



离土不离乡:县域数字乡村发展与在地新业态 灵活就业

——基于就业选择和就业质量的分析

贾男 陈欣媛 余川江

[摘要] “数字乡村”既是乡村振兴的战略方向,又是建设数字中国的重要内容。基于县域数字乡村指数与中国家庭金融调查2019年和2021年匹配的面板数据,本文实证检验了数字乡村发展对户籍地农村劳动力新业态灵活就业的带动作用。研究发现,数字乡村指数每增加1个标准差,农村劳动力参与本县新业态灵活就业的概率显著提升2.54%~2.82%,表明县域数字乡村建设有助于农村劳动力实现在地充分就业。这种促进作用具有普惠性,对女性以及低人力资本、低物质资本和低社会资本劳动力群体的影响更显著。机制分析表明,数字化带来的收入状况改善和风险态度转变构成了本地劳动力就业转换的内在动力。在就业质量方面,更高的数字化水平提升了新业态灵活就业者的工资率,但也显著增加了工作时长,且未显著改善灵活就业群体的社会保障水平。因此,加快完善灵活就业者的社会保障制度体系,促进农村劳动力高质量灵活就业至关重要。本研究为“十五五”期间加快推进数字乡村建设和促进农村劳动力高质量充分就业提供了经验证据和政策优化建议。

[关键词] 数字乡村指数;新业态灵活就业;农村劳动力;县域在地就业

2024年中央一号文件指出,要“促进县域城乡融合发展……优化县域产业结构和空间布局,构建以县城为枢纽、以小城镇为节点的县域经济体系,扩大县域就业容量”。县域作为城镇化建设的重要载体、城乡融合发展的基本单元,对乡村经济社会发展具有较强的辐射带动能力。自2021年起,中央一号文件连续多年强调在推进新型城镇化进程中要充分发挥县域经济的就业增收带动作用。2021年,提出加快县域内城乡融合发展,推动在县域就业的农民工就地市民化;2022年,进一步要求大力发展县域富民产业,加强县域商业体系建设,促进农民就地就近就业创业;2023年,结

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“增强内生动力促进农村低收入群体稳定增收的理论机理和政策模拟”(23BJY009)。

[作者简介] 贾男,四川大学经济学院教授;
陈欣媛,四川大学经济学院硕士生,通讯作者;
余川江,四川大学经济学院副教授。

合新产业新业态加速发展的新形势,提出培育乡村新产业新业态,培育壮大县域富民产业。2022年和2024年印发的《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》和《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》,为推进以县域为枢纽的新型城镇化建设、促进农村人口就地就业增收指明了具体方向。

就业是民生之本,是劳动者共享经济发展成果的基本条件(赖德胜,2022)。农村劳动力的高质量充分就业是实现共同富裕的重要基础。随着新一轮科技革命和产业变革深入发展,新兴就业创业机会日益增多。2023年2月,中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》指出,建设数字中国是数字时代推进中国式现代化的重要引擎。2023年12月,国家发展改革委、国家数据局印发的《数字经济促进共同富裕实施方案》进一步强调了数字经济在缩小区域、城乡差距,促进共同富裕等方面的重要作用,并从推动区域数字协同发展、大力推进数字乡村建设、强化数字素养提升和就业保障、促进社会服务普惠供给四方面细化了重点举措。一方面,数字经济发展促进了各类生产要素的相互联结,使拥有专业技能的劳动者能够在网络环境中开拓长尾利基市场,实现创业式就业;另一方面,数字技术改变了就业资源配置方式,重塑了就业形态(陈云,2023),同时降低了低技能劳动者和就业弱势群体的就业门槛,创造了更平等的就业机会。

随着我国新型城镇化进程的推进,县域逐渐成为数字技术应用的新场景。新产业、新业态、新商业模式在县域蓬勃发展,数实融合构建了县域经济发展新格局,为农村劳动力“离土不离乡”的“非农化”在地就业提供了新的增长点。《2022年农民工监测调查报告》显示,2022年本地农民工增速已超过外出农民工^①,其中本地农民工达12372万人,较上年增加293万人,增长2.4%,外出农民工为17190万人,较上年仅增加18万人,增长0.1%,农村劳动力就地就业和返乡回流趋势明显。为弥合城乡“数字鸿沟”,发挥信息技术创新的扩散效应、信息和知识的溢出效应,2019年中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《数字乡村发展战略纲要》,以进一步释放数字发展红利,为农村劳动力创造更多的非农就业机会,促进农村劳动力就地就近就业增收。在此背景下,数字乡村建设能否为农村劳动力在当地县域就业提供新机会?能否充分发挥数字技术的普惠效应?这些问题的解答对推进以县域为单元的新型城镇化,解决农村劳动力就业增收问题具有重要现实意义和政策意义。

学界对相关问题的研究尚显不足,现有文献主要聚焦数字经济赋能农村流动人口高质量就业进行探讨。平台共享经济催生的新经济新业态从业者主要分布在生活服务业,而城市(尤其是大中城市)因数字经济发展水平较高、人口集聚带来规模效应,为劳动者提供了更多的灵活就业机会,因此成为多数农村劳动力就业的首选,也

^① 2022年农民工监测调查报告, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202304/t20230427_1939124.html。

是农村新移民群体在城市就业的起步器、缓冲区和加油站^①,为其通过工作经验积累和拓宽城市社会关系网络提升人力资本和社会资本水平提供了可能(魏东霞,陆铭,2021)。针对外出农民工就业的研究发现,数字经济在城市催生的新岗位和新业态能够显著提升农民工的就业率(齐秀琳,江求川,2023),信息化平台建设能够显著提高农民工在城市的议价能力和就业质量(张广胜,王若男,2023)。但由于数字乡村建设尚处初期阶段,关于县域数字化建设和农村劳动力在地就业的研究仍较为缺乏。目前仅有尹志超和仇化(2024)、邹月晴等(2023)分别探讨了户籍地数字经济发展对当地非农就业和劳动力返乡回流的影响。此外,随着数字化水平的提升,相应的劳动保护制度体系不断完善,这可能会提升农村劳动力的就业质量。然而,由于就业类别的模糊性和相关保护政策法规的缺失,农村劳动力在本地次级市场参与灵活就业的质量同样面临挑战(McKay et al., 2019)。这可能加剧灵活就业劳动者的职业脆弱性和不稳定性,加之农村劳动力本身的抗风险能力较弱,这种就业脆弱性容易进一步加剧其生计脆弱性。因此,数字乡村发展对农村劳动力就业质量的影响有待深入研究。

基于以上分析可以发现,关于数字化建设对农村劳动力在地就业效应的研究仍需进一步深化。鉴于县域作为基本单元在促进城乡融合发展和劳动力就近就业创业中发挥的关键作用,本文将探讨县域层面的数字乡村发展能否对在本地(户籍地)^②劳动力就业起到蓄水池作用,并促进其高质量就业。本文聚焦数字技术催生的新业态灵活就业这一新就业形态,基于县域层面的“数字乡村”指数与中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)2019—2021年匹配所得面板数据,实证检验数字乡村建设背景下,县域数字化转型对农村劳动力在地就业选择和就业质量的影响,并探讨其影响机制。

一、文献综述

伴随着信息化浪潮,中国共享经济自2008年开始发展,逐渐催生出众多新型就业形态。2016年,国务院政府工作报告明确提出,要“加强对灵活就业、新就业形态的支持”。新就业形态指区别于传统线下实体型为主、企业标准雇佣制中签订劳动合同关系、在固定工作场所、按照固定工作时长要求、全日制上班,并按月领取劳动报

① 上海交通大学城市酷想家团队对中国188个城市的骑手进行了调研,回收55044份有效答卷。2021年12月,其在线上发布的《骑手职业与城市发展》研究报告表明,72%的被调查骑手是农村劳动力群体。

② 本文中的在地或就地就业指在农村劳动力户籍地所在县域的就业,即本文“不离乡”中的家乡概念,在后续实证中也按此标准筛选样本。

酬等标准就业形态的新型就业方式(汪雁,张丽华,2019)。本文研究的新业态灵活就业即在县域数字化转型背景下出现的新业态灵活就业,区别于传统灵活就业形式,具有雇佣关系灵活化、工作内容碎片化、工作方式弹性化等特征。在具体就业模式上,已形成电商平台、分享经济和创业三类相对稳定的灵活就业模式(魏国学,2021)。

关于劳动力灵活就业决策的研究,国外学者主要基于数字化用工平台,如 Task Rabbit、Uber、Wonolo 和 Amzon 等,对自由职业者的就业动机和就业质量进行探讨(Cook et al., 2021)。对发达国家如希腊(Giannikis & Mihail, 2011)、德国(Wiswall & Zafar, 2018)的研究发现,劳动者生活工作平衡需求是影响灵活工作安排(FWAs, flexible work arrangements)的重要因素,尤其是女性和在公共部门工作的劳动者甚至愿意为这种灵活性接受更低的工资(Wiswall & Zafar, 2018)。有研究将灵活就业分为时间灵活型和地点灵活型,并指出时间灵活型就业比地点灵活型更容易与家庭事务产生冲突(Shockley & Allen, 2007),难以实现工作与家庭平衡。还有研究从收入效应角度出发,认为选择灵活就业主要是为了提升收入,例如对美国 Uber 平台司机的研究表明,司机可获得双倍的收入和劳动者剩余(Chen et al., 2019)。但在就业质量方面,这些灵活就业者的社会保障水平普遍较低,尤其在工资获得的及时性、工伤保险覆盖等方面(Milkman et al., 2012)。

