

数字经济对农业生产性服务业的影响

——基于非农就业和要素供给视角

魏滨辉 罗明忠*

(华南农业大学 经济管理学院, 广州 510642)

摘要:基于 2003—2019 年 213 个地级市面板数据,将智慧城市试点作为一项衡量数字经济发展的准自然实验,构建多时点双重差分模型,实证检验数字经济对农业生产性服务业的影响效应和作用机制。研究表明:(1)数字经济显著促进了农业生产性服务业发展,且这一结论在经过平行趋势、安慰剂等多种方法检验后依然稳健。(2)“需求-供给”两端分析表明,促进非农就业和资本、技术和信息等要素供给是数字经济推动农业生产性服务业发展的重要路径。(3)数字经济对农业生产性服务业的促进作用,在东部地区以及传统基础设施和规模化种植较为完善的城市更明显。(4)城镇化在数字经济与农业生产性服务业之间具有显著“单一”门槛效应,只有在人口、产业和土地城镇化达到一定水平时,数字经济才能发挥出对农业生产性服务业发展的促进作用。

关键词:数字经济;智慧城市;农业生产性服务业;非农就业;准自然实验

中图分类号:F325.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2024)01-0154-13

一、引言

农业生产性服务是“大国小农”基本国情下,中国推进农业现代化进程的根本出路^[1]。小农户在未来相当长时期内仍是中国农业经营的主体,但其与生俱来的弱质性使其难以融入现代农业发展轨迹,再加上农村地区存在物质以及人力资本相对匮乏的劣势,要想在现有土地、劳动以及技术等约束条件下,实现小农户与现代农业的有机衔接,只有走与美国和日本“资本型农业”不同的道路,即发展农业生产性服务业^[2]。农业生产性服务让分散的小农户在生产经营一体化中增强竞争力、在分工卷入中提升效率以及在产业融合中拓展新业态,从而在整个农业生产中发挥着调节和润滑经济的辅助作用。近年来,多个中央文件重点强调了农业生产性服务的关键作用,相关扶持政策的出台也为农业生产性服务业的创新发展提供了强有力的支撑和良好的外部环境。但在农业生产服务边界迅速扩张的同时,也存在着服务体系不健全、供给与需求信息错配、农业金融发展滞后等问题,制约着中国现代农业发展^[3]。

早期关于农业生产性服务影响因素的研究主要集中于农户个体、劳动力转移、耕地特征等微观层面。从宏观视角看,经济发展水平、技术创新能力、对外开放程度、政策扶持力度、市场环境、城镇化水平、基础设施建设等是影响生产性服务业发展的关键因素。自 21 世纪以

收稿日期:2022-09-28

基金项目:国家自然科学基金面上项目“非平衡增长理论视角下返乡创业对县域产业升级的影响:作用机理及其实现路径”(72373043)

作者简介:魏滨辉,男,华南农业大学经济管理学院博士生;罗明忠(通信作者),男,华南农业大学经济管理学院教授,博士生导师。

来,全球新一轮科技革命和产业变革孕育发展,数字经济成为中国经济增长的核心拉动力。作为助推传统产业转型升级和引领产业创新发展的重要引擎,以数字经济推动服务业发展,压缩信息时空传递距离^[4],不仅能有效扩大服务业的服务半径,增强区域间经济活动关联的广度与深度,促进贸易的发生和市场规模的扩大^[5],还能提高服务业全行业生产率和市场交易效率,减少地区之间的资源错配^[6],有效助力中国服务业升级。同时,在数字经济时代,数字农业、互联网+农业等被认为是推动未来中国农业现代化发展的主要方向之一^[7]。由此可见,数字经济促进农业生产性服务业高质量发展同样拥有巨大的潜力和市场空间。事实上,在数字经济冲击下,农业分工将逐渐深化,内置于农业生产链条的相关服务环节逐渐外化,在数字空间里形成密集的社会分工网络,进而转化为市场化的农业生产性服务业^[8]。在数字经济加持下,中国传统自给自足的农业生产模式将被解构和重塑,人力、资本、土地、数据等生产要素供给精准性将普遍提高,从而降低信息搜寻成本和农资产品交易成本,促进农业及相关服务业的数字化转型,实现农业生产性服务业的创新发展。

本文可能的边际贡献有:第一,以智慧城市试点作为数字经济发展的政策冲击,采用多时点双重差分的计量方法,较为外生地评估数字经济对农业生产性服务业的影响效应,为把握新一轮数字革命和加快实现农业生产性服务业高质量发展提供新的视角和有益思考;第二,以“需求-供给”两端为切入点,在一个统一的框架下,从非农就业和要素供给两方面归纳数字经济驱动农业生产性服务业发展的重要路径,同时结合区位优势、农业生产特性等因素,探讨数字经济影响的异质性特征,提升全文逻辑性和说服力;第三,基于“以城带乡”视角,以城镇化作为门槛变量,运用面板门槛模型检验数字经济与农业生产性服务业之间的非线性关系,对于最大限度地发挥数字化和服务化红利具有重要参考价值。

二、理论分析

以大数据、云计算、移动互联网等为代表的数字经济,为新技术革命背景下农业生产性服务业的转型升级提供了重要历史机遇。数字经济不仅可以激发农业生产性服务对象的现实需求,催生农业社会化服务新业态和新模式,为农业生产性服务业发展提供外源动力,还能有机整合农业生产性服务资源,高效地把技术、信息及资本等先进要素融入农业服务产业链,从而满足农业生产性服务供给主体的多元化以及需求主体和需求内容的异质化所带来的新要求^[9]。为此,下文将主要从需求和供给两个层面,揭示数字经济促进农业生产性服务业发展的作用机理。

