

数字经济能激发农村家庭消费活力吗?*

尹志超¹ 吴子硕¹ 严雨²

(1.首都经济贸易大学金融学院,北京 100070;
2.四川农业大学经济学院,四川 成都 611100)



内容摘要:全面促进农村家庭消费有助于形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,扎实推进共同富裕。作为数字经济的重要表现形式,电子商务是驱动中国经济高质量发展的重要引擎。本文基于中国家庭金融调查数据和中国城乡治理调查数据,运用多时点双重差分模型,实证研究了“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费的影响。研究发现,该政策使得农村家庭总消费提高5813元,并降低了恩格尔系数及生存型消费占比,提高了发展型消费占比及享受型消费占比,促进了消费升级,优化了消费结构。机制分析结果表明,该政策能够减小流动性约束和预防性储蓄动机对农村家庭消费的负向影响。同时,该政策亦能消弭低市场可达性和高搜寻成本对农村家庭消费的负向作用。异质性分析显示,该政策对“银龄族”家庭、低教育程度家庭、中西部及南方地区的农村家庭消费有更为显著的推动作用。本文为数字经济促进农村家庭消费提供了有益的经验证据,可为形成新发展格局相关政策的制定提供有力参考。

关键词:数字经济 电子商务 农村消费 搜寻成本 多时点 DID

中图分类号:F724.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)12—0005—21

一、引言

全面激发农村家庭消费活力是培育完整内需体系,形成强大国内市场,畅通国内大循环,构建新发展格局,拉动经济增长,加速完成社会主义现代化强国的第二个百年目标的关键环节,同时有助于解决人民日益增长的美好生活需要与不平衡不充分发展之间的矛盾(杨碧云等,2022)^[1]。2021年《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》指出:“深入实施扩大内需战略,增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键性作用,建设消费和投资需求旺盛的强大国内市场。”2022年国务院办公厅发布的《关于进一步释放消费潜力促进消费持续恢复的意见》指出:“综合施策释放消费潜力,促进消费持续恢复。”相比城镇家庭,农村家庭具有较低的物质禀赋及较高的交易成本,并进一步引致我国总体消费水平偏低。国家统计局数据显示,2022年中国农村居民与城镇居民人均消费仍存在13759元的差距^①。有效提升农民消费,缩小城乡消费差距是解决社会主要矛盾、实现乡村振兴及推动共同富裕的重要途径

收稿日期:2023-02-17

* **基金项目:**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”(21&ZD087);首都经济贸易大学学术新人计划“数字经济与农村家庭经济福利:电子商务进农村综合示范政策评估”(2023XSXR17)。

作者简介:尹志超,男,教授,博士生导师,研究领域为家庭金融,电子邮箱:yzc@cueb.edu.cn;吴子硕,男,博士研究生,研究领域为家庭金融,电子邮箱:wuzishuo_cueb@163.com;严雨,女,副教授,研究领域为家庭金融,电子邮箱:yanyu9601@163.com。通讯作者:严雨。

① 数据来源:中华人民共和国国家统计局,详见<https://www.stats.gov.cn/>。

径。数字经济作为继农业经济、工业经济后的主要经济形态,正以迅雷不及掩耳之势席卷全球,对释放农村家庭消费潜力具有重要作用(易行健和周利,2018^[2];贺唯唯和侯俊军,2023^[3])。作为数字经济和实体经济的重要融合形式,电子商务已成为政府关注并致力发展的重点领域。2014年财政部及商务部等政府部门开展“电子商务进农村综合示范”政策,给予每个示范县近2000万元的财政资金支持^①,截至2021年已有1662个县(市、区)入选电子商务示范县,共计投入295.65亿元^②,加速了农村电子商务驶入快车道,故从电子商务角度考察数字经济能否促进农民消费具有重要意义。

从理论上讲,农村家庭面临的流动性约束,具有的预防性储蓄动机,以及低市场可达性与高搜寻成本是限制其消费水平的重要原因(Deaton, 1991^[4];Leland, 1968^[5];王奇等,2022^[6])。一方面,流动性约束降低了农村家庭跨期消费平滑能力,从而降低家庭当期消费水平。由不确定性引致的预防性储蓄动机提高了家庭当期储蓄,使其更倾向于延迟消费。缓冲存货理论认为,流动性约束和预防性储蓄两者之间存在互补效应,当家庭同时存在流动性约束和预防性储蓄动机时,其消费水平会进一步降低(Carroll, 1992)^[7]。另一方面,低市场可达性使得农民在消费时面临明显的时间障碍和空间壁垒,农民消费的选择空间较小,无法满足农民群体尤其是偏远地区农民的消费意愿,降低了农民的边际消费倾向,从而无法充分释放其消费潜力。在传统零售商模式下,消费品价格的不透明性和消费市场信息的难获得性,使得农民有较高的搜寻成本。农民消费成本的提高减小了其消费意愿,导致其消费水平降低。在数字经济时代,生产与消费方式的改变,重塑了农民的消费决策和消费行为。以数字金融、互联网发展为代表的数字经济能通过缓解流动性约束,提高支付便利性促进家庭消费(张勋等,2020^[8];祝仲坤,2020^[9])。作为数字经济重要内容的电子商务能够助力农民增产增收(唐跃桓等,2020)^[10],降低了农民流动性约束和收入不确定性对消费的影响。电子商务能提高消费者的搜寻次数和效率(孙浦阳等,2017)^[11],延展消费市场的边界范围,拓展农民的消费渠道,破除农民消费的时间和空间障碍,帮助农民降低搜寻成本,满足其日益增长的消费需求,从而释放农民的消费潜力(王奇等,2022)^[6]。从理论分析可知,电子商务为促进农村家庭消费内需动力释放,形成强大国内市场及新发展格局提供了良好基础。

已有研究分析了电子商务与消费之间的关系。例如,方福前和邢炜(2015)^[12]使用省级数据研究发现,电子商务市场规模与消费之间存在“U”型关系。孙浦阳等(2017)^[11]研究发现,消费者可以通过电子商务平台提高搜寻商品的效率,降低搜寻商品的成本,从而使得商品价格下降。Luo等(2019)^[13]使用阿里巴巴的电商指数研究发现,电子商务能促进家庭消费增长。但已有研究仍有需完善之处:第一,研究数据和实证策略需要完善。上述研究基本使用宏观数据分析电子商务对地区消费或家庭消费的影响。电子商务发展规模及电子商务指数都包括了家庭消费行为,此做法较难干净识别出电子商务供给侧对农村家庭消费需求侧的影响,仍然存在内生性问题。本文则基于全国代表性微观家庭数据和城乡治理调查数据,基于多时点双重差分模型分析“电子商务进农村综合示范”政策这一外生冲击对农村家庭消费的影响,识别更为精准。第二,研究内容需要完善。已有研究并未充分考虑电子商务对农村家庭消费结构的影响。农村地区作为扩大内需,形成新发展格局的主阵地,将农民的消费结构纳入研究框架是十分必要的。探究电子商务对农村家庭消费类型影响的差异,能更好地创造新的消费需求,进一步挖掘农村家庭消费潜力。第三,作用机制还需进一步明确。已有文献并未从微观家庭角度打开电子商务影响农村家庭消费机制的“黑箱”。相较现有文献,本文的边际贡献体现在如下三个方面:第一,

① 不同年份财政资金支持略有差异,本文在政策背景部分进行了详细说明。

② 此数据为作者据2014—2021年各年份电子商务示范县数量和为每个示范县发放的财政资金加总而来。

本文立足于中国消费水平低迷及城乡消费差距大的事实,以“电子商务进农村综合示范”政策作为数字经济政策的度量方式,从微观家庭层面探讨了其对农村家庭消费及消费结构的影响,扩展并丰富了数字经济与农村家庭消费领域的研究。第二,本文利用“电子商务进农村综合示范”政策作为外生冲击,有效评估了数字经济与农村家庭消费及消费结构之间的因果效应,弥补了现有研究的不足。第三,本文从流动性约束、预防性储蓄、市场可达性及搜寻成本视角探索了该政策对农村家庭消费发挥作用的机制,深化了不同路径下对电子商务与农村家庭消费关系的理解。

二、政策背景与典型事实

1.“电子商务进农村综合示范”政策出台的政策背景和演进过程

为进一步落实中共中央关于“完善农村物流服务体系”,加快电子商务在农村运用,财政部和商务部在2014年7月联合制定了“电子商务进农村综合示范”政策。该政策在实施过程中具有以下几个特点:第一,“电子商务进农村综合示范”政策以区县为最小单位,先试点然后逐年推广,每年都有新的县(市、区)进入试点,这为本文使用多时点双重差分模型进行估计提供基本条件(王奇等,2021)^[14]。具体来看,2014年的第一批试点对象包括8个省,56个县。2015年该政策试点扩大到25个省份和新疆建设兵团,共选取200个示范县。2016年新增240个示范县,2017年新增260个示范县,2018年新增260个示范县,2019年新增215个示范县。2020年支持的省份范围扩大至28个,并新增225个示范县。2021年新增206个示范县,累计共1662个区县(市)进入了示范县。第二,“电子商务进农村综合示范”政策为每个示范县提供的资金支持随着年份的推移不断变化,2014年为每个示范县提供约2000万元财政资金支持,2015年每个示范县获得1850万资金支持,2016年绩效评价与资金挂钩效果更加明显,即先为每个示范县提供1500万元,绩效考核通过后再拨付500万元。2017—2019年间,每个示范县仍获得2000万元资金支持。到2020年,财政资金支持由2000万元大幅降低到500万元。2021年每个示范县继续获得2000万元的财政资金支持。该政策资金主要用于以下五个方面:一是网点建设,包括乡村快递点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,包括特色产品打造与线上线下宣传推广及溯源体系和产品供应链体系建设;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使用的培训。第三,“电子商务进农村综合示范”政策主要发展目标为降低电子商务物流成本,完善农村电子商务市场体系,提升农村流通基础设施和服务水平,畅通农产品进城和工业品下乡的渠道,助力农民增收致富,提高农民消费水平,提升农民生活品质,从而促进农村经济发展。

