

【消费问题】

教育“内卷化”与家庭消费行为

丁增才 贺学强

【摘要】文章基于2010-2018年中国家庭追踪调查的研究样本,采用熵值法和变异系数法测度各省的教育“内卷化”程度,并通过固定效应模型考察了教育“内卷化”对于家庭消费行为的影响。研究发现:教育“内卷化”会显著抑制家庭的消费水平,在缓解了内生性问题和进行稳健性检验后该结论依然成立。进一步分析发现,教育“内卷化”会导致家庭增加教育和住房的支出,同时挤出家庭的文化和医疗保障支出。背后的原因是,教育“内卷化”的压力会驱动家庭寻求更多的“影子教育”,教育成本的增加挤压了家庭其他领域的消费。异质性分析发现,教育“内卷化”抑制家庭消费的结果,主要见诸受儒家文化影响程度更深、中产家庭更多以及父辈对教育更加重视的样本。文章丰富了教育内卷的经济后果研究,或许能够为释放我国消费潜能提供另一种可能性。

【关键词】教育“内卷化”;家庭消费;教育减负;教育竞争;教育不平等

【作者简介】丁增才(1998-),男,安徽马鞍山人,伦敦国王学院艺术与人文学院助理研究员;贺学强(1979-)(通讯作者),男,湖南常宁人,博士,中国人民大学国际学院讲师。

【原文出处】《消费经济》(湘潭),2023.6.22~37

【基金项目】国家社会科学基金一般项目(21BJY096)。

一、引言

2021年,中央经济工作会议指出,当前中国经济面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力。扩大内需尤其是扩大居民的消费需求这一战略得到党和政府的高度重视,对于缓解三重压力和推动我国经济高质量发展具有重要意义^[1]。党的二十大报告指出,消费对经济发展具有基础性的作用。2023年7月召开的中央政治局会议再次强调,需要发挥消费拉动经济增长的基础性作用。然而,中国居民“低消费、高储蓄”的现象一直未能得到根本性改善。中国人民银行公布的2022年金融统计数据报告显示,人民币存款全年实现26.26万亿元的增长,居民部门的储蓄呈现显著的扩张趋势。在收入不确定性加剧和消费需求受限的背景下,居民表现出强烈的储蓄倾向,消费意愿较低。2021年中国消费率约为54.5%,其中居民消费率为38.5%,同期美国居民消费率约为68.2%,在全球主要经济体中,中国居民消费率的排

名也相对较后,比世界平均水平低约17个百分点^[2]。因此,为了实现中国经济的高质量发展,有必要克服阻碍居民消费的各种问题,进一步激发居民的消费潜力。

在诸多影响家庭消费决策的因素中,子女的抚育成本被认为是最明显的一项原因^[3],其中又以教育成本最为突出^[4]。为了不让孩子“输在起跑线上”,许多家庭早在学前阶段就展开了激烈的竞赛^[5],残酷的升学淘汰机制又将家庭卷入一场教育“内卷化”的排位赛。教育“内卷化”是指在现有升学率已确定的条件下,为竞争优质但稀缺的教育资源,展开的一系列激烈却无效的学习内耗行为。教育“内卷化”的社会现象在近年来越演越烈,“精细化培养”模式在很大程度上提高了家庭的教育期望,广大群体中普遍存在“教育焦虑”^[6]。与父母投资教育的初衷和预期相反,过度的教育期望可能与孩子的天赋、家长的能力不匹配,最后导致教育资源的过

度甚至无效消耗^[8]。

教育“内卷化”竞争使得家庭在子女教育上的支出不断增加,包括昂贵的学费、辅导班费用以及培训机构的开支等^[7]。由于教育资源分配的不均和优质教育资源与学区挂钩,家长为解决问题往往选择购买高价学区房,却给家庭带来了沉重的经济负担。家庭的收入可以视为一块蛋糕,而消费则是家庭对蛋糕的分配。在这个过程中,家庭表现在教育和住房上支出大幅倾斜,可能会挤压其他领域消费支出。为了应对教育竞争,一些家庭可能减少在娱乐、文化活动、旅游等方面的支出,导致家庭成员的生活质量下降。甚至有的家庭会减少在食品、医疗、保险等方面的支出,以应对教育支出的压力,对家庭成员的健康和安全产生负面影响。在一定程度上,当前消费率的不断下降,不愿消费、不敢消费、没钱消费的困境,正是对教育深陷“内卷化”的一种“预警”。目前,国家和社会对于教育“内卷化”的问题给予了广泛关注,随着“双减”政策的落地,我国的教育生态正在重塑,目标在于减轻父母和子女的压力,同时也为释放家庭消费潜能提供可能。

教育“内卷化”现状回归理性是否有助于破解我国的低消费困境是本文关注的核心问题因此,本文利用2010-2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS),研究教育“内卷化”对家庭消费行为的影响。本文尝试从以下三个方面作出边际贡献:(1)首次尝试采用熵值法和变异系数法,从升学难度、教育资源以及升学压力3个维度12个指标对我国各省的教育“内卷化”程度进行测度,同时量化分析了教育“内卷化”对家庭消费行为的影响效应,从而补充了教育“内卷化”的经济效应影响方面定量研究的不足;(2)教育内卷的一个后果,是家长对子女教育的无效投入越来越多,从而推高了抚育孩子的教育成本,压抑了家庭其他领域的消费意愿。本文系统地分析教育“内卷化”对家庭消费细分项的影响,分析教育严重内卷地区和教育内卷较低地区在家庭消费结构上的差异,同时探讨了这一影响背后的原因,可能为释放我国消费潜能提供新的视角。(3)本文讨论了儒家文化影响家庭教育行为选择进而影响到家庭的消费决策,为研究家庭的消费行为提供了一个新的研究视角,并

为儒家思想中强调的价值观和社会观念影响当下家庭的经济行为提供实证依据。

二、文献回顾与理论分析

教育“内卷化”是一个普遍存在的现象,无论是基础教育还是高等教育,无论是教育实践还是教育研究,都可以看到“内卷化”的影子^[8]。同时,中国的教育“内卷化”逐渐呈现普遍化和低龄化趋势,从曾经的“五年高考三年模拟”,逐步下沉至中考、“小升初”“幼升小”的阶段^[9]。中国有着尊崇教育的文化土壤、“反哺式”的教育期待^[10],以及“学而优则仕”的文化传统^[11],这些因素推高了父辈对子女教育的期望。然而,现实情况却让这种过高的期望陷入“内卷漩涡”,衍生出教育“内卷化”的现象。通过文献梳理发现,社会向上流动的放缓^[12]、阶层分化固化^[13]以及儒家文化对教育的重视是当前教育“内卷化”的内在驱动力^[14]。而教育资源的不均匀分配^[15]、就近入学政策^[16]、学区房与优质教育资源的关联^[17]、家庭子女数量的减少^[18]以及“不能输在起跑线上”的教育焦虑^[5]则是教育“内卷化”的外部影响因素。

尽管尚未有学者探究教育“内卷化”与家庭消费行为之间的关系,但目前学界一致认同教育“内卷化”对父母在子女教育投资上的积极影响^[19-20]。随着教育“内卷”程度的提升,家庭会更加倾向增加子女在教育上的投入,包括高昂的学费、辅导班费用和培训机构的费用等^[21]。理论上讲,子女教育对家庭总消费的影响是不确定的,因为它既会增加家庭的教育消费,也可能通过提高预防性储蓄,减少家庭非教育消费^[21]。同时,教育“内卷化”导致的“高期望”并不能带来“高回报”,反而使家庭陷入无效竞争,造成社会资源的无端浪费^[3],极大地增加了家庭的经济负担,同样会挤压家庭其他领域消费支出^[22],一定程度上导致家庭陷入不愿消费、不敢消费、没钱消费的局面。