(一)需求端:劳动力非农转移

一方面,信息技术革命的推进往往伴随着劳动力需求结构的调整,数字经济是促进中国非农就业增长的关键动力和重要推力^[10]。信息通达的互联网平台有助于改善劳动力市场的信息不对称情况,降低搜寻工作的边际成本,尤其是互联网提供的商务动态、创业资讯等信息,能提高居民参与弹性工作和自雇型就业的概率,帮助劳动者依据自身技能水平,实现有效的社会分工^[11]。同时,数字技术普及引发的就业岗位增长数量可观,对就业结构非农化调整发挥着关键性的作用。数字消费模式催生“网络达人”等新型职业类型,促进“零工经济”蓬勃发展,为进城务工人员提供大量如外卖骑手和快递员等自由工作机会,促进农村低技能劳动力向低技能偏向的数字化非农行业流动^[12]。

另一方面,非农就业是推进农业生产性服务业发展的重要因素之一。农村劳动力的大规模转移将诱导农户购买农业生产性服务,催生农业社会化服务市场发育^[13]。从收入效应看,

随着家庭非农化程度的提高,劳动力外出务工获得的较高非农收入能为农业生产性服务投资提供充足的资金支持。相较农业收入,工资性收入显然更具有持续性和稳定性,农户更愿意将部分非农收入用于购买农业生产性服务,弥补农业生产中流失的人力资本,以此来规避自然风险和突破资本约束^[14]。从替代效应看,劳动力非农转移引发农业劳动力成本上升,在要素相对价格发生变化的条件下,农户更愿意使用较低成本的服务,即购买农业生产性服务以替代短缺的农业劳动力资源,从而保证农业生产不误农时并获得稳定的农业经营收益,实现家庭收入最大化的均衡状态^[15-16]。总体来看,劳动力非农转移将促使小农户逐渐放弃传统的耕作模式,增加对专业化农业社会化服务的需求,有利于拓展农业生产性服务的市场空间和经济容量,并进一步强化农业生产性服务业的规模化和产业化发展。据此提出假设:

假设 H₁:数字经济通过促进非农就业来推动农业生产性服务业发展。

(二)供给端:“资本-技术-信息”要素

1.资本层面

在数字经济时代,依赖于大数据和云计算等数字技术产生的新型金融业务模式,促使传统农业资本运营方式面临根本性变革,有助于化解农村市场主体贷款难问题,并为农业生产性服务业发展提供强有力的资金支撑。在传统技术条件和经济模式下,面对信息约束和抵押约束,小农户和小规模农业经营组织普遍面临信贷配给问题,难以获得所需的金融资本支持。但随着数字经济的发展,在一些支付宝等互联网新型金融服务平台的支持下,传统金融业依靠数字技术能够更好地消除借贷双方信息不对称问题,拓宽传统的农村金融服务渠道,提高金融服务效率^[17]。尤其是数字普惠金融的发展,大幅度降低了金融机构提供金融产品和服务的成本,提高了农业贷款和农业保险在农村地区的覆盖率和渗透率,让更多农户获得生产性信贷支持,有效化解农户筹资难、借贷难问题,并进一步降低农业生产风险^[18]。充足的资本供给不仅能保证农业生产性服务组织数量的增加,扩大农业服务业的产业规模,而且有助于降低农业生产性服务供给的成本,丰富农业生产服务的形式和提高服务质量。

2.技术层面

受制于不平衡的经济发展水平,农村地区普遍存在农业生产性服务业资源分配不合理的状况。要想提高现代农业服务业的资源配置效率和服务质量,就必须强化农业生产性服务的技术支持,优化农业生产要素配置,加强数字技术与传统农业服务业的融合发展,实现现代农业生产性服务业转型升级^[19]。具体而言,在数字经济时代,数字技术与农业经营领域的有效结合,能够突破传统农业生产性服务业的技术瓶颈,尤其是在一些农业生产预警系统、农业投入品监管系统等高精尖技术的应用下,生产要素能够以最快的速度实现资源配置,并通过降低农业要素市场的交易费用,大幅节省农业技术服务成本^[20],为农业生产性服务业的创新发展提供技术上的支持和保障。同时,大数据的广泛使用有助于及时发现农业服务客体的个性化信息,让农业生产定制化和个性化服务成为可能,实现农业生产性服务业的智能化、多样化与精准化发展^[21]。总体而言,农业技术进步带来了农业的专业化分工,而专业化分工需要优化农业资源配置来改善要素结构,尤其是对诸如农资、金融和技术推广培训等专业服务需求增加,催生了农业生产性服务业^[22]。

3.信息层面

获取生产性服务信息的有效性和便利性是影响农业生产性服务需求意愿的重要因素^[23]。本质上,数字基础设施是信息交流的一种媒介。信息技术水平的不断提高有助于降

低信息传递过程中的交易成本和信息损失,增强农民或其他经营者对农业生产性服务业的了解,是农业生产性服务业发展的外源动力。其一,数字技术的不断突破推动了农业生产性服务业数字化建设,有利于打破以往信息传播的传递层级。通过手机等终端设备及时发布农业科技、农机服务、农业金融服务等各要素的供需信息,不仅能够缩短农业生产者与服务者之间的距离,大大增强农业生产性服务的即时性和互动性,还能降低逆向选择和道德风险的概率,有助于平衡现代农业服务业的价格,促进生产服务主体和生产经营主体有机衔接。其二,数字经济时代,在线教育、互动教育等新型培育教育模式不断涌现,降低了学习和教育的成本,有利于拓展农民的信息面和提升信息素养,培育新型农业经营主体如新型职业农民等。在这种情况下,农业生产性服务业参与人员的技能和教育水平将得到明显改善,从而有助于打造涵盖农业生产全流程的数字信息化体系,实现服务模式创新,并最终提升农业生产性服务主体的服务质量和效率,推动现代农业生产性服务业的转型升级^[24]。据此,本文提出假设。

