

# 数字技术赋能农民增收：作用机制与影响效应\*

苏群 邢怀振 刘晨 孔月  
(南京农业大学经济管理学院 江苏南京 210095)

**摘要:**持续有效的促进农民增收,是实施乡村振兴战略的重要抓手,也是实现农民农村共同富裕的客观要求。本文基于2014-2020年我国30个省份面板数据,构建双重固定效应模型和空间杜宾模型从理论和实证角度考察了数字技术与农民增收之间影响关系和作用机制。研究表明:数字技术显著促进了农民增收且具有长期增长效应,运用工具变量法、替换变量等方法对其内生性和稳健性进行检验,结论依旧成立。区域异质性显示,在经济发达地区,数字技术对农民增收的促进作用更有显著。深入分析影响机制发现,推动城乡融合、促进农村居民非农就业和助力农村普惠金融发展是数字技术提高农民收入的重要路径。进一步研究发现,在三类不同空间矩阵下,数字技术对农民增收的影响存在显著的正向空间溢出效应,呈现出H-H集聚和L-L集聚的特征。为此,本文从多角度提出可行性建议,以期更好的促进农民增收。

**关键词:**数字技术;农民增收;作用机制;空间溢出效应

## 一、引言与文献综述

扎实推进农民农村共同富裕,全面推动乡村振兴,不断提升农村经济社会发展水平,促进农村居民收入持续增长,是新发展阶段一项重大而紧迫的战略任务,也是实现中国式现代化的重要要求<sup>①</sup>。近些年以来,我们农村居民收入取得了较快增长,生活水平得到了显著改善。2014-2020年,全国农民人均可支配收入年均增长9.1%,比同期全国城镇居民人均可支配收入年均增长速度快2.6个百分点,但是,2017-2020年的农村居民可支配收入的实际增长率分别为7.3%、6.6%、5.8%和3.8%,其增长态势呈现出放缓趋势(孙文婷和刘志彪,2022)<sup>[1]</sup>。与此同时,随着科学技术的发展,数字经济应运而生。以人工智能、5G通讯、物联网为核心的数字技术发展迅猛,为数字经济发展提供了强有力的支持(孙湘湘和陈章旺,2023)<sup>[2]</sup>。数字技术作为发展农村经济的重要基石,是否会成为推动农村居民收入持续增长的新力量?因此,准确评价数字技术与农民增收之间的逻辑关系及作用机理,为助力农民农村共同富裕,推动乡村振兴具有重要的现实意义。

关于影响农民增收因素方面,学术界认为主要涉及农业机械化水平、受教育程度、城镇化发展水平、农村劳动力转移以及基础设施建设等多方面因素(赵瑞和祁春节,2022;严斌剑等,2022)<sup>[3-4]</sup>。对于农业机械化水平而言,农业机械化水平不仅对农民增收有直接作用,还会通过劳动力转移间接增加农民收入(马轶群和孔婷婷,2019)<sup>[5]</sup>。而受教育程度不足是导致农民收入低的主要原因(Schultz,1961)<sup>[6]</sup>,因此加大农民教育投资力度,提升其人力资本水平,能帮助农民获得稳定就业机会,进而有助于农民收入提升(唐红涛和谢婷,2022)<sup>[7]</sup>。对于城镇化而言,传统城镇化和就地城镇化均对农民总收入具有显著的正向影响(高延

\* 基金项目:江苏高校哲学社会科学一般项目“城镇化背景下被征地农民的收入分化研究”(编号:2021SJA0262)。

作者简介:苏群(1968-),女,教授,博士生导师,研究方向:农村劳动力转移、农村教育与社会保障;邢怀振(1994-),男,博士生,研究方向:收入不平等与农民增收;刘晨(1996-),女,汉,江苏徐州人,博士生,研究方向:农村经济与社会保障;孔月(1997-),安徽合肥人,博士生,研究方向:农村经济。

① 参见:扎实促进农民农村共同富裕(新书评介)——《中国农村发展报告2022》简评,《人民日报》(2022年09月30日07版)。

雷等, 2019)<sup>[8]</sup>, 而新型城镇化发展在助力本地区农村居民收入水平的提高的同时, 还可以通过空间溢出效应来助力其他地区农村居民收入的提升(谭昶等, 2019)<sup>[9]</sup>, 并且基础设施方面对农民收入的增收效应也同样被得以证实(Cesar 和 Servens, 2010; Faber, 2014; 吴明娥, 2022)<sup>[10-12]</sup>。

数字技术作为减缓贫困的重要潜力(World Bank Group, 2016; 张勋等, 2019)<sup>[13-14]</sup>, 被多数学者所认可。数字技术的普及可以通过提高农产品市场价值、居民就业水平、创业机会促进农民增收(李丽莉等, 2022)<sup>[15]</sup>, 但是 Aker et al (2016)的研究却认为二者之间并不存在着显著的影响关系<sup>[16]</sup>, 而李琪等(2019)则发现数字技术与农民收入增长的关系呈现为“倒 U 型”<sup>[17]</sup>。与此同时, 学者们也考量了数字技术与收入不平等之间的关系。Clark 和 Gorski (2002)<sup>[18]</sup>发现数字技术发展将进一步拉大高低收入群体之间的收入差距, 并且互联网的广泛部署加剧了地区之间的不平等(Forman 等, 2012)<sup>[19]</sup>, 而程名望和张家平(2019)<sup>[20]</sup>则认为互联网的普及对城乡收入不平等的影响呈现出先扩大后缩小的“倒 U 型”影响。

综上, 学术界对于客观认识我国农民收入的影响因素以及数字技术对农民增收的推动作用已有较深理解与探讨, 但依旧有可拓展的空间。本文可能存在的边际贡献有以下几点: (1) 通过划分经济发达地区与经济欠发达地区, 分别从理论和实证角度考察了数字技术对农民增收的影响, 并检验了数字技术对农民增收的长期效应; (2) 采用滞后一期数字技术发展水平作为工具变量, 并利用 2sls 模型对其内生性进行了检验, 同时通过引入政策因素对实证模型进行了稳定性检验; (3) 将城乡融合、非农就业与农村普惠金融设定为中介变量, 检验了三者与数字技术与农民增收之间的中介效应, 同时通过构建空间杜宾模型, 考察了数字技术对农民增收的空间溢出效应, 为推动数字技术发展、持续提升农民收入、助力农民农村共同富裕提供了重要思路。

## 二、机制分析与研究假说

### (一) 数字技术助力农民增收

随着互联网、大数据、云服务数字技术在农业生产领域的嵌入与发展, 加快了农业生产逐步向着智能化、网络化和集约化方向的转变, 改变了以往传统的农业生产方式, 成为农业可持续发展的重要推动力。与此同时, 数字技术赋能乡村建设, 促进了乡村旅游、乡村文化的传播与发展, 为实现乡村振兴提供了重要保障。而且, 以互联网、云服务为基础的数字技术现已成为农村居民与外界沟通的桥梁, 为农村居民提供了获取便捷、有效就业信息的渠道, 从而有助于促进农村居民从收入较低的农业生产环节逐步转向收入较高的非农产业。并且, 数字技术的发展提高了农村居民获取新技术与知识的便捷性, 在实现农村居民以相对较低成本获取知识更新、提高人力资本的同时, 拓宽了农村居民的社会网络, 有助于其社会资本的积累, 进而更好的实现农民创业融资、降低创业风险, 提高创业绩效。在市场交易方面, 数字技术的发展打破了交易市场长期存在的信息不对称壁垒, 有利于交易信息向农村居民的传递, 进而通过减少中间环节、降低交易成本等方式来扭转因信息不对称而造成的劣势, 增加农民在交易环节中的议价话语权, 从而促进促进农民增收。因此, 提出假说 1:

假说 1: 数字技术的发展有助于促进农民增收。

### (二) 数字技术对农民增收的影响存在区域异质性

数字化的应用与推广存在着两面性, 数字技术发展不均衡的现象已成为影响农村居民充分享受数字技术信息红利的重要因素。相对于经济发达地区而言, 经济欠发达地区在数字化建设步伐、资金投入以及与实体经济融合方面处于弱势地位, 加之该地区农村居民人均受教育水平偏低, 加大对于跨越“数字鸿沟”的难度。史常亮(2023)<sup>[21]</sup>认为, “数字鸿沟”所体现出的不仅仅是因区域经济发展水平不同而造成的数字技术发展差异, 而更多的是由此引发的

“数字化红利”差异以及收入分化差异。尽管已有研究表明，互联网的推广和应用将有助于促进现代农业的发展，但其促进作用在富裕国家表现得更为明显（Lio 和 Liu，2006）<sup>[22]</sup>。就农户角度而言，互联网的应用更有益于我国经济发达的东部地区农村居民收入水平的提高（刘晓倩和韩青，2018）<sup>[23]</sup>。究其原因，经济发达地区数字技术发展较快，相较于经济欠发达地区具有一定的先发优势，对于农民增收的作用效果更为显著；对于经济欠发达地区，数字技术发展相对滞后，难以充分享受因数字技术发展带来的数字红利，从而使得数字技术对农民增收的作用效果产生差异。因此，提出假说 2：

假说 2：数字技术对农民增收的作用效果存在区域异质性且更有利于经济发达地区农村居民收入水平的提高。

### （三）城乡融合、非农就业和农村普惠金融在数字技术对农民增收的影响中存在中介效应

城乡融合发展作为解决我国城乡发展不平衡、打破城乡二元经济结构、畅通城乡要素流动、实现乡村振兴的必由之路，是学术界关注的重要问题。以互联网、人工智能为基础的数字技术作为重要的技术变革将直接或间接对城乡关系发展产生重要影响。数字技术所具备的高通用性、高渗透性、高共享性，使其可以快速且有效地渗透到城乡社会经济发展的方方面面（吴宸梓和白永秀，2023）<sup>[24]</sup>，进而有助于解决好城乡之间资源、空间要素错配等问题，打破城乡在生产、分配等环节所存在的障碍，同时实现农村剩余劳动力的优化配置，推动农民就业，提高农民收入。

以互联网为基础的数字技术发展与应用较好地改善了农村剩余劳动力就业市场的信息不对称，基于互联网强大的信息检索功能，农村居民可以较好的获得一手的相关就业信息，并且可以借助互联网来扩大社会资本进而拓宽就业渠道，缩短找寻工作时间同时节约搜寻成本，提高非农就业概率，促进农村居民工资性收入的提高（万倩雯等，2019）<sup>[25]</sup>；数字技术的发展促进了农村电子商务的快速崛起，创造了大量的就业机会，提高农村居民就近参与非农就业的可能性，在为农村居民提供长期可靠就业基础之上，农村居民可以更好的从事季节性农业生产活动。与此同时，数字技术推动了农村地区智慧农业的大发展，减少了农村居民从事农业生产的时间损耗，解放了更多的农村劳动力，促进了农村居民的“非农”就业，进而有利于农民增收。

数字技术的发展改变了传统金融的发展环境，推动农村数字金融的普及，农村居民可以借助移动设备完成网络支付、小额贷款等一系列金融服务，提高了农村数字金融的覆盖范围，促进了农村普惠金融的发展进程。农村普惠金融的发展很好的弥补了传统金融服务效率较低、小农难以获取相关贷款服务等不足，并且农村居民可以直接通过网络服务平台进行金融理财，获取理财收益，增加财产性收入（韩长根和张力，2017）<sup>[26]</sup>。农村普惠金融的发展降低了农村居民小额贷款的门槛，农村居民可以通过线上平台实现方便快捷的借贷服务，同时，金融机构可以借助大数据和云服务平台对农户信用进行综合评价，为农村居民创业提供原始的资金支持，提高农村居民创业活动的积极性，促进农村居民“非农”收入的提高。综上，提出假说 3：

假说 3：推动城乡融合、促进农村居民“非农”就业、助力农村普惠金融发展是数字技术提高农村居民收入水平重要路径。

### （四）数字技术对农民增收的影响存在空间溢出效应

数字技术打破了原有经济活动的地理、时间和空间限制，加强了地区之间的信息交流和要素流动，增强了区域间经济活动的广度和深度，在促进本地区经济发展的同时，也会对邻近地区农村居民收入的提升产生积极影响。其影响效用主要体现在三方面：其一，数字技术促进了地区之间各项生产要素的流动，提高了区域间经济活动的效率，促进了知识及技术等因素的溢出；其二，数字技术的发展以其自身具备的高效流通和传播机制，使得原本封闭的

两经济体之间可以借助数字技术实现信息交流，畅通区域之间市场经济发展的堵点，推动农业生产技术的交流与共享；其三，数字技术基于庞大的数据信息网络，较好的实现了区域经济活动的融合，为区域间经济合作和技术共享提供了良好契机，进而带动邻近地区经济发展水平的提高，促进农民增收。因此，提出假说 4：

假说 4：数字技术对农民增收具有显著的正向空间溢出效应。

### 三、研究设计

#### （一）模型构建

基于前文理论分析，设定如下基准回归模型：

$$\ln IN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $\ln IN_{i,t}$ 为本文的被解释变量，表示的是*i*时期*t*省份农民收入； $Dig_{i,t}$ 为本文的核心解释变量，表示的是*i*时期*t*省份数字技术发展水平； $X_{i,t}$ 为一组控制变量组。*i*代表的是地区，*t*代表的是年份， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

为了探究数字技术与农民增收二者之间可能存在的间接作用机制，本文将城乡融合（*Int*）、非农就业（*Ne*）以及农村普惠金融（*Rf*）作为中介变量，以检验上述三者是否在数字技术对农民增收的影响中存在中介效应。在式（1）的基础之上，分别构建以下线性回归模型：

$$Z_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dig_{i,t} + \gamma_2 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln IN_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 Dig_{i,t} + \rho_2 Z_{i,t} + \rho_3 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中， $Z_{i,t}$ 代表文中所选中介变量，其它字母解释如上。

判别是否存在中介效应的方法为：若 $\alpha_1$ 、 $\gamma_1$ 、 $\rho_2$ 显著且 $\rho_1 < \rho_2$ ，则认为 $Z_{i,t}$ 在数字技术对农民收入的影响存在部分中介；若 $\rho_1$ 不显著，则认为 $Z_{i,t}$ 在数字技术对农民收入的影响存在完全中介；若 $\alpha_1$ 显著， $\gamma_1$ 与 $\rho_2$ 中有一个不显著，则需要对其进行 Sobel 或 Goodman 中介检验来加以判别（池上新，2021）<sup>[27]</sup>。

#### （二）指标选取

##### 1.被解释变量

农民收入（*IN*）：相关研究表明，农村居民可支配收入指标可以较好地反映农民的收入水平（Zhang et al., 2020；齐文浩等，2021）<sup>[28-29]</sup>，因此，本文采用农村居民可支配收入的自然对数来表示农民收入，与此同时，同时考量了数字技术对农民经营性收入、工资性收入、财产性收入以及转移性收入的影响，并在稳定性检验中将非农收入作为被解释变量对实证结果予以验证。

##### 2.解释变量

数字技术（*Dig*）：数字技术作为数字化综合技术体系，其测度方法也不尽相同，本文借鉴杨军鸽和王琴梅（2023）<sup>[30]</sup>的方法，分别从数字信息化、数字互联化两个维度进行综合测度，其中数字信息化包括了光缆密度、移动电话基站密度、信息技术服务业从业人员占城镇从业人员比重、人均电信业务总量以及人均软件业务收入 5 个三级指标，数字互联化包括了互联网接入端口密度、移动电话普及率、宽带互联网用户人数占常住人口比重、移动互联网用户人数占常住人口比重以及人均移动互联网接入流量 5 个三级指标。

