

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2026.03.007

欢迎按以下格式引用:祝伟,马千惠,吴继煜.家庭资本向人力资本和人才红利的转化——家庭杠杆与教育投资的视角分析

[J].重庆大学学报(社会科学版),2026(2):70-86. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2026.03.007.



Citation Format: Zhu Wei, Ma Qianhui, Wu Jiyu. The conversion of household capital into human capital and talent dividend: An analysis from the perspective of household leverage and educational investment [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2026 (2):70-86. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2026.03.007.

家庭资本向人力资本和 人才红利的转化 ——家庭杠杆与教育投资的视角分析

祝伟,马千惠,吴继煜

(兰州大学 经济学院,甘肃 兰州 730000)

摘要:在我国经济高质量发展与人才强国战略深入推进的背景下,家庭教育投资成为家庭资本向人力资本转化、推动人才红利持续释放的核心渠道。与此同时,中国家庭杠杆率快速攀升,债务压力与教育投入刚性之间的矛盾日益凸显,二者的互动关系直接关系到人力资本积累效率、教育公平与家庭金融稳定。现有研究多聚焦家庭杠杆对总体消费的影响,较少深入剖析其对教育投资的作用机制,且普遍忽视家庭经济、社会、文化资本的综合调节效应与多维度异质性特征。基于此,文章利用2017年和2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据构建混合截面样本,采用固定效应模型检验家庭杠杆对家庭教育投资的影响效应,为优化家庭财务决策、完善公共教育政策与防控家庭债务风险提供实证依据。实证结果表明:第一,从全样本层面看,家庭杠杆升高会增加教育投资,这一结论在替换核心变量度量方式、剔除无子女与无负债样本、采用区域杠杆均值作为工具变量处理内生性后依然稳健。第二,从调节作用看,家庭杠杆对教育投资的正向作用会随着家庭资本的增加而削弱,表明资本充裕家庭可依靠自有资源满足教育需求,降低对债务融资的依赖。第三,异质性分析结果显示,债务多元化水平较低、主要依赖内源融资的家庭、子女数量在三孩及以上、数字化水平较高的家庭、位于中西部地区以及城镇的家庭在杠杆上升时更倾向于增加更多的教育投资。第四,进一步讨论后发现,家庭杠杆与教育投资之间存在倒“U”型的非线性关系,当家庭财务压力较轻时,杠杆上升会促使家庭增加教育投入,但财务负担过重时则导致教育支出削减,说明适度杠杆可缓解流动性约束并支撑教育投入,而过度负债引发的财务压力会显著削减教育支出。基于实证研究结果,文章从引导家庭进行理性的教育投资规划、提升公共教育资源质量、

基金项目:国家社会科学基金项目“人口结构变化对共同富裕的影响及对策研究”(23BRK002)

作者简介:祝伟,兰州大学经济学院副教授,硕士研究生导师,Email:weizhu@lzu.edu.cn;马千惠,兰州大学经济学院硕士研究生,Email:maq7733@163.com;吴继煜(通信作者),兰州大学经济学院副编审,《西北人口》编辑部主任,Email:wujy@lzu.edu.cn。

增强家庭的资本积累能力和多元化融资渠道以及构建精准化教育支持政策体系四个角度提出可参考的政策优化建议。文章聚焦家庭资本向人力资本转化的路径,拓展并实证检验了家庭杠杆影响教育投资的理论框架,凸显家庭杠杆背景下教育投资决策的异质性,为理解家庭在经济压力下的教育投资决策提供新视角。

关键词:家庭杠杆;教育投资;家庭资本;家庭债务结构;CHFS

中图分类号:F832;F249.2;G521 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2026)02-0070-17

引言

在全面建设社会主义现代化国家的新征程中,人力资本积累与人才红利的持续释放已成为驱动经济高质量发展、实现共同富裕的核心引擎。教育投资作为家庭资本向人力资本转化的关键路径,与国家长期人力资本结构的优化与人才红利释放的效能息息相关。在此背景下,家庭与社会愈发依赖教育提升个体竞争力与创新力,以应对劳动力市场与人口结构变化。2023年教育文化娱乐支出在居民人均消费中的占比达到10.8%,仅位居食品烟酒、居住和交通通信之后,同比增长17.6%,2024年这一占比则升至11.3%,近十年年均增速为7.3%,高于全国居民人均可支配收入年均增速1.3个百分点^①;全国一般公共预算教育支出从2022年超3.9万亿元增至2023年超4.1万亿元^②。这些数据反映了社会对教育的高度重视以及教育在家庭支出中的重要地位。劳动力竞争加剧更强化了家庭对教育投资长期提升职业地位与收入的认知^[1]。然而,与此并存的是中国家庭债务水平的快速攀升,中国家庭杠杆率从2010年的26.9%迅速升至2024年的61.4%^③。居民部门债务持续增长加重财务负担,成为系统性金融风险的重要潜在源头^[2]。面对加重的财务压力,家庭会削减教育投资以缓解当下成本,还是秉持“知识改变命运”的信念维持或增加教育投入?一些研究指出,更广泛的信贷可获得性能够为家庭教育投资提供资金支持^[3],且长期看能带来更高经济回报^[4]。也有相反观点指出,作为消费支出类别之一,教育投资可能因财务压力加大而缩减^[5]。

在当前家庭债务攀升与教育重要性凸显的背景下,针对家庭杠杆对教育投资影响的研究仍显不足,且多聚焦经济资本,忽视家庭资本对家庭教育投资决策的共同作用。本文基于2017年和2019年中国家庭金融调查数据,运用固定效应模型,探究家庭杠杆对教育投资的影响。本文的边际贡献如下:一是聚焦家庭资本向人力资本转化的路径,拓展并实证检验了家庭杠杆影响教育投资的理论框架,丰富相关领域研究;二是据此提出兼顾调控家庭债务风险与保障教育投资可持续性的政策建议,旨在优化人力资本结构、促进教育公平;三是凸显家庭杠杆背景下教育投资决策的异质性,为理解家庭在经济压力下的教育投资决策提供新视角。

一、文献回顾

教育是促进社会阶层流动性的关键途径,在改变个人社会经济地位中扮演着越来越重要的角色。基于人力资本理论,家庭教育支出本质上是对子女未来收入水平、就业质量及生活福祉的长期投资^[6],同时也是推动国家人力资源发展与经济增长的重要支撑^[7]。家庭教育支出的影响因素,是

① 数据来源:国家统计局。

② 数据来源:十四届全国人大二次会议《关于2023年中央和地方预算执行情况与2024年中央和地方预算草案的报告》。

③ 数据来源:国家金融与发展实验室(NIFD)。

目前学术界关注的热点话题。教育政策、互联网使用及财政补贴会通过债务与收入渠道影响显性教育支出^[8-10]。除显性教育投资外,升学压力则驱动家长通过降低劳动参与、缩减工时及增加照料时间进行隐性教育投资^[11]。