综合上述讨论,不难看出教育“内卷化”会增加家庭的经济负担,限制家庭其他消费领域的空间。这一问题是挑战也是机遇。相较于大规模的教育体系改革,引导社会形成科学客观的教育预期,减少不必要的教育浪费,缓解当前教育普遍存在的“内卷化”竞争,可能会为释放我国消费潜能提供新

的途径。

理论上来看,教育的“内卷化”对家庭消费的效应尚未明晰,且针对教育的“内卷化”如何在家庭消费中起到挤入和挤出作用的深入剖析也仍显不足。龙斧和梁晓青的“核心消费决定论”将消费结构细分为三个层次:日常消费、核心消费和边际消费^[23]。日常消费主要包括对衣食、通信、日用品等生活必需品的支出;核心消费强调住房、教育、医疗和社保等必备且重要的消费项目,目前这部分在家庭消费中占据主导地位;而边际消费则涉及奢侈品、休闲娱乐和非计划性消费,这是在满足日常和核心消费后的额外选择。本文根据“核心消费决定论”,并兼顾日常消费、核心消费和边际消费的相对重要性,集中探索了教育“内卷化”对家庭消费方面的具体作用:

首先,教育“内卷化”理论上对家庭的日常消费影响有限。按照“核心消费决定论”,教育“内卷化”主要表现在对教育等核心项目的过度追求,一般并不直接影响日常生活开支。这是因为食物、衣物、通信和日用品等生活必需品的开支具有相对稳定的趋势,都是每个家庭不可或缺的基本支出。在教育“内卷化”的背景下,家庭更可能在核心消费领域进行资金投入,例如提供更优质的教育资源、参与各类培训等,这些开支可能在一定程度上影响到家庭的整体财务状况,但不太可能直接导致日常生活开支的显著减少。由此,本文提出研究假说:

假说1:教育“内卷化”对家庭日常消费影响有限,一般并不直接影响家庭在食物、衣物、通信和日用品等生活必需品的开支。

其次,教育“内卷化”对家庭的核心消费同时存在挤入和挤出效应。一方面,教育“内卷化”会增加家庭的教育和住房支出。“不能输在起跑线上”的教育焦虑使得许多家庭在孩子学前阶段就展开激烈的竞争^[5],家庭往往会增加对子女教育的投入,包括昂贵的学费、辅导班费用和培训机构的费用等。同时,随着家庭子女数量的减少和残酷的升学淘汰制度,城市基础教育变得更加竞争激烈^[24]。基础教育的难度低,知识更新慢,人才区分度不高,因此其教育分层更多依赖家庭社会经济地位通过“择校”来完成^[25]。随着“教育内卷化”的加剧,家长和学生为了

追求更好的学业成绩和升学机会,纷纷选择居住在优质学区或者靠近知名学校的地区,这意味着家庭在房屋支出方面的负担增加^[26]。

另一方面,教育“内卷化”可能会对家庭的医疗保障支出产生挤压效应。随着教育“内卷化”的加剧,家庭在子女教育方面的投入不断增加,导致其他领域的消费减少。其中,医疗保障支出往往是家庭预算中的重要部分。家庭为了满足教育需求,可能会将医疗保障支出降低优先级。在教育“内卷化”的过程中,家庭往往将更多的资源和资金投入到了子女的教育上,以追求更好的学业成绩和升学机会。这导致了家庭在医疗保障方面的预算被压缩,相对较少的资金用于购买医疗保险或支付医疗费用。同时,教育“内卷化”可能导致家庭更关注子女的学业发展,而忽视了自身的医疗保险覆盖,家庭可能会选择购买较低档次的医疗保险甚至没有医疗保险,无法提供足够的经济支持来应对突发的医疗费用。由此,本文提出研究假说:

假说2:教育“内卷化”对家庭核心消费的影响受到挤入和挤出效应的交织,会在增加家庭教育和住房开支的同时挤出家庭的医疗和保障支出。

然后,教育“内卷化”可能会减少家庭的边际消费。激烈的教育竞争使得家长更加关注子女的学业,导致了家庭文化娱乐时间的相对减少^[27]。家庭为了应对教育“内卷化”,可能需要增加在教育方面的支出,包括学费、培训班费用等。在这种情况下,家庭可能会倾向于削减在奢侈品、休闲娱乐等非核心领域的开支,以满足对教育的高额投入。这些额外的支出可能挤压了本可以用于文化娱乐的预算,导致家庭在这方面的消费减少。同时,教育“内卷化”可能使家庭陷入竞争激烈的氛围中,增加了家长的焦虑和压力。家庭可能更倾向于将资源用于提高子女学业水平,而忽略了一些文化娱乐活动的重要性,导致对边际消费的减少。由此,本文提出研究假说:

假说3:家庭在有限的资源下,教育“内卷化”可能会挤出家庭的边际消费,在家庭的文化娱乐方面进行一些调整和牺牲。

最后,总体来看,在教育“内卷化”的环境下,家

庭可能感受到更大的经济压力,不得不在某些消费方面进行调整,以满足对子女教育的需求。家庭可能因为教育压力而更加谨慎地进行消费,更注重将资源用于教育领域,从而挤出其他领域的支出。教育“内卷化”对家庭消费产生了复杂的影响,既可能有因教育投入、房屋支出的增加而导致的挤入效应,也有因其他领域(文化娱乐、医疗保障等)支出的减少而导致的挤出效应。因此,教育“内卷化”对家庭总的消费影响受到挤入和挤出效应的交织,使得家庭在经济资源分配上需要在不同领域之间进行权衡和调整,因而其对家庭总的消费影响具有一定的不确定性。由此,本文提出研究假说:

假说4:教育“内卷化”对家庭消费的挤入效应大于挤出效应,会提升家庭的消费水平;

假说5:教育“内卷化”对家庭消费的挤入效应小于挤出效应,会抑制家庭的消费水平。

三、数据、模型与变量

(一)数据来源和样本选择

本文基于2010—2018年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)的研究样本,CFPS是中国的一个家庭追踪调查项目,由中国社会科学院社会科学调查中心主导,目标是通过追踪中国家庭的变化,深入了解社会经济领域的动态变化,并提供对家庭、教育、劳动力市场、健康和社会保障等方面的全面认识,为本文研究教育“内卷化”对家庭消费的影响提供了数据支撑。

为了避免数据偏差影响本文的研究结果,本文选择对数据做以下筛选:剔除0—2岁幼儿的样本,剔除户主年龄小于18岁或者大于90岁的家庭样本,对数据中家庭支出和家庭收入按照当年物价指数进行调整,对样本中的连续变量进行了上下1%分位的Winsorize处理。经上述处理后,最终得到51488个家庭一年度观测值。

(二)关键变量定义

1. 被解释变量

本文选择人均家庭消费性支出作为被解释变量,家庭消费性支出衡量的是家庭在衣着、食品、居住、日用、文教娱乐、交通通信和医疗保障支出的总和,也即家庭总支出减去家庭建房购房贷款支出、家

庭转移性支出(缴税、社会捐助等)、家庭福利性支出(商业性医疗保险、商业性财产保险等)后得到的值。教育“内卷化”对家庭消费的影响主要体现在,由于教育“内卷化”的压力,家庭往往会增加在子女教育上的支出,这可能包括昂贵的学费、辅导班费用、培训机构的费用等。这些支出的增加导致了家庭总支出中教育占比的提升,从而挤压了其他领域的消费。有的家庭可能减少在娱乐、文化活动、度假等方面的支出,导致家庭成员的生活质量下降。有的家庭为了应对教育支出的压力,可能会减少在食品、医疗、保险等方面的支出,最后可能对家庭成员的健康和安全产生负面影响。为了研究教育“内卷化”对家庭消费行为总的影响,本文选择人均家庭消费性支出作为研究对象,并在机制部分探究哪些领域的消费在增加,哪些领域的消费被挤压。

