

电商下乡能缩小农村家庭消费不平等吗*

——基于“电子商务进农村综合示范”政策的准自然实验

尹志超 吴子硕

摘要：本文使用2013—2021年中国家庭金融调查数据，基于“电子商务进农村综合示范”政策这一准自然实验，运用多时点双重差分模型实证分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。研究发现，电商下乡能够显著缩小农村家庭消费不平等。经过一系列稳健性检验后，上述结论依然成立。机制分析表明，电商下乡通过提高低收入、中老年、低文化程度、低社会资本农村家庭的消费水平，提高农村家庭数字能力和强化农村家庭消费平滑能力，缩小农村家庭消费不平等程度。进一步分析表明，电商下乡对交通欠发达地区、非平原地区、距农贸市场远、距地级市远、低信息关注度和低文化程度的农村家庭的消费不平等具有显著的消减作用，即“电子商务进农村综合示范”政策的实施能够减小交易成本对农村家庭消费不平等的扩大作用。本文研究为电商下乡缩小农村家庭消费不平等提供了重要的经验证据，以期共同富裕相关政策的制定提供参考。

关键词：数字经济 电商下乡 消费不平等 共同富裕 双重差分法

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

近年来，中国经济持续高质量发展，居民生活水平不断提高，收入与消费得到有效增长，但不同地区、不同群体之间收入与消费的增长速度并不一致，居民收入和消费差距一直处于较高水平。据国家统计局数据，2010—2022年中国居民收入基尼系数均保持在0.46以上^①；张海洋和韩晓（2022）根据2012—2018年中国家庭追踪调查数据测算，中国家庭消费基尼系数一直保持在0.40以上。可见，无论是中国的收入基尼系数，还是消费基尼系数均高于国际警戒线0.40，中国发展不充分不平衡问题依旧突出。党的十九大报告提出：“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不

*本文研究为国家社会科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”（批准号：21&ZD087）的阶段性成果。

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0A0G&sj=2022>。

平衡不充分的发展之间的矛盾。”^①相较收入而言，消费代表着居民福利，能够反映居民终身福利的变化，决定居民的美好生活需要和民生福祉，而居民消费不平等代表的福利差异是不平衡不充分发展的具体表现。据世界银行数据，2022年，中国国内消费率仅为53.02%，远低于发达国家^②。据中国家庭金融调查数据，2013—2021年中国农村家庭消费不平等指数均保持在0.40以上，且并未呈现下降趋势。消费水平低迷阻碍了国内大循环，降低了民生福祉，而农村家庭之间的消费不平等是加剧总体消费不平等的重要原因（Liu, 2021）。因此，党的十九届五中全会提出了“十四五”时期推动共同富裕迈出坚实步伐的重点任务。2023年中央经济工作会议强调要激发有潜能的消费，着力扩大国内需求，增进民生福祉，保持社会稳定^③。综上所述，探寻激发农村家庭消费潜力、缩小农村家庭消费不平等的途径，促进农村社会和谐稳定，从而加快实现中国式现代化。

数字经济作为继农业经济、工业经济之后的第三种经济形态，已经成为全球经济增长的“稳定器”“加速器”，也为实现共同富裕提供了新机遇。中国数字经济发展“如火如荼”，现已形成横向联动、纵向贯通的战略体系。截至2022年，中国数字经济规模达到50.02万亿元，占国内生产总值的41.5%^④。电子商务是一种新型贸易技术，是数字经济的重要表现形式，现已成为推动中国经济增长的新生力量（王奇等，2021）。在全面发展数字经济、建设数字中国的背景下，电子商务发展得到了中央政府的高度关注。2011年国家发展和改革委员会、商务部联合发布的《关于开展国家电子商务示范城市创建工作的指导意见》指出，要完善电子商务政策环境，加强电子商务基础设施和交易保障设施建设，充分发挥电子商务在经济和社会发展中的战略性作用^⑤。2014年商务部和财政部等部门制定“电子商务进农村综合示范”政策，旨在健全农村电子商务服务体系，营造农村电子商务发展环境，提高农民收入和消费水平，改善农民生活品质。在国家大力支持下，中国在电子商务与网络消费方面取得了实质性进展。据国家统计局数据，2022年中国电子商务销售额达到189334亿元，电子商务采购额达到109133亿元，网上零售额达到117601亿元^⑥。2023年中央经济工作会议提出，要有效降低全社会物流成本，培育壮大新型消费，着力扩大国内需求^⑦。综上所述，本文试图探讨电商下乡对农村家庭消费不平等的影响，明确其作用及其机理，以推动共同富裕提供现实依据。

与本文密切相关的研究包括电子商务发挥的经济效应、消费不平等的测度和消费不平等的影响因素三个方面。

^①习近平，2017：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第11页。

^②2022年，德国、英国、法国和澳大利亚的国内消费率分别为71.39%、82.89%、77.40%和72.99%。资料来源：世界银行网站，<https://data.worldbank.org.cn>。

^③资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023年12月13日第01版。

^④资料来源：《数字中国发展报告（2022年）》，http://www.cac.gov.cn/2023-05/22/c_1686402318492248.htm。

^⑤参见《关于开展国家电子商务示范城市创建工作的指导意见》，https://www.gov.cn/zwggk/2011-04/20/content_1848402.htm。

^⑥资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

从电子商务发挥的经济效应看,已有文献从家庭信贷、非农就业、收入、消费及经济增长的角度进行了分析。第一,电子商务是数字技术的应用,是一种集成化、高效化的交易平台(涂勤和曹增栋,2022)。电子商务加快了以移动支付为代表的数字金融的崛起(马彪等,2023),能够通过在线交易使居民留下交易足迹,不断积累信用,帮助资金供给端甄别居民禀赋信息,有利于居民获得信贷(秦芳等,2023)。与此同时,电子商务有效聚合了商品和服务,以线上交易方式精准匹配了买卖双方的需求,打破了在传统销售模式中买卖双方的区域界限以及中间商的垄断地位,并且降低了农民销售农产品的成本,促进了农民增收(马彪等,2021)。此外,电子商务发展能够激发市场需求,带动农村家庭创业(涂勤和曹增栋,2022;秦芳等,2023),催生诸如搬运、包装、仓储管理、快递等非农就业形式,为农村居民非农就业打下坚实基础(张琛等,2023),从而提高农村家庭收入水平(袁诚等,2023)。信贷获得和农民收入提高是缓解流动性约束、降低预防性储蓄动机和缩小消费不平等的重要渠道(杨碧云等,2023)。第二,电子商务能够为消费者提供更低价格,更高便利性和更丰富的产品种类(Couture et al., 2021)。电子商务使得人口规模小和地理位置偏远的农村家庭能够进行网络消费(王奇等,2022a),极大改变了农村家庭消费结构,减少了供求矛盾,从而满足了农民消费需求,全面促进了消费增长(马彪等,2023)。电子商务也能消除传统零售商进入线下市场的固定成本,减少距离对贸易成本的影响,进而增加城市间的贸易量,缓解地区消费不平等(Fan et al., 2018; Luo et al., 2019)。第三,电子商务扩大了市场可达性、降低了地理位置和人口规模对地区发展的限制,显著推动了地区经济增长(王奇等,2021; Qin et al., 2023)。与此同时,电子商务能够加强城乡居民对工业品和服务品的消费,提高农业生产效率,缩小城乡间的数字鸿沟,降低城乡间的收入差距(陈享光等,2023),促进县域产业结构转型升级(陶涛等,2022)。

从消费不平等的测度看,消费不平等包括群体消费不平等和个体消费不平等。基尼系数、泰尔指数、对数方差和消费分位数之比都是测度群体间消费不平等的方式(张海洋和韩晓,2022)。基尼系数能够反映群体整体的不平等程度(周广肃等,2020)。泰尔指数具有可分解优势,可以有效衡量组间和组内的消费不平等程度(Jappelli and Pistaferri, 2010)。对数方差也可以衡量组间和组内的消费不平等,其中,组间消费不平等由可观测到的家庭特征决定,组内(残差)消费不平等由不可观测到的家庭特征决定(姚健和臧旭恒,2022)。然而,以上方式都忽略了社会群体的异质性,受教育程度、收入水平、财富水平等差异的存在导致不同个体遭受的相对剥夺有所不同。现有文献大都使用 Yitzhaki 指数(Yitzhaki, 1979)、Kakwani 指数(Kakwani, 1984)及 Podder 指数(Podder, 1906)衡量个体消费不平等(张雅淋和姚玲珍,2020;张雅琳等,2022;杨碧云等,2022;杨碧云等,2023)。Kakwani 指数也称相对剥夺指数,该指数是将一个家庭与其所在参照组群中消费水平更高的其他家庭进行比较从而得到的相对消费地位。根据其内涵可知,家庭在所在参照组群中的消费水平越高,其受到的相对剥夺程度越低,表现为消费不平等程度越低。

从影响消费不平等的因素看,已有研究从数字鸿沟、数字经济、财富、收入及负债等多个角度研究消费不平等问题。住房财富是居民财富的重要组成部分,能发挥财富效应及信贷效应来提高居民消费水平,但房价上涨所导致的住房财富分配不均扩大了居民消费不平等(刘靖和陈斌开,2021)。但也有研

