

# 县域乡村数字化发展对农村劳动力供给的影响

周 强<sup>1,2</sup> 李 阳<sup>1</sup>

(1.中南财经政法大学 经济学院,湖北 武汉 430073;2.中国人民大学 劳动人事学院,北京 100872)

**摘要:**本文基于 2018—2020 年中国县域数字乡村指数、中国家庭追踪调查和 CEIC 经济数据库,利用固定效应模型考察了县域乡村数字化发展对农村劳动力供给的影响,并基于劳动力供给数量与劳动力供给时间的双重视角,深入剖析了乡村数字化发展的劳动要素配置效应。研究发现,第一,县域乡村数字化显著提高了农村劳动力供给数量。乡村数字化发展增加了农村劳动力在工作地点和工作场所等方面选择的灵活性,且有效提高了农村剩余劳动力兼业的概率,从而增加了劳动力供给数量。第二,乡村数字化发展显著增加了农村劳动力的劳动供给时长,且主要在“工作—闲暇”时间上进行了重新配置,即通过减少休闲时间来增加非农就业时间。第三,异质性分析发现,乡村数字化对女性、“新生代”和低技能农村劳动者的劳动供给时长影响更大。本文的研究发现为实现共同富裕与数字乡村建设的协同发展提供了参考。

**关键词:**乡村数字化;劳动力供给;灵活就业;劳动要素配置

**中图分类号:**F323.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)04-0096-12

## 一、引言与文献综述

党的二十大报告指出“就业是最基本的民生”。“稳就业”与“保民生就业”是保障民生和实现共同富裕的基础支撑。农村劳动力要素在城乡、农业与非农业之间的优化配置不仅对中国经济增长具有重要贡献<sup>[1]</sup>,也是实现乡村振兴、共同富裕目标的关键所在。然而,近年来在需求收缩、供给冲击、预期转弱等多重不利因素影响下,我国经济处于爬坡过坎的紧要关口<sup>[2]</sup>。人口红利消减、外部风险增加,使得农村剩余劳动力向城市的转移放缓,越来越多的农村劳动力回流<sup>[3]</sup>,就近就业、在“家门口创业”等成为农村劳动力供给的新趋势。与此同时,随着互联网技术的兴起、大数据时代的到来,数字经济充分发挥了市场整合功能,促进了城乡之间市场融合,使农村生产生活方式发生了巨大变化。为回

**收稿日期:**2024-01-18

**基金项目:**中国博士后科学基金第 74 批面上资助项目“‘乡城’和‘城城’流动人口工作贫困与数字化赋能:特征事实、作用机制及政策优化”(2023M743860)

**作者简介:**周 强(1989—),男,四川自贡人,中南财经政法大学经济学院副教授,中国人民大学劳动人事学院博士后;

李 阳(1998—),女,河南信阳人,中南财经政法大学经济学院博士生,本文通讯作者。

应数字化发展带来的新变化,2018年国家适时提出了“数字乡村发展战略”,力图夯实数字乡村信息化基础,数字乡村建设成为推进乡村振兴战略的重要内容之一。《中国数字乡村发展报告(2023年)》显示,农村宽带接入用户数已经超过1.9亿,5G网络已经基本覆盖乡镇级以上区域和有条件的行政村,数字乡村建设的雏形基本形成。数字技术与乡村发展融合成为乡村振兴的重要力量,并对农村劳动力供给决策和供给方式产生了重要影响。在此情形下,深入探讨乡村数字化发展对农村劳动力供给的影响及其作用机理具有重要的理论与现实意义。

梳理已有文献发现,一部分研究从理论层面阐释了乡村数字化的内涵,定性分析了乡村数字化赋能乡村振兴、促进乡村经济高质量发展的有效路径<sup>[4][5]</sup>。另一部分研究测度了乡村数字化发展水平及其时空演变趋势<sup>[6][7]</sup>,或实证分析乡村数字化发展对农村家庭收入差距<sup>[8]</sup>、农村消费升级<sup>[9]</sup>或农村共同富裕<sup>[10]</sup>的影响。然而,关于乡村数字化发展与农村劳动力供给或劳动要素配置关系的研究较少,仅有的几篇文献主要关注的是乡村数字化对农户创业决策<sup>[11][12]</sup>或返乡就业的影响<sup>[13]</sup>。