2. 解释变量

衡量各省教育“内卷化”是一个复杂的问题,因为不同省份的升学难度、教育资源、升学压力等存在很大的差异。升学难度是衡量教育内卷的重要指标。一些省份的高校录取标准可能更为严格,升学机会更为有限。这会导致学生和家长为了争取有限的升学名额而付出更大的努力,形成激烈的择校竞争。另外,一些省份的高校录取相对宽松,升学机会相对较多,可能会减轻学生的升学压力。择校热度的高低也会影响到家庭对于教育的投入程度,从而影响内卷的程度。同时,教育资源分配不均确实是教育“内卷化”的一个潜在根源。由于名校和优质教育资源集中在某些地区,导致这些地方的学生更容易接触到优质的教育资源。其他地区的学生可能面临资源匮乏的情况,从而在升学和职业竞争中处于不利地位,促使家庭为了寻求更好的教育资源而加大投入,形成内卷。本文主要关注的是,各省存在的“内卷化”环境如何影响家庭教育行为,进而传达到家庭的消费选择。

为了刻画这一特征,本文选择一些可能用于衡量各省教育“内卷化”程度的主要指标。被解释变量为教育“内卷化”指数,为了对其进行准确测度,本文参考已有文献^[28-29],分别从各省升学难度、教育资源以及升学压力三个维度来进行测度,并选取了12个

二级指标(见表1),首先根据统计数据初步计算单个指标的值,由于这些指标值与教育“内卷化”程度存在正向或负向关系,且单位也不一致,因此对所有指标进行无量纲化处理。然后采用熵值法和变异系数法对所有的单个指标赋权,最后合成教育“内卷化”指数代表各省份的教育“内卷化”程度。

本文采用熵值法和变异系数法对各省的教育“内卷化”程度进行测度,这两种方法均属于确定指标权重的统计方法。其中熵值法是一客观赋权方法。其出发点是根据各指标的离散程度来确定各指标的权重:一个指标的离散程度越大,则该指标包含更多的信息,对于综合评价的影响越大,因此赋予更大的权重。熵值法根据离散程度确定权重能够在不同阶段更加准确地反映各地区教育“内卷化”水平。变异系数是标准差与均值的比率,通常用于比较不同数据集的离散程度,而不受其均值和单位的影响。变异系数法的优势在于,它允许比较具有不同均值和单位的数据集的相对离散度,因此可以用于比较具有不同地区教育“内卷化”程度的变异性。本文的测度结果显示,教育“内卷化”最严重的三个省份分别是河南省、浙江省与安徽省,这个也和现实情况比较一致。

3.控制变量

遵循已有研究^[30-31],本文的控制变量主要从三个层面进行选取:第一,户主特征变量,包括户主年龄、户主性别、户主婚姻状况、户主自评健康得分;第二,

家庭特征变量,包括是否有60岁以上老人、人均家庭纯收入、是否拥有房屋产权;第三,地区特征变量,包括是否是城镇居民、人均区县地区生产总值、人均区县社会消费品零售额、区县在岗职工平均工资。

(三)模型设定

本文的研究是识别地区教育“内卷化”程度对家庭消费行为的影响,但可能存在一些不可观测的因素,同时影响到地区的教育“内卷化”程度和家庭的消费选择,导致传统的OLS估计结果有偏。因此本文选择固定效应模型,通过引入家庭固定效应,可以有效控制家庭特有的不可观测因素,如家庭的偏好。同时,固定效应模型还可以通过个体固定效应捕捉家庭特有的时间不变的因素,有助于更准确地估计其他变量对因变量的影响。基于此,将计量模型设计如下:

$$\ln per_pce_{it}=\alpha_1+\alpha_2 Edu_involution_{it}+\delta Controls_{it}+\mu_i+\varphi_t+\delta_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中,i代表家庭,t代表年份;因变量 Edu_involution_{it}表示各省的教育“内卷化”程度,分别采用熵值法和变异系数法测度得到。自变量 lnper_pce_{it}为人均家庭的消费性支出,Controls_{it}表示一系列家庭层面、户主层面、地区层面的控制变量;μ_i、φ_t和δ_t分别表示控制住了家庭固定效应、年份固定效应和省级固定效应;ε_{it}则是随机误差项。其中自变量 Edu_involution_{it}的估计系数是本文主要关注对象,表示地区教育“内卷化”程度对家庭消费行为的影响,两个自

表1 教育“内卷化”指标体系		
一级指标	二级指标	指标属性
升学难度	本科录取率	-
	一本录取率	-
	211 录取率	-
	985 录取率	-
教育资源	普通高校数量	-
	双一流高校数量	-
	211 高校数量	-
	985 高校数量	-
升学压力	大学入学机会指数	-
	参加高考人数	+
	当年入学率	+
	高考 600 分人数	+

数据来源:国家统计局、各省统计局及各省教育厅。

变量的估计系数显著为负是我们预期的结果。

(四)描述性统计

表2的Panel A展现的是总样本的描述性统计结果,不难看出通过熵值法和变异系数法测算出各省教育“内卷化”程度的指标的中位数和样本的极值有一定差距,这表明教育“内卷化”程度在不同地区存在着显著程度差异。同时,根据教育“内卷化”程度

是否大于样本全国教育内卷程度的均值,将全部家庭居民样本划分为“高教育‘内卷化’水平”和“低教育‘内卷化’水平”两组。表2的Panel B描述了“高教育‘内卷化’水平”和“低教育‘内卷化’水平”分组后样本变量的描述性统计结果,从统计结果我们可以看出,无论是平均值还是中位数,控制组“高教育内卷程度”的家庭消费性支出都小于“低教育内卷程

表2 描述性统计

变量	Panel A:总样本				
	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
家庭人均消费	9.065	9.054	0.97	0	13.957
教育“内卷化”(熵值法)	0.394	0.389	0.073	0.236	0.648
教育“内卷化”(变异系数法)	0.45	0.45	0.065	0.219	0.642
是否是城镇居民(否=0)	0.473	0	0.499	0	1
家庭有老人(否=0)	0.361	0	0.48	0	1
家庭子女数量	1.388	1	0.674	1	8
至少一个子女在上学(否=0)	0.296	0	0.456	0	1
人均家庭纯收入	9.069	9.216	1.401	0	15.243
是否拥有房屋产权(否=0)	0.863	1	0.344	0	1
地区经济水平	10.595	10.54	0.648	8.576	12.068
地区物价水平	9.66	9.574	0.866	6.031	11.734
地区工资水平	10.789	10.782	0.391	9.831	11.917
户主性别	0.687	1	0.464	0	1
户主年龄	50.965	51	14.701	10	110
户主婚姻状况	0.848	1	0.359	0	1
户主健康状况	3.113	3	1.293	1	5
变量	Panel B:分组样本				
	高教育“内卷化”		低教育“内卷化”		差异检验
	平均值	中位数	平均值	中位数	差异检验t值
家庭人均消费	9	9.013	9.016	9.105	-0.105***
是否是城镇居民(否=0)	1	1	0.444	0	0.062***
家庭有老人(否=0)	0	0	0.349	0	0.025***
家庭子女数量	1.437	1.000	1.343	1.000	0.094***
至少一个子女在上学(否=0)	0.304	0.000	0.289	0.000	0.016***
人均家庭纯收入	9	9.279	9.015	9.21	0.116***
是否拥有房屋产权(否=0)	1	1	0.879	1	-0.033***
地区经济水平	11	10.707	10.464	10.416	0.294***
地区物价水平	10	9.717	9.474	9.47	0.420***
地区工资水平	11	10.899	10.704	10.712	0.192***
户主性别	1	1	0.679	1	0.015***
户主年龄	51	51	50.701	50	0.559***
户主婚姻状况	1	1	0.855	1	-0.014***
户主健康状况	3	3	3.14	3	-0.057***

注:差异检验使用的是均值的T检验,***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。

度”,并且差异显著,这个统计结果初步表明教育内卷可能对家庭消费性支出有负向的影响。同时所有控制变量的均值差异检验都非常显著,这表明控制变量的选择是合理的。

四、实证结果及分析

(一)基准回归

本文选择中国家庭追踪调查2010–2018年的面板数据,借助多维面板固定效应的估计方法,通过依次加入控制变量的方法,探究教育“内卷化”对居民家庭消费性支出的影响,具体估计结果如表3所示。