表 1 展示了我国 2014-2020 年 30 省份人均 GDP 与数字技术发展水平均值及位次，并依据人均 GDP 均值排名情况划分出经济发达地区和经济欠发达地区，后文将以此作为样本划分依据，进一步考察数字技术对农民收入的影响区域异质性。

表 1 2014-2020 年我国 30 省份人均 GDP 与数字技术发展水平均值及位次表

经济发达地区			经济欠发达地区		
省份	人均 GDP 均值/位次	数字技术发展 水平均值/位次	省份	人均 GDP 均值/位次	数字技术发展 水平均值/位次
北京	136697/1	0.4214/1	河南	46547/16	0.2507/15
天津	131820/2	0.2439/17	湖北	46304/17	0.2613/13
河北	101133/3	0.2711/10	湖南	46227/18	0.2781/7
山西	88009/4	0.1730/28	广东	45875/19	0.2287/19
内蒙古	85511/5	0.2299/18	广西	45757/20	0.2014/22
辽宁	84628/6	0.2651/11	海南	45417/21	0.1926/24
吉林	75345/7	0.2463/16	重庆	43122/22	0.2079/21
黑龙江	63465/8	0.3354/6	四川	42279/23	0.2614/12
上海	63166/9	0.5741/1	贵州	41398/24	0.1797/25
江苏	62625/10	0.3684/4	云南	41156/25	0.2080/20
浙江	61373/11	0.3541/5	陕西	40379/26	0.2006/23
安徽	55676/12	0.2779/8	甘肃	36846/27	0.1704/30
福建	51570/13	0.2720/9	青海	36589/28	0.1723/29
江西	51105/14	0.2593/14	宁夏	35939/29	0.1774/26
山东	49869/15	0.3860/3	新疆	30128/30	0.1771/27

### 3. 中介变量

城乡融合 (*Int*): 城乡融合作为一种以空间融合为对象、产业融合为基础、治理融合为手段、要素融合为纽带的城乡之间良性互动并协调发展的一种状态 (杨丽娟和孔爽, 2023)<sup>[31]</sup>, 有助于实现城乡之间优势互补和成果共享, 拓宽农民增收渠道, 推动农民收入增长。本文在借鉴张克俊和杜婵 (2019)<sup>[32]</sup>、孙群力等 (2021)<sup>[33]</sup>等人的研究, 分别基于要素流动、公共服务均等化、基础设施覆盖、居民生活水平、产业融合和生态保护六大角度, 构建城乡融合发展水平综合指标体系对我国 30 省份 2014-2020 年城乡融合发展水平进行了测度。

非农就业 (*Ne*): 非农就业在提高非农收入的同时, 也提高农村居民的农业收入, 并且非农就业人口比重的提高也会对家庭农业和非农收入产生积极影响 (胡祎等, 2022)<sup>[34]</sup>。由于统计数据中无法直接获取农村居民非农就业人口比, 因此, 本文参考王子凤和张桂文 (2023)<sup>[35]</sup>的做法, 采用二三产业从业人数与总就业人数之比来衡量非农就业。

农村普惠金融 (*Rf*): 农村普惠金融作为农村经济的调节剂, 对农民收入增长和农村经济发展具有重要的推动作用。本文参考杨东等 (2021)<sup>[36]</sup>的做法, 分别从农村普惠金融发展指数、可得性指数、使用情况指数以及服务效用性指数四个维度对其进行衡量。

### 4. 控制变量

城镇化 (*Ur*): 由于全国统一口径存在差异且部分数据可获得性不佳, 此处借鉴张志新等 (2020)<sup>[37]</sup>的做法, 以各省份城镇地区常住人口数占该地区总人口数之比表示; 农村经济发展水平 (*GDP*): 采用各省份农林牧渔总值与农村就业总人口数之比来表示; 农村人力资本 (*Edu*): 借鉴温涛和王佐滕 (2021)<sup>[38]</sup>的方法, 用各受教育阶段人数乘以对应系数与农村地区总人数之比表示; 农业机械化水平 (*ATP*): 采用各省份农业机械总动力与农村人口总数之比来予以测度; 抚养比 (*Old*): 农村人口抚养比增加将降低劳动力的有效供给, 不利于农民收入的提升。本文将农村地区的小儿抚养比和老年抚养比进行加总得到农村人口总抚养比。

### （三）数据来源与描述性统计

基于数据的可得性与时效性，本文选取我国 30 省份面板数据作为实证样本，其时间跨度为 2014-2020 年共 7 年数据。之所以选择此时间跨度区间，是因为自 2014 年起，国家统计局对于农村居民收入的统计口径发生了变化，基于上述考虑选择此时间跨度。其数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》、《北京大学数字普惠金融指数（2014-2020）》以及各省份统计年鉴与统计数据。同时，为了避免出现量纲化问题，对农村居民人均可支配收入和农村经济发展水平原始数据进行了对数处理。以下为各变量的描述性统计，如表 2 所示。

表 2 描述性统计

	变量	符号	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量	农民收入	<i>IN</i>	210	2.062	0.0760	1.8740	2.2710
解释变量	数字技术	<i>Dig</i>	210	0.2620	0.0920	0.1500	0.6370
	城镇化	<i>Ur</i>	210	0.6100	0.1120	0.4020	0.8930
	农村经济发展水平	<i>GDP</i>	210	2.0920	0.8430	0.9000	5.9100
控制变量	农村人力资本	<i>Edu</i>	210	7.7450	0.6170	5.8780	9.8010
	农业机械化水平	<i>ATP</i>	210	1.7770	0.9110	0.3260	6.2160
	抚养比	<i>Dr</i>	210	0.4613	0.1002	0.2273	0.7483
	城乡融合	<i>Int</i>	210	0.2441	0.0810	0.1260	0.6390
中介变量	非农就业	<i>Ne</i>	210	0.6838	0.1383	0.3867	0.9751
	农村普惠金融	<i>Rf</i>	210	2.6774	0.6116	1.4593	4.3192

## 四、实证分析

### （一）基准回归

表 3 列示了 OLS 模型和双重固定效应模型下数字技术对农民收入影响的基准回归结果。模型（1）与模型（3）为全样本条件下未加入控制变量时的回归结果，而模型（2）与模型（4）则为全样本条件下加入控制变量后的回归结果。结果显示，数字技术在 1% 的水平下显著促进了农民收入的提高，其边际效应分别为 0.4871、0.1622、0.0634 和 0.0509，因此，假说 1 成立。就模型（4）而言，其拟合优度在下述四个模型中最优，具体而言，城镇化、农村经济发展水平均会对农民收入提升带来积极显著的影响。农村人力资本均未表现出显著影响，但其系数为正，表明农村人力资本对农民增收的促进作用较弱，农业机械化水平和抚养比系数同样未通过显著性检验，但其系数均为负值。

表 3 基准回归结果：收入水平

变量	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dig</i>	0.4871*** (0.0466)	0.1622*** (0.0329)	0.0634*** (0.0126)	0.0509*** (0.0115)
		0.5273*** (0.0310)		0.1434*** (0.0313)

<i>GDP</i>		0.0109*** (0.0035)		0.0029* (0.0016)
<i>Edu</i>		0.0103** (0.0049)		0.0008 (0.0021)
<i>ATP</i>		-0.0013 (0.0033)		-0.0018 (0.0012)
<i>Dr</i>		0.2476*** (0.0273)		-0.0180 (0.0109)
常数项	1.9343*** (0.0129)	1.4833*** (0.0412)	1.9690*** (0.0037)	1.8895*** (0.0253)
省份效应	-	-		Yes
年份效应	-	-		Yes
R <sup>2</sup>	0.3437	0.8055	0.6682	0.8089
Obs	210			