假设 H₂:数字经济通过促进要素供给来推动农业生产性服务业发展。

三、研究设计

(一) 数据说明

本文构建了 2003—2019 年中国 213 个地级市单位的平衡面板数据,其中包括设置 114 个实验组即实施智慧城市试点的城市。农林牧渔服务业总产值数据主要来自地方统计年报和地级市统计局,该指标于 2003 年开始统计,其余原始数据主要来源于相应年份的《中国城市统计年鉴》,缺失数据用线性插值法补齐。针对数字经济的测度问题,区别于传统构建指标体系评估的做法,本文将智慧城市试点视为一项准自然实验来衡量数字经济发展。智慧城市建设兼具数字经济在产业数字化和数字产业化等多维度的发展特征,同时,智慧城市试点可以提供良好的识别策略,在一定程度上避免了测度误差导致的内生性问题。因此,选取智慧城市试点政策作为数字经济的代理变量,能够较好地映射数字经济对于农业生产性服务业的影响。智慧城市试点名单来源于住房和城乡建设部网站,同时本文剔除了智慧城市试点中的直辖市、自治州、县级市等样本,以此来充分保证样本城市的可比性。最后,为了消除通货膨胀的影响,本文以 2003 年为基期,使用居民消费价格指数(CPI)来调整所有名义变量,获得实际值,并对各连续变量指标进行 1%双向缩尾处理。

(二) 模型设定

智慧城市试点政策为本文采用双重差分模型检验数字经济对农业生产性服务业影响的净效应提供了可能。住房和城乡建设部等部门在 2012 年、2013 年和 2014 年分别遴选了一批城市实施智慧城市试点政策,因此本文进一步采用多时点双重差分法,对试点和非试点城市的农业生产性服务业在政策实施前后的发展差异进行比较。具体模型设定如下:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{i,t} + \beta_n \sum X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

式(1)中,i 代表地级市单位,t 为年份。 $Y_{i,t}$ 为被解释变量农业生产性服务业。 $Policy_{i,t}$ 为智慧城市试点政策,代表 i 市在 t 年是否入选智慧城市。系数 β_1 是核心估计参数,如果 β_1 显著大于 0,则说明数字经济对农业生产性服务业发展具有促进作用。 $\sum X_{i,t}$ 为包括经济发展水平等一系列相关的控制变量。 μ_i 为城市固定效应, δ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

(三) 变量选择

1.被解释变量:农业生产性服务业。参考张恒和郭翔宇^[25]的研究,使用单位播种面积农

林牧渔服务业产值来反映农业生产性服务业发展状况。

2.核心解释变量:数字经济发展。结合数字经济的本质,本文用智慧城市试点政策的实施这一外生冲击,作为衡量数字经济发展的代理变量。

3.相关控制变量。根据前面的理论分析,基于数据的可获得性,本文选取的控制变量包括经济发展水平、农业发展水平、农村基础设施、财政依赖程度、教育发展水平、对外开放水平、市场化水平、科技创新能力以及区域人口密度,具体变量含义与描述性统计结果见表 1。

表 1 变量含义与描述性统计结果

变量	变量含义	均值	标准差
农业生产性服务业	农林牧渔服务业产值与农作物播种面积之比	0.158	0.234
数字经济发展	城市 i 在 t 年份入选智慧城市试点,则当年及以后赋值为 1	0.221	0.415
经济发展水平	实际国内生产总值,取对数	6.866	1.105
农业发展水平	农林牧渔业产值与农林牧渔业从业人数之比	6.321	1.648
农村基础设施	农村人均用电量,取对数	-3.208	1.430
财政依赖程度	地方财政一般预算收入与支出之比	0.456	0.222
教育发展水平	教育支出与名义国内生产总值之比,取对数	-3.656	0.464
对外开放水平	进出口货物总额与名义国内生产总值之比,取对数	-2.262	1.747
市场化水平	私营个体从业人员数量,取对数	12.515	1.012
科技创新能力	发明专利授权数,取对数	5.248	1.978
区域人口密度	年末总人口与行政区域面积之比,取对数	5.773	0.856

四、实证检验与结果分析

(一) 基准回归结果分析

本文采用多时点双重差分法评估数字经济与农业生产性服务业的因果关系。表 2 报告了基准回归结果。

其中,列(1)仅控制城市和时间固定效应,列(2)—(4)逐渐加入相关控制变量。在上述估计结果中,核心解释变量智慧城市试点政策系数值较为稳定,且均在 1%水平上显著为正。以列(4)为例,数字经济发展变量的估计系数为 0.024,且在 1%水平上显著,表明相较于没有入选试点的城市,智慧城市试点政策的实施为当地单位种植面积的农林牧渔服务业产值带来了 2.4%的额外增长。可见,数字经济推动农业生产性服务业发展的效果明显。

由列(4)可知,在控制变量方面,经济发展水平变量在 5%水平上显著为正,表明随着地区经济发展水平的提高,农村生活条件改善,农民也更倾向于购买农业生产性服务,进而促进农业生产性服务业发展。财政依赖程度变量也显著为正,这意味着财政依赖度低的政府能够将更多资金用于农村基础设施建设或支持农业生产性服务业发展,提高区域间服务资源的利用效率,满足农村地区生产服务的多样化需求,实现农业生产性服务业的快速发展。其中,农村基础设施变量显著为正也证明了这一点。值得注意的是,对外开放水平变量系数为正,且在 10%水平上显著,表明对外开放程度的提高有利于引进国外先进的农业服务机械和高效的生产管理模式,提高国内农业生产效率是提升农业生产性服务业发展水平与发展质量的重要途径。

