

数字经济促进了新型农业经营主体生成吗^{*}

——兼论对主体生存的影响

梁 巧 韩子名

(浙江大学中国农村发展研究院 杭州 310058)

摘 要:新型农业经营主体的高质量发展是加快农业产业化步伐,推动农业农村现代化建设的重要引擎,而数字经济的飞速发展为其带来了新的机遇。基于此,本文使用 2013—2021 年中国新型农业经营主体工商登记数据,实证考察了数字经济对县域层面新型农业经营主体生成的影响效应及机制。研究结果发现,数字经济促进了新型农业经营主体的生成,显著提高其新增数量、新增率和增长率。机制分析发现,数字经济能通过增强土地流转的“推拉”效应、农业技术创新和金融可得性促进新型农业经营主体的生成。异质性分析发现,数字经济促进了农民合作社和农业企业的生成,对家庭农场生成的作用有限,并体现出对县域和偏远地区新型农业经营主体生成的包容性。拓展性分析发现,数字经济能够降低新型农业经营主体的死亡风险,进而提高其生存水平。上述结果将为数字经济条件下鼓励农业创业活动、培育新型农业经营主体和建设农业强国提供参考。

关键词:新型农业经营主体;数字经济;组织生成

一、引 言

新型农业经营主体的高质量发展是加快农业产业化步伐、推动农业农村现代化建设的必然要求。党的十九大^{**}报告提出,“培育新型农业经营主体,健全农业社会化服务体系,实现小农户和现代农业发展有机衔接”^①,党的二十大^{***}报告进一步提出,“发展新型农业经营主体和社会化服务,发展农业适度规模经营”^②,均强调了新型农业经营主体的重要作用。加快培育以家庭农场、农民合作社和农业企业为代表的新型农业经营主体(黄祖辉,2018;Zheng,2024),引导其合理进入市场,不仅可以壮大农业规模、激发农业创业活力、提高农业社会化服务水平(丁琳琳等,2025),还能在农地流转(李江一等,2022)、农业绿色发展(Liang 等,2023)、农业生产率提升(Lin 等,2022)和小农户包容性发展

* 项目来源:国家重点研发计划政府间国际科技创新合作专项课题“New Business Models to Enhance Farmers Positions in the Value Chain”(编号:2025YFE0111303),中央高校基本科研业务费专项“巩固和完善农村基本经营制度的理论和实践研究”(编号:S20240150),教育部哲学社会科学研究重大专项项目“农村现代视域下的中国农村经济管理理论创新研究”(编号:2024JZDZ061)。韩子名为本文通讯作者

** 中国共产党第十九次全国代表大会,简称党的十九大

*** 中国共产党第二十次全国代表大会,简称党的二十大

① 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。人民日报,2017-10-28(01)

② 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告。人民日报,2022-10-26(01)

(梁巧等,2024b)等方面发挥重要作用。

中国的新型农业经营主体发展正处于增“量”提“质”的关键阶段,但仍面临组织新增数量趋于平缓、增长速度下降、进入市场乏力等现实困境。图1展示了2013—2021年中国新型农业经营主体的数量发展情况*。可以看出中国新型农业经营主体的在营(存活)数量呈上升趋势,从2013年的约241万家增长至2021年的近677万家,但其年新增率和增长率总体上呈下降趋势。这与新型农业经营主体发展阶段有关,也与中国近年来开展的一系列针对“空壳社”和“僵尸企业”的清理行动^①有关(马彦丽等,2024)。具体而言,清理行动打击了部分家庭农场、农民合作社和农业企业套取国家财政奖补和项目扶持资金的投机主义行为,降低了其市场进入的概率;当然,该行动也可能产生一定积极影响,即为部分正常进入市场的新型农业经营主体提供了更为良好的政策环境,减少资源挤占(梁巧等,2024a)。基于上述背景可知,新型农业经营主体的数量稳定增长和健康持续发展,既是农业创新创业活力的体现,也是现阶段推进农业产业高质量发展的重点。

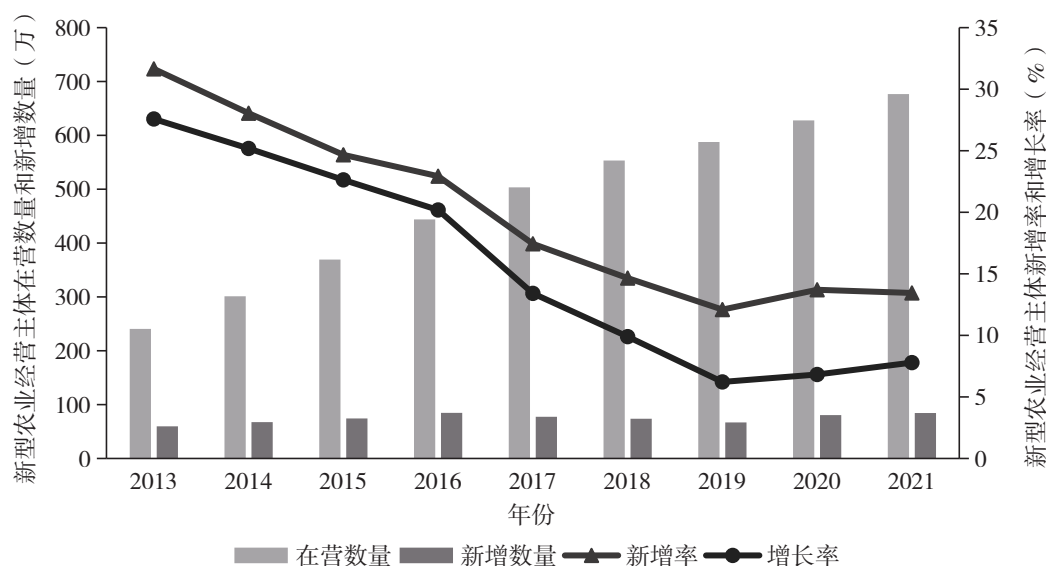


图1 2013—2021年中国新型农业经营主体数量发展情况

随着以人工智能、区块链、云计算、大数据、物联网等数字技术为主要应用载体的数字产业化和产业数字化协同推进,数字经济蓬勃发展,并逐渐渗透到农业领域,为新型农业经营主体的生成和发展带来了新的契机。数字经济是指以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动^②。一方面,数字经济便利了信息的传递与获取,能够有效降低新型农业经营主体进入市场过程中的各类交易成本,促进土地流转和农业适度规模经营;另一方面,数字经济的发展有助于提高技术、金融等农业要素的可得性,提高农业产出和预期收益,从而为新型农业经营主体的市场进入营造了良

* 本文所讨论的新型农业经营主体包括家庭农场、农民合作社和农业企业三类。图1是作者在浙大卡特一企研中国涉农数据库(CCAD)的基础上,经样本清理和计算得出

① 农业农村部. 对十四届全国人大一次会议第1859号建议的答复, https://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/202307/t20230703_6431291.htm

② 二十国集团数字经济发展与合作倡议, https://www.cac.gov.cn/2016-09/29/c_1119648520.htm

好的外部环境。然而,数字经济依赖数字技术的变革,其技术属性与新型农业经营主体所代表的制度创新也可能存在替代效应。例如,数字背景下高强度的信息传递会加剧市场主体对有限资源的争夺,导致部分新型农业经营主体在竞争中处于劣势,甚至被挤出市场。为此,数字经济是否对新型农业经营主体的生成有积极作用?若存在,这一作用通过什么机制实现?作用效果是否会因组织类型和地区特征而异?这一效果能否扩展到新型农业经营主体的生存层面?这些构成了本文的主要研究问题。

各类新型农业经营主体的生成本质上属于创业行为,因此,与本研究密切相关的两类文献主要聚焦农业创业活动领域的研究,并多使用地区层面的新注册企业数量来反映创业水平和活跃度(赵涛等,2020;Bu 等,2022)。第一类文献多在数字技术层面讨论,重点探讨宽带、信息通讯技术、互联网等如何通过改变新型农业经营主体或农户的风险态度、社交网络和信贷能力等,从而激发创业效应(Yin 等,2019;郑可等,2024)。例如,Deller 等(2022)基于美国 2014—2015 年的县级数据,发现农村宽带覆盖水平的上升对当地企业数量增长起到显著的正向影响,且相比于上传速度,网络下载速度的提升对企业数量增长的促进效果更强。随着数字技术与各类实体经济的深度融合,数字经济方兴未艾,因此第二类文献开始考察数字经济及其不同表现形式对新型农业经营主体生成的影响,涵盖数字普惠金融、数字治理、数字乡村发展政策、电子商务等方面(Wu 等,2023;方师乐等,2024;高名姿等,2024;赵路桦等,2024)。例如,作为数字经济的重要延伸,数字治理有助于降低创业过程中的交易费用和市场进入的不确定性风险,进而促进农业创业活动的产生;数字金融弥补了传统金融的不足,使不发达的地区也能享受便捷的金融服务,并带动农民收入和农业机械化水平提升,这同样促进了新型农业经营主体的生成(黄祖辉等,2023)。

上述研究为本文提供了有益的参考,但仍存在进一步探讨的空间。首先,数字经济的作用效果依赖于产业特征和组织的制度安排,但以往研究多以工业和金融企业为研究对象,缺少对新型农业经营主体的关注,且相关研究样本缺少全国层面的代表性。其次,当前研究多聚焦新型农业经营主体的结构、行为、规模和绩效等内容,对新型农业经营主体生成及其地区创业活跃度的考察不足。尽管部分研究提到数字经济可以通过改善多方面要素条件影响农业创业活动和新型农业经营主体的生成,但多停留在理论阐释上,需要有说服力的实证检验。最后,由于不同新型农业经营主体的组织属性及其地域特征有所差异,数字经济影响新型农业经营主体生成的异质性效果,仍待进一步探究。基于此,本文通过选取中国全量的工商注册新型农业经营主体样本,以及能够反映中国地级市层面数字经济发展水平的指标,先系统考察数字经济对新型农业经营主体生成的影响,讨论其影响机制,再采用生存分析方法,拓展性探究数字经济对新型农业经营主体生存的影响。