究发现,住房财富的提高会缓解青年群体面临的相对剥夺程度(张雅淋等,2022)。从持久性收入及缓冲存货理论看,收入增长是应对风险、缓解家庭流动性约束和降低家庭预防性储蓄动机的重要方式,但收入不确定性及不同群体之间的收入差距逐渐拉大了居民间的消费不平等(姚健和臧旭恒,2022)。负债是一种平滑跨期消费的重要方式,能够提高家庭消费水平(潘敏和刘知琪,2018),缩小消费不平等(张雅淋和姚玲珍,2020)。杨碧云等(2022)、杨碧云等(2023)分别从数字经济和数字鸿沟两个视角研究消费不平等,发现数字经济能够缓解家庭流动性约束,缩小收入不平等从而降低家庭消费不平等。而数字鸿沟则起到相反作用,降低了家庭消费水平(Wang et al., 2023),扩大了消费不平等。

现有研究将电子商务对家庭经济行为及宏观经济的影响做了基本分析,为本文研究提供了借鉴,但关于电子商务对消费不平等影响的研究仍存在以下需完善之处。第一,研究主题需要完善。现有与本文研究密切相关的文献是数字经济对消费不平等影响的研究。一方面,相关研究多数基于数字金融指数和家庭数字经济指数分析数字经济对消费不平等发挥的作用(张海洋和韩晓,2022;杨碧云等,2022)。然而,作为数字经济的重要表现形式之一,电子商务会对农村家庭消费不平等发生何种作用,现有文献对此并未深入探讨。另一方面,相关研究仅仅发现电子商务对小城市和偏远地区家庭消费的促进作用较强,从而得出电子商务具有缩小地区消费不平等作用的结论(Fan et al., 2018; Luo et al., 2019),并未直接从微观层面的农村家庭消费不平等角度进行分析。第二,电子商务对消费不平等的作用机制分析需进一步完善。已有研究仅仅从电子商务降低产品价格和丰富产品种类等产品供给端探讨其缩小地区消费不平等的渠道(Fan et al., 2018; Luo et al., 2019),并未从消费者角度打开电商下乡缩小农村家庭消费不平等机制的“黑箱”。第三,研究策略和数据需进一步完善。现有间接探讨电子商务与消费不平等关系的文献多数运用单一数据库、使用电子商务发展指数以及采用最小二乘法,在数据丰富度和解决内生性问题方面的考虑均不足。鉴于此,本文将“电子商务进农村综合示范”政策视为一项准自然实验,从微观家庭层面探讨电商下乡对农村家庭消费不平等的影响,尝试将逆向因果、遗漏变量等内生性问题的影响降到最低,以确保实证结果的可靠性。与此同时,本文从农村家庭禀赋、数字能力和消费平滑角度深入探讨电商下乡发挥作用的机制。

本文从以下方面做了一些新的尝试。一是研究视角上的尝试。现有文献从县域收入(唐跃桓等,2020)、城乡收入差距(陈享光等,2023)、家庭收入(袁诚等,2023)、劳动力流动(张琛等,2023)、家庭创业(涂勤和曹增栋,2022)、家庭消费(王奇等,2022a; 马彪等,2023)、县域经济增长(王奇等,2021; Qin et al., 2023)、产业结构(陶涛等,2022)、家庭贫困率(赵绍阳等,2023)等角度研究了电商下乡政策实施产生的经济效果。在扎实推动共同富裕的政策背景下,本文从农村家庭消费不平等视角评估电商下乡政策实施发挥的经济作用,拓展电子商务及消费不平等相关文献的边界,为推动共同富裕提供经验依据。二是研究维度上的尝试创新。不同于以往聚焦于地区层面消费不平等研究(张海洋和韩晓,2022),本文从农村家庭维度测度消费不平等,不仅能够有效反映一个村庄或县(市、区)内农村家庭之间实际福利水平的差异,亦能从微观家庭角度明晰电子商务产生的经济效应。三是研究机制上的尝试。不同于以往从降低产品价格、丰富产品种类等消费品供给角度分析电子商务如何缩小地区消费不平等的研究(Fan et al., 2018; Luo et al., 2019),本文从家庭禀赋、数字

能力及消费平滑等消费者视角深入分析电商下乡缩小农村家庭消费不平等的微观作用机制，深化不同路径下对电商下乡与农村家庭消费不平等关系的理解，为未来政策制定及财政资金合理分配提供参考。

二、政策背景与研究假说

（一）政策背景

为进一步落实中共中央关于“完善农村物流服务体系”“启动农村流通设施信息化提升工程”精神，加快电子商务在农村的运用，财政部和商务部在2014年7月联合实施了“电子商务进农村综合示范”政策。第一批试点对象涉及8个省份共56个示范县，每个示范县可获得2000万元中央财政资金支持。2015年，该项目试点扩大到25个省份和新疆生产建设兵团，共选取200个示范县，每个示范县获得1850万元资金支持。2016年国务院扶贫办也成为该项目的主管部门，共选取240个示范县。此次政策要求绩效评价与资金挂钩，即先下达1500万元，绩效考核通过后再拨付500万元，且重视信息公开。2017年项目政策的扶贫倾向进一步加大，资金支出继续细化，并新增260个示范县。2018年项目规定基本与2017年相同，新增260个示范县。2019年的申报范围发生了较大变化，要求对具备条件的国家扶贫开发工作重点县和集中连片特殊困难县实现全覆盖，择优支持前期工作较好、发展潜力较大的县，鼓励“三区三州”贫困地区以整体形式申报，新增示范县215个。2020年项目文件提出对承担疫情防控相关重要物资保供任务且工作突出的电商、物流、商贸流通企业予以倾斜，新增示范县225个，并将示范县的支持资金由2000万元大幅降低到500万元。该政策的资金主要用于五个部分：一是网点建设，包括农村快递站及网络代购点等电子商务服务网点的建设；二是运营管理，包括县级电子商务服务中心的建设、运营管理及电子商务产业园的建设；三是物流体系，包括仓储物流中心项目及“县—乡—村”三级物流服务体系的建设；四是品牌培育，包括特色产品打造、线上线下宣传推广以及溯源体系和产品供应链体系的建设；五是数字知识培训，包括电子商务知识普及与农村电子商务应用的培训。

（二）研究假说

在全球进行数字革命及政策利好的背景下，中国数字经济蓬勃发展，已成为推动经济增长的重要引擎。数字经济推动了工业互联网和消费互联网的发展，不仅为农村居民提供众多数字新岗位，促进农村居民非农就业，也能够使低技能劳动力向低技能偏向的数字行业流动，使高技能劳动力向高技能偏向的数字行业流动，从而实现最优的社会分工（田鸽和张勋，2022）。同时，数字经济能够缩小收入不平等，降低收入不确定性，缓解流动性约束，从而缩小消费不平等（杨碧云等，2022）。作为数字经济重要组成部分的电子商务能够有效降低居民消费的交易成本（马彪等，2023），释放农村居民的消费潜力，缩小不同城市间的消费差距（Luo et al., 2019），缩小地区消费不平等。电商下乡为农村电子商务发展提供了重要推动力（王奇等，2021），有助于农村劳动力本地就业（张琛等，2023），促进农村家庭创业（涂勤和曹增栋，2022），带动农村家庭增收（唐跃桓等，2020）。与此同时，电子商务发展扩展了交易市场的边界，降低了消费者的消费成本，为消费者提供了品类繁多的消费品，有助于满足长尾群体多样化的消费需求（马彪等，2023），也提高了位于小规模城市和偏远地区的家庭以及低收入家庭的消费

水平 (Fan et al., 2018; Jiang et al., 2023)。基于以上分析, 本文提出如下假说。

H1: 电商下乡能够缩小农村家庭消费不平等。

电子商务是以信息技术为手段, 以商品交换为中心的商务活动。作为数字经济催生的新业态, 电子商务是连接不同地区之间生产与消费的桥梁, 丰富了商品下乡和农产品进城的渠道 (马彪等, 2021; 王奇等, 2022b)。同时, 电子商务提高了消费者搜寻商品的效率 (孙浦阳等, 2017), 有效匹配了买卖双方的需求, 增加了价格透明度, 打破了买卖双方信息不对称的桎梏, 有效缓解了供需不平衡, 增加了消费者的信任感及安全感, 是释放农村居民消费潜力的重要技术手段 (Couture et al., 2021; 王奇等, 2022a; 马彪等, 2023)。电商下乡政策实施着重于电子商务服务网点及物流体系的建设, 由此推动农村电商的发展 (王奇等, 2021), 能够惠及低人力资本群体, 具有普惠效应 (涂勤和曹增栋, 2022)。高收入、年轻、高文化程度、高社会资本等高禀赋的农村家庭对数字技术具有较高的认识程度, 其使用数字技术的障碍较小 (王奇等, 2022a)。高禀赋农村家庭接触电子商务的时间较早, 在电商下乡政策实施之前使用电子商务的可能性较大, 故其对电子商务发展的敏感度较低, 使用电子商务的渴望程度亦小于低禀赋农村家庭。因此, 相较于高禀赋农村家庭, 电商下乡对低禀赋农村家庭消费的促进作用更明显。王奇等 (2022a) 的研究发现, 农村电子商务服务网点建设能够帮助低人力资本家庭使用数字技术, 克服其在使用电子商务过程中的交易障碍, 从而对其消费水平有较大的提升作用。Jiang et al. (2023) 发现, 电子商务对低收入农村家庭消费的促进作用更强。基于以上分析, 本文提出如下假说。