在对农村劳动力灵活就业决策影响因素的探讨中,已有研究主要从三个角度展开。一是个体因素,包括性别(李强,2012)、受教育程度(李瑞琴,2014)以及家庭特征等。研究发现,女性比男性更倾向于选择灵活就业,而互联网使用进一步促进了农村女性的非农就业和非自雇就业(毛宇飞,曾湘泉,2017);受教育程度提升会增强农民工从事灵活就业的概率(李瑞琴,2014)。二是职业因素,包括灵活就业收入水平、就业路径依赖和社会保障水平等。研究表明,低收入者更倾向于选择灵活就业(都阳,万广华,2014),且以往工作经历也会影响劳动者的灵活就业决策(宁光杰,尹迪,2012)。基于上述两方面因素,有研究从推拉理论切入,认为平台工作时间的灵活性和较高的经济回报会对劳动力从原有职业转向新业态灵活就业产生拉力,经历与现实匹配的认知度和经济负担之间的主客观差异则会产生推力(何勤等,2019)。三是社会因素,主要指作为嵌入式资源的社会资本和社会网络对劳动力就业决策产生的影响(韩叙,夏显力,2019)。

大量有关数字经济就业效应的研究表明,数字经济对农村劳动力“离土不离乡”的非农就业和创业行为具有显著积极影响。部分研究探讨了数字经济发展对本地劳动力就创业的带动效应。例如,宋林和何洋(2020)发现互联网使用促进了农民的非农就业以及从自雇型就业向受雇型转变;方观富和许嘉怡(2020)发现数字普惠金融发展提升了劳动力的非农就业,且对女性劳动力和受教育程度较低的弱势群体影响更为显著。此外,研究还发现数字经济促进了非正规就业参与(何宗樾,宋旭光,

2020),并通过促进创业机会均等化(张勋等,2019)、缓解信贷约束(何婧,李庆海,2019)等机制显著改善了农村居民的创业行为和绩效(谢绚丽等,2018)。对于数字乡村建设的就业效应,赵佳佳等(2023)发现数字乡村发展显著提升了农民创业的概率;尹志超等(2024b)基于“电子商务进农村综合示范”政策的实证检验发现,数字乡村建设对非农就业具有显著促进作用。另一类研究则关注到返乡农村劳动力这一群体,探讨在新型城镇化和产业结构调整背景下,家乡数字经济发展对返乡就业创业的影响。袁方和史清华(2019)发现互联网接入率每提高1个百分点,返乡农民工创业的概率提升0.036%;曾湘泉和郭晴(2022)发现数字金融发展水平提升一个标准差,可使返乡农民工就业概率提升0.062~0.21个单位。邹月晴等(2023)指出,家乡数字化水平提升带来的良好就业环境、就业机会和收入增加是吸引流动人口返乡的主要因素。数字要素应用和移动设备普及进一步增强了农村劳动力的信息获取能力,降低了风险厌恶程度(张世虎,顾海英,2020),促使其产生内在求变的多样化就业意识。个体通过更低的信息获取成本在数字化进程中提升了工作匹配效率(张卫东等,2021)、人力资本水平(王剑程等,2020)和社会关系资源(赵羚雅,向运华,2019),最终提高了就业创业概率。

国内研究对数字经济发展是否能够提升就业质量存在争议。尽管技术进步提升了生产率,但其对劳动者就业质量改善仍未形成共识。一类观点持积极态度,认为数字要素的应用改善了生产效率和工作环境(曹静,周亚林,2018),对技能需求的增加能够促进劳动力提升自我素质(Autor,2015)。基于政治经济学的分析范式,一些研究认为,基于数字平台算法控制和去雇主化的新就业形态,增加了劳动者选择劳动方式和实现自我价值方式的自由。就业者依据价值链分工理论,借助智能技术平台充分施展技能优势,显著提高了劳动的附加价值,增强了工作自主性和愉悦感,就业质量更高(曹前满,2021)。劳动由生存手段向发展手段进一步转变,为技术革命中停滞过剩人口向“完整的人”过渡创造了条件(张新春,董长瑞,2019)。尤其是对原本可能主要从事中低端制造业的农村劳动力而言,数字化带来的机器人等技术替代了传统高风险、高强度工作,有利于改善农民工的就业质量(侯俊军等,2020)。数字经济的信息传输优势和招聘平台的公开透明,也有利于农村劳动力接触更多的就业机会(赵涛等,2020),弥补农村劳动力因社会资本劣势不得不在二级劳动力市场就业的限制,增强其向一级劳动力市场流动的可能性。然而,另一类观点持消极态度,认为技术进步会使从事更低技能要求的新型灵活就业的农村劳动者工资收入水平降低(李天成等,2022),许多农民工只能通过延长工作时间、增强劳动强度来增加收入水平(郭凤鸣,张世伟,2020)。一般而言,对于高技能自由职业者和低技能的兼职劳动者,灵活性和收入提升可以促进劳动者拥有更多就业选择和多元化收入,但与此同时,“不确定性和不安全性”是自由和灵活的代价。在某些平台算法的规训下,劳动者会为了追求工作安全感和稳定性而陷入自我剥削的生存困境,处于劳动力

市场弱势的农村劳动力更是如此。靳卫东等(2023)发现,数字化、智能化导致农民工就业出现“去技能化”,降低工资水平、增加健康风险、提高工作中断的概率加剧了工作的不稳定性。在社会保障方面,无论是低技能还是高技能的劳动者都面临由于雇佣权责不清带来的社会保障缺失问题(戚聿东等,2020),需要进一步加强对零工群体的劳动权益保护(涂永前,2021)。数字化削弱了农村劳动力的就业稳定性,社会保障也有所缺位(齐乐,陶建平,2023)。此外,新业态灵活就业下的隐私侵犯、算法管理、劳动过程控制等问题也降低了农村劳动力的就业质量(Wu et al., 2019)。

基于以上分析可以发现,数字化建设对农村劳动力就业选择和就业质量的研究仍有待进一步深化,本文将在三个方面作出边际贡献。第一,本研究聚焦县域层面数字化建设对农村劳动力的就地就业效应。已有文献大多关注的是城市地区数字经济的就业促进效应(田鸽,张勋,2022),对农村劳动力的关注主要集中于城市数字经济发展对农民工就业选择和就业质量的影响(张广胜,王若男,2023;齐秀琳,江求川,2023)。虽有部分研究探讨了家乡数字化建设对回流劳动力就业的促进作用(袁方,史清华,2019;曾湘泉,郭晴,2022),但很少关注在新型城镇化进程中,县域作为城乡融合发展的载体和乡村振兴的基本单元,其数字化建设对当地农村劳动力“离土不离乡”的就地就业效应。本文重点考察数字乡村发展对本地劳动力在地就业选择的影响^①,填补了县域劳动力市场数字化就业情况研究的不足。第二,本研究采用多维指标综合衡量县域层面的数字化水平。已有关于数字化与农村劳动力就业创业选择的研究多从单一维度,采用数字技术在某一社会维度应用,如互联网使用(袁方,史清华,2019)、数字普惠金融指数(曾湘泉,郭晴,2022)、电子商务(尹志超等,2024b)等相关指标,较少关注数字要素应用对社会活动其他维度的影响。本文采用的数字乡村指数,从数字基础设施建设水平、数字治理水平、数字经济水平和数字生活四个维度衡量县域数字化综合发展程度,更全面地反映了县域数字化综合发展的就业效应,也为多维度利用数字要素激活县域经济提供了经验证据。第三,本研究主要关注新业态灵活就业这一独特就业形式对解决农村劳动力就近就地就业和高质量充分就业的作用。已有研究关注了数字经济发展对农村劳动力非农就业(田鸽,张勋,2022)、灵活就业(尹志超等,2024a)、创业(袁方,史清华,2019;赵佳佳等,2023)的影响,但对具体就业形态,尤其是新业态灵活就业及其质量的实证研究较为匮乏,本文聚焦这一新型就业形式的就业选择和质量,为促进农村劳动力在本地实现更充分、更高质量的灵活就业提供政策参考。

^① 即不考虑由于数字乡村发展吸引县外就业的户籍农村劳动力返乡新业态灵活就业(或创业)的问题。

二、理论分析与研究假说

(一) 理论模型构建

为分析数字经济发展对新业态灵活就业的影响,本文借鉴工作搜寻理论,构建农村劳动力的最优就业搜寻模型。由于本文仅考虑当地劳动力在户籍所在县域的就业选择变化,不考虑县域外就业的户籍农村劳动力返乡从事新业态灵活就业的返乡回流问题,因此建立劳动者在县域内的就业搜寻模型^①。参考已有关于构建不完全信息劳动力市场搜寻模型的文献(周先波等,2015;仇化,尹志超,2023),本文假设农村劳动力面对的劳动力市场工资分布的概率密度函数为 $f(w_m)$, ($m = A, B$)。其中, A 代表新业态灵活就业类型的工资, B 代表其他就业类型的工资。根据搜寻模型的假设(McCall,1970;Mortensen,1970),虽然求职者不了解未来工作的具体工资,但工资的概率分布 $f(w)$ 是已知的,且该分布在时间维度上保持恒定不变。一旦求职者接受了一份工作,就会获得固定的定期工资 w_m ($w_m \in [a, b]$,因为劳动力市场中各类就业的工资是有界的)。在每单位周期时间内,搜寻的边际成本为 c ,跨期贴现利率为 r ($0 \leq r \leq 1$)。本文假设数字化信息化时代的搜寻成本主要由两部分组成,一类是线上网络信息搜寻花费的时间精力等成本 C_v ,另一类是线下搜寻过程中的交通通信等支出成本 C_f 。

