

电商进村政策对农业增长的影响

潘嗣同 盖庆恩 史清华

内容提要:中国农村电商迅速崛起,为农业领域带来深刻变革。本文使用2001—2020年中国县级面板数据,以电子商务进农村综合示范政策(简称“电商进村政策”)的实施作为准自然实验,采用多期双重差分模型考察政府支持的农村电商发展对农业增长的影响。研究结果显示,电商进村政策促进了农业增长。进一步分析结果表明:第一,政策实施产生的农业增长效应源于农业全要素生产率的提高以及土地要素的追加投入;第二,政策实施通过线上需求牵引供给扩张与供给侧结构性改革,促进了新型农业经营主体增长并推动了高附加值农业发展,由此形成农业全要素生产率提高和土地要素追加投入的着力点,并最终促成农业增长。异质性分析结果表明,在距中心城市越近、海拔越低、坡度越低的地区,政策实施产生的农业增长效应越明显。本文从农业供给侧调整视角提供了农村电商发展促进农业增长的证据。

关键词:农村电商 农业增长 农业全要素生产率 土地要素 新型农业经营主体 高附加值农业

中图分类号:F323.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)12-0074-18

一、问题提出

改革开放以来,得益于家庭联产承包责任制、土地确权等一系列制度改革以及农机、化肥和农药的推广使用,中国农业持续增长^[1]。农村土地制度改革和生产要素改进为早期中国农业增长带来不小的增益,但很难用于解释最近十年的农业增长。伴随着现代通信技术的普及和平台经济的发展,贸易驱动的技术变革可能是促进中国农业增长的重要因素^[2]。其中,宽带连接^[3]、路网可及性^[4]、现代通信设备使用^[5]对农业增长具有增权赋能式的积极影响。作为典型的贸易驱动的技术变革,电子商务(简称“电商”)依托宽带、路网、现代通信设备进行商品或服务贸易,对农业增长也很可能产生正向影响。与其他国家相比,中国电商崛起迅速,电商驱动的农业增长可能表现得更为明显。世界银行发布的《电子商务发展:来自中国的经验》显示,2016年中国电商交易额占全世界的40%以上,超过法国、德国、日本、英国和美国的总和。《中国电子商务报

收稿日期:2025-04-25;修回日期:2025-11-04

基金项目:国家社会科学基金重大项目“劳动力流动视角下健全城乡融合发展机制研究”(21&ZD077);国家自然科学基金面上项目“粮食安全背景下农户储粮行为的变化及其内在机理研究”(72173085);国家自然科学基金专项项目“促进中国农村共同富裕的长效机制及政策研究”(72442019)

作者简介:潘嗣同 上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生,上海,200030;

盖庆恩 上海交通大学安泰经济与管理学院教授、博士生导师;

史清华 上海交通大学安泰经济与管理学院特聘教授、博士生导师,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

告》的数据显示,中国电商交易额从2003年的0.14万亿元增长至2022年的43.83万亿元,全国网上零售额从2003年的46.50亿元增长至2022年的13.79万亿元,农村网络零售额从2013年的0.11万亿元增长至2022年的2.17万亿元。在此背景下,电子商务发展是否促进了农业增长?如果是这样,何以促进农业增长?中国2014年开始试点的渐进式的电子商务进农村综合示范政策(简称“电商进村政策”)为探索此问题提供了一个良好的准自然实验。对此问题的回答不仅有助于理解农村电商助推农业增长的中国经验,丰富数字经济与农业增长的研究,而且为深化数字乡村建设与农业强国建设提供了有益借鉴。

农村电商发展推动农业增长的潜在机制是线上需求牵引农业供给扩张与农业供给侧的结构性调整,体现为农业向规模化和高附加值的方向发展。“内卷化”的小农生产在中国农业组织形式中长期占据主导地位^[6]。伴随小农经济存在的是土地要素错配、人力资本错配、农业资本投资不足等问题,这些因素制约着发展中国家经济的进一步增长^[7]。从小农户向规模化经营转变,能够有效地提高农地配置效率与农业全要素生产率^[8]。农业规模化转型促进农业增长有两个重要途径:其一是将农业生产要素配置到更有效率的地方,从而提高农业全要素生产率^[9];其二是促进农业生产要素的使用^[10]。既有案例表明,农村电商有效地促进了农业产业的重塑,推动农户以新的角色融入乡村产业链,并有效地促进了新型农业经营主体的形成和当地特色农业的发展。周等人(Zhou et al., 2021)对江苏苏州阳澄湖东北岸消泾村的调查显示,在电商兴起之前,村民们的生计以养殖大闸蟹为主;在电商兴起之后,村内陆续形成100多家网店,村民们将池塘承包给专人进行大规模养殖,部分村民专营包装、物流和销售^[11]。张等人(Zhang et al., 2022)对湖北郧西县下营村的村民、村干部和网店店主进行半结构访谈后发现,农村电商的引入使得下营村的农副产品远销全国各地,产业链在村内得到充分延伸,村民在其中扮演不同的角色,如农副产品加工者、客服人员、物流配送员、网络技术员和推销员;农业生产规模化和专业化日趋形成,村内相继成立两个农民专业合作社,分别发展当地的莲花和茶叶产业^[12]。

农村电商对优化乡村产业和促进形成新的农业增长点的作用得到中央政府的高度关注,并逐步转化成切实可行的政策方案。2014年,财政部和商务部联合印发《关于开展电子商务进农村综合示范试点工作的通知》(财办建〔2014〕41号),电商进村政策开始试点实施。根据《关于开展2017年电子商务进农村综合示范工作的通知》(财办建〔2017〕30号),中央财政资金支持农村产品上行的比例原则上不低于50%。根据财政部办公厅、商务部办公厅、原国家乡村振兴局综合司联合印发的《关于开展2021年电子商务进农村综合示范工作的通知》(财办建〔2021〕38号),中央财政资金重点支持以下几个方面:一是“聚焦农村产品上行”;二是“支持县域电子商务公共服务中心和乡村电子商务服务站点的建设改造”;三是“支持农村电子商务培训”;四是“充分利用县域内现有各类产业园区、闲置厂房与商业化电商平台,最大限度利用社会化资源”。根据商务部的数据,截至2022年6月,相关部门累计支持建设2600多个县级电商公共服务中心和物流配送中心、15.3万个村级电商物流服务站点,全国建制村快递服务覆盖率达90%;截至2022年底,全国农村网商(店)达到1730.3万家。自上而下的政府主导的电商资源下乡与自下而上的农村电商发展是一体两面的。地方政府在推进农村电商高质量发展过程中发挥关键作用^[13]。

相较于已有文献,本文可能的贡献在于三个方面。第一,本文聚焦最近十年的农业发展问题,为农村电商发展如何推动农业增长这一重要话题提供新证据,为农业增长相关研究贡献新视角。第二,本文厘清了农村电商发展影响农业增长的直接原因和内在机制。结合增长核算理论和典型特征事实,在统一的框架下分析农村电商发展促进农业增长的潜在路径。第三,本文的发现有助于理解中国农业增长的新趋势。新冠疫情在一定程度上加速了农产品销售电商化^[14],电商推动农业供给侧转型的步伐加快,在畅通国内大循环的背景下,农村