H2: 电商下乡能够缩小不同禀赋农村家庭间的消费差距, 从而缩小农村家庭消费不平等。

随着第四次技术革命的不断推进, 数字经济蓬勃发展, 为人类社会发展带来巨大的机遇, 数字能力已然成为数字经济时代最重要的生存技能之一。数字能力包含了智能手机使用、互联网使用、网购、数字金融服务使用在内的系列数字活动 (王小华等, 2023)。目前, 中国农村家庭的数字能力还需进一步提升。《第 52 次中国互联网发展状况统计报告》显示: 中国网民规模已达到 10.79 亿人, 其中, 城镇地区的网民规模为 7.77 亿人, 而农村地区的网民规模仅为 3.01 亿人^①。已有研究发现, 数字能力促进了农村居民非农就业, 扩大了家庭社会网络, 促进了家庭参与金融市场 (王小华等, 2023), 提高了家庭收入水平及消费水平 (尹志超等, 2021; Couture et al., 2021; Wang et al., 2023), 同时缩小了家庭消费不平等 (杨碧云等, 2023), 且对农村家庭的影响更加突出。因此, 提高农村家庭数字能力是实现缩小农村家庭消费不平等的基本途径。“电子商务进农村综合示范”政策明确提出, 要不断支持农村地区商贸流通企业的数字化转型升级, 建立村级电子商务服务站点, 并配备专业的电子商务工作人员。该政策旨在帮助农村居民打破数字技术的使用壁垒, 向农村居民普及电子商务相关知识, 帮助他们掌握电子商务使用技能, 克服他们在网络购物中的交易障碍 (马彪等, 2023), 从而为提高其数字能力提供助力。基于以上分析, 本文提出如下假说。

H3: 电商下乡能够提高农村家庭数字能力, 从而缩小农村家庭消费不平等。

强化农村居民消费平滑能力是实现其消费最大化的基本路径, 而流动性约束的存在弱化了农村居

^①资料来源: 《第 52 次中国互联网发展状况统计报告》, <https://www.cnnic.net.cn/n4/2023/0828/c88-10829.html>。

民平滑消费的能力，提高了其预防性储蓄动机，降低了其当期的消费水平（Deaton, 1991），因而扩大了消费不平等（杨碧云等，2022）。因此，缓解流动性约束成为缩小农村家庭消费不平等的重中之重。流动性约束具体是指居民无法获得自身消费所需要的资金，包括家庭自身收入不足或无法从金融机构获取所需贷款两种情况（Baydas et al., 1994）。因此，提高收入和获取正规信贷成为实现农村家庭消费平滑的重要渠道。随着政府对电子商务的重视，电子商务在快速发展的同时对农村居民的生产生活产生了颠覆性的影响。已有研究发现，电子商务作为一种数字交易平台能够留下消费者的交易足迹，能够使资金供给方精准甄别消费者的禀赋信息，减少了信息不对称，提高了消费者获得信用卡的概率（秦芳等，2023），缓解了家庭的流动性约束。与此同时，电子商务丰富了农村居民的农产品销售渠道，降低了生产及交易成本，改善了农业生产经营情况（马彪等，2021），催生了例如包装、开网店、搬运、加工、物流配送等一系列非农就业岗位，为农村居民实现本地就业提供了契机（张琛等，2023），从而提升了农村居民的收入水平（唐跃桓等，2020），缓解了家庭的流动性约束。流动性约束的缓解是强化农村居民消费平滑能力的重要渠道（杨碧云等，2023）。基于以上分析，本文提出如下假说。

H4: 电商下乡能够强化农村家庭消费平滑能力，从而缩小农村家庭消费不平等。

三、数据来源、变量说明及模型构建

（一）数据来源

本文研究所使用数据的来源为西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于2013年、2015年、2017年、2019年、2021年开展的五轮中国家庭金融调查（China household finance survey, 简称CHFS）以及于2013年、2015年、2017年、2019年开展的四轮中国城乡基层治理调查（China grassroots governance survey, 简称CGGS）。CHFS是一项在全国范围内进行随机抽样的调查项目，收集了家庭微观层面的相关信息，并在城乡人口结构、性别结构、年龄结构等多个方面与国家统计局数据相一致，数据具有良好代表性^①。CHFS2013年第二轮调查覆盖了全国29个省份、265个县（市、区）、1049个社区（村），共调查28136户家庭；2015年第三轮调查覆盖了全国29个省份、343个县（市、区）、1417个社区（村），共调查37289户家庭；2017年第四轮调查覆盖了全国29个省份、355个县（市、区）、1428个社区（村），共调查40011户家庭；2019年第五轮调查覆盖了全国29个省份、345个县（市、区）、1359个社区（村），共调查34643户家庭；2021年第六轮调查覆盖了全国29个省份、269个县（市、区）、1028个社区（村），共调查22027户家庭。调查问卷的内容主要包括家庭的人口统计学特征、家庭收入、家庭资产、家庭消费、金融知识等。CGGS数据包括城乡基础设施、城乡地理环境等内容，在保留农村样本并剔除缺失值后共获得45365个样本。

^①本文研究中共有313个县（市、区）样本，其中，有133个县（市、区）为电子商务示范县。在样本中，有42.49%的县（市、区）被选为电子商务示范县，有57.51%县（市、区）未被选为电子商务示范县。从宏观数据来看，全国共有2862个县（市、区），截至2020年，共有1437个县（市、区）被选为电子商务示范县，占比为50.20%，有49.80%的县（市、区）未被选为电子商务示范县。这说明，本文调查数据和宏观数据基本可比。

(二) 变量说明

1.被解释变量。本文的被解释变量为农村家庭消费不平等。本文使用 Kakwani 指数度量农村家庭层面的消费不平等,该指数克服了 Yitzhaki 指数和 Podder 指数在正规性及量纲性方面的缺陷,受到学者的青睐(张雅淋和姚玲珍,2020;张雅淋等,2022;杨碧云等,2022;杨碧云等,2023)。首先,假设以村庄为单位,群体的样本总量为 n ,个体的消费向量表示为: $X = (x_1, x_2, x_3, x_4, \dots, x_n)$ 。其次,将个体的消费水平按升序排列,即 $x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq x_4 \leq \dots \leq x_n$ 。最后,将每个农村家庭与群体内其他参照家庭进行比较,则农村家庭相对剥夺可表示为:

$$RD(x_i, x_j) = \begin{cases} x_j - x_i, & \text{若 } x_j > x_i \\ 0, & \text{若 } x_j \leq x_i \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中,第 i 个农村家庭的相对剥夺 $RD(x_i, x_j)$ 意味着 x_j 对 x_i 的相对剥夺。将 $RD(x_i, x_j)$ 对 j 求和,并除以组群内家庭消费的均值,得到第 i 个家庭的平均相对剥夺,即农村家庭消费不平等的 Kakwani 指数,计算公式为:

$$RD(x, x_k) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{j=k+1}^n (x_j - x_k) = \gamma_{x_k}^+ [(\mu_{x_k}^+ - x_k) / \mu_k] \quad (2)$$

(2) 式中, $\gamma_{x_k}^+$ 是 X 组群中消费超过 x_k 的样本在组群 X 中占的百分比, μ_k 是组群 X 的消费均值, $\mu_{x_k}^+$ 是组群 X 中消费超过 x_k 的样本的消费均值。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为电商下乡。本文将某县(市、区)开始实施“电子商务进农村综合示范”政策当年及之后取值为1,否则为0,以此产生处理组、控制组及政策实施前后的双重差异。

3.控制变量。本文选取户主特征变量、家庭特征变量作为控制变量。户主特征变量包含年龄、年龄的平方/100、婚姻状况、受教育年限、健康水平、户籍状况。家庭特征变量包含家庭总收入、资产负债率、自有住房、老人占比、孩子占比、家庭规模、社会养老保险占比、社会医疗保险占比、非农就业占比、贫困户。

4.机制变量。本文从不同禀赋农村家庭的消费、农村家庭数字能力及农村家庭消费平滑能力三个方面探讨电商下乡对农村家庭消费不平等的作用机制。在分析电商下乡对不同禀赋农村家庭消费的影响时,本文以低收入、中老年、低文化程度及低社会资本为机制变量,并以人均消费作为被解释变量,考察电商下乡对不同禀赋农村家庭消费的影响。在分析电商下乡对农村家庭数字能力的影响时,本文使用智能手机、网购、互联网作为机制变量。在分析电商下乡对农村家庭消费平滑能力的影响时,本文使用广义流动性约束和狭义流动性约束作为机制变量。具体变量的定义和描述性统计结果如表1所示。

表1 描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差
被解释变量	消费不平等	用 Kakwani 指数衡量农村家庭消费不平等	45365	0.4164	0.2539
核心解释变量	电商下乡	某县(市、区)开始实施“电子商务进农村综合示范”政策的当年及之后取值为1,否则为0	45365	0.1935	0.3478

表1 (续)