家庭杠杆是家庭利用银行贷款、信用卡等融资工具,在自身资产和收入的基础上扩大资金规模的比例,是衡量家庭债务水平和偿债能力的核心指标^[12],其对家庭消费行为的影响一直是学术界研究的焦点。部分研究表明杠杆上升会使低净值借款人面临再融资困难,加剧流动性约束,限制资金流动性进而抑制消费^[13-15]。另外相反观点指出,家庭杠杆虽抑制总支出,但强化了资产的财富消费效应^[16-17]。债务积累虽提升了住房与消费总支出,但住房支出会对日常消费产生显著挤出效应^[18]。

在家庭杠杆持续增长的背景下,教育投资作为家庭消费支出的一个重要方面,其研究却相对较少。部分学者提出,债务水平与教育支出呈正相关,因教育支出本身构成举债动因^[19-21]。在发展中国家,债务驱动的收入增长及子女收入预期提升也会强化该效应^[22]。然而,也有学者持相反观点,认为家庭杠杆的增加可能会抑制教育投资,流动性约束使家庭优先储备流动资产,削弱教育等长期支出^[23]。这表明,家庭杠杆的升高会影响家庭对教育投资的意愿和能力。

在现有的文献中,虽然对家庭杠杆与消费行为的关系进行了广泛探讨,但是关于家庭杠杆如何影响教育投资的研究相对较少,特别是缺少对家庭债务结构细分以及其对教育投资影响的深入分析。鉴于此,本文旨在深入探讨在中国家庭债务水平上升的背景下,家庭杠杆如何影响家庭的教育投资决策,并在家庭资本视角下进一步厘清家庭杠杆对教育投资的影响机制。

二、研究假设

(一)家庭杠杆对教育投资的影响

根据永久收入假说,消费者的消费决策受当前及预期未来收入影响^[24]。当预期未来收入增长或稳定时,消费者可能通过借贷进行长期收益投资。人力资本理论指出,教育支出不仅具有消费属性,更能通过提升人力资本增加持久性收入^[6],其长期回报特征与永久收入假说中“未来收入贴现”机制相契合。因此,为实现跨期效用最大化,当预期教育投入能提升子女终身收入现值时,家庭将调整资产配置,提高杠杆率,将资源由短期消费转向教育投资,进行跨期配置。

在教育投资竞争加剧和社会攀比的背景下,子女教育兼具消费与投资双重属性。当前中国教育资源分布不均强化了家庭间的教育投资竞争,并促使家庭视教育为代际流动核心路径,即便收入有限也愿通过增持负债获取学区房等资源,压缩非教育消费、降低储蓄率及延缓非教育大宗支出。此外,教育信贷普及使家庭得以将未来收入预期转化为当前投资能力,形成“预期收入—教育借贷—人力资本积累”的传导链条^[25]。

教育投资意愿与支付能力的错位,加之中国教育资助体系侧重高等教育阶段,促使家庭决策者在资金压力下牺牲短期消费,加大教育投入以获取长期回报。这种策略虽在短期看似增加了经济负担,实则基于长远视角,视为对家庭未来潜在收益的投资^[26]。基于以上分析,提出以下研究假设。

假设H1:家庭杠杆升高会增加教育投资。

(二)家庭资本的调节作用

家庭在财务压力下作出的教育投资决策很可能会因家庭本身拥有的资源差异而有所不同。皮埃尔·布迪厄的资本理论把资本分为经济资本、社会资本和文化资本^[27],家庭资本增多,会提升家庭消费水平和投资多元化水平。其中,经济资本指家庭财务资源,社会资本涵盖家庭关系网络与社会

地位,文化资本则体现为家庭成员的知识技能、价值观等非物质财富。这三类资本共同作用于家庭的消费行为与教育投资决策。

在教育竞争加剧背景下,家庭普遍存在教育投资压力。然而,高收入家庭凭借其较强的财务实力与充裕的可支配资金,通常能直接满足子女教育需求,无需改变债务融资用途来筹集资金^[28-29]。因此,家庭收入越高,越倾向于使用自有资金进行教育投资,从而在一定程度上削弱家庭杠杆升高对教育投资的正向影响。

家庭社会资本影响家庭在财务压力下教育投资决策的一个重要路径是父母职业地位。一方面,在教育竞争加剧环境下,职业层级较高的家庭凭借其广泛深入的社会网络,能获取更优质的教育信息与资源,从而优化投资决策,降低对杠杆融资的依赖以满足竞争性需求^[30]。另一方面,为维护社会形象与长期地位,职业地位更高的家庭倾向于采取保守财务策略,规避过度杠杆引发的经济风险与声誉损失。因此,父母职业地位越高,家庭杠杆对教育投资的正向作用越弱。

最后,家庭文化资本对家庭的教育决策也会产生重大影响,衡量家庭文化资本的一个重要指标是父母的文化程度^[31]。文化程度更高的父母通常具备更开阔的视野与更科学的教育理念,能清晰认知教育投资的长期回报并拥有更强的规划能力^[32-33],因此更倾向于通过储蓄等非债务方式提前积累教育资金,降低财务风险。此外,尽管教育攀比现象刺激了投资意愿,但高文化程度父母更可能利用其知识与资源网络提供个性化教育方案,而非盲目增加支出,从而减轻对杠杆资金的依赖。据此提出以下假设。

假设 H2_a:家庭收入越高,家庭杠杆升高对教育投资的正向影响越弱。

假设 H2_b:父母职业地位越高,家庭杠杆升高对教育投资的正向影响越弱。

假设 H2_c:父母受教育程度越高,家庭杠杆升高对教育投资的正向影响越弱。

综上,本文理论机制如图 1 所示。

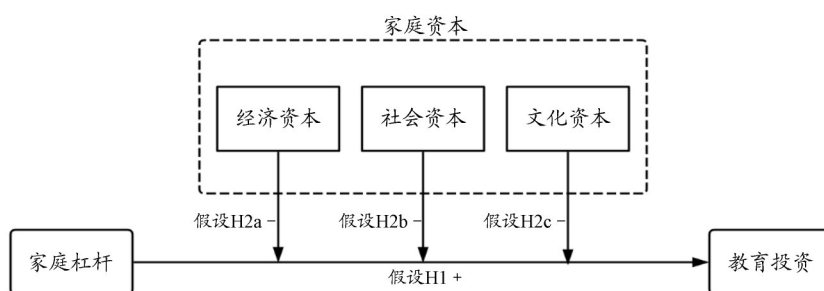


图 1 家庭杠杆影响教育投资的理论机制

三、研究设计

(一)数据来源

本文样本来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS),参考以往研究的做法^[34],使用2017年与2019年数据构造混合截面数据。样本处理思路为:剔除收入大于1亿元、收入为负的家庭样本;考虑到法定结婚年龄及退休年龄,保留户主年龄大于20岁小于65岁的家庭样本,排除缺失值、异常值;参考王胜今和李兴文^[35]的做法,保留已婚家庭样本。同时对数据进行缩尾处理,最后进行数据匹配,最终样本数量为41 464个。