2.我国电子商务和农村消费品网络销售变化的典型事实

2014年财政部与商务部实施“电子商务进农村综合示范”政策以来,截至2021年,共有1662个试点区县(市),占全国区县(市)数量的58.07%,政府共投入资金295.65亿元。在政府支持下,我国电子商务快速发展。据2014—2022年国家邮政局数据,我国快递服务企业业务量从139.6亿件增长至1105.8亿件,农村的快递网点覆盖率从50%增长至100%^①(图1),一定程度上缩小了城乡之间存在的寄递鸿沟。随着农村电子商务网点及物流体系的不断完善,城乡之间进行贸易的障碍有所减少,商品和生产要素可以以最低成本在城乡之间流通,工业品能够以低成本从城市流入农村,农

^① 数据来源:陈春江.中国电子商务报告[R].北京:中国商务出版社,2022.中华人民共和国国家邮政局,详见<https://www.spb.gov.cn/>。

产品亦能从农村流向城市, 市场一体化得以实现(王奇等, 2022)^[6], 对促进劳动力本地就业(涂勤和曹增栋, 2022^[15]; 张琛等, 2023^[16]), 提高农民收入(唐跃恒等, 2020)^[10], 推动我国经济增长及实现乡村振兴具有不可估量的影响(王奇等, 2021)^[14]。在“电子商务进农村综合示范”政策实施的同时, 农村地区的消费潜力不断得到释放。如图2所示, 中国农村消费品网络零售额在逐年增多, 从2014年的0.18万亿元增长至2022年的2.17万亿元, 农村网络零售额占全国网络零售额的比重整体上也呈上升趋势, 从2014年的6.4%增长至2022年的15.7%^①。总体而言, “电子商务进农村综合示范”政策优化了农村快递网点的布局, 为农村居民生产生活带来了极大便利, 是推动农村消费增长、畅通国内大循环的重要政策。

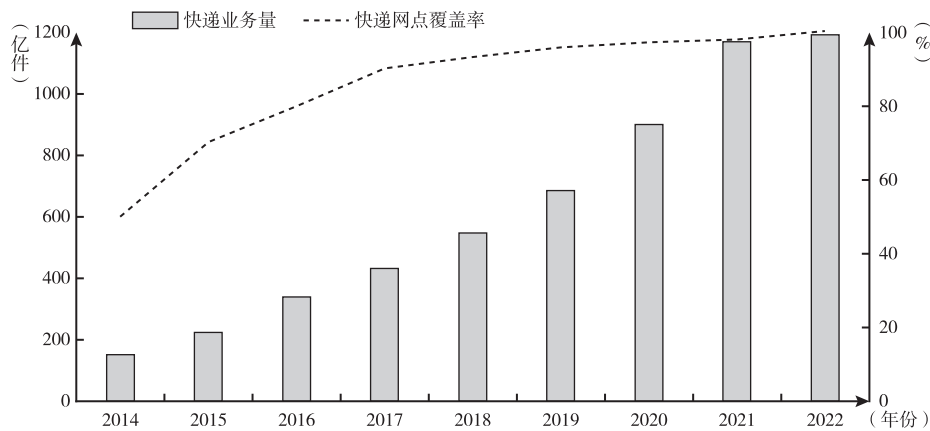


图1 2014—2022年我国快递业务量和快递网点覆盖率情况

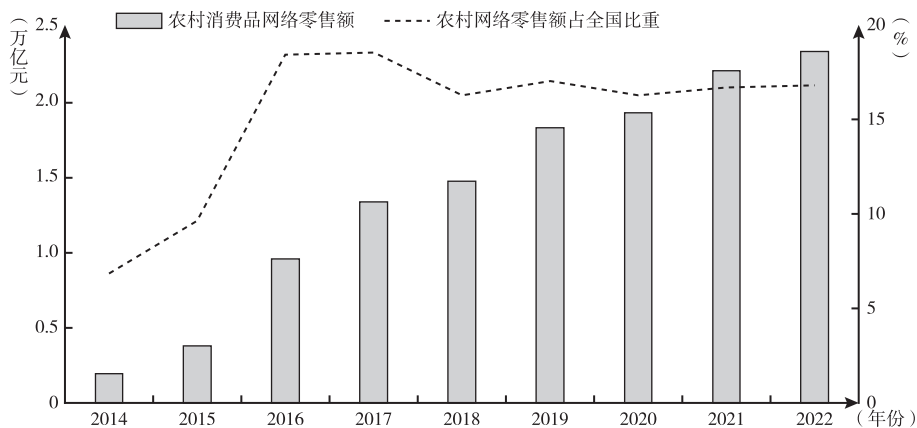


图2 2014—2022年我国农村网络零售额变化情况

三、文献回顾和研究假设

1. 文献回顾

数字经济是促进居民消费的重要力量。第一, 已有文献从城市层面构建数字经济指数研究其与消费的关系发现, 数字经济主要通过降低交易成本、缓解居民流动性约束提高居民消费水平, 对农村居民消费的促进效应更大(贺唯唯和侯俊军, 2023)^[3], 并且数字经济能够有效释放当地及相邻城市居民的消费潜力(钟若愚和曾洁华, 2022)^[17]。也有文献从家庭层面构建数字经济

^① 数据来源: 陈春江. 中国电子商务报告[R]. 北京: 中国商务出版社, 2022. 中华人民共和国国家统计局, 详见 <https://www.stats.gov.cn/>。

指数探讨其对家庭消费的影响发现,数字经济发展能够促进家庭消费,优化家庭消费结构,降低家庭消费不平等(杨碧云等,2022)^[1]。第二,互联网作为数字经济的基础,能够释放农村家庭消费潜力、促进消费升级(祝仲坤,2020)^[9]。李刚等(2023)^[18]研究发现,互联网使得农村家庭消费提升3%,消费多样性提高0.34。第三,数字金融是一种互联网信息技术手段与传统金融结合的新型金融服务模式,拓展了传统金融的服务范围,降低了弱势群体及落后地区家庭获得金融服务的成本,缓解了家庭流动性约束和信贷约束,降低了家庭面临的不确定性,对降低家庭预防性储蓄动机,释放家庭消费潜力具有重要作用(易行健和周利,2018^[2];尹志超等,2022^[19])。以移动支付为代表的数字金融模式提高了支付便利性,打破了传统支付对支付时间和空间的限制,极大促进了线上交易的发展,为消费者提供了更多的消费选择,从而有效撬动家庭消费(张勋等,2020)^[8]。

电子商务的发展会对宏观经济产生显著影响。第一,电子商务对农村居民的生产生活方式产生了重要影响。电子商务通过数字信息技术聚合了商品和服务,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(唐跃桓等,2020^[10];袁诚等,2023^[20])。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^[15];秦芳等,2023^[21]),催生出诸如包装、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)^[16],从而提高了农村居民收入水平(秦芳等,2022)^[22]。农民收入的提高是缓解流动性约束、降低预防性储蓄动机,从而刺激消费的重要渠道。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等,2021)^[23],使得人口规模小的农村家庭和地理位置更偏远的农村家庭能够通过网络进行消费(王奇等,2022)^[6],减小了生产商与农民的供求矛盾,从而满足农民消费需求,全面促进消费增长(刘根荣,2017)^[24],亦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,进而增加城市间贸易量,缓解空间消费不平等(Fan等,2018^[25];Luo等,2019^[13]),从而助力共同富裕的实现。第三,一些学者实证分析了电子商务对经济发展的影响,他们发现,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(王奇等,2021)^[14],优化了县域产业结构(陶涛等,2022)^[26],显著推动了地区经济增长(Aimer等,2017^[27];王奇等,2021^[14]),且其对经济增长的直接效应和空间溢出效应均随着空间相关距离的增加而减弱(张俊英等,2019)^[28]。

综上所述,已有研究从互联网使用、数字金融指数、数字经济指数等视角研究数字经济对家庭消费的影响,在肯定了数字经济能够促进家庭消费的同时,也揭示了现有研究还未从“电子商务进农村综合示范”政策视角分析数字经济对农村家庭消费影响的局限。虽然有少数研究使用电子商务指数从降低产品价格、丰富产品种类等产品供给端分析了电子商务影响城市消费的渠道,但忽视了从流动性约束、预防性储蓄、市场可达性及搜寻成本等微观家庭视角打开电子商务影响农村家庭消费的“黑箱”。因此,本文基于“电子商务进农村综合示范”政策,重点考察数字经济对农村家庭消费的影响及其内在机制。

2. 研究假设

流动性约束理论认为,当资金受到约束时,家庭会选择增加当期储蓄,降低当期消费,以保证其整个生命周期的效用达到最大化(Deaton, 1991)^[4]。孙凤(2001)^[29]将引起中国家庭消费水平降低的主要原因归纳为两点:一是家庭收入较低,当期收入决定当期消费;二是家庭存在借贷约束,其难以通过借贷来平滑消费。无论是由于家庭收入水平低而导致广义流动性约束的存在,还是因禀赋不足而导致借贷约束(狭义流动性约束)的存在,都会使得家庭降低当期消费,从而偏离自身消费的最优路径(甘犁等,2018)^[30]。预防性储蓄理论在吸收理性预期思想的基础之上,引入不确定性和消费者跨期选择分析,认为消费者进行储蓄的一部分原因是为了应对未来发生的不确定事