控制变量	家庭总收入	家庭总收入(万元)	45365	4.5725	13.0105
	资产负债率	家庭总负债与总资产之比	45365	0.4016	8.8672
	孩子占比	16岁及以下孩子数量与家庭总人数之比	45365	0.1255	0.1697
	老人占比	60岁及以上老人数量与家庭总人数之比	45365	0.3491	0.4052
	社会养老保险占比	参与社会养老保险人数与家庭总人数之比	45365	0.5917	0.3621
	社会医疗保险占比	参与社会医疗保险人数与家庭总人数之比	45365	0.6830	0.3455
	非农就业占比	家庭非农就业人数与家庭总人数之比	45365	0.2217	0.2601
	贫困户	家庭是否建档立卡户:是=1,否=0	45365	0.1798	0.3840
	自有住房	家庭是否自建(自购)住房:是=1,否=0	45365	0.9465	0.2250
	家庭规模	家庭成员数量(人)	45365	3.7139	1.8422
	年龄	户主的实际年龄(岁)	45365	56.5119	12.3138
	年龄的平方/100	户主的实际年龄的平方除以100	45365	33.4522	14.0276
	婚姻状况	户主是否已婚:是=1,否=0	45365	0.8882	0.3151
	受教育年限	户主受教育年限(年)	45365	7.0477	3.4675
	健康水平	户主自评健康状况:非常健康、健康=1,一般、不健康、非常不健康=0	45365	0.3389	0.4733
	户籍状况	户主是否为农业户口:是=1,否=0	45365	0.9336	0.2488
	低收入家庭	家庭收入是否处于样本收入25分位以下:是=1,否=0	45365	0.2379	0.4329
	中老年家庭	户主年龄是否大于50岁:是=1,否=0	45365	0.6989	0.4587
	低文化程度家庭	户主学历是否为初中以下:是=1,否=0	45365	0.5229	0.4994
	低社会资本家庭	家庭是否无礼金支出:是=1,否=0	45365	0.3773	0.4847
智能手机	户主是否使用智能手机:是=1,否=0	36087	0.4480	0.4973	
网购	家庭成员是否网购:是=1,否=0	45365	0.1798	0.3840	
互联网	户主是否使用互联网:是=1,否=0	19503	0.2736	0.4458	
广义流动性约束	金融资产是否小于两个月永久性收入:是=1,否=0	45365	0.5009	0.5000	
狭义流动性约束	家庭是否无信用卡:是=1,否=0	45365	0.9453	0.2274	

注:①在下文实证回归中,本文将家庭总收入、人均消费取自然对数;②智能手机变量与其他变量的样本量不一致,原因主要是CHFS只在2015年、2017年、2019年、2021年询问了智能手机使用的信息;③因CHFS数据只有2017年涉及互联网使用的信息,故互联网变量的数据是来自2014年、2016年、2018年、2020年中国家庭追踪调查,因而与其他变量的样本量也不一致。

(三) 模型设定

借鉴张琛等(2023)的做法,本文建立如下多时点双重差分计量模型:

$$RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + X_{it}' \alpha_2 + (s \times \lambda_t)' \alpha_3 + \theta_i + \lambda_t + e_{it} \quad (3)$$

(3) 式中： RD_{it} 代表农村家庭消费不平等；下标 i 及 t 分别代表家庭和年份； $Treat_i$ 为 i 家庭是否在“电子商务进农村综合示范”政策范围内的虚拟变量， $Treat_i=1$ 代表家庭所在县（市、区）属于示范县， $Treat_i=0$ 代表家庭所在县（市、区）不属于示范县； $Post_t$ 代表时间虚拟变量， $Post_t=1$ 代表家庭所在县（市、区）入选政策试点当年及之后， $Post_t=0$ 代表家庭所在县（市、区）入选政策试点之前； X_{it} 为控制变量； S 代表是否国家级贫困县^①（是=1，否=0）， λ_t 代表年份固定效应； θ_i 代表家庭固定效应； e_{it} 为随机干扰项。本文重点关注 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数 α_1 。

对于双重差分模型，处理组与控制组在实验前须满足平行趋势假定。因此，为考察电商下乡之后处理组与控制组之间消费不平等的动态差异，本文参考 Beck et al. (2010) 的做法，设定如下模型：

$$RD_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-8}^{4+} \beta_k \times Treat_i \times D_{it}^k + X_{it}' \beta_2 + (S \times \lambda_t)' \alpha_3 + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中： D_{it}^k 代表 7 个哑变量，包括 D_{it}^{-8} 、 D_{it}^{-6} 、 D_{it}^{-4} 、 D_{it}^{-2} 、 D_{it}^0 、 D_{it}^2 、 D_{it}^{4+} 。 D_{it}^{-8} 表示政策实施前 8 年，为 0-1 变量；其余变量定义与 D_{it}^{-8} 类似。控制变量选取及固定效应与 (3) 式相同，不予赘述。“电子商务进农村综合示范”政策连年发生，而 CHFS 数据是一个双年调查数据库，且该调查大多询问的是前一年的情况。具体来说，CHFS 在 2013 年、2015 年、2017 年、2019 年和 2021 年询问的是受访者家庭在 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的消费状况，而“电子商务进农村综合示范”政策在 2014—2020 年是不间断发生的，因此无法识别奇数年份家庭消费的信息。为避免 CHFS 数据和政策实施年份不连续匹配的影响，本文以 2013 年、2015 年、2017 年、2019 年、2021 年为基准，将前一年和当年设立电子商务示范县认定为当年发生。即将 2015 年和 2016 年实施“电子商务进农村综合示范”政策合并为 2016 年发生，将 2017 年和 2018 年实施该政策合并为 2018 年发生，将 2019 年和 2020 年实施该政策合并为 2020 年发生，据此定义 D_{it}^k 。

四、计量结果分析

(一) 基准实证结果

本文以 Kakwani 指数度量农村家庭消费不平等，运用多时点双重差分计量模型分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。表 2 的估计结果显示，电商下乡对农村家庭消费不平等的影响系数为 -1.19%，且在 1% 的显著性水平下显著。这表明，相较控制组农村家庭，电商下乡使得处理组农村家庭消费不平等平均降低了 1.19%，假说 H1 得证。控制变量中，家庭总收入高、资产负债率高、家庭规模大、社会医疗保险占比高、非农就业占比高、已婚及受教育年限长均缩小了农村家庭消费不平等；老人占比高、社会养老保险占比高扩大了农村家庭消费不平等；孩子占比、健康水平、农村户口、贫困户、

^①本文使用的 CHFS 数据中涉及 313 个县（市、区），其中有 67 个国家级贫困县，贫困县所占比例为 21.40%。而全部国家级贫困县占全部县（市、区）的比例为 29.07%，样本贫困县占比和全部贫困县占比较为接近。2016 年之后国家扶贫办（现国家乡村振兴局）也成为制定“电子商务进农村综合示范”政策的部门，导致该政策向国家级贫困县倾斜，可能会使得在政策实施后结果变量的差异并不是政策变量本身所导致的。

自有住房、年龄对农村家庭消费不平等的影响不显著。

表2 电商下乡与农村家庭消费不平等：基准回归结果

变量	消费不平等	
	系数	稳健标准误
电商下乡	-0.0119***	0.0042
家庭总收入	-0.0066***	0.0007
资产负债率	-0.0003**	0.0002
老人占比	0.0326***	0.0061
孩子占比	-0.0220	0.0135
家庭规模	-0.0316***	0.0013
社会养老保险占比	0.0152***	0.0045
社会医疗保险占比	-0.0203***	0.0054
非农就业占比	-0.0141**	0.0066
自有住房	0.0027	0.0062
贫困户	-0.0021	0.0041
年龄	-0.0012	0.0011
年龄的平方/100	0.0022	0.0010
婚姻状况	-0.0190***	0.0059
受教育年限	-0.0044***	0.0006
健康水平	0.0014	0.0028
户籍状况	-0.0000	0.0060
样本数	45365	
R ²	0.0661	

注：①***、**分别代表1%、5%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

（二）动态效应分析

为考察电商下乡对农村家庭消费不平等的影响在时间上的变化趋势，本文使用（4）式进行平行趋势检验。从表3可以看出，在“电子商务进农村综合示范”政策实施前8年、前6年、前4年，电商下乡对农村家庭消费不平等的影响均不显著，说明平行趋势假设满足。与此同时，在政策实施当年、政策实施后2年及政策实施后4年^①，该政策实施对农村家庭消费不平等均有显著的负向影响，且随着时间推移，政策实施的影响效果逐渐变大。

^①本文将政策实施时间超过4年的样本统一归并到政策实施后第4年，记为“政策实施后4年”。因为2014年只有56个县（市、区）为示范县，加上政策实施第6年的家庭均为2015年CHFS数据的追踪样本。因此，在政策实施第6年的样本中，只有3个示范县，92个处理组样本，故本文借鉴马彪等（2023）的研究，将政策实施时间超过4年的样本统一归并到政策实施后第4年。

表3 电商下乡对农村家庭消费不平等影响的动态效应

变量	消费不平等	
	系数	稳健标准误
政策实施前 8 年	0.0070	0.0078
政策实施前 6 年	0.0085	0.0058
政策实施前 4 年	-0.0047	0.0044
政策实施当年	-0.0094**	0.0047
政策实施后 2 年	-0.0155**	0.0070
政策实施后 4 年	-0.0264***	0.0110
样本数	45365	
R ²	0.0663	

注：①***、**分别代表 1%、5%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

（三）安慰剂检验

为了证明电商下乡能够缩小农村家庭消费不平等的实证结果不是偶然，本文借鉴王奇等（2021）的做法，采取置换检验的方法进行安慰剂检验。具体做法如下：首先，在本文所使用的样本县（区、市）内随机生成政策冲击；其次，重新进行双重差分估计，得出电商下乡的估计系数；最后，将上述操作重复 1000 次，进而得到 1000 个估计系数的分布图（见图 1）。

