

数字素养与农户收入：兼论数字不平等的形成*

王汉杰

摘要: 本文基于 2021 年中国农村经济与农村金融调查数据, 实证考察数字素养对农户收入的影响。研究结论表明, 数字素养提升能够显著促进农户收入增长。进一步机制分析发现, 数字素养提升显著促进农户创业, 并缓解农户信贷约束, 进而实现农户收入增长。值得注意的是, 这一增收效应并不具备包容性。相比高收入、高人力资本、低年龄组和男性户主的农户而言, 低收入、低人力资本、高年龄组和女性户主的农户获益十分有限。上述发现印证了数字素养提升有助于实现农户收入增长, 但也揭示了农村数字经济发展过程中的不平等问题。据此, 本文认为新发展阶段中国数字乡村战略的推进不仅要注重农户数字素养的培育, 更要加快构建乡村数字经济的包容性发展路径。

关键词: 数字素养 农户收入 数字鸿沟 数字不平等

中图分类号: F328 **文献标识码:** A

一、引言

步入数字经济时代, 新一代信息技术正在加速融入农业农村现代化发展, 数字要素逐步成为农户收入增长的新动能。数字技术的渗透有助于农村地区资源要素配置的集成与优化(曾亿武等, 2021; 张红宇, 2022), 从而促进农村经济发展与农户收入增长。然而, 数字鸿沟的存在使得大量农户难以共享数字发展红利, 数字不平等现象日益凸显。近年来, 在中央政府的推动下, 乡村数字基础设施日趋完善。统计数据显示, 2021 年中国农村地区互联网普及率达 57.6%, 行政村“村村通宽带”^①, 4G 电信基础设施覆盖率超过 98%^②。但值得注意的是, 现阶段中国农户数字素养普遍较低、数字化应用水平十分有限(阮荣平等, 2017)。中国社会科学院 2021 年的调查报告显示, 中国居民数字素养的

*本文研究受到国家社会科学基金青年项目“新发展阶段脱贫地区规模性返贫风险识别与分类防控机制研究”(编号: 22CJY037)、教育部人文社会科学研究青年基金“脱贫过渡期农户返贫的形成机理与分类帮扶机制研究”(编号: 21YJC790110)和西南大学创新研究 2035 先导计划(编号: SWUPilot Plan026)的资助。

^①资料来源: 第 49 次《中国互联网络发展状况统计报告》, <https://www.cnnic.net.cn/n4/2022/0401/c88-1131.html>。

^②资料来源: 《我国超 98%行政村通光纤、4G》, https://www.gov.cn/xinwen/2019-08/02/content_5418092.htm。

平均得分为43.6分（百分制），其中，农村居民的数字素养得分仅为35.1分，比城市居民低37.5%^①。可见，新发展阶段，中国农村地区数字鸿沟问题的主要矛盾正在由“一级数字鸿沟”转向“二级数字鸿沟”，即由数字基础设施差距转向数字技术应用差距。区别于传统的生产要素，只有当农户具备一定的数字素养，才能够真正地将数字要素运用到生产经营活动中，充分发挥其增收效应。为此，2022年中央“一号文件”对数字乡村进行了统筹部署，并明确强调要加强农民数字素养与技能培训^②。提升农民数字素养成为新发展阶段数字乡村发展的关键所在，同时也是缩小城乡差距、扎实推进共同富裕的重要举措。因此，在这一现实背景下，探究数字素养对农户收入的影响并揭示其中存在的问题与障碍，具有十分重要的理论与现实意义。

对于这一问题，现有主流研究的一个基本共识是数字技术是推动农村经济社会发展的重要因素。在数字经济快速发展的同时，越来越多的学者开始意识到数字鸿沟的存在导致数字经济的发展红利难以惠及社会各阶层，尤其是对于农村地区而言，数字鸿沟问题更加凸显，可能会形成新的数字不平等（星焱，2021）。具体而言，数字鸿沟使得个体无法有效运用数字技术与数字信息，由此降低其创业的可能性、信贷资源的可获得性等，最终不利于其收入增长，甚至加剧贫困状态（何宗樾等，2020；尹志超等，2021）。因此，部分学者认为要实现数字经济的普惠效应，应弥合数字鸿沟，从而使社会个体具备参与数字经济的能力（胡鞍钢等，2016），并从理论上主张加快农户数字素养的培育，着力提升农户的数字素养，进而增强其数字化增收能力（曾亿武等，2021）。上述研究重点从理论层面进行了探讨。在实证方面，现有研究主要从经济行为的视角关注数字素养对农户创业（李晓静等，2022）、数字金融使用（温涛和刘渊博，2023）、电商参与意愿（罗磊等，2024）、绿色消费行为（Hu and Meng, 2023）等经济行为的影响。也有部分研究从社会治理的视角分析数字素养对乡村数字治理参与（苏岚岚和彭艳玲，2022）、网络政治行为（Guess and Munger, 2023）、公民参与（Polizzi, 2023）等方面的影响。但关于数字素养对农户收入增长影响的文献较为少见，仅单德朋等（2022）的研究探讨了数字素养对农户财产性收入的影响。

现有文献普遍认识到数字要素是新发展阶段促进农户收入的主要动力源泉，同时承认数字鸿沟的存在可能导致农户难以共享数字经济发展的红利，因而提出要加强农户数字素养的培育、提升农户的数字技术技能，使农户能够参与数字经济活动。然而，现有关于数字素养促进农户增收的探讨大多仅停留于理论推断或政策层面的探讨，尚未有经验证据能够直接揭示数字素养对农户收入的影响及其内在传导路径。本文将力求回答以下问题：数字素养的提升是否有助于农户跨越数字鸿沟进而实现收入增长？若能，其背后存在何种传导机制？此外，现有文献尚未充分关注数字不平等问题，那么，数字素养的增收效应是否具备包容性？对这些问题的回答，不仅能够弥补现有文献在该研究领域的空白或不足，而且能够为新发展阶段中国数字乡村战略的推进提供新的理论观点与经验证据。

^①资料来源：《社科院首份数字素养调查报告出炉：农村居民个人电脑使用能力不足》，<https://finance.ifeng.com/c/84enuh81nBI>。

^②资料来源：《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm。

具体而言，本文将基于 2021 年中国农村经济与农村金融调查数据，实证考察数字素养对农户收入的影响。基于联合国教科文组织发布的《全球数字素养框架》^①，本文构建涵盖 7 个素养领域的 17 个二级指标，综合评价现阶段中国农户的数字素养水平。据此，本文以固定效应模型评估数字素养对农户收入的影响，并进一步考察数字素养促进农户收入增长的内在传导机制。在此基础上，本文重点讨论数字不平等的形成，探讨数字素养促进农户收入增长的包容性特征。

相比已有研究，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。一是已有大部分关于农户数字素养衡量的指标体系尚缺乏系统的分析框架，本文基于联合国教科文组织发布的《全球数字素养框架》，结合中国农村地区经济社会的发展现实，尝试性地构建农户数字素养指标体系，并用于评价农户的数字素养水平，有助于拓宽现有关于农户数字素养评价领域的研究思路。二是已有关于数字素养与农户增收的研究大多仅停留于理论层面的探讨，本文实证考察数字素养对农户收入的影响及其内在传导机制，研究结论证实数字素养培育是跨越数字鸿沟、实现农户收入增长的有效途径，是对现有文献的一个重要补充。三是本文在印证数字素养的提升有助于实现农户收入增长的同时，揭示农村数字经济发展过程中的不平等问题，即数字素养的增收效应尚未具备包容性。本文研究能够为数字素养赋能农户增收、助推农民农村共同富裕提供科学的理论指导与经验证据。