表 2 基准回归结果

(N=3621)

变量	农业生产性服务业			
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字经济发展	0.027*** (0.007)	0.026*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.024*** (0.007)
经济发展水平		0.028* (0.016)	0.044** (0.021)	0.041** (0.021)
农业发展水平		0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)
农村基础设施		0.015* (0.008)	0.015* (0.008)	0.015* (0.008)
财政依赖程度			0.061 (0.031)	0.061** (0.031)
教育发展水平			0.030** (0.015)	0.027* (0.015)
对外开放水平			0.007* (0.004)	0.007* (0.004)
市场化水平				0.003 (0.005)
科技创新能力				0.002 (0.004)
区域人口密度				0.037 (0.057)
常数项	0.152*** (0.002)	-0.031 (0.109)	-0.043 (0.114)	-0.292 (0.331)
城市和时间固定效应	是	是	是	是
R ²	0.798	0.799	0.800	0.800

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著,括号为稳健标准误。下表同。

(二) 平行趋势检验和安慰剂检验

智慧城市试点政策实施之前,试点城市处理组与非试点城市对照组的被解释变量农业生产性服务业发展水平需要具有相同的变化趋势,不能存在显著的差异性。如果在估计之前存在未被识别的与农业生产性服务业发展水平有关的因素影响到城市入选智慧城市建设名单,那么在未受到智慧城市试点政策冲击之前,两组样本中的农业生产性服务业发展水平可能不具有相同变化趋势,这就违背了双重差分法的平行趋势假设。为此,本文使用事件研究法,对政策冲击前试点城市与非试点城市农业生产性服务业发展水平是否具有相同变动趋势进行验证,检验模型如下所示:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_k Policy_{k,i,t} + \beta_n \sum X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$

(2)

式(2)中, $Policy_{k,i,t}$ 是一系列虚拟变量。具体来说, k 代表智慧城市试点政策实施前后的第 k 年, $k = -11, \cdots, -2, 0, 1, \cdots, 7$ 。式(2)中的 β_k 在智慧城市试点实施前是否显著异于 0, 是平行趋势检验的关键所在。由图 1(左)可发现,以试点政策实施前 1 年为参照组,在政策实施前 11 期至前 2 期,估计系数均不显著,表明在试点政策实施前,试点与非试点城市在农业生产性服务业发展水平上并无明显差异,满足平行趋势假设条件。而在智慧城市试点政策实施之后,相较于非试点城市,试点城市数字经济对当地农业生产性服务业产值增长产生了持续的正向影响,且在第 6 期开始显著,也再次证实了基准回归结果的准确性。

同时,农业生产性服务业产值增长除了受到智慧城市试点政策冲击、相关变量影响,还可能存在其他不可观测因素对估计结果产生干扰,即实证结果可能是一种随机性结论。为此,本文通过随机分配实验组和对照组,即随机产生一个智慧城市建设名单,保证其数量与实际的智慧城市试点数量一致,从而构建新的虚拟智慧城市试点政策变量,并根据基准模型重复做 1000 次回归模拟,观察模拟回归系数的核密度分布。图 1(右)展示了随机生成的智慧城市试点对农业生产性服务业产值的安慰剂检验结果,可见,模拟得出的核密度分布均值接近 0,且与基准回归系数存在较远距离,由此排除数字经济对农业生产性服务业影响是由不可观测因素导致的,表明在经过安慰剂检验后,前文结论依然稳健。

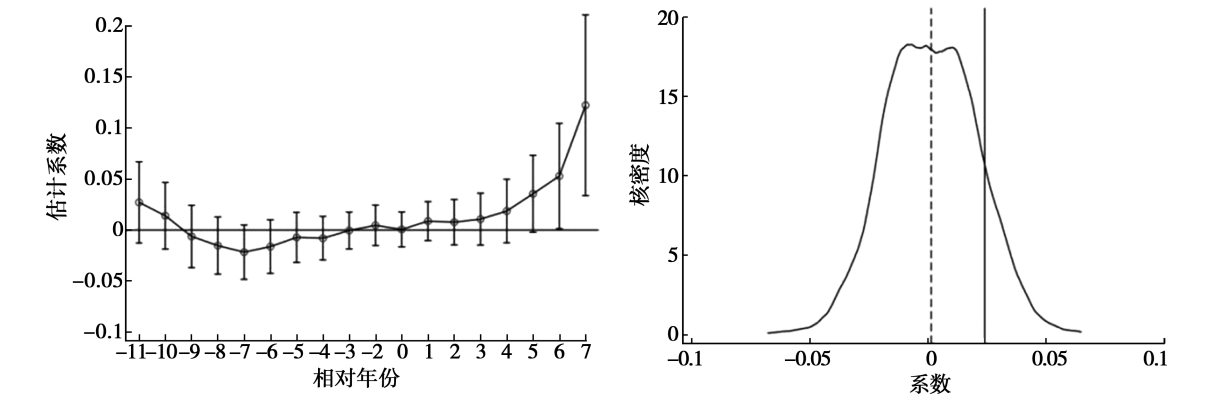


图 1 平行趋势检验和安慰剂检验

(三) 其他稳健性检验

第一, 尽管上文就多时点双重差分法下, 数字经济对农业生产性服务业影响的估计结果进行了平行趋势和安慰剂检验, 但仍然存在智慧城市试点城市不是随机选择的, 而是政策制定者根据地区经济发展水平等条件择优挑选的情况, 由此容易导致样本选择偏误。为此, 本文进一步使用 PSM-DID 方法, 重新评估数字经济对农业生产性服务业的影响, 以确保基准回归结果的准确性。在使用最近邻匹配方法的基础上, 本文仅保留位于共同取值范围内的样本, 并利用多时点双重差分法进行重新估计。由表 3 列 (1) 模型估计结果可知, 核心解释变量的系数保持在 1% 水平上显著为正, 表明本文基准估计结果是稳健的。