(二)变量定义

1. 被解释变量:教育投资

参考蔡文伯和甘雪岩^[36]等的做法,在本文中,教育投资指的是家庭在过去一年内为其成员的教育和培训所产生的总支出,因问卷原因,以CHFS问卷中“[G1016]去年,您家在教育培训上一共支出了多少钱?”问题的回答代表家庭子女教育投资,并根据受访者回答进行处理后作为被解释变量。

2. 解释变量:家庭杠杆

家庭杠杆的度量方式分为三种:偿债比率、资产负债率和债务收入比^[37]。其中,资产负债率反映家庭的整体债务负担与资产状况,是评估长期财务健康与韧性的关键指标^[38]。相较而言,偿债比率和债务收入比主要衡量当期收入对短期偿债义务的覆盖能力。鉴于教育投资的长期性及其与家庭整体财务规划和未来安全的紧密关联,资产负债率更能有效反映家庭抵御经济波动和维持教育投资稳定性的能力^[39]。因此,本文使用家庭资产负债率衡量家庭杠杆,并参考周广肃和王雅琦^[40]的做法,为消除异方差的影响和减少偏态,对家庭杠杆采取加1后取对数的做法进行处理。

3. 工具变量:家庭杠杆区域均值

本文参考肖斌卿等^[41]的做法,计算内生变量在一定区域内的均值并剔除内生家庭自身的数据以处理内生性问题。本文选取的工具变量家庭杠杆区域均值(mean_lev)即以同年家庭所属城市的资产负债比区域均值并剔除家庭本身的数据来表示。

4. 调节变量

(1)家庭经济资本:家庭收入。

考虑到数值问题,本文使用家庭总收入取对数后的值来衡量家庭收入。

(2)家庭社会资本:父母职业地位。

参考龙斧和梁晓青的做法,鉴于体制内职业和体制外职业在教育、医疗、住房、养老等社会保障方面差异较大,本文将职业分为体制内职业和体制外职业,其中体制内职业包括机关团体、事业单位、国有及国有控股企业等,赋值为1;体制外职业包括私营企业、外商及港澳台投资企业、个体工商户等,赋值为0。

(3)家庭文化资本:父母受教育程度。

根据问卷中“[A2012]家庭成员文化程度”的回答,将文化程度折算为受教育年限,并加总平均来计算父母平均受教育年限。具体折算年限为未上学=0、小学=6、初中=9、高中/中职/职高=12、大专=15、本科=16、研究生=19。本文将父母平均受教育年限在12年及以上的赋值为1,12年以下的赋值为0。

5. 控制变量

参考张文武和王佳音^[42]的做法,考虑可能影响家庭经济状况和家庭资源分布的因素,选取户主特征维度的变量和家庭特征维度的变量作为控制变量。户主特征变量包括户主性别、年龄、年龄的平方、户口类型、健康状况、受教育程度。根据樊士德和江克忠^[43]的研究,户主的年龄与家庭贫困发生概率的关系呈“U”型特征,会影响家庭经济状况和进一步的教育投资决策,因此在回归时加入户主年龄的平方。另外,户主健康问题会直接影响其劳动能力和收入水平,可能导致家庭对未来预期的改变,因此选择户主健康作为控制变量。家庭特征变量考虑家庭财富规模、是否拥有自有住房和家庭金融素养。其中,参考于梦迪^[44]的做法,家庭金融素养通过通货膨胀率和利率两方面的素养来体现。

变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量性质	变量名称	符号	变量测度
被解释变量	教育投资	eduinv	教育投资取对数
解释变量	家庭杠杆	lev	家庭资产负债率加1后取对数
工具变量	家庭杠杆区域平均水平	mean_lev	同年家庭所属城市除该家庭以外的资产负债比区域均值
控制变量	性别	sex	户主性别,男性赋值为1,女性赋值为0
	年龄	age	户主的年龄
	年龄的平方	age ²	户主年龄的平方
	户口类型	hukou	农村户口赋值为1,城镇户口赋值为0
	健康状况	health	户主自评身体健康状况,非常好与好为1,一般、不好、非常不好为0
	受教育程度	edu	根据受访者的实际学历水平折算为受教育年限
	家庭财富规模	lnasset	受访者总资产(人民币)的对数形式
	自有住房	house	家庭是否拥有自有住房,是为1,否为0
	金融素养-通货膨胀率	inflation	家庭成员是否能正确回答通货膨胀率问题,是为1,否为0
	金融素养-利率	rate	家庭成员是否能正确回答利率问题,是为1,否为0
调节变量	家庭收入	lnincome	受访者总收入的对数形式
	父母职业地位	work	体制内职业赋值为1,体制外职业赋值为0
	父母受教育程度	edup	文化程度折算为受教育年限,并加总平均来计算父母平均受教育年限,父母平均受教育年限在12年及以上的赋值为1,12年以下的赋值为0

(三)模型设定

1. 基准回归

为考察家庭杠杆变动对家庭教育投资的影响,参考潘敏和刘知琪的做法,建立如下计量模型,以检验家庭杠杆变动对家庭教育投资的直接影响:

$$\text{eduinv}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{lev}_{it} + \beta_2 X_{it}^a + \beta_3 X_{it}^b + \sum \text{Year} + \sum \text{City} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中,对数值较大的变量进行对数化处理,以减小异方差的影响。其中,被解释变量 eduinv_{it} 是家庭教育投资的对数。核心解释变量 lev_{it} 为家庭杠杆。 X_{it}^a 包括户主性别、年龄、年龄的平方、教育程度、婚姻状况、健康状况等户主特征指标。 X_{it}^b 包括了家庭财富规模、自有住房及家庭金融素养等家庭特征指标。 $\sum \text{Year}$ 代表年份固定效应, $\sum \text{City}$ 代表城市固定效应, ε_{it} 是残差项。

2. 调节效应

参考江艇^[45]检验调节效应的主要方法构建调节效应模型,具体模型如下:

$$\text{eduinv}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{lev}_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 \text{lev}_{it} \times M_{it} + \gamma_4 X_{it}^a + \gamma_5 X_{it}^b + \sum \text{Year} + \sum \text{City} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中: M_{it} 为调节变量,表示家庭收入、父母受教育程度以及父母职业地位; $\text{lev}_{it} \times M_{it}$ 为家庭杠杆(lev_{it})与各调节变量的交互项; γ_3 为交互项的系数,为本文重点关注的指标,若该系数显著,表明调节效应存在,反之则不存在; ε_{it} 为残差项。

(四)描述性统计

表2是各变量的描述性统计结果。从中可以看出,教育投资的均值为4.088,标准差为4.410,说明该变量波动幅度相对较大,最小值为0,最大值为13.122,说明各家庭之间教育投资存在较大差异。