具体地,表3的列(1)和列(2)仅添加了年份固定效应,在此基础上列(3)和列(4)引入了家庭和户层面的控制变量;最后,本文在列(5)和列(6)中加入了地区经济水平和省级固定效应。根据估计结果可知,教育“内卷化”水平表现出显著的负效应,即教育“内卷化”会显著抑制家庭的消费行为,且熵值法和变异系数法测算的教育“内卷化”水平均在统计上显著,表明本文的估计结果极具稳健性。具体而言,各省教育“内卷化”水平每提升1个百分点,将会导致居民家庭消费性支出水平降低大概0.25个百分点(以纳入全部

表3 教育“内卷化”与家庭消费性支出:基准回归(因变量:家庭人均消费)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
教育“内卷化” (熵值法)	-0.9640*** (0.1055)		-0.3962*** (0.1097)		-0.3279*** (0.1150)	
教育“内卷化” (变异系数法)		-3.2315*** (0.1064)		-0.4665*** (0.1355)		-0.3868*** (0.1412)
是否是城镇居民(否=0)			0.2710*** (0.0095)	0.2709*** (0.0095)	0.2651*** (0.0102)	0.2651*** (0.0102)
家庭有老人(否=0)			-0.0741*** (0.0091)	-0.0742*** (0.0091)	-0.0693*** (0.0097)	-0.0693*** (0.0097)
家庭子女数量			-0.0025*** (0.0002)	-0.0025*** (0.0002)	-0.0027*** (0.0002)	-0.0027*** (0.0002)
至少一个子女在上 学(否=0)			-0.0804*** (0.0085)	-0.0804*** (0.0085)	-0.0773*** (0.0091)	-0.0774*** (0.0091)
人均家庭纯收入			0.2097*** (0.0047)	0.2097*** (0.0047)	0.2057*** (0.0050)	0.2057*** (0.0050)
是否拥有房屋产权 (否=0)			-0.1100*** (0.0105)	-0.1100*** (0.0105)	-0.0949*** (0.0112)	-0.0949*** (0.0112)
户主性别			0.0080 (0.0086)	0.0080 (0.0086)	0.0125 (0.0091)	0.0126 (0.0091)
户主年龄			-0.0078*** (0.0003)	-0.0078*** (0.0003)	-0.0080*** (0.0004)	-0.0080*** (0.0004)
户主婚姻状况			-0.0471*** (0.0121)	-0.0471*** (0.0121)	-0.0523*** (0.0131)	-0.0523*** (0.0131)
户主健康状况			-0.0172*** (0.0033)	-0.0172*** (0.0033)	-0.0176*** (0.0035)	-0.0176*** (0.0035)
地区经济水平					0.0939*** (0.0211)	0.0940*** (0.0211)
地区工资水平					0.0203 (0.0141)	0.0200 (0.0141)
地区物价水平					-0.0492 (0.0388)	-0.0479 (0.0388)
常数项	9.4443*** (0.0421)	10.5210*** (0.0482)	5.5069*** (0.1124)	5.5575*** (0.1199)	5.2042*** (0.3374)	5.2358*** (0.3402)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	否	否	是	是
观测值	60595	60595	58211	58211	51482	51482
R ²	0.1100	0.1354	0.4092	0.4091	0.4048	0.4048

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,采用家庭层面的聚类标准误;下文若无特殊说明,均与此相同。

控制变量估计结果为准)。可能的原因是:受教育内卷压力影响,家庭增加了对子女教育的投入,包括昂贵的学费、补习班费用、培训机构的费用等,这些额外开销导致家庭总支出中教育占比增加,进而挤压了其他领域的消费性支出。家庭所在的省份教育“内卷化”程度越高,为了应对教育内卷的竞争,一些家庭可能减少在娱乐、文化活动、旅游等方面的支出,以应对教育支出的压力,导致家庭成员的生活质量下降。甚至有的家庭可能会减少在食品、医疗、保险等方面的支出,以应对教育支出的压力,对家庭成员的健康和安全产生负面影响。

从家庭层面的控制变量来看,“城镇”的估计系数显著为正,表明城镇家庭的消费性支出高于农村家庭。这可能源于购买力、生活成本、就业机会、文化娱乐、社会服务等多个因素的综合影响。“家里有老人”的估计系数显著为负,表明养老压力会抑制家庭的消费支出^[31]。“家庭子女数量”和“至少有一个子女在上学”的估计系数显著为负,说明抚育成本和教育成本会显著抑制家庭的消费^[4];同时,家庭收入和消费支出正相关,这个也符合当前学术研究结果^[32]。“拥有房屋产权”的影响系数为负,或许是由于家庭为购房和还贷款而减少了日常消费支出,即“房奴效应”^[33]。从户主层面的特征变量来看,我们还发现,户主越年长,家庭的消费水平越低,这与先有研究一致^[34]。此外,户主越健康的家庭的消费性开支越少。可能的解释在于家庭消费中包含了医疗支出,户主身体越健康,相应的医疗费用就会越低^[35]。同时,户主的婚姻状况(已婚)对家庭消费性支出有着显著且稳定的负向影响。可能的解释是,考虑到子女教育和养老等问题,已婚家庭可能会倾向于进行更多的预防性储蓄以满足未来的消费需求。最后,地区经济水平会显著提高居民消费水平,这个发现均符合预期。

(二)内生性问题

在模型(1)中,本文尽量去控制那些可能影响家庭消费的因素,然而影响家庭消费的因素众多,有些因素难以测量,导致本文的实证结果会受到一些不可观测因素的影响,这种遗漏变量问题会导致本文估计的教育“内卷化”系数有偏。为了缓解因遗漏变

量和测量误差导致的内生性问题,本文进一步采用了工具变量估计方法。

借鉴Timothy Bartik构建Bartik IV的思想^[36],本文选择明清时期各省进士人数乘上全国教育“内卷化”程度滞后1年的值。(1)相关性。儒家文化在中国传统社会中一直占据主导地位,其价值观和教育理念对教育体制和个体学习行为产生深远影响。儒家文化强调社会地位的重要性,认为通过学业和修养可以提升个体的社会地位。这种观念可能使得个体和家庭更加关注教育,为了取得更好的社会地位,愿意投入更多的时间和资源,从而推动了教育“内卷化”的现象。本文选择明清时期各省份进士的地理分布来衡量儒家文化的影响力。科举制度的建立是儒家文化能够持续传承的基础之一^[37],明清时期各省份中进士的数量反映了对儒学的重视程度,同时也间接反映了儒家文化在该地区的影响力,与各省的教育“内卷化”水平具有极高的相关性。(2)外生性。第一,全国的教育“内卷化”指数来自多个省,明显不会受到家庭消费的影响,因此全国的教育“内卷化”水平的变化对某个家庭的影响是相对外生的;第二,明清时期各省份进士的地理分布不直接影响当代家庭的消费行为,与家庭的消费性支出不存在必然的联系。因此,本文选取的Bartik IV满足工具变量的相关性和外生性假定。

表4展示加入工具变量后的估计结果,在考虑内生性问题之后,熵值法和变异系数法测算的教育“内卷化”水平系数仍然呈显著的负相关。此外,弱工具变量检验的F统计量超过10,拒绝存在弱工具变量的原假设,意味着本文选择的工具变量是合理有效的。

(三)稳定性检验

1. 替换测算方法

为了解决测度过程中常见的主观赋权以及多数数据重叠问题,本文采用客观赋权的熵值法和变异系数法来测度各省份的教育“内卷化”水平。然而,这两种方法也有其自身的局限性,比如忽视指标本身的重要程度,导致得出的指标权重与预期结果有较大偏差。为了保证估计结果的稳健性,本文还选择了主成分分析法重新度量各省的教育“内卷化”水平,并加入基础模型中进行重新估计。根据表5列

