

# 收入不平等对农户生产经营投资的影响及其作用机制

——基于2023年中国农村金融调查的微观证据

温涛,万章浩

(西南大学 经济管理学院,重庆 400715)

**摘要:**扩大有效投资是推动乡村产业振兴、促进农民持续增收的重要举措。然而,近年来农村内部收入差距持续扩大,这一趋势是否会抑制农业农村有效投资的稳定、持续增长,有待深入研究。基于收入不平等视角,采用2023年中国农村金融微观调查数据,从个体层面考察收入不平等对农户生产经营投资的影响及其作用机制。研究发现:第一,收入不平等的扩大会显著降低农户的生产经营投资规模和投资比例,经过稳健性检验,这一结论依然成立。第二,机制检验显示,收入不平等主要通过增强流动性约束、增加物质渴求、强化地位寻求三条路径抑制农户生产经营投资。第三,异质性分析表明,收入不平等对生产经营投资的抑制效应在低物质资本、低社会资本、预期收入水平下降、地区数字普惠金融发展水平低的农户家庭中表现得更为明显。为减轻收入不平等的负面影响,扩大农业农村有效投资,提出如下建议:打造适宜低收入群体的产业增收载体;构建高水平普惠金融体系;完善农业生产经营风险分担机制等。

**关键词:**收入不平等;农户生产经营投资;农业农村投资;乡村产业振兴

**中图分类号:**F304 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2025)06-0135-14

## 一、引言

稳定和扩大农业农村投资是促进乡村产业发展、推进乡村全面振兴的重要驱动力。在一系列强农惠农富农政策支持下,我国农业投资长期保持较高增速,并在全国投资领域中占据领先地位。但自2014年以来,我国农业农村投资在经历多年高速增长后增速逐渐放缓,随后大幅下滑,投资降幅持续扩大<sup>[1]</sup>,直接影响农业生产效率提升和农民持续增收。《中国统计年鉴》显示,2014—2022年我国第一产业固定资产投资额占三次产业总固定资产投资额的比重从1.71%提升至2.38%,但与同期农业GDP占比7.30%相比,农业投资规模明显偏小,全社会固定资产投资仍集中于非农行业,这既与实施乡村振兴战略要求不相适应<sup>[2]</sup>,也与农业在国民经济中的基础性、战略性地位不相匹配,这表明第一

**作者简介:**温涛,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

**通讯作者:**万章浩,西南大学经济管理学院,博士研究生。

**基金项目:**国家社会科学基金重大项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”(21ZDA062),项目负责人:温涛;国家社会科学基金重点项目“建立解决相对贫困的制度体系与长效机制研究”(20AZD080),项目负责人:温涛;教育部哲学社会科学后期资助重大项目“中国特色农村金融反贫困的理论与实践经验研究”(23JHQ010),项目负责人:温涛;国家社会科学基金项目“农业强国目标下健全农村金融服务体系的机制与路径研究”(23BJY149),项目负责人:张林。

产业固定资产投资仍存在较大缺口。2022年6月,农业农村部办公厅印发《落实全国稳住经济大盘电视电话会议精神 进一步做好扩大农业农村有效投资工作实施方案》,提出“各地把扩大投资作为支持农业农村经济发展、全面推进乡村振兴的重要抓手”,强调“千方百计扩大农业农村有效投资”,并对扩大农业农村有效投资进行了全面部署。2025年10月,党的二十届四中全会提出“加快农业农村现代化,扎实推进乡村全面振兴”“要提升农业综合生产能力和质量效益,推进宜居宜业和美乡村建设,提高强农惠农富农政策效能”<sup>[3]</sup>。实现这一系列战略目标,稳定、高效的农业农村投资是基石。扩大农业农村有效投资不仅有助于优化生产要素配置、提升农业生产效益、促进产业转型升级,还能改善农村生产生活条件,提高农户收入与福利水平,从而推进乡村全面振兴和共同富裕进程。在此背景下,系统分析农业农村投资增速下滑和投资降幅持续扩大的原因,研究如何有效激励农户生产经营投资,具有重要的理论与实践意义。

现阶段,我国农村内部收入差距不断扩大<sup>[4]</sup>,直接影响到农业农村投资。根据《中国统计年鉴》,按农村居民人均可支配收入五等份分组,最高20%收入组与最低20%收入组之间的绝对差距从2013年的18446元迅速扩大至2022年的41050元;同时,反映相对差距的农户收入倍差也从2013年的7.41上升至2022年的9.17,表明农村内部收入差距呈现持续扩大趋势。与此同时,我国农业农村投资增速大幅下降,且投资降幅仍在持续扩大。我国绝大多数贫困人口集中于农村地区,占比98%的小农户构成了农业生产经营的绝对主体<sup>[5]</sup>,持续扩大的收入差距导致中低收入家庭收入增长乏力甚至下降,进而通过增强流动性约束、增加物质渴求以及强化地位寻求等途径,削弱其参与生产经营投资的能力与意愿,对稳定和扩大农业农村投资形成制约。鉴于此,本文聚焦农户个体层面,采用2023年中国农村金融微观调查数据,从收入不平等的角度探寻农户生产经营投资下降的成因及内在机制,旨在为缓解农村内部收入差距、激发农户投资活力提供科学依据。

目前学者对收入不平等与社会经济发展的关系开展了一系列研究,普遍认为持续扩大的收入不平等会对社会发展产生负面影响。从宏观视角看,收入不平等不仅会增加社会分化风险,降低社会信任水平,恶化投资环境<sup>[6-7]</sup>,抑制社会资本投入<sup>[8]</sup>,还会通过提高税收或增加财政支出,阻碍经济发展<sup>[9-10]</sup>。若收入不平等程度高居不下且在短期内难以缓解,将抑制消费潜力释放与产业结构升级<sup>[11]</sup>。从微观视角分析,收入不平等加剧会对农户产生更强的健康冲击效应<sup>[12]</sup>,还会通过“不平等厌恶”心理机制降低其主观幸福感<sup>[13]</sup>。此外,收入不平等还会降低信贷可得性,阻碍农户的人力资本积累<sup>[14]</sup>,抑制其创业能力<sup>[15]</sup>。关于农户生产经营投资的影响因素,不仅从制度设计与优化<sup>[16]</sup>、农业技术应用环境<sup>[17]</sup>、医疗制度<sup>[18]</sup>、农村电商发展<sup>[19]</sup>、农业生产性服务供给<sup>[20]</sup>等宏观层面进行了解释,还从农户个体特征研究了其影响因素,主要包括农户生产经营能力<sup>[20]</sup>、信贷渠道等<sup>[21]</sup>。此外,农户拥有的自然资本与生计资本也会影响农户职业分化和兼业形态<sup>[22]</sup>。