根据周先波等(2015)的研究,由于 C_f 主要取决于就业市场现状等外生给定因素,故本文假设 C_f 为固定成本,即在每次搜寻中保持固定不变,而 C_v 是可变的,与劳动者在数字化时代中的信息获取能力等因素相关。随着县域数字化水平提升,以及数字要素在生产生活中的广泛应用,劳动者的信息搜寻成本必然受到影响。

假设本县劳动者的数字化转型程度为 D ($0 \leq D \leq 1$), D 是县域层面数字化发展水平 $Index$ 的函数 $D(I)$ 。一般而言,地区数字化发展水平越高,农村居民使用智能手机、移动支付等数字设备和技术的概率越大,个体数字化转型程度也越高(尹志超等,2024a),故有 $D'(I) > 0$ 。假设个体数字化转型过程中所降低的劳动力搜寻成本为 μ_m ($m = A, B$),考虑到从事新业态灵活就业需要更丰富的数字技能和知识,因此参与灵活就业工作的劳动者在数字化转型中降低的搜寻成本更多,获得的收益更大。同时参与新业态灵活就业的技能门槛较低,在就业匹配过程中劳动者遇到的摩擦更

^① 由于本文主要研究对象是本地劳动者就业形态的选择,而非本地劳动者就业区域选择问题,故仅考虑本县劳动力就业选择的在地变化。同时,出于模型简明性与可解性,引入区域选择问题将可能使得本模型缺少解析解,无法通过模型说明本文要解决的问题与潜在机制,故理论模型并未包含劳动者区域流动问题。

小,匹配效率更高^①,故收益因子 $\mu_A > \mu_B$ 。由此,总搜寻成本可表示为 $C = C_v + C_f = \mu_m(1 - D(I)) + C_f$ 。除此,考虑到劳动力个体在数字化转型中需要学习数字化技术,包括购买使用手机、电脑等相关电子设备以及接入宽带等,本文假设其付出的单位成本为 ρ ,因此劳动者数字化转型成本为 $C = \mu_m(1 - D(I)) + C_f + \rho D(I)$ 。

由于本文研究的是已进入就业市场的劳动力在不同就业类型间的决策选择,因此设定劳动者当前工资为 w_i ,其在搜寻过程中将该工资水平与当前市场中各类型工资报价 $w_m (m = A, B)$ 进行比较,选择哪一类就业取决于相对工资情况。若现有工资高于灵活和非灵活就业的市场报价工资,即 $w_i > w_m$,则劳动者选择继续搜寻;当 $w_i \leq w_m$ 时,劳动者进行就业选择。假设通过就业搜寻获得的效用为 U ,劳动者第一期搜寻的效用 U_1 为:

$$U_{1,A} = \frac{E(w|w_i \leq w_A)P(w_i \leq w_A)}{1+r} + \frac{U_2[1 - P(w_i \leq w_A)]}{1+r} - [\mu_A(1 - D(I)) + C_f + \rho D(I)] \tag{1}$$

$$U_{1,B} = \frac{E(w|w_i \leq w_B)P(w_i \leq w_B)}{1+r} + \frac{U_2[1 - P(w_i \leq w_B)]}{1+r} - [\mu_B(1 - D(I)) + C_f + \rho D(I)] \tag{2}$$

其中, $P(w_i \leq w_m)$ 为劳动者在市场搜寻中获得期望以上工资的概率, $E(w|w_i \leq w_m)$ 为获得的工资期望报价;劳动者有 $1 - P(w_i \leq w_m)$ 的概率无法获得高于期望工资的工资机会,将持续搜寻,在第二期得到的搜寻收益为 U_2 。求解贝尔曼最优方程,最终停止搜寻的效用为:

$$U_i = \frac{U_{i+1}}{1+r} \tag{3}$$

当劳动者进行额外一次搜寻的边际收益等于边际成本时,停止搜寻,由此其搜寻收益为:

$$U_A = \frac{1}{P(w_i \leq w_A)} \left[\frac{E(w|w_i \leq w_A)P(w_i \leq w_A)}{1+r} - [C_f + \mu_A(1 - D(I)) + \rho D] \right] \tag{4}$$

$$U_B = \frac{1}{P(w_i \leq w_B)} \left[\frac{E(w|w_i \leq w_B)P(w_i \leq w_B)}{1+r} - [C_f + \mu_B(1 - D(I)) + \rho D] \right] \tag{5}$$

通过获得最优工资水平 w_i^* 使搜寻效用最大化的条件可以表示为:

① 新业态灵活就业通常通过数字平台开展,主要包括两种形式:“众包工作”(通过在线平台远程执行任务)和“按需工作”(本地服务的物理交付),如运输服务、清洁和家庭维护。由于这类工作的技能门槛较低,且数字平台作为组织方,相较于传统数字平台就业搜寻,还需处理与企业方的额外摩擦和匹配问题,因此数字化水平提升对新型灵活就业的工作搜寻匹配效率具有更显著的促进作用。基于此,本文认为提升数字化程度对新业态灵活就业的搜寻成本降低作用更大。

$$\frac{1}{1+r} \int_{w_i^*}^b (w_m - w_i^*) f(w_m) dw_m = [C_f + \mu_m(1 - D(I))] + \rho D(I) \quad (m = A, B) \quad (6)$$

由(1)式可知,对于在就业市场中的劳动者,其选择搜寻下一份工作,当其停止搜寻时必有 $w_i \leq w_m$ ($m = A, B$)。此时,若 $\frac{w_A}{w_i} \geq \frac{w_B}{w_i}$,劳动者在灵活就业中获得的最优工资 w_i^* 更高,则更可能选择从事新业态灵活就业;反之,则将选择从事非灵活类就业。

进一步,由(1)式,最优工资水平是 r, C 的函数,故设定关于最优工资的函数:

$$\varphi(w_i^*, r, C) = \int_{w_i^*}^b (w_m - w_i^*) f(w_m) dw_m - (1+r) [C_f + \mu_m + (\rho - \mu_m) D(I)] \quad (m = A, B) \quad (7)$$

求一阶导数可得:

$$\frac{\partial \varphi}{\partial C} = -(1+r) \quad (8)$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial w_i^*} = - \int_{w_i^*}^b (w_m - w_i^*) f(w_m) dw_m \quad (9)$$

由隐函数性质可知:

$$\frac{\partial w_i^*}{\partial C} = - \frac{\frac{\partial \varphi}{\partial C}}{\frac{\partial \varphi}{\partial w_i^*}} < 0 \quad (10)$$

由此,搜寻成本 C 越大,额外一次搜寻带来的净收益越小,搜寻中可能获得的最优工资越低。此外,有:

$$\frac{\partial \varphi}{\partial \mu_m} = -(1+r)(1 - D(I)) \quad (11)$$

$$\frac{\partial w_i^*}{\partial \mu_m} = \frac{\frac{\partial \varphi}{\partial \mu_m}}{\frac{\partial \varphi}{\partial w_i^*}} > 0 \quad (12)$$

可见,当个体数字化转型所获得的收益(或者降低的成本) μ_m 越大,获得的最优工资 w_i^* 越高,每期搜寻的净收益越大。在两种就业类型选择中,劳动者在数字化转型中,进入新业态灵活就业部门获得的数字化转型收益更高,进而获得最优工资相对更高,即由 $\mu_A > \mu_B$,可得 $w_{i,A}^* > w_{i,B}^*$ 。且若 $\mu_m - \rho > 0$,则:

$$\frac{\partial \varphi}{\partial I} = \frac{\partial \varphi}{\partial D} \frac{\partial D}{\partial I} = (1+r)(\mu_m - \rho) / D'(I) > 0 \quad (13)$$

即当收益因子 μ_m 大于成本因子 ρ 时,提升数字化水平 I 有助于提升个体的数字化转型程度 $D(I)$,进而有利于降低搜寻成本;且由于净收益 $\mu_A - \rho > \mu_B - \rho$,数字化转型对

灵活就业搜寻成本降低作用更大,也会更大限度地促进农村劳动力参与新业态灵活就业。反之,提升数字化水平无益于降低搜寻成本,进而也无法促进农村劳动力参与新业态灵活就业。因此,本文提出如下假说:

H1a:随着本地数字化水平的提升,当个体劳动力实现数字化转型带来的成本小于收益时,县域数字乡村发展将促进农村劳动者新业态灵活就业参与。

H1b:随着本地数字化水平的提升,当个体劳动力实现数字化转型带来的成本大于收益时,县域数字乡村发展将难以促进农村劳动者新业态灵活就业参与。

(二) 影响机制的理论分析

进一步推导就业效应的可能影响机制。当 $\mu_m - \rho > 0$ 时,有 $\frac{\partial w_i^*}{\partial I} = \frac{\partial w_i^*}{\partial D} / \frac{\partial D}{\partial I} =$

$$-\frac{\frac{\partial \varphi}{\partial D(I)} / \frac{\partial D}{\partial I}}{\frac{\partial \varphi}{\partial w_i^*}} > 0。$$