件。Leland(1968)^[5]将预防性储蓄定义为由未来不确定性而引起的额外储蓄。Carroll(1992)^[7]提出的缓冲存货理论认为,流动性约束与家庭预防性储蓄存在互补效应,即流动性约束会进一步加强预防性储蓄动机对家庭消费的影响。家庭面临的收入风险是其不确定性的重要来源(沈坤荣和谢勇,2012)^[31]。相较城镇家庭而言,农业经营收入是农村家庭总收入的重要组成部分,其受自然灾害等不确定性的影响很大,再加上农村家庭收入来源的相对单一性,导致其面临着较大的收入风险。2020年突发的新冠疫情使得农村家庭外出务工、就业和农产品销售等受到不同程度的制约,从而使得农村家庭收入水平降低,加剧了农村家庭面临的流动性约束困境,提高了农村家庭收入风险,遏制了其消费的欲望(尹志超等,2021)^[32]。

电子商务能够提高农村家庭收入,加大其获得信贷概率(刘俊杰等,2020^[33];袁诚等,2023^[20]),能够降低流动性约束和预防性储蓄动机对消费的抑制作用。一方面,电子商务能破除市场分割,拓展交易市场的边界,使得农产品销售至本市场以外的区域,亦能够提高农户对市场信息的可得性,缩短农民与市场之间的距离,提高农民的议价能力(汪阳洁等,2022)^[34],从而提高农民的农业经营收入。电子商务也推动了物流速递、网店设计、仓储等第三产业的发展,为农民非农就业提供了机会(秦芳等,2023)^[21],夯实了其收入增长的基础(秦芳等,2022)^[22],减小了其面临的收入不确定性。另一方面,电子商务是一种在线交易平台,农民可以在平台上留下数字足迹,能够帮助银行等正规金融机构掌握其禀赋特征、交易信息等,而信息的收集、整理、分析能够帮助金融机构全面了解农民的禀赋、偏好、信用记录等,减小信息不对称,从而缓解借贷约束(刘俊杰等,2020)^[33]。“电子商务进农村综合示范”政策为每个示范区县(市)提供近2000万元财政资金,用于建设村级电子商务服务平台,打破农民通往电子商务服务的“最后一公里”,丰富了农民销售农产品渠道,并为其进行非农就业提供更多机会(张琛等,2023)^[16],减小了收入不确定性,稳步提高了农民的收入水平(唐跃桓等,2020)^[10]。电子商务平台为农民提供了便捷的支付及金融服务,减小资金供需双方的信息不对称,缓解了农民的资金约束(涂勤和曹增栋,2022)^[15],弥补了农民资金不足和收入风险高的劣势。因此,“电子商务进农村综合示范”政策能减小流动性约束和预防性储蓄对农村家庭消费的负向影响。

市场一体化是保证商品和要素以低成本流动的基础,加快了国内大市场形成的速度(王奇等,2022)^[35]。长期以来,我国农村地区受经济发展水平、地理位置、交通便利性等的限制,传统消费市场的消费品供给不足。相比这部分市场潜力不足的地区,大型商场在建立时一般会选择市场潜力大的地区以降低平均固定成本(王奇等,2022)^[6]。因此,相较城镇家庭而言,在传统零售商模式下,农民一般从小卖部、供销社、集会、庙会购买所需物品。在这种情况下,农民的消费可选择性较小,其潜在需求无法得到满足,农村消费市场与消费者之间的这种供需不均衡也是导致农村地区消费水平较低的重要原因,这一现象在交通不发达、地理位置较差、人口规模较小地区体现尤其明显。消费者和市场之间的信息不对称是导致农村地区消费低迷的重要因素。在传统零售商市场中,消费者往往需要从中间商获取自身所需要的消费品,而中间商可以利用信息垄断的优势提高消费品的价格,导致消费者获取所需消费品的成本提高,从而降低了消费者进行消费的边际效用。

电子商务通过使用数字信息技术有效聚合商品和服务,精准匹配了买卖双方的需求,增加了商品价格的透明度,提高了市场信息的可获得性,有效缓解了供需不平衡问题(Soh等,2006)^[36],降低了以搜寻成本为代表的交易成本。具体表现在,电子商务以虚拟互联网平台为依托,有效延展了商品市场的边界,提高了消费者对商品的搜寻次数和搜寻效率(孙浦阳等,2017)^[11],降低了商品信息的获得成本,打破了消费者跨时间和跨地域的交易壁垒,给农村家庭等长尾消费者提供了更多可供选择的消费品,极大提高了农村家庭的消费意愿(方福前和邢炜,2015)^[12]。建设农村电子

商务服务网点,配备专业电子商务工作人员,普及电子商务知识,提高农村居民对电子商务的使用,是“电子商务进农村综合示范”政策的关键内容。建设农村电子商务服务网点有助于扩大农村地区的市场可达性(王奇等,2022)^[6],降低商品和要素流动的成本(王奇等,2022)^[35],破除交易障碍,基本可以克服农民和消费市场之间存在的距离障碍,也更大程度满足了消费者多样化需求。为农村居民普及电子商务知识,教会农村居民使用电子商务能够帮助其解决网上搜索、线上支付等问题,可以弥补农民高搜寻成本的劣势。故“电子商务进农村综合示范”政策能消弭低市场可达性和高搜寻成本对农村家庭消费的抑制作用。

综合以上分析,本文提出如下假设:

H₁:“电子商务进农村综合示范”政策能促进农村家庭消费。

四、研究设计

1. 数据来源

本文使用西南财经大学于2015年、2017年和2019年开展的三轮中国家庭金融调查数据(CHFS)及中国城乡治理调查数据(CGGS)。中国家庭金融调查是一项在全国范围内进行随机抽样的项目,收集了家庭微观层面的相关信息,并在城乡人口、性别、年龄等多个方面与国家统计局数据一致,数据具有良好代表性(尹志超等,2022)^[19]。2015年第三轮中国家庭金融调查覆盖了全国29个省份、343个县、1417个社区(村),包括37289户家庭(其中有11654户农村家庭)。2017年第四轮中国家庭金融调查覆盖了全国29个省份、355个县、1428个社区(村),共获得40011户家庭(其中有12732户农村家庭)。2019年第五轮中国家庭金融调查覆盖了全国29个省份、345个县、1359个社区(村),共获得34643户家庭(其中有12336户农村家庭)。调查内容主要为家庭的人口统计学特征、家庭收入、家庭资产、家庭消费等。中国城乡治理调查数据包括行政村常住人口、城乡基础设施、城乡地理环境等内容,为本文的研究提供了数据支撑。在保留农村样本,并剔除缺失值后共得到5212个追踪家庭,15636个样本。

2. 变量说明

(1)被解释变量。本文研究数字经济对农村家庭消费的影响,被解释变量为农村家庭总消费和农村家庭人均消费。同时,本文也分析了数字经济能否优化家庭消费结构,具体包含恩格尔系数、生存性消费占比、发展型消费占比及享受型消费占比。

(2)解释变量。本文解释变量为数字经济政策,使用“电子商务进农村综合示范”政策作为数字经济政策的度量方式。本文将某区县(市)开始实施该政策的当年及之后取值为1,否则为0,以此产生处理组和控制组,并用来测度政策实施前后的差异。

(3)其他控制变量。本文选取了户主特征变量、家庭特征变量及县域特征变量。户主特征变量包含户主年龄、户主年龄平方/100、户主婚姻状态(已婚定义为1,否则为0)、户主教育年限(没上过学为0;小学为6;初中为9;高中及中专为12;大专为15;大学本科为16;硕士学历为19;博士学历为22)、户主健康水平(非常健康或健康为1,否则为0)、户主工作(户主有工作为1,否则为0)。家庭特征变量包含家庭收入、家庭资产负债率(家庭负债/家庭总资产)、老年人比例(60岁及60岁以上老人占家庭总人数的比值)、未成年人比例(16岁及16岁以下孩子占家庭总人数的比值)、家庭规模(家庭总人数)、社会养老保险参与比例(社会养老保险参与人数占家庭总人数的比值)、社会医疗保险参与比例(社会医疗保险参与人数占家庭总人数的比值)、贫困户(是建档立卡户为1,否则为0)。县域特征变量为是否为国家级贫困县,控制该变量的目的是排除政府针对贫困县制定的一系列精准扶贫、乡村振兴等政策对估计结果的影响。

具体的描述性统计结果如表1所示。表1中的数据表明,处理组的总消费、人均消费水平还低

于控制组的总消费、人均消费水平,故全面提高处理组消费水平是缩小消费差距,逐步实现共同富裕的重要途径。处理组的恩格尔系数、生存性消费占比和享受型消费占比都略低于控制组,处理组的发展型消费占比略高于控制组,但两组的发展型消费和享受型消费占比均较低。以上结果说明,要想充分释放农村家庭消费活力,提高农村家庭发展型消费和享受型消费是必然途径。从控制变量看,处理组和控制组的户主特征变量与家庭特征变量总体上相差不大,说明两组具有相似的特征,为控制组成为处理组的反事实提供了基本证据。