此外,一些文献关注了城市层面的数字经济对农村劳动力供给的影响。相关研究认为,数字经济具有明显的社会分工效应,促进了农村低技能劳动力向低技能偏向的数字化行业流动<sup>[14]</sup>,显著提高了农村低技能劳动力的就业质量<sup>[15]</sup>。并且,数字技术的发展创造出大量新的就业岗位,为农村劳动力提供了就业机会<sup>[16]</sup>。也有研究持相反观点,认为数字技术的发展作为一种技能偏向型技术进步,可能通过促进产业结构调整等途径对低技能或低学历劳动人口产生挤占效应,加速替代低技能劳动者<sup>[17]</sup>,使农村低技能劳动力的就业不充分、临时性工作增加<sup>[18]</sup>,从而不利于农村低技能劳动力非农就业。

归纳已有文献可以发现,针对农村数字化水平的研究,一是聚焦于乡村数字化的概念阐释或其赋能乡村振兴的理论内涵,二是测度乡村数字化水平,或实证分析乡村数字化对农村家庭收入或消费的影响等。另外一支文献主要探讨了城市层面的数字经济对农村劳动力供给质量、技能结构等的影响,且相关结论并不统一。事实上,直接采用城市层面的数字经济指标分析农村劳动力供给的文献,主要瞄准的是外出务工的非农就业对象,忽视了农村地区在县域内就近务工的劳动力群体,以及部分在家务农但有非农就业意愿的剩余劳动力人口。基于此,本文从以下三个方面进行改进:第一,相较于现有省份或地级市层面数字经济水平的农村劳动力就业效应研究,本文采用县域乡村数字化指数,精准捕捉数字化对县域内农村劳动力供给的影响;第二,本文从劳动力供给数量与供给时长的双重视角,实证检验了乡村数字化发展对农村劳动力供给的影响,为诠释数字乡村建设的劳动力红利释放效应提供了证据,并从性别特征、出生队列和劳动力技能差异等角度深入分析了乡村数字化发展效应的异质性,阐释了乡村数字化发展的“共享”与“普惠”作用,为农村共同富裕的实现提供经验参考;第三,本文从农村劳动力工作灵活性、剩余劳动力兼业与“工作—闲暇”时间配置多个维度,剖析了乡村数字化对劳动力供给数量与供给时长的作用机理,本文的研究丰富了数字乡村建设与乡村振兴等领域的文献。

## 二、理论分析与研究假设

数字乡村建设内生于农村网络化、信息化和数字化以及农业农村现代化发展与转型进程中。农村互联网信息技术的普及、电子商务的蓬勃发展以及淘宝村的大规模建设均是数字乡村建设的重要表现,且对当前中国农村农业发展产生了变革式影响,尤其是对农村劳动力市场产生了重要影响。当前,学术界对数字经济的就业创造效应与要素配置效应已基本达成共识,但就乡村数字化发展对农村劳动力市场影响及其要素配置效应的理论阐释还不足。

理论上,乡村数字化在促进农业资源的集聚与分配过程中创造了大量就业岗位,产生了明显的就业创造效应。农村数字化水平的提高加深了农村产业之间的联系,数字乡村建设与区域特色农产品等元素的融合,形成了以农村电商和网络平台为载体的线上平台经济,催生了一批富有特色、经营灵活的专业淘宝村、直播电商村,增加了农业产业链上下游对非农就业岗位的新需求。《2020中国淘宝

村研究报告》显示,截至2020年6月,仅淘宝村和淘宝镇便创造了近828万个就业机会,每一个网店带动3人就业。此外,数字信息技术在种植业、畜牧业、渔业等领域的应用成功打造了科技农业、智慧农业、观光农业、定制农业、云农场等新业态,弥补了乡村文旅产业融合发展的短板,增加了对农村地区物流配送、客户服务、网络技术和农产品销售等低技能数字化非农就业岗位的需求<sup>[19]</sup>。《中国共享经济发展报告(2023)》指出,2023年第一季度通达集团面向全国2700个县市招募外送员,且主要针对县域乡镇地区。为此,农村数字化水平提高有助于创造大量非农就业岗位需求,优化农村劳动力市场的资源配置,从而扩大农村非农就业容量。