尽管已有大量文献研究了收入不平等如何影响社会发展,也探讨了影响农户生产经营活动的诸多因素,但鲜有文献从个体层面出发,讨论收入不平等对农户生产经营投资的影响。近年来,农村内部收入差距持续扩大,这一趋势可能会对农户生产经营投资产生重要影响。具体而言,从流动性约束看,收入不平等加剧将导致中低收入家庭的收入增长趋缓甚至下滑,使其面临更强的流动性约束,削弱家庭物质资本积累和人力资本投资能力,进而造成生产经营活动中的资金投入不足与技能受限<sup>[15]</sup>,最终抑制家庭生产经营活动。在信贷市场不完善的情况下,这一抑制效应会更加明显,甚至进一步拉大收入差距,并阻碍低收入家庭向上一阶层流动<sup>[23]</sup>。从物质渴求和地位寻求维度看,收入不平等作为可感知的收入变量,在重塑家庭相对经济地位的同时,也会通过影响低收入群体的地位寻求动机和物质渴求,进而改变其消费支出结构和生产经营投资决策。而当收入不平等持续扩大时,受影响更大的是众多经济地位较低的弱势群体,他们倾向于通过增加消费来满足物质渴求和彰显社会地位,从而减少生产性资金投入<sup>[24-25]</sup>。

为此,本文在理论分析的基础上,采用2023年中国农村金融调查数据,从微观层面实证考察收入不平等对农户生产经营投资的影响及其作用机制。与现有研究相比,本文的边际贡献包括:第一,基

于收入不平等视角,从个体层面考察收入不平等对农户生产经营投资的影响及其机制,更直接地反映群体内部农户家庭之间的经济行为差异。第二,从生产经营投资规模和投资比例两个维度衡量农户生产经营投资状况,实证检验收入不平等对农户生产经营投资的影响,并揭示其内在作用机制。相较于宏观数据分析,基于时效性高的一手微观调研数据能更全面、贴合实际地剖析收入不平等对农户生产经营行为的影响及作用机制,更有助于为政策制定指明方向。第三,既有研究表明,经济地位较低的弱势群体受到收入不平等的影响更大<sup>[24-25]</sup>,持续扩大的收入不平等可能使其处于更加不利的经济地位,形成以相对贫困为表象的新一轮“恶性循环”。为此,本文从物质资本、社会资本、预期收入水平以及地区数字普惠金融发展水平四个维度,揭示收入不平等对农户生产经营投资的异质性影响,从而更全面地理解不同农户在收入不平等环境下的生产经营投资行为差异。本文研究能够为稳定和扩大农业农村投资、提升农村社会生产力水平以及促进乡村产业繁荣兴旺提供理论指导和经验证据。

## 二、理论分析与研究假说

当前,农户家庭是我国农村地区最主要的生产经营投资主体,生产经营投资作为农户家庭的重要收入来源,不仅可以增加农户收入和提高福利水平,还可以缓解农村相对贫困、促进乡村产业兴旺。近年来,持续扩大的收入不平等对农户生产经营投资行为产生了深刻影响,本文将从增强流动性约束、增加物质渴求、强化地位寻求三个方面阐述收入不平等影响农户生产经营投资的内在机理。

一是增强流动性约束。农户的收入水平和信贷可得性是影响家庭流动性约束的关键因素<sup>[26]</sup>。一方面,收入不平等的扩大表现为中低收入家庭的收入增长速度放缓甚至呈负增长,抑制了其财富积累,使这些家庭面临更强的内部流动性约束,从而对家庭福祉产生不利影响,这容易导致农户在日常生活开支和生产经营成本上出现资金紧张,增加其陷入财务困境的风险<sup>[27]</sup>,并在面对农业生产经营风险冲击时表现出更强的脆弱性。另一方面,在农村信贷市场不完善的背景下,家庭收入和财富水平是获取正规信贷资源的主要依据。家庭收入和财富水平较低的中低收入群体向金融机构贷款时会受到更多限制,其外部信贷约束更强。在农村内部收入不平等加剧的背景下,以信息技术为基础的数字金融能够在一定程度上减缓中低收入家庭的流动性约束,改善农户的信贷可得性,推动农户生产经营投资<sup>[28]</sup>。然而,现实中农户数字素养与金融知识普遍偏低,这直接限制了农户对数字金融的有效利用<sup>①</sup>。更进一步而言,数字鸿沟使弱势群体缺乏数字征信记录,导致其在很大程度上被排斥在现代金融体系之外<sup>[29-30]</sup>。因此,即使数量庞大的中低收入群体希望开展生产经营类创业活动,但由于家庭内外部的流动性约束,他们难以通过储蓄和借贷实现资金的跨期配置。同时,流动性受限的家庭更重视资金安全性和流动性,更倾向于选择低风险的财富积累方式,进而减少对高风险生产经营投资的投入。从这一逻辑来看,收入不平等的扩大会使得更多的农户家庭面临流动性约束,从而抑制其开展生产经营投资活动。

二是增加物质渴求。依据相对收入理论,农户的个体效用不仅取决于自身的绝对收入,还受到周围群体收入的影响。其物质渴求会随着个体及周围群体收入的增长而增强。当周围群体的收入水平较为均衡时,农户在相对收入方面的比较意识较为淡薄;然而,收入不平等的扩大改变了相对收入格局,使农户对收入差异更加敏感,从而增强了其与身边群体收入状况的比较意识<sup>[31]</sup>。当农户在相对收入上处于弱势时,他们能更准确地感知客观收入的差距,并产生负面情绪,即相对剥夺感<sup>[32]</sup>。这种由收入比较产生的“相对剥夺感”对物质渴求的形成具有重要作用,并对个体经济行为决策产生显著影响<sup>[33-34]</sup>。由于生产经营投资具有回报周期较长、风险系数高等特征,难以在短期内满足农户的物质渴求,因此在不平等的社会中,为了满足相对收入变化带来的物质渴求,人们通常会通过看得见的消

<sup>①</sup> 2023年中国农村金融微观调查数据显示,农户数字金融的使用比例总体较高,主要得益于数字支付的广泛普及。然而,数字借贷的使用比例仅为1.09%,且以小额消费借贷为主。农户在生产经营中的资金需求仍依赖实体金融机构贷款和亲友借贷。由此可见,当前数字借贷对农户生产经营投资的支持作用尚未充分显现。

费互相攀比,改变自身消费行为,通过增加消费品的数量或改变消费品的种类来满足心理上的需求、减轻负面情绪<sup>[35]</sup>。在预算有限的情况下,消费支出的增加在一定程度上挤占了生产经营投资。另外,收入不平等的扩大表现为中低收入群体的收入增长缓慢,难以满足物质渴求,这进一步导致农户更倾向于放弃或减少农业生产经营投资,转而选择比较收益更高的非农就业。由此可见,收入不平等的扩大改变了农户的相对收入状况,提升了其物质渴求水平。这种心理变化促使农户将有限的收入更多地用于满足物质需求,从而对生产经营投资形成较强的挤压效应。