表 3 稳健性检验结果

变量	农业生产性服务业					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济发展	0.031*** (0.007)	0.545*** (0.132)	0.002** (0.001)	0.315** (0.129)	0.021*** (0.007)	0.029*** (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市和时间固	是	是	是	是	是	是
定效应						
样本量	2927	3621	3621	3621	3621	3196

第二, 农业生产性服务业是核心变量, 为了更客观地对其衡量, 参考郝爱民^[26]和李明文等^[27]的研究, 使用 2003 年不变价计算的人均农林牧渔服务业产值和农业服务业产值占农业总产值比重作为被解释变量, 以检验基准回归结果的稳健性。表 3 列 (2) — (3) 的估计结果显示, 无论因变量是人均农林牧渔服务业产值还是农业服务业产值占比, 核心解释变量依旧保持显著为正。可见, 在采取不同方式对因变量进行衡量后, 基准回归结果仍然是稳健的。

第三, 为了更加客观全面地衡量数字经济发展, 本文借鉴赵涛等^[4]的研究, 从互联网发展和数字普惠金融两方面, 采用熵值法, 按照年度对各地级市数字经济发展水平进行测度评价, 得到各地级市的数字经济综合发展指数。在使用数字经济综合发展指数替换智慧城市试点政策变量后, 由表 3 列 (4) 结果可知, 核心解释变量估计系数在 5% 水平上依旧显著为正, 这进一步巩固了本文的研究结论。

第四, 样本期内 (2003—2019 年) 还实施了与智慧城市试点相关的其他政策, 这些政策也可能影响试点城市的农业生产性服务业发展, 从而对智慧城市试点政策效应的识别造成干扰。为剔除同时期其他相关政策的干扰, 本文在式 (1) 的基础上加入国家级大数据综合试验区的政策变量, 以及工信部和国家发改委于 2014—2016 年实施的宽带中国战略的政策变量, 以控制这些代表性政策对农业生产性服务业发展的影响。由表 3 列 (5) 可知, 在同时控制上

述两种政策影响后,数字经济依然显著促进了农业生产性服务业发展,这也在一定程度上验证了基准结果的可靠性。

第五,像直辖市等城市往往拥有特殊地位和政策偏向性,在发展模式等方面与普通城市存在较大差异,再加上在这些特殊城市中农业产值占比较小,如果将其与其他城市样本简单混合在一起回归,可能会对模型参数估计结果产生干扰,因此,本文将样本中特殊城市做了剔除处理。本文所指的特殊城市主要包括计划单列市、副省级城市、省会城市和直辖市。由表 3 列(6)回归结果可知,在剔除特殊城市样本后,数字经济发展变量依旧保持在 1%显著性水平上为正,表明本文基准回归结果并未因特殊城市的存在而产生差异,再次验证了本文研究结论的稳健性。

五、作用机制分析与异质性讨论

(一) 作用机制分析

1. 非农就业中介作用分析

理论分析表明,数字经济通过促进劳动力非农就业,改变农业社会化服务的需求结构,从而推动农业生产性服务业发展。为此,下文将采用中介效应模型,检验在数字经济推动农业生产性服务业发展中非农就业发挥的重要作用。非农就业变量分别采用非农就业结构即二、三产业就业人数与第一产业就业人数之比,以及非农就业水平即单位面积二、三产业就业人数来进行衡量。以非农就业结构为被解释变量进行回归,表 4 列(1)的估计结果显示,核心解释变量显著为正,表明智慧城市试点政策的实施,有助于推动劳动力就业结构向二、三产业转变。可见,数字经济催生一系列新兴产业,创造了更多的非农就业岗位,推动农村劳动力向二、三产业转移。同时,以数字经济发展和非农就业结构为核心解释变量进行回归,分析二者对农业生产性服务业发展的影响,结果如表 4 列(2)所示,其系数均在 1%显著性水平上为正,表明非农就业结构确实发挥了关键的中介作用。表 4 列(3)是以非农就业水平为被解释变量,回归结果发现,数字经济发展变量系数显著为正。表 4 列(4)进一步以数字经济发展和非农就业水平为核心解释变量进行回归,二者均通过了显著性检验,且系数为正。综上所述,非农就业在数字经济与农业生产性服务业发展之间发挥了部分中介作用,即数字经济通过促进劳动力非农就业,推动农业生产性服务业发展。由此,本文的研究假设 H_1 得到了进一步的验证。

表 4 非农就业的中介作用检验结果 (N=3621)

变量	非农就业结构 (1)	农业生产性服务业 (2)	非农就业水平 (3)	农业生产性服务业 (4)
数字经济发展	0.113*** (0.018)	0.021*** (0.007)	0.073*** (0.009)	0.017** (0.007)
中介变量		0.030*** (0.010)		0.101*** (0.019)
控制变量	是	是	是	是
城市和时间固定效应	是	是	是	是

2. 要素供给中介作用分析

首先,对资本要素渠道进行验证。资本要素中介变量使用人均融资总额,即城市贷款总额与年末总人口的比值进行衡量。以人均融资额为被解释变量进行回归,表 5 列(1)回归结果显示,数字经济发展变量在 1%显著性水平上为正,表明智慧城市的设立能够帮助居民缓解信贷配给,提高金融产品或服务的可得性。以数字经济发展和人均融资额为解释变量进行回

归,分析二者对农业生产性服务业的影响,结果如表 5 列(2)所示,人均融资额也通过了 1% 显著性水平检验,且系数为正,同时智慧城市试点政策变量也显著为正,意味着资本要素供给在数字经济对农业生产性服务业发展的促进作用中起到了一定的中介作用。