电商赋能农产品产销或是扩大内需的关键领域^①,进一步凸显了本文研究主题的现实意义。

二、文献综述

农业增长的驱动因素是学术界长期关注和讨论的话题。从时间维度看,林(Lin, 1992)研究发现,1978—1984年中国农业快速增长的主要原因是家庭联产承包责任制改革和化学肥料的推广使用^[1]。查里等(Chari et al., 2021)以2003年开始的农地确权改革作为准自然实验发现,2003—2010年中国农业增长可以部分归因于农村土地承包经营权的稳定和完善,农地确权改革使农地能够流向更有效率的农户^[15]。王国运和陈波(2022)基于省级面板数据的研究发现,2013—2019年新一轮农地确权改革在处理期内对农业增长的平均处理效应约为8%^[16]。李谷成等(2014)估计了1978—2011年省份层面农业资本存量,指出资本积累及其深化是农业增长的重要因素^[17]。高晶晶和史清华(2021)基于1995—2016年微观农户数据,测算了主要投入要素的产出弹性及产出增长贡献,发现化学农资对农业增长的贡献逐渐减弱^[18]。同时,其他研究还指出革命老区振兴规划^[19]、道路建设^[20]、农产品出口多样性^[21]对中国农业增长具有正向驱动作用。此外,在负向驱动因素方面,龚斌磊等(2023)基于县级面板数据的研究发现,1994—2015年“省直管县”财政体制改革导致地方政府发展农业的激励不足,进而使得改革县农业总产值平均下降约2.61%^[22]。陈和龚(Chen & Gong, 2021)通过分析1981—2015年2495个县的数据发现,短期内极端高温对农业产出产生显著的负向影响^[23]。目前,学术界对较早期中国农业增长的解读已较为充分,但是对最近十年中国农业增长的探索仍相对较少。鲜有研究从农村电商发展视角系统性地分析各地农业增长的差异及其趋势。

此外,中国农村电商发展实践也引起了国内外学者的广泛讨论。既有研究从不同视角探究了农村电商发展的影响效应,包括对农户增收的赋能效应^[24]、对农民就业转型的推动作用^[25]、对农户创业的促进作用^[26]、对农户消费和福利的包容性影响^[27]、县域经济的带动作用^[28]、对共同富裕的积极影响^[29]等。同时,现有研究已提供农村电商发展赋能农业生产的间接证据。梁等人(Leong et al., 2016)的研究表明乡村能人、电商农户、供应链农户、第三方网络平台、基层政府之间协调配合,形成农村电商生态体系,提高了乡村产业绩效^[30]。汪阳洁等(2022)发现农村电商发展有益于增强农户的议价能力、扩大农产品交易规模、提高农产品销售利润^[31]。邱泽奇和乔天宇(2021)指出农户参与电商可以减弱农户存量技能不足带来的消极影响,为农户共同发展创造有利条件^[32]。然而,有关农村电商发展影响农业增长及其内在机制的直接证据仍较为缺乏,特别是在近十年中国农村电商迅猛发展的背景下,农村电商发展能否推动农业供给侧转型,促进农业增长的问题尚未得到有效的检验。

三、理论分析与研究假设

(一)农村电商发展对农业增长的影响

随着中国数字经济的蓬勃发展,农村电商作为信息化驱动的新型业态,为农业生产注入了新的活力。农村电商不仅改变了农产品的流通方式,也极大地改变了生产要素的配置方式和利用效率,从而对农业增长产生深刻影响。

首先,农村电商打破了传统农产品销售“产地—批发—零售—终端”的流通链条,通过互联网平台使农

^① 2022年4月,《国务院办公厅关于进一步释放消费潜力促进消费持续恢复的意见》(国办发〔2022〕9号)指出,“深入实施‘数商兴农’、‘快递进村’和‘互联网+’农产品出村进城等工程,进一步盘活供销合作社系统资源,引导社会资源广泛参与,促进渠道和服务下沉。”

户直接对接广阔的消费市场,大幅提升了农产品的市场可达性和流通效率,使得经济体内生产和分销商品的边际成本有效降低^[32]。市场空间的拓展及销售渠道的多元化为农户带来更多的市场需求,并通过订单农业、定向采购等机制激发农户的生产积极性,使得农户更愿意增加对土地、资金、技术等农业生产要素的投入。这一过程中,农村电商平台作为桥梁,向农户推广现代管理理念和生产经营方式,提升了农户农业投入的目标性和科学性,增强了农业生产活动的组织化程度。

其次,农村电商发展促进了生产要素优化配置。一方面,互联网平台开放性的信息环境极大地削弱了信息不对称,降低了交易成本,使农户能更好地了解市场对农产品品种、品质和价格的具体需求,降低了盲目生产和生产过剩的风险^[33]。在此基础上,农户能够合理安排生产结构和投入计划,将有限的资源有效地配置于更具市场前景和品质优势的品类,实现要素使用效率的提升。另一方面,电商平台集聚了各类农业服务资源,如农资供应、农技推广、金融保险及物流服务等,为农户提供综合性服务。这一过程中,农户可以更便捷地获取贷款、保险、农资及农技知识,大幅降低了生产经营风险,提高了生产要素投入的意愿和能力,带动了生产要素的增量扩张和生产网络的良性扩展^[34]。

再次,农村电商能有效提升农业全要素生产率。一方面,依托平台的数字化优势,农户能够精准掌握生产所需的市场、技术、气象等多维信息,减少了信息滞后和资源错配造成的损失,从而提升整体生产效率^[35]。另一方面,数字技术的应用存在技术溢出效应,能加速现代农业技术在农户群体中的扩散^[36]。数字化经营转型使农户掌握科学决策和流程管理,增强了农业组织内部的创新能力与经营水平,促进了土地、劳动、技术等要素组合优化,推动农业边际产出持续提高。综合来看,农村电商有助于推动农业经营规模,提升土地资源的利用效率和农村劳动力的专业分工水平,通过规模经济和效率提升,系统性提高农业全要素生产率。

基于上述分析,本文提出假设1:农村电商发展能促进农业增长,体现在农村电商发展能促进生产要素投入的增加和全要素生产效率的提升。

(二) 农村电商发展影响农业增长的机制

在农村电商兴起之前,农产品的价值实现受阻的原因,并非社会需求不足,而是传统产销方式对大量潜在需求的响应不足。伴随着农村电商发展及其带来的可观的线上需求,农业供给侧势必会做出适应性调整。一方面,农村电商发展通过线上需求牵引农业供给扩张,推动新型农业经营主体的形成;另一方面,农村电商发展通过引入线上需求促使农业供给侧结构性改革,推动高附加值农业发展。由此形成农业全要素生产率提升和生产要素追加投入的重要抓手,推动农业生产的可能性边界向外扩张并最终促成农业增长。

第一,农村电商发展推动新型农业经营主体增长。中国传统农业组织形式以分散化的小农经营为主。小农经济存在交易成本高、分工效率低、抗风险能力弱等问题,限制着农业标准化、产业化和市场化发展。伴随农村电商的兴起,农业组织形式开始出现变化,并成为推动农业增长的关键机制。在电商平台流量的驱动下,农民专业合作社、家庭农场、农业企业等新型农业经营主体快速发展壮大^[37]。电商为农业经营主体的平台化、品牌化和组织化提供了技术与市场载体。新型农业经营主体能更充分地发挥电商带来的规模经济效应,缓解个体小农在销售环节的被动地位,通过建立更完善的产销对接渠道,实现联合议价和风险分担,使农业产销活动更加高效^[38]。电商平台通过高效能的产销对接,能将分散的农业经营主体有效组织在同一条产业链中,形成协作紧密的生产、加工和销售网络。这种高效的资源整合和产销协同,能降低农产品单位产销成本,提高议价能力,增强整体农业绩效^[39]。电商进村带来的信息流、技术流和资本流,为新型农业经营主体创造了有利条件。农村电商的发展能推动农业组织形式从个体小农向新型农业经营主体转变,

同时也能推动农产品标准化和认证体系建设,有利于提高农产品的市场认可度,为新型农业经营主体深入开发农产品加工、包装、冷链和销售等下游增值链打下坚实基础。同时,平台企业往往参与产前、产中和产后的全链条服务,在资金、技术、市场拓展、品牌营销等方面为新型农业经营主体提供多样化支持。此外,电商兴起带来了农村新兴职业的增长,如直播带货、网店运营、物流配送、农技服务等岗位,为农村劳动力提供了更多本地就业机会,提高了农村劳动力的配置效率,夯实了乡村产业振兴所需的人才基础^[25]。从某种程度上讲,电商驱动农业组织形式从小农户向新型农业经营主体的转变也是农村人口老龄化和空心化背景下乡村产业面对流量进村的一种适应性变化^①。这一组织形式的变化为农业生产要素追加投入和全要素生产率提升奠定了基础。