乡村数字化的发展在创造大量新型就业岗位的同时,也极大地提高了农村劳动力工作时间的自主性,便于农村劳动力工作时间的灵活配置,从而增加劳动供给时间。一方面,数字技术和数字平台提供的多元化渠道改变了就业模式,从而打破了农村传统意义上的工作与生活、农业领域与非农领域的物理界限<sup>[20]</sup>。相关研究表明,数字经济发展使劳动者的月平均工作小时数显著增加12.6%~14.2%<sup>[21]</sup>。对于农村劳动力来说,乡村数字化发展增加了其在农忙与农闲之间转化的灵活性,有效整合了农业生产中季节性、碎片化、弹性化的时间分配与劳动要素,提高了农村劳动者灵活选择务农与务工的自主权,使农业生产与就近务工兼顾的劳动力供给模式成为经济发展的新常态<sup>[22]</sup>。因此,乡村数字化的发展提高了农村地区劳动力灵活就业与兼业的可能性,使农村潜在剩余劳动力要素红利得到进一步释放。另一方面,技术进步的就业替代效应明显挤出了农村低技能劳动者<sup>[23]</sup>,使其在城市获得正规就业的概率明显降低。为此,农村低技能劳动者在返乡创业、就近非农就业的同时,通过延长工作时间来增加收入。基于此,本文从劳动力供给数量与劳动力供给时长的双重视角,提出假设1。

假设1:乡村数字化发展增加了农村劳动力供给数量并提高了劳动者非农就业时长。

数字技术与农村产业、乡村旅游相融合,催生了订单农业、智慧型共享农庄新业态,在实现农业产业链延伸的同时,为农村劳动力创造了在工作地点、工作方式与工作场所等方面的灵活就业机会,从而有利于农村劳动力供给增加。并且,数字技术的进步有效缓解了信息不对称,拓宽了农村劳动力的市场搜寻范围和信息渠道,提高了农村劳动力市场的供需匹配效率<sup>[16]</sup>,为农村劳动力找到适合自身的灵活就业岗位提供信息基础,从而增加了农村劳动力非农就业的灵活性。与此同时,乡村数字化发展搭建的网络平台降低了传统固定工作场所的必要性,劳动组织形式逐渐向“平台一个人”转变。返乡入乡创业项目中,55%运用信息技术,开办网店、云视频、直播直销、无接触配送等,打造了“网红产品”;2020年,平均每个返乡创业创新项目可吸纳17.3人灵活就业<sup>①</sup>。可见,乡村数字化能够推动当地“零工经济”的快速发展,促使农村劳动力在兼顾农业生产的同时也可从事非农工作,实现了农忙务农、农闲就近就业的兼业模式。2020年美团研究院的报告显示,当前有53%的劳动者兼职,且兼职收入成为农村低收入群体的主要收入来源<sup>②</sup>。这意味着乡村数字化不仅提高了工作的灵活性,同时促进了农村劳动力身兼数职的多元化就业状态,增加了农村劳动力供给。据此,本文提出假设2。

假设2:乡村数字化发展一方面提高了农村劳动力工作的灵活性,另一方面促进了农村劳动力的兼业行为,从而增加了劳动力供给数量。

根据“劳动—闲暇”理论模型可知,为实现个体效用最大化目标,个体需要考虑将有限时间合理分配到劳动和闲暇活动当中。理论上,在收益最大化的目标下,劳动者自愿延长工作时间是为了获取更多的劳动报酬<sup>[24]</sup>。相比城市劳动者,农村劳动者小时工资较低,家庭经济负担较重,在就业保障方面也往往处于劣势。并且,数字技术推动农村劳动力就业出现明显的“短工化”现象<sup>[18]</sup>,再加上农村劳动力较低的人力资本,其非农就业往往存在较明显的不稳定特征。因此,农村劳动力在获得更自由的就业方式和自主选择工作时间的情况下,为赚取更多的非农就业收入,劳动者更倾向于合理配置“工作—闲暇”时间,通过减少闲暇而延长非农就业时间来提高收益。此外,乡村数字基础设施的不断完善与交通的便捷化,有效促进了农村劳动者实现“农闲时就近务工、农忙时回家务农”的时间配置。这既帮助了农村低技能劳动者最大化利用农闲时间增加收入,也是数字化时代农村出现较多的“临时

工、小时工或兼职工”等多元化劳动供给的重要原因。已有研究发现,农村劳动者具有“减少闲暇而主动增加工作时长”的典型劳动供给倾向,且农村低收入劳动者超过工作时间范围的额外非农就业收入占总工作收入的比重有上升趋势<sup>[22]</sup>。这意味着农村劳动者在技能受限的情况下,具有增加劳动供给时长从而增加收入的倾向或偏好。据此,本文提出假设3。