相较于现有研究,本文潜在的边际贡献主要体现在三个方面。一是将新型农业经营主体生成的驱动因素从农村金融(王修华等,2025)、产业融合(余晋晶等,2025)和集体产权制度改革(魏滨辉等,2024)等延伸至数字经济领域,并从数字产业、数字创新、数字用户和数字平台四个维度进一步丰富了数字经济的内涵。二是先基于预期收益理论和交易成本理论分析数字经济影响新型农业经营主体生成的直接效应,再结合要素配置和“推拉”理论探讨间接效应,从而拓展了数字经济赋能新型农业经营主体生成的作用机制研究。三是利用中国家庭农场、农民合作社和农业企业的全量工商注册登记数据,在县域层面计算新增数量、新增率和增长率以更好刻画新型农业经营主体的数量演进;同时,借助 Kaplan-Meier 生存曲线、Cox 模型和 Cloglog 模型开展生存分析,完善了数字经济影响新型农业经营主体“从生成到生存”的实证链路。此外,本文通过构造工具变量、替换关键变量、剔除政策干扰等方式缓解估计偏差,并通过组织类型和地域特征的异质性分析,进一步提升了研究结论的准确性。

二、理论分析与研究假说

本文从直接效应和间接效应两方面阐释数字经济影响新型农业经营主体生成的作用机制(见图2)。在直接效应层面,基于预期收益理论和交易成本理论,揭示数字经济及其不同维度如何通过成本收益权衡影响新型农业经营主体的生成。在间接效应层面,根据“理性人”假设,农户需要在面临外部资源、制度和技术等限制条件下追求效用最大化,这也意味着农业预期收益的提升离不开资源要素的优化配置(林毅夫,2005)。因此,本文基于要素理论和“推拉”理论,分析数字经济如何通过提高土地、技术及金融等关键农业要素的获取水平,影响新型农业经营主体的生成。其次,本文讨论数字经济在不同组织类型和地域特征下对新型农业经营主体生成的差异化影响。最后,本文将数字经济对新型农业经营主体的影响从生成层面延伸至生存层面,并开展进一步分析。

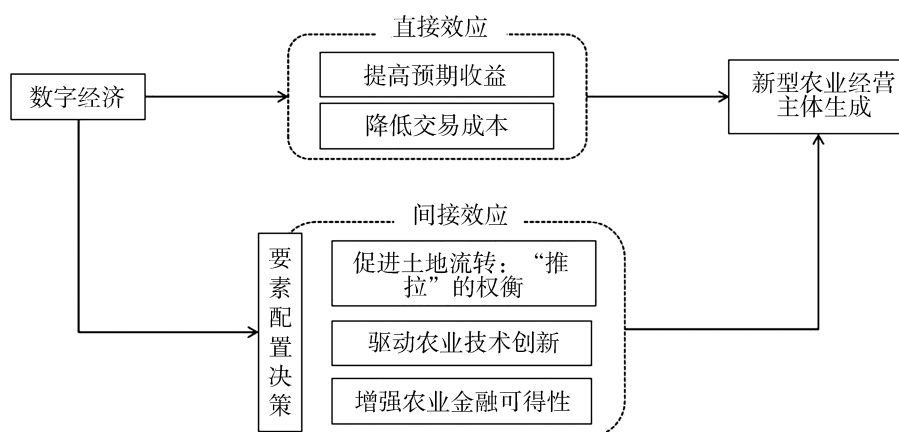


图2 数字经济影响新型农业经营主体生成的机理

(一) 数字经济影响新型农业经营主体生成的直接效应

新型农业经营主体的生成,直观上是基于对预期收益和成本的理性判断。因此,基于预期收益理论可知,数字经济至少可以通过在数字产业、数字创新、数字用户和数字平台等方面的优势,实现农业产业的预期收益提高或者进入门槛的降低,进而吸引新型农业经营主体的市场进入(柏培文等,2021;戴魁早等,2023)。从数字产业来看,以“数字乡村”和“电子商务进农村综合示范”等为代表的政策组合,不仅推动了农村地区数字基础设施的完善,更重要的是促进了数字要素在当地产业链中的嵌入与流动,带动电商、物流和金融服务等配套环节的兴起,这为乡村数字经济建设和新型农业经营主体的市场进入提供了良好的产业集聚环境(易法敏等,2025)。各类数字创新技术的应用在提高农业生产效率的同时,催生出农村电商直播和“淘宝村”等众多新兴的商业模式和盈利点,同样有助于吸引更多农户从事农业创业活动(Zang等,2023)。数字用户是发展数字经济的基础,农户的数字经济参与有助于降低“鸿沟效应”、获取市场交易信息与机会、促进社交互动,进而增强各类新型农业经营主体的创业效应(郑可等,2024)。数字平台作为数字经济的核心载体,在公共服务和金融等领域发挥着重要作用。数字平台应用的强化,不仅能够提高治理效能,还有助于降低市场风险,进而激励新型农业经营主体的市场进入。

在交易成本方面,政策出台的不确定性和市场信息的不充分,使得新型农业经营主体在进入市场的过程中面临着不同程度的摩擦成本和交易费用,而数字经济的发展有助于缓解这一问题。Goldfarb

等(2019)详细梳理了数字经济活动对交易过程中搜寻成本、复制成本、传输成本、追踪成本和验证成本的抑制作用,这些作用有助于提高政府营商事项和相关政策信息传达的效率,降低农业创业者手续办理过程中的寻租行为和创业成本(高名姿等,2024)。此外,数字经济的强穿透性可以帮助新型农业经营主体及时了解市场行情,寻找潜在的供应商和客户开展合作,提高其与产业链上下游组织的适配度。这既能解决新型农业经营主体进入市场时面临的信息不对称问题,还能促进新型农业经营主体间的分工细化,实现生产流程优化和效率提升。综上,本文提出假说 H1:

H1:数字经济能够促进新型农业经营主体的生成。

(二)数字经济影响新型农业经营主体生成的间接效应

在直接效应分析的基础上进一步探讨可以发现,传统小农户向家庭农场、农民合作社或农业企业等新型农业经营主体转变的过程,也是其不断变迁组织形态进而优化资源要素配置的过程。因此,本文从土地、技术、金融等三方面分析数字经济影响新型农业经营主体生成的间接效应。

第一个机制是促进土地流转。现实中农户经营规模有限,土地转入和转出的收入效应又存在着较强的“非对称性”(冒佩华等,2015),因此数字经济对土地流转决策的影响更多地依赖于农户在经营规模上的异质性。通过引入“推拉”理论(Lee,1966),本文假设同一地理环境中存在着分化的小农户和规模农户,那么在数字经济的影响下,将同时存在着驱动小农户从传统农业退出的“推力”和驱动规模农户转变为新型农业经营主体并进入市场的“拉力”。对于小农户,其农业收入相对有限,数字经济更可能发挥“推力”作用,通过拓宽信息渠道、增加社会资本、提升岗位技能等方式为农户的非农就业提供机会(张景娜等,2020),从而使得土地向规模农户集中。对于规模农户而言,数字经济更可能发挥“拉力”作用,即一方面通过各类数字平台使土地供需双方的互动和匹配更加便利,使农地流转嵌入农村产权流转交易市场,实现“提质增效”;另一方面打破农地细碎化格局,降低土地流转中的交易成本,实现“规模经济”,从而加速规模农户向新型农业经营主体转变(Bu等,2022;李江一等,2022)。

第二是驱动农业技术创新。农村地区往往人力资本水平有限,难以具备创新所依赖的知识、经验和技术积累。但随着数字经济时代通讯手段和线上资源的丰富,农业技术的创新门槛和学习成本降低,农户可以实现人力资本的迅速积累,这为农业技术创新和扩散提供了关键基础(刘丽等,2025)。与此同时,人力资本的提升有助于改进农业生产方式,推动部分高技能劳动力对低技能劳动力的替代,并再次驱动农业技术的创新迭代(李敬锁等,2025)。数字经济和农业创新技术的发展,例如智能灌溉、精准施肥、遥感监测和无人机植保等技术的广泛应用,在降低农业风险、提高农产品质量的同时,使农业边际产出上升、单位成本下降,这将扩大新型农业经营主体进入市场后能够实现的利润空间,进而激励各类新型农业经营主体的生成。

第三是增强农业金融可得性。从金融供给方来看,数字时代的经济活动日益透明,市场各方主体充分暴露在大众面前,这显著降低了小额贷款公司、村镇银行和农村(民)资金互助社等农村金融机构对创业贷款需求者声誉和可信度的验证成本(Goldfarb等,2019;宋科等,2022)。从金融需求方来看,数字经济的发展有助于农户了解金融政策,及时甄别和申请适合自身条件的信贷服务,克服农业的投资周期长、产品附加值低和缺少抵押物等问题。因此,数字经济和农业金融可得性水平的提高,有助于强化农业创业者在扩大经营规模、升级技术和延伸产业链条等方面的信心,带动农业长期投资,进而新型农业经营主体的生成。综上,本文提出假说 H2:

H2:数字经济能够通过改善土地、技术、金融等要素条件,促进新型农业经营主体的生成。

(三)数字经济影响新型农业经营主体生成的差异化效果

上文讨论了数字经济影响新型农业经营主体生成的作用机制,考虑到数字经济和新型农业经营

主体分别是数字技术变革和农业组织制度的产物,其作用效果还取决于制度安排与外部环境的兼容性。因此,本文从组织特征和地域特征两个方面考察数字经济作用效果的异质性。

从组织类型来看,家庭农场、农民合作社和农业企业作为现代农业经营体系的不同主体,其产业链分工和经营内容有所差异(来晓东等,2025),因此受数字经济的影响也有所不同。具体而言,家庭农场多为本地小农户演化而来,以生产为主,但限于经营规模和农业数字化应用能力,数字经济对其市场进入的影响可能相对有限。相比之下,农业企业更多从事农产品加工和流通业务,既能借助数字经济的穿透力实现联农带农绩效提升,又能拓展下游市场空间(池泽新等,2025)。因此,农业企业更容易从数字经济中受益,其生成和扩张的活跃度更高。农民合作社作为农户的合作纽带,其经营规模和分工介于家庭农场和农业企业之间,且兼具生产和市场营销等功能,数字经济对其影响程度可能也介于家庭农场和农业企业之间。据此,本文提出假说 H3:

H3:数字经济对新型农业经营主体生成的影响可能因组织类型不同而存在差异。

从地域特征来看,不同地区因行政区划、地理分布等因素导致的结构性差异,也会影响数字经济对新型农业经营主体生成的效果。一方面,相比市区良好的基础设施条件和营商环境,距离城市中心较远的县的数字基础设施和数字经济水平相对滞后,可能对新型农业经营主体的生成和发展影响有限(张光利等,2022)。另一方面,也有部分研究认为数字经济具有地理穿透性和跨行政区优势,能够帮助市场主体克服地理阻隔,更广泛地参与市场经济活动(郭峰等,2023),这将有助于推动偏远落后地区的发展,并缓解新型农业经营主体进入市场的限制。由此,本文提出假说 H4:

H4:数字经济对新型农业经营主体生成的影响可能因地域特征的不同而存在差异。

(四)数字经济对新型农业经营主体生存的影响

农业具有一定的弱质性,因自然灾害等生产风险和农产品价格波动等市场风险而面临着生存和经营的挑战。为此,在探究数字经济对新型农业经营主体生成的影响时,还应关注其对主体生存状况的影响,这关乎新型农业经营主体进入市场的意愿。梳理现有文献发现,数字经济的发展可能通过三个方面促进新型农业经营主体的生存和发展。第一,数字经济赋能组织结构变革。数字经济的发展打破了传统产业组织垂直化、科层制的壁垒,使组织结构趋于扁平化和网格化,这有助于新型农业经营主体向下赋权,降低委托人计量、控制管理的成本(戚聿东等,2020;郭朝先,2023)。第二,数字经济赋能产业链优化升级。数字经济能驱动新型农业经营主体在研发、生产、用工和营销等环节的变革,带动产业链条延伸和融合。这既有利于其保持具有竞争力的价值创造途径,也有助于增强其发展韧性。例如谢艳乐等(2024)以浙江省台州市西瓜特色产业为例,发现数字技术能够通过“多环节协同高效、多主体有机互动”的模式强化“链主”企业主体地位,实现“供应链”优化。第三,数字经济赋能绩效提升。数字经济不仅能够通过电商等形式带动小农户增收(关昕等,2025),其巨大的市场规模和“长尾效应”还为小微企业和新型农业经营主体的市场进入提供了机遇,并通过增加研发投入、降低生产成本和扩大经营规模等途径实现了新型农业经营主体的绩效提升(李宁等,2022;金绍荣等,2024)。综上,本文提出假说 H5:

H5:数字经济能够促进新型农业经营主体的生存。

三、数据、计量模型与变量

(一)数据来源

本文所用的新型农业经营主体数据来自浙大卡特—企研中国涉农研究数据库(CCAD)。该数据库包括家庭农场、农民合作社和农业企业在工商行政管理部门登记注册的全量信息,例如注册名称、成立日期、注册资金、经营场所及经纬度坐标、存续状态和经营年报等,可据此测度新型农业

经营主体的生成情况。CCAD 数据库的农村土地流转子库、农业专利信息子库和农村金融机构子库分别详细记录了各地区的农村用地流转信息、农业专利申请和授权信息以及各类农村金融机构信息,可用来测度相应的机制变量。本文用于测度数字经济各二级指标的数据和反映地区经济社会特征的数据来自中国及各地区历年统计年鉴、北京大学数字普惠金融指数^①和 CCAD 数字经济产业专题数据库。

本文采用 2018—2020 年发布的三期北京大学县域数字乡村指数衡量农业数字经济发展水平,替换解释变量进行稳健性检验;采用 2015 年、2017 年和 2019 年三期浙江大学中国家庭大数据库(CFD)的调研数据,从微观层面进一步考察数字经济在土地流转中的“推拉”效应。为保证不同数据来源在时间上的相对一致性,并避免 2022 年初开始实施的“新型农业经营主体提升行动”的影响^②,本文基于数据可得性和实证分析所需,确定研究期为 2013—2021 年。同时,本文删除了新型农业经营主体数量较少的北京、天津、上海、海南、青海、宁夏、新疆等地样本,以及部分变量缺失的样本,再经过剔除变量极端值和截尾处理等操作,最终得到反映县域新型农业经营主体生成情况的 14866 个样本。

(二) 计量模型

为实证检验数字经济对新型农业经营主体生成的影响,本文建立基准回归模型如下:

$$y_{pmct} = \alpha_0 + \beta_0 Di g_{pmt-1} + \gamma_0 X_{pmct} + \lambda_c + \mu_t + \varepsilon_{pmct} \quad (1)$$

其中, y_{pmct} 表示被解释变量,用省份 p 的地级市 m 所属 c 县在 t 年份的新型农业经营主体新增数量、新增率和增长率衡量。 $Di g_{pmt-1}$ 是本文的核心解释变量,表示地级市 m 在 $t-1$ 年的数字经济水平,考虑到数字经济的作用效果存在一定时滞,本文对其做滞后一期处理。 β_0 表示数字经济对新型农业经营主体生成的影响程度。 X_{pmct} 为反映地区经济社会发展的一系列控制变量; λ_c 和 μ_t 分别代表县级固定效应和年份固定效应; ε_{pmct} 表示聚类到地级市层面的稳健标准误。

(三) 变量说明

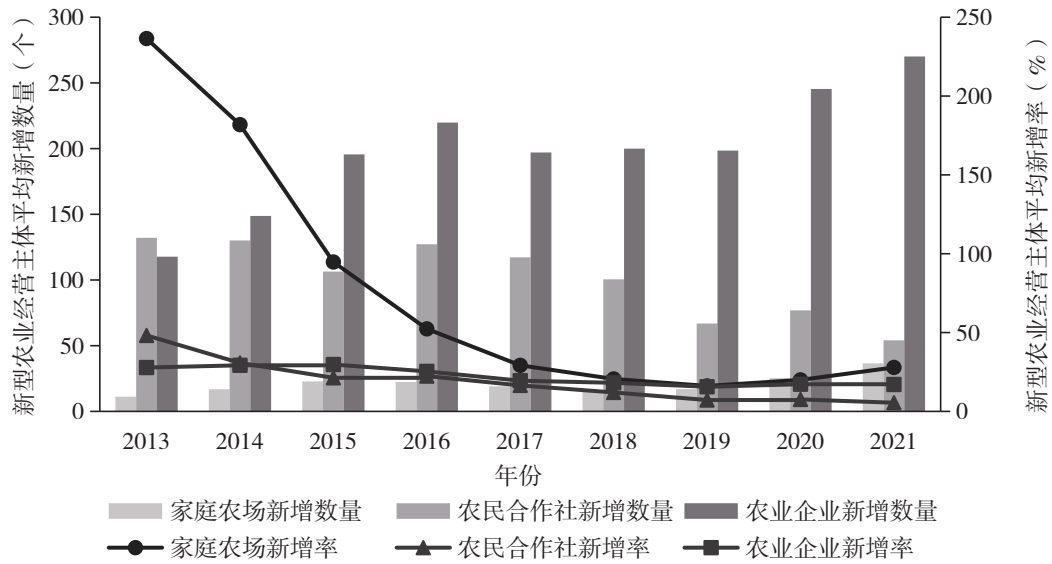
1. 被解释变量。为刻画县级层面新型农业经营主体的生成状况,本文根据新型农业经营主体的注册年份、存续状态(包括在营、注销、吊销、撤销和迁出等)和地区代码,计算出县级层面新型农业经营主体的年新增数量、年死亡数量和年在营数量;再用该县新型农业经营主体当年的新增数量与上一年在营数量之比表征新增率,用该县新型农业经营主体当年和上一年在营数量之差与上一年在营数量之比表征增长率。图 3 反映了 2013—2021 年中国家庭农场、农民专业合作社和农业企业三类新型农业经营主体在县域层面的平均数量增长情况。可以看出,在 2013 年中央“一号文件”首次明确提出鼓励和支持家庭农场后^③,家庭农场新增量很高,但此后增长开始放缓;农民专业合作社的平均新增数量 and 新增率均呈现整体性下降趋势;农业企业的新增数量相对较高,近年来的新增率较为稳定,这与市场上的农业企业基数较大有关。

2. 解释变量。数字经济的发展依赖于数字技术与实体经济的深度融合,这不仅要求各类产业开展数字化转型和数字创新,还需要活跃的数字平台与广泛的用户参与。为此,本文借鉴柏培文等(2021)、戴魁早等(2023)和 Han 等(2025)的做法,考虑到数据的可得性,从数字产业、数字创新、数

^① 该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制,具体指标构成请参见北京大学数字金融研究中心课题组报告, <https://idf.pku.edu.cn/zsbz/515313.htm>

^② 农业农村部关于实施新型农业经营主体提升行动的通知, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-03/29/content_5682254.htm

^③ 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, https://www.gov.cn/gongbao/content/2013/content_2332767.htm



注:本图根据清理后的 14866 个县域样本绘制,在处理新增率和增长率时剔除了部分极端值;家庭农场、农民专业合作社和农业企业的增长率和新增率曲线在研究期内的变化趋势基本贴合,为避免线条过多,本文此处未汇报增长率曲线;本文的家庭农场仅包括具有企业或公司法人性质的家庭农场

图 3 2013—2021 年三类新型农业经营主体的县域层面数量发展情况

字用户和数字平台四个维度出发,构建数字经济的综合指标体系,如表 1 所示。然后,本文使用熵权法对 12 个指标进行无量纲化处理、计算熵值、确定权重,进而计算出综合指数来衡量地级市层面的数字经济水平。

表 1 数字经济测度的指标体系

变量	一级指标	二级指标	数据来源
数字经济	数字产业	信息传输、计算机服务和软件就业人数占比	中国城市统计年鉴
		人均软件业务收入	中国统计年鉴
		5G 产业专利授权数	
	数字创新	工业互联网专利授权数	CCAD 数字经济产业专题数据库
		电子商务专利授权数	
		移动电话普及率	
	数字用户	人均电信业务总量	中国城市统计年鉴
		人均互联网宽带接入用户数	
		电子商务企业平均交易额	中国统计年鉴
	数字平台	域名数	中国统计年鉴
		网页数	中国统计年鉴
		数字普惠金融指数	北京大学地级市数字普惠金融指数

注:人均软件业务收入、电子商务企业平均交易额、域名数量和网页数等 4 个指标来自《中国统计年鉴》的分省份年度数据,上述指标与其他地级市层面指标一起经过熵权法处理并加总后,数字经济的综合指数仍在地级市层面变动

3. 控制变量。研究表明,新型农业经营主体的生成受地区经济条件、产业结构、财政水平、基础设施等方面因素的影响(Bu 等,2022;高杨等,2023)。本文基于以往研究,在县级层面选取地区生产总值、第二和第三产业占比等控制变量;在市级层面选取财政自给率、科技投入占比和工业企业规模等控制变量;在省级层面选取农业机械总动力和货运量等控制变量,以降低遗漏变量的影响。与此同时,随着数字经济的发展,技术赋能下的数字治理成为中国治理现代化的重要实现工具,其在公共服务领域的应用日益增多,也可能对市场主体产生潜在影响。为此,本文借鉴孙伟增等(2024)的做法,引入“智慧城市试点”和“政务服务一体化平台建设”两个随时间变化的二元变量。其中,“智慧城市”试点分别于 2013 年 1 月、2013 年 8 月和 2015 年 4 月在全国 185 个城市展开,旨在规范和推动智慧城市的健康发展。省级“政务服务一体化平台建设”于 2014 年开始陆续在各省份间渐进式展开,到 2019 年基本完成,旨在打造覆盖省、市、县三级政府的政务服务平台,以提高城市治理和服务水平。变量的计算方式和描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