基于上述分析,本文提出假设2:农村电商发展通过推动新型农业经营主体增长促进了农业增长。

第二,农村电商发展推动高附加值农业发展。传统农业生产受限于“小而全”的生产模式,难以发挥地区的比较优势,掣肘农业部门的绩效增长^[40]。在城乡消费升级的背景下,农业供给侧结构性矛盾日益突出,传统单一品种、小批量、低效益的供给模式已难以满足日益多元化的市场需求。而农村电商的发展,为农业产业结构优化调整提供了重要契机,并成为驱动农业增长的关键机制。从会种地到“慧”种地,农村电商能加速现代农业产业体系形成,促进农业专业化生产,进而推动农业部门朝着高附加值的方向发展^②。具体而言,农村电商能通过以下三种渠道打破低农业附加值困境。其一,需求端的数据赋能。电商平台通过消费大数据分析,挖掘细分市场需求,引导农业生产从盲目供给转向精准供给,聚焦区域禀赋优势,推动高附加值品类的规模化种植^[41]。同时,这种高效的供需匹配降低了交易成本,为农户创造了更高的利润空间,也为高品质农产品、特色农产品和初级农产品的加工转化提供了更多的成长空间。其二,供给端的品牌化与集聚效应。电商通过流量扶持和营销工具(如直播带货、原产地认证等),助力地方打造区域农产品品牌,形成农业产业集聚,实现农产品的品牌溢价和市场扩容^[42]。以加工包装、物流配送和冷链运输等配套服务能力提升为基础,农村电商推动农业向上下游延展,融合开发休闲旅游、农村手工艺、电商直播等新业态,极大地丰富了农业产业层次和农产品附加值。其三,产业链数字化重构。农村电商推动数字技术和平台经济在农村的广泛应用,可以在“耕、种、管、收、造、销”等多环节赋能农业高质量发展,推动传统农业向数字农业、智慧农业转型升级,助力“柔性生产”在农业部门实现,进而促进农业产业结构优化与生产效率提升^[43]。这种农业供给侧结构性改革通过产业协同效应释放农业增长动能,为农业生产要素追加投入和全要素生产率提升提供了有力支撑。

基于上述分析,本文提出假设3:农村电商发展通过推动高附加值农业发展促进了农业增长。

四、实证设计

(一) 样本选取和数据来源

本文利用2001—2020年中国1989个县级行政区划的面板数据研究农村电商发展对农业增长的影响及其机制。用于衡量农村电商发展的电商进村政策数据来源于商务部网站。用于衡量农业增长的第一产业增加值数据来源于中国县域统计年鉴。就控制变量而言,地形起伏度数据来自游珍等(2018)^[44]的研究。

① 根据第七次全国人口普查数据,中国农村60岁及以上老年人口占农村总人口的比重达23.81%。同时,根据国家统计局发布的《2023年农民工监测调查报告》,2023年全国农民工总量约为2.98亿人,其中外出农民工占比约为59.4%;农民工平均年龄43.1岁,其中40岁以下占比约为44.6%。

② 根据农业农村部信息中心、中国国际电子商务中心发布的《2022全国县域数字农业农村电子商务发展报告》,截至2022年底,全国累计创建140个优势特色产业集群、250个国家现代农业产业园、1300多个农业产业强镇、3600多个“一村一品”示范村镇。

革命老区振兴规划覆盖县数据来源于《赣闽粤原中央苏区振兴发展规划》《陕甘宁革命老区振兴规划》《左右江革命老区振兴规划》《大别山革命老区振兴发展规划》《川陕革命老区振兴发展规划》中所列示的县(区)名录;原国家级贫困县数据来源于国家乡村振兴局公布的原国家级贫困县名单。2010年各县人口平均受教育年限来自2010年人口抽样调查数据。各县经济社会特征变量数据来自中国县域统计年鉴。各县年均降水量和年日均日照时数数据来自美国国家环境数据中心全球逐日气象站点。就机制变量而言,本文使用的各县农业要素投入数据来自中国县域统计年鉴。在工商部门登记注册的家庭农场数、农民专业合作社数、农林牧渔业企业数等数据来自国家市场监管总局的企业工商注册信息整合数据库。本文使用的淘宝村数据来自阿里研究院。对于其他变量,用于异质性分析的变量中,县到省会城市的距离根据县的地理质心经纬度与省会城市地理质心经纬度计算得到;县域平均海拔数据和平均坡度数据由数字高程模型(digital elevation model)计算得到。用于稳健性检验的同期政策虚拟变量(“宽带中国”示范城市、国家大数据综合试验区、电子商务示范城市)来自政府网站。

(二)模型设定

本文采用双重差分的识别策略估计电商进村政策实施对农业增长的影响,回归模型设定如下:

$$Y_{ct} = \theta_0 + \theta_1 Treat_c \times Post_t + \mathbf{X}'_{ct} \boldsymbol{\gamma} + \delta (S_c \times v_t) + u_c + v_{pxt} + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中, Y_{ct} 为 c 县 t 年第一产业增加值。 $Treat_c \times Post_t$ 为核心解释变量——电商进村政策,当 c 县 t 年是电子商务进农村综合示范县时取值为 1,否则取值为 0。 θ_0 为常数项, u_c 代表县级固定效应,用以控制各县不随年份变化的特征。 v_{pxt} 代表省份与年份的交互固定效应,用以控制各县受到的随省份和年份变化的宏观冲击。 \mathbf{X}'_{ct} 为县-年度层面的控制变量向量。电商进村政策实施并非随机决定,示范县和非示范县、示范县中的先处理组和后处理组并不完全可比,为了缓解这一问题,本文借鉴迪弗洛(Duflo, 2001)^[45]的做法,控制若干可能影响电商进村政策实施的县级特征 S_c 与年份固定效应 v_t 的交互项,进而允许县级特征在不同年份对被解释变量产生异质性影响。 ε_{ct} 为误差项,为了缓解可能存在的序列相关和异方差问题,本文在统计推断时使用聚类到县级层面的稳健标准误。 θ_1 为本文关心的核心参数,即电商进村政策实施的平均处理效应。在后续分析中,在样本期内电商进村政策实施及以后的县-年度层面观测单元被称为处理组,而在样本期内没有或尚未实施电商进村政策的县-年度层面观测单元被称为控制组。

使用双重差分模型进行因果推断需要满足事前平行趋势假设:在电商进村政策实施之前,处理县和控制县的第一产业增加值趋势总体平行。本文使用事件研究法对事前平行趋势假设进行了检验,同时探究政策处理效应的时间分布,具体的回归方程如下:

$$Y_{ct} = \theta_0 + \sum_{\rho=-10, \rho \neq -1}^4 \theta_{1\rho} T_{ct,\rho} + \mathbf{X}'_{ct} \boldsymbol{\gamma} + \delta (S_c \times v_t) + u_c + v_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中, $T_{ct,\rho}$ 为一系列虚拟变量,当 c 县 t 年与电商进村政策实施的相对年份为 ρ 时取 1,否则取 0。其他协变量的定义与式(1)相同。本文以电商进村政策实施的前一年($\rho = -1$)作为参照年份。 $\{\theta_{1\rho}\}_{\rho=-10, \rho \neq -1}^4$ 为本文关心的一系列参数。 $\rho < 0$ 对应的估计系数可用于检验电商进村政策实施之前处理县和控制县的被解释变量时间趋势是否平行, $\rho > 0$ 对应的估计系数可用于刻画电商进村政策实施对被解释变量产生的动态影响效应。