由上式可知,当劳动者数字化转型带来的收益大于成本、县域数字乡村发展能够促进劳动者参与灵活就业时,提升数字化水平有助于劳动者获得更高的最优工资 w_i^* 。因此,本文提出如下假说:

H2:数字化水平的提高有利于提升劳动者的最优工资水平,通过收入效应促进农村劳动力参与灵活就业。

此外,已有文献表明,劳动者融入数字化发展也将影响其自身的风险态度(张世虎,顾海英,2020)。劳动者个体融入数字化发展的过程需要不断学习新知识,使用新技能,寻求新机会,因此对不确定性的容忍度更高,更容易参与灵活就业。因此,本文提出如下假说:

H3:融入县域数字化发展有利于农村劳动者的风险偏好转变,风险偏好提升、新事物接受能力增强有利于参与新业态灵活就业。

三、模型设定与识别策略

(一) 基准回归模型设定

首先,为检验假说 H1a 和 H1b,探究县域数字化对农村劳动力新业态灵活就业选择的影响,设定如下双向固定效应模型:

$$Flexible_emp_{ijt} = \alpha + \beta index_{jt} + \gamma X_{ijt} + \sigma Vill_{it} + \lambda_i + city_c * year_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $Flexible_emp_{ijt}$ 为被解释变量,表示是否选择新业态灵活就业, i 表示个体, j 表示个体所在县, t 表示样本年份。 $index_{jt}$ 为核心解释变量,表示县域层面的数字乡村指数。 X_{ijt} 为影响个体 i 是否从事新业态灵活就业的个体和家庭特征向量。 $Vill_{it}$ 表示个

体所在村 v 的系列特征向量。 λ_i 控制了不随时间变化的个体固定效应。 $city_c * year_t$ 控制了城市固定效应和年份固定效应的交互项。 ε_{ijt} 是随机误差项。由于模型(1)的因变量为二值变量,且数据为面板数据,本研究采用线性概率模型(简称 LPM 模型)对其进行估计^①。

其次,为了进一步探讨县域数字发展能否实现高质量的灵活就业,本文以就业质量为因变量,构建模型(2):

$$Emp_quality_{ijt} = \omega + \eta index_{jt} + \delta \chi_{ijt} + \varphi Vill_{vt} + \pi_i + city_c * year_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

式中的因变量为就业质量,参考前文所述的以往关于零工劳动者工作质量的文献(李中建,袁璐璐,2017;Myhill et al.,2021;Berg et al.,2023),本文主要采用客观条件指标来衡量工作质量,包括小时工资、工作时间和工作保障三个维度的指标,与模型(1)类似,也控制了双向固定效应以及村庄经济特征。

(二)影响机制检验模型设定

根据上文理论分析部分提出的影响机制,分别使用工资水平和风险态度两个变量进行机制检验。前者使用 CHFS 中的劳动力一年工资总收入对数,后者使用问卷中的“投资倾向类型”作为风险态度的代理变量,将风险偏好分为弱和强两类,风险偏好较强赋值为 1,较弱则赋值为 0。

$$risk_{ijt} = \alpha + \beta index_{jt} + \gamma X_{ijt} + \sigma Vill_{vt} + \lambda_i + city_c * year_t + \varepsilon_{ijt}$$

$$income_{ijt} = \alpha + \beta index_{jt} + \gamma X_{ijt} + \sigma Vill_{vt} + \lambda_i + city_c * year_t + \varepsilon_{ijt}$$

(三)内生性讨论

由于灵活就业属于个人决策,模型(1)可能存在互为因果或遗漏变量带来的内生性问题。第一,反向因果问题。数字乡村建设为农村劳动力提供了更多的新业态灵活就业机会,反过来,乡村自发出现的灵活就业类型如“网红主播”“淘宝村”等也可能吸引政府进一步加强数字乡村建设,或带动乡村数字经济、数字生活、数字治理的发展。反向因果的存在可能会导致模型(1)的参数估计存在向上偏误。第二,遗漏变量问题。结合已有文献研究,本文利用双向固定效应模型尽可能控制不随时间变化的固定效应和可能影响就业选择、随时间变化的个体和村变量,但仍可能遗漏一些不可观测的随时间变化的变量,对估计结果带来向上或者向下的偏误。为了准确进行因果识别,本文加入工具变量尽可能地消除内生性问题带来的估计偏误。

在数字经济或数字普惠金融相关研究文献中,常常采用以下三种工具变量缓解内生性问题。一是历史数据,例如各城市在 1984 年的邮电历史数据(黄群慧等,

① 对于因变量为二值变量的面板数据,含有固定效应的面板 Logit 和 LPM 模型都可以用来对模型进行估计。由于面板 Logit 模型很难检验内生性和加入工具变量估计,因此本文在基准回归和稳健性检验中使用 LPM 模型进行估计。

2019),因为前期通信设施水平和使用习惯会影响后期宽带建设;二是地形类数据,例如本文使用的地形起伏度、地区海拔(刘传明,马青山,2020;秦芳等,2022)等,因为其对数字基础设施建设成本和水平存在较大影响;三是地理距离类数据,包括样本所在地与省会距离等(何宗樾,宋旭光,2020),因为其反映某种资源如数字基础设施建设资源、政治资源的辐射程度和获取能力。但是,由于非时变数据不能作为面板数据的工具变量,想要将地形、距离等不随时间变化的工具变量用于面板回归,必须与年份虚拟变量交互(Angrist & Krueger, 1991;孙传旺等,2019)。结合这几类工具变量与本文内生变量的样本数量可用性,参考刘传明和马青山(2020)关于宽带中国的研究,本文选取县域层面的地形起伏度作为工具变量。但考虑到地形起伏度也会通过交通便利程度影响劳动力就业(肖挺,2016),可能影响排他性约束,因此本文进一步控制村级层面交通便利程度^①,以排除这一可能影响路径,使工具变量能够满足排他性约束。

(四) 数据来源

本研究采用北京大学和阿里研究院联合发布的县域数字乡村指数衡量县域数字化水平。微观数据使用2019年和2021年中国家庭金融调查的最新面板数据。该调查数据首次对劳动力的具体就业形式,尤其是灵活就业相关问题进行了细致全面的询问。其中,对于劳动者就业和收入等信息均询问了上一年的情况,能够与2018年和2020年的数字乡村指数匹配。由于本研究主要关注农村劳动力的新业态灵活就业情况,因此按照以下原则筛选样本。首先,将样本限定为年龄17~65岁、非在校、具有劳动能力的农村户籍劳动者(部分地区户口改革为统一户口,按照户口所在社区是否为农村社区界定是否为农村劳动力)。其次,数字乡村发展旨在通过数字要素流通缩小城乡差距,促进城乡要素的双向流动(陈享光等,2023),优化劳动力资源配置,这一过程可能吸引劳动力回流,也可能通过数字化打破城乡要素流动的壁垒,促进农村劳动力向城镇流动。但由于本研究关注的是数字乡村发展对当地灵活就业的影响,故排除了流出县域的劳动力样本。最后,将两年的跟踪样本合并为面板数据,剔除主要变量缺失值后,最终共获得3719个农村劳动力的7438份有效样本,覆盖东、中、西部26个省(区、市),具有良好的代表性。

(五) 变量描述

1. 被解释变量

被解释变量一为就业形式是否属于新业态灵活就业。与传统农村劳动力的自雇就业及在二级劳动力市场中的传统灵活就业(或非正规就业)相比,本文的新业态灵活就业主要指农村地区数字化发展催生的新业态新模式所产生的新型灵活就业形式

^① 本文将社区问卷中的“通往县城中心的道路数量”和“通往县中心主要道路类型”作为分析的代理变量。

(张成刚,祝慧琳,2017)^①。

被解释变量二为就业质量,主要指灵活就业劳动者(不包括创业式就业的农村电商)的就业质量,包括工作时间、工作收入、社会保障等方面。通过多维度衡量就业质量的客观指标,探讨数字技术进步在农村地区带动的新业态新经济是否真正惠及当地劳动者,提高其就业质量。

2. 核心解释变量

本文解释变量为县域数字乡村指数,该指数主要由四项指标构成。数字基础设施指数主要反映互联网、物联网等网络基础和大数据中心等数字基础的新型基础设施建设情况;数字经济指数主要反映数字化生产、数字化供应链管理、数字化营销和数字化金融等情况;数字治理指数主要反映电子政务应用、政府数字化服务水平;数字生活指数主要反映消费、文化、旅游、教育、医疗和生活服务等生活各方面的数字化水平。根据四类指标加权得到了县域数字乡村指数^②。

3. 控制变量

本文控制变量分为三类:一是个人特征,包括以往是否有新业态灵活就业经历、性别、年龄、健康状况、婚姻状况等(周广肃等,2017);二是家庭特征变量,包括家庭规模(即人口数量)、家庭抚养比、家庭社会资本等,其中家庭社会资本用来控制社会关系网络强弱,本文参考周广肃和李力行(2016)采用人情往来支出作为家庭社会资本的代理变量;三是村庄层面特征,数字乡村建设水平主要受到政府“宽带乡村”“数字乡村”等政策工程的外生影响,但同期其他帮扶政策也可能对劳动力就业情况产生影响,因此本文控制了村庄经济发展状况(以人均收入水平为代理变量)和村庄是否开展职业培训来排除促进贫困村就业的就业支持政策等的影响。