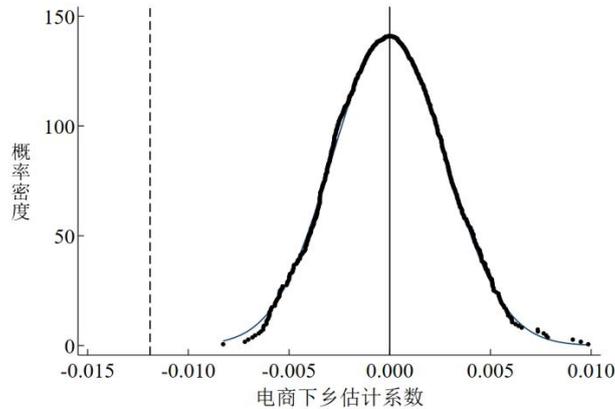


图1 安慰剂检验

由图 1 可知，经过随机处理后，电商下乡对农村家庭消费不平等 1000 次回归得到的系数均值为 $-3.9E-05$ ，接近于 0，且本文基准回归中电商下乡的系数为 -0.0119 ，远离随机实验结果的范围。这表明，本文基准结论非随机发生，基准回归结果保持稳健。

（四）双向固定效应模型下多时点 DID 模型的 Bacon 分解

与传统 DID 方法相较，多时点 DID 方法具有一定的缺陷。多时点 DID 的估计结果由 4 类子样本估计结果加权构成，分别是先处理组与从未受到处理组的 DID 估计量、后处理组与从未受到处理组的 DID 估计量、先处理组与后处理组的 DID 估计量、后处理组与先处理组的 DID 估计量。由于存在时

间和组别上的差异，多时点 DID 估计量具有一定的异质性偏误，从而导致最终的估计结果出现偏误（Goodman-Bacon, 2021）。前三类 DID 估计量并不会出现估计偏误，而后处理组与先处理组这一子样本，将先处理组作为后处理组的控制组，可能导致平行趋势不再满足，从而导致估计偏误。因此，如果后处理组与先处理组这一子样本的估计量在总估计量中占的权重很小，就说明多时点 DID 的估计结果保持稳健。表 4 中，Bacon 分解的估计结果显示：从未受到处理组与处理组的 DID 估计量为-0.0137，权重为 67.95%；先处理组与后处理组的 DID 估计量为-0.0601，权重为 12.50%；后处理组与先处理组的 DID 估计量为 0.0064，权重仅为 19.53%，二者数值均较小。这表明，本文多时点 DID 的处理效应异质性偏误较小，从而证实了基准结果的稳健性。

表 4 Bacon 分解的估计结果

DID 分组类型	DID 估计量	权重
先处理组 vs 后处理组	-0.0601	0.1250
后处理组 vs 先处理组	0.0064	0.1953
从未受到处理组 vs 处理组	-0.0137	0.6795

注：目前 Bacon 分解只能处理平衡面板数据，故此处的 DID 估计量可能与基准回归结果有所不同。

（五）排除其他因素干扰

在本文的样本期内还存在可能对农村家庭消费不平等产生影响的其他政策，从而产生遗漏变量问题，导致估计结果具有一定的偏误。为得到更为准确的估计结果，本文需控制同时期政府制定的其他政策实施对农村家庭消费不平等的影响。

第一，控制“宽带中国”政策实施的影响。宽带网络建设能够带动电子商务、云计算和物联网等行业的发展，不断夯实数字经济发展的基础，对农村居民创业、非农就业具有正向推动作用（田鸽和张勋，2022），从而可能对农村家庭消费不平等产生影响。“宽带中国”政策与“电子商务进农村综合示范”政策具有相似之处，都是从 2014 年开始试点，且逐年推行。本文将“宽带中国”作为控制变量纳入模型，回归结果如表 5（1）列所示。表 5（1）列表明，电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果保持稳健。

第二，控制“信息进村入户试点”政策实施的影响。“信息进村入户试点”政策与“电子商务进农村综合示范”政策有一定相似之处，它们都完善了乡村农业信息服务体系，打通了农村通往电商的“最后一公里”，且都是 2014 年开始并逐年实施。本文将“信息进村入户试点”作为控制变量纳入模型，估计结果如表 5（2）列所示。表 5（2）列的结果表明，电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果保持稳健。

第三，控制“国家电子商务示范城市”政策实施的影响。2011 年，国家发展和改革委员会实施“国家电子商务示范城市”政策，旨在加强城市建设电子商务基础设施的力度，不断培育、优化电子商务服务，充分发挥电子商务带动经济增长的作用。“国家电子商务示范城市”政策实施能够显著提升居民的就业水平，优化其就业结构（谢文栋，2023）。该政策与“电子商务进农村综合示范”政策有部分实施年份相同。本文将“国家电子商务示范城市”作为控制变量纳入模型，估计结果如

表 5 (3) 列所示。表 5 (3) 列的结果表明, 电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果仍然保持稳健。

第四, 控制电子商务百佳县的影响。电商下乡对农村家庭消费不平等的影响系数体现的是一种平均效应, 为保证这种效应不是由电子商务发展较好的县(市、区)所贡献, 本文将电子商务百佳县作为控制变量加入计量模型, 估计结果如表 5 (4) 列所示。表 5 (4) 列结果表明, 电商下乡的作用效果依然保持稳健。

第五, 同时控制上述五种因素的影响。进一步地, 本文同时控制“宽带中国”、“信息进村入户试点”、“国家电子商务示范城市”和电子商务百佳县变量, 表 5 (5) 列的估计结果表明, 电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果仍然保持稳健。

表 5 控制其他因素影响的估计结果

变量	消费不平等				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
电商下乡	-0.0117*** 0.0042	-0.0110*** 0.0043	-0.0118*** 0.0042	-0.0107*** 0.0048	-0.0106*** 0.0049
宽带中国	-0.0123** (0.0048)				-0.0077** (0.0049)
信息进村入户试点		-0.0019 (0.0095)			-0.0006 (0.0095)
国家电子商务示范城市			-0.0106* (0.0058)		-0.0077 (0.0060)
电子商务百佳县				-0.0045** (0.0022)	-0.0044** (0.0022)
样本数	45365	45365	45365	45365	45365
R ²	0.0646	0.0644	0.0645	0.0646	0.0648

注: ①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号内为异方差稳健标准误; ③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

(六) 稳健性检验

第一, 在基准回归中, 本文以村庄为单位定义消费不平等, 为保证基准估计结果的稳健性, 本文以县(市、区)为单位重新定义农村家庭消费不平等。表 6 (1) 列的估计结果表明, 电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准结论保持稳健。第二, 本文使用 2013—2019 年 CHFS 平衡面板数据^①对以上估计结果进行稳健性检验。表 6 (2) 列的估计结果表明, 电商下乡仍然能够显著缩小农村家庭消费不

^①基准回归结果中未使用平衡面板数据, 原因是平衡面板数据会导致大量样本缺失。与此同时, 2013—2021 年 CHFS 平衡面板数据仅保有 8840 个样本, 1768 个农村家庭, 大量样本的丢失导致数据代表性下降, 故此处稳健性检验仅使用 2013—2019 年 CHFS 平衡面板数据。

平等。第三，本文使用 POI（兴趣点）^①数据中县（市、区）的快递点数量替换电商下乡变量重新进行估计。表 6（3）列的估计结果表明，县（市、区）快递点数量的增多能够显著缩小农村家庭消费不平等。第四，为排除县（市、区）层面或村庄层面的各种因素对“电子商务进农村综合示范”政策实施效果的影响，本文分别控制县（市、区）固定效应和村庄固定效应。表 6（4）列和（5）列的估计结果表明，在分别控制县（市、区）固定效应或村庄固定效应的条件下，基准结论依然保持稳健。第五，考虑到由政策实施年限过于短暂而造成的回归结果偏误，本文将 2018—2020 年入选示范县的样本剔除。表 6（6）列的估计结果表明，电商下乡仍能显著缩小农村家庭消费不平等。

表 6 稳健性检验的估计结果

变量	消费不平等					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电商下乡	-0.0097** (0.0039)	-0.0155** (0.0078)		-0.0132*** (0.0047)	-0.0112** (0.0048)	-0.0208*** (0.0053)
快递点数量对数			-0.0037*** (0.0015)			
样本数	45365	14264	33464	45365	45365	35106
R ²	0.0919	0.0666	0.0703	0.2346	0.2785	0.0669

注：①***、**分别代表 1%、5%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

五、机制分析

（一）基于农村家庭消费视角的分析

家庭自身禀赋是影响消费的重要因素，一般来说，禀赋较高的家庭消费水平也较高。家庭资本又分为物质资本禀赋、人力资本禀赋和社会资本禀赋。张勋等（2019）使用家庭收入度量家庭物质资本。Friedman（1957）提出的持久性收入假说认为，居民的消费水平取决于家庭收入状况。Deaton（1991）提出的流动性约束理论认为，受流动性约束的家庭当期消费水平较低。低收入家庭面临流动性约束的概率较大，家庭的预防性储蓄动机较强，当期消费水平较低。与物质资本不同，人力资本是一种非物质资本，可用居民自身的年龄、知识技能、文化程度及健康程度反映。年龄的大小决定着居民的体力、精力及健康，能够代表居民的人力资本水平。李蕾和吴斌珍（2014）研究发现，在 45 岁以后的中老年阶段，随着户主年龄的增长，家庭的消费水平降低。王奇等（2022a）使用家庭成员的文化程度作为人力资本的度量方式。社会资本同样是家庭禀赋的重要组成部分。对于农村居民而言，他们拥有的社会资源较少，以血缘、地缘为支撑的社会关系是其社会资本的重要组成部分（涂勤和曹增栋，2022）。已有研究使用社会关系、社会网络度量家庭社会资本（张勋等，2019），社会资本能够充当家庭非正