二、理论分析与研究假说

数字素养概念最早由以色列学者 Yoram Eshet-Alkalai 提出，该学者将其定义为数字环境背景下公民生活、工作和学习所需的基本技能，并提出了相应的概念框架（Eshet, 2004）。随后，国内外学者对数字素养概念进行了拓展和补充（马克·布朗和肖俊洪，2018）。目前，最具代表性的是联合国教科文组织的定义（Reddy et al., 2020），即数字素养是为了就业、体面工作和创业，通过数字技术安全适当地获得管理、理解、整合、沟通、评价和创造信息的能力。可见，数字素养是数字经济时代下社会个体人力资本的一种新形式。在传统主流文献中，大量研究关注了以受教育程度为核心的人力资本对农户收入增长的作用机理（高梦滔和姚洋，2006；程名望等，2016），尚未充分关注数字素养对农户收入增长的潜在影响。

现有研究的基本共识是数字经济作为一种高级的经济形态，以数字信息技术为基础对经济社会的发展起着前所未有的促进作用（裴长洪等，2018）。近年来，人工智能、农业大数据、农业物联网、云计算等现代信息技术进步极大地改变了农村经济社会形态（夏显力等，2019）。从理论上讲，农户数字素养的提升有助于其掌握现代数字技术的运用，突破长期面临的信息壁垒，实现自身资源要素配置的优化，进而促进其收入增长。具体而言，本文接下来将分别从创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应三个方面阐述数字素养影响农户收入的内在机理。

一是创业效应。在传统的农村经济社会中，由于信息相对闭塞，创业对于农户而言具有较高的门

^①资料来源：Digital Literacy Global Framework (DLGF), <https://unevoc.unesco.org/home/Digital+Competence+Frameworks/lang=en/id=4>。

槛。然而，数字技术的快速发展使农户能够接触到方方面面的信息，极大地降低了创业过程中的信息不对称。已有研究表明，互联网技术是交流沟通的有效媒介，为信息的传播提供了有效的渠道，不仅有助于发掘和把握商机，而且能够强化创业成功的示范效应（周广肃和樊纲，2018）。创业是促进农户收入增长的重要途径。农户创业活动能够促进生产要素流动，促进自身多渠道就业，从而拓展收入增长来源。同时，农户创业具有一定的正外部性，能够提供更多的就业岗位，促进当地农户增收（林嵩等，2023）。从这一逻辑看，随着数字素养的提升，农户能够逐步强化数字技术的运用能力，更有效地利用互联网获取创业所需的各方面信息，从而提高创业成功的概率，进而促进收入增长。

二是信贷约束缓解效应。长期以来，传统农贷市场的金融排斥使得大量农户难以获取充足的信贷资源，严重制约了农户收入的稳定增长。从理论上讲，数字素养的提升能够有效缓解农户的信贷约束，进而促进其收入增长。数字素养的提升有助于农户形成数字金融的使用能力（温涛和刘渊博，2023）。以互联网信息技术为基础的数字金融使得借贷更加便利，缓解了长期被排斥在传统金融市场之外的低收入群体的信贷约束。同时，数字素养的提升有助于农户形成借贷信息的搜寻能力，可以让农户更加便捷地了解传统正规借贷的流程及相关金融产品，进而缓解其正规借贷约束。资本是农户收入增长的核心要素。信贷资源的获取能够为农户的生产经营活动提供外部资金支持，有助于农户生产经营规模的进一步扩大，从而促进农户收入增长，尤其是对于面临信贷配给的农户而言，增收效应更为明显（王永仓和王小华，2022）。从这一逻辑来看，农户数字素养的提升能够在一定程度上缓解其信贷约束，帮助其获得信贷资源，进而促进其收入增长。

三是就业效应。从理论上讲，数字素养能够提升农户的信息搜索能力，使农户突破以往的就业信息壁垒^①，获取更丰富的非农就业岗位信息。数字信息获取的便利性降低了非农就业信息搜寻的门槛，从而提高了农户非农就业的可能性（李晓静等，2022）。外出务工是农户增收的主要渠道。一方面，非农部门的边际收益高于农业部门，外出务工有助于获得较高收入；另一方面，外出务工是农户家庭劳动力资源配置优化的过程，对于存在剩余劳动力的农户而言，外出务工有助于提高家庭的经济产出，从而促进农户收入增长。但从本质上看，农户是否选择外出务工仍取决于比较收益与风险评估的综合考量，即外出务工是否会带来更多的净收益。从这一逻辑来看，农户数字素养的提升有助于其获取非农就业信息，形成非农就业决策的理性选择，从而促进其收入增长。

总体而言，上述传导机制的基本条件在于农户是否具备数字技术和数字信息的接入与利用能力，即数字鸿沟问题。数字鸿沟最初体现为是否能够接入数字设备，随着数字基础设施的不断完善，“一级数字鸿沟”正在不断缩小，但是数字技术使用的红利差距正在不断显现（邱泽奇等，2016）。研究表明，中国农村地区通信基础设施的改善并未显著促进农户收入增长，其原因是“门槛效应”“长期效应”^②的存在（刘生龙和周绍杰，2011）。要实现农户有效增收，应当着力改善农户获取信息的能力，

^①在传统的农村经济社会形态下，农户外出非农就业更多地依赖于邻里之间的信息传递，非农就业岗位信息十分有限。

^②“门槛效应”指的是农户使用通信基础设施有一定的准入条件，如网络付费等。“长期效应”指的是通信基础设施对农户收入的影响要在长期中才能显现。

即缩小“二级数字鸿沟”。因此，有效的信息供给是使农户跨越数字鸿沟，进而享受“信息红利”的关键（许竹青等，2013）。综上所述，理论分析表明，数字素养的提升有助于农户充分利用数字技术和数字信息，进而促进农户收入增长。据此，本文提出如下假说。

H1：数字素养的提升能够提升农户收入。

H2：数字素养促进农户收入增长的作用路径表现为创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应。

区别于传统的经济形态，数字经济活动参与的基础是数字接入与数字使用。已有研究指出，数字接入与数字能力的优势容易触发正向反馈机制，在交叉网络效应与锁定效应作用下，往往会形成“赢者通吃”的局面，即“马太效应”（李晓华，2019）。可见，尽管数字技术的有效利用有助于促进农户收入增长，但不可否认的是，个体禀赋差异可能会导致数字技术应用的不平等，这种参与的不平等有可能引发数字经济形态下新的不平等问题（van Dijk，2017）。关于个体禀赋，经典的经济增长理论认为，物质资本要素与人力资本要素是决定增长的核心要素。因此，数字素养对农户收入增长的影响在一定程度上取决于农户本身的物质资本与人力资本禀赋。

其一，经济能力决定了物质资本禀赋的差异，是农户从事经济活动的重要决定因素。“经济鸿沟”也被认为是导致数字不平等的最重要因素（DiMaggio et al.，2004）。一般而言，高收入农户的经济能力较强，拥有的经济资源也较多，这些资源能够用于投资再生产活动和扩大生产规模。在数字技术的赋能下，经济资源的配置效率得到进一步优化，使得高收入农户可以从数字技术应用过程中获取更多的经济收益。例如，高收入农户将信贷资源投入到生产活动中，可以通过数字赋能提升生产效益；同时，高收入农户具有较丰富的物质资本、社会资本和人力资本，在创业与就业方面能够更加有效地利用数字技术的优势实现收入增长。相对而言，低收入农户的经济能力较低。例如，低收入农户的信贷类型大多是消费型信贷，主要用于满足生活需求，而非用于生产活动，难以有效促进收入增长（刘西川，2012），即便有部分生产性信贷，也大多局限于规模有限的农业生产；同时，低收入农户缺少足够的资本积累，参与各类高回报经济活动的能力有限，也缺乏相应的发展能力与发展机会，在创业与就业活动中获益可能相对不足。由此可见，尽管数字技术的优势有利于提升经济资源的配置效率，但经济能力越强的农户，其所获得的经济收益可能越大。据此，本文提出如下假说。