(三)变量说明

1. 被解释变量

本文的核心被解释变量为农业增长,用2001年不变价计算的县-年度层面的第一产业增加值来衡量。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为电商进村政策,衡量的是政府支持的农村电商发展。电商进村政策从试点到逐年推广,在时间和空间上具有渐进性特征,这为本文使用多期双重差分模型创造了条件。本文样本中,有示范县661个、非示范县1328个。

3. 机制变量

除了进行基准回归分析,本文还实证检验了电商进村政策实施促进农业增长的直接原因和内在机制,主要涉及两方面的变量。

第一,农业增长效应的分解。就其直接原因而言,电商进村政策对农业全要素生产率及生产要素投入的影响,仍有待实证检验。参考龚斌磊(2022)^[46]的研究,本文用农用机械总动力衡量资本要素投入,用农作物总播种面积衡量土地要素投入,用农林牧渔业从业人数衡量劳动要素投入。参考王璐等(2020)^[47]的研究,在柯布-道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数的基础上,采用固定效应法估计县-年度层面的农业全要素生产率。具体而言,在引入县级固定效应后对2001—2020年整体进行估计,用式(3)来估计要素弹性,接着用式(4)计算县-年度层面的农业全要素生产率,具体如下:

$$\ln Output_{ct} = b_0 + b_1 \ln Mech_{ct} + b_2 \ln Land_{ct} + b_3 \ln Labor_{ct} + u_{ct} + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

$$\ln TFP_{ct} = \ln Output_{ct} - \hat{b}_1 \ln Mech_{ct} - \hat{b}_2 \ln Land_{ct} - \hat{b}_3 \ln Labor_{ct} \quad (4)$$

其中, c 代表县, t 代表年份。 $Output_{ct}$ 表示 c 县 t 年的第一产业增加值, $Mech_{ct}$ 表示 c 县 t 年的农用机械总动力, $Land_{ct}$ 表示 c 县 t 年的农作物总播种面积, $Labor_{ct}$ 表示 c 县 t 年的农林牧渔业从业人数, TFP_{ct} 表示估算的 c 县 t 年的农业全要素生产率。

第二,新型农业经营主体增长数量与农业细分产业产量。电商进村政策影响新型农业经营主体设立与高附加值农业发展的内在机制尚待检验。本文使用家庭农场^①、农民专业合作社和农林牧渔业企业来刻画新型农业经营主体。值得说明的是,家庭农场工商注册行为兴起于2013年,相关的制度背景是2013年《中共中央 国务院关于加快发展现代农业进一步增强农村发展活力的若干意见》及其后各地陆续出台的家庭农场登记暂行办法^②。农民专业合作社工商注册行为起始于2007年,对应的制度背景是《中华人民共和国农民专业合作社法》的正式施行。本文分别使用粮食产量、油料产量和肉类产量表征粮食作物、经济作物和畜产品产量。粮食产量、油料产量和肉类产量数据来自中国县域统计年鉴。

第三,本文使用县域淘宝村^③虚拟变量衡量县域农产品线上销售水平,用以刻画线上需求侧对农业供给侧产生的“拉力”。阿里研究院对淘宝村的认定标准包括:一是经营场所在农村地区,以行政村为单元;二是电子商务年交易额达到1000万元以上;三是村庄活跃网店达到100家以上或网店数量达到当地家庭户的10%以上。

4. 控制变量

除了控制县级固定效应和年份固定效应外,本文还进一步控制了可能同时影响农业生产与政策处理的县级特征变量,主要包括五个方面的县级特征。其一,地理条件。本文控制了地形起伏度。其二,政策标准。本文控制了

① 本文涉及的家庭农场既包括企业类型,也包括个体工商户类型。

② 以《浙江省家庭农场登记暂行办法》(浙工商企[2013]16号)为例,办法第二条明确“本办法所称的家庭农场是指以家庭成员为主要劳动力,从事农业规模化、集约化、商品化生产经营,并以农业收入为家庭主要收入来源的新型农业经营主体。”办法第三条明确“申办家庭农场应当依法注册登记,领取营业执照,取得市场主体资格。”

③ 根据阿里研究院的定义,淘宝村是大量网商聚集在特定村庄,以淘宝为主要交易平台,以淘宝电商生态系统为依托,形成规模和协同效应的网络商业聚集现象。参见《中国淘宝村研究报告2014》。

电商进村政策的选择标准,包括原国家级贫困县的虚拟变量及革命老区振兴规划覆盖县的虚拟变量。其三,人力资本特征。本文控制了政策实施前(2010年)各县人口平均受教育年限。其四,县级社会经济特征。本文控制了县的经济社会特征,包括人均地区生产总值(GDP)、年末总人口、第三产业增加值占地区生产总值的比重和地方财政一般预算支出。其五,县级气象特征。本文控制了各县的年均降水量和平均日照时长。

(四) 变量描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表1所示。2001—2020年,各县以2001年不变价计算的第一产业增加值均值为9.8805亿元;受到电商进村政策处理的样本县约占全样本的8.73%。

表1 变量设定与描述性统计结果

变量类型	变量名称	定义	观测值	均值	标准差
被解释变量	第一产业增加值	第一产业增加值/亿元	24 737	9.880 5	9.089 5
解释变量	电商进村政策	当 c 县 t 年是电子商务进农村综合示范县时取值为1,否取值为0	24 737	0.087 3	0.282 3
机制变量	全要素生产率	具体计算见式(1)、式(2)	12 092	1.008 6	0.209 0
控制变量	农机	农用机械总动力/千万瓦	22 738	30.515 2	32.141 8
	土地	农作物总播种面积/千公顷	15 731	69.851 5	60.593 8
	劳动	农林牧渔业从业人员/万人	17 730	12.027 5	9.582 7
	新注册家庭农场	在工商部门登记注册的家庭农场/家	7 539	12.676 6	56.409 6
	新注册农民专业合作社	在工商部门登记注册的农民专业合作社/家	16 419	47.658 8	74.639 2
	新注册农业企业	在工商部门登记注册的农林牧渔业企业/家	24 737	140.292 8	285.441 3
	粮食产量	粮食总产量/百吨	23 490	2 410.500 1	2 864.227 2
	油料产量	油料总产量/百吨	23 428	126.890 8	221.294 7
	肉类产量	肉类总产量/百吨	21 859	349.401 0	401.696 7
	淘宝村	淘宝村:是=1,否=0	24 737	0.023 6	0.151 8
	到省会城市的距离	到省会城市距离/千米	24 737	243.166 9	205.628 3
	平均海拔	平均海拔/米	24 737	936.409 9	917.935 9
	平均坡度	平均坡度/度	24 643	12.899 8	6.842 8
	原贫困县	原国家级贫困县:是=1,否=0	24 737	0.088 8	0.284 5
	革命老区	革命老区振兴规划覆盖县:是=1,否=0	24 737	0.021 1	0.143 6
	地形起伏度	县域地形起伏度	24 737	1.212 4	1.210 3
	县人口平均受教育年限	2010年全县人口平均受教育年限/年	24 737	8.301 0	1.209 7
	人均GDP	人均地区生产总值/万元	24 737	1.537 3	1.646 7
	人口	年末总人口/万人	24 737	46.662 2	34.226 2
	三产增加值占比	第三产业增加值占地区生产总值的比重/%	24 737	32.052 2	11.304 2
	财政支出	地方财政一般预算支出/亿元	24 737	10.207 6	11.974 3
	降水量	年均降水量/毫米	24 737	915.098 2	503.097 5
	日照时长	平均日照时长(小时/天)	24 737	5.432 4	1.641 5