类型	变量	定义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	新增数量	新型农业经营主体新增量(取对数)	5.4126	0.8408	0.6931	9.1817
	新增率	新型农业经营主体数量新增率	0.2092	0.1803	0.0170	3.7972
	增长率	新型农业经营主体数量增长率	0.1673	0.1927	-0.4563	3.7867
核心解释变量	数字经济	本市滞后一期的数字经济水平	0.0287	0.0211	0.0021	0.2928
	经济水平	本县地区生产总值(取对数)	14.4211	0.9025	11.6791	17.1563
	第二产业占比	本县第二产业增加值占 GDP 比重	0.4196	0.1447	0.0157	0.8448
控制变量	第三产业占比	本县第三产业增加值占 GDP 比重	0.4120	0.1202	0.1151	0.9195
	财政自给率	本市地方一般财政收支比	0.4418	0.2132	0.0693	1.5413
	科技投入占比	本市科技支出占一般财政支出比重	0.0170	0.0161	0.0006	0.2068
	工业企业规模	本市规上工业企业数(取对数)	6.8625	1.0067	3.9120	9.4330
	机械化水平	本省农业机械总动力(取对数)	8.3389	0.6354	7.1134	9.4995
	货运量	本省货运量(取对数)	12.0878	0.5032	10.6734	12.9815
	智慧城市试点	入选“国家智慧城市”试点当年及之后=1,否=0	0.5889	0.4921	0.0000	1.0000
	政务服务一体化平台建设	“政务服务一体化平台”开设当年及之后=1,否=0	0.5799	0.4936	0.0000	1.0000

注:经济水平、第二产业占比、第三产业占比变量存在一定量的缺失值,用线性插值方法补齐

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表 3 汇报了数字经济影响新型农业经营主体生成的基准回归结果。(1)~(3)列为控制了县级和年份固定效应的估计结果。(4)~(6)列加入了控制变量后,结果显示:在其他条件不变的情况下,数字经济在 1%的显著性水平上促进了新型农业经营主体的生成,数字经济得分每提高 0.01,新型农业经营主体的新增数量、新增率和增长率分别平均提高 3.5051%、2.3621%和 2.5365%。上述结果与高杨等(2023)、黄祖辉等(2023)和高名姿等(2024)的研究结论相互呼应,表明数字经济的发展离不开数字技术与各类实体经济的深度融合,并对县域新型农业经营主体的生成产生显著的“增量”效应。如前所述,一方面,“数实”融合过程中引发的一系列产业、创新、用户和平台层面的变革,有助于

强化农业产业的经济韧性,提高农业经营者的收益预期,进而鼓励了新型农业经营主体的市场进入;另一方面,数字经济通过畅通信息获取与传递渠道等方式降低了市场交易成本,这为新型农业经营主体的生成提供了良好的市场环境,进而激发了农业创业活力。由此,假说 1 得到验证,新型农业经营主体的生成将有助于加快构建集约化、专业化、组织化和社会化相结合的新型农业经营体系,推进以县域为重要载体的农业发展。

表 3 基准估计结果

变量	(1) 新增数量	(2) 新增率	(3) 增长率	(4) 新增数量	(5) 新增率	(6) 增长率
数字经济	4.7923 *** (0.9387)	2.0903 *** (0.2754)	2.1485 *** (0.2974)	3.5051 *** (0.9673)	2.3621 *** (0.3951)	2.5365 *** (0.4241)
经济水平				0.0190 (0.0564)	-0.0151 (0.0145)	-0.0220 (0.0160)
第二产业占比				0.2205 (0.2865)	-0.0217 (0.0809)	0.0524 (0.0767)
第三产业占比				0.3716 (0.3015)	-0.0336 (0.0753)	0.0363 (0.0744)
财政自给率				0.4495 ** (0.2248)	-0.0703 (0.0778)	-0.0607 (0.0775)
科技投入占比				1.6997 (1.1828)	-0.6291 (0.5462)	-0.5983 (0.5709)
工业企业规模				0.1657 *** (0.0524)	0.0351 * (0.0200)	0.0400 * (0.0206)
机械化水平				-0.2329 * (0.1403)	0.0635 (0.0502)	0.0449 (0.0529)
货运量				-0.5079 *** (0.1506)	-0.1006 (0.0693)	-0.1597 ** (0.0738)
智慧城市试点				0.0714 (0.0728)	0.0273 (0.0256)	0.0313 (0.0242)
政务服务一体化平台建设				-0.1087 *** (0.0320)	-0.0141 (0.0111)	-0.0071 (0.0121)
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	5.1245 *** (0.0333)	0.3365 *** (0.0168)	0.2980 *** (0.0175)	11.2706 *** (2.3005)	1.0440 (1.0472)	1.8628 * (1.1076)
拟合优度	0.0671	0.2463	0.2815	0.0822	0.2640	0.3008
样本量	14866	14866	14866	13432	13432	13432

注:使用(1)式回归时,组织新增数量、经济水平、工业企业规模、机械化水平、货运量等变量均取对数;用“已控制”表示已控制固定效应;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。下同

控制变量的回归结果表明,财政自给率的上升和工业企业规模的扩大能促进新型农业经营主体生成。财政自给率反映了政府的财政支持能力,涉农财政补贴力度的增强可以吸引更多农民工返乡创业,进而提高新型农业经营主体的创业活跃度。工业化能够吸纳农村剩余劳动力的转移就业,增加非农就业机会,这既为农产品消费市场和农产品加工业的成长提供了劳动力准备,也促使农业要素更多向规模经营户集中,从而带动其向新型农业经营主体转变(郭庆海,2013)。

(二) 稳健性检验

1. 内生性讨论。虽然本文在控制变量和样本选择上已进行了一些处理,并通过引入县域和年份固定效应,缓解了遗漏变量的问题,但模型仍然可能存在反向因果导致的估计偏误。例如,随着农村互联网普及率、农业生产信息化率和农村电商销售额的不断提高,改善的预期收益和下降的交易成本可能会驱使部分进入市场的新型农业经营主体积极接入数字技术并从事数字相关产业,这将进一步助推数字经济发展。为此,本文参照 Nunn 等(2014)和田鸽等(2022)的做法,选取本市到最近的“八纵八横”光缆骨干网点城市的球面距离与上一年全国互联网用户数(取对数)的交互项作为工具变量,估计数字经济影响新型农业经营主体生成的净效应。从相关性来看,历史上成为光缆骨干网点城市的地区更具有布局数字基础设施的条件,因此本市距离网点城市越近,数字经济水平可能越高。从外生性来看,距离是历史上的地理数据,新型农业经营主体的生成很难受到距离网点城市远近的影响。工具变量法(IV 法)的估计结果如表 4 所示,Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 14. 2090,通过 1% 的显著性水平检验,拒绝了“工具变量识别不足”的原假设,且工具变量和内生变量个数一致,不存在过度识别问题。Cragg-Donald Wald F 统计量为 514. 1480,大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值 16. 3800,弱工具变量检验通过。以上检验结果表明,本文选取的工具变量有效。

表 4 工具变量法估计结果

变量	(1) 数字经济	(2) 新增数量	(3) 新增率	(4) 增长率
数字经济		11. 9733 * (7. 0542)	5. 9257 ** (2. 4859)	6. 7341 *** (2. 5232)
工具变量	-0. 0043 *** (0. 0010)			
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			14. 2090 ***	
Cragg-Donald Wald F 统计量			514. 1480	
拟合优度	0. 6789	0. 0613	0. 2433	0. 2757
样本量	13412	13412	13412	13412

注:使用 xtivreg2 进行工具变量法估计时,自动剔除仅有一年数据的样本,因此第二阶段估计的样本量为 13412

表 4(1) 列的估计结果表明,光缆是数字经济发展的关键基础设施,影响了一个地区数据传输的速度、成本与稳定性。距离光缆骨干网点越远,信息传输成本越高,越可能限制各类市场主体的数字采纳意愿与能力,削弱互联网服务商的投资积极性。因此,工具变量在 1% 显著水平上降低了本地数

字经济的发展水平。(2)~(4)列为工具变量法的第二阶段估计结果,数字经济显著提高了县域新型农业经营主体的新增数量、新增率和增长率。对比表3中的基准回归结果发现,IV法的数字经济估计系数更大,除了样本量差异,另一个可能的原因在于:IV估计往往捕捉到的是局部平均处理效应(LATE),也就是工具变量对“遵从者”群体,即本文中那些更接近“八纵八横”光缆骨干通信工程的城市的影响(Guriey等,2021)。得益于更完善的数字基础设施条件,这些地区对信息、资本和人才等资源的吸收和转化能力更强,进而激励了新型农业经营主体的市场进入。

2. 更换解释变量。新型农业经营主体的生成既得益于地区整体数字经济水平的提高,也需要农业生产、营销、供应链等方面数字化条件的改善。为此,本文选取北京大学新农村发展研究院和阿里研究院共同编制的“县域数字乡村指数数据库”中数字化生产指数、数字化营销指数和数字化供应链指数来反映各方面农业数字化情况^{*}。参照(1)式并考虑滞后一期情形,本文依次替换上述3个指数作为核心解释变量,考察其对新型农业经营主体生成的影响,回归结果如表5所示。数字化生产显著提高了新型农业经营主体的新增数量和新增率,数字化营销显著提高了新型农业经营主体的新增数量、新增率和增长率,数字化供应链的发展显著提高了新型农业经营主体的新增率和增长率。

表5 替换解释变量的估计结果

变量	(1) 新增数量	(2) 新增率	(3) 增长率	(4) 新增数量	(5) 新增率	(6) 增长率	(7) 新增数量	(8) 新增率	(9) 增长率
数字化生产指数	1.7119*** (0.4624)	0.1585** (0.0719)	0.1090 (0.1021)						
数字化营销指数				1.6516** (0.7231)	0.2381** (0.1026)	0.3143*** (0.1119)			
数字化供应链指数							-1.1448 (2.0764)	0.2975* (0.1774)	0.5567*** (0.2097)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制			
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制			
常数项	4.6619 (8.0506)	0.0879 (1.1226)	0.0985 (1.1887)	5.5380 (8.0040)	0.0644 (1.1049)	-0.1025 (1.1763)	-3.3281*** (1.1723)	0.0151 (0.1143)	-0.0205 (0.1298)
拟合优度	0.0831	0.0135	0.0113	0.0782	0.0143	0.0154	0.3879	0.0325	0.0225
样本量	2422	2422	2422	2422	2422	2422	1328	1328	1328