表4 教育“内卷化”与家庭消费性支出:工具变量法

变量	教育“内卷化”(熵值法)	家庭人均消费	教育“内卷化”(变异系数法)	家庭人均消费
	(1)	(2)	(3)	(4)
Bartik IV (熵值法)	0.0003*** (0.0000)	-0.2918** (0.1169)	0.0003*** (0.0000)	-0.3744*** (0.1447)
教育“内卷化”(熵值法)				
Bartik IV (变异系数法)				
教育“内卷化”(变异系数法)				
常数项	-0.0137*** (0.0015)		0.0915*** (0.0014)	
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	55260	51482	55260	51482
R ²	0.9959	0.2378	0.9969	0.2378

(1)的估计结果,通过主成分分析法测算出的教育“内卷化”水平显著为负,证明了教育“内卷化”对家庭消费具有明显的抑制效果,本文的研究结果稳健。

2. 考虑家庭的教育“内卷化”行为

鉴于本文构建的教育“内卷化”指数更多地反映各省客观的教育竞争强度,缺乏刻画家庭应对内卷的主动行为。为了解决这一问题,使本文研究结论稳健成立,我们选择“家长每周辅导作业花费的时

间”作为家庭对于外部教育竞争的回应,以此描述家庭的“内卷化”行为。这么选择的原因在于,在面临外部教育压力时,如果父母投入过多的时间和精力在孩子的学习上,过于强调学业成绩,可能会使孩子面临过度的学业压力,这种过度的学业压力有可能促成教育“内卷化”的发生。根据表5列(2)的估计结果,“家长每周辅导作业花费的时间”的估计系数显著为负,证明了在家庭层面,教育“内卷化”对家庭消

表5 教育“内卷化”与家庭消费性支出:稳健性分析(因变量:家庭人均消费)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
教育“内卷化”(主成分分析)	-0.0420* (0.0237)	-0.3220*** (0.0332)	-0.3279*** (0.1150)	-0.3868*** (0.1412)	-0.4774*** (0.1493)	-0.5737*** (0.1793)	-0.3615** (0.1696)	-0.3279** (0.0252)
家长每周辅导作业花费的时间								
教育“内卷化”(熵值法)								
教育“内卷化”(变异系数法)								
上一期家庭人均消费					0.3310*** (0.0069)	0.3310*** (0.0069)		
常数项	5.0813*** (0.3318)	4.2300*** (0.6150)	5.2042*** (0.3374)	5.2358*** (0.3402)	3.1903*** (0.3666)	3.2475*** (0.3699)	5.2179*** (0.5804)	5.2042 (1.1497)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	51146	21342	51482	51482	33091	33091	41821	51482
R ²	0.4043	0.4218	0.4048	0.4048	0.4376	0.4376	0.3976	0.4048

注:第(7)(8)列分别采用区县、省级层面的聚类标准误。

费具有明显的抑制效果,本文的研究结果稳健。

3.删除特定样本

中国的直辖市,包括北京、上海、天津、重庆,由于其特殊的地位和发展背景,教育“内卷化”呈现出一些独特的特点。直辖市通常聚集了更多的高等教育机构和名校,因此升学竞争更为激烈。家长和学生可能更加注重升学,导致在教育内卷的过程中,投入更多的时间和精力来追求更好的学业成绩。加上直辖市的发展水平相对较高,家长对子女的期望往往更高。他们可能更倾向于追求更好的学业成绩和更高水平的升学机会,因此可能更积极参与子女的教育,并倾向于为子女提供更多的学科辅导和课外活动。可见,直辖市由于其特殊的地理、经济和文化地位,使得教育内卷呈现出一些与其他地区不同的特殊性。这些特性往往也是影响家庭消费的重要宏观因素,所以直辖市的样本存在比较严重的内生性问题。参考罗煜等的做法,本文选择删除直辖市的数据^[38],并利用模型(1)重新进行回归估计,回归结果如表5的列(3)和列(4)所示,教育内卷程度的系数依旧显著为负。

4.考虑家庭消费的序列相关性

家庭消费具有序列相关性^[39],即不同时间点的家庭消费行为存在一定的关联性或趋势。因此,本文将家庭消费的前一个时期作为解释变量,纳入模型(1)并进行稳健性检验,结果如表5的列(5)和列(6)所示,上一期家庭人均消费的回归系数在1%的水平上显著为正,说明家庭过去的消费行为会对未来的消费产生积极影响,家庭消费确实存在强烈的序列

相关问题。然而,教育“内卷化”水平的估计系数显著为负,这表明在考虑到家庭消费支出序列相关的特性,以及由此导致的内生性问题以后,教育“内卷化”仍对家庭消费产生抑制效应,研究结论持续稳定。

5.改变聚类层级

本文的基准回归使用了聚类到家庭层面的标准误,以此来缓解异方差和自相关问题对实证结果的干扰。但考虑到同一个地区的家庭消费行为可能有共性,而不同地区之间的家庭消费行为可能有差异,我们将标准误的聚类层级提高到区县层面和省级层面后再进行回归,通过改变稳健标准误的聚类层级来进行稳健性检验。估计结果如表5的列(7)和列(8)所示,在标准误的聚类层级提高至区县和省级层面后,教育“内卷化”的回归系数依然显著为负,本文的研究结论具有稳健性。

五、进一步分析

(一)教育“内卷化”对家庭消费细分项的影响

本文将家庭消费性支出分为多个类别并进行分組回归,以此来探究教育“内卷化”对家庭消费抑制的原因,估计结果如表6所示。不难发现,教育“内卷化”对基本生活资料消费的影响不显著,可能是因为日用品、衣服、食物等方面的消费属于家庭日常的生活必需的消费,因此这些消费具有必要和稳定的特性,教育“内卷化”的抑制效应不会对这部分消费产生明显的挤压。但是第(4)列中房屋支出显著为正,可能是因为房价通常与附近学校的教育质量关联,价格更高的学区常常拥有更好的教育资源,为了让

表6 教育“内卷化”对家庭消费细分项的影响

变量	基本生活资料消费				享受和发展资料消费			
	日用品支出	衣服支出	食物支出	房屋支出	文娱支出	教育支出	医疗保障支出	交通通信支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
教育“内卷化” (熵值法)	-0.6331 (2.2033)	-0.2051 (0.7045)	0.0156 (0.1617)	0.2113** (0.0901)	-4.0475** (1.9922)	0.9835** (0.4044)	-0.8680** (0.3720)	-1.1198 (1.2619)
常数项	-1.4887 (9.5475)	7.2161*** (1.9325)	6.8014*** (0.4399)	-3.9820*** (0.2638)	15.6371** (6.2807)	6.4257*** (2.0175)	-1.9251* (1.0655)	-4.2225 (3.2397)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	51429	51398	54185	44728	51594	16736	54809	51363
R ²	0.0049	0.0864	0.2722	0.4443	0.0370	0.1627	0.0798	0.0626

子女享受更好的教育资源,家长往往选择购买高价学区房。因此,教育“内卷化”越严重的地方,家长越追求优质教育资源,愿意支付更高的住房价格,目前炙手可热的学区房可见一斑。表6的第(5)列至第(7)列展示了教育“内卷化”对家庭享受和发展资料消费的影响,其中,第(5)列家庭文娱支出显著下降,可能是因为家庭应对教育内卷的竞争,一些家庭可能减少在娱乐、文化活动、旅游等方面的支出,导致家庭成员的生活质量下降。这种牺牲其他方面的生活品质的现象被视为教育内卷对家庭消费的一种挤压。第(6)列家庭教育支出显著为正。正是由于教育“内卷化”的压力,家庭往往会增加在子女教育上的支出,支付昂贵的学费、辅导班费用、培训机构的费用等。这些支出的增加导致了家庭总支出中教育占比的提升,从而挤压了其他领域的消费。第(7)列家庭的医疗保障支出显著为负,表明高额的教育支出有可能对家庭的基本生活需求造成冲击。在一些情况下,家庭可能会减少在医疗保障方面的支出,以应对教育支出的压力,但这可能对家庭成员的健康和安全产生负面影响。