^①按照关键词对各年度的高德地图爬取快递点信息，再加总得到县（市、区）快递点数量。关键词包括物流、快递、速递、快运、速运、转运、菜鸟裹裹、百世、韵达、中通、申通、圆通、顺丰、EMS、京东下乡、菜鸟驿站、菜鸟乡村等。

式保障制度，通过发挥风险分担的作用，降低家庭预防性储蓄动机，释放家庭消费潜力（章元和黄露露，2022）。综合以上分析，低收入家庭、中老年家庭、低文化程度家庭及低社会资本在农村家庭的消费水平较低，而这种家庭禀赋之间的差距也是导致家庭消费不平等不断扩大的原因。因此，如果电商下乡能够对低禀赋家庭消费产生更大的提升作用，才能在平均意义上降低农村家庭消费不平等。

首先，本文将家庭收入处于样本收入 25 分位以下的家庭定义为低收入家庭，并在回归中引入电商下乡与低收入家庭的交互项。表 7（1）列显示，电商下乡与低收入交互项的系数为 5.41%，且在 5% 的显著性水平下显著。该结果表明，相较于高收入家庭而言，电商下乡对低收入家庭的消费有更大的提升作用，从而缩小了因物质资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

其次，本文将户主年龄高于或等于 50 岁的家庭定义为中老年家庭，并在回归中引入电商下乡与中老年家庭的交互项。表 7（2）显示，电商下乡与中老年家庭交互项的系数为 7.28%，且在 1% 的显著性水平下显著。该结果表明，相对于青年家庭而言，电商下乡对中老年家庭消费的促进作用更大，从而缩小了因人力资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

再次，本文将户主受教育程度为初中以下的家庭定义为低文化程度家庭，并在回归中引入电商下乡与低文化程度家庭的交互项。表 7（3）列显示，电商下乡与低文化程度家庭交互项的系数为 4.27%，且在 10% 的显著性水平下显著。该结果表明，相较于高文化程度家庭而言，电商下乡对低文化程度家庭的消费有更大的促进作用，从而缩小了因人力资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

最后，借鉴张勋等（2019）的做法，本文使用家庭社会网络衡量家庭拥有的社会资本，并将家庭无礼金支出的家庭定义为低社会资本家庭，并在回归中引入电商下乡与低社会资本家庭的交互项。表 7（4）列显示，电商下乡与低社会资本家庭交互项的系数为 4.12%，且在 10% 的显著性水平下显著。该结果表明，相较于高社会资本家庭而言，电商下乡对低社会资本家庭的消费有更大的推动作用，从而缩小了因社会资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

以上结果验证了假说 H2。

表 7 电商下乡对不同禀赋农村家庭消费影响的估计结果

变量	人均消费对数							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
电商下乡	0.0477	0.0332	0.0083	0.0373	0.0396	0.0343	0.0778**	0.0393
电商下乡×低收入家庭	0.0541**	0.0248						
低收入家庭	-0.1004***	0.0145						
电商下乡×中老年家庭			0.0728***	0.0255				
中老年家庭			-0.0557***	0.0191				
电商下乡×低文化程度家庭					0.0427*	0.0226		

表 7 (续)

低文化程度的家庭			-0.0094	0.0198		
电商下乡×低社会					0.0412*	0.0250
资本家庭						
低社会资本家庭					-0.1088***	0.0110
样本数	45365	45365	45365	45365	45365	45365
R ²	0.1485	0.1406	0.1381	0.1381	0.1337	0.1337

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

(二) 基于数字能力视角的分析

从上文分析可知，数字能力缩小了农村家庭消费不平等，而电商下乡可能具有提高农村家庭数字能力的作用。因此，借鉴江艇（2022）进行机制分析的思路，本文直接分析电商下乡对数字能力的影响。本文从三个方面衡量农村家庭的数字能力。第一，以户主是否使用智能手机衡量数字能力。相较于非智能手机，智能手机可以通过移动通信网络实现无线网络接入，是用户使用支付宝、微信支付等移动终端支付的前提，是用户参与数字活动的基础设备。第二，以家庭成员是否网购衡量数字能力。网购需要居民掌握一定的数字技能，能够反映居民对数字技术的使用能力（杨碧云等，2023）。与此同时，电子商务可以简单分为网络购物、网购销售及相应的配套服务，故网购在一定程度上也能反映居民对电子商务的使用情况。第三，以户主是否使用互联网衡量数字能力。互联网使用对家庭利用数字资源具有较大影响，能够反映家庭的数字接入能力。

表 8 的回归结果显示，电商下乡对智能手机变量的影响系数为 1.55%，对网购变量的影响系数为 1.33%，对互联网变量的影响系数为 2.00%，且均在 5%的显著性水平下显著。该结果表明，电商下乡能够提高农村家庭使用互联网和智能手机的概率，并能促进其网购，从而提高了农村家庭的数字能力，假说 H3 得到验证。

表 8 电商下乡提高农村家庭数字能力的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	智能手机	网购	互联网
电商下乡	0.0155** (0.0073)	0.0133** (0.0067)	0.0200** (0.0092)
样本数	36087	45365	19503
R ²	0.0717	0.1492	0.2920

注：①**代表 5%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

(三) 基于消费平滑视角的分析

从上文分析可知，流动性约束是导致农村家庭消费不平等扩大的重要原因之一（杨碧云等，2023）。

借鉴江艇（2022）进行机制分析的思路，本文分析电商下乡对流动性约束变量的影响。借鉴杨碧云等（2022）的研究，本文采用“金融资产是否小于两个月永久性收入”度量广义流动性约束。表9（1）列的结果显示，电商下乡对广义流动性约束的影响系数为-0.0163，且在10%的显著性水平下显著，表明“电子商务进农村综合示范”政策实施缓解了农村家庭的流动性约束，强化了其消费平滑的能力。信用卡是助力平滑家庭消费的重要金融工具（杨碧云等，2023），受到物质禀赋及信用情况等种种原因的限制，信用卡的不可得是制约农村家庭消费的重要因素（Karlan and Zinman, 2010）。因此，借鉴杨碧云等（2023）的做法，本文用“家庭是否无信用卡”度量狭义流动性约束。表9（2）列的结果显示，电商下乡对狭义流动性约束的影响系数为-0.94%，且在5%的显著性水平下显著。该结果表明，电商下乡能够提高农村家庭获得信用卡的概率，从而强化农村家庭消费平滑能力。综上所述，电商下乡能强化农村家庭的消费平滑能力从而缩小农村家庭消费不平等，假说H4得到验证。

表9 电商下乡强化农村家庭消费平滑能力的估计结果

变量	(1)	(2)
	广义流动性约束	狭义流动性约束
电商下乡	-0.0163* (0.0090)	-0.0094** (0.0045)
样本数	45365	45365
R ²	0.0878	0.0145

注：①**、*分别代表5%、10%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

六、进一步分析

电商下乡帮助农村建设电子商务服务网点，完善仓储物流体系。因此，“电子商务进农村综合示范”政策的实施会提高农村具有网络代购点、快递点的概率，促进农村电子商务发展。本文借助2017年、2019年CGGS数据^①对电商下乡分别与农村网络代购点数量、村委会到快递站的距离进行相关性分析。从图2可以看出，示范县农村网络代购点数量高于非示范县，示范县村委会到快递站的距离比非示范县近。可见，增加网络代购点数量和快递站建设能够帮助农村家庭克服交通障碍，拉近农村家庭到消费市场的距离（王奇等，2022a），丰富农村居民获取信息的渠道（涂勤和曹增栋，2022），降低农村居民消费的交易成本（马彪等，2023）。故本文从交通便捷度、市场可达性和信息获得成本视角探究电商下乡对农村家庭消费不平等产生的异质性效果。

^①因2013年、2015年中国城乡基层治理调查数据无农村电子商务服务网点的相关信息，因此，此处使用双重差分进行因果关系的讨论是无法实现的。

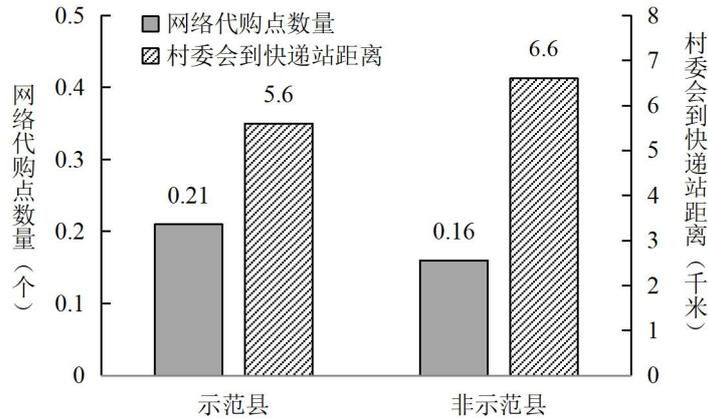


图2 “电子商务进农村综合示范”政策实施与农村电子商务服务网点建设

(一) 基于交通便捷度视角的分析

高交通便捷度能促进农村家庭消费（王奇等，2022a）。本文依据 CGGS 数据中访员对农村交通的评价将样本分为交通发达地区（访员的评价为“非常好”“好”）和交通欠发达地区（访员的评价为“非常不好”“不好”“一般”）两个子样本，通过分组回归的方式分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。表 10（1）列、（2）列的回归结果表明：在交通欠发达地区，电商下乡对农村家庭消费不平等具有显著的负向影响；而在交通发达地区，电商下乡对农村家庭消费不平等的影响不显著。同时，本文依据 CGGS 数据中访员对农村地貌的判断将样本分为平原地区和非平原地区，分析电商下乡对不同地理地貌地区的农村家庭消费不平等的影响。表 10（3）列、（4）列的估计结果表明，电商下乡对非平原地区的农村家庭的消费不平等具有显著的负向影响，而对平原地区的农村家庭的消费不平等无显著影响。