4. 主要变量的描述性统计

表1显示,在样本中,数字乡村指数的平均值为54.326,最小值为21.14(内蒙古自治区乌兰察布市商都县),最大值为92.6(浙江省温州市乐清市)。在个体层面,样本劳动力的平均年龄约为48岁,男性占55.9%,80.9%身体健康,91.4%已婚,平均教育年限为7.559年。在家庭层面,样本家庭的平均老人抚养比为18.4%,平均幼儿抚养比为11.3%,反映了农村劳动力的普遍老龄化趋势。在村庄层面,平均村庄人均收入水平对数为4.579,开展就业培训项目的村庄占比为14.8%。

① 参考问卷来源的变量定义如下:根据“家庭成员去年工作性质”和“工作具体属于以下哪类”两个问题,将回答为自由职业者且通过互联网平台工作的劳动者,定义为新业态灵活就业从业者,即前文所述的新业态灵活就业人员主要包括平台快递员、外卖员、网络主播、网络作家等在第三产业从事新业态灵活就业的农村劳动力。

② 县域数字乡村指数2018—2020年的具体指标、权重及数据见<https://www.ccap.pku.edu.cn>。

表 1 变量的描述性统计

	变量名	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
	数字乡村指数	县域数字化水平	7 438	54.326	11.436	22.14	92.6
	新业态灵活就业	是 = 1	7 438	0.084 7	0.278	0	1
	年龄	(岁)	7 438	48.715	10.238	17	65
	性别	男 = 1	7 438	0.559	0.497	0	1
个体特征	健康状况	较好 = 1	7 438	0.809	0.393	0	1
	婚姻	已婚 = 1	7 438	0.914	0.281	0	1
	受教育水平	(年)	7 438	7.559	3.463	0	19
	儿童抚养比	0 ~ 14 岁人口占家庭总人口比	7 438	0.113	0.061	0	0.75
家庭特征	老人抚养比	65 岁以上人口占家庭总人口比	7 438	0.184	0.092	0	1
	社会资本	人情支出对数	7 438	3.673	3.744	0	12.612
	就业培训项目	有 = 1	7 438	0.148	0.355	0	1
村庄特征	村人均收入水平对数	—	7 438	4.579	4.450	2.303	11.225

注:村庄人均总收入进行了上下 1% 的缩尾处理,由于 CHFS 仅汇报了个人受教育程度,本文将相应的教育程度换算为受教育的年数。

四、数字乡村发展对于新业态灵活就业选择的影响

(一) 基准回归结果

表 2 报告了线性概率模型 LPM 对模型(1)的估计结果。第(1)列显示了控制个体效应及城市与年份交互固定效应的结果,列(2)、(3)为加入工具变量地形起伏度与时间交互项后的回归结果。为了更直观地理解数字乡村指数的经济意义,我们对该指数进行了标准化处理,核心解释变量的系数表示数字乡村指数每增加一个标准差,新业态灵活就业形式发生变化的概率。结果表明,数字乡村发展对本县新增灵活就业具有显著正向影响。该指标每增加一个标准差^①,本县劳动力就地参与新业态灵活就业的概率增加 2.54%。加入工具变量后结果如列(3)所示,新业态灵活就业参与概率增至 2.82%,回归系数的显著性和相对大小保持稳定,表明虽然内生性可能导致一定的估计偏误,但基准回归结论依然成立:数字乡村发展能显著提升当地农村劳动力参与新业态灵活就业的概率,假说 H1a 得到验证。

① 为更好地解释系数的边际效应,本文将核心解释变量县域乡村指数进行标准化,下文分析中也默认使用标准化后的变量;一个标准差约为山东曹县与山东寿光市的数字化水平之差。

表2 就业效应的基准回归结果(边际效应)

	(1)	(2)	(3)
数字乡村指数	0.0254** (0.0122)		0.0282* (0.0150)
健康	-0.0175 (0.0139)	-0.0010 (0.0128)	0.0271*** 0.0079
婚姻	-0.0230 (0.0331)	0.0158 (0.0160)	-0.0563*** 0.0099
儿童抚养比	-0.0967 (0.0607)	-0.1650*** (0.0459)	0.0257 (0.0287)
老年抚养比	-0.0372 (0.0417)	-0.0006 (0.0269)	-0.0167* (0.0167)
社会资本	0.0004 (0.0013)	0.0072*** (0.0014)	-0.0009 (0.0009)
工具变量:地形起伏度×年份		-0.0002*** (0.0000)	
村庄特征	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
城市×年份固定效应	YES	YES	YES
F值/Chi2值		618.91	672.30
调整R ²	0.1925	0.7940	0.0919
样本量	7438	6736	6736

注:括号内为标准误;***表示显著性为1%,**表示显著性为5%,*表示显著性为10%。下同。

(二) 稳健性检验

1. 替换工具变量

针对因果识别中可能存在的内生性问题,本文在基准回归中已采用工具变量进行缓解。然而,部分研究对非时变工具变量在面板数据中的应用提出疑问,认为与时变变量的相互作用可能会改变非时变变量的原始分布。因此,本文进一步借鉴杨刚强等(2023)的方法,采用县域层面当年开通微博的企业数作为县域数字化发展水平的工具变量替换原有工具变量进行稳健性检验^①。两阶段回归的结果如表3列(1)和列(2)所示,其回归系数与表2的基准回归结果没有明显差异,表明基准回归结果具有稳健性。

^① 由于数字乡村指数测算并未包括所有县域样本,在替换数字化衡量方式、工具变量后样本量与基准回归有所出入,但仍覆盖大部分样本县,不影响本文基本结论的稳健性。

表 3 替换工具变量的稳健性检验

	(1)	(2)
数字乡村指数		0.022 8 *** (0.005 4)
工具变量:开通微博的公司数量	0.012 3 (0.001 3)	
双向固定效应	YES	YES
控制变量	YES	YES
调整 R^2	0.812 4	0.024 7
F 值/ χ^2	669.05	388.17
样本量	5 550	5 550

2. 替换县域数字化水平衡量指标

已有文献利用不同指标衡量地区数字化水平,并研究其对就业或经济增长的影响。根据数据的可获得性和代表性,本文参照已有文献选取数字经济综合发展指数和腾讯数字经济指数两个市级层面指标,替换县域乡村数字化水平的衡量,以检验数字化对新业态灵活就业的影响是否仍然显著。首先,数字经济发展综合指数参照赵涛等(2020)的衡量方式,选取百人中互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量、百人中移动电话用户数以及数字普惠金融指数五个指标,通过主成分分析法降维处理得到数字经济综合发展指数。其次,使用市级层面的腾讯数字经济指数进行替换匹配,该指数涵盖数字产业、数字政务、数字生活和数字文化四个维度,较为全面地反映各地区数字经济发展水平。对两类指数标准化后进行回归,稳健性检验结果如表 4 列(1)和列(2)所示,表明数字化水平提升显著促进了新业态灵活就业参与,与基准回归结论一致。

表 4 替换数字化衡量方式的稳健性检验

	(1)	(2)
数字经济综合发展指数	0.006 6 ** (0.002 6)	
腾讯数字经济指数		0.016 7 ** (0.008 0)
双向固定效应	YES	YES
调整 R^2	0.172 5	0.189 4
样本量	6 206	6 102

(三) 数字乡村灵活就业促进效应的普惠性分析

乡村振兴需要从根本上解决农业发展、农村兴旺、农民富裕的问题,共同富裕需要合理兼顾不同群体的利益诉求,两大战略目标都对政策的普惠性提出了更高要求。本文研究发现数字乡村发展在促进新业态灵活就业方面具有一定的普惠性特征。

1. 女性劳动力灵活就业参与的普惠性

世界银行指出,数字经济催生的线上工作、零工经济、电子商务等新业态新模式有利于缩小劳动力参与的性别差异(World Bank Group, 2016)。本文通过性别分组检验了数字乡村发展中农村劳动力的劳动参与与性别鸿沟是否缩小,回归结果如表5所示:数字乡村发展在新业态灵活就业方面对男性劳动力的影响不显著,且系数远低于女性劳动力。列(2)显示,当数字乡村发展水平增加一个标准差时,女性劳动者的参与率提升5.3%,显著高于基准回归的平均就业效应。这表明,数字乡村建设过程中,电商、直播等新业态提供的全职和兼职工作为农村女性创造了更多的就业机会,其时间和空间灵活性有助于农村女性平衡家务劳动和工作,使她们能够通过互联网平台经济和共享经济等灵活就业进入劳动力市场,提高了女性劳动参与率(戚聿东,刘翠花,2020)。此外,互联网作为信息获取和教育培训渠道也有助于降低工作搜寻成本,提高匹配效率,提高女性就业技能和人力资本水平(毛宇飞,曾湘泉,2017),一定程度缩小农村劳动力就业中的性别差距。