注: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1, 下同不予以赘述。

本文同时基于收入结构角度考量数字技术对农民收入的影响,实证结果如表 4 所示。具体而言,数字技术发展水平对农村居民工资性收入、财产性收入以及转移性收入的影响均在 5%的水平下通过显著性检验,其边际效应分别为 0.1488、0.3114 和 0.1816,这表明数字技术的发展将通过提高农村居民工资性收入、财产性收入及转移性收入的增长带动农民收入的水平的提升,这可能是由于数字技术的发展,拓宽了农村居民的增收渠道,增加了农村居民外出打工和创业,提高其工资性收入,同时有助于闲置土地、农用设备等生产要素的流转使用,增加其财产性收入,并且数字技术的发展打破了城乡隔阂和区域限制,农村居民可以更好的享受到社会福利,使其转移性收入的增长成为可能。而数字技术对农民经营性收入的影响系数未通过显著性检验且为负值,这说明数字技术发展水平的提高将会对农民经营性收入的提升带来较弱的负向影响,其原因可能是对于青年劳动力而言,更乐于投身于收益较高的非农生产,而数字技术打破了城乡信息壁垒,为其非农就业奠定了基础,与此同时,农村老龄化现象的加重,使得农村劳动力出现缺失,进而对于农村居民经营性收入带来不利影响。

表 4 基准回归结果:收入结构

变量	FE			
	经营性收入 (1)	工资性收入 (2)	财产性收入 (3)	转移性收入 (4)
<i>Dig</i>	-0.0702 (0.0489)	0.1488** (0.0576)	0.3114** (0.1261)	0.1816** (0.0775)
控制变量	控制			
常数项	1.6170*** (0.1077)	1.4275*** (0.1266)	0.9098*** (0.2773)	2.4153*** (0.1704)
省份效应	Yes			
年份效应	Yes			
R <sup>2</sup>	0.3951	0.0835	0.7159	0.1897
Obs	210			

(二) 区域异质性检验

基于前文区域经济发展水平的划分,此处分别从经济发达地区和经济欠发达地区两个角度考察数字技术对农民收入影响的区域异质性,实证结果如表5所示。在模型(1)中,数字技术在1%的显著水平下会对经济发达地区农民增收产生积极影响,边际效应为0.0432,而对于经济欠发达地区而言,数字技术对农民增收的影响系数为正,却未表现出显著性影响,这表明数字技术对农村居民的增收作用会因地区经济发展水平的不同而产生差异,并且数字技术对于经济发达地区农村居民收入水平的提高具有更显著的积极影响,故假说2成立。

表5 异质性回归结果:收入水平

变量	FE	
	经济发达地区(1)	经济欠发达地区(2)
<i>Dig</i>	0.0432*** (0.0137)	0.0335 (0.0304)
<i>Ur</i>	0.0783* (0.0456)	0.1646** (0.0688)
<i>GDP</i>	0.0030 (0.0020)	0.0016 (0.0033)
<i>Edu</i>	-0.0005 (0.0033)	0.0021 (0.0032)
<i>ATP</i>	-0.0015 (0.0014)	-0.0015 (0.0030)
<i>Dr</i>	-0.0077 (0.0150)	-0.0150 (0.0194)
常数项	1.9673*** (0.0439)	1.8468*** (0.0404)
省份效应		Yes
年份效应		Yes
R <sup>2</sup>	0.7624	0.5826
Obs	105	105

表6列示了基于收入结构角度数字技术对农民增收的区域异质性影响。具体而言,在经济发达地区,数字技术对农村居民经营性收入产生显著的负向影响,其边际效应为-0.1059,对农村居民工资性收入具有显著的正向促进作用,其边际效应为0.2523,而对财产性收入的影响不显著,对转移性收入则具有正向的积极影响;在经济欠发达地区,数字技术对农村居民经营性收入、工资性收入和转移性收入均会带来不显著的负向影响,而对财产性收入具有正向但不显著的影响。

表6 异质性回归结果:收入结构

变量	经济发达地区				经济欠发达地区			
	经营性收入(1)	工资性收入(2)	财产性收入(3)	转移性收入(4)	经营性收入(1)	工资性收入(2)	财产性收入(3)	转移性收入(4)
<i>Dig</i>	-0.1059** (0.0435)	0.2523*** (0.0561)	0.1304 (0.0869)	0.1929* (0.1086)	-0.0675 (0.1419)	-0.0208 (0.1678)	0.6583 (0.4014)	-0.0555 (.01544)



控制变量	控制							
常数项	1.5433*** (0.1388)	1.4762*** (0.1790)	1.4153*** (0.2772)	2.4975*** (0.3464)	1.6461*** (0.1882)	1.4920*** (0.2224)	1.1126*** (0.5320)	1.7799*** (0.2047)
省份效应	Yes							
年份效应	Yes							
R <sup>2</sup>	0.3019	0.2102	0.2128	0.2554	0.1744	0.1722	0.1804	0.2044
Obs	105				105			

### (三) 传导机制检验

依据前文理论分析,本文分别检验城乡融合、非农就业以及农村普惠金融在数字技术对农民增收影响的中介效应及其区域异质性,其结果如表7至表10所示。

1.城乡融合。促进城乡融合,是破除城乡二元结构、推动乡村振兴的重要路径。在表7中,由模型(1)和模型(2)可知,数字技术和城乡融合对农民收入的影响系数显著为正,且数字技术同样会显著促进城乡融合,这表明城乡融合在数字技术对农民收入的影响中存在中介效应。而对于经济发达地区而言,如模型(3)和模型(4)所示,数字技术和城乡融合对经济发达地区农民收入具有显著的正向影响,但数字技术对城乡融合的影响尚未通过显著性检验。对于经济欠发达地区而言,如模型(5)和模型(6)所示,城乡融合显著促进了经济欠发达地区农民收入的提高,而数字技术对城乡融合和农民收入的影响为正但未表现出显著性。

表7 传导机制检验:城乡融合

变量	全样本		经济发达地区		经济欠发达地区	
	城乡融合 (1)	农民收入 (2)	城乡融合 (3)	农民收入 (4)	城乡融合 (5)	农民收入 (6)
<i>Dig</i>	0.1618*** (0.0509)	0.0362*** (0.0109)	0.0813 (0.0775)	0.0363*** (0.0122)	0.0758 (0.0729)	0.0230 (0.0291)
<i>Int</i>		0.0907*** (0.0160)		0.0848*** (0.0177)		0.1380*** (0.0449)
控制变量	控制					
常数项	0.6326*** (0.1120)	1.8321*** (0.0254)	1.0217 (0.2471)	1.8806*** (0.0428)	0.2367** (0.0966)	1.8141*** (0.0398)
省份效应	Yes					
年份效应	Yes					
R <sup>2</sup>	0.5296	0.8499	0.5896	0.8300	0.0301	0.7216
Obs	210		105		105	

2. 非农就业。非农就业现已成为促进农民增收的关键，农民增收问题的核心已经变成了如何解决农民的非农就业问题（肖龙铎和张兵，2017；钟甫宁和何军，2007）<sup>[39-40]</sup>。如表9所示，在模型（1）中，数字技术对非农就业影响在1%显著水平下显著为正，这表明数字技术有助于推动农村地区居民的非农就业，在模型（2）中，数字技术和非农就业对农民收入的影响系数分别在5%和1%的显著水平下通过显著性检验，这表明数字技术和非农就业同样会促进农民增收。因此，在全样本视角下数字技术可以通过推动农村地区居民的非农就业来促进农民增收。分区域来看，在模型（3）和模型（5）中，数字技术对经济欠发达地区非农就业的影响表现出显著的正向推动作用，而在经济发达地区这种正向推动作用不显著。在模型（4）和模型（6）中，数字技术对非农就业的影响在经济发达地区表现出显著的正相关，而在经济欠发达地区对农民收入未表现出显著的正向影响，并且非农就业仅在经济发达地区对农民收入具有正向的显著影响。

