效应向零收缩。第三, 虽然本文使用跨期匹配和多种稳健性检验, 仍无法完全排除未观测家庭偏好、儿童先验能力和社区教育资源的影响。因此, 本文提供的是基于高质量观察数据的稳健相关性证据, 为未来使用标准化考试成绩、儿童自评或教师评价量表、实验或准实验设计开展因果研究提供基础。

6. 结论与建议

6.1. 主要结论

第一, 父母数字素养与儿童学业表现存在稳定正相关, 但与非认知能力之间没有稳健总关联。这一区别表明, 父母数字能力更容易对应可观察的学习资源和成绩改善, 而非认知能力还受到同伴关系、学校环境、儿童气质和代答评价标准等多重因素影响。第二, 教育消费是最稳定的中介路径, 说明信息搜索、资源比较和教育产品选择是数字资本转化为儿童学业资本的重要环节。亲子教育参与仅呈弱中介, 数字学习路径未显著, 提醒研究者不能把“上网学习”本身等同于有效学习。第三, 小学阶段关联更强, 可能是因为低龄儿童对父母资源筛选和学习组织的依赖更高。

6.2. 对策与建议

6.2.1. 将家长数字素养教育纳入公共教育服务体系, 重点提升家庭教育信息甄别与资源选择能力

父母数字素养与儿童学业表现的稳定正相关主要通过家庭教育消费路径实现, 说明数字能力的核心转化环节在于信息搜索、比较与教育产品筛选。因此, 政策不应止于宽带覆盖和设备供给, 而应面向家长开展系统性数字素养培训, 重点包括: 识别优质在线教育资源、理解不同教育产品的适龄性与科学性、规避营销误导和信息过载。建议依托社区学校、家长课堂和数字教育平台, 开发简明实用的家长数字素养课程, 尤其面向农村和低教育程度家庭提供定向支持。

6.2.2. 规范与引导儿童在线学习行为, 推动“上网时长”向“有效学习”转化

儿童数字学习的中介路径不显著, 表明“是否进行网上学习”并不能自动对应学业收益, 当前儿童网络使用可能存在娱乐化倾向、低效学习或选择性报告问题。建议教育部门和学校加强对儿童数字学习行为的指导, 明确区分知识性使用与消遣性使用的界限, 为家长提供分年龄、分学科的网络学习资源推荐清单和时长管理建议。同时, 公共教育平台应优化内容筛选和适龄推荐机制, 降低家庭搜寻有效资源的成本, 避免以高支出替代高质量选择。

6.2.3. 实施差异化家庭数字教育支持策略, 聚焦小学阶段与农村家庭

父母数字素养与学业表现的正向关联主要集中于小学阶段, 中学阶段相关性明显减弱; 同时, 城镇家庭在教育消费和数字学习路径上的转化效率显著高于农村家庭。建议政策资源向两个方向倾斜: 一是针对小学阶段儿童家长, 加强早期数字教育陪伴指导, 帮助其在儿童数字习惯形成关键期建立规范; 二是面向农村家庭, 除改善网络基础设施外, 重点提供免费的数字化课后辅导资源和本地化的家长数字能力培训, 缩小城乡间“第二层数字鸿沟”带来的儿童发展差距。

致 谢

感谢北京大学中国社会科学调查中心提供中国家庭追踪调查(CFPS)数据。文责自负。

基金项目

2025 年国家社科基金, “社会工作者数字素养的关键要素及提升路径”(25BSH130)。

参考文献

- [1] 第 55 次《中国互联网络发展状况统计报告》[EB/OL].
https://www.miit.gov.cn/xwfb/mtbd/wzbd/art/2025/art_662f674e6c37473686cc84eb8923abce.html, 2025-01-17.
- [2] 提升全民数字素养与技能行动纲要[EB/OL]. https://www.cac.gov.cn/2021-11/05/c_1637708867754305.htm, 2021-11-05.
- [3] 中国儿童发展纲要（2021—2030 年）[EB/OL].
https://www.gov.cn/zhengce/content/2021-09/27/content_5639412.htm, 2021-09-27.
- [4] 中共中央 国务院印发《教育强国建设规划纲要（2024—2035 年）》[EB/OL].
http://www.moe.gov.cn/jyb_xxgk/moe_1777/moe_1778/202501/t20250119_1176193.html, 2025-01-19.
- [5] Hargittai, E. (2002) Second-Level Digital Divide: Differences in People's Online Skills. *First Monday*, 7, 1-19.
<https://doi.org/10.5210/fm.v7i4.942>
- [6] Cunha, F. and Heckman, J. (2007) The Technology of Skill Formation. *American Economic Review*, 97, 31-47.
<https://doi.org/10.1257/aer.97.2.31>
- [7] 黄荣怀. 加快教育数字化转型 推动学校高质量发展[J]. 人民教育, 2022(15): 27-32.
- [8] 田丰, 王璐. 中国青少年网络技能素养状况研究[J]. 中国青年社会科学, 2020, 39(6): 74-84.
- [9] 李晓静, 刘祎宁, 冯紫薇. 我国青少年数字素养教育的现状问题与提升路径——基于东中西部中学生深度访谈的 NVivo 分析[J]. 中国电化教育, 2023(4): 32-41.
- [10] Gilster, P. (1997) Digital Literacy. John Wiley & Sons.
- [11] 郑云翔, 钟金萍, 黄柳慧, 等. 数字公民素养的理论基础与培养体系[J]. 中国电化教育, 2020(5): 69-79.
- [12] 李晓静, 胡柔嘉. 我国中小学生数字技能测评框架构建与证实[J]. 中国电化教育, 2020(7): 112-118.
- [13] 陈南旭, 李宇轩, 吴继煜. 从“拾遗补阙”到“不可替代”: 数字素养对退休群体再就业转型的影响[J]. 人口研究, 2024, 48(4): 51-68.
- [14] 张皓辰, 秦雪征. 父母的教养方式对青少年人力资本形成的影响[J]. 财经研究, 2019, 45(2): 46-58.
- [15] 杨钊, 徐颖. 数字鸿沟与家庭教育投资不平等[J]. 北京大学教育评论, 2017, 15(4): 126-154, 188.
- [16] 杨钊, 徐颖. 信息资本与家庭教育选择: 来自中国的证据[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2020, 38(11): 39-55.
- [17] 林欣, 谢静雨, 林素絮. 家庭资本对农村儿童学业成绩的影响——基于 2018 年 CFPS 数据的实证研究[J]. 教育理论与实践, 2021, 41(1): 24-30.
- [18] 李佳哲, 胡咏梅. 家长学习参与和中小学生学业成绩的关系研究——基于亲子关系和学习自信心的有中介的调节模型分析[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2021, 39(7): 72-83.
- [19] 郅庭瑾, 陈纯瑾. 互联网使用时间对中学生学科素养的影响研究——基于互联网使用动机的视角[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2019, 37(6): 61-74.
- [20] 中国家庭追踪调查(CFPS) [EB/OL]. <https://www.issf.pku.edu.cn/cfps/>, 2026-07-29.