注:所有货币计量的变量均以2001年为基期进行平减处理。变量“新注册家庭农场”的样本期间为2013—2020年,变量“新注册家庭农场”的样本期间为2007—2020年,其余变量的样本期间为2001—2020年。变量“原贫困县”的赋值方法是:对原国家级贫困县,2014年到其脱贫摘帽的年份赋值的观测值为1;其他情形赋值为0。变量“革命老区”的赋值方法是:对革命老区振兴规划覆盖的县,规划生效之后的年份的观测值赋值为1;其他情形赋值为0。1公顷=10 000平方米。

五、实证结果与分析

(一) 基准回归

表2汇报了基准回归结果,列(2)在列(1)的基础上进一步控制了政策标准与年份固定效应的交互项、地理条件与年份固定效应的交互项和人力资本与年份固定效应的交互项。就总体效应而言,电商进村政策实施在1%水平下对农业增长具有正向影响。列(2)的数据显示,在样本期间,电商进村政策实施平均而言使各县第一产业增加值增长了2.59%。据此粗略估计,按2001年不变价计算,2014—2020年电商进村政策实施期间,政策在全国层面使得第一产业增加值增长了790亿元^①,而针对电商进村政策的中央投入财政资金投入约为136亿元^②,政策带来的农业增加值是政策资金投入的约4.81倍。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
电商进村政策	0.051 6 *** (0.010 1)	0.025 9 *** (0.009 0)
人均GDP	0.073 6 *** (0.026 9)	0.116 3 *** (0.027 1)
人口	0.045 2 (0.075 7)	0.112 2 (0.070 0)
三产增加值占比	-0.005 8 *** (0.000 7)	-0.006 0 *** (0.000 6)
财政支出	0.068 8 *** (0.014 8)	0.041 6 *** (0.015 5)
降水量	-0.006 8 (0.008 1)	-0.006 6 (0.007 7)
日照时长	-0.106 2 ** (0.042 2)	-0.075 8 ** (0.037 0)
政策标准×年份固定效应	未控制	控制
地理条件×年份固定效应	未控制	控制
人力资本×年份固定效应	未控制	控制
县级固定效应	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制
县的个数	1 959	1 959

① 2001—2021年,各县平均每年的第一产业增加值为9.881亿元。截至2020年12月31日,全国共有2 847个区县级行政单位,全国所有县累计约经历了 $3\ 087(\approx 24\ 707 \times 0.087\ 3 \times 2\ 847 \div 1\ 989)$ 个处理期。基于此,可粗略估算得到,电商进村政策实施对第一产业增加值的边际效应约为 $9.880\ 5 \times 3\ 087 \times 2.59\% \approx 790$ (亿元)。

② $6.643\ 5 + 23.392\ 9 + 26.956\ 5 + 28.197\ 2 + 27.851\ 5 + 22.926\ 0 \approx 136$ (亿元)。

表2(续)

变量	(1)	(2)
观测值	24 707	24 707
\bar{R}^2	0.976 9	0.978 5

注:被解释变量为县-年度层面的“第一产业增加值”加1后取自然对数。“政策标准”包括原贫困县和革命老区。“地理条件”对应地形起伏度。“人力资本”对应全县人口平均受教育年限(2010年)。括号内为县级层面聚类的异方差稳健标准误,***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,后表同。

(二)事前平行趋势检验

将上述双重差分估计结果解读为因果效应依赖于一定条件,其中最为关键的是处理组与控制组的结果变量在电商进村政策干预前后具有相互平行的时间趋势。由于处理组的反事实状态不得而知,转为检验其成立的必要条件,即事前平行趋势。本文以第一产业增加值作为被解释变量估计式(4),所得 $\{\theta_{1\rho}\}_{\rho=-10, \rho \neq -1}^4$ 系数估计值及其95%显著性水平的置信区间如图1所示。由图1可知, $\{\theta_{1\rho}\}_{\rho=-10}^{-2}$ 系数基本都不显著且没有出现明显的连续变动趋势,结果表明,在电商进村政策实施之前,第一产业增加值在处理组和控制组之间没有明显差异。此外, $\{\theta_{1\rho}\}_{\rho=0}^4$ 系数均显著且绝对值大小逐渐增大,结果意味着,电商进村政策推动农业增长存在一定的滞后性。

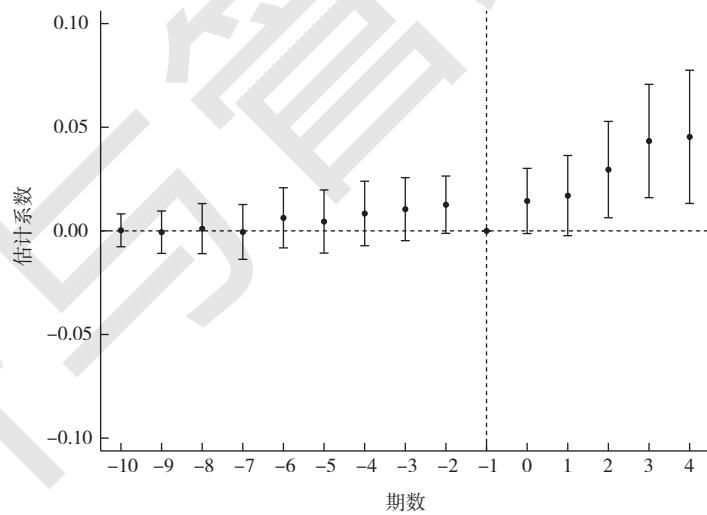


图1 平行趋势检验结果

注:被解释变量“第一产业增加值”加1后取自然对数。

特别地,在政策处理过程是渐进的且处理效应是动态的情况下,双重差分模型可能由于“负权重问题”而失效。为了排除对此问题的顾虑,本文使用古德曼-培根(Goodman-Bacon)分解方法,对双向固定效应-双重差分估计量进行了分解。本文将处理单元分为两组:处理组(在样本期内受到政策处理)、从未处理组(在样本期内从未受到政策处理)。基于此,双向固定效应-双重差分估计量可以表示两个组别两个时期(2×2)对比结果的加权平均值;处理组间比较、处理组与从未处理组比较。图2展示了双向固定效应-双重差分估计量分解结果。其中,对于被解释变量第一产业增加值,处理组与从未处理组比较对应的处理效应为0.065 6;

处理组与从未处理组的比较可以解释加权平均处理效应的 68.88%，说明本文基准回归结果主要是由处理组与从未处理组的比较驱动的。换言之，本文基准回归的双重差分估计结果不太可能因“负权重问题”^①产生严重偏差。

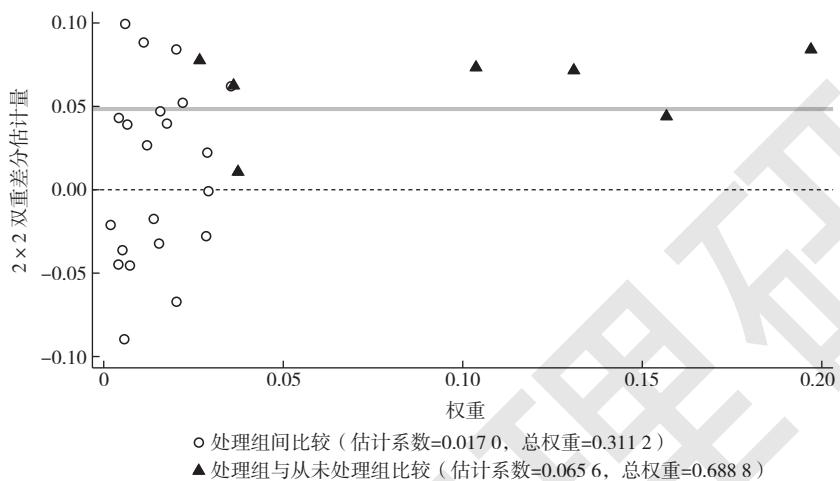


图 2 双重差分估计分解结果

注：横轴为权重；纵轴为不同组别之间比较得到的双重差分估计值；每个数据点代表一个 2×2 双重差分估计量；空心圆表示处理组间比较结果；实心三角形表示处理组与从未处理组间比较结果；水平实线表示加权平均处理效应。被解释变量“第一产业增加值”加 1 后取自然对数。