H3：数字素养的增收效应更有利于高收入农户，低收入农户的受益有限，由此引致数字不平等。

其二，人力资本是数字技术应用的基础，在一定程度上会影响数字技术应用的经济收益。人力资本理论突破了传统理论中认为资本的范围仅限于物质资本的观点，人力资本作为一种重要的生产要素被逐步引入经济增长模型。从理论上讲，人力资本会影响数字技术应用的能力与认知，而这直接决定了数字技术应用的经济收益。因此，人力资本禀赋的差异可能引致数字不平等。首先，受教育程度差异是导致数字不平等的重要因素：一是受教育程度较高的人群更倾向于利用数字技术从事生产经营相关的经济活动（DiMaggio and Hargittai，2001）；二是受教育程度较高的人群能够更好地掌握数字技术的使用及各类应用场景（Vicente and Lopez，2011），从而更好地享受“数字红利”。其次，年龄也是造成数字不平等的另一重要因素。老年群体是数字经济时代下的“弱势群体”，其应用数字技术的能力较弱；加之老年群体的风险厌恶水平较高，对数字经济的不信任也可能导致其倾向于不参与以数字

技术为基础的相关经济活动。最后，还需要考虑的另一因素是性别差异。从理论上讲，数字技术的出现为乡村女性参与经济活动提供了更多的可能性，拓宽了乡村女性的职业发展路径。然而，乡村女性参与数字经济活动仍面临诸多制约。在数字技术应用方面，女性处于相对劣势状态。国际电信联盟（International Telecommunication Union，简称 ITU）调查报告显示，全球仍有 52% 的女性尚未使用互联网，女性互联网使用率高于男性的国家仅占 8%^①。特别是在传统乡村男权观念的制约下，乡村女性的数字经济活动参与面临着与乡村文化冲突的困境。据此，本文提出如下假说。

H4：数字素养的增收效应更有利于高人力资本农户，低人力资本农户的受益有限，由此引致数字不平等。

三、数据来源、实证策略与变量说明

（一）数据来源

本文的实证分析数据来源于中国农村经济与农村金融调查数据（China rural economy and rural finance survey，简称 CRERFS），该调查数据是农业农村部委托西南大学实施的微观调查项目。2021 年，中国农村经济与农村金融调查完成了中西部五省（市）^②的首轮调查，共收集到 1620 份农户调查问卷。《县域数字乡村指数报告（2020）》^③显示，相比东部地区，中西部地区的数字乡村发展较为落后，是未来数字乡村建设的主要着力点。因此，本文研究以中西部地区作为研究对象具有较强的政策价值。调查内容涵盖了农户家庭的社会经济特征、生产经营特征、数字素养、家庭金融行为等信息。经数据清洗后，最终保留 1488 个有效样本，样本有效率达 91.85%。

（二）农户数字素养指标体系构建

如何科学地识别农户数字素养是本文研究的关键所在。联合国教科文组织的《全球数字素养框架》构建了数字素养测量框架，涵盖 7 个素养领域（competence area，简称 CA），包括：设备和软件操作（CA0）、信息和数据素养（CA1）、沟通与协作（CA2）、创造数字内容（CA3）、数字安全（CA4）、问题解决（CA5）、职业相关的素养（CA6）。具体而言，“设备和软件操作”领域主要包括数字设备的物理操作与软件操作，这要求社会个体能够拥有基础的数字设备，识别硬件与软件操作的基本功能与特征。从理论上讲，该领域的数字素养有利于弥合社会个体的“一级数字鸿沟”，使社会个体能够共享“数字红利”。在“信息和数据素养”领域，重点强调社会个体能够表达自身的信息需求，并通过相关技能实现信息的检索搜寻，同时具备管理、储存数字信息的能力。可以发现，该领域的数字素养更多地强调数字技术的运用能力，是在基本数字设备操作上的进一步提升。“沟通与协作”领域突出社会个体运用数字技术进行社会交流活动。“创造数字内容”领域则更多地强调在现有的数字网络中，社会个体是否具备数字内容创造的能力，即通过数字方式传递社会个体的知识与观点。“数字

^①资料来源：Fact and Figure 2019，https://www.itu.int/hub/publication/d-ind-ict_mdd-2019。

^②包括四川、重庆、云南、贵州、湖南。

^③资料来源：《县域数字乡村指数报告（2020）》，<http://ccap.pku.edu.cn/nrdi/xmycg/yjxm/363361.htm>。

安全”领域要求社会个体在使用数字技术的时候能够保护自身避免遭受潜在的风险与威胁。“问题解决”领域和“职业相关的素养”领域所突出的均是社会个体运用数字技术解决实际问题的能力，但不同的是后者强调与职业相关的某一特定领域的数字技术运用。可见，该数字素养指标体系不仅关注社会个体的“一级数字鸿沟”问题，同时突出“二级数字鸿沟”的重要性。

基于上述分析可以发现，《全球数字素养框架》较为科学、全面地涵盖了数字化时代社会个体所应具备的各方面数字技能，这为本文的研究提供了一个十分有益的借鉴。农户数字素养指标体系由《全球数字素养框架》中的7个素养领域构成。基于《全球数字素养框架》的理论框架，本文结合中国农村地区的现实经济特征，选取17个指标构成相应的二级指标体系，具体如表1所示。

表1 农户数字素养指标体系

领域	定义
设备和软件操作 (CA0)	您是否拥有智能手机 您是否使用上网功能 (Wi-Fi 或流量套餐) 您家是否拥有电脑 您家中是否有开通宽带 您是否能够独立下载手机 App
信息和数据素养 (CA1)	您是否会用手机网络浏览、搜索自己想要的数据或信息 您是否会记录、收藏所收集的数据或信息 您是否会通过手机 App 进行网络购物
沟通与协作 (CA2)	您是否能够采用手机通信软件 (QQ 或微信) 与家人和朋友沟通
创造数字内容 (CA3)	您是否用手机在网上发表自己的观点和看法 您是否能够运用手机视频软件创作或发表自己的短视频
数字安全 (CA4)	您是否遇到过网络诈骗，并遭受财产损失 您现在是否清楚网络诈骗的这些套路 您是否遇到过电信诈骗，并遭受财产损失 您现在是否清楚电信诈骗的这些套路
问题解决 (CA5)	您是否有过运用手机网络查询信息来解决现实中的问题
职业相关的素养 (CA6)	您是否在使用与职业相关的手机 App

注：农户数字素养指标体系的调查对象为户主。

(三) 计量模型构建

本文的实证目标在于检验数字素养对农户收入的影响，为此，本文建立如下计量模型：

$$income_i = \alpha_1 + \beta_1 DL_i + \gamma_1 X + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中： $income_i$ 表示农户家庭总收入， DL_i 表示农户数字素养水平，向量矩阵 X 表示影响农户家庭收入的一系列控制变量， ε_i 为随机扰动项。考虑到截面数据的异方差问题可能导致参数估计偏误，因此，本文在回归分析过程中均采用稳健标准误。基于该回归模型，参数 β_1 可用于识别农户数字素养水平对农户收入的影响。