假设3:乡村数字化发展优化了农村劳动者在“工作—闲暇”之间的时间配置,增加了劳动力的供给时长。

### 三、实证设计

#### (一)数据来源说明

本文所采用的数据主要来源于三个方面:一是北京大学发布的县域数字乡村指数(2018—2020年),用于衡量乡村数字化的发展程度;二是中国家庭追踪调查(CFPS)2010—2020年数据,用于获取农村劳动力供给和非农就业方式等信息;三是CEIC经济数据库,主要用于获取县村委会数、人均GDP等县级层面数据。其中,县域数字乡村指数是由北京大学新农村发展研究院联合阿里研究院共同研究和测算的,包括乡村数字基础设施指数、乡村经济数字化指数、乡村治理数字化指数和乡村生活数字化指数四个一级指标以及多个二级和三级指标。该指数充分考虑了数字技术嵌入乡村发展的阶段性差异,有助于客观、准确地把握中国数字乡村发展水平及特征。CFPS数据库是由北京大学中国社会科学调查中心负责实施的追踪调查,2010年进行了首轮调查,每两年开展一次,截至当前已经完成了2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年的6轮调查。该调查数据覆盖了全国25个省份、自治区和直辖市的人口,具有较强代表性,可以较好地描述微观个体或家庭特征。

为了与县域数字乡村指数匹配,本文选取了CFPS数据库中2018年和2020年的两轮调查数据,且将样本年龄限制在16~65岁。对于CEIC经济数据库中县级层面数据的缺失值,我们首先通过收集各县市统计局或各县市官网当年公布的数据进行填补,余留的缺失值再通过线性插值法填补。并且,将县域乡村数字化水平数据、县村委会、人均GDP等指标与CFPS个体层面数据在县级层面进行匹配,剔除县级层面指标有大量缺失的样本。经处理后共得到247个县级样本、9789个家庭样本和15265个个体样本。

#### (二)模型设定与变量说明

在基础回归分析中,本文采用处理混合面板数据时最常用的固定效应模型进行回归,基础模型设定如下:

$$Labor_{c,ijt} = \beta_0 + \beta_1 dig_{c,t} + \sum_{r=1}^k \alpha_r X_{c,ijrt} + \pi_t + \varphi_c + \epsilon_{c,ijt} \quad (1)$$

$$Labor_{c,jt} = \beta_0 + \beta_1 dig_{c,t} + \sum_{r=1}^m \alpha_r X_{c,jrt} + \pi_t + \varphi_c + \epsilon_{c,jt} \quad (2)$$

式(1)中 $Labor_{c,ijt}$ 为个体层面的被解释变量,下角标 $c, i, j$ 和 $t$ 分别表示县、个体、家庭和年份, $X_{c,ijrt}$ 为第 $r$ 个个体层面、家庭层面与县级层面的控制变量( $k$ 为这些控制变量的个数)。式(2)中 $Labor_{c,jt}$ 为家庭层面的被解释变量, $X_{c,jrt}$ 为家庭层面与县级层面的控制变量( $m$ 为这些控制变量的个数)。此外,式(1)和式(2)中的 $dig_{c,t}$ 为乡村数字化指数,系数 $\beta_1$ 是本文关注的重点,反映了乡村数字化发展的作用效果。并且, $\pi_t$ 为时间固定效应, $\varphi_c$ 为县级固定效应, $\epsilon_{c,ijt}$ 和 $\epsilon_{c,jt}$ 为残差项。为了防止序列相关或异方差问题的影响,本文对系数进行估计时将标准误差聚类到县级层面。

现有文献中,翁凝和王震、吴贾和张俊森等认为,劳动力供给体现在就业人数与工作时间两方面<sup>[25][26]</sup>。本文结合数据的可获得性,选取农村家庭非农就业人数和个体每周工作时长作为劳动力供给的衡量指标。

本文核心解释变量为乡村数字化,主要参考了北京大学最新发布的县域数字乡村指数,直接采取乡村数字化水平综合指数<sup>③</sup>作为衡量指标。该综合指数全面涵盖了乡村数字基础设施、乡村经济数字化、乡村治理数字化和乡村生活数字化四个方面,系统衡量了乡村数字化发展水平。分析乡村数字