表9 传导机制检验：非农就业

变量	全样本		经济发达地区		经济欠发达地区	
	非农就业 (1)	农民收入 (2)	非农就业 (3)	农民收入 (4)	非农就业 (5)	农民收入 (6)
<i>Dig</i>	0.2362*** (0.0750)	0.0439** (0.0116)	0.0711 (0.0654)	0.0401*** (0.0136)	0.4151** (0.2021)	0.0262 (0.0312)
<i>Ne</i>		0.0297*** (0.0116)		0.0442* (0.0234)		0.0175 (0.0170)
控制变量				控制		
常数项	0.3369** (0.1649)	1.8795*** (0.0252)	0.3578* (0.2085)	1.9515*** (0.0440)	0.4280 (0.2678)	1.8393*** (0.0410)
省份效应				Yes		
年份效应				Yes		
R <sup>2</sup>	0.8081	0.8518	0.8194	0.8665	0.4946	0.5973
Obs	210		105		105	

3. 农村普惠金融。如表10所示，在模型（1）和模型（3）中，数字技术对农村普惠金融的影响系数在5%水平下均通过了显著性检验，其边际效应分别为0.4741和0.6064，而在模型（5）中，数字技术对农村普惠金融具有正向但不显著的影响，这表明数字技术将助力农村普惠金融发展，但对经济欠发达地区农村普惠金融的促进作用较弱。在模型（2）和模型（4）中，数字技术和农村普惠金融对农民收入的影响均表现出显著的正向影响，而在模型（6）中，数字技术对农民收入的影响负却未通过显著性检验。这表明农村普惠金融在数字技术对农民增收的影响中存在中介效应，并且这类中介效应同样存在于经济发达地区，而对于经济欠发达地区而言，这类中介效应不显著。

综上所述，城乡融合、非农就业和农村普惠金融在数字技术对农民增收的影响中存在中介效应，但存在区域异质性，因此，假说3成立。

表 10 传到机制检验：农村普惠金融

变量	全样本		经济发达地区		经济欠发达地区	
	农村普惠金融 (1)	农民收入 (2)	农村普惠金融 (3)	农民收入 (4)	农村普惠金融 (5)	农民收入 (6)
<i>Dig</i>	0.4741** (0.2175)	0.0453*** (0.0114)	0.6064** (0.3017)	0.0318** (0.0129)	0.9047 (0.4135)	0.0286 (0.0315)
<i>Rf</i>		0.0118*** (0.0040)		0.0187*** (0.0047)		0.0054 (0.0083)
控制变量	控制					
常数项	2.6908*** (0.4782)	1.8575*** (0.0270)	2.6467*** (0.9620)	1.9176*** (0.0421)	3.1089*** (0.5482)	1.8299*** (0.0481)
省份效应	Yes					
年份效应	Yes					
R <sup>2</sup>	0.2061	0.8312	0.5709	0.8383	0.3910	0.5745
Obs	210		105		105	

#### (四) 农民增收的长期效应

前文基于双重固定效应模型已经证实了数字技术对农民增收的促进作用,并且给出三种可能性解释,即数字技术可以推动推动城乡融合、促进农村居民非农就业、充分发挥农村普惠金融优势来提高农民收入水平。那么数字技术对农民增收的影响是短期现象还是存在长期效应呢?为此,本文以当期数字技术发展水平对未来一期和未来二期的农民增收情况进行回归分析,结果如表 11 所示。模型(1)和模型(3)中,当未来一期农民收入作为被解释变量时,数字技术对农民收入的影响系数在 1%显著水平均显著为正,边际效应分别为 0.0529 和 0.0464;在模型(2)和模型(4)中,当被解释变量为未来二期农民收入时,数字技术的影响系数分别为 0.0398 和 0.0426 且分别在 1%和 5%显著水平下通过显著性检验;而在模型(5)和(6)中,数字技术对未来一期和未来二期农民收入均不会带来显著影响,这与收入水平角度下的异质性回归结果相一致。综上所述,数字技术对农民增收的影响存在长期效应,并且此类长期增长效应同样存在于经济发达地区,而在经济欠地区此类效应并不显著。

表 11 数字技术对农民增收的长期效应检验

变量	全样本		经济发达地区		经济欠发达地区	
	t+1 (1)	t+2 (2)	t+1 (3)	t+2 (4)	t+1 (5)	t+2 (6)
<i>Dig</i>	0.0529*** (0.0125)	0.0398*** (0.0135)	0.0464** (0.0176)	0.0426** (0.0196)	0.0291 (0.0216)	0.0265 (0.0213)
控制变量	控制					
常数项	1.8956*** (0.0233)	1.9040*** (0.0276)	2.0227*** (0.0495)	2.0340*** (0.0569)	1.8644*** (0.0295)	1.8690*** (0.0317)
省份效应	Yes					

年份效应	Yes					
R <sup>2</sup>	0.7808	0.7217	0.2391	0.1430	0.5748	0.6565
Obs	180	150	90	75	90	75

### （五）稳健性检验

1.内生性处理。数字技术的发展推动了农民收入的提高，反之，农民收入的提高也可能促进数字技术的发展，所以，实证模型中可能存在双向因果的关系而导致内生性问题。因此，此处参考李帅娜（2021）<sup>[41]</sup>的方法，将数字技术的滞后一期作为工具变量，采用 2sls 对模型重新估计，同时也将数字技术的滞后一期作为解释变量的替换变量带入模型进行回归，回归结果如表 12 中模型（1）、模型（2）所示。回归结果显示，在以上两个模型中，数字技术的回归系数均显著为正，其边际效应分别为 0.2143 和 0.0435，与基准回归结果相一致，证实了研究结果的可信度。

2.替换被解释变量和考虑政策影响下的稳健性检验。考虑到所选取变量可能对实证结果带来影响，为了确保实证结果是稳定可靠的，本文采用替换被解释变量和变更时间段的方法进行稳健性检验。非农兼业或非农收入将是未来农民收入的重要组成部分（黄季焜，2022）<sup>[42]</sup>，因此模型（3）中将农村居民非农收入作为农民收入的替换变量，回归结果如表 12 中列（3）所示，数字技术的回归系数在 1%的显著水平下通过显著性检验，且系数为正，这表明数字技术的发展有助于提高农民的非农收入；受国家政策的影响，数字经济于 2017 年被正式写入政府工作报告，与此同时，数字技术发展随之进入快速发展阶段。考虑到数字技术发展可能会因国家政策而对研究结果造成一定影响，因此，本文将数字技术与国家政策的交互项引入到模型（4）中。其中，国家政策于 2017 年前赋值为 0，2017 年之后（包含 2017 年）赋值为 1。由表 12 中模型（4）可知，数字技术与国家政策的交互项系数在 1%的显著水平下显著为正，其边际效应为 0.0117，这表明数字技术对农民增收的促进作用会因国家政策的出台而逐渐加强。综上所述，证实了研究结果是稳健可靠的。

表 12 稳健性检验

变量	IV-2sls (1)	替换解释变量 (2)	替换被解释变量 (3)	考虑政策影响 (4)
<i>Dig</i>	0.2143*** (0.0324)		0.2792*** (0.0354)	0.0423*** (0.0124)
<i>L. Dig</i>		0.0435*** (0.0113)		
<i>Dig × Policy</i>				0.0117*** (0.0064)
控制变量			控制	
常数项	1.5537*** (0.0377)	1.9331*** (0.0250)	1.9736*** (0.0779)	1.8740 (0.0266)
弱工具变量检验	1364.261	-	-	-
内生性检验	0.000	-	-	-
省份效应			Yes	
年份效应			Yes	
R <sup>2</sup>	0.8371	0.8072	0.0394	0.7984
Obs		180		210