为了进一步厘清数字素养影响农户收入的传导机制，即检验数字素养的创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应，本文建立如下计量模型：

$$enterp_i^* = \alpha_2 + \beta_2 DL_i + \gamma_2 X + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{prob}(enterp = 1) = \text{prob}(enterp_i^* > 0) = \Phi(\alpha_2 + \beta_2 DL_i + \gamma_2 X + \varepsilon_i) \quad (3)$$

$$loan_i = \alpha_3 + \beta_3 DL_i + \gamma_3 X + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$nonfarm_i^* = \alpha_4 + \beta_4 DL_i + \gamma_4 X + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\text{prob}(nonfarm = 1) = \text{prob}(nonfarm_i^* > 0) = \Phi(\alpha_4 + \beta_4 DL_i + \gamma_4 X + \varepsilon_i) \quad (6)$$

(2)式、(3)式主要用于考察创业效应。由于农户的创业行为选择 $enterp_i$ 属于离散型变量，因而采用Probit模型进行参数估计。(4)式主要用于考察信贷约束缓解效应。由于被解释变量为农户的借贷额度 $loan_i$ ，故采用普通最小二乘法进行参数估计。(5)式、(6)式主要采用Probit模型考察就业效应，即数字素养对农户外出务工行为 $nonfarm_i$ 的影响。类似地，在机制检验过程中，本文均采用稳健标准误。

由于(1)式主要从总体层面考察数字素养对农户收入的影响，为探究数字素养增收效应的异质性特征，本文基于基准回归模型，进一步运用分位数回归法，比较不同收入水平下数字素养对农户收入影响的差异。进一步地，通过分组回归比较不同人力资本水平下数字素养对农户收入影响的差异。

(四) 变量说明与描述性统计

1.被解释变量：农户收入。该变量以农户家庭纯收入衡量，主要涵盖农户家庭的工资性收入、农业经营性收入、工商经营性收入以及财产性收入等其他收入。在实证分析过程中，本文对该变量进行对数化处理。

2.核心解释变量：数字素养。本文对核心解释变量的衡量主要基于前文构建的农户数字素养指标体系。如何科学赋权是构建数字素养指标的关键。既有国内外主流研究广泛采用的赋权方法主要有等权重法、主成分分析法、熵值法等。客观而言，各种赋权方法均有各自的优势。本文在实证分析中综合考虑多种赋权方法，以确保实证结果的可靠性。具体而言，在基准回归中，本文采用等权重法进行赋权，进而加总求得农户的数字素养水平。

3.控制变量。为了尽可能地控制其他混淆因素对农户收入的影响，本文选取一系列控制变量。借鉴现有关于农户收入增长问题研究的主流文献（程名望等，2016；周力和沈坤荣，2022），本文选取农户的户主特征、家庭特征和经济特征作为控制变量。具体而言，在户主特征方面，选取户主的性别、年龄、政治面貌、婚姻状况和受教育程度；在农户家庭特征方面，选取人口规模、民族特征和劳动力人数；在农户经济特征方面，选取合作社参与和农业保险。

4.机制变量。为了检验数字素养影响农户收入的内在机制，即创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应，本文选取农户创业、借贷额度和外出务工三个机制变量。

本文研究所涉及的相关变量如表 2 所示。表 2 的描述统计分析结果显示，现阶段农户的数字素养主要体现在沟通与协作、设备和软件操作、信息和数据素养三个领域，其余领域的数字素养水平较低。

表 2 变量的定义及描述性统计分析

变量		定义	均值	最小值	最大值
被解释变量	农户收入	农户家庭纯收入（元）	16647.24	0	1.10E+07
核心解释变量	数字素养	根据农户数字素养指标体系，加权求得	0.57	0	0.96
户主特征变量	性别	户主的性别：男=1，女=0	0.60	0	1
	年龄	户主的年龄（岁）	39.09	18	72
	政治面貌	户主是否为党员：是=1，否=0	0.25	0	1
	婚姻状况	户主的婚姻状况：已婚=1，未婚、离婚或丧偶=0	0.92	0	1
	受教育程度	研究生及以上=7，本科=6，大专或高职=5，中专或技校=4，高中=3，初中=2，小学及以下=1	2.32	1	7
家庭特征变量	人口规模	家庭人口总数（人）	4.31	1	10
	民族特征	是否少数民族：是=1，否=0	0.86	0	1
	劳动力人数	家庭劳动力总人数（人）	2.86	0	7
经济特征变量	合作社参与	是否参与农业合作社：是=1，否=0	0.34	0	1
	农业保险	是否购买农业保险：是=1，否=0	0.24	0	1
机制变量	农户创业	是否有家庭成员创业：是=1，否=0	0.26	0	1
	借贷额度	农户家庭借贷额（元）	39485.28	0	1.30E+06
	外出务工	是否有家庭成员外出务工：是=1，否=0	0.59	0	1

注：在后文回归分析中，农户收入与借贷额度均做对数化处理。

四、基准回归分析

（一）基准回归结果

为了实证检验数字素养对农户收入的影响，基于（1）式模型，本文运用最小二乘法（OLS）与固定效应模型（FE）进行回归分析，并采用稳健标准误避免可能存在的异方差问题，回归结果如表 3 所示。具体而言，（1）列作为基准模型的最简单估计，尚未控制相关影响因素，容易发生遗漏变量问题，所得到的估计结果可能是有偏的。因此，在（2）列、（3）列中，本文通过逐步增加控制变量与村庄固定效应，从而尽可能地解决遗漏变量问题所导致的估计偏误。在逐步增加控制变量与村庄固定效应之后，实证结果依然保持稳健。据此，本文以（3）列的固定效应模型结果作为基准回归结果展开分析。结果表明，数字素养变量显著且系数为正，即农户数字素养水平的提升能够显著促进农户家庭收入增长。尽管大量研究从理论和实证上证实了数字经济在促进经济增长中的积极作用，但不可否认的是，农户融入数字经济的前提是具备一定的数字技能。因此，数字鸿沟的存在使得数字经济难以实现普惠效应，尤其是对于农村地区而言，往往面临更为严重的数字鸿沟。毋庸置疑，数字素养的培育是跨越数字鸿沟的根本路径，随着农户数字素养的提升，其数字技能不断增强，能够更好地融入数字经济体系，这为农户收入增长创造了新的动能，因而本文观测到了这一实证结果，即假说 H1 得证。

本文进一步分析各领域的数字素养对农户收入的影响，回归结果如表3（4）列所示。在各领域数字素养中，仅有设备和软件操作与信息和数据素养显著且系数为正，其余领域的数字素养并不显著。这意味着，现阶段促进农户增收的数字素养领域相对有限，主要停留于基本数字素养，即设备和软件操作、信息和数据搜寻领域，未来数字素养增收效应的释放仍有较大的空间。

表3 数字素养影响农户收入的基准回归结果

变量	农户收入							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
数字素养	0.676**	0.308	0.679***	0.254	0.661**	0.259		
设备和软件操作							0.832**	0.359
信息和数据素养							1.090***	0.382
沟通与协作							-0.156	0.233
创造数字内容							0.006	0.173
数字安全							-0.341	0.258
问题解决							0.173	0.198
职业相关的素养							0.003	0.154
控制变量	未控制		已控制		已控制		已控制	
村庄固定效应	未控制		未控制		已控制		已控制	
R ²	0.365		0.421		0.433		0.395	
样本量	1488		1488		1488		1488	

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平；②控制变量回归结果略；③（1）列、（2）列采用OLS回归，（3）列、（4）列采用FE方法进行回归。