综合而言,教育“内卷化”的存在使得家庭在教育支出和住房支出上投入更多资源,从而对文娱活动和医疗保障方面的消费造成了挤压。这种挤压效应不仅影响了家庭的消费行为,还可能对家庭成员的生活质量和健康安全产生影响。因此,家庭在经济资源分配上需要在不同领域之间进行权衡和调整,在探讨和解决教育“内卷化”问题时,需要全面考虑其对家庭其他方面消费的影响。家庭在教育 and 住房上支出大幅倾斜,会挤压其他领域消费支出。对于教育“内卷化”严重的地区,家庭的消费观念受子女教育压力的影响,几乎所有家庭生活的重心都围绕着房产和子女教育展开,主要精力都聚焦在学区和子女的升学考试,除此之外很少有别的消费意愿。这也间接表明,如果能缓解教育“内卷化”给家庭带来的教育压力,可能会释放家庭消费潜能,改善社会资源配置。

(二)教育“内卷化”、影子教育和消费挤压

影子教育是指在正规学校教育之外,通过各种辅导班、培训机构等形式获取额外学科知识的现象,

也被称为私人补习或非正规教育^[40]。影子教育不仅仅是为了填补正规学校教育的不足,更是教育“内卷化”的一种表现。教育“内卷化”的竞争压力促使家庭寻求更多的教育资源,家长和学生希望通过参与影子教育来提前学习和备考,以确保在升学考试中获得更好的成绩。因此,教育“内卷化”会导致家庭对影子教育的高需求,学生通过参加额外的培训班和辅导课程来提升学科知识和技能,寻求在激烈的学业竞争中获取优势。同时,在教育“内卷化”的环境下,家庭为了提供更多的学科培训、辅导班和课外活动,不得不增加学费、教辅材料和培训费等教育方面的支出,这些额外的活动通常伴随着大额费用,加大了家庭在这方面的支出压力。家庭在影子教育支出大幅倾斜,会挤压其他领域消费支出。

本文采用CFPS少儿问卷收集的数据,将家庭是否让孩子“参加课外辅导”,以及“参加课外辅导的支出”作为因变量,探究教育“内卷化”对家庭选择影子教育的影响。估计结果如表7的列(1)—列(2)所示,可以看出教育“内卷化”的估计系数为正,意味着为了应对内卷的压力,家庭不断投入更多时间和精力,包括参与更多课外活动和兴趣班。然后,将“参加课外辅导”以及“参加课外辅导的支出”作为自变量,家庭的“文化娱乐”和“医疗保障”部分的消费份额作为因变量,来探究影子教育对家庭其他领域的挤压效应。结果如表7的列(3)—列(6)所示,“参加课外辅导”以及“参加课外辅导的支出”的估计系数显著为负,这说明正是由家庭会增加在子女补习班费用和培训机构的支出等,导致家庭背负沉重的经济负担,最后挤压了家庭在文化娱乐和医疗保障领域的消费。

(三)异质性分析

1. 儒家文化影响程度的异质性

儒家思想强调通过学业的追求来提升社会地位和个体修养,注重功利主义价值观。这种思想对现代教育体制的影响在于,社会往往过度强调学业成绩和升学率,使学生和家庭在追求功利目标时过度竞争^[41]。同时,儒家思想中的科举制度强调通过考试选拔人才,将升学与社会地位直接关联。这使得社会对升学考试过度看重,学生和家庭为了追求更高的学业成就而投入巨大的时间和精力,这些都推

表 7 教育“内卷化”、影子教育和消费挤压

变量	参加课外辅导	参加课外辅导的支出	文化娱乐		医疗保障	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
教育“内卷化” (熵值法)	0.8219*** (0.1112)	3.2465*** (0.9289)				
参加课外辅导			-0.0224*** (0.0023)		-1.2753*** (0.2282)	
参加课外辅导的 支出				-0.0068*** (0.0003)		-0.1510*** (0.0299)
常数项	-0.2404 (0.2688)	-0.6947 (2.0542)	0.0518 (0.0873)	0.0507 (0.0866)	-9.7987 (8.6758)	-9.9493 (8.6976)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	20032	19910	18682	18562	18673	18556
R ²	0.1545	0.1614	0.0217	0.0344	0.0856	0.0856

动了教育“内卷化”的现象。对于教育内卷地区的家庭,在消费观念上受儒家思想的影响,压抑个人的消费欲望,几乎所有家庭生活的重心都围绕着房产和子女教育展开,这些支出的增加使得家庭在预算分配上不得不削减其他方面的开支,导致了其他消费性支出的挤压。因此,我们认为教育内卷对家庭消费的抑制作用,将会在受儒家文化影响程度更深的

地区样本中更加显著。

参考已有文献的做法,采用文庙和孔子书院的数量来度量儒家文化的影响力^[42]。如果各省文庙或孔子书院的数量大于全国的平均数量,则属于受儒家文化影响程度更深并赋值为1,否则赋值为0,并将儒家文化哑变量与教育“内卷化”程度的交乘项加入基础模型来检验上述猜想。估计结果如表8所示,儒

表 8 教育“内卷化”、儒家文化影响和家庭消费性支出(因变量:家庭人均消费)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
文庙×教育“内卷化” (熵值法)	-0.5028*** (0.1029)			
文庙×教育“内卷化” (变异系数法)		-0.7362*** (0.1261)		
孔子书院×教育“内卷化” (熵值法)			-0.6322*** (0.1026)	
孔子书院×教育“内卷化” (变异系数法)				-0.8153*** (0.1252)
文庙	0.0705* (0.0420)	0.2024*** (0.0574)		
孔子书院			0.1691*** (0.0410)	0.2880*** (0.0572)
教育“内卷化”(熵值法)	0.3351*** (0.1143)		0.3680*** (0.0960)	
教育“内卷化” (变异系数法)		0.3697*** (0.1264)		0.2019* (0.1082)
常数项	4.2051*** (0.2466)	4.1144*** (0.2765)	3.6227*** (0.2260)	3.7726*** (0.2561)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	51483	51483	51483	51483
R ²	0.3940	0.3943	0.3922	0.3924

家文化影响和教育“内卷化”的交互项估计系数均显著为负,结果符合我们的预期,即教育“内卷化”对家庭消费的抑制作用,将会在受儒家文化影响程度更深的地区样本中更加显著。

2. 家庭收入的异质性

教育“内卷化”已成为当前中产阶级的主要焦虑源头,即使他们不奢望子女向上进行阶级攀升,也会担心子女跌落,被甩到社会底层。在教育“内卷化”的环境中,中产阶级既是投入者,也是推动者。他们对社会地位保持高度关注,希望子女能接受更好的教育,以提升或维持家庭的社会地位。由于中产阶级家庭通常拥有较多的经济资源,他们能承受高额的教育投资,当存在升学竞争的情况下,中产阶级更愿意为子女提供各种补习班、培训课程,以确保子女在学业上保持竞争力,所以中产阶级家庭会更积极地投入到教育“内卷化”的竞争中。因此我们认为,在中产阶级家庭中,教育“内卷化”对家庭消费的抑制作用会更加明显。相较而言,对于低产家庭,他们通常具有较为有限的财务资源,因此在教育投资上的可支配资金相对较少,往往更需要关注基本生活需求,如食品、住房和医疗等,相对于其他家庭更难将大量资源投入到孩子的教育上。即便在教育内卷的压力下,这些家庭可能难以负担过高的学费、辅导费用等,从而相对不容易受到过度的教育消费压力。因此,他们可能更倾向于保障家庭的基本需求,而对于过度投入教育的压力相对较小。对于高产家庭,他们通常具有较强的财务实力,能够承担更高的教育支出。即便在面对教育内卷的压力时,这些家庭可能更容易应对,并提供孩子所需的各种教育资源,而不至于导致过度的经济负担,也无须过分牺牲家庭其他方面的消费,减缓因教育“内卷化”而导致的消费压力。