(六) 进一步研究：空间溢出效应

为了进一步考察数字技术对农民增收的空间溢出效应，借鉴余姗等（2022）<sup>[43]</sup>的方法构建以下空间计量模型：

$$IN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{i,t} + \beta_2 \omega Dig_{i,t} + \beta_3 \omega IN_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \beta_5 \omega X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $\omega$ 表示空间权重矩阵， $\beta_0$ 为常数项， $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_5$ 表示本地区 $Dig_{i,t}$ 、相邻地区 $Dig_{i,t}$ 、相邻地区 $IN_{i,t}$ 、相邻地区其他控制变量对本地区 $IN_{i,t}$ 的空间溢出效应， $\beta_4$ 为控制变量的系数。

1.全域莫兰指数计算。本文基于空间自相关指数莫兰指数，对我国 2014-2020 年数字技术和农民收入的空间相关性进行了检验，其结果如表 13 所示，数字技术和农民收入的莫兰指数均大于 0 且在 1%的显著水平下拒绝了“无空间自相关”的原假设，这表明我国各省份的数字技术和农民收入存在着显著的空间正相关性，假说 4 成立。因此，在考察数字技术对农民增收的影响中需要对其空间溢出效应加以关注。

表 13 莫兰指数

年份	<i>Dig</i>	<i>IN</i>
2014	0.527***	0.587***
	[4.568]	[5.101]
2015	0.449***	0.591***
	[4.076]	[5.137]
2016	0.379***	0.589***
	[3.637]	[5.128]
2017	0.372***	0.588***
	[3.481]	[5.124]
2018	0.338***	0.588***
	[3.568]	[5.133]
2019	0.324***	0.582***
	[3.510]	[5.089]
2020	0.347***	0.579***
	[3.501]	[5.075]

注：[]内为 Z 值。

2. 莫兰散点图。上述全局莫兰指数可以在整体上说明农民增收在我国各省份的空间关联性，但是却不能更加直观地展现我国不同区域和省份之间的空间关联特征。因此为更清晰展现其空间相关关系，本文绘制了相关指标的莫兰散点图。图 1 和图 2 分别为 2014 年和 2020 年数字技术和农民收入的局域莫兰散点图。

莫兰指数散点图包含四类空间联系类型（赵伟和彭玉婷，2022）<sup>[44]</sup>：第一类为第一象限的高-高（H-H）集聚；第二类为第二象限的低-高（L-H）集聚；第三类为第三象限的低-低（L-L）集聚；第四类为第四象限的高-低（H-L）集聚。据图 1 和图 2 显示，多数省份的散点多集中于第一象限和第三象限，表现为 H-H、L-L 集聚正向空间相关性，农民收入水平较高的省份更多地与其他农民收入较高的省域相邻，农民收入较低的省份也更倾向于与其他农民收入较低的省域相邻，并且处于 H-H 集聚的省份多为东部沿海发达的省份，例如上海、江苏、北京、浙江、天津等。

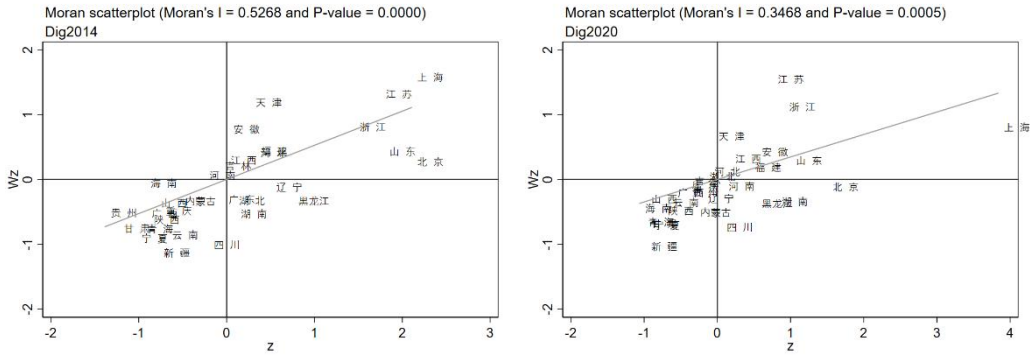


图1 2014年、2020年数字技术发展水平的莫兰指数散点图

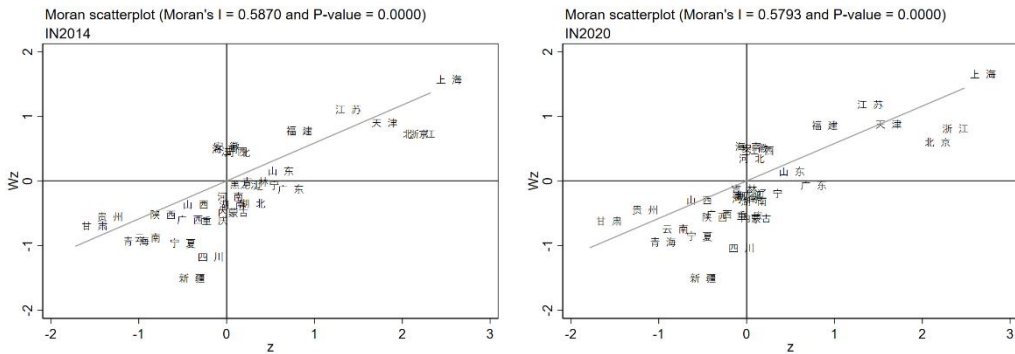


图2 2014年、2020年农民收入的莫兰指数散点图

在检验数字技术对农民增收的空间溢出效应前，需要对空间面板模型进行选择。首先，经 Hausman 检验发现，需要采用固定效应模型来进行实证分析；然后，经 Wald 检验和 LR 检验发现，空间杜宾模型不会转化为空间误差模型和空间滞后模型；最后，经 LM 检验发现，空间杜宾模型更适用于本文的研究，因此，本文再考虑实证结果稳健性的基础上，分别基于空间地理距离矩阵、非对称空间经济地理矩阵以及空间反距离平方矩阵进行实证分析，实证结果如表 14 所示。

表 14 空间杜宾模型结果

变量	空间地理 距离矩阵 (1)	非对称空间 经济地理矩阵 (2)	空间反距离 平方矩阵 (3)
<i>Dig</i>	0.0344*** (0.0114)	0.0346** (0.0118)	0.0350*** (0.0108)
$\omega Dig$	0.1390** (0.0645)	0.0881* (0.0463)	0.0504** (0.0237)
控制变量		控制	
省份效应		Yes	
年份效应		Yes	
R <sup>2</sup>	0.8628	0.8851	0.9056

由表 14 可知,在三类矩阵权重空间杜宾模型下,数字技术的影响系数均在 1%显著水平下显著为正,边际效应分别为 0.0344、0.0346 和 0.0350,数字技术与权重矩阵交互项的影响系数均显著为正,边际效应分别为 0.1390、0.0881 和 0.0504,这表明数字技术会促进本地区农民增收,同时也会促进邻近地区农村居民收入的提高。为了更直观地阐明数字技术和各控制变量对农民增收的影响,本文将空间溢出效应进行偏微分分解,分解结果展示了数字技术及各控制变量对农民增收的直接效应和间接效应,具体见表 15 所示。

表 15 空间杜宾模型效应分解

变量		<i>Dig</i>	<i>Ur</i>	<i>GDP</i>	<i>Edu</i>	<i>ATP</i>	<i>Dr</i>
空间地理距离矩阵	直接效应	0.0357*** (0.0120)	0.0578** (0.0286)	0.0025* (0.0013)	-0.0000 (0.0017)	-0.0001 (0.0010)	-0.0098 (0.0090)
	间接效应	0.1613* (0.0879)	0.1813 (0.2732)	0.0306** (0.0139)	0.0005 (0.0151)	-0.0313** (0.0148)	-0.0567 (0.0766)
	总效应	0.1971** (0.0943)	0.2392 (0.2790)	0.0331** (0.0144)	0.0005 (0.0155)	-0.0314** (0.0150)	-0.0665 (0.0787)
非对称空间经济地理矩阵	直接效应	0.0355*** (0.0123)	0.0646** (0.0273)	0.0034** (0.0013)	0.0004 (0.0017)	-0.0012 (0.0010)	-0.0070 (0.0089)
	间接效应	0.1010* (0.0607)	0.0817 (0.1938)	0.0363** (0.0165)	0.0108 (0.0138)	-0.0340** (0.0155)	-0.0491 (0.0521)
	总效应	0.1366** (0.0670)	0.1463 (0.1955)	0.0398** (0.0171)	0.0112 (0.0143)	-0.0353** (0.0158)	-0.0561 (0.0537)
空间反距离平方矩阵	直接效应	0.0383*** (0.0116)	0.0702** (0.0280)	0.0023* (0.0013)	-0.0001 (0.0017)	0.0008 (0.0010)	-0.0112 (0.0089)
	间接效应	0.0796 (0.0339)	0.0314 (0.0896)	0.0122 (0.0042)	0.0014 (0.0060)	-0.0137 (0.0033)	-0.0170 (0.0280)
	总效应	0.1180*** (0.0410)	0.1016 (0.0920)	0.0146*** (0.0048)	0.0013 (0.0065)	-0.0129*** (0.0032)	-0.0283 (0.0302)