(三) 稳健性检验

为确保基准回归结果稳健成立，本文进行了一系列稳健性检验，包括排除极端区域样本、排除直辖市样本、控制同期其他政策因素（“宽带中国”示范城市、国家大数据综合试验区、电子商务示范城市）、排除政策选择标准可能的非线性影响（将“政策选择标准×年份固定效应”分别替换为“政策选择标准×一次时间趋势”“政策选择标准×二次时间趋势”或“政策选择标准×三次时间趋势”）、排除变量的时间趋势（分别控制省级和市级线性时间趋势项）、调整稳健标准误的聚类层面（市级和省级层面）、调整被解释变量的变换形式（反双曲正弦变换）、调整被解释变量为农林牧渔业总产值（按 2001 年不变价计算）、安慰剂检验，以上稳健性检验结果一致支持基准回归结果的稳健性^②。

(四) 机制分析

基准回归结果表明，电商进村政策实施对农业增长有明显的促进作用。对此，还有必要检验农业增长效应产生的直接原因和内在机制。从增长核算方程来看，农业产出变动由农业全要素生产率和生产要素投入的变动驱动。本文尝试通过实证分析为相关机制假设提供支持性证据。

1. 直接原因：农业全要素生产率提高与土地生产要素追加投入

首先，本文实证检验了电商进村政策实施对农业全要素生产率和三种主要农业生产要素投入的影响，表 3 显示了相应的回归结果。其中，相比于控制组，政策干预平均而言会使处理组的农业全要素生产率增长 4.25%，农业土地投入增加 3.14%。结果表明，电商进村政策实施促进了农业部门的效率提升并使得更多的

① 本文的“负权重问题”为，当平行趋势和恒定处理效应的假设不成立时，处理组间的比较带来的估计偏误。

② 因篇幅所限，此处未报告详细的稳健性检验结果，备索。

土地生产要素流入农业生产。电商进村政策实施引发的农业生产效率提升与土地要素追加投入,构成第一产业增加值相对增长的直接原因。

表3 农村电商发展对农业全要素生产率和生产要素投入的影响的回归结果

变量	农业全要素生产率	农业生产要素投入		
		农机	农业土地	农业劳动
电商进村政策	0.042 5 [*] (0.025 7)	0.009 1 (0.017 9)	0.031 4 [*] (0.016 3)	-0.016 9 (0.015 4)
县级经济社会特征	控制	控制	控制	控制
县级气象特征	控制	控制	控制	控制
政策标准×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地理条件×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
人力资本×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
县的个数	1 358	1 926	1 479	1 827
观测值	12 081	22 709	15 700	17 725
R^2	0.383 3	0.960 6	0.979 8	0.988 3

注:县级社会经济特征包括人均GDP(加1后取自然对数)、人口(加1后取自然对数)、三产增加值占比、财政支出(加1后取自然对数)。县级气象特征包括年降水量(加1后取自然对数)、年日均日照时长(加1后取自然对数)。后表同。被解释变量为县-年度层面的全要素生产率、农机、土地和劳动,均加1后取自然对数。

2. 内在机制:新型农业经营主体增长与高附加值农业发展

本文实证检验了电商进村政策实施对新型农业经营主体形成的影响。表4分别报告了政策实施对新注册的家庭农场数、农民专业合作社数和农林牧渔业企业数的影响。结果显示,平均而言,电商进村政策实施使得新注册的家庭农场增加了11.89%,使得新注册的农民专业合作社增加了8.84%,使得新注册的农林牧渔业企业增加了9.35%。可见,电商进村政策的实施推动了农业组织形式向更多新型农业经营主体的方向发展。更进一步地,本文使用县域淘宝村虚拟变量与核心解释变量进行交互,以检验县域农产品线上销售水平的差异是否会影响新型农业经营主体增长的幅度。表4的回归结果显示,县域淘宝村虚拟变量与核心解释变量交互项的回归系数显著为正,表明县域农产品线上销售水平与新型农业经营主体增长幅度之间有直接联系,这在一定程度上验证了电商进村政策实施通过线上需求增长带动农业供给扩张的机制假设。农村电商驱动新型农业经营主体加速形成也为前文识别的直接原因提供了更深入的解释。

表4 农村电商发展对新型农业经营主体设立的影响的回归结果

变量	新注册家庭	新注册农民	新注册农林牧	新注册家庭	新注册农民	新注册农林
	农场	专业合作社	渔业企业	农场	专业合作社	牧渔业企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电商进村政策	0.118 9 ^{***} (0.039 8)	0.088 4 ^{***} (0.033 7)	0.093 5 ^{***} (0.029 7)	0.097 0 ^{**} (0.040 3)	0.074 3 ^{**} (0.034 9)	0.076 3 ^{**} (0.029 6)

表4(续)

变量	新注册家庭 农场	新注册农 民专业合作 社	新注册农 林牧渔 业企业	新注册家庭 农场	新注册农 民专业合作 社	新注册农 林牧渔 业企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电商进村政策×淘宝村				0.240 7 [*] (0.128 0)	0.159 0 [*] (0.092 4)	0.162 6 [*] (0.089 5)
县级经济社会特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级气象特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
政策标准×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地理条件×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
人力资本×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县的个数	1 087	1 898	1 959	1 087	1 898	1 959
观测值	7 420	16 342	24 707	7 420	16 342	24 707
\bar{R}^2	0.780 5	0.785 8	0.893 4	0.780 8	0.785 9	0.893 5

注:被解释变量为县-年度层面的“新注册家庭农场数”“新注册农民专业合作社数”和“新注册农业企业数”,均加1后取自然对数。

此外,本文还实证检验了电商进村政策实施对高附加值农业发展的影响。电商进村政策实施后,农业产业结构可能会朝着高附加值农业的方向发展,由此形成农业全要素提升和土地要素追加投入的着力点。为此,本文用粮食产量表征粮食作物,用油料产量表征经济作物,用肉类产量表征畜产品;并基于式(3)实证分析了电商进村政策实施对粮食产量、油料产量和肉类产量的影响。估计结果如表5所示,可以看到,电商进村政策实施对油料产量和肉类产量产生明显的正向影响,而对粮食作物产量的影响不明显。在样本期间,政策实施使得油料增产7.93%,肉类增产5.68%。此外,通过引入县域淘宝村虚拟变量与核心解释变量交互项的方式,本文进一步验证了县域农产品线上销售水平的差异是否会影响不同农产品产量增长的幅度,结果如表5所示,可以看到,县域淘宝村虚拟变量与核心解释变量交互项的回归结果显著为正,表明电商进村政策实施对油料产量和肉类产量的增长效应在农产品线上销售水平更高的地区更大。这为电商进村政策实施通过线上需求增长带动农业供给侧结构性改革的机制假设提供了支持性证据。

表5 农村电商发展对农业细分产业产量的影响的回归结果

变量	粮食产量	油料产量	肉类产量	粮食产量	油料产量	肉类产量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电商进村政策	0.025 7 (0.017 0)	0.079 3 ^{**} (0.034 5)	0.056 8 ^{**} (0.024 2)	0.023 9 (0.018 3)	0.064 2 [*] (0.035 8)	0.041 9 [*] (0.023 9)
电商进村政策×淘宝村				0.035 8 (0.030 8)	0.165 7 [*] (0.091 8)	0.144 8 [*] (0.085 7)
县级经济社会特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表5(续)

变量	粮食产量	油料产量	肉类产量	粮食产量	油料产量	肉类产量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级气象特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
政策标准×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地理条件×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
人力资本×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县的个数	1 938	1 912	1 858	1 938	1 912	1 858
观测值	23 460	23 414	21 831	23 460	23 414	21 831
\bar{R}^2	0.964 9	0.921 2	0.953 7	0.964 9	0.921 3	0.953 8