表 10 交通便捷度视角的估计结果

变量	消费不平等			
	交通发达地区 (1)	交通欠发达地区 (2)	平原地区 (3)	非平原地区 (4)
电商下乡	-0.0094 (0.0069)	-0.0378*** (0.0084)	-0.0030 (0.0119)	-0.0247*** (0.0060)
样本数	20464	15287	8785	27908
R ²	0.0705	0.0766	0.0743	0.0727

注：①***代表1%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

上述实证结果表明，相较交通便捷度较高的地区，交通便捷度较低地区的农村家庭进行消费时需花费更多的时间成本和交通成本，这会进一步降低该地区低禀赋家庭的消费欲望，从而导致该地区的消费不平等持续扩大。电子商务则具有打破消费的时间和空间障碍的作用，减少农村家庭消费时面临的时间和交通成本，尤其激发低禀赋农村家庭的消费活力（尹志超等，2023）。

（二）基于市场可达性视角的分析

提高市场可达性能释放农村家庭消费潜力(王奇等, 2022b), 缩小家庭消费不平等(Fan et al., 2018)。电子商务是帮助农村家庭连接消费市场、扩大市场可达性的一种数字技术。本文从市场可达性视角分析电商下乡缩小农村家庭消费不平等的异质性效果。一方面, 本文使用农村家庭到农贸市场或自由市场的距离度量市场可达性, 以农村家庭到农贸市场或自由市场距离的平均值为标准将样本分为距农贸市场近和距农贸市场远两个组。表 11 (1) 列、(2) 列的估计结果表明: 对于距农贸市场远的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等有显著的负向影响; 而对于距农贸市场近的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等无明显影响。另一方面, 本文使用农村家庭到所属地级市市中心的距离衡量市场可达性, 以农村家庭到所属地级市市中心距离的平均值为标准将样本分为距地级市近的和距地级市远两个组。表 11 (3) 列、(4) 列的估计结果表明: 对于距地级市远的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等有显著的负向影响; 对于距地级市近的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等无影响。

表 11 市场可达性视角的估计结果

变量	消费不平等			
	距农贸市场近 (1)	距农贸市场远 (2)	距地级市近 (3)	距地级市远 (4)
电商下乡	-0.0028 (0.0085)	-0.0231* (0.0149)	-0.0068 (0.0078)	-0.0297*** (0.0074)
样本数	22801	12668	21963	13788
R ²	0.0507	0.0518	0.0676	0.0807

注: ①***、*分别代表 1%、10%的显著性水平; ②括号内为异方差稳健标准误; ③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

从上述实证结果来看, 电子商务能够通过网络连接全国乃至全球消费市场, 帮助零售商降低开实体店成本(王奇等, 2022a), 从而使其能够更多地服务于市场可达性低的农村家庭, 有效降低这些家庭的交易成本, 释放其因低市场可达性而积攒的消费潜力, 从而不断缩小农村家庭消费不平等。

（三）基于信息获得成本视角的分析

信息获得成本是交易成本的重要组成部分。在传统零售商模式下, 农村家庭往往需要从小卖部等中间商处购买所需物品, 并不能及时有效地获得所需商品信息, 从而对其消费水平产生负向影响。接下来, 本文从信息获得成本视角实证分析电商下乡缩小农村家庭消费不平等的异质性。

一方面, 借鉴秦芳等(2023)的研究, 本文使用农村家庭对经济金融信息的关注度来间接测度信息获得成本。对经济金融信息的关注能让消费者及时掌握市场变化信息, 减小消费者与市场之间的距离, 从而降低信息获得成本。因此, 对经济金融信息的关注度较高意味着信息获得成本较低。本文将对经济金融信息的关注度为“非常关注”“关注”的农村家庭定义为信息关注度高家庭, 将对经济金融信息的关注度为“一般”“很少关注”“从不关注”的农村家庭定义为信息关注度低家庭, 然后进

行分样本估计。表 12（1）列、（2）列显示，相较于信息关注度高的农村家庭，电商下乡对信息关注度低的农村家庭消费不平等有显著的负向作用。另一方面，本文使用户主的文化程度作为信息获得成本的间接度量方式。其原因有三：第一，金融知识有助于降低家庭进行金融决策时的信息搜集成本，而文化程度与金融知识息息相关，两者具有正相关关系；第二，较高的文化程度能够拓宽家庭的社交网络范围，拓宽交易可能性的集合，加快信息传递；第三，文化程度较高的居民使用数字技术的障碍较小，他们能够轻松通过电商平台获取所需信息，获取信息的成本较小。综上，本文将高文化程度对应低信息获得成本，将低文化程度对应高信息获得成本。参照前文对低文化程度家庭的定义，本文使用分组实证的方式进行分析。表 12（3）列、（4）列的估计结果显示，相较于高文化程度家庭，电商下乡对低文化程度农村家庭的消费不平等有显著的负向作用。

表 12 信息获得成本视角的估计结果

变量	消费不平等			
	信息关注度高 (1)	信息关注度低 (2)	高文化程度 (3)	低文化程度 (4)
电商下乡	-0.0309 (0.0189)	-0.0130*** (0.0044)	-0.0073 (0.0065)	-0.0179*** (0.0062)
样本数	3955	41410	21648	23682
R ²	0.0893	0.0650	0.0658	0.0720

注：①***代表 1% 的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

总的来说，电商下乡推动了农村电子商务发展，降低了农村家庭获取商品信息的成本，从而提高其消费水平。但相较于信息获得成本低的农村家庭，信息获得成本高的农村家庭其信息来源渠道较为单一，对电子商务的依赖较大，对电子商务发展的敏感度也较高，故电商下乡对此部分家庭消费水平的提升作用较强，从而起到了缩小农村家庭消费不平等的作用。

七、结论与政策启示

本文使用 2013—2021 年 CHFS 数据及 2013—2019 年 CGGS 数据，将“电子商务进农村综合示范”政策视为准自然实验，运用多时点双重差分模型分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。本文研究结论如下：第一，电商下乡显著缩小农村家庭消费不平等，这一结论在经过动态效应分析、安慰剂检验、Bacon 分解、剔除其他政策干扰以及其他稳健性检验后仍然成立；第二，提高低收入、中老年、低文化程度、低社会资本的农村家庭的消费水平，提高农村家庭数字能力和强化农村家庭消费平滑能力是电商下乡缩小农村家庭消费不平等的重要渠道；第三，电商下乡对交通欠发达地区、非平原地区、距农贸市场远、距地级市远、低信息关注度和低文化程度的农村家庭的消费不平等具有显著的负向影响，该政策的实施能够减小交易成本对农村家庭消费不平等的扩大作用。

根据上述研究结论，本文提出如下政策启示。

第一，持续实施并不断优化“电子商务进农村综合示范”政策，推动农村电子商务发展。一方面，政府应扩大该政策的覆盖范围，加大相关财政资金的投放力度，总结并汲取已实施该政策的示范县的经验，尽快补齐该政策实施过程中存在的短板，全面推动农村电子商务发展。另一方面，政府在实施该政策过程中应形成合理的激励机制，可将农村家庭消费及消费不平等状况纳入考核体系，根据考核结果对示范县分阶段发放财政资金。与此同时，根据不同地区的电子商务发展情况，政府应制定差异化的财政资金分配方案，并加大对各个示范县财政资金使用的监管力度，做到公开和透明，真正打通农民通向电商服务的“最后一公里”，从而全面提高电商下乡缩小农村家庭消费不平等的效率。

第二，提高农民收入水平与金融可得性，完善农民消费平滑机制。一方面，政府应引导农民抓住电商直播等新型电商发展机遇，推动农产品和电子商务对接，丰富农产品的销售渠道，不断提高农民在交易过程中的话语权以及农民融入电子商务价值链的能力，帮助农民实现增收、稳收的目标。另一方面，政府应积极建立能够为农民提供普惠便捷支付服务和金融服务的电子商务服务网点，推出刺激农民消费的普惠金融服务，对于低禀赋农民群体可适当给予利息优惠，进一步强化农民消费平滑能力。

第三，提升农民的数字素养，提高其数字能力。首先，政府应遵循“因人施教”“按需施教”的原则，以降低数字鸿沟为目标，为农民制定多元化、精准化的数字素养培训方案。多元化方案为：在使用传统教材培训的基础上，政府可邀请相关领域专家开展专题讲座，丰富数字素养的培训内容；同时可为农民搭建外出交流、学习的平台，提高他们学习数字知识的积极性。精准化方案为：政府可以根据不同农民的学习习惯、学习能力等特点精准规划不同的数字知识学习内容，满足不同农民的个性化学习需求。其次，政府应与当地电子商务企业达成合作，共同培养专业、服务意识强的电子商务知识人才，为数字素养低的农民提供专业性服务，加强对这类群体的数字化教育，提高其数字素养，破除其使用电子商务等数字技能的障碍。最后，政府应将数字化教育纳入农村地区的基础教育系统，为农民搭建新型数字生活场景，打好其学习数字知识的基础，提高其数字能力。