表1 描述性统计

变量类型	变量名称	处理组			控制组			
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	
被解释变量: 家庭消费	总消费	5802	37213	48144	9834	41093	48388	
	人均消费	5802	10602	12675	9834	12245	14385	
	恩格尔系数	5802	0.3293	0.2212	9834	0.3504	0.2240	
	生存型消费占比	5802	0.6295	0.2219	9834	0.6422	0.2196	
	发展型消费占比	5802	0.3172	0.2208	9834	0.2979	0.2157	
	享受型消费占比	5802	0.0656	0.1039	9834	0.0713	0.1096	
解释变量	电子商务进农村综合示范	5802	0.5160	0.4997	9834	0	0	
控制变量	户主特征	户主年龄	5802	57.0456	12.2625	9834	56.8495	11.8287
		户主年龄平方	5802	34.0455	14.0251	9834	33.7177	13.5482
		户主婚姻状态	5802	0.8865	0.3171	9834	0.8832	0.3211
		户主教育年限	5802	6.8528	3.3669	9834	7.1085	3.4667
		户主健康水平	5802	0.3209	0.4668	9834	0.3646	0.4813
		户主工作	5802	0.8029	0.3977	9834	0.7578	0.4283
	家庭特征	家庭人均收入	5802	8.2721	2.0981	9834	8.4957	2.1929
		资产负债率	5802	0.4499	3.5987	9834	0.3698	3.3414
		老年人比例	5802	0.3618	0.3873	9834	0.3473	0.3880
		未成年人比例	5802	0.1346	0.1788	9834	0.1156	0.1641
		家庭规模	5802	3.7704	1.8850	9834	3.6371	1.7906
		社会养老保险参与比例	5802	0.7805	0.3050	9834	0.7741	0.3169
		社会医疗保险参与比例	5802	0.9088	0.2307	9834	0.8922	0.2503
	贫困户	5802	0.2375	0.4255	9834	0.1550	0.3619	
	县域特征	国家级贫困县	5802	0.6866	0.4638	9834	0.0674	0.2507

3. 模型设定

借鉴王奇等(2021)^[14]的做法,本文建立如下计量模型:

$$Lncon_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 X_{it} + \lambda_t + \theta_i + \delta_{city} \lambda_t + e_{it} \quad (1)$$

其中, $Lncon_{it}$ 代表家庭消费的自然对数;下标*i*及*t*分别代表家庭和年份; $Treat_i$ 为*i*家庭是否在

入选“电子商务进农村综合示范”政策范围内的虚拟变量, $Treat_i = 1$ 代表家庭所在区县(市)为电子商务进农村综合示范县, $Treat_i = 0$ 代表家庭不属于电子商务进农村综合示范县; $Post_i$ 代表时间虚拟变量, 在家庭所在县入选政策试点之前 $Post_i = 0$, 在家庭所在区县(市)入选政策试点当年及之后 $Post_i = 1$; 本文将 $Treat_i \times Post_i$ 命名为电子商务进农村综合示范, 将 $Treat_i$ 命名为实验组; X_{it} 为其他控制变量; λ_t, θ_i 分别代表年份固定效应及家庭固定效应; e_{it} 为随机干扰项。为解决城市层面随时间变化的遗漏变量对农村家庭消费产生的影响, 本文在模型中加入了城市固定效应和年份固定效应的交互项 $\delta_{city} \times \lambda_t$, 这样, 识别出的因果关系更加准确(郭峰和熊瑞祥, 2017)^[37]。本文重点关注 $Treat_i \times Post_i$ 的系数 α_1 。

4. 内生性分析

尽管本文控制了可能影响农村家庭消费及家庭所在区县(市)进入“电子商务进农村综合示范”政策的变量, 但仍然可能存在内生性问题, 造成解释变量估计系数非一致估计量。由于家庭消费等特征难以影响所在区县(市)是否进入“电子商务进农村综合示范”县, 即存在逆向因果的可能性较小。同时, 本文按照商务部官方网站公布的不同年份电子商务示范县试点名单与不同年份中国家庭金融调查数据区县(市)名称相匹配。根据某区县(市)是否实施该政策和实施该政策的时间定义解释变量, 并不会因为测量不准确导致估计结果出现偏误, 故存在测量误差问题的可能性较小。因此, 本文内生性的来源主要为遗漏变量。“电子商务进农村综合示范”政策具有一定自选择性, 不仅在是否贫困县维度上有选择, 如2014年的示范项目仅在8个省份展开, 省份差异同样也是一个考虑维度。比如电商企业数、县-乡-村站点数量、乡村特色产业、面积、人口、社会零售总额等。其中, 乡村特色产业变量既可能影响农村家庭消费又是影响政策选择的重要因素, 但其不可观测, 从而成为遗漏变量, 造成估计结果出现偏误。为进一步解决内生性问题, 本文使用PSM-DID, 将政策变量滞后, 加入电商企业数、县-乡-村站点数量、面积、人口、社会零售总额等变量, 使用工具变量等方法进行检验。

五、回归结果分析

1. 基准实证结果分析

本文分析了“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费的影响, 表2列示了多时点双重差分的估计结果。第(1)列和第(2)列被解释变量分别为家庭总消费、家庭人均消费的自然对数, 结果表明, “电子商务进农村综合示范”政策能够显著提高农村家庭总体消费水平及人均消费水平, 且边际效应分别为14.66%和15.48%。具体经济意义为, “电子商务进农村综合示范”政策使得农村家庭总消费提高5813元, 使得农村家庭人均消费提高1801元^①。假设 H_1 得到验证。

表2 数字经济与农村家庭消费及消费结构: 基准结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总消费	人均消费	恩格尔系数	生存型消费占比	发展型消费占比	享受型消费占比
电子商务进农村综合示范	0.1466*** (0.0516)	0.1548*** (0.0513)	-0.0368** (0.0148)	-0.0530*** (0.0161)	0.0402** (0.0159)	0.0170** (0.0066)
户主年龄	0.0029 (0.0062)	-0.0011 (0.0061)	-0.0024 (0.0018)	-0.0094 (0.0017)	0.0005 (0.0017)	0.0001 (0.0010)

① 具体计算方法为: 使用回归系数乘以总消费及人均消费的均值。

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总消费	人均消费	恩格尔系数	生存型消费占比	发展型消费占比	享受型消费占比
户主年龄平方	0.0008 (0.0058)	-0.0024 (0.0061)	0.0026 (0.0016)	0.0012 (0.0016)	-0.0006 (0.0016)	-0.0003 (0.0010)
户主婚姻状态	0.1169*** (0.0365)	-0.0173 (0.0356)	0.0046 (0.0096)	-0.0096 (0.0102)	-0.0028 (0.0102)	-0.0002 (0.0048)
户主教育年限	0.0158*** (0.0035)	0.0127*** (0.0034)	-0.0031** (0.0014)	-0.0015 (0.0010)	0.0003 (0.0010)	0.0010** (0.0005)
户主健康水平	-0.0300* (0.0156)	-0.0354** (0.0155)	0.0158*** (0.0044)	0.0247 (0.0049)	-0.0268*** (0.0049)	0.0050** (0.0024)
户主工作	-0.0396** (0.0200)	-0.0439** (0.0198)	0.0009 (0.0059)	0.0192 (0.0060)	-0.0153** (0.0061)	-0.0010 (0.0026)
家庭人均收入	0.0159*** (0.0035)	0.0142*** (0.0035)	-0.0028** (0.0012)	0.0008 (0.0010)	-0.0028*** (0.0010)	0.0016*** (0.0020)
资产负债率	-0.0010 (0.0022)	-0.0010 (0.0023)	-0.0005 (0.0005)	-0.0008 (0.0006)	0.0011* (0.0006)	-0.0006*** (0.0002)
老年人比例	-0.2224*** (0.0419)	-0.0717* (0.0404)	0.0172 (0.0170)	0.0350*** (0.0126)	-0.0158 (0.0124)	-0.0205*** (0.0060)
未成年人比例	0.0607 (0.0745)	-0.0343 (0.0730)	0.0145 (0.0208)	0.0311 (0.0225)	-0.0271 (0.0227)	-0.0117 (0.0101)
家庭规模	0.1164*** (0.0073)	-0.1225*** (0.0066)	-0.0089*** (0.0027)	-0.0172*** (0.0020)	0.0142*** (0.0021)	0.0034*** (0.0009)
社会养老保险参与比例	-0.0402 (0.0252)	-0.0286 (0.0253)	0.0007 (0.0087)	0.0006 (0.0077)	-0.0003 (0.0094)	0.0031 (0.0035)
社会医疗保险参与比例	0.1290*** (0.0310)	0.1416*** (0.0308)	0.0027 (0.0058)	-0.0034 (0.0095)	0.0026 (0.0066)	0.0048 (0.0040)
贫困户	0.0140 (0.0207)	0.0117 (0.0206)	-0.0072 (0.0058)	-0.0107 (0.0065)	0.0077 (0.0066)	-0.0013 (0.0029)
国家级贫困县	-0.0210 (0.0202)	-0.0220 (0.0200)	0.0103 (0.0088)	0.0195*** (0.0065)	-0.0151** (0.0065)	-0.0031 (0.0025)
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	15636	15636	15636	15636	15636	15636
拟合优度	0.1589	0.2178	0.0495	0.0782	0.0530	0.2073

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号内为异方差稳健标准误;固定效应包括家庭固定效应、年份固定效应、城市×年份联合固定效应,下同

进一步地,本文考察了“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费结构的影响。具体地,本文将家庭消费划分为生存型消费、发展型消费及享受型消费,同时定义了能反映家庭消费升级的变量恩格尔系数(食品消费/总消费)。表2第(3)~(6)列列示的估计结果表明,该政策显著降低了农村家庭恩格尔系数及生存型消费占比,提高了农村家庭发展型消费占比和享受型消费占比,此结论为该政策促进农村家庭消费升级,优化家庭消费结构提供了证据。可能的原因为,电子