（二）内生性问题讨论

尽管前文的基准回归使用了固定效应模型，以尽可能地控制遗漏变量所导致内生性问题，但仍可能存在个体不可观测特征。同时，潜在的反向因果关系会对本文的研究结论产生影响，即收入水平较高的农户可能接触到更多的数字设备与数字信息，因而具有更高的数字素养水平。为解决遗漏变量与反向因果关系可能导致的内生性问题，确保实证结果的可靠性，本文进一步使用工具变量法消除计量模型的内生性问题。具体而言，本文考虑两个工具变量。一是历史层面的工具变量：邮局数量。借鉴黄群慧等（2019）的研究，本文所选取的工具变量为1984年城市层面每百万人邮局数量。在相关性方面，在现代通讯工具广泛应用前，邮局系统是社会群体沟通的最主要方式，同时作为固定电话的铺设部门，邮局的分布会在一定程度上影响固定电话与互联网的接入。而互联网的普及将对当地农村居民的互联网使用技术与使用习惯产生积极影响，进而决定了其数字素养水平。在外生性方面，历史层面的工具变量具有近似外生的优势（柏培文和喻理，2021）。具体而言，在数字技术快速发展的时代，历史上的邮局数量对当前农户收入的影响微乎其微。二是地理层面的工具变量：地形坡度。本文选取农户所在县域的地形坡度作为工具变量。地形坡度影响数字基础设施建设的投入与难易程度，而

数字基础设施的建设水平决定该地区互联网技术的普及程度，从而影响农户数字素养水平。但地形坡度作为自然形成的地理现象，与农户个体收入水平并不直接相关。表4（1）列、（2）列显示，第一阶段的F统计量为37.84，拒绝弱工具变量假设；同时，Sargan检验统计量为0.211（ $p=0.645$ ），即无法拒绝工具变量外生的原假设。（2）列的第二阶段回归结果显示，数字素养显著促进了农户收入增长。

此外，本文也借鉴了已有研究的主流做法，采用集聚层面的工具变量（Aggregate IV），即以除受访者之外的村庄层面数字素养平均水平作为工具变量。选择该工具变量的基本逻辑是：个体的数字素养水平容易受到村庄其余成员的影响，但村庄数字素养水平与农户个体收入之间并不直接相关。表4（3）列显示，数字素养对农户收入的影响依然显著。

表4 工具变量法回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	第一阶段：数字素养		第二阶段：农户收入		Aggregate IV：农户收入	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
数字素养			2.132***	0.525	2.359***	0.444
邮局数量	0.947***	0.045				
地形坡度	-0.050***	0.013				
控制变量	已控制		已控制		已控制	
村庄固定效应	已控制		已控制		已控制	
R ²	0.272		0.371		0.371	
第一阶段F值	37.841				40.593	
Sargan统计量			0.211			
样本量	1488		1488		1488	

注：①***表示1%的显著性水平；②控制变量回归结果略。

（三）稳健性检验

1. 替换被解释变量。本文在基准回归中采用农户家庭纯收入来刻画农户收入，但是，考虑到收入水平可能会受到家庭规模的影响，因此，本文用农户家庭人均纯收入来衡量农户收入变量，重新进行实证检验，结果如表5（1）列所示。回归结果表明，数字素养对农户收入有显著的正向影响，即基准回归结果是稳健的。

2. 权重调整。现有文献关于指标体系的权重选择存在较大争议。在基准回归中，本文采用等权重的赋权方法计算农户的数字素养水平。尽管等权重法是现有文献在构建综合指标时使用较为广泛的方法，但考虑到等权重法可能存在一定的主观性，本文进一步运用熵值法重新计算数字素养的指标权重，并再次进行实证检验，结果如表5（2）列所示。回归结果表明，数字素养依然显著且系数为正。

3. 主成分分析。为了避免数字素养二级指标之间的相关性导致的计量分析结果偏误，本文进一步采用主成分分析法对指标体系赋权，重新计算农户数字素养水平，并再次回归，结果如表5（3）列所示。回归结果表明，数字素养对农户收入的影响显著且系数为正。

表 5 稳健性检验的回归结果

变量	农户收入		
	替换变量 (1)	熵值法赋权 (2)	主成分分析 (3)
数字素养	1.811*** (0.483)	3.779*** (1.056)	0.354** (0.136)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.365	0.343	0.389
样本量	1488	1488	1488

注：①***、**分别表示 1%、5% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

稳健性检验结果一致表明，数字素养对农户收入具有显著的正向影响，即基准回归结果具有较强的稳健性。

五、传导机制分析

前文的实证分析结果表明，数字素养的提升能够显著提高农户收入。接下来，本文进一步从创业、信贷约束和非农就业的视角出发，探讨数字素养促进农户收入增长的可能解释。

（一）创业效应

表 6 报告了数字素养对农户创业的影响，（1）列、（2）列显示，数字素养显著且系数为正。进一步地，在考虑内生性之后，IV-Probit 模型的回归结果依然保持稳健，即农户数字素养水平的提高显著促进了农户创业，假说 2 得证。究其根源，在数字经济时代，自主创业和自营职业的新型创业机会快速涌现。数字技术有助于降低创业所需的技能门槛，促进家庭的创业活动并实现增收。然而，家庭当面临数字鸿沟时，将难以充分掌握数字技术，这会显著降低其创业的可能性（尹志超等，2021）。因此，要跨越数字鸿沟，必须加强农户数字素养的培育。

表 6 数字素养影响农户创业的回归结果

变量	农户创业		
	Probit (1)	Probit (2)	IV-Probit (3)
数字素养	1.058*** (0.163)	1.016*** (0.157)	1.410*** (0.278)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制
R ²	0.218	0.235	0.254
样本量	1488	1488	1488

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④（3）列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

此外，数字素养也可能对农户线上创业^①产生影响。一方面，依托数字信息技术的数字支付能够有效降低金融服务的成本，拓宽金融服务的范围，提高支付清算的效率。另一方面，随着数字乡村建设的推进，以“互联网+”为特征的新创业形态不断涌现。因此，通过数字平台的运用，可以促进农户创业的线上经营，有利于降低经营成本、有效对接市场。从这一逻辑来看，农户数字素养的提升可能有助于推动农户由传统创业形式向线上创业形式转变，降低创业成本、提升创业收益，进而促进收入增长。表7报告了数字素养对农户线上创业的影响。表7（1）列、（2）列的结果表明，数字素养变量显著且系数为正。进一步地，在考虑内生性之后，IV-Probit模型的回归结果依然保持稳健，即农户数字素养水平的提高显著促进了农户线上创业。这一实证结论表明，农户数字素养的提升不仅促进了创业活动的可能性，而且改变了创业形式，使农户更好地融入数字经济，享受数字经济所带来的经济效益，增强了农户的创收能力。

表7 数字素养影响农户线上创业的回归结果

变量	线上创业		
	Probit (1)	Probit (2)	IV-Probit (3)
数字素养	0.548* (0.330)	0.648** (0.361)	1.625*** (0.318)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制
R ²	0.203	0.254	0.266
样本量	1488	1488	1488

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④（3）列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

（二）信贷约束缓解效应

表8报告了数字素养对农户信贷资源可得性的影响。（1）列、（2）列的结果表明，数字素养变量显著且系数为正。（3）列进一步显示，在考虑内生性之后，工具变量法的回归结果依然保持稳健，即农户数字素养水平的提高显著提高了其信贷资源可得性，假说H2得证。