其次,对技术要素渠道进行验证。基于广义农业技术进步,使用农业全要素生产率对农业技术进步进行衡量。参考已有研究^[27],本文采用 DEA-Malmquist 指数法进行测度,选取农作物播种面积、农林牧渔业从业人员、机械总动力、化肥施用量和有效灌溉面积作为农业生产投入指标,并选取农林牧渔总产值作为农业产出指标,测算出农业全要素生产率的变化情况。表 5 列(3)是以农业技术进步为被解释变量的回归结果,回归结果显示,数字经济发展变量系数显著为正,表明智慧城市的设立,有利于促使生产要素破除空间距离的限制,提高农业资源要素配置能力,缓解资源错配现象,从而推动农业技术进步。表 5 列(4)进一步以农业生产性服务业为被解释变量进行回归,结果显示,数字经济发展和农业技术进步二者的系数均在 1% 显著性水平上为正,表明数字经济不仅对农业生产性服务业有直接影响,还可以通过推动农业技术进步来对农业生产性服务业的发展产生促进作用。

最后,对信息要素渠道进行验证。信息要素使用人均邮政与电信业务总量进行衡量。从表 5 列(5)的估计结果可知,智慧城市试点政策的实施对人均邮电业务量具有正向影响,且在 1% 水平上显著,意味着数字经济具备跨时空信息传播的能力,促进了经济信息流动,有助于拓宽人们的信息渠道,打破市场信息不对称的壁垒,改善信息不对称水平。表 5 列(6)的结果显示,在基准模型中加入信息要素的中介变量后,两个变量均在 1% 水平上显著,且系数均为正,表明信息要素供给在数字经济对农业生产性服务业发展的促进作用中具有部分中介效应,促进信息要素供给是数字经济助力农业生产性服务业发展的重要渠道之一。综上所述,本文提出的研究假设 H₂ 得到进一步的验证。

表 5 要素供给的中介作用检验结果

(N=3621)

变量	资本要素		技术要素		信息要素	
	人均融资额	服务业	技术进步	服务业	人均业务量	服务业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济发展	1.346*** (0.137)	0.016** (0.008)	0.493*** (0.183)	0.023*** (0.007)	0.024*** (0.005)	0.021*** (0.007)
中介变量		0.006*** (0.001)		0.003*** (0.001)		0.131*** (0.045)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市和时间固	是	是	是	是	是	是
定效应						

(二) 异质性讨论

中国幅员辽阔,在资源禀赋、经济水平、基础建设和生产模式等方面存在较大差异,进而演化成各地区发展不平衡的特点。因此,数字经济对农业生产性服务业的影响可能存在异质性。下文将从区位优势与农业生产特性两方面,考察数字经济推动农业生产性服务业发展的作用效果是否会因地理位置、传统基础设施和人均种植规模的差异而表现不同。

一方面,数字经济的发展对传统基础设施建设水平具有一定的依赖性,城市中完善的传统基础设施,不仅会带动地区经济发展,也会加快地区的数字化转型,进而推动农业生产性服务业发展。下文将地理位置和基础设施分别与智慧城市试点政策进行交互,其中,地理位置是将不同城市划分为东部与中西部两组,而基础设施则使用城市人均道路面积来表示。以表 6 列(1)回归结果为例,交互项变量在 1% 水平上显著为正,表明在相同的数字经济发展水平下,越靠近东部地区,对农业生产性服务业发展的影响越大,即数字经济发展对东部地区农业

生产性服务业促进作用更大。同时,由表 6 列(2)回归结果可知,交互项变量显著为正,表明随着传统基础设施建设的完善,数字经济对农业生产性服务业发展的积极效应更明显。究其原因,相较于中西部地区,东部地区在资源禀赋、经济发展水平、市场运行环境、地方财政实力等方面具有明显优势,为数字经济的发展提供了必不可少的环境与条件,再加上数字经济发展对相关基础设施的建设具有较强的依赖性,在传统基础设施完善地区更能破除数字经济进一步发展的障碍。因此,在这些既有优势的综合作用下,智慧城市建设推进速度更快,也就更有利于数字经济发挥对农业生产性服务业发展的促进作用,实现数字经济成果的快速转化。

另一方面,不同的自然资源禀赋会孕育出不同的农业生产特性,进而使农业生产性服务业的发展表现出明显的差异。下文将人均农作物种植规模与智慧城市试点政策进行交互,回归结果如表 6 列(3)所示,交互项变量在 5%水平上显著为正,表明规模经营更有利于发挥数字经济对农业生产性服务业发展的积极效应。究其原因,从事规模化种植的主体如家庭农场对数字新媒体应用更多,更容易养成从专业化的农业生产性服务信息平台获取信息的习惯。同时,适度规模经营不仅能推动农业分工的深化,满足农业服务的市场准入门槛,还能显著提高对农业生产性服务的投资需求,产生投资效应,从而推动农业生产性服务业的产业化发展^[28]。相反,小规模经营将限制农业生产性服务业的发展,如种植规模的约束往往会导致农业机械及灌溉技术等有限的土地上难以形成规模经济。

表 6 异质性分析结果 (N=3621)			
变量	农业生产性服务业		
	(1)	(2)	(3)
数字经济发展	0.024*** (0.007)	0.019*** (0.007)	0.021*** (0.007)
数字经济发展 * 东部地区	0.171*** (0.014)		
数字经济发展 * 基础设施		0.024*** (0.005)	
数字经济发展 * 种植规模			0.009** (0.004)
控制变量	是	是	是
城市和时间固定效应	是	是	是