化对个体劳动力供给时长的影响时,本文控制了个体层面的年龄、性别、婚姻状况、健康状况和受教育程度指标,以及家庭层面的家庭规模、女性成员占比和人际关系等指标。在分析乡村数字化对劳动力供给数量的影响时,控制变量主要为家庭层面变量,包括家庭规模、女性成员占比和人际关系等指标。此外,地区经济发展水平与地理环境等因素也会影响地区内劳动力供给,为此我们控制了县内人均GDP和县域所属经济带的地域分布(东部和中部)。同时,县域内公共事务落实、乡村基层公共服务体系建设(如村内数字乡村建设、数字基础设施建设等)和劳动力转移等还受到当地村委组织能力的影响,且村委会是支持和组织村民发展经济、治理乡村与推动本村劳动力外出务工等方面的主要基层单位。为了控制政府层面因素对农村劳动力供给的影响,本文进一步选取县域内村委会数量作为政府基层组织能力的替代指标,并将其作为县级层面的控制变量。本文主要的核心变量说明与描述性统计结果详见表1。

表1 主要变量说明及描述性统计

分类	变量	变量说明	2018年		2020年		均值变化
			均值	标准差	均值	标准差	
被解释变量	劳动供给数量	家庭中劳动力非农就业人数(人)	1.009	1.065	1.028	1.034	0.019
	劳动供给时长	个体每周劳动时间(小时)	44.443	23.790	45.543	23.990	1.100
	年龄	年龄(岁)	43.110	13.980	44.520	14.020	1.410
	性别	性别,男性=1,女性=0	0.495	0.500	0.501	0.500	0.006
	婚姻状况	个体婚姻状况,在婚(有配偶)=1,其他=0	0.807	0.395	0.782	0.413	-0.025
	健康状况	个体健康状况,健康=1,否则=0	0.704	0.456	0.757	0.429	0.053
控制变量	受教育程度	个体受教育年限(年)	7.125	4.499	7.752	4.405	0.626
	家庭规模	家庭人口数(人)	4.527	2.155	4.651	2.114	0.124
	女性成员占比	家庭中女性成员占总人数的比重	0.376	0.283	0.342	0.215	-0.034
	人际关系	家庭人均人情收入与支出之和的自然对数(元)	7.349	2.205	7.040	2.457	-0.309
	人均GDP	县内人均GDP的自然对数(元/人)	10.420	0.810	10.560	0.758	0.140
	东部	家庭所在地为东部,是=1,否则=0	0.319	0.466	0.312	0.464	-0.007
	中部	家庭所在地为中部,是=1,否则=0	0.294	0.456	0.311	0.463	0.017
	村委会	县内村民委员会个数	272.400	171.700	283.000	188.000	10.600

注:货币性变量均剔除了价格因素的影响,最后一列的“均值变化”为2020年均值减去2018年均值,负值表示均值下降或减少了。

#### 四、实证分析:县域乡村数字化的劳动力供给效应

##### (一)基础回归结果分析

表2的估计结果显示,县域乡村数字化水平对农村劳动力供给的影响显著为正,增加了农村家庭非农就业人数和个体非农就业时长。现实中,乡村数字化助力当地经济发展,创造了大量就业岗位,尤其是一些临时性、兼职性非农就业岗位,从而提高了农村劳动力供给数量。同时,乡村数字化发展降低了非农就业转化成本和转化风险,极大地提高了农村劳动力工作时间的自主性,也相应提高了县域内农村劳动者在务农与非农就业之间的时间配置灵活性,从而增加了劳动力供给时长。因此,假设1得证,即乡村数字化发展增加农村劳动力供给,一是通过促进剩余劳动力的非农就业进一步释放农村潜在的劳动力红利,增加劳动力供给数量;二是使劳动者延长了非农就业时长,提升了农村单位劳动力的工作强度,增加劳动供给时长。

表2 县域乡村数字化的劳动力供给效应(固定效应回归)

变量	劳动供给数量		劳动供给时长	
	(1)	(2)	(3)	(4)
乡村数字化	0.699*** (0.067)	0.784*** (0.070)	7.438** (2.951)	9.291*** (3.049)
控制变量	否	是	否	是
县级固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	9789	8971	15265	15009