三是强化地位寻求。根据地位寻求理论,个体寻求社会地位的动机在于通过提升相对地位来获取更多附加利益。收入不平等的扩大使社会阶层分化更加明显,高社会地位群体通常掌握更多社会资源,从而获得更高的收益。作为一种正常商品,社会地位提升所带来的边际效用通常呈递减趋势,相较于高收入群体,低收入群体在社会地位提升中所获得的边际效用更大,其地位寻求动机也更强烈。在收入分化的背景下,教育作为农村家庭实现地位跃升的重要渠道,兼具经济和非经济属性,由此导致农村家庭“教育投资热”现象持续存在<sup>[36]</sup>。其中,经济属性强调教育投资的经济效应,即教育投资普遍可以获得比生产经营投资更高的收益。子女接受高等教育后,通常拥有更多机会选择收入更高、发展空间更大的职业,从而提高家庭收入水平、提升家庭经济地位,实现社会阶层跨越<sup>[37]</sup>。教育所具有的非经济属性与马斯洛需求层次理论中的高层次需求相契合。子女教育与职业发展中取得的成就具有显著的声誉效应,能够为家庭带来成就感和荣誉感,从而满足其对社会尊重的心理诉求。因此,随着收入不平等的扩大,基于对教育成本与收益的权衡,以及对教育投资的理性预期,低收入群体对社会地位的寻求动机会激励其增加教育等相关支出,进而减少参与回报率相对较低且风险较高的生产经营投资。据此,本文提出以下假说:

H1:收入不平等对农户生产经营投资具有抑制作用。

H2:收入不平等通过增强流动性约束、增加物质渴求、强化地位寻求,抑制农户生产经营投资。

已有研究表明,收入不平等的持续扩大对经济地位较低的弱势群体具有更强的抑制效应,这不仅会进一步恶化其收入分配状况,加剧其不利的经济处境,更可能使其陷入以相对贫困为表象的“恶性循环”<sup>[25-26]</sup>。本文接下来试图从物质资本、社会资本、预期收入变化和地区数字普惠金融发展水平四个维度,探讨收入不平等对农户生产经营投资的异质性影响,以期为核心逻辑提供更多支撑。由于个体禀赋不同、预期收入变化及外部环境差异,收入不平等可能更会抑制以农业生产经营为重要收入来源的弱势农户,这类弱势群体通常包括低物质资本家庭、低社会资本家庭、预期收入下降家庭以及居住在数字普惠金融发展水平相对落后地区的家庭。首先,从微观层面看,农户个体禀赋与预期收入变化共同影响收入不平等与农户生产经营投资之间的关系。物质资本是农户从事生产经营投资的重要基础,在收入不平等持续扩大的背景下,低物质资本农户由于初始资本积累不足,其收入增速和财富积累将进一步受到限制,从而面临更为严峻的流动性约束。社会网络是农户平衡现金流、缓解流动性约束的重要渠道。然而,收入不平等会降低人际信任、减少社会互动,甚至恶化社会关系,加剧人际隔阂<sup>[38]</sup>,致使弱势群体更容易被排除在社会网络之外,难以获取农业生产经营所需的资金、信息和技术支持,从而抑制其生产经营投资。此外,可预期的收入变化是影响农户当期投资决策的重要因素。收入不平等的持续扩大会显著削弱低收入群体对未来收入增长的信心。根据预期效用理论,对于风险规避型农户而言,收入预期下降将在更大程度上抑制其投资信心和意愿,从而减少生产经营投资支出。另外,从宏观视角看,地区数字普惠金融发展水平与农户的信贷可得性及其生产投资行为密切相关,收入不平等对农户生产经营投资的影响可能呈现区域异质性。在数字普惠金融发展相对滞后的地区,弱势农户由于融资渠道受限、资金获取成本较高,更容易面临流动性约束,其生产性投资的意愿和能力也将受到影响。据此,本文提出以下假说:

H3:对于低物质资本、低社会资本、预期收入水平下降、地区数字普惠金融发展水平低的弱势农户,收入不平等对其生产经营投资的抑制作用更为明显。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

本文研究使用的数据来源于 2023 年 7—8 月中国农业大学和西南大学智能金融与乡村数字经济研究团队联合开展的中国农村金融微观调查项目。调研兼顾东部、中部和西部 3 个区域,分别选择山东省、河南省、四川省和重庆市,调研范围覆盖了 12 个县(市、区)43 个乡镇(街道)118 个行政村。调查采取分层随机抽样的方式,抽样过程为:首先,以各省(直辖市)人均 GDP 为标准分别选择 3 个经济发展水平高、中、低不同的县(市、区),在山东省选择了乐陵市、栖霞市、青州市,在河南省选择了内乡县、宜阳县、淅川县,在四川省选择了嘉陵区、夹江县、江安县,在重庆市选择了合川区、涪陵区、石柱县;其次,在选中的样本县中同样按经济发展水平差异选择 3~4 个乡镇,每个乡镇随机选择 2~3 个行政村;最后,在选中村中随机选择农户并由调查者采用一问一答的方式完成,了解农户家庭在 2022 年的支出与收入、生产经营投资、金融参与、互联网行为与消费等方面的详细信息,共采集 2 474 份农户样本。基于研究目的,本文对数据进行如下处理:(1)剔除主要相关变量缺失的样本;(2)对该数据中家庭总收入与总支出、生产经营投资规模等连续性变量进行首尾 1%缩尾处理,以降低极端值的影响;(3)删除家庭年收入小于或等于零的样本。最终得到 2 379 个观测值。

#### (二)变量定义

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为农户生产经营投资,从两个维度对农户生产经营投资进行测度。一是生产经营投资规模,使用 2022 年农户家庭的生产经营投资总额进行度量。借鉴周月书和苗哲瑜<sup>[39]</sup>的研究,本文使用农业生产经营投资规模和工商业生产经营投资规模之和来衡量农户生产经营投资规模。根据问卷设计,本文使用 2022 年农户家庭在农业生产经营过程中投入的基础性生产要素和生产设备来表示农业生产经营投资规模,主要包括种植业投入的种子、化肥、农药、水电费、机械租用与使用费、地膜、雇工费用、土地租金等,养殖业投入的幼崽、饲料、防疫费、水电费、人工费、租地等,以及 2022 年新购入的农业机械设备和智能农机设备价值;采用 2022 年农户家庭工商业生产经营项目总成本来表示工商业生产经营投资规模。二是生产经营投资比例,使用 2022 年农户生产经营投资规模占家庭年总支出的比重来衡量。

为比较收入不平等程度下不同农户生产经营投资差异,本文按照 Kakwani 指数数值排序,将样本分为五组,分别计算各组内农户生产经营投资均值,得到收入不平等与农户生产经营投资的关系(见表 1)。可以看出,在 Kakwani 指数分组中,随着收入不平等程度的上升,农户生产经营的投资规模与投资比例均呈现下降趋势。该结论初步验证了收入不平等与农户生产经营投资之间的负向关系,后文将采用计量分析方法进一步检验。此外,本文进一步展示了分省份的收入不平等和农户生产经营投资的描述性统计结果(见表 2),可以看出,西部地区(重庆市、四川省)的农户收入不平等程度最高,对应的生产经营投资规模和投资比例也相对较低;山东省作为东部地区的农业大省,地理位置更优越,农户生产经营投资规模和投资比例均最高。