商务促进了线上交易的发展(王奇等,2022)^[6],其打破了传统交易方式对交易时间和地点的限制,消费者无需与商家面对面交易,改变了传统的商业服务模式和商业格局,使得农村家庭能够以低成本接触到更为高端、丰富的消费品,从而为实现消费多样化,促进消费升级提供了基础。

2. 排除其他干扰因素

为得到更为准确的估计结果,本文需排除同时期国家制定的其他政策对农村家庭消费的影响。第一,排除“信息进村入户试点”政策影响。“信息进村入户试点”政策与“电子商务进农村综合示范”政策有相似之处,它们都完善了乡村农业信息服务体系,解决了打通农村电子商务“最后一公里”问题,且都是2014年开始并逐年实施。因此,为排除“信息进村入户试点”对农村家庭消费的影响,本文将入选该政策区县的样本剔除。表3第(1)列表明,“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费的正向影响保持稳健。第二,排除“精准扶贫”政策影响。政府于2014年在全国范围内实施精准扶贫政策,旨在消除贫困、改善民生,逐步实现共同富裕目标。尹志超和郭沛瑶(2021)^[38]研究发现,精准扶贫政策能够一定程度上撬动贫困户消费、优化消费结构和改善生活质量。因此,精准扶贫政策可能对评估“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费产生影响,为排除此影响,本文将贫困户及贫困县样本剔除,表3第(2)列表明,“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费的正向影响保持稳健。第三,排除电子商务百佳县影响。“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费影响系数体现的是一种平均处理效应,为保证这种效应不是由电子商务发展较好的县域贡献,借鉴唐跃桓等(2020)^[10]的做法,本文剔除了2017—2018年的电子商务百佳县,表3第(3)列表明,该政策的作用效果保持稳健。第四,排除前三种因素影响。进一步地,本文将上述三种因素影响主体同时剔除,表3第(4)列表明,该政策对农村家庭消费的促进作用仍然保持稳健。

表3 数字经济与农村家庭消费:排除其他因素的干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	排除信息进村政策	排除精准扶贫政策	排除电子商务百佳县	排除三种因素
电子商务进农村综合示范	0.1233** (0.0534)	0.2020*** (0.0739)	0.1264** (0.0543)	0.1389* (0.0836)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
样本数	14718	9364	15042	8318
拟合优度	0.1590	0.1662	0.1596	0.1632

3. 动态效应分析

使用双重差分模型的前提是实验组与对照组之间满足平行趋势假设。本文参考Beck等(2010)^[39]的模型设定,基于事件研究法设定如(2)式所示的模型。该模型能考察设立电子商务示范县之后,实验组与对照组之间消费的动态差异。

$$Lncon_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-4}^2 \beta_k Treat_i \times D_{it}^k + \alpha_2 X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \delta_{city} \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{it}^k 代表了四个哑变量,包括 D_{it}^{-4} 、 D_{it}^{-2} 、 D_{it}^0 、 D_{it}^2 。 D_{it}^{-4} 表示实施“电子商务进农村综合示范”政策的前四年,该变量为0—1变量,其余变量定义类似。由于中国家庭金融调查数据是一个双年份调查数据库,并且与本文相关变量大多询问的是前一年的情况,而“电子商务进农村综合示范”政策是连年发生的。为了避免数据不匹配的影响,本文以2014年、2016年和2018年为基准,将前一年和当年实施“电子商务进农村综合示范”政策认定为当年实施。比如,某区县(市)在2015年和2016年实施该政

策, 本文将其发生时间设定为 2016 年, 并据此定义 D_{it}^k 。在回归时, 本文将 D_{it}^{-2} 哑变量作为基准组 (Beck 等, 2010)^[39]。如果在事件发生前, 关注变量 D_{it}^{-4} 的回归系数不显著, 那么说明实验组和对照组之间满足平行趋势假设。同时, 为了考察实施该政策对农村家庭消费影响在时间上的变化, 本文使用 (2) 式的固定效应模型进行实证分析。表 4 列示的估计结果表明, 在该政策发生前两期^①(前 4 年), 其对农村家庭总消费、人均消费的回归系数均不显著, 说明平行趋势假设满足 (田鸽和张勋, 2022)^[40]。此外, 该政策会显著提高农村家庭当期的总消费及人均消费, 对事后一期(冲击后 2 年)的农村家庭总消费及人均消费也都有显著正向影响, 说明了该政策对农村家庭消费具有长期的促进作用。

表 4 动态效应分析

变量	(1)	(2)
	总消费	人均消费
电子商务进农村综合示范×冲击前两期	0.1752 (0.1202)	0.1965 (0.1199)
电子商务进农村综合示范×冲击当期	0.1194** (0.0547)	0.1238** (0.0548)
电子商务进农村综合示范×冲击后一期	0.1017*** (0.0325)	0.1097*** (0.0321)
控制变量	控制	控制
固定效应	是	是
样本数	15636	15636
拟合优度	0.1593	0.2183

4. 双重差分倾向得分匹配 (PSM-DID)

虽然本文定义的外生冲击的发生相对随机, 但是, 实验组和对照组之间的分组仍可能存在非随机问题, 导致实验组与对照组家庭本身就存在差异, 文章的回归结果将会受影响。为了排除上述因素的影响, 本文参考唐跃桓等 (2020)^[10] 的做法, 采用逐年匹配的方法进行稳健性检验。以 2017 年、2019 年数据为例, 本文基于前文的控制变量, 对该年实验组和对照组进行倾向得分匹配。图 3 和图 4 列示了 2019 年各控制变量匹配前后的平衡性检验图和共同支撑检验图。可以发现, 在匹配前, 多数控制变量的标准化偏差较大; 而在匹配后, 各个控制变量的标准化偏差明显缩小, 且均小于 5%。实验组和对照组之间的系统性差异较小, 基本满足随机实验的要求。本文的样本基本满足共同支撑假设, 将共同支撑区域外的样本剔除后, 重新进行了估计。

表 5 列示了倾向得分匹配之后的双重差分的估计结果, 近邻匹配、核匹配及半径匹配的估计结果都显示, “电子商务进农村综合示范” 政策使得农村家庭消费显著增加 14.74%, 本文的估计结果保持稳健。

5. 安慰剂检验

接下来, 为了证明“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费的影响不是偶然结果, 本文采取如下安慰剂检验方法: 保留已有的电子商务示范县变量, 用计算机将该变量的取值打乱再随机赋值给各个区县(市), 然后用重新赋值后的样本进行回归估计, 得出关注变量的估计系数。将上述操作重复 1000 次, 由此得到 1000 个估计系数的概率密度分布图。图 5 和图 6 分别列示了以总消费及人均消费为被解释变量的安慰剂检验图。由图 5 和图 6 可知, 农村家庭总消费及农村家庭人均消费对“电子商务进农村综合示范”政策回归得到的系数基本分布在 0 左右, 而本文真实的回归系数分别为 0.1466 和 0.1548, 说明本文结论并非偶然结果。

^① 中国国家金融调查数据一期的数据代表两年的间隔。

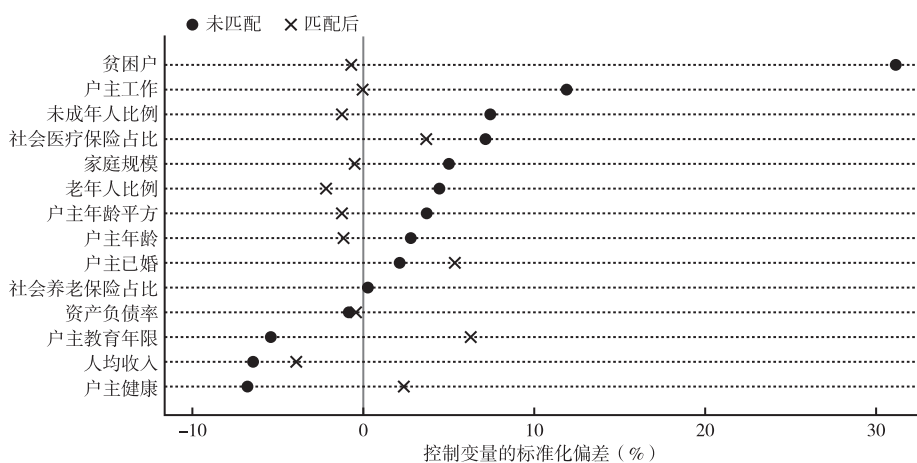


图3 平衡性检验

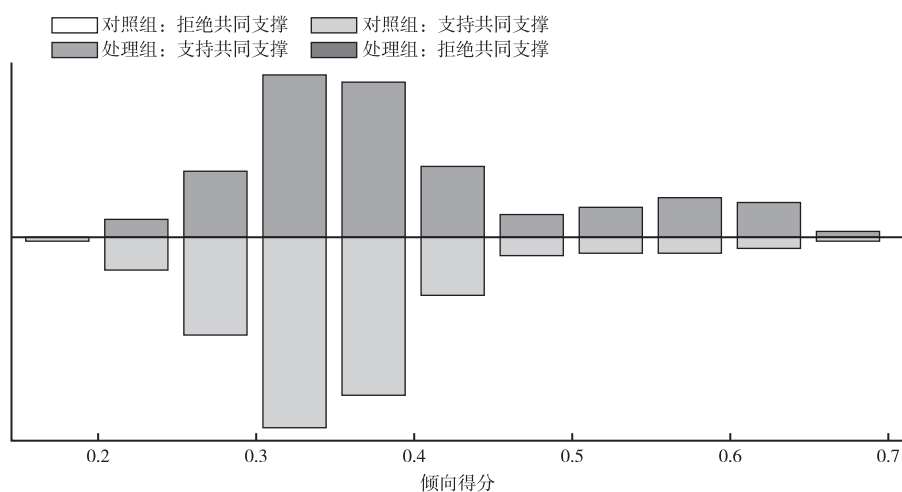


图4 共同支撑检验

表5

PSM-DID

变量	(1)	(2)	(3)
	近邻匹配	核匹配	半径匹配
电子商务进农村综合示范	0.1474*** (0.0516)	0.1474*** (0.0516)	0.1474*** (0.0516)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是
样本数	15617	15617	15615
R ²	0.1590	0.1590	0.1591