表2 描述性统计

变量名称	变量表达	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
教育投资	eduinv	41 464	4.088	4.410	0.000	13.122
家庭杠杆	lev	41 464	0.117	0.322	0.000	6.735
性别	sex	41 464	0.503	0.500	0.000	1.000
户主年龄	age	41 464	48.431	10.489	20.000	65.000
年龄的平方	age ²	41 464	2 455.602	983.442	400.000	4 225.000
户口类型	hukou	41 464	0.603	0.489	0.000	1.000
健康状况	health	41 464	0.460	0.498	0.000	1.000
受教育程度	edu	41 464	9.465	4.132	0.000	19.000
家庭财富规模	lnasset	41 464	12.933	1.586	3.091	17.485
自有住房	house	41 464	0.877	0.328	0.000	1.000
金融素养-通货膨胀率	inflation	41 464	0.149	0.356	0.000	1.000
金融素养-利率	rate	41 464	0.101	0.302	0.000	1.000
家庭杠杆区域平均水平	mean_lev	41 464	0.122	0.073	0.000	0.511
家庭收入	lnincome	41 464	10.843	1.363	0.000	15.694
父母职业地位	work	41 464	0.141	0.348	0.000	1.000
父母受教育程度	edup	41 464	0.270	0.444	0.000	1.000

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

我国教育选拔制度的相对公正性,以及代际资源向下倾斜的家庭偏好,共同强化了家庭通过教育投资提升子女社会流动性的动机。基准回归结果如表3所示:列(1)至列(5)在逐步纳入控制变量及城市、年份固定效应后,家庭杠杆系数始终在1%水平上显著为正。这表明家庭杠杆对教育投资产生正向影响,与“永久收入假说”的预期一致——在教育资源竞争加剧的背景下,家庭通过借贷平滑跨期消费,将教育视为对子代未来收益的投资,即使面临短期财务压力,家庭仍倾向于优先保障教育支出。假设H1得到证实。

(二) 稳健性检验

为保证估计结果的稳健性,本文分别用替换解释变量、剔除没有孩子和没有负债的样本进行稳健性检验。

1. 改变解释变量衡量方法

为进一步验证本文结果的稳健性并确保其可靠性,本文采取改变解释变量衡量方法的方式,参考李波和朱太辉的做法,使用家庭债务收入比加1后取对数(lev2)替代基准模型中的对数资产负债率。回归结果如表4的列(1),核心解释变量系数仍在1%水平显著为正,与基准结果一致。

2. 剔除特殊样本

鉴于教育投资主要发生在有子女的家庭,为进一步强化结果的可靠性,本文剔除没有子女和没

有负债的家庭样本进行分析。回归结果如表4的第(2)一(3)列所示。在改变样本后,家庭杠杆对教育投资的影响在1%的显著性水平上仍然为正,与基准回归结果一致。

表3 基准回归结果

解释变量	被解释变量:eduinv				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lev	0.380 9*** (0.067 2)	0.478 0*** (0.065 4)	0.484 0*** (0.068 1)	0.479 6*** (0.067 6)	0.483 1*** (0.068 1)
sex		0.010 0 (0.040 8)	-0.041 1 (0.046 8)	0.010 1 (0.046 6)	-0.041 6 (0.047 0)
age		0.354 7*** (0.015 9)	0.336 8*** (0.032 1)	0.354 7*** (0.032 1)	0.336 8*** (0.032 1)
age ²		-0.005 4*** (0.000 2)	-0.005 2*** (0.000 3)	-0.005 4*** (0.000 3)	-0.005 2*** (0.000 3)
hukou		0.131 4*** (0.047 8)	0.015 9 (0.058 8)	0.128 3* (0.065 9)	0.017 4 (0.059 4)
health		-0.067 1 (0.041 9)	-0.026 7 (0.0429)	-0.064 5 (0.046 5)	-0.027 8 (0.043 1)
edu		0.012 0* (0.006 3)	0.012 3 (0.007 5)	0.012 3* (0.007 4)	0.012 2 (0.007 4)
lnasset		0.235 4*** (0.015 7)	0.332 3*** (0.021 9)	0.235 7*** (0.024 7)	0.332 5*** (0.022 0)
house		0.135 1** (0.063 7)	-0.068 6 (0.076 0)	0.134 1* (0.071 3)	-0.069 0 (0.076 1)
inflation		0.359 8*** (0.063 7)	0.333 3*** (0.064 2)	0.339 7*** (0.068 0)	0.344 8*** (0.067 9)
rate		0.190 4** (0.074 2)	0.1944*** (0.0716)	0.180 0** (0.073 2)	0.200 5*** (0.072 8)
Constant	4.043 8*** (0.023 0)	-3.304 2*** (0.419 5)	-4.006 9*** (0.889 7)	-3.301 8*** (0.891 1)	-4.012 2*** (0.890 1)
N	41 464	41 464	41 464	41 464	41 464
R ²	0.001	0.166	0.188	0.166	0.188
年份固定效应	YES	NO	NO	YES	YES
城市固定效应	YES	NO	YES	NO	YES

注:1.***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;2.括号中报告的是稳健标准误。下同

(三)内生性检验

作为人力资本积累的重要载体,子女教育支出具有刚性和持续性特征。家庭面临资金约束时,为保障生活和教育质量常通过信贷融资维持投入,该行为会直接推高家庭杠杆率。因此,存在反向因果和遗漏变量的内生性问题。本文采用工具变量法(2SLS)缓解内生性问题。

两阶段工具变量法回归结果如表5所示。表5一阶段回归结果表明,工具变量(mean_lev)对家庭杠杆具有显著的正向作用,且工具变量的F统计值显著大于10,拒绝弱工具变量假设;二阶段回归结果表明用家庭杠杆区域平均水平作为家庭杠杆的工具变量时,家庭杠杆对教育投资的影响也显著为正,与基准回归结果一致,表明本文的结果具有可靠性。

表4 稳健性检验

解释变量	被解释变量:eduinv		
	(1)	(2)	(3)
lev2	0.122 5*** (0.025 4)		
lev		0.324 5*** (0.087 6)	0.289 4*** (0.085 6)
sex	-0.046 0 (0.060 4)	-0.028 6 (0.059 5)	-0.075 6 (0.076 0)
age	0.337 4*** (0.041 9)	0.258 0*** (0.032 3)	0.481 8*** (0.040 1)
age ²	-0.005 2*** (0.000 4)	-0.003 9*** (0.000 4)	-0.006 6*** (0.000 4)
hukou	-0.000 0 (0.076 9)	-0.055 5 (0.070 2)	-0.057 2 (0.0927)
health	-0.024 1 (0.044 8)	0.007 2 (0.057 6)	0.040 4 (0.071 5)
edu	0.013 7 (0.008 7)	0.045 5*** (0.009 1)	0.007 2 (0.011 3)
lnasset	0.293 6*** (0.022 6)	0.252 8*** (0.029 2)	0.314 5*** (0.032 3)
house	-0.080 3 (0.092 7)	-0.209 4** (0.096 5)	0.048 6 (0.114 1)
inflation	0.350 1*** (0.074 2)	0.376 0*** (0.086 5)	0.420 9*** (0.110 0)
rate	0.204 1** (0.075 7)	0.057 0 (0.081 0)	0.133 5 (0.115 6)
Constant	-3.513 6*** (1.106 2)	-1.321 8 (0.907 2)	-6.981 0*** (1.110 2)
N	41 318	28 541	18 220
R ²	0.187	0.110	0.159
年份固定效应	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES

表5 两阶段工具变量回归结果

解释变量	被解释变量:eduinv	
	一阶段回归结果	二阶段回归结果
mean_lev	0.316 3*** (0.021 4)	
lev		8.318 5*** (1.048 4)
sex	-0.009 3*** (0.003 1)	0.058 7 (0.047 7)
age	0.001 2 (0.001 2)	0.342 5*** (0.018 5)
age ²	-0.000 0*** (0.000 0)	-0.005 0*** (0.000 2)
hukou	-0.031 3*** (0.003 6)	0.383 5*** (0.064 9)
health	-0.025 3*** (0.003 1)	0.141 4** (0.056 0)
edu	0.001 6*** (0.000 5)	0.002 3 (0.007 4)
lnasset	-0.065 3*** (0.001 2)	0.780 6*** (0.075 0)
house	-0.038 9*** (0.004 8)	0.389 7*** (0.081 3)
inflation	0.007 1 (0.004 8)	0.329 9*** (0.074 0)
rate	0.001 1 (0.005 6)	0.199 0** (0.086 1)
Constant	1.025 6*** (0.031 5)	-12.053 7*** (1.264 3)
N	41 464	41 464
R ²	0.122	
调整后R ²	0.122	
F	532.7	

(四)调节效应检验

基于式(2)分别检验家庭收入、父母受教育程度和父母职业地位在家庭杠杆对教育投资的影响中是否具有一定调节作用,所得回归结果如表6所示。由表6的列(1)可知,家庭杠杆与家庭收入的交互项系数为-0.138 4,在1%的水平上显著为负,说明家庭收入越高,家庭杠杆对教育投资的正向作用会削弱,假设H2_a得到证实。

表6的列(2)回归结果显示,家庭杠杆与父母职业地位的交互项系数为-0.788 3,且在1%的水平上显著,说明父母职业地位越高,其非货币化的资源转化方式越会降低其对杠杆资金的教育依赖,假设H2_b得到证实。

表6的列(3)家庭杠杆与父母受教育程度的交互项的系数为-0.532 8,在5%的水平上显著为负,这表明,家庭杠杆对教育投资的正向影响随着父母受教育程度的升高而减弱,假设H2_c得到证实。

综上所述,由调节效应检验结果可知,家庭资本越多,家庭杠杆对教育投资的正向影响越弱。

表6 调节效应检验

解释变量	被解释变量:eduinv		
	(1)	(2)	(3)
lev	1.849 5*** (0.432 0)	0.529 0*** (0.068 4)	0.544 1*** (0.069 2)
lnincome	0.233 7*** (0.020 2)		
lnincome×lev	-0.138 4*** (0.043 7)		
work		0.421 2*** (0.079 0)	
work×lev		-0.788 3*** (0.295 7)	
edup			0.210 1*** (0.074 6)
edup×lev			-0.532 8** (0.233 7)
sex	-0.012 2 (0.046 6)	-0.032 6 (0.046 0)	-0.005 4 (0.046 1)
age	0.341 9*** (0.032 0)	0.335 8*** (0.031 6)	0.346 3*** (0.032 1)
age ²	-0.005 2*** (0.000 3)	-0.005 1*** (0.000 3)	-0.005 3*** (0.000 3)
hukou	0.120 8** (0.058 9)	0.109 8* (0.059 3)	0.095 6 (0.060 2)
health	-0.071 1 (0.044 0)	-0.049 8 (0.044 0)	-0.043 7 (0.044 1)
edu	0.000 8 (0.007 4)	0.003 6 (0.007 5)	0.002 0 (0.008 5)
lnasset	0.234 8*** (0.022 8)	0.301 4*** (0.022 0)	0.299 4*** (0.021 7)
house	0.064 0 (0.072 2)	0.001 4 (0.072 5)	0.010 0 (0.073 3)
inflation	0.341 2*** (0.068 8)	0.349 4*** (0.067 9)	0.346 2*** (0.067 8)
rate	0.184 7** (0.072 7)	0.210 2*** (0.072 2)	0.211 4*** (0.071 8)
Constant	-5.452 5*** (0.866 5)	-3.683 7*** (0.873 8)	-3.874 8*** (0.879 4)
N	41 464	41 464	41 464
R ²	0.177	0.174	0.174
年份固定效应	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES

五、异质性分析

(一) 债务结构异质性

1. 家庭债务多元化水平异质性

家庭债务多元化水平为本文引入的新概念,即家庭负债的种类数量,负债种类的多样性越高,

说明家庭的债务多元化水平越高。将样本分为家庭债务多元化水平大于均值和小于等于均值两个子样本,参照李娟等^[46]的研究,采用邹检验(Chow-Test)进行检验,结果为1.94,在1%水平上显著,说明进行异质性分析有意义。回归结果如表7所示。

由表7可知,两组样本的家庭杠杆回归系数分别为0.2819和0.2829。可能的原因是:债务多元化水平较低的家庭往往依赖单一融资渠道,导致其风险管理能力较弱。由于缺乏多元化的资金调配手段,这类家庭倾向于将有限的杠杆资金集中投入教育领域,以期通过子女教育水平的提升对冲未来的经济不确定性。

2. 融资方式异质性

本文根据主要融资渠道将家庭样本分为内源融资(依赖民间或亲友借款)与外源融资(依赖金融机构借款)两组,回归结果如表8所示。

表7 家庭债务多元化水平异质性

解释变量	被解释变量:eduinv	
	家庭债务多元化水平大于均值	家庭债务多元化水平小于等于均值
lev	0.2819*** (0.0887)	0.2829*** (0.0364)
Constant	-7.0412*** (1.4280)	-0.2507 (1.1519)
N	18124	23340
R ²	0.144	0.192
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
组间系数差异检验(chow)	1.94***	

表8 融资方式异质性

解释变量	被解释变量:eduinv	
	外源融资	内源融资
lev	0.4618*** (0.0806)	0.6246*** (0.2087)
Constant	-4.1827*** (1.1542)	0.4668 (2.2924)
N	38312	3152
R ²	0.178	0.133
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
组间系数差异检验(chow)	1.47**	

由表8可知,内源融资家庭的家庭杠杆回归系数为0.6246,而外源融资家庭为0.4618。这种差异可能源于:内源融资提供了相对稳定的资金流,使以内源融资为主要融资方式的家庭在制定长期教育投资计划时拥有更高的确定性;而外源融资因需承担利息成本、还款压力及风险敞口,抑制了教育投资的扩张倾向。