注:被解释变量为县-年度层面的“粮食产量”“油料产量”和“肉类产量”,均加1后取自然对数。

(五) 异质性分析

与工业品相比,农产品贸易对运输效率的依赖程度更高。农村电子商务发展对不同地区产生的农业增长效应可能会由于运输成本的不同而存在差异。运输成本较低的地区可能更容易在农村电商发展过程中分享到农业增值红利。本文根据各县到省会城市的距离的中位数,将样本分为到省会城市距离较远和到省会城市距离较近两组;根据各县的平均海拔的中位数,将样本分为平均海拔较高和平均海拔较低两组;根据各县的平均坡度的中位数,将样本分为平均坡度较高和平均坡度较低两组。通常而言,到省会城市距离越远、平均海拔越高、平均坡度越高的地区所面临的运输成本越高。表6报告了分样本回归的结果。回归结果表明,电商进村政策实施产生的农业增长效应在到省会城市距离较远的样本县和平均海拔较高的样本县不明显,而在到省会城市距离较近的样本县和平均海拔较低的样本县,回归系数显著为正。同时,在平均坡度较高和较低的样本县,回归系数均显著为正,但平均坡度较低的样本县对应的回归系数绝对值更大。以上结果说明,农村电商发展赋能农业增长在一定程度上受制于物理空间所形成的贸易成本。

表6 农村电商发展对不同地区农业增长的影响的回归结果

变量	到省会城市的距离		平均海拔		平均坡度	
	较远	较近	较高	较低	较高	较低
电商进村政策	0.016 7 (0.011 6)	0.023 6 * (0.013 6)	0.012 2 (0.010 4)	0.036 0 ** (0.016 4)	0.0175 * (0.010 1)	0.0318 * (0.018 1)
县级经济社会特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级气象特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
政策标准×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地理条件×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表6(续)

变量	到省会城市的距离		平均海拔		平均坡度	
	较远	较近	较高	较低	较高	较低
人力资本×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县的个数	1 056	903	1 162	796	1 140	817
观测值	13 816	10 891	16 622	8 080	15 236	9 461
R^2	0.979 1	0.978 2	0.973 8	0.973 3	0.979 4	0.973 8

注:被解释变量为县-年度层面的“第一产业增加值”加1后取自然对数。

六、结论与建议

本文运用多期双重差分模型,借助2001—2020年县级面板数据以及电商进村政策实施的时间差异,探究了政府支持的农村电商发展对农业增长的影响和作用机制。主要结论如下:政府支持的农村电商发展促进了农业增长。在样本期间,电商进村政策实施使得第一产业增加值平均增长2.59%。同时,电商进村政策实施后的农业增长效应也受到运输成本的影响。针对影响机制,结合增长核算方程来看,农业全要素生产率提升和土地要素投入增加构成电商进村政策实施促进农业增长的直接原因。进一步地,有别于传统农业增长路径,农村电商发展通过需求端牵引推动农业供给侧调整赋能农业生产。一方面,农村电商通过线上需求推动农业供给扩张,催生了大量采用现代化生产方式的新型农业经营主体;另一方面,农村电商通过线上需求促进农业供给侧结构性改革,促进了本地高附加值农业增长。由此形成农业全要素生产率提高和土地要素追加投入的着力点,并最终促成农业增长。异质性分析结果显示,在距离中心城市越近、海拔越低、坡度越低的地区,政策实施产生的农业增长效应更大。

基于以上分析,本文提出如下政策建议:

第一,要充分认识农村电商发展对农业提质增效的作用。应有针对性地加大对农村电商发展的支持力度,系统识别不同区域尤其是偏远地区的网络基础设施现状,因地制宜地完善乡村数字基础设施建设。政策上要进一步推动农村地区的信息均等化,支持多类型互联网接入方式共建共享,减少农民“信息贫困”,不断缩小城乡数字鸿沟。持续完善农村地区的物流节点规划,鼓励电商平台与地方物流企业合作推进“共同配送”及“冷链直通”,破解农产品出村“最初一公里”和消费者“最后一公里”的难题。同时,针对高海拔、地形差及交通不便的农村地区,加设区域性物流基地或临时集货点,创新实施成本共担和财税补贴政策,真正把数字红利转化为普惠增长动能。

第二,要充分发挥地区的农业禀赋优势,借力农村电商发展“因地、因时、因人”地发展乡村产业。应引导农业经营主体积极对接电商平台,探索“订单农业”“社区支持农业”等新型农业经营模式,在条件允许的情况下鼓励农业经营主体种植具有市场前景的农作物。通过大数据溯源、智能灌溉及数字化田间管理等手段,不断提升农产品质量,实现“以销定产”。针对不同区域的资源禀赋差异,支持“一村一品、一镇一业”乡村特色产业发展。通过打造区域公用品牌,增强农产品溢价和市场影响力。政策层面应完善

农产品品牌认证、宣传推广和电商营销等扶持机制,构建“政府引导、企业参与、平台助力、农户获益”的多方协同新格局,加强“互联网+农业”全链条服务体系建设,推动地方农业实现从“生产导向”向“市场导向”稳步转型。

第三,要注重对农村电商人才的培养。一是完善政府、院校、电商企业和社会组织多方联动的农村电商人才培育机制。鼓励大学生、返乡创业者及乡村能人担任“电商带头人”,同时吸纳外部“电商导师”“产业顾问”常态化参与乡村产业运营指导。二是实现农民数字素养提升,围绕网络营销、品牌运营、数字技术应用及客户服务等核心能力,分级分类开设面向农民的实用技能课程。三是持续强化政策激励,对在农村电商实践中表现突出的个人或团队给予资金、贷款、创业场地等多元化支持,培育数量充足、技术过硬且能适应市场变化的“新农人”,在人才层面构建农村电商推动农业持续增长的长效机制。

参考文献:

- [1] LIN J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. American Economic Review, 1992, 82(1): 34-51.
- [2] TOMBE T, ZHU X D. Trade, migration, and productivity: a quantitative analysis of China[J]. American Economic Review, 2019, 109(5): 1843-1872.
- [3] HJORT J, POULSEN J. The arrival of fast internet and employment in Africa[J]. American Economic Review, 2019, 109(3): 1032-1079.
- [4] SHAMDASANI Y. Rural road infrastructure & agricultural production: evidence from India [J]. Journal of Development Economics, 2021, 152: 102686.
- [5] JENSEN R. The digital provide: information (technology), market performance, and welfare in the South Indian fisheries sector[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(3): 879-924.
- [6] 黄宗智. 小农经济理论与“内卷化”及“去内卷化”[J]. 开放时代, 2020(4): 126-139.
- [7] ADAMOPOULOS T, RESTUCCIA D. Land reform and productivity: a quantitative analysis with micro data[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2020, 12(3): 1-39.
- [8] 盖庆恩,李承政,张无疴,等. 从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率[J]. 经济研究, 2023, 58(5): 135-152.
- [9] LIU S Y, MA S, YIN L J, et al. Land titling, human capital misallocation, and agricultural productivity in China[J]. Journal of Development Economics, 2023, 165: 103165.
- [10] 孙琳琳,杨浩,郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 156-173.
- [11] ZHOU J, YU L, CHOGUILL C L. Co-evolution of technology and rural society: the blossoming of Taobao villages in the information era, China[J]. Journal of Rural Studies, 2021, 83: 81-87.
- [12] ZHANG Y N, LONG H L, MA L, et al. Analysis of rural economic restructuring driven by e-commerce based on the space of flows: the case of Xiaying village in central China[J]. Journal of Rural Studies, 2022, 93: 196-209.
- [13] 董晓波,何昌磊. 电子商务发展能否提升城市创业活力? ——基于创业生态系统理论视角[J]. 首都经济贸易大学学报, 2025, 27(1): 67-84.
- [14] GUO J X, JIN S Q, ZHAO J C, et al. Has COVID-19 accelerated the e-commerce of agricultural products? Evidence from sales data of e-stores in China[J]. Food Policy, 2022, 112: 102377.
- [15] CHARI A, LIU E M, WANG S Y, et al. Property rights, land misallocation, and agricultural efficiency in China[J]. The Review of Economic Studies, 2021, 88(4): 1831-1862.
- [16] 王国运,陈波. 新一轮农地确权与中国农业增长——基于面板工具变量法的实证研究[J]. 中国农村经济, 2022(12): 54-72.
- [17] 李谷成,范丽霞,冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长——对1978~2011年中国农业增长与资本存量的实证估计[J]. 管理世界, 2014(5): 67-79.
- [18] 高晶晶,史清华. 中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角[J]. 管理世界, 2021, 37(12): 124-134.
- [19] 张启正,袁菱苒,胡沛楠,等. 革命老区振兴规划对农业增长的影响及其作用机理[J]. 中国农村经济, 2022(7): 38-58.