6. 其他稳健性检验

为保证估计结果的稳健性,本文从四个方面进行检验。第一,替换解释变量。考虑到政策实施的时滞效应,本文更了解释变量的定义方式,具体地,在家庭所在区县(市)入选政策试点之前及当年取值为0,在家庭所在区县(市)入选政策试点之后取值为1。估计结果表明,“电子商务进农村综合示范”政策仍能提高农村家庭消费。第二,更换被解释变量。“电子商务进农村综合示范”政

策旨在建设农村快递点,完善农村物流服务体系。因此,本文使用2017年中国家庭金融调查数据中“快递送至的地点距离您家的距离大致为多少千米”这一变量作为解释变量进行稳健性检验。快递点到家庭的距离越远,该村的电子商务发达程度越弱。结果表明,快递点到家庭的距离越远,农村家庭的消费水平越低,相反,缩短家庭到快递点的距离能够显著促进农村家庭消费。第三,加入可能影响政策试点选择的变量。为进一步解决内生性问题,本文将省份电商企业数、县-乡-村站点数量、省份面积、省份人口、省份社会零售总额加入到控制变量中。估计结果表明,该政策仍能显著促进农村家庭消费。第四,使用工具变量进行估计。为进一步解决不可观测遗漏变量内生性问题,本文使用1984年末家庭所在城市每百万人移动电话数与邮局数交乘项作为工具变量。一方面,电子商务的发展需要以移动电话等设备为媒介,因此地区人均移动电话覆盖率越高,电子商务的发展相对更完善。同时,电子商务发展依托于互联网基础设施的支持。早期的拨号上网设施主要由当地邮局建设,因此邮局数量多的区域,互联网基础设施建设越完善,被选为电子商务示范县的概率越高。另一方面,在控制了一系列影响农村家庭消费变量的前提下,早期的移动电话与邮局建设并不会直接影响农村家庭消费,工具变量基本满足外生性。估计结果显示,一阶段估计系数为0.0178,表明城市每百万人移动电话数与邮局数越多,区县(市)进行政策试点的概率越大。同时,在使用工具变量后,该政策仍能显著促进农村家庭消费,结果依然稳健。

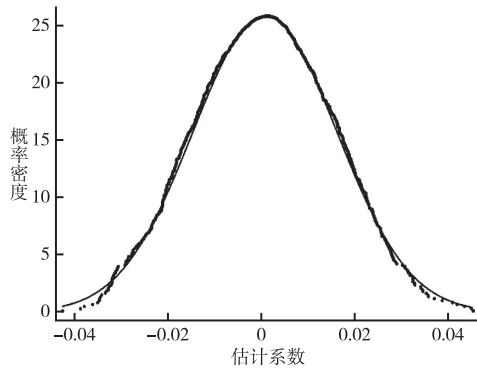


图5 安慰剂检验(总消费为被解释变量)

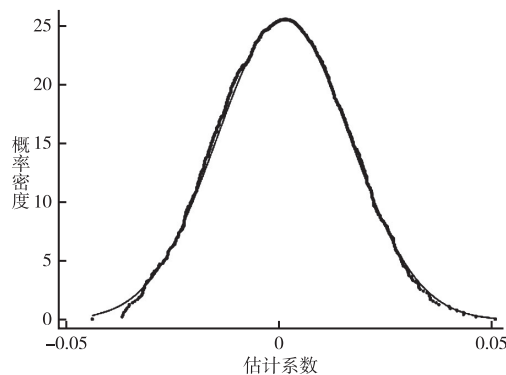


图6 安慰剂检验(人均消费为被解释变量)

六、机制分析

1. 基于流动性约束和预防性储蓄视角的考察

根据上文分析,流动性约束和预防性储蓄是影响家庭消费的重要因素。相比于城镇家庭而

言,以农业生产为主的农民面临更高的收入不确定性。一方面,受教育水平的制约,农民获得稳定性工作的可能性较低,面临失业的可能性较大;另一方面,农民面临洪水、干旱等自然灾害及农产品的销售成本较高、销售量低等一系列问题,无疑都制约了农业的发展,削弱了农民的收入水平,加大其面临的收入风险。“电子商务进农村综合示范”政策的实施完善了农村物流体系,建立了村级电子商务服务网点,加大了对农村居民电子商务相关知识的普及力度,促进了农村电子商务的发展(王奇等,2021)^[14]。已有文献发现,电子商务为农民提供了低成本销售平台,保障了农村居民的收入水平,增加经营利润,且促进了非农就业(秦芳等,2023)^[21],稳定并提高了农村家庭收入水平(秦芳等,2022)^[22]。同时,电子商务作为一种在线交易平台,能够留下消费者的数字足迹,帮助银行等正规金融机构掌握消费者特征、交易信息等,而信息的收集、整理、分析能够帮助金融机构全面了解消费者的禀赋、偏好等,缓解信息不对称,从而降低借贷约束的概率。收入的提高或借贷约束的减小,都是缓解家庭流动性约束的重要途径(尹志超等,2022)^[19]。而降低收入风险则是减小家庭预防性储蓄动机的重要途径(沈坤荣和谢勇,2012)^[31]。因此,“电子商务进农村综合示范”政策可能会减小流动性约束和预防性储蓄动机对农村家庭消费的抑制作用。为检验缓解流动性约束机制是否成立,借鉴 Zeldes(1989)^[41]的做法,本文将金融资产小于两个月永久性收入的家庭定义为广义流动性约束家庭,取值为1,否则为0,并借鉴尹志超等(2022)^[19]的研究,使用家庭无正规信贷度量家庭狭义流动性约束。本文引入了“电子商务进农村综合示范”政策和流动性约束的交互项,表6第(1)列和第(2)列估计结果显示,流动性约束会抑制农村家庭消费,而政策实施可以减小流动性约束对农村家庭消费的负向影响。为检验预防性储蓄机制,借鉴沈坤荣和谢勇(2012)^[31]的做法,本文使用收入风险作为不确定性的度量方式,引入了“电子商务进农村综合示范”政策和收入风险的交互项,表6第(3)列交互项系数为0.05%,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”政策可以减小预防性储蓄动机对农村家庭消费的负向影响,即预防性储蓄机制成立。

表6 机制分析:流动性约束和预防性储蓄视角

变量	总消费		
	(1)	(2)	(3)
电子商务进农村综合示范	0.1178** (0.0535)	0.0143 (0.0711)	0.1529*** (0.0517)
电子商务进农村综合示范×广义流动性约束	0.0712* (0.0425)		
电子商务进农村综合示范×狭义流动性约束		0.1607*** (0.0592)	
电子商务进农村综合示范×收入风险			0.0005* (0.0002)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是
样本数	15636	15636	15636
拟合优度	0.1636	0.1639	0.1595

注:限于篇幅,实验组和机制变量交互项及机制变量单项结果正文未列示,备案

2. 基于市场可达性及搜寻成本视角的考察

市场可达性及消费者搜寻成本是决定消费的重要因素(王奇等,2022)^[35]。电子商务作为一

种新型贸易技术,其弥补了传统零售商的缺点,拓宽了商品市场的边界,有效缓解了供需不平衡问题,释放了农民消费潜力(方福前和邢炜,2015^[12];孙浦阳等,2017^[11])。因此,克服市场不可达和高搜寻成本可能是电子商务发挥作用的重要机制。本文使用低人口规模作为市场可达性小的度量方式,并引入“电子商务进农村综合示范”政策与低人口规模变量的交互项来验证市场可达性的机制。借鉴王奇等(2022)^[6]的做法,本文将村庄常驻人口数量小于样本50分位的村庄定义为低人口规模村庄,取值为1,否则为0。相对于人口规模大的区域,人口规模小的区域市场潜力不足,这无形中增加了商场及其他企业的平均成本。因此,大型商场及其他类型企业将会选择地理位置较好、人口规模较大的区域。因此,人口规模越大地区的市场可达性越高(王奇等,2022)^[6]。表7第(1)列交互项系数为7.82%,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”政策可以减小市场不可达对农村家庭消费的负向影响。本文使用家庭未使用智能手机和低社会网络作为搜寻成本高的度量方式,并引入“电子商务进农村综合示范”政策与未用智能手机及低社会网络的交互项验证搜寻成本的机制。选取此两个变量作为搜寻成本度量方式的原因为,一方面,智能手机是以互联网为载体的一种移动互联网设备,是众多数字技术的媒介,家庭可以借助智能手机进行社交、信息搜寻等众多活动,现已成为居民获取信息的主要媒介(仇化和尹志超,2023)^[42]。根据梅特卡夫定律,在移动社交平台,信息量与社交平台人数的平方成正比,任何加入此平台的用户都可以获得海量信息,有效降低了居民的搜寻成本。另一方面,社会网络作为家庭的重要禀赋,可以扩宽交易可能性集合,加快信息传递,降低信息获得成本,缓解信息不对称(尹志超等,2023)^[43]。表7第(2)列和第(3)列交互项系数分别为10.97%和13.10%,且均在1%的显著性水平下为正,表明“电子商务进农村综合示范”政策能消弭搜寻成本对农村家庭消费的负向影响。