注:括号内为聚类(县级层面)稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

## (二)内生性与稳健性检验

1.工具变量法与替换估计模型。本文分析县域乡村数字化水平对劳动力供给的影响,可能的内生性主要来自遗漏变量问题,例如人力资本、村级产业政策、普惠金融政策等。鉴于此,本文采取工具变量法解决可能存在的内生性问题。借鉴已有文献的做法,采用县域的海拔高度作为乡村数字化的工具变量<sup>[16][27]</sup>,以验证结果的稳健性。本文使用的数据是混合面板数据,为了使工具变量不被县级固定效应差分掉,我们将县域海拔高度与样本县所在同一地级市其他县互联网接入率平均值<sup>①</sup>的交互项作为县域乡村数字化的工具变量<sup>[28]</sup>。这样处理的合理性在于,一方面,海拔高度会影响网络基础设施建设的难度,县域海拔越高的地区在网络基站、数字化设备等基础设施建设或电子商务发展方面面临的困难越大,因而很大程度上会影响其乡村数字化水平,工具变量的相关性要求得到满足。另一方面,县域海拔高度是县级层面的地理特征,并不直接影响家庭劳动力供给行为或职业选择。同一地级市的其他县互联网接入率均值对样本县农村地区的乡村数字化并无直接影响,且并不影响本地劳动力供给行为或决策。因此,工具变量影响劳动力行为只可能通过样本县的乡村数字化水平起作用,从而满足工具变量的外生性要求。同时,同一地级市其他县的互联网接入率与时间因素有关,有效克服了县域海拔高度不随时间变化的问题。此外,考虑到被解释变量中衡量劳动力供给数量的“家庭非农就业人数”指标属于计数变量,计数变量一般只能取有限范围的非负整数,采用常规线性回归进行最小二乘估计可能会出现一定程度的异方差问题。因此,我们采用针对计数变量的泊松回归模型进行稳健性检验<sup>②</sup>。

表3列(1)和列(3)的估计结果显示,两种弱工具变量检验的F统计量均大于10,可以大概率拒绝“存在弱工具变量”的原假设,说明不存在弱工具变量问题;在排除了遗漏变量等内生性因素干扰的情况下,乡村数字化显著增加了农村家庭劳动力供给数量,且提高了个体劳动力供给时长。克服内生性后的估计结果的显著性与基础回归保持一致,从而证实了本文估计结果的稳健性。此外,表3列(2)的回归结果显示,乡村数字化显著增加了农村家庭非农就业人数,对劳动力供给数量有显著的促进作用。可见,考虑了被解释变量数据特征后的估计结果与基础回归也基本保持一致,说明基础回归结果具有较强的稳健性。

表3 稳健性检验:工具变量法与替换估计模型

变量	劳动供给数量		劳动供给时长
	IV估计	泊松回归	IV估计
	(1)	(2)	(3)
乡村数字化	2.446*** (0.582)	0.236* (0.130)	26.054** (12.784)
控制变量	是	是	是
弱工具变量检验			
Cragg-Donald Wald F统计值	107.27	—	101.17
Kleibergen-Paap rk Wald F统计值	131.37	—	90.54
样本量	8557	8971	15008

注:表列(1)和列(3)为工具变量估计的第二阶段结果,第一阶段估计结果和常数项未罗列出来。

2.替换被解释变量与排除精准扶贫政策影响。一方面,为了分析劳动力供给变量的有效性,本文进一步采用“家庭非农就业人数占比”作为劳动供给数量的替代指标,将“家庭人均工作时长”作为劳动供给时长的替代指标,且均采用家庭层面的样本进行估计。另一方面,考虑到2018—2020年间,农村地区精准扶贫政策中的就业扶贫措施很大可能会影响农村人口的非农就业,我们进一步删除了贫困家庭样本,以排除精准扶贫政策的潜在影响。表4列(1)和列(2)为替换了被解释变量后的估计结果,乡村数字化显著提高了农村家庭劳动力非农就业人数占比和人均非农就业时间。并且,表4列(3)和列(4)显示排除精准扶贫政策的干扰后,乡村数字化对家庭非农就业人数和个体每周劳动时长均产生了显著的促进作用。因此,无论是替换被解释变量还是排除精准扶贫政策的干扰,估计结果均呈现出较强的稳健性。



变量	替换被解释变量		排除精准扶贫政策影响	
	劳动供给数量	劳动供给时长	劳动供给数量	劳动供给时长
	(1)	(2)	(3)	(4)
乡村数字化	0.070 ** (0.034)	6.045 ** (2.987)	0.710 *** (0.069)	5.387 * (3.169)
控制变量	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	9789	8440	8024	13807