注:为方便表示结果,将数字化生产指数、数字化营销指数、数字化供应链指数均除以1000后回归

3. 更换被解释变量层级。为准确反映新型农业经营主体的生成情况,本文将 y_{met} 测度至县级层面,但考虑到 $Di_{g_{m-1}}$ 为市级层面变量,可能在数据层级匹配上存在信息偏差。为此,本文进一步计算市级层面新型农业经营主体的新增数量、新增率和增长率作为被解释变量。新的估计结果如表6

* 县域数字乡村指数共有2018年、2019年和2020年三期,但2019年数据未包含数字化生产指数、数字化营销指数、数字化供应链指数,且数字化供应链指数在2018年和2020年的分项指标存在变化。因此,本文使用的数字化生产指数、数字化营销指数为2018年和2020年两期的面板数据,数字化供应链指数为2020年的截面数据。数据介绍详见北京大学新农村发展研究院数字乡村项目组报告, <http://www.ccap.pku.edu.cn/nrdi/docs/2022-05/20220530144658673576.pdf>

(1)~(3)列所示,数字经济在 1%的显著性水平上提高了市级层面新型农业经营主体的新增数量、新增率和增长率。由此得以验证:数字经济条件下的新型农业经营主体创业活跃度水平在不断提高。

4. 排除政策干扰。农业农村部先后于 2018 年 9 月、2019 年 9 月和 2021 年 8 月分三批对全国多个县(市、区)进行农民合作社质量提升整县推进工程试点^①。尽管第三批开始时间处于本文研究期末,但前两批次的试点政策仍可能通过干预合作社数量进而影响新型农业经营主体的生成。为此本文删除了前两批试点的县域样本,并借鉴高名姿等(2024)的做法,将第一产业增加值占比低于 3%的县域样本剔除,结果如表 6(4)~(6)列所示。在剔除潜在政策干扰后,数字经济对县域新型农业经营主体生成的正向影响依然显著。

表 6 稳健性检验的估计结果

变量	(1) 新增数量	(2) 新增率	(3) 增长率	(4) 新增数量	(5) 新增率	(6) 增长率
数字经济	4.7307*** (0.8043)	1.8970*** (0.3971)	1.9138*** (0.4359)	2.8151** (1.1319)	2.2530*** (0.4084)	2.4451*** (0.4407)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
市级固定效应	已控制	已控制	已控制			
县级固定效应				已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	13.6244*** (2.5035)	0.9011 (0.9284)	1.3185 (0.9463)	7.1448*** (2.3785)	-0.0572 (1.1387)	0.7177 (1.2229)
拟合优度	0.1568	0.3942	0.4523	0.0895	0.2822	0.3172
样本量	2130	2130	2130	10933	10933	10933

注:(1)~(3)列在地级市层面回归,将经济水平、第二产业占比、第三产业占比这 3 个控制变量替换到市级层面,并控制市级固定效应

(三) 机制检验

基准回归和稳健性检验结果均表明,数字经济水平的提升可以促进新型农业经营主体的生成。接下来本文构建反映土地流转状况、农业技术创新水平、农业金融可得性的机制变量,检验数字经济影响新型农业经营主体生成的机制。

新型农业经营主体的生成和发展与农户的土地流转行为密切相关。为此,本文使用浙江大学中国家庭大数据库(CFD)中 2015 年、2017 年和 2019 年三期微观调研数据,根据省、市、县代码将农户特征变量与地区宏观经济社会特征变量相匹配,以检验土地流转在数字经济影响新型农业经营主体生成中的机制作用,回归估计结果如表 7 所示。(1)列控制了部分农户特征变量,包括性别、年龄、受教育程度、健康状况、家庭规模和土地确权情况,结果显示数字经济在 1%的显著性水平上促进了农户的土地流转。(2)列进一步加入地区层面控制变量,结果保持稳健,数字经济水平每提高 0.01,土地流转的概率提高 2.0796%。作为优化土地资源配置的重要方式,土地流转具备显著的规模化和集

^① 第一批试点单位含 30 个县级行政区,https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2018-12/31/content_5442601.htm;第二批增加 120 个试点单位,https://www.moa.gov.cn/nybg/2019/201909/202001/t20200109_6334632.htm;第三批确定 248 个县级行政区为试点单位,https://www.moa.gov.cn/xw/bmdt/202106/t20210625_6370299.htm。三批试点的期限均为 2 年

约化效应,而数字经济的发展恰好能够通过提高土地市场的信息透明度、降低土地交易成本及契约风险等方式进一步活跃农村土地交易市场,促进土地向规模农户的流转,从而催生出具备更强的技术吸纳能力和管理创新能力的新型农业经营主体(罗叶等,2025)。

为验证理论分析中数字经济是否具有“推力”和“拉力”的作用,本文根据农户的耕地经营面积,将样本分为 30 亩以下的小农户和 30 亩以上的规模经营农户进行分样本回归*。(3)~(6)列结果表明,数字经济在土地流转市场中对不同类型农户产生了差异化效果,从而影响到新型农业经营主体的生成。一方面,数字经济显著缓解了小农户因信息闭塞、交易障碍而“撂荒不转”的约束,进而形成有效的“推力”作用,促使小农户将土地转出。另一方面,数字经济使得规模农户获得了更强的要素整合能力和更高的土地边际收益率,这一“拉力”作用带动其通过土地转入实现经营规模的再扩大与组织形态升级,并最终演化为新型农业经营主体**。综上,土地流转机制成立。

为提高结果的稳健性,本文根据 CCAD 数据库的农村土地流转子库获得中国土地交易市场网的耕地交易信息,加总出地级市层面的耕地年交易数量和面积,并计算出平均交易面积作为被解释变量进行回归***。表 7(7)列结果显示,数字经济的发展不仅促进了农户层面的土地流转,也带动了地区平均耕地交易规模的上升,这将进一步实现农业经营的规模化,并带动新型农业经营主体的生成。

表 7 机制检验的估计结果(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	土地流转	土地流转	土地转入	土地转出	土地转入	土地转出	土地交易
数字经济	2.5305*** (0.9565)	2.0796* (1.0698)	0.5177 (0.8109)	1.0063* (0.5393)	40.2793*** (11.2804)	-6.6903 (5.5544)	0.8117** (0.3603)
控制变量		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应							已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.2777*** (0.0647)	1.5741 (1.8746)	1.9840 (1.2746)	0.5621 (1.3631)	-3.1914 (7.9227)	-3.8068 (4.6255)	-0.2226 (0.5185)
拟合优度	0.0045	0.0052	0.0137	0.0361	0.1292	0.1275	0.0226
样本量	13657	12368	11767	11767	601	601	921

注:(1)~(2)列的被解释变量为土地流转,若农户当年发生土地转入或土地转出行为,则定义为 1,否则为 0;考虑到(7)列在地级市层面回归,将经济水平、二产占比、三产占比这 3 个控制变量替换到市级层面,并控制市级固定效应;(1)~(7)列均采用双向固定效应模型估计

为验证农业技术创新的机制作用,本文根据 CCAD 数据库中的农业专利信息子库计算出各地级

* 有关农业规模经营的标准,目前学界尚未形成共识,中共中央办公厅和国务院办公厅《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》中提到,“土地经营规模相当于当地户均承包土地面积 10 至 15 倍的,应当给予重点扶持。”考虑到样本中小农户的平均经营规模较小,确定 30 亩为划分标准

** 描述性统计结果同样发现新型农业经营主体的生成得益于土地从小农户向规模经营户集中。具体地,对于小农户样本,土地平均转出比例为 18.3996%,转入比例为 13.4388%,转出比例大于转入比例。对于规模农户样本,土地平均转出比例为 10.8661%,转入比例为 37.9528%,转入比例大于转出比例

*** 本文共计捕捉到反映耕地交易信息的字段 12736 条,其中能够识别到耕地交易发生地市的字段 12567 条,占 98.67%,识别到交易发生县县的字段 10544 条,占 82.79%。因此,为充分利用样本,本文将上述土地交易数据在清理后加总至地级市层面

市的农业专利授权总量* ,包括发明、实用新型、外观设计三种专利类型,以衡量农业技术创新水平。回归结果如表 8(1)列所示,数字经济水平的提高在 1%的显著性水平上提高了本市专利授权数量和技术创新水平,估计系数为 0. 8905。数字经济离不开数字技术的发展,而技术进步的溢出效应不仅加速了跨行业的知识扩散与资源重组,也促进了农业领域的知识共享和技术变革,进而诱发一系列新产业、新业态、新模式(郭朝先,2023)。在此基础上,农业技术创新能够有效降低农业经营风险和不确定性,提高农业全要素生产率和预期收益水平,进而推动新型农业经营主体的生成。

数字经济的发展降低了涉农金融机构与信贷需求者之间的信息不对称,从而为新型农业经营主体的发展提供更加普惠便捷的资金支持,缓解其市场进入的融资约束。为此,本文根据 CCAD 数据库的涉农金融机构子库,计算出各县域年度范围内正常运行的涉农金融机构数量,包括三类新型农村金融机构(小额贷款公司、村镇银行和资金互助社)和农村信用社,并用本县人口进行标准化处理(宋科等,2022),以反映当地的农业金融可得性水平。考虑到数字经济测度中包含了二级指标“数字普惠金融指数”,为避免可能的内生性,本文剔除该指标后重新构造数字经济指数进行回归估计**。结果如表 8(2)~(5)列所示,数字经济主要促进了小额贷款公司和农村信用社的数量增长,并通过 1%的显著性检验,估计系数为 0. 3003 和 1. 5539。上述结果表明,数字经济条件下农村金融机构的发展,尤其是小额贷款公司和农村信用社覆盖广度的提高,能够有效缓解收集、传递与处理农户抵押品或个人财务等信息过程中存在的交易成本过高问题(王修华等,2025)。这有利于缓解农业创业者的资金约束,提高县域农业金融可得性水平,进而带动新型农业经营主体的生成。综上,H2 得到验证。

表 8 机制检验的估计结果(二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业技术创新	小额贷款公司	村镇银行	资金互助社	农村信用社
数字经济	0. 8905 *** (0. 2730)	0. 3003 *** (0. 1029)	-0. 0646 (0. 0395)	-0. 7160 (0. 8836)	1. 5539 *** (0. 3519)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制				
县级固定效应		已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0. 0743 (0. 1230)	-0. 2708 ** (0. 1352)	0. 0594 (0. 1162)	-1. 4467 (1. 9152)	0. 0074 (0. 9185)
拟合优度	0. 5237	0. 2890	0. 1661	0. 0774	0. 1243
样本量	2117	11806	9570	886	12410