表 1 分组描述性统计结果

收入不平等程度	生产经营投资规模均值	生产经营投资比例均值
最低[0%~20%)	0.920	0.282
中低[20%~40%)	0.523	0.193
中等[40%~60%)	0.470	0.195
中高[60%~80%)	0.445	0.204
最高[80%~100%]	0.322	0.179

注:收入不平等采用 Kakwani 指数度量,生产经营投资规模采用其对数值,表 2 同。

表2 分省份描述性统计结果

省份	收入不平等程度	生产经营投资规模均值	生产经营投资比例均值
河南省	0.421	0.506	0.238
山东省	0.445	0.766	0.300
重庆市	0.472	0.440	0.149
四川省	0.489	0.510	0.181

2. 核心解释变量

核心解释变量为收入不平等。测度收入不平等的相对剥夺指标主要包括 Kakwani 指数、Yitzhaki 指数和 Podder 指数。其中, Yitzhaki 指数无法满足无量纲性和正规化特质, 对人口规模与收入分布比较敏感; 而 Podder 指数弥补了 Yitzhaki 指数的收入分布敏感性缺陷, 但其仍是非正规化的; Kakwani 指数弥补了上述两种指数的主要缺陷, 即满足无量纲性和正规化特性, 在收入分布拟合中具备良好性质<sup>[40]</sup>, 故本文采用 Kakwani 指数衡量农户收入不平等。根据相对剥夺理论, 某农户家庭在特定组群内的收入水平越高, 其遭受的收入相对剥夺程度越低, 从而表现为该农户面临的收入不平等程度下降。在测算时, 本文以农户家庭所在县级市的其他个体作为参照, 将受访农户家庭的收入水平与其所在县级市的其他家庭进行比较, 使用 Kakwani 指数来度量农户的收入不平等。具体推导过程如下: 令  $X$  为一个群体, 其中样本量为  $n$ , 按群体内个体收入升序排列, 得到对应的收入向量为  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ , 其中  $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ , 定义群组  $X$  中收入超过  $x_i$  的样本收入均值为  $\mu_{x_i}^+$ , 收入超过  $x_i$  的样本占总样本  $X$  的比重为  $\gamma_{x_i}^+$ , 群组  $X$  中所有农户收入均值为  $\mu_x$ , 则 Kakwani 指数的计算公式为:

$$Kakwani(x, x_i) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{j=i+1}^n (X_j - X_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{x_i}^+ - x_i) / \mu_x] \quad (1)$$

3. 机制变量

为了检验收入不平等影响农户生产经营投资的内在机制, 即流动性约束、物质渴求和地位寻求, 本文选取资产流动性约束、借贷额度、家庭消费支出和家庭教育负债作为机制变量。其中, 本文参考尹志超等<sup>[41]</sup>的做法, 分别采用农户家庭月平均支出大于3个月平均劳动收入作为农户家庭内部资产流动性约束的度量指标; 借鉴王汉杰<sup>[42]</sup>的做法, 选取金融机构贷款额度来衡量农户家庭外部的信贷约束; 使用家庭消费总支出占家庭年总支出的比重来衡量农户的物质渴求; 使用农户家庭采用借贷方式增加教育投资的金额作为地位寻求的代理变量。

4. 控制变量

结合调研数据和以往相关文献, 本文从受访者个人特征变量、家庭特征变量和地区特征变量三个方面选取控制变量, 主要包括性别、年龄、婚姻状况、教育状况、风险偏好、家庭规模、劳动力人口、土地面积、农技培训、家庭预期收入、县域人口结构、县域经济发展水平、县域产业结构。

(三) 描述性统计

变量描述性统计结果如表3所示。农户生产经营投资规模的均值为2.586万元, 家庭土地面积均值为5.329亩, 家庭规模均值为4.173, 表明以农户家庭为单位的小规模分散经营模式仍是调研地区农业生产经营最主要的模式。农户收入不平等的均值为0.459, 表明农户家庭收入存在明显的不平等。

表3 变量定义与描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
生产经营投资规模	农户生产经营投资规模(万元)	2.586	10.865
生产经营投资比例	农户生产经营投资总额/家庭年总支出	0.212	0.252
收入不平等	利用 Kakwani 相对剥夺指数计算得到	0.459	0.273
资产流动性约束	家庭月平均支出大于3个月平均劳动收入	0.182	0.386
借贷额度	金融机构贷款金额(元)	10 776.082	88 753.720
家庭消费支出	家庭消费总支出/家庭年总支出	0.785	0.249

变量名称	变量定义	均值	标准差
家庭教育负债	家庭采用借贷方式增加教育投资的金额(元)	330.937	4 192.646
性别	受访者性别:男性=1,女性=0	0.543	0.498
年龄	受访者年龄(岁)	57.496	11.461
婚姻状况	受访者婚姻状况:已婚=1,其他=0	0.915	0.279
教育状况	受访者文化程度:小学及以下学历为 1;初中学历为 2;高中学历为 3;中专学历为 4;大专学历为 5;本科学历为 6;硕士及以上学历为 7	1.889	1.113
风险偏好	农户的风险偏好情况:风险偏好=1,其他=0	0.028	0.165
家庭规模	家庭总人数(人)	4.173	1.991
劳动力人口	家庭 18—60 岁的身体健康者总人数(人)	2.407	1.392
土地面积	2022 年家庭自有包括耕地、林地、水面、园地、牧草地在内的所有土地类型的面积(亩)	5.329	6.224
农技培训	家庭近 5 年是否有成员受过农业生产技能培训:有=1,无=0	0.219	0.413
家庭预期收入	预期未来一年家庭收入变化:降 25%及以上=1;降 25%以内=2;基本维持不变=3;增 25%以内=4;增 25%及以上=5	3.000	0.647
县域人口结构	2022 年县域 18 岁以下及 60 岁以上总人口与县域总人口之比	0.411	0.086
县域经济发展水平	2022 年县域人均地区生产总值(元)	68 273.301	27 050.810
县域产业结构	(第二产业增加值+第三产业增加值)/GDP	0.832	0.082

注:回归中生产经营投资规模、借贷额度、家庭教育负债、县域经济发展水平均做对数化处理。

#### (四)模型设定

##### 1. 基准模型

本文从生产经营投资规模和投资比例两个维度来考察农户生产经营投资,并使用 Tobit 左侧截断模型考察收入不平等对农户生产经营投资的影响,模型设定如下:

$$Investscale_i = \alpha_0 + \alpha_1 Inequality_i + \alpha_2 Control_i + \epsilon_i \quad (2)$$

$$Investratio_i = \beta_0 + \beta_1 Inequality_i + \beta_2 Control_i + \epsilon_i \quad (3)$$