表8 数字素养影响信贷资源可得性的回归结果

变量	借贷额度		
	OLS (1)	FE (2)	IV (3)
数字素养	2.373*** (0.493)	2.449*** (0.504)	3.584*** (1.039)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制

^①线上创业指的是农户的创业活动涉及线上平台交易（涉及=1，否则=0）。

表 8 (续)

R ²	0.321	0.420	0.435
样本量	1488	1488	1488

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④（3）列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

已有研究表明，数字鸿沟的存在使得农户在信贷市场上面临着信息和技术的双重约束，难以获得有效的信贷资源（尹志超等，2021）。数字素养的培育，能够有效突破由于信息和技术障碍所导致的信贷约束，提高农户信贷资源的可得性，进而促进农户收入增长。

（三）外出务工效应

前文理论分析表明，非农就业是数字素养影响农户收入的主要渠道，据此，本文进一步以外出务工作为被解释变量，运用 Probit 模型实证考察数字素养对外出务工的影响。表 9（1）列、（2）列的回归结果显示，数字素养显著且系数为负，即数字素养的提升显著减少了农户的外出务工活动。在考虑内生性之后，（3）列的回归结果与（1）列、（2）列依然保持一致。基于前文的理论分析可以得到以下基本逻辑：农户数字素养水平的提升有利于增强外出务工信息搜寻能力，能够帮助农户判断外出务工的经济收益与潜在风险，从而形成理性的外出务工决策。

表 9 数字素养影响外出务工的回归结果

变量	外出务工		
	Probit (1)	Probit (2)	IV-Probit (3)
数字素养	-0.441*** (0.130)	-0.328*** (0.158)	-0.949*** (0.253)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制
R ²	0.208	0.254	0.234
样本量	1488	1488	1488

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④（3）列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

从现实来看，自 2015 年以来中国经济增长速度明显放缓，农民工非农就业市场受到了一定的冲击，尤其是在农民工主要聚集的房地产业、制造业等传统行业。这也直接体现在了宏观统计数据中。国家统计局发布的《2020 年农民工监测调查报告》显示，2020 年外出农民工数量大幅下降，相较 2019 年减少了 466 万人^①。与之相对的是返乡创业的农民工数量不断上升^②。在这一经济形势下，当数字素养

^①资料来源：《2020 年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/30/content_5604232.htm。

^②资料来源：《截至今年 3 月底 全国返乡入乡创业人数累计 1120 多万》，<https://sannong.cctv.com/2022/04/27/ARTIqPT30YujkZQmCu0YjVTg220427.shtml>。

水平较高的农户通过非农就业信息搜索发现外出务工就业前景萧条且难以获得安稳可靠的非农就业机会时，可能会降低其外出务工动机。可以预期，当未来非农就业形势逐步改善时，数字素养的提升将有利于农村劳动力的非农就业参与。

六、进一步讨论：数字不平等的形成

现代经济社会中，不平等普遍存在。前文的研究结论表明，数字素养能够显著提高农户收入水平。然而，数字接入与使用的差异可能会进一步加剧居民收入分配的不平等。因此，数字不平等问题日益凸显。数字不平等的内涵不仅包括数字接入与使用方面的差异，也包括数字技术所造成的经济结果不平等。因此，本文接下来从上述两个层面探讨数字不平等问题。

（一）数字接入与使用的不平等

本文首先从数字接入与使用方面分析数字不平等问题。在数字素养的7个领域中，设备和软件操作（CA0）反映的是数字接入方面的能力，其他领域（CA1至CA6）主要反映的是数字使用方面的能力。具体而言，本文以基尼系数衡量数字接入和数字使用的不平等程度。表10显示，在数字接入方面，设备和软件操作的基尼系数值为0.172，明显低于数字使用方面的不平等程度（除沟通与协作之外），这意味着近年来政府部门在基础设施方面的投入有效改善了数字接入方面的不平等程度。然而，在数字使用方面，不平等程度普遍较高，尤其是利用数字技术解决现实问题的能力（CA1、CA5、CA6）。通过上述分析可以发现，随着数字接入水平的不断提高，数字使用在群体内部的差异成为数字不平等的主要表现。Montagnier and Wirthmann（2011）的研究也表明，当互联网的接入率逐渐饱和后，数字鸿沟仍会不断扩大，此时，数字不平等问题由接入不平等转变为使用不平等。由此可见，未来的政策倾向应进一步重视提升农村居民的数字使用技能，解决“二级数字鸿沟”问题，使农村居民能够更加合理地运用数字技术实现自身福利水平的改进。

表 10 数字接入与使用的不平等程度

	设备和软件 操作 (CA0)	信息和数据 素养 (CA1)	沟通与协作 (CA2)	创造数字内容 (CA3)	数字安全 (CA4)	问题解决 (CA5)	职业相关的 素养 (CA6)
基尼系数	0.172	0.352	0.125	0.456	0.222	0.365	0.743

（二）经济结果的不平等

尽管数字经济在范围经济、规模经济和长尾效应方面的特征极为显著（裴长洪等，2018），但不可否认，个体禀赋差异会导致数字技术使用的不平等，这种参与的不平等有可能引发数字经济形态下新的不平等问题（van Dijk，2017）。从理论上讲，经济能力与人力资本是引致数字不平等的主要原因（陈梦根和周元任，2022）。因此，本文接下来将从经济能力和人力资本（包括受教育程度、年龄和性别）异质性视角出发，进一步考察数字素养对农户收入的影响。

1. 经济能力异质性。经济能力的差异是导致数字不平等的关键因素（DiMaggion et al., 2004）。具体而言，在宏观层面，地区经济增长的差异性导致部分地区数字基础设施发展落后，由此产生“一级数字鸿沟”问题（Zhao et al., 2014）。但正如前文所言，近年来在中央政府的推动下，乡村数字基础

设施日趋完善，有效地缓解了“一级数字鸿沟”问题。但微观层面的经济能力差异尚未得到充分关注。因此，本文重点从微观个体层面考察经济能力的异质性。数字基础设施的完善使得低收入群体具备了接入现代数字技术的可能，同时，随着低收入人口数字素养的逐步提升，数字使用也在不断增加，即“二级数字鸿沟”问题也在逐渐得到解决。然而，从数字使用的经济产出来看，受微观个体禀赋的限制，高收入群体更倾向于使用数字技术进行生产性活动（如工作学习等），而低收入群体则更倾向于使用数字技术进行闲暇活动（如交友娱乐等），最终导致数字不平等现象的产生（Wei et al., 2011）。

基于以上分析，本文使用家庭纯收入作为代理变量来刻画农户家庭经济能力的差异（张勋等，2019）。具体而言，考虑到数字素养对农户收入的影响对于不同收入群体可能存在一定的异质性，本文进一步运用分位数回归法进行实证分析，选取10分位、25分位、50分位、75分位和90分位5个代表性分位点。表11显示，数字素养的系数在不同分位点上存在明显差异，即数字素养对农户收入的影响具有群体异质性特征。除了10分位点之外，数字素养均显著且系数为正，但进一步观察可以发现，75分位点与90分位点的系数明显高于25分位点与50分位点的系数。这表明，尽管数字素养的提升能够显著促进中低收入农户的收入增长，但相比而言，数字素养提升更有利于高收入农户的收入增长，假说3得证。值得注意的是，数字素养并未能有效促进低收入农户的收入增长。该研究结论意味着，在数字经济时代，高收入农户享受到了更多的数字红利，这将进一步扩大农村地区内部的收入差距。这可能是由于高收入农户掌握了更多的经济资源，能够更好地将数字技术融入自身的经济活动中，提升经济资源的配置效率。同时，数字经济活动的参与具有一定的门槛，不仅要求参与者具备相应的数字技术使用与认知能力，也需要一定的经济条件基础。这与前文的理论预期是一致的。因此，政府部门在强调农村低收入群体数字素养培育的同时，更应关注数字经济参与的包容性，使农村低收入群体能够平等共享数字技术所带来的经济红利。