注:(1)列的被解释变量为本市农业专利总量(万件),考虑到在地级市层面回归,将经济水平、二产占比、三产占比这 3 个控制变量替换到市级层面,并控制市级固定效应;(2)~(5)列的被解释变量为县域各类涉农金融机构数量与当地人口之比

(四) 异质性分析

1. 组织类型。为考察数字经济对不同类型新型农业经营主体生成的差异化影响,本文分别计算

* 由于公布的部分农业专利数据缺失县级地区代码,为降低偏误,本文将专利数量加总至地级市层面
** 北京大学数字普惠金融指数是基于支付宝业务数据构建,反映信贷交易的指标均来自其线上平台,与本文使用涉农信贷金融机构数量测度农业金融可得性的方式有明显区别。同时,数字普惠金融指数经过熵权法标准化处理和赋权后,数值发生了较大变化,内生性被进一步削弱

了县级层面家庭农场、农民合作社和农业企业的年新增数量、新增率和增长率,采用(1)式进行回归,结果如表9*所示。(1)~(3)列表示数字经济对家庭农场的生成无显著影响,(4)~(6)列表示数字经济显著提高了农民合作社的新增率和增长率,(7)~(9)列表示数字经济显著提高了农业企业的新增数量、新增率和增长率。上述结果可以从三个方面解释:第一,从产业链分工和经营内容来看,家庭农场多从事农业生产,产品销售仍以传统渠道为主,对数字经济的依赖程度相对有限;相比之下,农民合作社和农业企业有更强的实力获取土地、技术和金融资金等农业要素的支持,在农产品流通和市场营销等环节中承担着重要角色,因此受到数字经济的影响更强。第二,从经济效应来看,Han等(2025)发现数字经济的发展显著提高了农民合作社和农业企业的销售收入和利润,但对家庭农场的绩效无明显影响,这在一定程度上解释了家庭农场进入市场积极性不高的原因。第三,从主体功能来看,随着可持续发展理念的践行,家庭农场在生态环境改善中相对薄弱的作用,在一定程度上削弱了市场对其的进入需求。例如,Xu等(2025)发现合作社和农业企业数量的增长显著降低了当地农户的化肥使用量,有助于优化农业生态环境,而家庭农场在该方面的效应并不明显。综上,H3得到验证。

表9 组织类型异质性分析的估计结果

变量	(1) 新增数量	(2) 新增率	(3) 增长率	(4) 新增数量	(5) 新增率	(6) 增长率	(7) 新增数量	(8) 新增率	(9) 增长率
数字经济	-0.1485 (0.0922)	-1.5459 (2.1155)	-1.5982 (2.1438)	-0.0412 (0.1844)	1.4069*** (0.3790)	1.3648*** (0.3796)	1.2798** (0.4982)	2.5810*** (0.5896)	2.8187*** (0.6322)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.5809*** (0.2073)	1.8426 (4.4204)	2.4516 (4.3989)	-0.8519* (0.5043)	-2.4600** (1.0805)	-1.7039 (1.0937)	2.8225*** (0.7798)	3.5337** (1.7138)	4.4330** (1.8245)
拟合优度	0.0236	0.2754	0.2826	0.0926	0.2941	0.3436	0.0567	0.0911	0.1104
样本量	13432	10257	10257	13432	13432	13432	13432	13432	13432

注:(1)(4)和(7)列的被解释变量分别为县域家庭农场、农民合作社和农业企业的新增数量(千家)。由于家庭农场发展的起步较晚,在部分县域范围内的新增数量为0,因此未取对数以避免样本损失。本文新增率和增长率的计算以上一年各新型农业经营主体的在营数量为分母,由于研究初期部分县域家庭农场的在营数量为0,导致(2)~(3)列样本有所损失

2. 地域特征。考虑到地域特征可能影响数字经济的作用效果,本文将样本划分为县域(包括自治县、旗和自治旗等)和市域(包括市辖区和县级市等)两组,分样本考察数字经济对新型农业经营主体生成的影响。如表10所示,数字经济在促进市域新型农业经营主体生成的同时,也显著提高了县域和市域新型农业经营主体的新增率和增长率,且费舍尔组合检验的p值大于0.1,表明不存在明显的组间差异。因此,在培育新型农业经营主体的过程中应兼顾市域与县域,通过完善数字基础设施与

* 本文共获得反映各类新型农业经营主体生成信息的样本14866个,引入控制变量后,有效样本量为13432个。其中当年该县家庭农场、农民合作社和农业企业新增数量为零值的样本分别占比39.67%、2.10%和0%。为避免可能的估计偏差,本文进一步使用左删失Tobit模型估计数字经济对县域家庭农场新增数量的影响,同时控制县域和年份固定效应。结果表明,数字经济对家庭农场新增数量具有负向影响,仍未促进县域家庭农场的生成

要素条件,确保数字经济在不同区域内都能有效促进新型农业经营主体的生成。

表 10 地域特征异质性分析的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	县域新增数量	市域新增数量	县域新增率	市域新增率	县域增长率	市域增长率
数字经济	1.3216 (1.2678)	4.3355 *** (0.9851)	1.9873 *** (0.4254)	2.2821 *** (0.5137)	2.2612 *** (0.4475)	2.4170 *** (0.5475)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	4.9247 * (2.6840)	16.9266 *** (2.4591)	-0.6495 (1.0341)	2.3796 ** (1.1862)	0.1618 (1.1050)	3.2717 *** (1.2504)
拟合优度	0.0908	0.1054	0.3007	0.2232	0.3356	0.2630
样本量	7753	5679	7753	5679	7753	5679
组间系数差异	-3.0139 ***		0.2948		0.1558	

注:组间系数差异检验的 p 值采用费舍尔组合检验,经抽样 1000 次计算得到

区位条件和行政区划密切联系,为此本文进一步根据经纬度计算出样本所在地到该省省会中心的距离,并根据分位数分成四组,以考察不同地理距离条件下数字经济对新型农业经营主体生成的影响。结果见图 4,当样本所在地到省会中心的距离处于 0.25 分位点时,数字经济显著提高了新型农业经营主体的增长数量、新增率和增长率,反映出中心区域在基础设施、要素流动与政策获取等方面的集聚优势。随着距离拉大,数字经济仍显著提高了新型农业经营主体的新增率和增长率。这一结果表明,数字经济在一定程度上具备跨越空间壁垒、缩小区域差距的能力,能够促进地理位置相对偏远地区农业产业的发展和新型农业经营主体创业活跃度的提升,从而体现出包容性特征。综上,H4 得到验证。

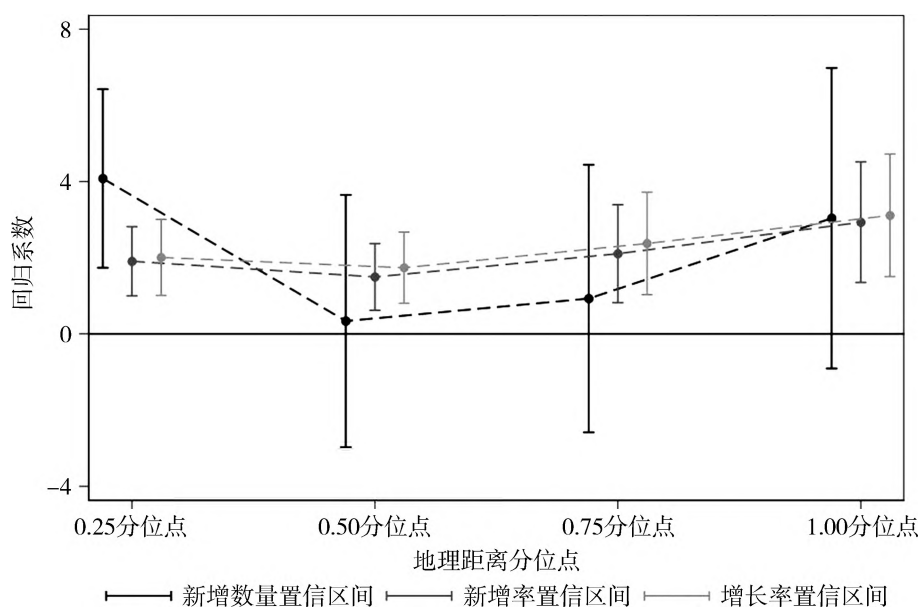
五、拓展性分析：从生成到生存

新型农业经营主体的生成不仅可以壮大农业生产经营规模,还为农业产业发展注入了新的动力。然而,部分地区为追求市场主体数量增长和刺激农业经济,存在过度引导家庭农场、农民合作社和农业企业成立的问题(马彦丽等,2024;Hua,2025),这使得很多新型农业经营主体难以克服市场风险,经营水平低,迅速凋零。因此,进入市场是新型农业经营主体发展的第一步,能否在市场上持续经营并维持良好的生存状况,同样是反映新型农业经营主体高质量发展的关键。如前所述,数字经济的发展可以通过改善多方面农业要素条件,缓解新型农业经营主体在土地、技术和金融等方面的约束,这同样可能对新型农业经营主体的生存和发展产生积极作用。因此,本文进一步探讨数字经济对新型农业经营主体生存的影响。

首先,本文借鉴毛其淋等(2013)的做法,假设 T_i 为新型农业经营主体*i*的存续时间,则其持续经营时间超过*u*年的概率 $Pr(T_i > u)$ 用生存函数 $S_i(u)$ 表示为:

$$S_i(u) = Pr(T_i > u) = \prod_{t=1}^u (1 - h_i(t))$$

(2)



注:横坐标的分位点是根据样本所在地到本省会中心的距离进行四等分得到。为方便观察,对每一分位点水平上的3个估计结果略微错开绘制,从左到右依次汇报了数字经济对新型农业经营主体新增数量、新增率和增长率的估计系数(见实点)及其95%置信区间。分组估计均采用聚类到城市层面的稳健标准误

图4 地理距离四等分的估计结果

其中, $h_i(t)$ 是风险函数,描述的是新型农业经营主体*i*在第*t*期正常经营的条件下,在第*t*+ Δt 期退出市场的概率,即 $h_i(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \Pr(t \leq T_i \leq t + \Delta t | T_i > t) / \Delta t$ 。因为以年份为计数单位, Δt 通常取1。进一步采用Kaplan-Meier乘积项的方式对生存函数进行估计,公式为:

$$\widehat{S}(u) = \prod_{t=1}^u [(N_t - D_t) / N_t] = \prod_{t=1}^u [1 - D_t / N_t] \quad (3)$$