参考文献

- 1.陈享光、汤龙、唐跃恒，2023：《农村电商政策有助于缩小城乡收入差距吗——基于要素流动和支出结构的视角》，《农业技术经济》第3期，第89-103页。
- 2.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 3.李蕾、吴斌珍，2014：《家庭结构与储蓄率U型之谜》，《经济研究》第S1期，第44-54页。
- 4.刘靖、陈斌开，2021：《房价上涨扩大了中国消费不平等吗？》，《经济学（季刊）》第4期，第1253-1274页。
- 5.马彪、彭超、薛岩、朱信凯，2021：《农产品电商会影响我国家庭农场的收入吗？》，《统计研究》第9期，第101-113页。
- 6.马彪、张琛、郭军、张晨，2023：《电子商务会促进农户家庭的消费吗？——基于“电子商务进农村综合示范”项目的准自然实验研究》，《经济学（季刊）》第5期，第1846-1864页。
- 7.潘敏、刘知琪，2018：《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》，《金融

研究》第4期，第71-87页。

8.秦芳、谢凯、王剑程，2023：《电子商务发展的创业效应：来自微观家庭数据的证据》，《财贸经济》第2期，第154-168页。

9.孙浦阳、张靖佳、姜小雨，2017：《电子商务、搜寻成本与消费价格变化》，《经济研究》第7期，第139-154页。

10.陶涛、樊凯欣、朱子阳，2022：《数字乡村建设与县域产业结构升级——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》，《中国流通经济》第5期，第3-13页。

11.唐跃桓、杨其静、李秋芸、朱博鸿，2020：《电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察》，《中国农村经济》第6期，第75-94页。

12.田鸽、张勋，2022：《数字经济、非农就业与社会分工》，《管理世界》第5期，第72-84页。

13.涂勤、曹增栋，2022：《电子商务进农村能促进农户创业吗？——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》，《中国农村观察》第6期，第163-180页。

14.王奇、李涵、赵国昌、牛耕，2022a：《农村电子商务服务点、贸易成本与家庭网络消费》，《财贸经济》第6期，第128-143页。

15.王奇、牛耕、赵国昌，2021：《电子商务发展与乡村振兴：中国经验》，《世界经济》第12期，第55-75页。

16.王奇、谢凯、秦芳、牛耕，2022b：《市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据》，《中国农村经济》第12期，第106-123页。

17.王小华、刘云、宋檬，2023：《数字能力与家庭风险金融资产配置》，《中国农村经济》第11期，第102-121页。

18.谢文栋，2023：《城市电商化发展能否实现稳就业？》，《财经研究》第1期，第139-153页。

19.姚健、臧旭恒，2022：《中国家庭收入不平等与消费不平等——基于收入冲击和消费保险视角的研究》，《经济学（季刊）》第4期，第1279-1298页。

20.杨碧云、王艺璇、易行健，2023：《数字鸿沟与消费鸿沟——基于个体消费不平等视角》，《经济学动态》第3期，第87-103页。

21.杨碧云、魏小桃、易行健、张凌霜，2022：《数字经济对共享发展影响的微观经验证据：基于消费不平等的视角》，《国际金融研究》第10期，第15-25页。

22.尹志超、蒋佳伶、严雨，2021：《数字鸿沟影响家庭收入吗》，《财贸经济》第9期，第66-82页。

23.尹志超、吴子硕、严雨，2023：《数字经济能激发农村家庭消费活力吗？》，《经济管理》第12期，第5-25页。

24.尹志超、张诚，2019：《女性劳动参与对家庭储蓄率的影响》，《经济研究》第4期，第165-181页。

25.袁诚、李佶冬、魏易，2023：《农村物流建设与农户增收效应》，《世界经济》第4期，第111-139页。

26.赵绍阳、周博、周作昂，2023：《电商发展能降低贫困发生率吗？——来自电子商务进农村综合示范县的证据》，《统计研究》第2期，第89-100页。

27.张海洋、韩晓，2022：《数字金融能缓和社会主要矛盾吗？——消费不平等的视角》，《经济科学》第2期，第96-109页。

28.张琛、马彪、彭超，2023：《农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗》，《中国农村经济》第4期，第90-107页。

- 29.张雅淋、姚玲珍, 2020: 《家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角》, 《财经研究》第8期, 第64-79页。
- 30.张雅淋、吴义东、姚玲珍, 2022: 《住房财富“寡”而消费“不均”? ——青年群体住房财富对消费相对剥夺的影响研究》, 《财贸经济》第3期, 第98-113页。
- 31.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
- 32.章元、黄露露, 2022: 《社会网络、风险分担与家庭储蓄率——来自中国城镇居民的证据》, 《经济学(季刊)》第1期, 第87-108页。
- 33.周广肃、张牧扬、樊纲, 2020: 《地方官员任职经历、公共转移支付与居民消费不平等》, 《经济学(季刊)》第1期, 第61-80页。
- 34.Baydas, M. M., R. L. Meyer, and N. Aguilera-Alfred, 1994, “Discrimination Against Women in Format Credit Market: Reality or Rhetoric”, *World Development*, 22(7): 1073-1082.
- 35.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 36.Couture, V., B. Faber, Y. Z. Gu, and L. Z. Liu, 2021, “Connecting the Countryside Via E-Commerce: Evidence from China”, *American Economic Review: Insights*, 3(1): 35-50.
- 37.Deaton, A., 1991, “Saving and Liquidity Constraints”, *Econometrica*, 59(7): 1221-1248.
- 38.Fan, J. T., L. X. Tang, W. M. Zhu, and B. Zou, 2018, “The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from E-commerce”, *Journal of International Economics*, 114(10): 203-220.
- 39.Friedman, M., 1957, *In a Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press, 1-241.
- 40.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-difference with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 41.Jappelli, T., and I. Pistaferri, 2010, “Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?”, *Review of Economic Dynamics*, 13(1): 133-153.
- 42.Jiang Z., M. X. Zeng, and M. M. Shi, 2023, “E-commerce and Consumption Inequality in China”, *China & World Economy*, 31(5): 61-86.
- 43.Kakwani, N., 1984, “The Relative Deprivation Curve and Its Applications”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4): 384-394.
- 44.Karlan, D., and J. Zinman, 2010, “Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts”, *Review of Financial Studies*, 23(1): 433-464.
- 45.Liu, H., 2021, “Research on Inequality of Household Consumption and Social Welfare from the Perspective of Household Non-medical Expenditure”, *Journal of Economics*, 6(2): 25-51.
- 46.Luo, X. B., Y. Wang, and X. B. Zhang, 2019, “E-commerce Development and Household Consumption Growth in China”, Policy Research Working Paper 8810, <https://documents1.worldbank.org/curated/zh/146951554905409975/pdf/E-Commerce-Development-and-Household-Consumption-Growth-in-China.pdf>.

47. Podder, N., 1996, "Relative Deprivation, Envy and Economic Inequality", *Kyklos*, 49(3): 353-376.
48. Qin, Q. X., H. D. Guo, X. J. Shi, and K. Chen, 2023, "Rural E-commerce and County Economic Development in China", *China & World Economy*, 31(5): 25-60.
49. Wang, J., Z. Yin, and J. Jiang, 2023, "The Effect of The Digital Divide on Household Consumption in China", *International Review of Financial Analysis*, 87(5): 1-15.
50. Yitzhaki, S., 1979, "Relative Deprivation and the Gini Coefficient", *The Quarterly Journal of Economics*, 93(2): 321-324.

(作者单位: 首都经济贸易大学金融学院)

(责任编辑: 黄 易)

Can E-commerce Going to the Countryside Reduce Rural Household Consumption Inequality? A Quasi-natural Experiment Based on the "Comprehensive Demonstration of E-commerce Going to Rural Areas" Policy

YIN Zhichao WU Zishuo

Abstract: Based on the data of China Household Finance Survey from 2013 to 2021 and the quasi-natural experiment of "Comprehensive demonstration of e-commerce going to rural areas" policy, this paper empirically analyzes the impact of the e-commerce going to the countryside policy on rural household consumption inequality by using a staggered Difference-in-Differences model. The study finds that the e-commerce going to the countryside policy significantly reduces the consumption inequality of rural households. With a series of robustness checks, the above conclusion still holds. Mechanism analysis shows that the e-commerce going to the countryside policy reduces the inequality of rural household consumption by improving the consumption of rural households with low endowments (low-income, middle-aged and elderly, low educational attainment, and low social capital), improving the digital ability of rural households, and strengthening the ability of rural household consumption smoothing. Further analysis shows that the e-commerce going to the countryside policy has a significant mitigating effect on consumption inequality among rural households in regions with underdeveloped transportation, non-plain areas, those far away from farmers' markets and prefecture-level cities, and those with low information attention and low education level, indicating that the quasi-natural experiment of "Comprehensive demonstration of e-commerce going to rural areas" policy can reduce the expansion of transaction costs on rural household consumption inequality. This study provides important empirical evidence for the reduction of rural household consumption inequality by the e-commerce going to the countryside policy, in order to provide reference for making policies to achieve common prosperity.

Keywords: Digital Economy; E-commerce Going to the Countryside; Consumption Inequality; Common Prosperity; Difference-in-Differences