表5 数字乡村发展对不同性别劳动力新业态灵活就业参与的影响

	男性 (1)	女性 (2)
县域数字乡村指数	0.010 0 (0.016 5)	0.053 0*** (0.018 7)
控制变量	YES	YES
双向固定效应	YES	YES
调整 R^2	0.210 8	0.124 4
样本量	4 160	3 278

2. 低资本劳动力灵活就业参与的普惠性

首先,在数字乡村发展过程中,受教育程度较低的劳动者获得了更多灵活就业机会。通过分组回归分析,将初中及以下受教育程度者划分为低人力资本组,高中及中专学历者划分为中等人力资本组,大专及以上学历者划分为高人力资本组。通过对比表6列(1)至列(3)结果可以看出,数字乡村发展对低学历农村劳动者的就业促进作用是显著的。数字乡村指数每增加一个标准差,低人力资本的农村劳动者新业态灵活就业参与概率提高2.12%,而中等人力资本的农村劳动者和高人力资本劳动者没有显著变化。这表明,较低学历的农村劳动力可以利用灵活就业新形式的低就业门槛弥补自身人力资本不足,从而获得就业增收的机会(何婧,李庆海,2019;方观富,许嘉怡,2020)。从宏观层面分析,可能在县域乡村地区,数字化对低技能的替代效应尚未出现,就业创造效应更大,增加了对中低技能劳动力的用工需求。因此,在促进农村劳动力就业增收的目标下,应加强对中低技能劳动力的培训,帮助其把握数字化带来的就业机遇。

表 6 数字乡村发展对不同人力资本劳动力新业态灵活就业参与的影响

	低 (1)	中 (2)	高 (3)
县域数字乡村指数	0.021 2 * (0.013 0)	0.049 0 (0.082 8)	0.045 4 (0.066 6)
控制变量	YES	YES	YES
双向固定效应	YES	YES	YES
调整 R ²	0.199 1	0.109 3	0.066 0
样本量	6 377	706	355

其次,数字乡村发展对不同物质资本和社会资本水平的个体就业具有包容性。参考周广肃和李力行(2016)的研究,使用家庭人均收入作为物质资本的代理变量。以 2019 年和 2021 年(为避免新冠疫情对收入的影响)样本家庭平均收入为标准,从低到高进行排序,收入较低的 50% 定义为低收入阶层,收入较高的 50% 定义为高收入阶层。表 7 的分组回归结果显示,数字乡村指数每增加一个标准差,低物质资本劳动者的灵活就业参与概率增加 4.5%,而高物质资本的农村劳动者参与度未呈现显著变化。这表明,物质资本较低的劳动者参与灵活就业的概率更高,受数字乡村发展影响更大。

表 7 数字乡村发展对不同物质和社会资本劳动力新业态灵活就业参与的影响

	物质资本		社会资本	
	低 (1)	高 (2)	低 (3)	高 (4)
县域数字乡村指数	0.045 0 * (0.026 4)	0.015 0 (0.013 6)	0.132 2 *** (0.028 7)	0.018 3 (0.019 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES
双向固定效应	YES	YES	YES	YES
调整 R ²	0.176 4	0.209 2	0.255 9	0.181 2
样本量	4 764	2 674	3 676	3 762

社会资本则以人情支出为代理变量(周广肃,樊纲,2018),以中位数为边界划分为低社会资本和高社会资本。现有研究表明,社会资本对农民工创业就业有显著的促进作用(Zhang & Zhao,2015)。分组回归结果表明,数字乡村指数每增加一个标准差,低社会资本劳动者参与新业态灵活就业的概率增加 13.22%。这表明,县域数字乡村的发展对社会资本较弱的群体就业有更大的促进作用,可以在一定程度上弥补农民工社会关系网络薄弱导致的就业机会不足,也验证了县域数字乡村发展的普惠性和包容性。

(四) 就业选择的内在动力:收入效应与不确定性偏好变化

数字乡村建设对新业态灵活就业的积极影响源于何种机制?是由于新业态灵活就业的门槛更低,吸引了在人力资本、物质资本、社会资本等方面处于竞争劣势的劳动力,还是因为这种就业形式的补偿性收入较高,能够弥补社会保障不足的缺陷?本文在理论分析中提出了两种机制假说,并在后续实证部分检验这些潜在影响机制。

1. 收入效应

本文前述实证结果表明,新业态灵活就业通常进入门槛较低,为低人力资本、低物质资本和社会资本的劳动力提供了更多的就业机会。然而现实中,农村劳动力的另一类选择——制造业工厂就业同样门槛不高,且存在较大需求缺口。但这些劳动力宁愿选择送外卖也不愿进入工厂工作,甚至引发了2022年全国两会“鼓励年轻人多进厂少送外卖”的提案。因此,本文认为门槛低并非新业态灵活就业吸引劳动力的唯一原因。农村劳动力选择外卖员、快递员、网络主播等新业态灵活就业的重要原因,往往在于其相较于普通工厂工作能提供更高工资收入以及更自由灵活的工作模式。

本文将被解释变量替换为工资总收入对数检验收入效应,采用两阶段最小二乘法(简称2SLS)进行回归检验。如表8列(1)所示,县域数字化水平的提升对就业工资收入有显著提升效应。收入落差是农村居民从事非正规就业的主要驱动因素之一(闫海波等,2013),相较于农业或低端制造业而言,新业态行业更高的收入对农村劳动力无疑具有更大吸引力,假说H2得到验证。

表8 影响机制:收入效应与不确定性偏好效应

	工资收入对数 (1)	不确定性偏好 (2)
县域数字乡村指数	2.8014** (1.1196)	0.3228** (0.1317)
控制变量	YES	YES
双向固定效应	YES	YES
调整R ²	0.5095	0.1062
样本量	7438	7438

2. 不确定性偏好效应

在数字化进程中,互联网往往会通过信息传播、沟通交流方式变化等改变劳动力的价值取向和风险偏好(周广肃,樊纲,2018)。随着农村地区数字化水平的提升,大量互联网信息对农村劳动力的就业观念产生冲击,改善了其因循守旧、厌恶风险的保守观念(张世虎,顾海英,2020),从而推动其择业行为发生变化,产生“穷则变,变则通”的主观意识和客观结果。新业态灵活就业参与者多为农村青壮年群体^①,其受

^① 在参与新业态灵活就业的样本的年龄构成上,青年群体(18~35岁)占70%,中年群体(35~55岁)占23%,可见青壮年农村劳动力群体是参与新业态灵活就业的主力军。

信息化浪潮的影响在择业中不过分追求稳定,反而更偏好个性化、多元化、开放自由的灵活工作(戚聿东等,2021a)。本文用不确定性偏好检验农村劳动力对这种新就业形态的内在开放态度。以风险态度为代理变量,回归结果如表 8 列(2)所示,数字乡村发展水平的提升对不确定性偏好产生了显著正向影响。在数字化水平较高的县域地区,本地农村劳动力的风险偏好得到改善,当面临不同形态就业选择时,其选择新业态灵活就业这一较强不稳定性工作的可能性也更高,假说 H3 得到验证。

五、数字乡村发展对新业态灵活就业质量的影响

随着数字经济规模迅速扩大,其对生产生活的渗透程度不断加深。对于许多劳动者来说,灵活就业不再是一种过渡性的工作,而转变为重要的就业方式。如果数字技术催生的灵活就业仅提供更多就业机会,但整体就业质量低下,则难以契合国家增进民生福祉的愿景目标与就业优先战略。从上文政策梳理分析中也可以发现,针对灵活就业存在劳动者权益保障缺失的短板,政府政策层面出台了一系列支持措施以引导其高质量发展。那么,在县域就地就业的农村劳动力的就业质量具体如何?如何引导农村劳动力实现高质量就业?

本文进一步采用工作时薪、工作时间、工作保障^①三类指标衡量数字乡村发展中新业态灵活就业的就业质量情况。首先,样本仅限于从事新业态灵活就业的全职或兼职劳动力。其次,剔除在就业质量三个维度上存在缺失值的样本,最终获得 630 份样本。表 9 提供了就业质量不同维度指标的描述性统计,参与新业态灵活就业的农村劳动力的平均时薪约为 14.793 元,月平均工作时间约为 167.071 小时。在工作保障方面,93.02% 的新业态灵活就业劳动者有医疗保险,72.06% 有养老保险,但只有 1.92% 有失业保险。

表 9 新业态灵活就业质量的特征事实

	样本量	均值	最小值	最大值
小时工资	630	14.792 8	2.003 2	37.234 7
工作时长	630	167.070 8	10	360
医疗保险	630	0.930 2	0	1
养老保险	630	0.720 6	0	1
失业保险	630	0.019 2	0	1

① 主要是社会保险拥有情况。

通常而言,新业态灵活就业劳动者的工资水平较高,但工作时间更长,社会保障水平不高。数字经济发展可能对劳动者就业质量产生积极作用,如数字经济水平的提升可能改善生产效率、增加小时工资,大数据能够帮助确定社会保障覆盖范围,人工智能通过自动化业务流程提升服务质量并降低成本,从而为改善劳动者的社会保障水平提供支持(Konkolewsky, 2017)。那么对于农村劳动者而言,数字乡村的进一步发展能否有效改善这些灵活就业者的就业质量,实现高质量灵活就业呢?