其中, $Investscale_i$  和  $Investratio_i$  分别表示第  $i$  个农户的生产经营投资规模和投资比例, $Inequality_i$  为衡量农户收入不平等的指标, $Control_i$  表示一系列控制变量, $\alpha_0$ 、 $\beta_0$  为常数项, $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  为待估计系数, $\epsilon_i$  为随机扰动项。考虑到截面数据的异方差问题可能导致参数估计偏误,在回归分析过程中均采用稳健标准误。

##### 2. 机制检验模型

为研究收入不平等影响农户生产经营投资的机制,参考江艇<sup>[43]</sup>的操作建议,选择直接且显然地影响被解释变量的机制变量,将机制检验的中心聚焦于主要解释变量与机制变量之间的因果关系,探究可能存在的传导机制。回归模型设定如下:

$$M_i = \delta_0 + \delta_1 Inequality_i + \delta_2 Control_i + \epsilon_i \quad (4)$$

(4)式中: $M_i$  为中介变量,分别对应资产流动性约束、借贷额度、家庭消费支出和家庭教育负债; $\delta_0$  为常数项, $\delta_1$ 、 $\delta_2$  为待估计系数;其余变量含义与(2)式相同。类似地,在机制检验过程中,均采用稳健标准误。

## 四、实证分析

### (一)基准回归分析

表 4 报告了收入不平等对农户生产经营投资影响的回归结果。列(1)和列(4)为仅控制省份固定效应但未加入控制变量的回归结果,收入不平等的回归系数均在 1%的水平上显著为负。在依次加入控制变量后,收入不平等的回归系数仍然在 1%的水平上显著为负,表明收入不平等显著抑制了农户的生产经营投资规模和投资比例。收入不平等的扩大使得数量庞大的中低收入家庭收入增速放缓

甚至呈负增长,增强了弱势群体的相对剥夺感,降低了农户从事生产经营投资的预期收益,而农业的比较收益较低、经营风险较大,导致农户选择非农就业等收益更高的增收渠道。另外,收入不平等容易导致人与人之间产生隔阂,众多弱势群体难以从社会网络中获得生产经营支持,风险规避和资源获取能力降低,从而减少生产经营投资活动。本文假说 H1 得证。

表 4 收入不平等对农户生产经营投资的影响:基准回归

	生产经营投资规模			生产经营投资比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
收入不平等	-0.694*** (0.074)	-0.590*** (0.072)	-0.578*** (0.070)	-0.087*** (0.023)	-0.072*** (0.023)	-0.068*** (0.022)
性别		0.326*** (0.040)	0.260*** (0.039)		0.099*** (0.013)	0.073*** (0.012)
年龄		-0.020*** (0.002)	-0.016*** (0.002)		-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
婚姻状况		0.442*** (0.072)	0.302*** (0.070)		0.120*** (0.023)	0.078*** (0.022)
教育状况		-0.033 (0.020)	-0.046** (0.020)		-0.020*** (0.006)	-0.023*** (0.006)
风险偏好		-0.068 (0.119)	-0.039 (0.113)		-0.041 (0.038)	-0.034 (0.036)
家庭规模			0.021 (0.013)			-0.006 (0.004)
劳动力人口			0.017 (0.019)			0.011* (0.006)
土地面积			0.029*** (0.003)			0.009*** (0.001)
农技培训			0.293*** (0.046)			0.094*** (0.014)
家庭预期收入			0.002 (0.029)			0.003 (0.009)
县域人口结构			-0.768** (0.298)			-0.512*** (0.093)
县域经济发展水平			0.713*** (0.119)			0.170*** (0.037)
县域产业结构			-3.047*** (0.479)			-0.805*** (0.150)
常数项	0.688*** (0.056)	1.205*** (0.153)	-4.124*** (1.074)	0.175*** (0.018)	0.268*** (0.049)	-0.837** (0.335)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 379	2 379	2 379	2 379	2 379	2 379

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为稳健标准误,下同。

(二)内生性检验

本文可能存在以下两类内生性问题:一是收入不平等与农户生产经营投资之间可能存在双向因果关系,收入不平等影响农户生产经营投资,但农户的生产经营投资行为也会改变农户收入状况,进而影响收入不平等;二是尽管本文尽量去控制可能同时影响收入不平等与农户生产经营投资的因素,但实证结果仍有可能受到其他不可观测或者无法准确度量的变量影响,如当地文化、生产经营环境、行动倾向等,从而导致本文估计的收入不平等系数有偏。为此,本文采用工具变量法来缓解互为因果以及遗漏变量而导致的内生性偏误。借鉴余锦亮和卢洪友<sup>[44]</sup>的方法,使用农户所在县域的地形坡度作为收入不平等的工具变量。一方面,地形坡度较大的区域容易形成市场分割,阻碍生产要素的自由流通,导致区域经济发展模式和收入水平产生显著差异。发达地区可以依托资源禀赋优势提升当地农户收入水平,但其经济辐射作用因地形限制难以充分扩散,进而造成区域内部较大的收入差距。另一方面,地形坡度是自然形成的地理现象,对农户生产经营投资来说是相对外生的。表 5 展示了内生

性检验的回归结果。列(1)和列(3)为 IV-Tobit 模型的第一阶段回归结果,列(2)和列(4)是在处理内生性后,收入不平等对农户生产经营投资规模和投资比例的影响的估计结果。第一阶段结果显示,工具变量对收入不平等具有显著影响且系数值为正;第二阶段结果显示,在处理了内生性问题后,收入不平等对生产经营投资具有显著的抑制作用,Wald 检验值分别为 29.17 和 12.78,均在 1%水平上拒绝了解释变量为外生的原假设,说明了该工具变量的有效性。

表 5 内生性检验结果

	收入不平等	投资规模	收入不平等	投资比例
	(1)第一阶段	(2)第二阶段	(3)第一阶段	(4)第二阶段
收入不平等		-5.539*** (1.603)		-1.095*** (0.396)
工具变量	0.067*** (0.018)		0.067*** (0.018)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2 379	2 379	2 379	2 379
Wald 检验		29.17 (0.000)		12.78 (0.000)

注:变量名称“投资规模”和“投资比例”分别代表“生产经营投资规模”和“生产经营投资比例”。

### (三)稳健性检验

本文从三个方面进行稳健性检验:首先,更换核心解释变量测度方法。前面使用个体层面的指标度量收入不平等,这里进一步使用县级基尼系数指标从群体层面衡量农户收入不平等状况,结果见表 6 列(1)和列(2)。其次,改变计量模型。本文分别将 Tobit 模型更换为 OLS 模型,结果见表 6 列(3)和列(4)。最后,剔除异常值。一是删除 60 岁以上受访者样本,保留适合从事生产经营年龄段的样本进行分析。二是删除村庄地形为山地的样本。三是删除直辖市样本。四是将农户生产经营投资两个变量进行双侧 1%截尾处理,以消除异常值影响。结果见表 6 列(5)至列(12)。以上结果显示,核心解释变量系数均显著为正,表明本文基准回归结论是稳健可信的。