六、拓展分析：“以城带乡”——城镇化的门槛作用

促进数字经济与城镇化建设的深度融合,有利于突破中国农业现代化发展所面临的瓶颈,实现农业生产性服务业的高质量发展。一方面,城镇化具有的市场环境、科技条件和高素质人才等要素可为数字经济在更高水平平台与载体上的发展提供充足的软硬件基础设施支撑。同时,城镇化自身就具备集聚效应,能够通过改善市场条件,增加对劳动力、资本等生产要素的吸引力,持续巩固和增强数字经济发展的现实基础。另一方面,随着城镇化水平提升,城乡居民流动日益频繁,城镇化的辐射效应与需求效应开始发挥作用,小农经济关于农业生产性服务的需求显著扩张。同时,城镇化所导致的农业生产性服务需求主体和需求内容的异质化也对农业生产性服务业提出了更高的要求,这些对于助力农业生产性服务业的高质量发展均具有重要意义。由此,在中国加快推进新型城镇化建设的背景下,本文基于“以城带乡”视角,利用面板门槛模型从人口城镇化、产业城镇化、土地城镇化三方面,进一步验证数字经济对农业生产性服务业的影响。

(一) 门槛效应检验

采用非农人口占总人口比值,二、三产业占比以及建成区占行政区域土地面积比值来分

别衡量人口城镇化、产业城镇化和土地城镇化,并将其作为门槛变量进行门槛效应检验。沿用 Bootstrap 自抽样法,本文依次进行单一、双重与三重门槛的检验,得到 F 统计量和接受原假设的 P 值。人口城镇化的单一门槛在 1%水平上显著,而二重和三重门槛不显著,表明最优门槛值为 1 个,存在单重门槛效应,对应门槛估计值为 0.469,后续宜选择单重门槛模型进行分析。此外,产业城镇化和土地城镇化变量也通过单门槛检验,门槛值分别为 0.902 和 0.017,下文同样宜采用单门槛模型进行分析。

(二) 门槛模型分析

如表 7 所示,当门槛变量为人口城镇化时,在人口城镇化水平的不同阶段,数字经济对农业生产性服务业的影响存在明显差异。具体而言,在第一门槛区间内,此时人口城镇化处于较低水平,智慧城市试点政策变量系数并不显著,表明数字经济助力农业生产性服务业发展的作用并未得到发挥,而当人口城镇化水平跨过门槛值后,核心解释变量系数在 1%水平上显著为正,且系数明显增大,表明随着人口城镇化水平的提高,数字经济推动农业生产性服务业发展的效果将逐渐显现且力度更大。可能原因在于,在人口城镇化水平较低时,农村居民主要从事农业生产,对农业生产性服务的需求较小,再加上农村小农经营的特点,农业生产性服务业无法得到及时发展。同时,人口城镇化水平较低往往意味着当地的信息基础设施和配套设施不足,数字经济刚处于起步阶段,数字红利还未得到显现。而随着人口城镇化水平的不断提高,当其跨过门槛值后,大量农业劳动力向城市转移,不仅激发了农业生产性服务的现实需求,也加快了农村土地流转和适度规模经营,再加上城镇化进程提供了必不可少的硬件基础设施和应用场景支撑,数字经济得以更好发展,其推动农业生产性服务业发展的作用也将得到更大程度的发挥。不仅如此,当门槛变量为产业城镇化和土地城镇化时,只有在高于门槛值阶段,数字经济对农业生产性服务发展的推动作用才能得到发挥。综上,只有在城镇化达到一定水平时,数字经济才能显著推动农业生产性服务业发展,即数字经济的作用效果存在城镇化的门槛效应,只有在人口、产业和土地城镇化达到一定水平时,数字经济才能更好地发挥推动农业生产性服务业发展的作用。

表 7 门槛模型回归结果

门槛变量	农业生产性服务业		
	人口城镇化	产业城镇化	土地城镇化
Policy · I($\theta \leq \text{Threshold}$)	0.001 (0.014)	0.001 (0.013)	-0.002 (0.014)
Policy · I($\theta > \text{Threshold}$)	0.103 *** (0.032)	0.081 *** (0.026)	0.112 *** (0.032)
控制变量	是	是	是
城市和时间固定效应	是	是	是
样本量	3621	3621	3621

七、结论与启示

由于数字技术的迅猛渗透,数字经济为农业生产性服务业快速发展提供了重要支撑。本文将智慧城市试点政策视为衡量数字经济发展的准自然实验,运用 2003—2019 年中国 213 个城市面板数据,利用多时点双重差分法,探究数字经济对农业生产性服务业的影响效应。结果表明:第一,数字经济显著推动了农业生产性服务业发展,在经过一系列稳健性检验后,上述结果依然成立;第二,机制分析表明,数字经济主要通过促进劳动力非农就业以及资本、技术和信息供给来推动农业生产性服务业发展;第三,数字经济对农业生产性服务业的促进

作用在东部地区以及具备传统基础设施和规模种植优势的城市更明显;第四,基于“以城带乡”视角,城镇化在数字经济对农业生产性服务业的作用中存在单一门槛效应,只有在人口、产业以及土地城镇化达到一定水平时,数字经济助力农业生产性服务业发展的作用才会显现。

基于上述结论,本文可得到三点启示:第一,主动把握数字经济发展新机遇。完善数字基础设施建设,统筹考虑各个城市发展的不同特征,合理有序推进智慧城市建设。尤其应注重消除城乡数字鸿沟,促进不同地区数字化的均衡发展,将数字红利更公平地惠及广大农村居民。第二,加速推动数字经济由消费端向生产端拓展。强化数字技术往实体经济渗透,注重利用数字技术支撑农业生产性服务业发展,提高资本、技术、信息等生产要素的流动速度和配置效率,缓解地区资源错配,必要时可通过构建农业创新服务平台等途径,更加充分发挥数字技术的知识扩散和溢出效应,推动数字经济成为实现农业生产性服务业持续性发展的核心动力。第三,明确城镇化建设在数字经济推动农业生产性服务业发展中的重要作用。创新数字经济与城镇化融合发展体制机制,提高不同区域城市之间的互动能级,持续推进农村地区在产业、人口、土地等方面的城镇化过程,最大限度发挥城镇化的辐射效应与市场需求效应,凝聚优势,形成农业生产性服务业高质量发展的新动能。