表10和表11采用普通最小二乘法(简称OLS)回归检验数字乡村发展对新业态灵活就业参与者就业质量的影响。其中,表10显示分别以小时工资、工作时长对数作为因变量,并加入相应工具变量的结果,表11以是否拥有医疗保险、是否拥有养老保险、是否拥有失业保险(取对数)为因变量,同时加入工具变量减轻内生性问题。回归结果表明,县域数字化水平较高的地区,农村新业态灵活就业劳动者的时薪水平显著提高,但也显著增加了工作时间,且社会保障拥有率没有显著改善^①。

表10 数字乡村发展对新业态灵活就业工资水平和工作时间的影响

	小时工资对数		工作时长对数		
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
县域数字乡村指数	0.2279*** (0.0851)		0.0819** (0.0322)	0.3286*** (0.0994)	0.1094*** (0.0346)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
双向固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
工具变量:		-0.0003***		-0.0001***	
地形起伏度×年份		(0.0000)		(0.0006)	
调整R ²	0.4304	0.0307	0.0307	0.3815	0.0336
样本量	630	630	630	630	630

表11 数字乡村发展对新业态灵活就业社会保障水平的影响

	医疗保险		养老保险		失业保险	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县域数字乡村指数	0.0834 (0.0686)	0.0438 (0.0547)	0.1174 (0.1000)	0.0416 (0.0917)	0.0554 (0.0441)	0.0224 (0.0269)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
双向固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
工具变量		-0.0020*** (0.0001)		-0.0019*** (0.0001)		-0.0020*** (0.0001)
调整R ²	0.0705	0.3400	0.1745	0.4424	0.2966	0.1867
样本量	630	630	630	630	630	630

① 本部分也通过替换数字化的衡量方式和替换工具变量检验了基准回归结果的稳健性。回归结果显著性水平和系数大小相差不大,如有需要可向作者索取。

在劳动供给时间方面,表10列(3)和列(4)的结论与已有关于数字化延长工作时间的理论一致(Giuntella et al., 2025)。具体而言,数字化相关新型就业带来的更高工资溢价对劳动时间供给产生收入效应和替代效应。但由于灵活就业的不稳定性,放弃劳动供给增加闲暇消费的边际成本较高,因此替代效应占主导,劳动者倾向于增加劳动供给时间。此外,工作与生活界限的模糊也会加剧隐性工作时长(戚聿东等, 2021b)。在社会保障方面,对于从事新业态灵活就业的劳动力个体而言,较高的收入和时薪水平满足了农村劳动者维持物质生活和就业增收的需要,一定程度弥补了社会保障缺失带来的“灵活不安全感”(肖巍, 2019)。但不可否认,社保参与门槛高、制度体系滞后和不健全问题也是新业态灵活就业者社保覆盖率低的重要原因。表11列(1)至列(6)的回归结果表明,现阶段县域数字化发展水平的提升,并未显著提升新业态灵活就业人员各类社保的拥有率,说明在新就业形态发展初期,社会保障体系的健全完善可能存在滞后性。

总体来看,现阶段县域数字化发展水平的提升,促进了农村劳动力在地充分就业,但在高质量就业方面的作用还有所欠缺。从整体社会发展角度来说,想要促进新业态灵活就业高质量、可持续发展,亟待加快落实相应保障措施。只靠数字化发展进程中的市场自觉难以起到实效,必须落实好配套监管政策,切实保障新业态灵活就业劳动者的权益。

综上所述,基于就业质量三个维度的分析表明,参与新业态灵活就业的劳动者相较未参与者总体工作时间更长、小时工资更高,但社会保障覆盖水平较低。进一步针对新业态灵活就业劳动者的实证分析发现,现阶段数字乡村的快速发展仅提升了农村劳动力的小时工资,并未相应缩短工作时间、提升社会保障水平。这表明,数字经济进一步发展对改善农村劳动力就业质量的影响较为有限。结合前文背景分析可知,促进农村劳动力高质量灵活就业不能仅依赖市场自发调节,还需通过出台相关政策和法律法规、细化配套措施来规范灵活用工制度,完善农村新业态灵活就业人员的社会保障体系。

六、结论与政策建议

数字要素给县域经济发展注入了新动力,也创造了新的就业增长点。本文结合数字乡村指数和2019年、2021年中国家庭金融调查数据,以县域为单位分析数字乡村建设对本地新业态灵活就业的带动作用,并探讨其作用机制。研究发现,数字乡村发展具有显著的就业促进效应。县域数字乡村指数每增加一个标准差,当地农村劳动力参与新型灵活就业的可能性显著提高2.54%~2.82%。同时,这种就业促进效应具有普惠性。数字乡村建设对女性以及人力资本、物质资本和社会资本较低的劳动力群体参与新业态灵活就业的作用更显著,有效弥补了低资本农村劳动力群体在

就业市场的劣势。机制分析表明,数字乡村发展主要通过收入和风险态度两方面影响劳动力就业选择,其中改善信息不对称带来的收入效应及风险态度变化是农村劳动力转换就业选择的主要动因。对就业质量的分析表明,数字乡村发展显著提升了当地农村劳动力参与新业态灵活就业的时薪水平,但也延长了工作时间,且未改善其社会保障状况,表明单靠数字经济发展难以全面提升农村劳动力的就业质量。

综上所述,本文认为数字乡村发展有助于促进农村劳动力充分就业,但在高质量就业方面的作用仍较为有限。因此,本文提出三点建议。首先,应持续提升乡村数字化建设的深度和广度,增加新业态灵活就业机会。当前,县域乡村数字经济发展尚处于初级阶段,信息技术与县域数字经济的结合集中在第三产业消费端,应进一步推动县域三产融合发展,加快农业产业数字化转型,创造更多的就业机会。其次,需重点提升农村劳动力,特别是女性和低人力资本的就业弱势群体的工作能力。可以通过在干中学和教育培训等方式提升其数字化素养和技能,使其持续受益于数字化发展的红利。最后,应加快完善新业态灵活就业劳动力的社会保障制度和配套措施,平衡好县域地区数字化转型需求和农村劳动力的特殊性,兼顾新经济模式激励和劳工保障,建立政府管理、行业自律、社会参与的协同治理机制,引导新业态灵活就业驶入规范发展的快车道,帮助农村劳动力把握数字乡村建设这一重要战略机遇,实现更充分、更高质量的本地就业。

[参考文献]

- 曹静,周亚林,2018.人工智能对经济的影响研究进展.经济学动态(1):103-115
- 曹前满,2021.高质量就业的支撑条件与现实困惑:技术依赖与劳动排斥.经济学家(4):41-51
- 陈享光,汤龙,唐跃恒,2023.农村电商政策有助于缩小城乡收入差距吗——基于要素流动和支出结构的视角.农业技术经济(3):89-103
- 陈云,2023.新就业形态内涵、发展趋势与政策思路.人民论坛·学术前沿(16):60-69
- 都阳,万广华,2014.城市劳动力市场上的非正规就业及其在减贫中的作用.经济学动态(9):88-97
- 方观富,许嘉怡,2020.数字普惠金融促进居民就业吗——来自中国家庭跟踪调查的证据.金融经济研究(2):75-86
- 郭凤鸣,张世伟,2020.农民工过度劳动是“自愿选择”还是“无奈之举”?——基于过度劳动收入补偿的分析.劳动经济研究(4):75-94
- 韩叙,夏显力,2019.社会资本、非正规就业与乡城流动人口家庭迁移.华中农业大学学报(社会科学版)(3):111-119
- 何婧,李庆海,2019.数字金融使用与农户创业行为.中国农村经济(1):112-126
- 何勤,杨宜勇,程雅馨,等,2019.共享经济下平台型灵活就业劳动者就业选择影响因素差异研究——以“微工网”为案例.宏观经济研究(8):142-155
- 何宗樾,宋旭光,2020.数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考.经济学家

(5):58-68

侯俊军,张莉,窦钱斌,2020.“机器人换人”对劳动者工作质量的影响——基于广东省制造企业与员工的匹配调查.中国人口科学(4):113-125

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(8):5-23

靳卫东,孙超,何丽,2023.数字经济增加了农民工就业脆弱性吗?——来自三期中国劳动力动态调查的经验证据.南京农业大学学报(社会科学版)(6):163-175

赖德胜,2022.以高质量充分就业推进中国式现代化.中国人口科学(6):20-25

李强,2012.“双重迁移”女性的就业决策和工资收入的影响因素分析——基于北京市农民工的调查.中国人口科学(5):104-110

李瑞琴,2014.个人素质、家庭背景、社区状况与青年农民就业选择——基于 Multinomial Logit 模型的实证分析.农村经济(12):105-109

李天成,孟繁郁,李世杰,等,2022.技术进步影响农民工就业和收入了吗——来自劳动力异质性视角下的微观证据.农业技术经济(3):100-116

李中建,袁璐璐,2017.务工距离对农民工就业质量的影响分析.中国农村经济(6):70-83

刘传明,马青山,2020.网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验.中国人口科学(3):75-88

毛宇飞,曾湘泉,2017.互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析.经济学动态(6):21-31