表 6 稳健性检验结果

Panel A	更换解释变量测度方法		改变计量模型		删除 60 岁以上受访者样本	
	(1)规模	(2)比例	(3)规模	(4)比例	(5)规模	(6)比例
收入不平等	-2.744*** (0.585)	-0.779*** (0.180)	-0.567*** (0.064)	-0.073*** (0.019)	-0.831*** (0.110)	-0.125*** (0.031)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 379	2 379	2 379	2 379	1 364	1 364
Panel B	删除村庄地形为山地的样本		删除直辖市样本		截尾处理	
	(7)规模	(8)比例	(9)规模	(10)比例	(11)规模	(12)比例
收入不平等	-0.573*** (0.071)	-0.068*** (0.022)	-0.445*** (0.077)	-0.047*** (0.025)	-0.426*** (0.062)	-0.064*** (0.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 251	2 251	1 600	1 600	2 356	2 356

注:变量名称“规模”和“比例”分别代表“生产经营投资规模”和“生产经营投资比例”。

## 五、传导机制与异质性分析

### (一)传导机制分析

根据前面理论分析,收入不平等可能通过流动性约束、物质渴求、地位寻求三种途径抑制农户生

产经营投资。接下来将对上述机制进行检验。

### 1. 增强流动性约束

为检验收入不平等是否通过增强流动性约束影响农户生产经营投资,本文从农户家庭内部的资产流动性约束和外部的信贷约束两方面进行分析。表7汇报了流动性约束的机制检验结果。从列(1)可以看出,收入不平等对农户家庭内部资产流动性约束的影响在1%水平上显著,表明收入不平等提高了农户家庭面临内部流动性约束的概率。从列(2)可以看出,收入不平等对金融机构贷款额度的作用显著为负,说明收入不平等降低了农户的信贷可得性。尽管数字金融的普及在一定程度上提升了农户的信贷可得性,但受限于数字素养与金融素养不足,数字借贷尚未成为农户生产经营投资的主要资金来源。这表明,收入不平等降低了农户的正规信贷额度,使得农户家庭面临更大的流动性约束。此外,已有文献基本证实了流动性约束对农户生产经营投资具有显著的抑制作用<sup>[16]</sup>。因此,流动性约束是收入不平等影响农户生产经营投资的重要机制变量,如理论分析所述,收入不平等会增强流动性约束,进而抑制农户生产经营投资。

表7 机制检验结果

	资产流动性约束	借贷额度	家庭消费支出	家庭教育负债
	(1)	(2)	(3)	(4)
收入不平等	2.549*** (0.171)	-0.756*** (0.204)	0.084*** (0.018)	0.176** (0.079)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2 379	2 379	2 379	2 379

### 2. 增加物质渴求

为验证收入不平等通过增加物质渴求进而抑制农户生产经营投资这一机制是否成立,本文将家庭消费支出作为衡量物质渴求的指标。从表7列(3)可以看出,收入不平等对农户家庭消费支出的影响在1%水平上显著,表明收入不平等显著增加了家庭消费支出,进而对生产经营投资形成较强的挤压效应。理论研究表明,物质渴求会随着农户和周围群体收入的增加而增加,收入不平等的扩大改变了农户的相对收入状况,在一定程度上增加了农户进行收入比较的动机,当某农户收入低于周围群体时,这种收入比较会产生“相对剥夺感”,进而刺激该农户通过增加消费来减轻负面情绪,从而对生产经营投资形成挤压效应。

### 3. 强化地位寻求

收入不平等的扩大会强化人们的地位寻求动机,而人力资本投资是地位寻求的重要手段<sup>[45]</sup>。随着收入不平等的加剧,社会分层更加明显,导致中低收入群体的社会地位寻求动机增强,这迫使收入增幅较小或面临流动性约束的家庭通过举债方式来维持地位寻求。为此,本文使用家庭教育负债作为衡量农户通过举债方式追求社会地位的指标。从表7列(4)可以看出,收入不平等显著增加了家庭教育负债。教育作为一种长期投资、回报率高的人力资本投资方式,是农户改善社会地位、实现阶层流动的有效途径,即使收入不平等提升了农户面临流动性约束的概率,但农户仍愿意通过借贷方式进行教育投资。家庭教育负债加重了家庭的财务压力,导致农户家庭面临更大的流动性约束,进而挤占家庭生产经营投资空间,迫使农户减少生产经营投资规模和比例。至此,本文假说H2得证。

## (二) 异质性分析

### 1. 基于农户家庭物质资本的异质性分析

家庭物质资本禀赋主要由收入水平决定,是影响农户生产经营投资的关键因素。低收入家庭经济基础薄弱,收入不平等所带来的不利影响是否会对这部分家庭的生产经营投资活动产生更为显著的抑制作用,值得进一步探讨。本文以家庭年收入衡量物质资本水平,并将年收入低于样本均值的家庭界定为低物质资本家庭,否则为高物质资本家庭。表8的结果表明,与高收入家庭相比,收入不平

等对低物质资本家庭的生产经营活动表现出更明显的抑制效应。可能的原因在于:低物质资本家庭由于经济基础薄弱、前期资本积累不足,收入不平等的持续扩大进一步削弱了其开展生产经营投资的能力和意愿;另外,收入不平等还显著提升了低物质资本家庭面临流动性约束的概率,进一步加剧收入不平等对其生产经营投资活动的负面影响。这不仅限制了低收入家庭通过生产经营活动改善收入状况的可能性,也可能导致其陷入以相对贫困为表象的“恶性循环”。

表 8 基于农户家庭物质资本的异质性检验结果

	生产经营投资规模		生产经营投资比例	
	(1)高物质资本	(2)低物质资本	(3)高物质资本	(4)低物质资本
收入不平等	-0.864*** (0.131)	-2.053*** (0.183)	-0.133*** (0.039)	-0.402*** (0.072)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1 709	670	1 709	670
组间差异经验 $p$ 值	0.003***		0.006***	

### 2. 基于农户家庭社会资本的异质性分析

社会资本作为家庭重要的资源禀赋之一,在农户社会经济活动中发挥着风险分担、融资与借贷、信息传递等重要功能,对其经济行为有重要影响。本文选取节假日和红白喜事方面的年总支出占家庭年总支出的比重作为社会资本的量化方式,以该比重的整体均值为界,将样本分为高社会资本组和低社会资本组进行分组检验。表 9 汇报了估计结果,与高社会资本农户相比,收入不平等对低社会资本农户的生产经营投资表现出更强的抑制作用。可能的原因在于,社会资本通过分担经营风险、缓解流动性约束和增进信息互动等方式,对农户生产经营投资产生积极影响,但收入不平等的扩大会降低人际信任和社会互动水平,削弱农村内部的凝聚力和协同力<sup>[39]</sup>。在此背景下,弱势农户的风险抵抗能力和资源获取能力进一步下降,使其在开展生产经营投资活动时面临更多不稳定因素,投资预期收益也随之降低。因此,收入不平等对低社会资本农户生产经营投资的抑制作用更为显著。