(二)家庭特征异质性

1. 子女数量异质性

家庭子女的数量会影响家庭在经济压力加大的情况下对教育投资决策的考量。表9为家庭孩子数量异质性的实证结果,结果表明,三孩以下家庭的家庭杠杆回归系数数值为0.4525,三孩及以上家庭的杠杆回归系数为0.6110。产生这种差异可能的原因在于:在三孩及以上的家庭中,父母需要同时为多个孩子提供教育支持,中国传统“重教轻财”的观念,会促使父母集中债务资源保障子女教育,且子女教育成果可以通过示范效应强化后续教育投资信心^[47]。

2. 家庭数字化水平的异质性

数字经济发展重构金融服务模式,深刻影响家庭杠杆决策。本文参考王小华等^[48]的做法,从数

字支付、数字理财和数字信贷三个方面衡量家庭数字化水平。将样本分为数字化水平高低两组进行检验,结果如表10所示。

表9 子女数量异质性

解释变量	被解释变量:eduinv	
	三孩以下	三孩及以上
lev	0.452 5*** (0.071 1)	0.611 0** (0.242 1)
Constant	0.362 0*** (0.069 8)	0.200 9 (0.360 2)
N	39 983	1 481
R ²	0.185	0.224
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
组间系数差异检验 (chow)	2.91***	

表10 家庭数字化水平异质性

解释变量	被解释变量:eduinv	
	数字化水平高	数字化水平低
lev	0.482 2*** (0.141 4)	0.433 4*** (0.082 9)
Constant	-11.431 1*** (1.389 6)	6.890 4*** (1.305 5)
N	19 467	21 997
R ²	0.147	0.168
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
组间系数差异检验 (chow)	12.64***	

由表10的结果可知,家庭的数字化水平高低两组的家庭杠杆回归系数分别为0.482 2和0.433 4。这一现象可能是因为高数字化家庭凭借信息优势与资源获取效率,能快速适配教育创新并提升教育投入。此外,数字化水平较高的家庭通过网络更容易接触到各种教育信息和成功案例,刺激攀比心理而扩大数字教育支出,加剧教育投资竞争。

(三)地域异质性

1. 地区异质性

为探究家庭杠杆对教育投资的正向影响是否存在区域异质性,本文将样本划分为东部、中部和西部三个地区。分别就其家庭杠杆升高对教育投资的正向影响进行异质性分析,结果如表11所示。从表11的结果可以看到,对于东部和西部家庭,家庭杠杆对教育投资的正向影响在5%的水平上显著,回归系数分别为0.405 3和0.517 6;中部家庭则在1%的水平上显著为正,回归系数为0.482 1,符合前文全国层面的回归结果。其中,依赖杠杆资金增加教育投资的效应在中西部地区最为明显。

这种空间分异可能源于教育资源与经济基础的相对失衡:东部家庭凭借经济优势与资源禀赋,降低了对杠杆资金的依赖;而中西部家庭优质教育资源相对匮乏,从而将教育借贷视为实现“进城—升学—定居”社会流动的投资。教育资源配置失衡进一步强化竞争压力,促使中西部家庭持续提升教育投资强度以期突破阶层流动性约束。

2. 城乡异质性

城乡两组样本的组间系数差异邹检验结果为2.09,在1%水平上显著。由表12可知,农村家庭杠杆回归系数(0.451 1)略低于城镇(0.520 5)。其中可能的原因有三个方面:其一,农村面临资源与收入的双重限制,即使提高杠杆也难突破优质教育供给瓶颈;其二,农村教育观念更侧重实用技能培养,降低长期教育投入倾向;其三,农村家庭风险承受能力薄弱,债务违约可能引发社会信用瓦解,形成高成本低保障困境。反观城镇家庭,其高等教育导向叠加优质资源集聚效应,强化了教育竞争强度,故更积极利用杠杆支撑教育投资。

表11 地区异质性

解释变量	被解释变量:eduinv		
	东部地区	中部地区	西部地区
lev	0.405 3** (0.132 0)	0.482 1*** (0.113 9)	0.517 6** (0.151 9)
Constant	0.403 5*** (0.113 0)	0.361 9** (0.133 4)	0.184 9 (0.158 3)
N	19 330	13 345	8 789
R ²	0.218	0.182	0.134
控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
组间系数差异 检验(chow)	9.25***		

表12 城乡异质性

解释变量	被解释变量:eduinv	
	农村	城镇
lev	0.451 1*** (0.086 7)	0.520 5*** (0.105 2)
Constant	-0.656 3 (1.133 5)	-9.529 5*** (1.582 6)
N	25 006	16 458
R ²	0.169	0.236
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
组间系数差异 检验(chow)	2.09***	

六、进一步讨论

家庭杠杆与教育投资之间可能存在非线性的倒“U”型关系。初始阶段,受重教文化驱动,家庭在债务负担较轻时持续增加教育投入。但当债务突破一定阈值后,家庭为规避风险将缩减消费,此时杠杆对教育投资的促进作用发生逆转^[49]。若财务风险进一步恶化至威胁基本生存需求,家庭将优先保障食品住房等核心消费,削减课外辅导、优质教育选择或推迟高等教育计划等教育投资。

为检验家庭杠杆与教育投资之间的非线性关系,本文通过引入家庭杠杆(lev_{it})的平方项来进行细致分析,参考贾宪军^[50]的做法,建立如下模型:

$$\text{eduinv}_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{lev}_{it} + \delta_2 \text{lev}_{it}^2 + \delta_3 X_{it}^a + \delta_4 X_{it}^b + \sum \text{Year} + \sum \text{City} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在式(3)中,lev_{it}²为核心解释变量lev_{it}的平方项,用于考察家庭杠杆与教育投资之间是否存在倒“U”型关系,本文重点关注二次项的系数是否显著为负。ε_{it}为残差项。

表13 倒“U”型关系检验结果

解释变量	被解释变量:eduinv				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lev	4.437 9*** (0.228 4)	1.770 4*** (0.214 0)	1.379 0*** (0.239 7)	1.771 1*** (0.245 7)	1.377 2*** (0.240 1)
lev ²	-2.432 9*** (0.130 9)	-0.776 8*** (0.122 5)	-0.536 3*** (0.131 4)	-0.776 3*** (0.136 7)	-0.535 6*** (0.131 6)
Constant	3.840 3*** (0.025 4)	-3.373 7*** (0.419 4)	-4.017 2*** (0.889 2)	-3.371 4*** (0.888 3)	-4.021 9*** (0.889 7)
N	41 464	41 464	41 464	41 464	41 464
R ²	0.009	0.166	0.188	0.166	0.188
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	NO	NO	YES	YES
城市固定效应	YES	NO	YES	NO	YES

回归结果如表13所示,在加入控制变量、城市固定效应及年份固定效应后,家庭杠杆的系数依旧维持在1%的显著性水平上的正值,二次项系数亦保持显著为负,证实了上述非线性关系。为进一步验证这一非线性关系,本文实施了utest检验。结果显示,家庭杠杆的下限斜率在1%的显著性