表7 机制分析:市场可达性和搜寻成本视角

变量	总消费		
	(1)	(2)	(3)
电子商务进农村综合示范	0.1277** (0.0568)	0.0880 (0.0558)	0.0540 (0.0628)
电子商务进农村综合示范×低人口规模 ^①	0.0782* (0.0462)		
电子商务进农村综合示范×未用智能手机		0.1097*** (0.0420)	
电子商务进农村综合示范×低社会网络			0.1310*** (0.0478)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是
样本数	15636	15636	15636
拟合优度	0.1733	0.1760	0.1592

注:限于篇幅,实验组和机制变量交互项及机制变量单项结果正文未列示,备索

^① 在三期调查数据中村庄常驻人口规模在全样本中的相对大小基本没有变化(低人口规模变量没有产生变化),故在双向固定效应模型中没有加入低人口规模变量单项,因实验组×低人口规模这一变量在时间维度上也未发生变化,故在双向固定效应模型中没有加入该变量。

七、异质性分析

1. 家庭特征异质性

第一,年龄异质性。数字经济蓬勃发展的同时,也伴随着数字基础设施建设不均衡、数字技术使用不充分的现象。“银龄族”受限于自身信息知识及数字技能,无法完全享受到数字经济发展带来的红利,面临的数字鸿沟问题较为突出。总体来看,“银龄族”面临着较高的电子商务使用障碍,阻碍了其进行网络购物。“电子商务进农村综合示范”政策为每个试点农村建立电子商务服务网点,并配备专业的电子商务服务人员,大大提高了“银龄族”使用数字技术的能力,帮助其克服进行交易的障碍,进而释放其消费潜力。本文将户主年龄在60岁以上的家庭定义为“银龄族”家庭,否则为“非银龄族”家庭,通过分样本的方式来分析此异质性。表8第(1)列和第(2)列列示的估计结果表明,“电子商务进农村综合示范”政策对“银龄族”家庭的消费具有更大的提升作用。

表8 家庭特征异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	银龄族	非银龄族	低教育程度	高教育程度
电子商务进农村综合示范	0.2222*** (0.0869)	0.0721 (0.0662)	0.1810** (0.0819)	0.1630** (0.0768)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
样本数	6733	8903	8322	7314
拟合优度	0.1927	0.1575	0.1757	0.1712

第二,教育程度异质性。中国农村家庭的受教育程度普遍较低,由表1描述性统计结果可知,中国农村居民的平均受教育程度约为7年。受限于低的知识水平,农村居民学习掌握新鲜事物的能力较弱,数字技术使用意识不足(Qi等,2019)^[44],在电子商务平台进行购物的障碍较大。而“电子商务进农村综合示范”政策为试点农村建立村级电子商务服务网点,为农村居民传授电子商务知识,培训电子商务使用技能,帮助农村居民打破了使用电子商务的壁垒,从而提高其消费水平。相反,受教育水平较高的农村家庭,使用数字技术的可能性较高,面临的交易障碍较小,因而“电子商务进农村综合示范”政策对其发挥的作用可能较小。本文将户主教育程度为小学及以下的家庭定义为低教育程度家庭,否则为高教育程度家庭,通过分样本的方式探讨此异质性,表8第(3)列和第(4)列列示的估计结果表明,“电子商务进农村综合示范”政策对受教育程度低的农村家庭消费具有更大的促进作用。

2. 地区特征异质性

第一,区域异质性。市场的发达程度是影响经济增长的重要因素,而资本、劳动力、信息等生产要素更多集中于市场较为发达区域,直接导致弱势地区的市场活力无法充分发挥,是经济增长面临的主要瓶颈,而区域位置是影响经济活动聚集的主要因素。一方面,受资金、技术、人才短缺的制约,中西部地区的生产水平较低,经济活动聚集水平较低,市场潜力较小;另一方面,在相同固定成本下,处于劣势地区的生产者面临更高的平均固定成本,从而导致生产者倾向于向市场发达区域靠拢,进而制约了该地区的经济发展。总体而言,中西部地区农村家庭的市场可达性较小,面临的消费成本较大,从而导致消费水平较低。电子商务能够连接不同市场规模区域,打破了贸易成本对该地区农村家庭消费增长的制约。因而“电子商务进农村综合示范”政策可能对中

西部地区农村家庭消费的促进作用更大。表9第(1)列和第(2)列列示的估计结果表明,“电子商务进农村综合示范”政策对中西部农村家庭的消费具有更为显著的促进作用,但对东部农村家庭的消费的促进作用十分有限。该结论也为电子商务扩大市场可达性,破除消费壁垒的渠道提供了有力补充。

表9 地区特征异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中西部	南方	北方
电子商务进农村综合示范	0.1328 (0.0853)	0.1392** (0.0660)	0.1686*** (0.0629)	0.1077 (0.0929)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
样本数	5241	10395	9420	6216
拟合优度	0.1538	0.1644	0.1692	0.1474

第二,南北异质性。一直以来,中国南北方的地理位置、农业生产方式及政治经济活动存在明显差异。较于北方,南方的经济发展状况较好,而阿里巴巴、腾讯、苏宁易购等电子商务王国也都位于南方,此地区家庭更可能享受到电商发展带来红利,故“电子商务进农村综合示范”政策的实施能够对此区域“锦上添花”。为检验该政策发挥作用的南北异质性,本文按照家庭所在省份,并以秦岭淮河线划分南北区域,并通过分组的方式验证该异质性。表9第(3)列和第(4)列列示的估计结果表明,相较于北方,“电子商务进农村综合示范”政策的实施对南方农村家庭的消费有更为显著的正向影响。

八、结论和启示

1. 研究结论

提高农村家庭消费活力是形成强大国内市场,畅通国内大循环,形成新发展格局的重要途径。本文使用中国家庭金融调查数据及中国城乡治理调查数据,运用多时点双重差分模型分析了“电子商务进农村综合示范”政策对农村家庭消费的影响。研究表明:第一,该政策可以促进农村家庭消费,并降低了恩格尔系数及生存型消费占比,提高了发展型消费占比及享受型消费占比,促进了农村家庭的消费升级,优化了农村家庭的消费结构。第二,该政策能够减小流动性约束和预防性储蓄动机对农村家庭消费的负向影响。同时,该政策亦能消弭低市场可达性和高搜寻成本对农村家庭消费的负向作用。第三,异质性分析显示,该政策对“银龄族”家庭、受教育程度低家庭、中西部家庭及南方区域家庭的消费有更大促进作用。

2. 政策启示

第一,大力推进新型数字基础设施建设,持续促进农村电子商务发展。推动地区新型数字化建设能够帮助农村居民学习和适应电子商务等数字技术,让农村居民享受到数字福利。因此,地方政府要加大对以人工智能、5G网络、工业互联网为代表的新型基础设施建设的资金投入。与此同时,要制订合理、有效的资金利用计划,形成公开透明的监督机制,加快农村地区工业互联网和消费互联网的发展,扩大互联网使用的深度和广度,将减网费、提网速行动落到实处,为电子商务普及奠定基础,从而进一步扩大农村地区的市场可达性。提高农村家庭的收入水平,降低农村家庭消费的交易成本,使其消费潜力得到释放,不断缩小其与城镇家庭之间消费的差距,进而助力新发展格局的形成及共同富裕目标的实现。

第二,建设农村电子商务基础设施,从供给端增大电子商务的包容性。一方面,政府应持续推进“电子商务进农村综合示范”政策,加大对试点区域建设快递点、网络代购点等电子商务基础设施的资金支持力度,并将农村家庭消费水平纳入考核体系,按照考核结果为各个示范县发放财政资金。同时,应强化政策作用主体对扶持资金使用的监测机制,以保证“对症下药”,从而真正打通经济欠发达、交通欠发达地区家庭通向电子商务服务的“最后一公里”。另一方面,地方政府可与当地电子商务企业达成合作,充分借鉴其在当地建设电子商务服务网点的经验,以低成本、高效率完成电子商务基础设施的建设,从供给端提高电子商务的包容性。

第三,提高农村居民的电子商务知识和技能,强化其对电子商务平台的信任,从需求端增大电子商务的包容性。一方面,政府应遵循“因人施教”“按需施教”的原则,联合当地村民委员会共同制定差异化、多元化、精准化的电子商务知识和技能培训方案。差异化方案具体为,政府可以对“银龄族”群体、低文化水平群体实行一对一的培训方案,对年轻人及高文化水平群体实行集中培训方案,高效率地提高农村居民对电子商务的使用频率;多元化方案具体为,政府可以邀请相关领域专家开展专题讲座,加强电子商务在农村居民间的推广。与此同时,政府也可为农村居民搭建外出交流、学习的平台,使得他们进一步了解使用电子商务人员的生活状态,从而提高他们学习电子商务知识和技能的积极性;精准化方案具体为,政府可以根据农村居民的学习习惯、能力特征等特点,精准规划不同的电子商务学习内容,满足不同农村居民的个性化学习需求。另一方面,政府应完善市场准入机制,避免不良商家进入电子商务平台,减小农村居民面临的诈骗风险,进一步强化农村居民对电子商务平台的信任,从需求端增大电子商务的包容性。