参考目前学术界的做法,我们计算出同一年同省份的居民家庭收入中位数,并将家庭收入水平处于收入中位数50%和收入中位数的1.5倍定义为中产家庭^[43],中产阶级的家庭赋值为1,否则赋值为0;将家庭收入水平低于收入中位数50%定义为低产家庭,将低产阶级的家庭赋值为1,否则赋值为0;将家庭收入水平高于收入中位数1.5倍定义为高产家庭,

将高产阶级的家庭赋值为1,否则赋值为0。最后将低产、中产以及高产家庭哑变量分别与教育“内卷化”程度进行交乘并加入基础模型来检验上述猜想。估计结果如表9所示,中产家庭和教育“内卷化”程度的交互项的估计系数均显著为负,低产家庭和教育“内卷化”程度的交互项的估计系数为负但不显著,高产家庭和教育“内卷化”程度的交互项的估计系数均显著为正,这个结果和符合我们的预期一致,表明教育“内卷化”对家庭消费的抑制作用,将会在中产阶级的家庭样本中更加显著,而高产家庭在教育“内卷化”的影响下家庭消费不降反升。

3. 父辈教育重视的异质性

父母对子女未来升学的高期望是推动教育“内卷化”的重要因素。为了不让孩子“输在起跑线上”,许多家庭早在学前阶段就展开了激烈的竞赛^[5],残酷的升学淘汰机制又将家庭卷入一场教育“内卷化”的排位赛。“精细化培养”模式在很大程度上提高了家庭的教育期望,广大群体中普遍存在“教育焦虑”^[7]。同时,对教育的重视是教育“内卷化”的内在驱动力^[44]。对子女教育重视程度更高的家庭为了“购买希望”,不满足于仅通过校内教育,而选择让子女参加校外课外辅导班^[5]。因此,我们认为,在对子女有更高的“教育期望”和“教育关心”的家庭中,教育“内卷化”对家庭消费的抑制作用会更加明显。

为了量化父辈对子女的教育期待,选择CFPS儿童问卷部分中“如果满分100分,您期望孩子本学期/下学期的平均成绩是多少?”这一回答,按照陈华帅等的方法,如果父母的回答大于80分,则取值为1,表示父母对子女教育有过高的期待,反之为0^[4]。同样地,父辈对子女的教育关心的代理变量来自CFPS儿童问卷部分,“家庭是否关心教育?”如果回答是“同意”或“十分同意”,则取值为1,表示父辈对子女教育十分关心,否则为0。最后将父辈对子女教育期望的哑变量、父母对子女教育关心的哑变量和教育“内卷化”程度的交乘项纳入基数模型来检验上述猜想。估计结果如表10所示,父辈对子女的“教育期待”“教育关心”与教育“内卷化”的交互项估计系数均显著为负,这个结果和符合我们的预期一致,即表明教育“内卷化”对家庭消费的抑制作用,将会在对

表9 教育“内卷化”、家庭收入和家庭消费性支出(因变量:家庭人均消费)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
低产家庭×教育“内卷化” (熵值法)	-0.0423 (0.1224)					
低产家庭×教育“内卷化” (变异系数法)		-0.0813 (0.1732)				
中产家庭×教育“内卷化” (熵值法)			-0.5574*** (0.0904)			
中产家庭×教育“内卷化” (变异系数法)				-0.3933*** (0.0994)		
高产家庭×教育“内卷化” (熵值法)					0.5916*** (0.1014)	
高产家庭×教育“内卷化” (变异系数法)						0.2482** (0.1120)
低产家庭	0.1631*** (0.0491)	0.1673** (0.0789)				
中产家庭			0.2709*** (0.0358)	0.2286*** (0.0447)		
高产家庭					-0.1970*** (0.0406)	-0.0751 (0.0502)
教育“内卷化” (熵值法)	-0.3178*** (0.1165)		-0.0453 (0.1212)		-0.7315*** (0.1369)	
教育“内卷化” (变异系数法)		-0.4117* (0.2109)		-0.1791 (0.1468)		-0.5614*** (0.1640)
常数项	5.4972*** (0.3367)	5.5086*** (0.5809)	5.0577*** (0.3372)	5.1073*** (0.3405)	5.3696*** (0.3385)	5.3477*** (0.3419)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	51482	41821	51482	51482	51482	51482
R ²	0.4074	0.3997	0.4059	0.4056	0.4054	0.4050

子女教育更加重视的家庭样本中更加显著。

六、研究结论和政策启示

(一)研究结论

本文基于2010–2018年中国家庭追踪调查的研究样本,采用固定效应模型检验了教育“内卷化”对家庭消费行为的影响。研究结果显示:(1)教育“内卷化”显著抑制了家庭消费性支出,在采用工具变量法来解决潜在内生性问题,以及进行了替换测算方法、考虑家庭“内卷化行为”、删除特定样本、考虑家庭消费的序列相关性、改变聚类层级等稳健性检验后,这一结论仍然成立。(2)经过影响机制检验发现,教育“内卷化”对家庭基本生活消费影响不显著,但是会增加教育的支出和住房支出,同时挤出家庭的文化娱乐和医疗保障的消费。并且正是教育“内卷化”的压力,驱动家庭寻求更多的影子教育,进而挤压了家

庭其他领域的消费性支出。(3)异质性研究发现,教育“内卷化”对家庭消费的抑制作用,会在受儒家文化影响较深、中产家庭更多以及对教育重视程度更高的样本中更加显著。

(二)政策启示

教育内卷现象愈演愈烈,学生和家庭不断加大在学业竞争上的投入。然而,这种内卷不仅对家庭造成负担,还可能挤压教育以外的消费,造成社会资源的浪费。为解决这一问题,我们需要一系列综合性的措施来调整教育体制、改善社会资源配置,以促使教育更公平、社会资源更有效利用。第一,教育制度需要更多关注全面素质培养,而非过度注重分数和升学率。学校应该更注重培养学生的创造力、团队协作能力和实际解决问题的能力。教育内卷的一大原因是对分数的过度追求,这导致学生过分注重

表 10 教育“内卷化”、教育关心和家庭消费性支出(因变量:家庭人均消费)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
父辈的教育期待×教育“内卷化”(熵值法)	-0.2643* (0.1395)			
父辈的教育期待×教育“内卷化” (变异系数法)		-0.3588** (0.1552)		
父辈的教育关心×教育“内卷化”(熵值法)			-0.3321*** (0.1192)	
父辈的教育关心×教育“内卷化” (变异系数法)				-0.3901*** (0.1342)
父辈的教育期待	0.1922*** (0.0550)	0.2513*** (0.0703)		
父辈的教育关心			0.1968*** (0.0470)	0.2436*** (0.0608)
教育“内卷化”(熵值法)	0.1505 (0.2124)		-0.0894 (0.1547)	
教育“内卷化”(变异系数法)		0.1721 (0.2537)		-0.0538 (0.1823)
常数项	3.8759*** (0.5012)	3.8597*** (0.5067)	7.3533*** (0.5431)	7.2326*** (0.5438)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	19146	19146	51483	51483
R ²	0.4153	0.4153	0.2513	0.2512

应试能力,而忽视其他重要的品质。通过推行综合素质评价,可以更全面地了解学生的潜力和特长,减轻学业竞争的压力。第二,减轻学生和家庭的负担,降低升学压力。政府和学校应该共同努力,推动改革高考制度,减少过分依赖考试成绩的升学方式。同时,提倡多元化的升学途径,包括技术职业教育、实践型学习和职业培训,以满足不同学生的发展需求。减轻学生的学业负担,有助于缓解教育内卷,使学生有更多时间和精力参与其他社会活动。第三,推动家庭教育理念的变革。社会需要更加理性和平衡的家庭教育观念,父母应该认识到,每个孩子都有其独特的优势和发展轨迹。不仅要关注学业成绩,更要培养孩子的兴趣爱好、社交能力和人文素养。通过开展家庭教育宣传和培训,促使家长更加理性地看待子女的成长,有助于降低过度竞争的家庭教育氛围。第四,社会资源分配也需要更为合理的调整。政府应加大对教育的投入,提高教育质量,确保每个学生都能够获得公平的教育机会。此外,社会资源不仅仅应该集中在教育领域,还应该注意其他领域的发展,如科技创新、文化艺术、体育等。