表 9 基于农户家庭社会资本的异质性检验结果

	生产经营投资规模		生产经营投资比例	
	(1)高社会资本	(2)低社会资本	(3)高社会资本	(4)低社会资本
收入不平等	-1.093*** (0.111)	-1.315*** (0.065)	-0.190*** (0.034)	-0.288*** (0.022)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	780	1 599	780	1 599
组间差异经验 $p$ 值	0.003***		0.000***	

### 3. 基于农户家庭预期收入水平的异质性分析

根据预期收入理论,农户会在预测未来收入变化的基础上,以利润最大化为目标调整当前的消费与投资行为,从而优化生产经营决策。当预期收入上升时,农户通常会将积极预期转化为实际投资;相反,当预期收入下降时,为了规避风险,农户通常会减少生产经营投资。本文根据问卷中“预期未来一年家庭总收入会有什么变化”这一问题度量农户家庭预期收入水平,并据此将样本划分为预期收入下降组和预期收入上升组。具体而言,将预期家庭收入可能出现下降(包括下降 25%以上、下降 5%~25%和下降 5%以内)的农户家庭界定为预期收入下降组,其余农户家庭划分为预期收入上升组。表 10 的估计结果显示,收入不平等对预期收入水平下降组和预期收入水平上升组的生产经营投资均具有显著的抑制作用,但对预期收入水平下降家庭的影响更为明显。可能的解释是:农业生产面临自然环境和市场风险的双重冲击,预期收入下降会显著降低农户的未来收益预期,增强其风险规避倾向,使其更倾向于推迟或减少生产经营投资。在此基础上,收入不平等的扩大进一步削弱了中低收入

农户的融资能力,加剧了其面临的流动性约束,从而放大预期收入下降对投资决策的负面影响。可见,提升农户收入的稳定性,对增强其投资信心、促进农业农村有效投资具有重要意义。

表 10 基于农户家庭预期收入水平的异质性检验结果

	生产经营投资规模		生产经营投资比例	
	(1)上升组	(2)下降组	(3)上升组	(4)下降组
收入不平等	-1.132*** (0.060)	-1.734*** (0.155)	-0.238*** (0.020)	-0.329*** (0.042)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2 006	373	2 006	373
组间差异经验 p 值	0.006***		0.084*	

#### 4. 基于地区数字普惠金融发展水平的异质性分析

我国各地区的数字普惠金融的发展水平差异较大,不同地区的乡村产业发展环境也不同,这可能导致不同地区的农户在数字金融产品与服务的使用广度与深度上存在差异,进而影响农户生产经营投资。对此,本文采用北京大学数字普惠金融指数来衡量地区数字普惠金融发展水平,以各县域数字普惠金融指数的均值为分界点,将样本区域划分为数字普惠金融发展水平高、低两类子样本。表 11 的结果显示,收入不平等的回归系数在两类区域中均显著为负,但数字普惠金融发展水平低地区的系数绝对值更大。这主要是因为,在数字普惠金融发展水平较高的地区,数字金融服务覆盖范围更广,能够为农户提供更加多元、便捷的金融产品,农户对相关服务的接受度和使用率也更高,从而有效缓解了其融资约束,部分抵消了收入不平等对生产经营投资的抑制效应。相反,在数字普惠金融发展滞后的地区,农户获取数字金融服务的机会有限,流动性约束更难以缓解,导致收入不平等对其生产经营投资的抑制作用更为突出。

表 11 基于地区数字普惠金融发展水平的异质性检验结果

	生产经营投资规模		生产经营投资比例	
	(1)高水平	(2)低水平	(3)高水平	(4)低水平
收入不平等	-1.144*** (0.083)	-1.270*** (0.076)	-0.199*** (0.026)	-0.285*** (0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1 243	1 136	1 243	1 136
组间差异经验 p 值	0.000***		0.000***	

综上所述,当收入不平等持续扩大时,受收入不平等影响更大的是经济地位较低的弱势群体,其将处于更加不利的经济地位。本文假说 H3 得证。

## 六、结论与启示

在全面推进中国式现代化的新征程中,乡村振兴战略与共同富裕目标密切相连。扩大农业农村有效投资是促进乡村产业兴旺、推进乡村全面振兴的关键。近年来,中国农村内部收入差距的持续扩大,对农户经济行为产生了深远影响。据此,本文使用 2023 年中国农村金融调查数据,从个体层面研究了收入不平等对农户生产经营投资的影响及其作用机制,探寻缩小农村内部收入差距、推进乡村产业兴旺、稳步实现共同富裕的可行路径。研究发现:第一,收入不平等显著降低了农户生产经营投资规模和投资比例,该结论在考虑内生性问题和经过一系列稳健性检验后仍成立。第二,机制分析发现,收入不平等主要通过增强流动性约束、增加物质渴求、强化地位寻求三条路径抑制农户生产经营投资。第三,异质性分析发现,收入不平等对生产经营投资的抑制效应更多体现在低物质资本、低社会资本、预期收入水平下降、地区数字普惠金融发展水平低的农户群体之中。

研究表明,农村内部经济环境对农户的经济行为决策尤其重要,收入不平等的扩大是当前制约农户生产经营投资的重要因素之一。基于上述结论,得到如下启示:第一,打造适宜低收入群体的产业增收载体,以乡村产业发展带动低收入群体长效增收。建立分层分类的生产技能培训体系,优先满足低收入群体的技能培训需求,切实提升低收入群体的农业生产技能,培育并增强农户内生发展能力。同时,依托产业帮扶机制和利益联结机制,以推进农村产业融合发展为路径,引导当地新型农业经营主体与农户建立紧密的合作关系,带动更多农户参与产业融合项目。特别是要发展对低收入群体而言就业更加友好、更能带动生产经营的乡村产业,使农户摆脱传统单一、低效的农业生产方式,推动农业提质增效和转型升级,使低收入群体更多分享产业增值收益,从而有效缩小农户间的收入差距,减少收入不平等对农户生产经营投资的不利影响。第二,加快构建高水平的普惠金融体系。持续加大对农村地区数字基础设施的投入,加强数字普惠金融在促进乡村产业发展中的作用。引导金融机构更加重视低收入群体的生产经营投资需求,通过降低金融服务门槛、提升农户金融知识和数字素养等举措,提高低收入群体获取与配置金融资源的能力,释放家庭生产经营投资潜力,提高农户经营性收入,从而有效缓解收入不平等引致的流动性约束。同时,应畅通低收入家庭通过人力资本投资提升社会地位的渠道,增强社会流动性,以进一步减轻收入不平等对低收入家庭产生的负面影响。第三,建立健全农业生产经营风险分担机制。一方面,应完善多层次农业保险体系,提供差异化、多元化、综合型的农业保险服务,并加强对农业生产者的保险知识培训,鼓励农户充分利用农业保险风险分散、损失补偿、增信融资等功能,为生产经营投资提供更坚实的风险保障;另一方面,应积极引导农村集体经济组织良性发展,依托集体经济组织带动农户参与生产投资,提升农户的风险防范能力和生产经营韧性,从而降低收入不平等对弱势群体的负面影响,进一步增强农户持续开展生产经营投资的能力与意愿。