参考文献

- [1]杨碧云,魏小桃,易行健,张凌霄.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[J].北京:国际金融研究,2022,(10):15-25.
- [2]易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].北京:金融研究,2018,(11):47-67.
- [3]贺唯唯,侯俊军.数字经济发展对居民消费的影响——来自城市面板数据的经验证据[J].重庆:改革,2023,(5):41-53.
- [4]Deaton, A. Saving and Liquidity Constraints[J]. *Econometrica*, 1991, 59, (5): 1221-1248.
- [5]Leland, H.E. Savings and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1968, 82, (3): 465-473.
- [6]王奇,李涵,赵国昌,牛耕.农村电子商务服务点、贸易成本与家庭网络消费[J].北京:财贸经济,2022,(6):128-143.
- [7]Carroll, C.D. The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992, 23, (2): 341-255.
- [8]张勋,杨桐,汪晨,万广华.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].北京:管理世界,2020,(11):48-63.
- [9]祝仲坤.互联网技能会带来农村居民的消费升级吗?——基于CSS2015数据的实证分析[J].北京:统计研究,2020,(9):68-81.
- [10]唐跃恒,杨其静,李秋芸,朱博鸿.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[J].北京:中国农村经济,2020,(6):75-94.
- [11]孙浦阳,张靖佳,姜小雨.电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J].北京:经济研究,2017,(7):139-154.
- [12]方福前,邢炜.居民消费与电商市场规模的U型关系研究[J].北京:财贸经济,2015,(11):131-147.
- [13]Luo, S., Y. Wang, and X. Zhang. E-commerce Development and Household Consumption Growth in China[R]. *World Bank Policy Research Working Paper*, 2019.
- [14]王奇,牛耕,赵国昌.电子商务发展与乡村振兴:中国经验[J].北京:世界经济,2021,(12):55-75.
- [15]涂勤,曹增栋.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[J].北京:中国农村观察,2022,(6):163-180.
- [16]张琛,马彪,彭超.农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗[J].北京:中国农村经济,2023,(4):90-107.

- [17] 钟若愚, 曾洁华. 数字经济对居民消费的影响研究——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 昆明: 经济问题探索, 2022, (3): 31-43.
- [18] 李刚, 李辉尚, 彭代彦. 移动互联网使用对农村家庭消费的影响——基于结构与多样性二维视角的微观证据[J]. 北京: 中国人口科学, 2023, (2): 114-128.
- [19] 尹志超, 吴子硕, 蒋佳伶. 移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J]. 北京: 金融研究, 2022, (9): 57-74.
- [20] 袁诚, 李信冬, 魏易. 农村物流建设与农户增收效应[J]. 北京: 世界经济, 2023, (4): 111-139.
- [21] 秦芳, 谢凯, 王剑程. 电子商务发展的创业效应: 来自微观家庭数据的证据[J]. 北京: 财贸经济, 2023, (2): 154-168.
- [22] 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]. 北京: 经济学(季刊), 2022, (2): 591-612.
- [23] Couture, V., B. Faber, Y. Gu, and L. Liu. Connecting the Countryside Via E-Commerce: Evidence from China [J]. *American Economic Review: Insights*, 2021, 3, (1): 35-50.
- [24] 刘根荣. 电子商务对农村居民消费影响机理分析[J]. 北京: 中国流通经济, 2017, (5): 96-104.
- [25] Fan, J., L. Tang, W. Zhu, and B. Zou. The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from E-Commerce [J]. *Journal of International Economics*, 2018, 114: 203-220.
- [26] 陶涛, 樊凯欣, 朱子阳. 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[J]. 北京: 中国流通经济, 2022, (5): 3-13.
- [27] Aimer, N. M., A. Lusta, and M. Abomahdi. The Impact of Electronic Commerce on Libya's Economic Growth [J]. *International Journal of Research in Commerce & Management*, 2017, 4, (7): 62-67.
- [28] 张俊英, 郭凯歌, 唐红涛. 电子商务发展、空间溢出与经济增长——基于中国地级市的经验证据[J]. 成都: 财经科学, 2019, (3): 105-118.
- [29] 孙凤. 预防性储蓄理论与中国居民消费行为[J]. 天津: 南开经济研究, 2001, (1): 54-58.
- [30] 甘犁, 赵乃宝, 孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 北京: 经济研究, 2018, (12): 34-50.
- [31] 沈坤荣, 谢勇. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. 北京: 金融研究, 2012, (3): 1-13.
- [32] 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]. 北京: 中国农村经济, 2021, (7): 65-83.
- [33] 刘俊杰, 李超伟, 韩思敏, 张龙耀. 农村电商发展与农户数字信贷行为——来自江苏“淘宝村”的微观证据[J]. 北京: 中国农村经济, 2020, (11): 97-112.
- [34] 汪阳洁, 黄浩通, 强宏杰, 黄季焜. 交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展[J]. 北京: 经济研究, 2022, (8): 116-136.
- [35] 王奇, 谢凯, 秦芳, 牛耕. 市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据[J]. 北京: 中国农村经济, 2022, (12): 106-123.
- [36] Soh, C., M. L. Markus, and K. H. Goh. Electronic Marketplaces and Price Transparency: Strategy, Information Technology, and Success [J]. *MIS Quarterly*, 2006, 30, (3): 705-723.
- [37] 郭峰, 熊瑞祥. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J]. 北京: 经济学(季刊), 2017, (1): 221-246.
- [38] 尹志超, 郭沛瑶. 精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J]. 北京: 管理世界, 2021, (4): 64-83.
- [39] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65, (5): 1637-1667.
- [40] 田鸽, 张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 北京: 管理世界, 2022, (5): 72-84.
- [41] Zeldes, S. P. Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation [J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97, (2): 305-346.
- [42] 仇化, 尹志超. 数字化转型、信息搜寻与女性高质量就业[J]. 北京: 财贸经济, 2023, (7): 124-141.
- [43] 尹志超, 杨皓然, 张诚. 社会网络对家庭金融排斥的影响[J]. 北京: 国际金融研究, 2023, (5): 22-33.
- [44] Qi, J., X. Zheng, and H. Guo. The Formation of Taobao Villages in China [J]. *China Economic Review*, 2019, 53: 106-127.

Can Digital Economy Stimulate Rural Household Consumption Vitality?

YIN Zhi-chao¹, WU Zi-shuo¹, YAN Yu²

(1.School of Finance, Capital University of Economics and Business, Beijing, 100070, China;

2.College of Economics, Sichuan Agricultural University, Chengdu, Sichuan, 611100, China)

Abstract: Comprehensively promoting rural household consumption will help form a new development pattern with the domestic cycle as the main body and the domestic and international cycles reinforcing each other, and firmly promote common prosperity. As a major manifestation of the digital economy, e-commerce is a new engine driving the high-quality development of China's economy. In 2014, the Ministry of Finance and the Ministry of Commerce carried out the "comprehensive demonstration of e-commerce into rural areas" policy to accelerate rural e-commerce into the fast lane and promote the rapid development of rural e-commerce. Against this background, this paper studies the impact of the policy on rural household consumption. First, we discuss the impact of the e-commerce policy on the total consumption and consumption structure of rural households. Then, we discuss the influence mechanism from the perspective of liquidity constraint, precautionary savings, market accessibility and searching costs. Finally, we analyze heterogeneity by age, education level, and region.

Based on CHFS data from 2015 to 2019, this paper empirically studies the impact of the "comprehensive demonstration of e-commerce into rural areas" policy on rural household consumption by using the staggered DID model. The study found that this policy increased the total consumption of rural households by 5813 RMB, and reduced the Engel coefficient and the proportion of subsistence consumption, increased the proportion of development consumption and the proportion of enjoyment consumption, promoted the upgrading of consumption, optimized the consumption structure. Mechanism analysis shows that this policy can reduce the negative impact of liquidity constraint and precautionary saving motivation on rural household consumption. At the same time, the policy can also eliminate the negative effects of low market access and high search costs on rural household consumption. Heterogeneity analysis shows that the policy has a more significant promoting effect on the consumption of "silver age" families, families with low education level, and rural families in the central and western regions and southern regions.

Compared with the existing literature, the contribution of this paper is mainly in the following three aspects. First, this paper studies the effect of the "comprehensive demonstration policy of e-commerce into rural areas" on rural household consumption. This paper discusses the impact of e-commerce policies on the total consumption of rural household from the micro perspective, and enriches the research in the field of digital economy and household consumption. Second, this paper uses the staggered DID model to identify the influence of the policy. This model can effectively solve the endogeneity problem. This paper takes the "comprehensive demonstration policy of e-commerce into rural areas" as an exogenous event, and finds that this policy can significantly influence the consumption level and consumption structure of rural household. Finally, we discuss the influence channels of the policy. We explore the mechanism of the effect of this policy on rural household consumption from the perspectives of liquidity constraint, precautionary savings, market accessibility and search cost, and deepens the understanding of the relationship between e-commerce and rural household consumption under different paths.

Based on this, we propose the following policy recommendations. First, vigorously promote the construction of new digital infrastructure and continue to promote the development of rural e-commerce. Second, continue to build rural e-commerce infrastructure, from the supply side to increase the inclusiveness of e-commerce. Third, actively cultivate rural families' e-commerce knowledge and skills, and strengthen the inclusiveness of e-commerce from the demand side.

Key Words: digital economy; e-commerce; rural consumption; market accessibility; staggered did

JEL Classification: D12, Q12, Q18

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.12.001

(责任编辑:李先军)