在表 15 中,三类不同矩阵下的直接效应显示,数字技术对农民收入的影响系数分别为 0.03570、0.0355 和 0.0383,且在 1%水平下通过了显著性检验,这表明数字技术的发展会对本地区农民收入的提高具有显著的促进作用。间接效应显示,数字技术的影响系数在空间地理距离矩阵和非对称空间经济地理矩阵下显著为正,仅在空间反距离平方矩阵下为表现出显著性,但三者系数均为正值,这说明本地区数字技术的发展在促进本地区农民增收的同时,也有利于邻近地区农民收入的提高,究其原因可能是,数字技术的发展模糊了经济活动的地理边界,扩大了知识、信息溢出范围,使得本地区数字技术发展红利能够更好惠及邻近地区,从而在促进本地区农民增收的同时带动邻近地区农村居民收入的提升。

就控制变量整体而言,三类不同空间矩阵下各变量对农民收入的影响基本保持一直,证实了解析结果是稳健可靠的。以空间地理距离矩阵为例,城镇化对农民收入影响的直接效应显著为正,而间接效应却未通过显著性检验,这表明城镇化的发展更有益于本地农村居民收入水平的提升,而对邻近地区农民居民的增收效应不显著。农村经济发展水平对农民收入影响的直接效应和间接效应均显著为正,这表明农村经济发展水平在提升本地农村居民收入的同时,也会对邻近地区农村经济的发展具有辐射带动作用,进而也会带动邻近地区农民居民

收入水平的提高。农村人力资本与抚养比对农民收入影响的直接效应和间接效应均为表现出显著性。农业机械化水平对农民收入影响的直接效应和间接效应均为负向影响，但仅间接效应在 5%显著水平下通过了显著性检验。

表 16 区域异质性角度下空间杜宾模型结果及效应分解

变量		经济发达地区	经济欠发达地区
非对称空间 经济地理矩阵	<i>Dig</i>	0.0296** (0.0130)	0.0203 (0.0308)
	$\omega Dig$	0.0914*** (0.0339)	0.0266 (0.1981)
	直接效应	0.0355** (0.0148)	0.0211 (0.0286)
	<i>Dig</i>	0.1520** (0.0709)	0.0001 (0.1075)
	间接效应	0.1875** (0.0807)	0.0211 (0.1133)
	总效应		
控制变量	控制		
省份效应	Yes		
年份效应	Yes		
R <sup>2</sup>		0.2159	0.5340
Obs		105	105

表 16 基于非对称经济地理矩阵考察了不同经济发展水平下数字技术对农民增收的空间溢出效应。如表 16 所示，数字技术对农民收入的影响在经济发达地区表现出正向的显著性，在经济欠发达地区表现为不显著的正向影响，而数字技术与权重矩阵交互项对经济发达地区农民收入的影响具有正向的积极效应，而在经济欠发达地区其影响系数依旧不显著。从分解效应来看，在经济发达地区数字技术在促进本地区农村居民收入的增长，同样对邻近地区农民收入的提高具有积极影响，这可能是由于随着数字技术发展水平发展，其具备的高渗透性、高融合性、高共享性对邻近地区经济发展具有积极带动作用，进而在促进本地区发展的同时，业带动邻近地区农村居民收入水平的提高。对于经济欠发达地区而言，尽管数字技术对农民收入的分解效应均未通过显著性检验，但各项系数均为正向，这表明在经济欠发达地区，数字技术发展相对欠缺，对于农民增收的带动作用较弱，应加快经济欠发达地区数字技术发展和应用，充分发挥数字技术对农民增收的促进作用。

## 五、结论与建议

促进数字经济与实体经济融合，充分发挥数字技术对经济发展的放大和倍增作用（谢璐和韩文龙，2022）<sup>[45]</sup>，拓宽农民增收渠道，持续提高农民居民收入水平，是实现农村农民共同富裕的关键。本研究基于区域异质性视角，利用 2014-2020 年我国 30 省份面板数据，通过双向固定效应模型和空间溢出效应模型深入剖析了数字技术对农民增收的影响，得出以下结论：（1）数字技术发展显著促进了农村居民收入水平的提高并存在长期增长效应，且这类长期增收效应同样存在于经济发达地区；（2）从不同收入结构角度来看，数字技术对农村居民工资性收入、财产性收入以转移性收入具有正向的积极影响，而在经济欠发达地区这类促进作用却表现的不显著；（3）城乡融合、非农就业与农村普惠金融在数字技术在促进农民增收的影响中存在中介效应；（4）数字技术对农民增收具有正向的空间溢出效应，并呈现出



H-H 集聚和 L-L 集聚的特征。具体而言,数字技术显著促进本地区农民收入的提高,同时对邻近地区农民增收具有带动作用,并且这类空间溢出效应在经济发达地区表现的更为显著。

基于以上研究结论,本文提出以下可行性政策建议:(1)加强农村地区数字基础设施建设。数字技术赋能农民增收,数字基础设施建设是基础,应进一步加快数字基础设施发展,积极推进“宽带中国”战略和“智慧城市”战略实施,推动5G通讯、工业互联网等数字化基础设施建设,推动新一批信息技术基础设施改造升级,同时结合地区资源禀赋及发展差异,因地制宜,紧抓数字化基础设施建设步伐,加速数字技术推广和应用范围,促进农民农村发展;(2)打破城乡壁垒,推动农业农村现代化发展。积极探索数字技术对促进农民增收的发展途径,扩大互联网普及范围,加强移动终端服务便捷性建设,充分发挥数字技术的高渗透性、高共享性等特征,促进城乡间信息交互和技术推广,加快城乡间各类生产要素流动,推动城乡融合,注重人才培养,提高农村居民受教育水平,推进农村青年和优秀乡绅返乡创业(李实等,2023)<sup>[46]</sup>,积极推动农村普惠金融服务,加大对农民金融服务力度和普及范围,落实创业优惠政策,建立数字化信息技术平台,激发农户创业行为,助力乡村振兴;(3)加强区域协作和数字技能普及。区域内各省份应加强技术合作,充分发挥高数字技术发展水平省份的带头作用,以强带弱,推动相关技术人才、资金等要素在各省份间的流动,提高数字技术的外溢效应,同时要注重对于农村居民的数字技能培养,提高农村居民对于智能化设备的应用能力,开展多样化的数字化技能培训,逐步提升农村居民数字化意识和实践能力,促进农民增收。