宁光杰,尹迪,2012.自选择、培训与农村居民工资性收入提高.中国农村经济(10):49-57

戚聿东,丁述磊,刘翠花,2021a.数字经济背景下互联网使用与灵活就业者劳动供给:理论与实证.当代财经(5):3-16

戚聿东,丁述磊,刘翠花,2021b.数字经济时代新职业发展与新型劳动关系的构建.改革(9):65-81

戚聿东,刘翠花,2020.数字经济背景下互联网使用是否缩小了性别工资差异——基于中国综合社会调查的经验分析.经济理论与经济管理(9):70-87

戚聿东,刘翠花,丁述磊,2020.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升.经济学动态(11):17-35

齐乐,陶建平,2023.产业智能化与农民工就业质量的影响机理及提升路径.华中农业大学学报(社会科学版)(1):34-46

齐秀琳,江求川,2023.数字经济与农民工就业:促进还是挤出?——来自“宽带中国”政策试点的证据.中国农村观察(1):59-77

秦芳,王剑程,胥芹,2022.数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据.经济学(季刊)(2):591-612

仇化,尹志超,2023.数字化转型、信息搜寻与女性高质量就业.财贸经济(7):124-141

宋林,何洋,2020.互联网使用对中国农村劳动力就业选择的影响.中国人口科学(3):61-74

孙传旺,罗源,姚昕,2019.交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据.经济研究(8):136-151

- 田鸽,张勋,2022.数字经济、非农就业与社会分工.管理世界(5):72-83
- 涂永前,2021.零工群体劳动权益保护研究:域外实践及我国的应对.政法论丛(2):64-76
- 汪雁,张丽华,2019.关于我国共享经济新就业形态的研究.中国劳动关系学院学报(2):49-59
- 王剑程,李丁,马双,2020.宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验.经济学(季刊)(1):209-232
- 魏东霞,陆铭,2021.早进城的回报:农村移民的城市经历和就业表现.经济研究(12):168-186
- 魏国学,2021.灵活就业兴起的动因及其对宏观经济运行的影响研究.经济学家(8):22-30
- 肖挺,2016.中国城市交通基础设施建设对本地就业的影响.中国人口科学(4):96-104
- 肖巍,2019.灵活就业、新型劳动关系与提高可雇佣能力.复旦学报(社会科学版)(5):159-166
- 谢绚丽,沈艳,张皓星,等,2018.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据.经济学(季刊)(4):1557-1580
- 闫海波,陈敬良,孟媛,2013.非正规就业部门的形成机理研究:理论、实证与政策框架.中国人口·资源与环境(8):81-89
- 杨刚强,王海森,范恒山,等,2023.数字经济的碳减排效应:理论分析与经验证据.中国工业经济(5):80-98
- 尹志超,仇化,2024.“数智”还是“数滞”:数字化转型与非农就业.经济学动态(2):32-51
- 尹志超,仇化,公雪,2024a.智能手机使用与灵活就业:来自中国家庭金融调查的证据.管理评论(6):107-118
- 尹志超,吴子硕,王瑞,2024b.数字乡村建设促进非农就业了吗——基于全国农村固定观察点追踪数据的实证分析.经济学家(6):25-34
- 袁方,史清华,2019.从返乡到创业——互联网接入对农民工决策影响的实证分析.南方经济(10):61-77
- 曾湘泉,郭晴,2022.数字金融发展能促进返乡农民工再就业吗——基于中国劳动力动态调查(CLDS)的经验分析.经济理论与经济管理(4):12-26
- 张成刚,祝慧琳,2017.中国劳动力市场新型灵活就业的现状与影响.中国劳动(9):22-30
- 张广胜,王若男,2023.数字经济发展何以赋能农民工高质量就业.中国农村经济(1):58-76
- 张世虎,顾海英,2020.互联网信息技术的应用如何缓解乡村居民风险厌恶态度?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据的分析.中国农村经济(10):33-51
- 张卫东,卜偲琦,彭旭辉,2021.互联网技能、信息优势与农民工非农就业.财经科学(1):118-132
- 张新春,董长瑞,2019.人工智能技术条件下“人的全面发展”向何处去——兼论新技术下劳动的一般特征.经济学家(1):43-52
- 张勋,万广华,张佳佳,等,2019.数字经济、普惠金融与包容性增长.经济研究(8):71-86
- 赵佳佳,魏娟,刘天军,2023.数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究.中国农村经济(5):61-80
- 赵羚雅,向运华,2019.互联网使用、社会资本与非农就业.软科学(6):49-53
- 赵涛,张智,梁上坤,2020.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(10):65-75
- 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(5):

134 - 147

周广肃,李力行,2016. 养老保险是否促进了农村创业. 世界经济(11):172 - 192

周广肃,谭华清,李力行,2017. 外出务工经历有益于返乡农民工创业吗?. 经济学(季刊)(2):

793 - 814

周先波,刘建广,郑馨,2015. 信息不完全、搜寻成本和均衡工资——对广东省外来农民工劳动力市场信息不完全程度的测度. 经济学(季刊)(1):149 - 172

邹月晴,陈媛媛,宋扬,2023. 家乡数字经济发展与劳动力回流——基于互联网平台发展的视角. 经济学报(1):310 - 343

Angrist, Joshua D., Alan B. Krueger, 1991. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?. The Quarterly Journal of Economics(4):979 - 1014

Autor, David H., 2015. Why are there still so many jobs? The history and future of workplace automation. Journal of Economic Perspectives(3):3 - 30

Berg, Janine, Francis Green, Laura Nurski, et al., 2023. Risks to job quality from digital technologies: are industrial relations in Europe ready for the challenge?. European Journal of Industrial Relations(4):347 - 365

Chen, M. Keith, Peter E. Rossi, Judith A. Chevalier, et al., 2019. The value of flexible work: evidence from uber drivers. Journal of Political Economy(6):2735 - 2794

Cook, Cody, Rebecca Diamond, Jonathan V. Hall, et al., 2021. The gender earnings gap in the gig economy: evidence from over a million rideshare drivers. The Review of Economic Studies(5):2210 - 2238

Giannikis, Stefanos K., Dimitrios M. Mihail, 2011. Flexible work arrangements in Greece: a study of employee perceptions. The International Journal of Human Resource Management(2):417 - 432

Giuntella, Osea, Yi Lu, Tianyi Wang, 2025. How do workers adjust to robots? Evidence from China. The Economic Journal(666):637 - 652

Konkolewsky, Hans-Horst, 2017. Digital economy and the future of social security. Administration(4):21 - 30

McCall, John J., 1970. Economics of information and job search. The Quarterly Journal of Economics(1):113 - 126

McKay, Conor, Ethan Pollack, Alastair Fitzpayne, 2019. Automation and A Changing Economy. Washington: The Aspen Institute Future of Work Initiative

Milkman, Ruth, Ana Luz González, Peter Ikeler, 2012. Wage and hour violations in urban labour markets: a comparison of Los Angeles, New York and Chicago. Industrial Relations Journal(5):378 - 398

Mortensen, Dale T., 1970. Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. The American Economic Review(5):847 - 862

Myhill, Katie, James Richards, Kate Sang, 2021. Job quality, fair work and gig work: the lived experience of gig workers. The International Journal of Human Resource Management(19):4110 - 4135

Shockley, Kristen M., Tammy D. Allen, 2007. When flexibility helps: another look at the availability of flexible work arrangements and work-family conflict. Journal of Vocational Behavior(3):479 - 493

Wiswall, Matthew, Basit Zafar, 2018. Preference for the workplace, investment in human capital, and

gender. *The Quarterly Journal of Economics*(1):457-507

World Bank Group, 2016. *World Development Report 2016: Digital Dividends*. Washington: World Bank Group

Wu, Qingjun, Hao Zhang, Zhen Li, et al., 2019. Labor control in the gig economy: evidence from Uber in China. *Journal of Industrial Relations*(4):574-596

Zhang, Junfu, Zhong Zhao, 2015. Social-family network and self-employment: evidence from temporary rural-urban migrants in China. *IZA Journal of Labor & Development*(1):4

Leaving the Land but Staying in the Countryside: County-level Digital Rural Development and Local New Forms of Flexible Employment

—An Analysis Based on Employment Choices and Job Quality

JIA Nan CHEN Xinyuan YU Chuanjiang

Abstract “Digital Villages” are not only a strategic direction for rural revitalization but also a crucial component of building a Digital China. By matching county-level panel data of the digital villages index with individual-level data from the China Household Finance Survey (CHFS) for 2019 and 2021, this paper empirically examines the impact of digital villages development on rural laborers’ participation in new forms of flexible employment in their registered locations. The study finds that an increase of one standard deviation in the digital villages index significantly increases the probability of rural laborers participating in new forms of flexible employment within their county by 2.54% to 2.82%, indicating that digital village construction at the county-level facilitates full local employment for rural workers. In addition, this promoting effect is broadly inclusive, with more pronounced impacts on women and on workers with low human capital, low physical capital, and low social capital. Mechanism analysis reveals that the improvements in income conditions and shifts in risk attitudes driven by digitalization constitute the intrinsic drivers of local labor employment transitions. In terms of employment quality, the higher level of digitalization increases the wage rate of flexible workers but simultaneously extends their working hours, without substantially improving their social security coverage. Therefore, it is essential to accelerate the improvement of the social security system for flexible workers and promote high-quality flexible employment for rural laborers. This study provides empirical evidence and policy recommendations for advancing digital village construction and fostering high-quality full employment for rural laborers during the “14th Five-Year Plan” period.

Keywords Digital villages index; New forms of flexible employment; Rural labor force; County-level local employment