水平上为正,而上限斜率则在同一水平上显著为负。通过计算,确定了倒“U”型曲线的拐点位于1.2856(家庭杠杆率约为2.6168),该值落在了样本数据的观测范围内,仅极少数极端负债家庭会超过该阈值,绝大多数样本家庭的杠杆水平处于倒“U”型曲线的上升区间,仅过度负债家庭会进入下降区间。此外,utest的统计结果显示,在1%的显著性水平下,零假设被拒绝,从而支持了家庭杠杆与教育投资的倒“U”型关系。

七、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文基于2017和2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据,结合永久收入假说理论,运用固定效应模型实证检验了家庭杠杆与教育投资视角下家庭资本向人力资本和人才红利转化路径。本文得到了以下重要结论。

第一,从全样本层面看,家庭杠杆升高显著增加教育投资,该结论经内生性处理和多重稳健性检验后依然成立。这表明教育投资竞争加剧,显著强化了家庭教育支出的刚性特征:家庭认知到基本教育投入已不足以保障子女未来竞争力,故愿承受财务压力增加额外投资以获取优质教育资源。

第二,从调节作用看,家庭杠杆对教育投资的正向作用会随着家庭资本的增加而削弱。家庭资本越多,越能够有效替代或减少家庭对财务杠杆的使用,从而家庭越倾向于使用自有资金而非杠杆资金,增加子女的教育投资。

第三,从异质性分析结果看,债务多元化水平较低、主要依赖内源融资的家庭,子女数量在三孩及以上、数字化水平较高的家庭,位于中西部地区以及城镇的家庭在杠杆上升时更倾向于增加更多的教育投资。

第四,进一步分析后发现,家庭杠杆与教育投资之间存在倒“U”型的非线性关系,即家庭财务压力较轻时会继续增加教育投入,负担过重时则削减教育支出。

(二)政策启示

基于上述结论,本文得出如下政策启示。

第一,引导家庭进行理性的教育投资规划,提升公共教育资源质量。一是增加公共教育投入,着力优化师资配置、教学水平与基础设施,以增强公共教育资源的吸引力和普遍可获得性,通过提升公共教育资源质量与普惠性供给,降低家庭对市场化教育资源的过度依赖,缓解教育支出刚性压力。二是加强监管,遏制教育行业不正当竞争和过度商业化行为,加强理性投资宣传,引导家庭重视子女全面发展而非单一学术竞争,避免盲目投资引致非必要负债。

第二,提升家庭资本积累能力,拓宽家庭多元化融资渠道。一是激励中低收入家庭进行教育储蓄与投资,同时设立专项教育投资基金,减轻其直接利用高成本财务杠杆的压力。二是构建多层次的教育资助体系,鼓励金融机构开发低风险教育储蓄、教育年金等专项金融产品,为家庭提供长期稳定、成本可控的教育资金渠道,替代高成本短期借贷,帮助不同经济水平的家庭尽可能平等地享有优质的教育资源,缓解因家庭资本差异导致的教育投资不均衡现象,促进社会整体的教育公平与人力资源的优化配置。三是面向普通家庭普及金融素养与长期教育规划知识,提升家庭财务风险识别与理性融资能力,从根本上降低对杠杆融资的依赖。

第三,构建精准化的教育支持政策体系。其一,优化债务结构单一家庭的融资支持,完善教育金融支持体系,为经济条件较差家庭的学生提供低息贷款和更多奖学金机会,为多子女家庭提供教育

补贴与税收优惠以缓解刚性支出压力。其二,推进数字化教育普惠,通过基层机构开展家庭数字素养培训,开发普惠型教育资助申办系统。其三,促进教育资源均衡配置,深化东部优质学校对口援建形成城乡教育联合体,并在中西部枢纽城市布局区域教育创新中心,系统性缩小区域教育获得差距。

参考文献:

- [1] 刘金典,程名望,吴春燕. 父代教育水平、代际传递与子代基础教育不平等[J]. 经济学动态,2023(7):91-109.
- [2] Mian A, Sufi A. The consequences of mortgage credit expansion: Evidence from the US mortgage default crisis [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1449-1496.
- [3] Sun S T, Yannelis C. Credit constraints and demand for higher education: Evidence from financial deregulation [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2016, 98(1): 12-24.
- [4] Yubilianto. Return to education and financial value of investment in higher education in Indonesia [J]. *Journal of Economic Structures*, 2020, 9(1): 17.
- [5] Baker S R. Debt and the response to household income shocks: Validation and application of linked financial account data [J]. *Journal of Political Economy*, 2018, 126(4): 1504-1557.
- [6] Caire G, Becker G S. Human capital, a theoretical and empirical analysis with special reference to education [J]. *Revue Économique*, 1967, 18(1): 132-133.
- [7] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to investment in education: A further update [J]. *Education Economics*, 2004, 12(2): 111-134.
- [8] Qin X, Zhuang C C, Yang R D. Does the one-child policy improve children's human capital in urban China A regression discontinuity design [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45(2): 287-303.
- [9] 徐承红,杨洋. 互联网使用与农村家庭子女教育投资[J]. 农村经济,2022(4):127-134.
- [10] 刘文杰,宋弘,陈诗一. 教育财政如何影响家庭人力资本投资:事实、机制与政策含义[J]. 金融研究,2022(9): 93-110.
- [11] 王伟同,周洪成,张妍彦. 看不见的家庭教育投资:子女升学压力与母亲收入损失[J]. 经济研究,2021(9):73-89.
- [12] 陈黎明,杜子青. 家庭杠杆问题研究进展[J]. 经济学动态,2023(9):131-146.
- [13] Dynan K, Mian A, Pence K M. Is a household debt overhang holding back consumption [with comments and discussion] [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, 43(1): 299-362.
- [14] 盛夏,李川,王擎. 房地产市场、家庭杠杆率与消费:一个异质性代理人模型[J]. 经济研究,2022(11):157-173.
- [15] 李波,朱太辉. 债务杠杆、财务脆弱性与家庭异质性消费行为[J]. 金融研究,2022(3):20-40.
- [16] 潘敏,刘知琪. 居民家庭“加杠杆”能促进消费吗:来自中国家庭微观调查的经验证据[J]. 金融研究,2018(4): 71-87.
- [17] 周利,王聪. 家庭债务与居民消费:来自家庭微观调查数据的证据[J]. 软科学,2018(3):33-37.
- [18] 黄宝竹,陈享光. 家庭财务杠杆率对居民消费的影响:基于中国家庭追踪调查数据的研究[J]. 南方金融,2023(2): 49-60.
- [19] 徐宏泉,马勇,杜超本,等. 资产负债对家庭经济脆弱性的影响研究:基于中国家庭金融调查数据(CHFS)的实证分析 [J]. 西北人口,2023(5):98-109.
- [20] Doan T, Gibson J, Holmes M. Impact of household credit on education and healthcare spending by the poor in peri-urban areas, Vietnam [J]. *Journal of Southeast Asian Economies*, 2014, 31(1): 87-103.
- [21] Edmonds E V. Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa [J]. *Journal of Development Economics*, 2006, 81(2): 386-414.
- [22] Jenkins G P, Amala Anyabolu H, Bahramian P. Family decision-making for educational expenditure: New evidence from survey data for Nigeria [J]. *Applied Economics*, 2019, 51(52): 5663-5673.
- [23] Yang F. Consumption over the life cycle: How different is housing [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2009, 12(3): 423-443.
- [24] Friedman M. The permanent income hypothesis [M]//A theory of the consumption function. Princeton: Princeton University Press, 1957: 20-37.
- [25] 龙斧,梁晓青. 代际消费不平等:阶层化视角下子女教育支出对家庭消费的挤出效应[J]. 南方人口,2019(4): 26-36.