参考文献:

- [1] 芦千文.中国农业生产性服务业:70年发展回顾、演变逻辑与未来展望[J].经济学家,2019(11):5-13.
- [2] 罗必良,胡新艳,张露.为小农户服务:中国现代农业发展的“第三条道路”[J].农村经济,2021(1):1-10.
- [3] 刘楠,张平.我国农业生产性服务业发展存在的问题及对策[J].经济纵横,2014(8):65-68.
- [4] 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[J].管理世界,2020,36(10):65-75.
- [5] 余文涛,吴士炜.互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J].财贸经济,2020,41(5):146-160.
- [6] 江小涓.高度联通社会中的资源重组与服务增长[J].经济研究,2017,52(3):4-17.
- [7] 万宝瑞.我国农村又将面临一次重大变革——“互联网+三农”调研与思考[J].农业经济问题,2015,36(8):4-7.
- [8] 姜长云.科学把握农业生产性服务业发展的历史方位[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(3):1-14.
- [9] 沈兴兴,刘帅,尚旭东.农业生产性服务供求关系演变趋势与功能优化研究[J].农村经济,2021(6):129-136.
- [10] Rosenthal S S, Strange W C. Female Entrepreneurship, Agglomeration, and a New Spatial Mismatch[J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(3): 764-788.
- [11] 史晋川,王维维.互联网使用对创业行为的影响——基于微观数据的实证研究[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2017,47(4):159-175.
- [12] 莫怡青,李力行.零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例[J].管理世界,2022,38(2):31-45.
- [13] 芦千文,姜长云.我国农业生产性服务业的发展历程与经验启示[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(5):104-115.
- [14] 纪月清,钟甫宁.非农就业与农户农机服务利用[J].南京农业大学学报(社会科学版),2013,13(5):47-52.
- [15] Yang J, Huang Z H, Zhang X B, et al. The Rapid Rise of Cross-regional Agricultural Mechanization Services in China[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2013, 95(5): 1245-1251.

- [16] 盖庆恩,朱喜,史清华.劳动力转移对中国农业生产的影响[J].经济学(季刊),2014,13(2):1147-1170.
- [17] 魏滨辉,罗明忠.数字普惠金融对农业服务业的影响——来自中国地级市的经验证据[J].金融经济学研究,2023,38(5):61-74.
- [18] 柳松,魏滨辉,苏柯雨.互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于CFPS面板数据的经验研究[J].经济理论与经济管理,2020(7):58-72.
- [19] 杨继瑞,薛晓,汪锐.“互联网+现代农业”的经营思维与创新路径[J].经济纵横,2016(1):78-81.
- [20] 罗明忠,魏滨辉.农村产业融合的环境效应分析[J].农村经济,2022(12):57-66.
- [21] 刘奕,夏杰长.以服务业促进农业现代化:思路之辨与路径选择[J].宏观经济研究,2014(5):11-18.
- [22] 李明文,王振华,张广胜.农业服务业促进粮食高质量发展了吗——基于272个地级市面板数据的门槛回归分析[J].农业技术经济,2020(7):4-16.
- [23] 庄丽娟,贺梅英,张杰.农业生产性服务需求意愿及影响因素分析——以广东省450户荔枝生产者的调查为例[J].中国农村经济,2011(3):70-78.
- [24] 李瑾,郭美荣.互联网环境下农业服务业的创新发展[J].华南农业大学学报(社会科学版),2018,17(2):11-21.
- [25] 张恒,郭翔宇.农业生产性服务业发展与农业全要素生产率提升:地区差异性与空间效应[J].农业技术经济,2021(5):93-107.
- [26] 郝爱民.农业生产性服务业外溢效应和溢出渠道研究[J].中南财经政法大学学报,2013(6):51-59.
- [27] 罗明忠,魏滨辉.农业生产性服务的碳减排作用:效应与机制[J].经济经纬,2023,40(4):58-68.
- [28] 杨万江,李琪.农户兼业、生产性服务与水稻种植面积决策——基于11省1646户农户的实证研究[J].中国农业大学学报(社会科学版),2018,35(1):100-109.

(责任编辑:蒋玮)

Impact of the Digital Economy on Agricultural Productive Services: Perspectives from Non-agricultural Employment and Factor Supply

WEI Binhui LUO Mingzhong

Abstract: This research, utilizing panel data from 213 prefecture-level cities between 2003 and 2019, employs smart city pilots as a quasi-natural experiment in evaluating digital economy growth. A multi-timepoint difference-in-differences model was developed to empirically assess how the digital economy impacts the agricultural productive service sector. The study confirms that the digital economy significantly fosters this sector's growth, with robustness evident after various validation methods like parallel trend analysis and placebo tests. A dual perspective analysis, focusing on both demand and supply, reveals key pathways for this impact: fostering non-agricultural employment and enhancing the availability of capital, technology, and information. This positive influence is especially noticeable in China's eastern regions and in cities with advanced traditional infrastructure and extensive cultivation practices. Additionally, the study highlights a critical threshold effect of urbanization in the digital economy-agricultural productive service industry nexus. The digital economy's beneficial role in this sector's development becomes pronounced only when urbanization—in terms of population, industry, and land—reaches a certain level.

Keywords: Digital Economy; Smart Cities; Agricultural Productive Services; Non-agricultural Employment; Quasi-natural Experiments