此时,风险函数的参数估计式恰好表示为 $\widehat{h}(t) = D_t / N_t$ 。其中, N_t 和 D_t 分别表示在时点*t*的风险状态下,观测到的继续生存和退出市场的新型农业经营主体数量。

借助(3)式估计的新型农业经营主体生存曲线如图5所示。图5(A)展现了不考虑数字经济条件下,家庭农场、农民合作社和农业企业三类新型农业经营主体及其整体上的生存情况。可以看出,农民合作社在不同类型新型农业经营主体中的生存率较高;但对存活年限超过6年的家庭农场而言,其生存韧性得到充分体现,表现出较强的适应能力和持续发展潜力;农业企业的生存率相对较低。Log-rank检验和Wilcoxon检验的*p*值均为0,表明不同生存曲线存在明显的组间差异。接下来,本文计算新型农业经营主体所在地历年数字经济水平的平均值,再根据其中位数大小将样本分成两组。结果如图5(B)所示,“高数字经济水平组”新型农业经营主体的生存曲线几乎均处于“低数字经济水平组”新型农业经营主体生存曲线的上部,表明数字经济水平较高的地方新型农业经营主体的生存能力更强。

在上述描述性统计的基础上,本文进行计量分析,并分三步对数据进行清洗与整理。第一,使用2013—2021年的浙大卡特—企研中国涉农数据库,根据每个新型农业经营主体在工商部门的登记注

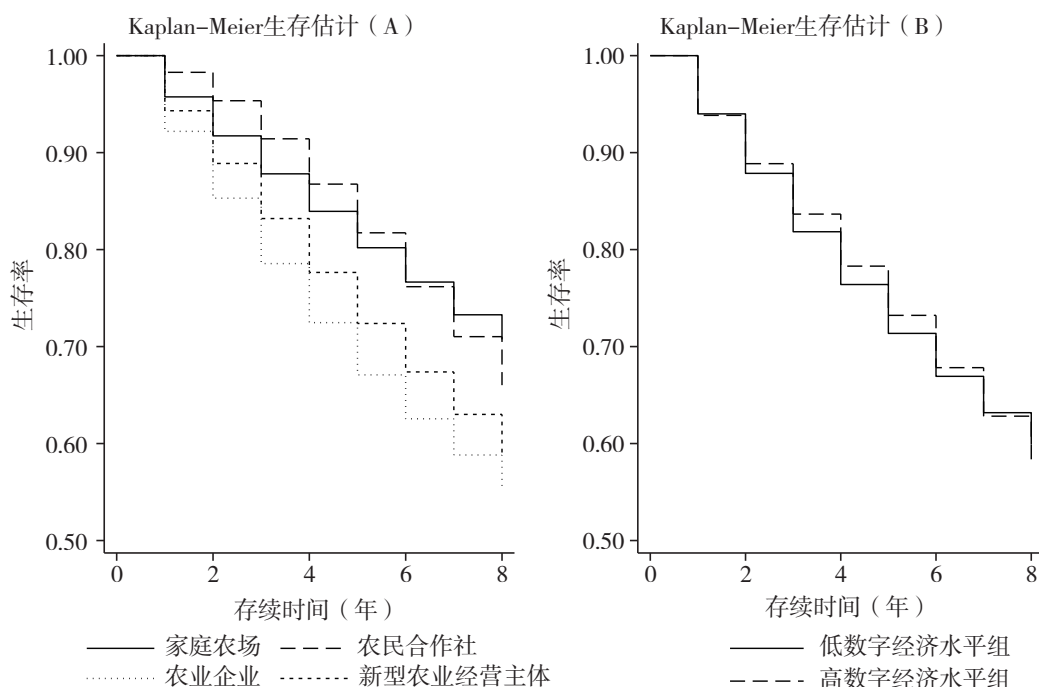


图 5 新型农业经营主体的 Kaplan-Meier 生存曲线

册信息和年报信息,界定其当年的存活或死亡状态。第二,删除成立时间早于 2013 年的新型农业经营主体样本,以规避左删失数据*的问题(逯宇铎等,2013)。第三,匹配变量并最终确定有效的新型农业经营主体样本。接下来,本文构造 Cox 比例风险回归模型,其形式如下:

$$h_i(t, Z) = h_0(t) \times \exp(\beta_1 Di g_{pm} + \gamma_1 X_{pmc}) \quad (4)$$

其中,非参数部分 $h_0(t)$ 为基准风险函数,用来刻画数字经济变量和控制变量的集合 Z 取值为 0 时新型农业经营主体面临的风险大小; $\exp(\cdot)$ 为参数部分,采用局部似然法估计。 β_1 给出了新型农业经营主体 i 所在地 m 上一年数字经济水平对其死亡风险的影响,若系数显著为负,则认为数字经济水平的提高能降低新型农业经营主体的死亡风险,提升其生存能力。

(4) 式的估计结果如表 11(1)~(3) 列所示。可以看出,(1) 列在控制年份固定效应和地区特征变量的情况下,数字经济水平的提高在 1% 的显著性水平上降低了新型农业经营主体的死亡风险。结合异质性分析的估计结果,本文在(2) 列控制了组织类型固定效应,在(3) 列进一步控制了地理距离固定效应,结果均保持稳健,H5 得到验证。从外部环境来看,数字经济改变了产业经济的运行规则与逻辑,能够提高市场竞争水平和预期收益空间、降低农产品的交易和流通成本,从而为新型农业经营主体的生存提供了更多机会。从主体自身来看,数字经济有助于降低新型农业经营主体的内部管理成本,提高要素配置和经营效率,从而提高其发展水平(郭朝先,2023;Han 等,2025)。

需要注意的是,相对于连续时间 Cox 生存模型,离散时间生存模型(Cloglog 生存模型)不需要满足“比例风险”的假设条件,且易于控制不可观测的异质性(Hess 等,2012)。为此本文进一步采用 Cloglog 生存模型考察数字经济与新型农业经营主体生存持续时间的关系,模型如下:

* 部分样本存活于研究期内,但生成年份早于研究期,称为左删失数据;部分样本生成于研究期内,但存活至研究期后,称为右删失数据。生存模型可自动处理右删失问题,但无法处理左删失问题,因此需剔除成立时间在研究期之前的样本

$$P(h_{it} | Z) = \alpha_1 + \beta_2 Di g_{pmt-1} + \gamma_2 X_{pmt} + \pi_t + \lambda_a + \lambda_b + \mu_t + \varepsilon_{pmciabt} \quad (5)$$

其中, $P(h_{it}|Z)$ 反映了在其他条件一定的情况下,新型农业经营主体死亡风险的大小,若新型农业经营主体在当年存活, h_{it} 取值为 0,否则取值为 1(彭世广等,2020)。 π_t 为基准风险率,是时间的函数; λ_a 和 λ_b 分别用新型农业经营主体组织类型的虚拟变量和样本到省会中心地理距离分组的虚拟变量表示。

表 11(4)~(6)列为使用 Cloglog 方法估计的结果,估计系数均保持稳健,并通过 1%的显著性检验。综上,数字经济的发展不仅可以显著促进新型农业经营主体的生成,提高其创业活跃度,也在提升要素配置效率、强化信息获取能力和降低交易成本等方面发挥了关键作用,从而有效降低了新型农业经营主体的退出风险,增强了其生存韧性 with 持续经营能力。该结果完善了数字经济影响新型农业经营主体“从生成到生存”的实证链路,表明数字经济在促进新型农业经营主体生成与生存两个维度上均具有积极影响,这为推动农业组织形态升级和农村产业现代化提供了重要支撑。

表 11 生存模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Cox 模型			Cloglog 模型	
数字经济	-1.7454 *** (0.0754)	-1.6580 *** (0.0749)	-1.5109 *** (0.0754)	-1.8890 *** (0.0753)	-2.0053 *** (0.0748)	-1.8815 *** (0.0754)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
组织类型固定效应		已控制	已控制		已控制	已控制
地理距离固定效应			已控制			已控制
样本量	12588923	12588923	12588923	16299054	16299054	16299054

注:(1)~(3)列的回归结果采用 Cox 模型的 Breslow 方法实现,估计过程中存在样本损耗

六、结论与启示

新型农业经营主体是小农户和现代农业有机衔接的重要载体。在数字经济蓬勃发展的大背景下,加快培育家庭农场、农民合作社和农业企业等新型农业经营主体,合理引导其进入市场并健康生存,对于加强现代农业经营体系建设、推动农业经济增长具有重要意义。基于此,本文使用 2013—2021 年的中国新型农业经营主体工商登记信息,实证分析了数字经济对县域新型农业经营主体生成的影响,探讨可能的机制,并进行生存分析。主要研究结论如下:第一,数字经济促进了新型农业经营主体的生成,显著提高县域新型农业经营主体的新增数量、新增率和增长率,经过工具变量法、更换关键变量和排除政策干扰等一系列操作后,结果依然稳健。第二,机制分析发现,数字经济能通过增强土地流转中的“推拉”效应、农业技术创新和农业金融可得性来提高要素配置水平,及时改变农业预期收益和成本的权衡,进而促进新型农业经营主体的生成。第三,异质性分析发现,数字经济促进了农民合作社和农业企业的生成,但对家庭农场生成的作用有限,这表明不同类型新型农业经营主体的市场进入门槛存在差异。同时,数字经济促进了县域和到省会中心距离较远地区新型农业经营主体的生成,体现出一定的包容性。第四,拓展性分析发现,数字经济在促进新型农业经营主体生成的同时,降低了新型农业经营主体的死亡风险,显著提高其生存水平。

基于上述实证结果和分析,本文提出如下政策启示:第一,加强数字基础设施建设,为新型农业经营主体生成赋能。数字经济的发展离不开数字产业、数字创新、数字用户和数字平台的共同作用,因