- [26] 臧旭恒,张欣. 中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析[J]. 经济研究,2018(3):21-34.
- [27] Bourdieu P. The forms of capital[M]// The sociology of economic life. London: Routledge,2018:78-92.
- [28] 薛海平,李静. 家庭资本、影子教育与社会再生产[J]. 教育经济评论,2016(4):60-81.
- [29] 周春芳,苏群,王翌秋. 农户分化背景下农村家庭子女教育投资的异质性研究:兼论影子教育对教育结果均等化的影响[J]. 教育与经济,2017(2):62-68.
- [30] 闫新华,杭斌. 收入不平等与家庭教育支出:基于地位关注的视角[J]. 山西财经大学学报,2017(5):1-13.
- [31] 迟巍,吴斌珍,钱晓烨,等. 我国城镇家庭教育支出研究[M]. 北京:清华大学出版社,2013:66-94.
- [32] 邹薇,马占利. 家庭背景、代际传递与教育不平等[J]. 中国工业经济,2019(2):80-98.
- [33] Gu X, Hua S, McKenzie T, et al. Like father, like son? Parental input, access to higher education, and social mobility in China[J]. China Economic Review, 2022, 72:101761.
- [34] 甘犁,吴雨,何青,等. 中国家庭金融研究(2016)[M]. 成都:西南财经大学出版社,2019.
- [35] 王胜今,李兴文. 亲代独生对家庭人力资本投资的影响研究:基于CHFS数据的中介效应检验[J]. 人口学刊,2022(2):99-112.
- [36] 蔡文伯,甘雪岩. 家庭影子教育投资行为的不确定性与粘性信息分析:基于CHFS调查数据的实证研究[J]. 教育经济评论,2021(6):109-128.
- [37] 徐佳,李冠华,齐天翔. 中国家庭偿债能力:衡量与影响因素[J]. 金融研究,2022(11):98-116.
- [38] Mian A R, Sufi A. Household leverage and the recession of 2007 to 2009[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2010.
- [39] Dynan K E, Kohn D L. The rise in US household indebtedness: causes and consequences [J]. Finance & Economics Discussion, 2007, 19(1):59-72.
- [40] 周广肃,王雅琦. 住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率[J]. 金融研究,2019(6):1-19.
- [41] 肖斌卿,石湖海,丁佳桐,等. 负债如何影响家庭福利:基于中国家庭追踪调查(CFPS)的新发现[J]. 南方经济,2023(7):21-41.
- [42] 张文武,王佳音. 数字经济、生产转型与农村家庭收入增长[J]. 经济经纬,2023(6):3-14.
- [43] 樊士德,江克忠. 中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究:基于CFPS数据的微观证据[J]. 中国人口科学,2016(5):26-34.
- [44] 于梦迪. 风险偏好程度、保险产品购买与家庭金融脆弱性管理[J]. 金融监管研究,2024(4):20-36.
- [45] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [46] 李娟,杨晶晶,赖明勇. 教师激励、基础教育发展与人力资本积累:基于中小学教师职称制度改革的实证研究[J]. 经济学(季刊),2023(3):1185-1201.
- [47] 刘书冰,梁文艳,杨靖. 同胞数量、出生顺序与儿童的家庭教育投入:基于CFPS2018数据的实证研究[J]. 教育经济评论,2023(6):92-109.
- [48] 王小华,马小珂,何茜. 数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗[J]. 中国农村经济,2022(11):21-39.
- [49] 高东胜,岳岐峰,杨迪,等. 居民杠杆率对消费的影响效应:促进还是抑制[J]. 经济学家,2020(8):100-109.
- [50] 贾宪军. 金融知识如何影响家庭参与理财市场:基于CHFS数据的实证分析[J]. 经济经纬,2020(4):159-167.

The conversion of household capital into human capital and talent dividend: An analysis from the perspective of household leverage and educational investment

Zhu Wei, Ma Qianhui, Wu Jiyu

(School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, P. R. China)

Abstract: Against the backdrop of high-quality economic development and the deep implementation of China's strategy on developing a quality workforce, household investment in education has become the core channel for transforming household capital into human capital and driving the continuous release of the talent dividend. Meanwhile, China's household leverage ratio has risen rapidly, and the contradiction between debt pressure and rigid educational investment has become increasingly prominent. Their interactive relationship

directly affects the efficiency of human capital accumulation, educational equity, and household financial stability. Most existing studies focus on the impact of household leverage on aggregate consumption, rarely conduct in-depth analyses of its mechanism on educational investment, and generally overlook the comprehensive moderating effects of household economic, social, and cultural capital as well as multi-dimensional heterogeneity. Based on this, this paper constructs a pooled cross-sectional sample using data from the 2017 and 2019 China Household Finance Survey (CHFS), and adopts a fixed-effects model to examine the impact of household leverage on household educational investment, so as to provide empirical evidence for optimizing household financial decisions, improving public education policies, and preventing household debt risks. The empirical results show that, first, at the full-sample level, an increase in household leverage raises educational investment, and this conclusion remains robust after replacing the measurement of core variables, excluding childless and debt-free households, and addressing endogeneity by using regional average leverage as an instrumental variable; second, in terms of the moderating effect, the positive impact of household leverage on educational investment weakens as household capital increases, indicating that capital-abundant households can meet educational needs with their own resources and reduce reliance on debt financing; third, heterogeneity analysis reveals that households with lower debt diversification, those relying mainly on internal financing, those with three or more children, those with higher digitalization levels, and those located in the central and western regions as well as urban areas tend to increase educational investment more significantly when leverage rises; fourth, further discussion confirms an inverted U-shaped nonlinear relationship between household leverage and educational investment, where rising leverage encourages households to increase educational input under light financial pressure but reduces educational expenditure under excessive financial burden, suggesting that moderate leverage eases liquidity constraints and supports educational investment while financial stress caused by over-indebtedness significantly reduces educational spending. This paper puts forward suggestions from four perspectives: guiding households to make rational educational investment plans, improving the quality of public education resources, enhancing households' capital accumulation capacity and diversified financing channels, and building a targeted educational support policy system. Focusing on the pathway of transforming household capital into human capital, it expands and empirically tests the theoretical framework of how household leverage affects educational investment. It highlights the heterogeneity of educational investment decisions under household leverage, providing a new perspective for understanding household educational investment decisions under economic pressure.

Key words: household leverage; educational investment; family capital; household debt structure; CHFS

(责任编辑 傅旭东)