表 11 经济能力异质性的回归结果

变量	农户收入				
	10分位点 (1)	25分位点 (2)	50分位点 (3)	75分位点 (4)	90分位点 (5)
数字素养	0.298 (0.250)	0.597*** (0.195)	0.491*** (0.156)	0.686*** (0.175)	0.844*** (0.197)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1488	1488	1488	1488	1488

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

2.人力资本异质性。首先是受教育程度异质性。受教育程度差异也是引致数字不平等的主要因素。已有部分研究证明，受教育程度较高的群体不仅具备较强的数字使用技能，而且在电子商务等数字经济领域的参与率也较高（Goldfarb and Prince, 2008）。此外，受教育程度较高的农村劳动力较倾向于城市的就业岗位，能够较好地享受现代数字经济体系的“信息红利”（Vicente and Lopez, 2011）。

基于以上分析，本文以户主受教育程度划分为低人力资本组（高中以下）和高人力资本组（高中及以上），考察受教育程度的异质性特征。表 12 的回归结果显示，数字素养对农户收入的促进作用主要体现在高人力资本的农户家庭。同时，（2）列与（4）列的组间差异检验 p 值为 0.003，即两组样本之间的回归系数差异是显著的。这可能是由于具备较高人力资本的农户能够更加充分地发挥数字素养的正向作用，将数字技术深度融合到经济活动中，从而获取更高的收入。该结论与现有研究发现是相吻合的。例如，DiMaggio and Hargittai（2001）基于美国综合社会调查的研究发现，受教育程度高的人群更倾向于使用互联网积累资本，而非单纯用于娱乐活动。表 12 的研究结论也从侧面反映了人力资本培育在数字经济时代的重要性。

表 12 数字素养与农户收入：受教育程度异质性的回归结果

变量	农户收入			
	低人力资本		高人力资本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字素养	0.351 (0.470)	0.423 (0.484)	0.817*** (0.296)	0.816*** (0.303)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
R ²	0.020	0.423	0.024	0.398
样本量	1035	1035	453	453

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

其次是年龄异质性。在人口学特征中，年龄因素是影响数字不平等的最具代表性特征之一。在数字经济时代，相比年轻群体，老年群体更容易处于“劣势”地位，也被称为“灰色鸿沟”。无论是数字接入还是数字使用，老年群体的风险厌恶程度较高，对数字经济活动的参与相对不足。

基于以上分析，本文借鉴 Lee et al.（2011）的做法，将户主年龄在 50 岁及以上的农户划分为高年龄组，将户主年龄在 50 岁以下的农户划分为低年龄组。表 13 的回归结果表明，数字素养在低年龄组显著且系数为正，而在高年龄组则不显著。同时，（2）列与（4）列的组间差异检验 p 值为 0.000，即两组样本之间的回归系数的差异是显著的。这表明，数字素养对农户收入的促进作用更多体现在年轻群体中，老年群体难以从中受益，这与前文的分析结果是一致的。

表 13 数字素养与农户收入：年龄异质性的回归结果

变量	农户收入			
	低年龄组		高年龄组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字素养	0.837** (0.348)	0.796** (0.355)	0.529 (0.694)	0.545 (0.726)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制

表 13 (续)

R ²	0.382	0.399	0.324	0.335
样本量	1089	1089	399	399

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

最后是性别异质性。前文理论分析表明，性别差异可能是造成数字不平等的重要因素。表 14 的回归结果表明，数字素养的提升在户主性别不同的样本中均具有显著的增收效应，但相比而言，数字素养的提升更有利于户主是男性的农户增加收入。同时，(2) 列与 (4) 列的组间差异检验 p 值为 0.001，即两组样本之间的回归系数差异是显著的。

表 14 数字素养与农户收入：性别异质性的回归结果

变量	农户收入			
	女性户主		男性户主	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字素养	0.576*	0.567*	0.897**	0.923**
	(0.333)	(0.340)	(0.386)	(0.401)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
R ²	0.381	0.393	0.390	0.419
样本量	566	566	922	922

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

综上所述，从受教育程度、年龄和性别的异质性视角来看，数字素养的增收效应更有利于高人力资本农户，从而引致数字不平等，H4 得证。

七、研究结论与启示

本文基于 2021 年中国农村经济与农村金融调查数据，运用计量分析工具实证考察数字素养对农户收入的影响及其作用机制，并在此基础上讨论数字不平等问题。本文的研究结果表明：数字素养提升显著提升了农户收入，数字素养的提升能够有助于农户跨越数字鸿沟，共享数字经济发展的红利。进一步的机制分析发现：数字素养提升显著促进了农户的创业活动，缓解了农户的信贷约束，进而实现了农户收入增长。值得注意的是，这一增收效应尚未具备包容性。相比高收入、高人力资本、低年龄组和男性户主的农户而言，低收入、低人力资本、高年龄组和女性户主的农户获益十分有限。这意味着，尽管农户数字素养的提升提高了农户参与数字经济活动的的能力，但对于农村的数字弱势群体而言，囿于自身发展能力相对有限，仅能从中获得有限的收益，数字素养的增收效应并不显著。

上述研究结论在新发展阶段中国数字乡村战略全面推进的背景下具有重要的政策含义。一是建立健全农户数字素养培育的体制机制。政府部门应充分重视农户数字素养的提升，以提升农户收入水平。农户是数字乡村建设的核心主体，要建立农户参与数字乡村建设的机制，培育农户逐步形成数字理念的认同，转变传统小农生产方式下的落后观点。在完善数字基础设施的同时，要根据农户的数字技术

使用需求，有针对性地开展数字技术培训课程，使农户能够真正地将数字技术运用到生产经营活动中。二是以政策配套充分释放“数字红利”。数字素养通过创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应影响农户收入。因此，政府部门应加强数字平台建设，为农户的经济活动提供更加高质和有效的信息，充分调动农户的生产积极性。尤其是在数字经济活动方面，应加快制定科学合理的监管体系，保障农户数字经济活动的健康有序发展，确保农户收入的可持续增长。三是加快构建数字经济的包容性发展路径。由于数字不平等现象依然存在，要谨防农村数字经济发展所引致的新的收入不平等，降低数字经济的参与门槛，使农户能够公平地参与数字经济活动，尤其是对于低收入、低受教育程度、较年长和女性等农村数字弱势群体，可通过相应的税收优惠与专项补贴政策，保障其收入稳定增长，进而逐步形成农村数字经济发展的普惠性与包容性，最终服务于农民农村共同富裕目标的实现。