- [20] 罗斯炫,何可,张俊飚.修路能否促进农业增长?——基于农机跨区作业视角的分析[J].中国农村经济,2018(6):67-83.
- [21] 叶初升,邹欣.农产品出口多样性、普遍性与农业增长[J].中国农村经济,2016(3):82-96.
- [22] 龚斌磊,张启正,袁菱苒,等.财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例[J].管理世界,2023,39(7):30-46.
- [23] CHEN S, GONG B L. Response and adaptation of agriculture to climate change: evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2021, 148: 102557.
- [24] 唐跃桓,杨其静,李秋芸,等.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].中国农村经济,2020(6):75-94.
- [25] 潘嗣同,龚教伟,高叙文,等.电商进村政策实施的就业效应与机制分析[J].中国农村经济,2024(4):141-162.
- [26] 王金杰,牟韶红,盛玉雪.电子商务有益于农村居民创业吗?——基于社会资本的视角[J].经济与管理研究,2019,40(2):95-110.
- [27] COUTURE V, FABER B, GU Y Z, et al. Connecting the countryside via e-commerce: evidence from China[J]. American Economic Review: Insights, 2021, 3(1): 35-50.
- [28] 王奇,牛耕,赵国昌.电子商务发展与乡村振兴:中国经验[J].世界经济,2021,44(12):55-75.
- [29] 方师乐,韩诗卉,徐欣南.电商发展与农村共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2024,41(2):89-108.
- [30] LEONG C, PAN S L, NEWELL S, et al. The emergence of self-organizing e-commerce ecosystems in remote villages of China: a tale of digital empowerment for rural development[J]. MIS Quarterly, 2016, 40(2): 475-484.
- [31] 汪阳洁,黄浩通,强宏杰,等.交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展[J].经济研究,2022,57(8):116-136.
- [32] 邱泽奇,乔天宇.电商技术变革与农户共同发展[J].中国社会科学,2021(10):145-166.
- [33] AKER J C. Information from markets near and far: mobile phones and agricultural markets in Niger[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(3): 46-59.
- [34] 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].中国农村观察,2022(6):163-180.
- [35] 曾亿武,张增辉,方湖柳,等.电商农户大数据使用:驱动因素与增收效应[J].中国农村经济,2019(12):29-47.
- [36] 王菲,孙淑惠,刘天军.数字经济发展推进了农业生产方式变革吗——来自黄河流域地级市的证据[J].中国农村经济,2023(9):122-143.
- [37] 陈佩,张为付.电商下乡有助于农业企业创业吗?——基于“电子商务进农村综合示范”政策的准自然实验[J].经济与管理研究,2025,46(4):99-116.
- [38] 赵雪,石宝峰,盖庆恩,等.以融合促振兴:新型农业经营主体参与产业融合的增收效应[J].管理世界,2023,39(6):86-100.
- [39] 曾亿武,郭红东,金松青.电子商务有益于农民增收吗?——来自江苏沐阳的证据[J].中国农村经济,2018(2):49-64.
- [40] 盖庆恩,王美知,石宝峰,等.土地比较优势、农户行为与农业生产效率——来自种植结构调整的考察[J].经济研究,2022,57(10):138-155.
- [41] 董坤祥,侯文华,丁慧平,等.创新导向的农村电商集群发展研究——基于遂昌模式和沙集模式的分析[J].农业经济问题,2016,37(10):60-69.
- [42] 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),2022,22(2):591-612.
- [43] 阮俊虎,刘天军,冯晓春,等.数字农业运营管理:关键问题、理论方法与示范工程[J].管理世界,2020,36(8):222-233.
- [44] 游珍,封志明,杨艳昭.中国1km地形起伏度数据集[J].全球变化数据学报(中英文),2018,2(2):151-155.
- [45] DUFLO E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment[J]. American Economic Review, 2001, 91(4): 795-813.
- [46] 龚斌磊.中国农业技术扩散与生产率区域差距[J].经济研究,2022,57(11):102-120.
- [47] 王璐,杨汝岱,吴比.中国农户农业生产全要素生产率研究[J].管理世界,2020,36(12):77-93.

Impact of Rural E-commerce Development Policy on Agricultural Growth in China

PAN Sitong, GAI Qing'en, SHI Qinghua

(Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030)

Abstract: In the context of China's rural revitalization and digital economy strategies, rural e-commerce has emerged as a transformative force in reshaping traditional agricultural development. While existing theoretical frameworks have provided partial explanations for China's agricultural growth over the past decade, they fall short of fully capturing the dynamics observed in the digital era. This paper investigates whether and how government-supported rural e-commerce initiatives from 2001 to 2020 have contributed to China's agricultural growth. Specifically, it exploits the phased rollout of the National Rural E-commerce Comprehensive Demonstration Policy across counties as a quasi-natural experiment to understand the causal relationship between rural e-commerce development and agricultural growth, using a difference-in-differences empirical strategy.

The analysis is based on a county-level panel dataset covering two decades, which enables us to isolate temporal and spatial variations in policy implementation. The empirical findings suggest that the implementation of the rural e-commerce development policy boosts agricultural growth, with an average increase of 2.59% in the value added of the primary industry. These results are robust valid after a series of endogeneity and robustness tests.

Mechanism analysis indicates that improvements in total factor productivity (TFP) and additional land input are the primary channels through which the policy exerts its influence. However, unlike traditional agricultural development characterized by factor accumulation, rural e-commerce promotes a demand-driven transformation on the supply side of agriculture. Specifically, rural e-commerce catalyzes two structural changes. First, it induces supply expansion by broadening market access and stimulating online demand, which, in turn, fosters the emergence and growth of modern agricultural business entities. Second, it boosts the development of local high-value-added agricultural industries aligned with consumer preferences by guiding the upgrading of agricultural product structures.

Heterogeneity analysis reveals that the policy's boosting effects are stronger in counties located closer to provincial capitals, at lower elevations, and with lower slopes, implying that transportation and logistical conditions play a critical role in mediating the effectiveness of rural e-commerce.

The paper offers the following policy insights: the government should continue to invest in ensuring equitable access to digital infrastructure in rural areas; e-commerce training programs should be scaled up to improve farmers' digital literacy and operational capabilities; mechanisms for integrating stakeholders, such as the government, agribusinesses, cooperatives, and e-commerce platforms, should be developed to form symbiotic value chains and improve the competitiveness of local agricultural brands.

The paper underscores the significance of e-commerce in agricultural transformation. While rural e-commerce is a uniquely Chinese phenomenon in terms of scale and institutional support, its implications may extend to other developing economies undergoing agricultural modernization.

Keywords: rural e-commerce; agricultural growth; agricultural TFP; land element; modern agricultural business entity; high-value-added agriculture

责任编辑:宛恬伊