此需要进一步加强各类数字基础设施建设及其与实体经济、农业产业的深度融合。政府一方面要注重推进城乡数字基础设施一体化建设,确保各类信息服务向农业薄弱区域延伸;另一方面要加强数字技术在农作物生产、农产品营销推广和农业供应链革新等方面的多样化支持,吸引更多新型农业经营主体的生成。第二,聚焦农业要素条件改善,提高市场主体进入的合理预期。政府及相关部门要健全农村土地流转的价格形成机制,积极打造土地流转的线上平台,鼓励农业适度规模经营,从而促进新型农业经营主体的生成。此外,应鼓励农业技术创新和培训,帮助更多农业经营主体实现知识、经验和技术的积累,以更好地支持其参与数字经济。地方政府和农业部门还应积极发动小额贷款公司、农村信用社等涉农金融机构瞄准用户需求,为即将进入市场的新型农业经营主体提供合理的资金支持和信贷优惠政策。第三,采取有针对性的发展举措和监管手段。政府相关部门要加大对各类新型农业经营主体创业和参与数字化转型发展的政策补贴力度,尤其是针对家庭农场等较小规模组织的帮扶。同时,强化新型农业经营主体在多个环节的数字经济参与和主体间的协同,以提高农业产业链韧性。政府还应当充分利用各类数字技术所衍生的治理工具,对新型农业经营主体进行定期的动态监测,掌握其经营活动,以将更多的农业资源向正常经营的新型农业经营主体倾斜,进而提高其克服风险并健康持续生存的能力。

参 考 文 献

1. Bu, D., Liao, Y. Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China. *Journal of Development Economics*, 2022; 102853
2. Deller, S., Whitacre, B., Conroy, T. Rural Broadband Speeds and Business Startup Rates. *American Journal of Agricultural Economics*, 2022(3): 999~1025
3. Goldfarb, A., Tucker, C. Digital Economics. *Journal of Economic Literature*, 2019(1): 3~43
4. Guriev, S., Melnikov, N., Zhuravskaya, E. 3G Internet and Confidence in Government. *The Quarterly Journal of Economics*, 2021(4): 2533~2613
5. Han, Z., Liang, Q. Digital Economy and Inclusive Development of New Agricultural Operating Entities. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2025(3): 687~700
6. Hess, W., Persson, M. The Duration of Trade Revisited. *Empirical Economics*, 2012(3): 1083~1107
7. Hua, W. On the Distributional Effects of Principal-Agent Problems: Evidence from China's Shell Farmer Cooperatives. *World Development*, 2025; 106915
8. Lee, E. S. A Theory of Migration. *Demography*, 1966(1): 47~57
9. Liang, Q., Ma, K., Liu, W. The Role of Farmer Cooperatives in Promoting Environmentally Sustainable Agricultural Development in China: A Review. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 2023(3): 741~759
10. Lin, B., Wang, X., Jin, S., Yang, W., Li, H. Impacts of Cooperative Membership on Rice Productivity: Evidence from China. *World Development*, 2022; 105669
11. Nunn, N., Qian, N. US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, 2014(6): 1630~1666
12. Wu, J., Wu, L. Impacts of Digital Inclusive Finance on Household Entrepreneurship. *Finance Research Letters*, 2023; 104114
13. Xu, M., Wang, X., Chen, K. Leveraging Agricultural Production Organizations to Reduce Fertilizer Use: Evidence from China. *Food Policy*, 2025; 102891
14. Zang, Y., Hu, S., Zhou, B., Lv, L., Sui, X. Entrepreneurship and The Formation Mechanism of Taobao Villages: Implications for Sustainable Development in Rural Areas. *Journal of Rural Studies*, 2023; 103030
15. Zheng, L. Big Hands Holding Small Hands: The Role of New Agricultural Operating Entities in Farmland Abandonment. *Food Policy*, 2024; 102605
16. 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益. *经济研究*, 2021(5): 91~108
17. 池泽新, 余永琦, 李庆, 卢慧. 自生能力驱动农业龙头企业联农带农绩效的内在机制与实证检验——基于新结构经济学的视角. *农经*, 2025(24): 97~113

18. 戴魁早,黄 姿,王思曼. 数字经济促进了中国服务业结构升级吗. 数量经济技术经济研究,2023(2):90~112
19. 丁琳琳,刘文勇,聂 颖. 中国农业社会化服务企业的发展潜力与方向. 农经,2025(Z2):57~66
20. 方师乐,韩诗卉,徐欣南. 电商发展与农村共同富裕. 数量经济技术经济研究,2024(2):89~108
21. 高名姿,张 雷,朱慧劫. 数字治理、宗族网络与农业创业——基于东部地区 397 个县域面板数据的实证分析. 南京农业大学学报(社会科学版),2024(2):173~184
22. 高 杨,王寿彭,韩子名. 农业数字化与新型农业经营主体发展. 中南财经政法大学学报,2023(5):108~121
23. 关 昕,胡志全. 农户电商采纳的增收效应与多维赋能路径. 农经,2025(Z2):111~128
24. 郭朝先. 数字经济时代产业组织演变:趋势、特征与效果. 中国农村经济,2023(10):2~25
25. 郭 峰,熊云军,石庆玲,王靖一. 数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据. 管理世界,2023(4):16~33
26. 郭庆海. 新型农业经营主体功能定位及成长的制度供给. 中国农村经济,2013(4):4~11
27. 黄祖辉. 改革开放四十年:中国农业产业组织的变革与前瞻. 农业经济问题,2018(11):61~69
28. 黄祖辉,宋文豪,叶春辉. 数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国 1845 个县域的经验证据. 金融研究,2023(4):92~110
29. 金绍荣,唐诗语,任赞杰. 数字化转型能提升农业企业全要素生产率吗. 改革,2024(2):131~148
30. 来晓东,杜志雄,崔 超,李家豪. 加快构建现代农业经营体系:内涵特征、现实基础与策略选择. 农经,2025(Z1):118~128
31. 李江一,秦 范. 如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例. 管理世界,2022(2):84~99+6
32. 李敬锁,万 群. 农业技术创新对农业经济韧性的影响——基于财政支农政策的门槛效应分析. 农业技术经济,2025(3):4~17
33. 李 宁,周琦宇,邹丽琼. 农产品网络销售会影响新型农业经营主体的农地经营规模吗. 农业技术经济,2022(2):94~109
34. 梁 巧,白荣荣,邵 科. 顺其自然还是引导退出——基于空壳社对正常合作社发展的影响研究. 农业技术经济,2024(7):26~42
35. 梁 巧,韩子名,刘文昊. 新型农业经营主体发展具有小农户包容性吗. 经济理论与经济管理,2024(6):37~56
36. 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展. 上海人民出版社,2005
37. 刘 丽,孙炜琳. 农业技术扩散的研究进展、热点趋势与未来展望. 农经,2025(Z2):67~80
38. 罗 叶,肖海峰. 农村人口老龄化对粮食生产能力的影响——基于土地流向新型经营主体的调节效应. 中国农业大学学报,2025(6):224~235
39. 冒佩华,徐 骥. 农地制度、土地经营权流转与农民收入增长. 管理世界,2015(5):63~74+88
40. 逯宇铎,于 娇,刘海洋. 出口行为对企业生存时间的强剂效应研究——来自 1999—2008 年中国企业面板数据的实证分析. 经济理论与经济管理,2013(8):60~71
41. 马彦丽,李子皓,贾玉丛,孙天合. 对中国农民专业合作社发展质量三大争议问题的回应——基于“浙大卡特-企研中国涉农研究数据库”的评估. 中国农村经济,2024(2):90~111
42. 毛其淋,盛 斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化. 经济研究,2013(4):16~29
43. 彭世广,周应恒,耿献辉. SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响. 中国农村经济,2020(12):103~122
44. 戚聿东,肖 旭. 数字经济时代的企业治理变革. 管理世界,2020(6):135~152+250
45. 宋 科,刘家琳,李宙甲. 县域金融可得性与数字普惠金融——基于新型金融机构视角. 财贸经济,2022(4):36~52
46. 孙伟增,张柳钦,万广华,王 傲. 政务服务一体化对资本流动的影响研究——兼论政府在全国统一大市场建设中的作用. 管理世界,2024(7):46~68
47. 田 鸽,张 勋. 数字经济、非农就业与社会分工. 管理世界,2022(5):72~84+311
48. 王修华,彭德荣. 新型农村金融机构设立能否促进新型农业经营主体创立. 农业技术经济,2025(1):23~42
49. 魏滨辉,罗明忠. 农村集体产权制度改革对新型农业经营主体创立的影响. 经济经纬,2024(4):44~55
50. 谢艳乐,毛世平. 数字技术如何驱动农业全产业链融合发展——来自西瓜特色产业的经验证据. 中国农村经济,2024(10):64~83
51. 易法敏,古飞婷,罗必良. 乡村数字经济包容性发展的政策组合及其治理——基于“电子商务进农村综合示范”的案例研究. 管理世界,2025(5):101~116+197
52. 余晋晶,葛 扬,丁涵浩. 农村产业融合是否会促进新型经营主体诞生. 经济问题,2025(9):71~80
53. 张光利,薛慧丽,兰明慧,林 嵩. 行政区划调整与地区市场主体活力——基于“撤县设区”政策与创业活动的视角. 经济理

论与经济管理,2022(4):84~97

54. 张景娜,张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据. 中国农村经济,2020(3):57~77
55. 赵路霖,林海. 数字乡村发展政策实施能否推动革命老区农业新业态创业活动. 中国农村经济,2024(7):141~160
56. 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据. 管理世界,2020(10):65~76
57. 郑可,吴秀敏. “三级数字鸿沟”背景下互联网赋能家庭农场创业效应及其异质性探讨. 农村经济,2024(3):16~30

Can Digital Economy Promote the Emergence of New Agricultural Business Entities: Also Discussing Its Impact on the Survival of These Entities

LIANG Qiao, HAN Ziming

Abstract: The high-quality development of new agricultural business entities (NABEs, hereafter) serves as a key engine for accelerating the agricultural industrialization and advancing agricultural and rural modernization, as the rapid rise of digital economy has created new opportunities for their development. Based on the business registration data of NABEs in China from 2013 to 2021, this study empirically examines the effect of digital economy on the county-level emergence of NABEs, and the mechanisms of the effect as well. The results show that digital economy significantly promotes the emergence of NABEs, substantially increasing their quantity, entry rate and growth rate. Mechanism analysis indicates that digital economy promotes their emergence by strengthening the “push-pull” effect of farmland transfer, fostering agricultural technological innovation, and enhancing the availability of agricultural finance. Heterogeneity analysis further reveals that digital economy promotes the emergence of farmer cooperatives and agricultural companies, while its impact on the emergence of family farms remains limited. Moreover, digital economy shows the inclusiveness in promoting the emergence of NABEs in counties and remote regions. Further analysis shows that digital economy reduces the exit risk and improves the survival rates of NABEs. This study provides implications for encouraging the agricultural entrepreneurship, fostering the NABEs, and building an agricultural power under the conditions of digital economy.

Keywords: New agricultural business entities; Digital economy; Organization emergence

责任编辑:段艳艳