参考文献

- 1.柏培文、喻理，2021：《数字经济发展与企业价格加成：理论机制与经验事实》，《中国工业经济》第11期，第59-77页。
- 2.陈梦根、周元任，2022：《数字不平等研究新进展》，《经济学动态》第4期，第123-139页。
- 3.程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华，2016：《人力资本积累与农户收入增长》，《经济研究》第1期，第168-181页。
- 4.高梦滔、姚洋，2006：《农户收入差距的微观基础：物质资本还是人力资本？》，《经济研究》第12期，第71-80页。
- 5.何宗樾、张勋、万广华，2020：《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》，《统计研究》第10期，第79-89页。
- 6.胡鞍钢、王蔚、周绍杰、鲁钰锋，2016：《中国开创“新经济”——从缩小“数字鸿沟”到收获“数字红利”》，《国家行政学院学报》第3期，第4-13页。
- 7.黄群慧、余泳泽、张松林，2019：《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第8期，第5-23页。
- 8.李晓华，2019：《数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制》，《改革》第11期，第40-51页。
- 9.李晓静、陈哲、夏显力，2022：《数字素养对农户创业行为的影响——基于空间杜宾模型的分析》，《中南财经政法大学学报》第1期，第123-134页。
- 10.林嵩、谷承应、斯晓夫、严雨珊，2023：《县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究》，《经济研究》第3期，第40-58页。
- 11.刘生龙、周绍杰，2011：《基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长——基于静态和动态非平衡面板的回归结果》，《中国农村经济》第1期，第27-36页。
- 12.刘西川，2012：《村级发展互助资金的目标瞄准、还款机制及供给成本——以四川省小金县四个样本村为例》，《农业经济问题》第8期，第65-72页。
- 13.罗磊、傅新红、刘宇莹、李冬梅，2024：《新冠肺炎疫情风险感知、数字素养与农户电商参与意愿——基于柑橘种植农户调查数据分析》，《农业技术经济》第2期，第56-72页。
- 14.马克·布朗、肖俊洪，2018：《数字素养的挑战：从有限的技能到批判性思维方式的跨越》，《中国远程教育》第4期，第42-53页。
- 15.裴长洪、倪江飞、李越，2018：《数字经济的政治经济学分析》，《财贸经济》第9期，第5-22页。

- 16.邱泽奇、张樹沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第10期, 第93-115页。
- 17.阮荣平、周佩、郑风田, 2017: 《“互联网+”背景下的新型农业经营主体信息化发展状况及对策建议——基于全国1394个新型农业经营主体调查数据》, 《管理世界》第7期, 第50-64页。
- 18.单德朋、张永奇、王英, 2022: 《农户数字素养、财产性收入与共同富裕》, 《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第143-153页。
- 19.苏岚岚、彭艳玲, 2022: 《农民数字素养、乡村精英身份与乡村数字治理参与》, 《农业技术经济》第1期, 第34-50页。
- 20.王永仓、王小华, 2022: 《数字普惠金融的农民增收效应及作用机制研究》, 《江南大学学报(人文社会科学版)》第3期, 第56-77页。
- 21.温涛、刘渊博, 2023: 《数字素养、金融知识与农户数字金融行为响应》, 《财经问题研究》第2期, 第50-64页。
- 22.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 23.星焱, 2021: 《农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”》, 《经济学家》第2期, 第102-111页。
- 24.许竹青、郑风田、陈洁, 2013: 《“数字鸿沟”还是“信息红利”? 信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1513-1536页。
- 25.尹志超、蒋佳伶、严雨, 2021: 《数字鸿沟影响家庭收入吗》, 《财贸经济》第9期, 第66-82页。
- 26.曾亿武、宋逸香、林夏珍、傅昌鑫, 2021: 《中国数字乡村建设若干问题刍议》, 《中国农村经济》第4期, 第21-35页。
- 27.张红宇, 2022: 《加快数字乡村建设》, 《人民日报》4月29日018版。
- 28.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
- 29.周广肃、樊纲, 2018: 《互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证》, 《经济评论》第5期, 第134-147页。
- 30.周力、沈坤荣, 2022: 《中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据》, 《经济研究》第5期, 第141-157页。
- 31.DiMaggio, P., and E. Hargittai, 2001, “From the ‘Digital Divide’ to ‘Digital Inequality’: Studying Internet Use as Penetration Increases”, <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=4843610b79d670136e3cdd12311f91f5cc98d2ee>.
- 32.DiMaggio, P., E. Hargittai, C. Celeste, and S. Shafer, 2004, “Digital Inequality: From Unequal Access to Differentiated Use”, in K. Neckerman(ed.) *Social Inequality*, New York: Russell Sage Foundation, 355-400.
- 33.Eshet, Y., 2004, “Digital Literacy: A Conceptual Framework for Survival Skills in the Digital Era”, *Journal of Educational Multimedia and Hypermedia*, 13(1): 93-106.
- 34.Goldfarb, A., and J. Prince, 2008, “Internet Adoption and Usage Patterns are Different: Implications for the Digital Divide”, *Information Economics and Policy*, 20(1): 2-15.
- 35.Guess, A. M., and K. Munger, 2023, “Digital Literacy and Online Political Behavior”, *Political Science Research and Methods*, 11(1): 110-128.
- 36.Hu, X., and H. Meng, 2023, “Digital Literacy and Green Consumption Behavior: Exploring Dual Psychological Mechanisms”, *Journal of Consumer Behaviour*, 22(2): 272-287.

- 37.Lee, B., Y. Chen, and L. Hewitt, 2011, “Age Differences in Constraints Encountered by Seniors in Their Use of Computers and the Internet”, *Computers in Human Behavior*, 27(3): 1231-1237.
- 38.Montagnier, P., and A. Wirthmann, 2011, “Digital Divide: From Computer Access to Online Activities — A Micro Data Analysis”, OECD Digital Economy Papers 189, <https://doi.org/10.1787/5kg0lk60rr30-en>.
- 39.Polizzi, G., 2023, “Internet Users’ Utopian/Dystopian Imaginaries of Society in the Digital Age: Theorizing Critical Digital Literacy and Civic Engagement”, *New Media and Society*, 25(6): 1205-1226.
- 40.Reddy, P., B. Sharma, and K. Chaudhary, 2020, “Digital Literacy: A Review of Literature”, *International Journal of Technoethics*, 11(2): 65-94.
- 41.van Dijk, J. A., 2017, “Digital Divide: Impact of Access”, *The International Encyclopedia of Media Effects*, Vol.4: 1-11.
- 42.Vicente, M. R., and A. J. López, 2011, “Assessing the Regional Digital Divide Across the European Union-27”, *Telecommunications Policy*, 35(3): 220-237.
- 43.Wei, K. K., H. H. Teo, H. C. Chan, and B. C. Tan, 2011, “Conceptualizing and Testing a Social Cognitive Model of the Digital Divide”, *Information Systems Research*, 22(1): 170-187.
- 44.Zhao, F., A. Collier, and H. Deng, 2014, “A Multidimensional and Integrative Approach to Study Global Digital Divide and E-government Development”, *Information Technology and People*, 27(1): 102-120.

(作者单位：西南大学经济管理学院)

(责任编辑：黄 易)

Digital Literacy and Rural Household Income: The Formation of Digital Inequality

WANG Hanjie

Abstract: This paper empirically examines the effect of digital literacy on rural household income growth based on the data of the 2021 China Rural Economy and Rural Finance Survey. The results show that the improvement of digital literacy significantly promotes the growth of rural household income. Further mechanism analysis finds that the improvement of digital literacy significantly promotes entrepreneurial activities of farmers and eases credit constraints of farmers, leading to income growth of farmers. It is worth noting that this growth effect is not inclusive. Compared with rural households with high income, high human capital, young farmers, and male heads, the benefits of households with low income, low human capital, elderly farmers, and female heads are very limited. The findings confirm that the improvement of digital literacy helps to achieve the income growth of rural households, but also reveal the inequality in the development of rural digital economy. Accordingly, this paper argues that the advancement of China’s digital rural strategy in the new development stage should not only focus on the cultivation of farmers’ digital literacy, but also accelerate the construction of an inclusive development path of rural digital economy.

Keywords: Digital Literacy; Rural Household Income; Digital Divide; Digital Inequality