#### 参考文献:

- [1] 毛世平,张琳,何龙娟,等. 我国农业农村投资状况及未来投资重点领域分析[J]. 农业经济问题,2021(7):47-56.
- [2] 许玉韞,檀艺佳,刘晓星. 同群效应如何影响农户生产经营投资行为[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2024(4):160-173.
- [3] 中国政府网. 中国共产党第二十届中央委员会第四次全体会议公报[EB/OL]. (2025-10-23)[2025-11-17]. [https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202510/content\\_7045444.htm](https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202510/content_7045444.htm).
- [4] 李实,朱梦冰. 推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J]. 管理世界,2022(1):52-61.
- [5] 刘守英,李昊泽. 城乡不平等的政治经济学分析[J]. 社会科学,2024(3):18-33.
- [6] PICKETT K E, WILKINSON R G. Inequality: An Underacknowledged Source of Mental Illness and Distress[J]. British Journal of Psychiatry, 2010(6):426-428.
- [7] GRAAFLAND J, LOUS B. Income Inequality, Life Satisfaction Inequality and Trust: A Cross Country Panel Analysis[J]. Journal of Happiness Studies, 2019(6):1717-1737.
- [8] FISHMAN A, SIMHON A. The Division of Labor, Inequality and Growth[J]. Journal of Economic Growth, 2002(2):117-136.
- [9] TAGHIZADEH-HESARY F, YOSHINO N, SHIMIZU S. The Impact of Monetary and Tax Policy on Income Inequality in Japan[J]. The World Economy, 2019(10):2600-2621.
- [10] 梅冬州,吴梦涛,钱铁峰,等. 收入不平等、政府支出与实际汇率——基于跨国面板数据的研究[J]. 金融研究,2020(4):31-47.
- [11] 郭凯明,杭静,牛梦琦. 收入分配演化、人力资本积累与产业结构转型[J]. 数量经济技术经济研究,2024(3):46-67.
- [12] 程诚,柯希望. 收入不平等与城乡居民的身心健康——基于CFPS追踪数据的分析[J]. 社会发展研究,2022(1):135-156.
- [13] 陈晓东,张春香. 不平等如何影响居民幸福感——基于个体不平等指数的经验研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2020(3):78-86.
- [14] GALOR O, MOAV O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development[J]. Review of Economic Studies, 2004(4):1001-1026.
- [15] 尹志超,刘泰星,王晓全. 农村收入差距抑制了农户创业吗? ——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析[J]. 中国农村经济,2020(5):76-95.
- [16] 徐尚昆,王璐,杨汝岱. 地权稳定与农业生产[J]. 金融研究,2022(6):133-152.

- [17] 罗岚,杨小芳,牛文浩,等. 认知规范、制度环境与果农绿色生产技术多阶段动态采纳过程——基于 Triple-Hurdle 模型的分析[J]. 农业技术经济,2022(10):98-113.
- [18] 赵思诚,杨青,许庆. 社会保障、信贷获得与农业生产——来自新型农村合作医疗制度的证据[J]. 财经研究,2019(11):45-56.
- [19] 秦芳,王剑程,胥芹. 数字经济如何促进农户增收? ——来自农村电商发展的证据[J]. 经济学(季刊),2022(2):591-612.
- [20] 薛信阳,韩一军,高颖. 农机社会化服务对农户家庭耕地经营规模的影响——来自 CLDS 的经验证据[J]. 中国农业大学学报,2023(10):244-258.
- [21] 何茜,温涛,王小华. 农村金融服务创新与农户包容性增收——基于政府引导和市场主导的双重视角[J]. 金融监管研究,2025(8):40-59.
- [22] 黎春梅,何格. SLA 框架下生计资本影响山区农户分化的机理与实证研究——以广西山区农户为例[J]. 中国农业资源与区划,2021(11):144-156.
- [23] 张龙耀,张海宁. 金融约束与家庭创业——中国的城乡差异[J]. 金融研究,2013(9):123-135.
- [24] 周广肃,樊纲,马光荣. 收入不平等对中国家庭可见性支出的影响[J]. 财贸经济,2018(11):21-35.
- [25] CHEUNG F, LUCAS R E. Income Inequality Is Associated with Stronger Social Comparison Effects: The Effect of Relative Income on Life Satisfaction[J]. Journal of Personality and Social Psychology,2016(2):332-341.
- [26] 杨碧云,王艺璇,易行健. 数字鸿沟与消费鸿沟——基于个体消费不平等视角[J]. 经济学动态,2023(3):87-103.
- [27] 易行健,李家山,万广华,等. 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.
- [28] 何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济,2019(1):112-126.
- [29] 温涛,万章浩. 管理者数字素养促进了新型农业经营主体的产业融合发展吗? [J]. 浙江工商大学学报,2025(4):110-121.
- [30] 王修华,赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究,2020(7):114-133.
- [31] STUTZER A. The Role of Income Aspirations in Individual Happiness[J]. Journal of Economic Behavior and Organization,2004(1):89-109.
- [32] BROCKMANN H, DELHEY J, WELZEL C, et al. The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy[J]. Journal of Happiness Studies,2009(4):387-405.
- [33] FERRER-I-CARBONELL A. Income and Well-Being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect[J]. Journal of Public Economics,2005(5-6):997-1019.
- [34] 周广肃,樊纲,李力行. 收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资[J]. 世界经济,2018(4):53-74.
- [35] 王湘红,陈坚. 社会比较和相对收入对农民工家庭消费的影响——基于 RUMiC 数据的分析[J]. 金融研究,2016(12):48-62.
- [36] 李晓红,乔世延. 收入不平等对农村儿童教育支出的影响研究——基于 CFPS 的面板数据[J]. 农业技术经济,2025(5):107-124.
- [37] 周广肃,夏宇锋. 收入不平等对中国家庭教育期望的影响[J]. 经济科学,2021(6):130-142.
- [38] 杨丹,刘海,章元. 共同富裕目标下农户收入差距与集体行动研究[J]. 经济学动态,2023(5):35-54.
- [39] 周月书,苗哲瑜. 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响[J]. 中国农村观察,2023(1):40-58.
- [40] 黄云,任国强,周云波. 收入不平等对农村居民身心健康的影响——基于 CGSS2015 数据的实证分析[J]. 农业技术经济,2019(3):25-37.
- [41] 尹志超,刘泰星,严雨. 劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析[J]. 中国农村经济,2021(7):65-83.
- [42] 王汉杰. 数字素养与农户收入:兼论数字不平等的形成[J]. 中国农村经济,2024(3):86-106.
- [43] 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.
- [44] 余锦亮,卢洪友. 收入不平等与公众环保偏好[J]. 经济学动态,2019(11):50-67.
- [45] JIN Y, LI H, WU B. Income Inequality, Consumption, and Social-Status Seeking[J]. Journal of Comparative Economics,2011(2):191-204.

责任编辑 江娟丽

网 址: <http://xbjbjb.swu.edu.cn>