## 参考文献

- [1]孙文婷,刘志彪.数字经济、城镇化和农民增收——基于长江经济带的实证检验[J].经济问题探索,2022,No.476(03):1-14.
- [2]孙湘湘,陈章旺.共同富裕视角下数字基础设施对城乡收入差距的影响研究[J].电子科技大学学报(社科版),2023,25(02):86-94.
- [3]赵瑞,祁春节.新型城镇化对农民收入的影响效应研究——基于30个省(市、自治区)面板数据的实证分析[J].中国农业资源与区划,2022,43(02):131-140.
- [4]严斌剑,翟允瑞,周应恒.省域涉农产业发展指数对农民收入影响及其空间效应[J].经济地理,2022,42(12):162-171.
- [5]马铁群,孔婷婷.农业技术进步、劳动力转移与农民收入差距[J].华南农业大学学报(社会科学版),2019,18(06):35-44.
- [6]SCHULTZ T W. Investment in human capital[J]. The American Economic Review,1961(1):1-17.
- [7]唐红涛,谢婷.数字经济与农民收入消费双提升[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(02):70-81.
- [8]高延雷,王志刚,郭晨旭.城镇化与农民增收效应——基于异质性城镇化的理论分析与实证检验[J].农村经济,2019,No.444(10):38-46.
- [9]谭昶,吴海涛,黄大湖.产业结构、空间溢出与农村减贫[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(02):8-17+163.
- [10]Cesar C,Servens L.Infrastructure and economic development in Sub-Saharan Africa[J].Journal of African Economies,2010,19:13-87.
- [11]Faber B.Trade integration,market size,and industrialization:evidence from China's national trunk highway system[J].The Review of Economic Studies,2014,81(3):1046-1070.
- [12]吴明娥.中国农村基础设施投入促进农民增收了吗?——基于结构性、空间性和异质性的三维视角[J].经

济问题探索,2022(08):37-56.

- [13]World Bank Group.World development report 2016:digital dividends.Washington,DC:World Bank,2016.
- [14]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
- [15]李丽莉,梅燕,张忠根.互联网普及、市场分割与农民经营性收入[J].商业经济与管理,2022,No.369(07):18-28.
- [16]Aker.Jenny C.,Ishita Ghosh,Jenna Burrell.The promise (and pitfalls) of ICT for agriculture Initiatives[J].Agricultural Economics,2016(S1):35-48.
- [17]李琪,唐跃桓,任小静.电子商务发展、空间溢出与农民收入增长[J].农业技术经济,2019(04):119-131.
- [18]Clark C,Gorski P.Multicultural education and the digital divide:focus on socioeconomic class background[J].Multicultural Perspectives,2002,4(3):25-36.
- [19]Forman C,Goldffarb A,Greenstein S.The internet and local wages:a puzzle[J].American Economic Review,2012,102(1):556-75.
- [20]程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J].中国农村经济,2019(02):19-41.
- [21]史常亮.数字乡村建设赋能农民增收:直接影响与空间溢出[J].湖南社会科学,2023(01):67-76.
- [22]MONCHI LIO, MENG CHUN LIU. ICT and agricultural productivity: evidence from crosscountry data[J]. Agricultural Economics,2006(3):221-228.
- [23]刘晓倩,韩青.农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J].农业技术经济,2018(09):123-134.
- [24]吴宸梓,白永秀.数字技术赋能城乡融合发展的作用机理研究——基于马克思社会再生产理论视角[J].当代经济科学:1-11.
- [25]万倩雯,卫田,刘杰.弥合社会资本鸿沟:构建企业社会创业家与金字塔底层个体间的合作关系——基于LZ农村电商项目的单案例研究[J].管理世界,2019,35(05):179-196.
- [26]韩长根,张力.互联网普及对于城乡收入分配的影响——基于我国省际面板数据的系统GMM分析[J].经济问题探索,2017(08):18-27.
- [27]池上新.文化适应对随迁老人身心健康的影响[J].中国人口科学,2021(03):112-125+128.
- [28] Zhang,H.K. Wu,Y. Qiu,G. Chan,S. Wang,D. Zhou, and X. Ren.Solar Photovoltaic Interventions Have Reduced Rural Poverty in China[J].Nature Communications,2020,11(1),1-10.
- [29]齐文浩,李佳俊,曹建民,滕超.农村产业融合提高农户收入的机理与路径研究——基于农村异质性的新视角[J].农业技术经济,2021(08):105-118.
- [30]杨军鸽,王琴梅.数字技术与农业高质量发展——基于农户创业的视角[J].山西财经大学学报,2023,45(04):47-63.
- [31]杨丽娟,孔爽.城乡融合发展对农民收入增长的影响及异质性分析[J].福建农林大学学报(哲学社会科学版),2023,26(04):22-35.
- [32]张克俊,杜婵.从城乡统筹、城乡一体化到城乡融合发展:继承与升华[J].农村经济,2019(11):19-26.
- [33]孙群力,周鏖,余丹.城乡融合发展水平的地区差异和收敛性研究[J].经济问题探索,2021(05):26-36.
- [34]胡祎,杨鑫,高鸣.要素市场改革下农户非农就业的增收逻辑[J].农业技术经济,2022,No.327(07):78-95.
- [35]王子凤,张桂文.数字经济如何助力农民增收——理论分析与经验证据[J].山西财经大学学报,2023,45(02):16-28.
- [36]杨东,郑家喜,宋嘉豪.农村普惠金融发展对农户收入的影响研究[J].农村经济,2021(01):104-110.
- [37]张志新,邢怀振,于荔苑.城镇化、产业结构升级和城乡收入差距互动关系研究——基于PVAR模型的实证[J].华东经济管理,2020,34(06):93-102.
- [38]温涛,王佐滕.农村金融多元化促进农民增收吗?——基于农户创业的中介视角[J].农村经济,2021(01):94-103.
- [39]肖龙锋,张兵.金融可得性、非农就业与农民收入——基于CHFS数据的实证研究[J].经济科学,2017,No.2

18(02):74-87.

- [40]钟甫宁,何军.增加农民收入的关键:扩大非农就业机会[J].农业经济问题,2007(01):62-70+112.
- [41]李帅娜.数字技术赋能服务业生产率:理论机制与经验证据[J].经济与管理研究,2021,42(10):51-67.
- [42]黄季焜.加快农村经济转型,促进农民增收和实现共同富裕[J].农业经济问题,2022,No.511(07):4-15.
- [43]余姍,樊秀峰,蒋皓文.数字经济发展对碳生产率提升的影响研究[J].统计与信息论坛,2022,37(07):26-35.
- [44]赵伟,彭玉婷.数字经济发展是否会影响收入不平等?——基于空间面板模型的实证检验[J].经济问题探索,2022(12):35-51.
- [45]谢璐,韩文龙.数字技术和数字经济助力城乡融合发展的理论逻辑与实现路径[J].农业经济问题,2022(11):96-105.
- [46]李实,史新杰,陶彦君,于书恒.以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕:重点、难点与政策建议[J].农业经济问题,2023(02):4-19.

## Digital Technology Enables Farmers to Increase Income: Mechanisms and Impacts

SU Qun, Xing Huaizhen, Liu Chen, Kong Yue

**Abstract:** Sustained and effective promotion of farmers' income increase is an important hand in the implementation of the rural revitalization strategy and an objective requirement for realizing the common prosperity of farmers and rural areas. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2014 to 2020, this paper constructs double fixed effect model and spatial Durbin model to investigate the impact relationship and mechanism between digital technology and farmers' income increase from theoretical and empirical perspectives. The results of the study show that digital technology significantly promotes farmers' income increase and has a long-term growth effect, and the conclusions are still valid when its endogeneity and robustness are examined by using instrumental variable method and substitution variable. Regional heterogeneity shows that in economically developed regions, digital technology promotes farmers' income more significantly. An in-depth analysis of the impact mechanism reveals that promoting urban-rural integration, facilitating non-farm employment for rural residents and contributing to the development of rural inclusive finance are important paths for digital technology to increase farmers' incomes. Further research finds that under three different types of spatial matrices, there is a significant positive spatial spillover effect of the impact of digital technology on farmers' income increase, which is characterized by H-H clustering and L-L clustering. For this reason, this paper puts forward feasible suggestions from multiple perspectives, with a view to better promoting farmers' income increase.

**Keywords:** Digital technology; Farmers' income increase; Mechanism of action; Spatial spillover effect