通过多元化的社会资源配置,可以避免因过度追求教育资源而造成的资源浪费和社会不均衡。在推动上述措施的过程中,需要形成全社会的共识,形成政府、学校、家庭和社会各方共同努力的合力。通过改革教育体制、优化家庭教育观念、合理配置社会资源,我们可以有效地应对教育内卷问题,促使社会更为和谐、可持续发展。在这个过程中,每个人都需要发挥自己的作用,共同为构建更加公平、公正、可持续的社会贡献力量。

感谢匿名评审专家和编辑老师的宝贵建议,当然文责自负。

参考文献:

[1]方行明,许辰迪,刘瑞,苏梦颖.新发展格局下的需求侧管理与“堵点疏通”[J].经济理论与经济管理,2023,(7):16-31.
[2]易行健,李家山,万广华,杨碧云.财富差距的居民消费抑制效应:机制探讨与经验证据[J].数量经济技术经济研究,2023,(6):27-47.
[3]边恕,熊禹淇.内卷背景下教育期望对生育行为的影响和机制分析[J].人口与发展,2023,(5):2-11.
[4]陈华帅,陈思杰,江怡.少儿课外辅导对家庭消费的影响

响研究——基于CFPS数据的实证分析[J]. 消费经济, 2022, (4): 12-27.

[5]林晓珊.“购买希望”:城镇家庭中的儿童教育消费[J]. 社会学研究, 2018, (4): 163-190, 245.

[6]张千帆. 高考压力从哪里来? ——中国优质高等教育资源稀缺的制度根源及其改革方案[J]. 政法论坛, 2016, (5): 97-110.

[7]薛海平, 丁小浩. 中国城镇学生教育补习研究[J]. 教育研究, 2009, (1): 39-46.

[8]颜敏, 王维国. 中国过度教育现状及其演变——来自微观数据的证据[J]. 山西财经大学学报, 2017, (3): 15-29

[9]姚从容, 马玲. 教育内卷、摇号入学与减负新政中的焦虑传递[J]. 当代青年研究, 2022, (4): 85-93.

[10]徐细雄, 李万利. 儒家传统与企业创新: 文化的力量[J]. 金融研究, 2019, (9): 112-130.

[11]曹云鹤, 陈友华. 内卷: 流行根源与社会后果[J]. 人文杂志, 2023, (1): 132-140.

[12]汪小芹, 邵宜航. 我们是否比父辈过得更好: 中国代际收入向上流动研究[J]. 世界经济, 2021, (3): 157-183.

[13]Elliott, W., and Beverly, S. Staying on Course: The Effects of Savings and Assets on the College Progress of Young Adults[J]. American Journal of Education, 2011, 117(3): 343-374.

[14]赵青矣, 吴英发. “望子成龙”与青少年的睡眠剥夺——基于CEPS2014-2015的实证研究[J]. 中国青年研究, 2023, (7): 15-25.

[15]Black, S. E. Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(2): 577-599.

[16]吴愈晓. 社会分层视野下的中国教育公平: 宏观趋势与微观机制[J]. 南京师大学报(社会科学版), 2020, (4): 18-35.

[17]冯皓, 陆铭. 通过买房而择校: 教育影响房价的经验证据与政策含义[J]. 世界经济, 2010, (12): 89-104.

[18]Sobotka, T. Post-transitional Fertility: the Role of Child-bearing Postponement in Fuelling the Shift to Low and Unstable Fertility Levels[J]. Journal of Biosocial Science, 2017, 49(S1): S20-S45.

[19]Banerjee, A. V., Cole, S., and Duflo, E., et al. Remedying Education: Evidence from Two Randomized Experiments in India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(3): 1235-1264.

[20]Buchmann, C., Condron, D. J., and Roscigno, V. J. Shadow Education, American Style: Test Preparation, the SAT and College Enrollment[J]. Social Forces, 2010, 89(2): 435-461.

[21]杨真, 张倩. 教育期望视角下的子女教育与家庭消费——基于反事实框架的因果推断[J]. 经济问题, 2019, (7): 78-86.

[22]孙小蒙, 黄镇, 周春光. 子女教育支出对育龄夫妇生育意愿的影响[J]. 南方人口, 2022, (4): 24-35.

[23]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.

[24]Epple, D., and Romano, R. E. Competition between Pri-

vate and Public Schools, Vouchers, and Peer-group Effects[J]. American Economic Review, 1998: 33-62.

[25]王晓燕. 迈向“有差异的优异”——发达国家基础教育分流模式与特征[J]. 教育研究, 2019, (9): 71-86.

[26]王永超, 王光宇, 董丽晶. 教育资本化背景下学区房溢价水平和价格空间集聚特征研究——以沈阳市中心城区为例[J]. 人口与发展, 2020, (1): 108-117.

[27]刘杨, 李春林. 教育深化与文化产业发展非线性关系的理论机制与实证检验[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2023(2): 35-46.

[28]孙俊华, 万洋. 规模扩张下的高等教育机会不平等测度——兼论高校扩招的教育代际流动效应[J]. 教育与经济, 2023, (3): 53-63.

[29]陈晓东. 教育对我国收入不平等的影响: 测度与分解[J]. 上海财经大学学报, 2021, (6): 97-108.

[30]胡霞, 丁浩. 子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制研究[J]. 经济学动态, 2016, (10): 25-38.

[31]齐红倩, 刘岩. 人口年龄结构变动与居民家庭消费升级——基于CFPS数据的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, (12): 174-184.

[32]康书隆, 余海跃, 王志强. 基本养老保险与城镇家庭消费: 基于借贷约束视角的分析[J]. 世界经济, 2017, (12): 165-188.

[33]颜色, 朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”? ——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J]. 管理世界, 2013, (3): 34-47.

[34]黄炜, 任昶宇, 周羿. 退休制度、劳动供给与收入消费动态[J]. 经济研究, 2023, (1): 141-157.

[35]李聪, 冯雪婷, 刘喜华. 健康状况对城乡居民家庭财务脆弱性的影响研究[J]. 人口与发展, 2023, (1): 40-56.

[36]Bartik, T. J. Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?[R]. W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.

[37]陈刚, 卢彦西. 安得广厦千万间: 儒家传统与房价增长[J]. 经济学报, 2022, (2): 236-266.

[38]罗煜, 何青, 薛畅. 地区执法水平对中国区域金融发展的影响[J]. 经济研究, 2016, (7): 118-131.

[39]吴学品, 李荣雪. 中国农村居民消费习惯的动态效应研究——基于不同收入地区面板ELES模型的视角[J]. 宏观经济研究, 2021, (5): 92-103+169.

[40]程天君, 陈晓陆. 杂乱有章: 辅导机构学校化与学校辅导机构化——兼对校外“辅导热”的社会学分析[J]. 教育学报, 2014, (1): 109-120.

[41]王建华. 论教育的有用性与无用性[J]. 高等教育研究, 2021, (12): 1-11.

[42]古志辉. 全球化情境中的儒家伦理与代理成本[J]. 管理世界, 2015, (3): 113-123.

[43]孔涛, 吴琼, 陈少波. 我国中等收入群体的界定标准及测度研究——基于生活质量法[J]. 经济学家, 2023, (6): 54-65.

[44]李云星. “漩涡”: 教育内卷生成机制解码——兼论教育内卷的破解之道[J]. 教育发展研究, 2022, (2): 1-9.