注:列(3)和列(4)按照每年人均 2300 元(2010 年价格)的标准识别贫困家庭,以家庭为单位删除贫困样本。

### (三)不同维度效应分析

事实上,县域乡村数字化指数涵盖了乡村数字基础设施、乡村经济数字化、乡村治理数字化和乡村生活数字化四个方面,全面衡量了县域乡村数字化发展水平。进一步,我们感兴趣的是,四个维度中哪些维度是数字化水平影响农村劳动力供给的主要原因?为此,本文分别考察了四个一级指标对劳动力供给的影响。

由表 5 估计结果可知,乡村数字基础设施、乡村经济数字化和乡村生活数字化三个维度均产生了显著的劳动力供给效应,在显著提高了劳动力供给数量的同时,也增加了个体劳动力的供给时长,且三个维度的作用效果与方向基本相同,与乡村数字化指数的作用结果一致。而乡村治理数字化指数无论是对劳动力供给数量还是劳动力供给时长的影响均不显著。可见,农村数字乡村建设主要通过乡村基础设施建设、乡村经济数字化与乡村生活数字化等方面影响了劳动力供给,然而,政府层面的政务数字化、公共服务数字化等乡村数字治理并不是农村劳动力供给的主要影响因素。这是因为,数字乡村建设赋能政府政务工作主要对居民的公共服务、日常事务办理等产生重要影响,而农村劳动力供给行为主要受当地乡镇企业劳动需求和自身要素禀赋、劳动供给决策的影响,政府层面因素的影响相对较弱。

表 5 县域乡村数字化分维度估计结果

变量	劳动供给数量	劳动供给时长
	(1)	(3)
乡村数字基础设施	0.220 * (0.115)	0.030 ** (0.015)
乡村经济数字化	0.0011 ** (0.0005)	0.0633 ** (0.031)
乡村治理数字化	-0.004 (0.030)	0.276 (0.418)
乡村生活数字化	0.061 *** (0.020)	0.065 * (0.036)
控制变量	是	是
县级固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	8971	15009

注:列(1)中“乡村经济数字化”对劳动供给数量影响的系数值和标准误均保留了四位有效数字,以确保了解标准误数值情况。

### (四)工作灵活性效应与剩余劳动力兼业效应

一方面,数字乡村建设促进了乡村数字基础设施的完善和平台经济的发展,改变了传统的就业方式,增加了劳动者的就业灵活性。乡村数字化发展可以通过增加农村地区就业灵活性,显著促进外出劳动力的返乡创业或自主经营<sup>[12][16]</sup>,提高县域内的劳动力供给水平。在县域内就近就业的劳动者也能兼顾对家庭的照顾,这是中国农村比较常见的劳动力供给模式。另一方面,乡村数字化的发展有助于释放农村地区长期闲置在家的剩余劳动力,促进了农闲时在家、农忙时务农的这部分潜在劳动力的

非农就业转化,从而增加劳动力供给。

为了分析以上作用渠道,验证假设 2 中的观点,本研究结合数据可得性,构建了“工作地点灵活性”和“工作场所灵活性”两项指标衡量就业灵活性,以及“剩余劳动力兼业转化”指标考察乡村数字化发展中的农村剩余劳动力释放和闲置劳动力资源转化。第一,工作地点灵活性。根据 CFPS 问卷中“您这份工作的地点是?”,被访者可以选择“(1)当前居住村/居;(2)当前居住乡/镇/街道的其他村/居;(3)当前居住县/市的其他乡/镇/街道;(4)当前居住市/区的其他县/市;(5)当前居住省份的其他市/区;(6)境内的其他省份;(7)境外(含港澳台)”。我们认为,当受访者工作地点为当前居住县/市内的前三种情况时,识别为工作地点具有灵活性,赋值为“1”,否则为“0”。这是因为,赋值为“1”的情况是农村地区典型的就近非农就业现象,工作地点灵活使这部分劳动力具有较高的务农与务工转化的便利性和可能性。第二,工作场所灵活性。随着数字技术在农村地区的推广和应用,农村劳动力的工作场所不再局限于传统的到现场工作,越来越多的工作可以在家或其他更自由舒适灵活的场所完成,在非农就业的同时兼顾家务活动。我们认为,数字技术的赋能使农村劳动力工作场所选择也呈现出更加多元和灵活的特征,间接反映了工作地点与工作时间的灵活性。CFPS 问卷中有提问“您这份工作的场所最主要在哪里?”,被访者的回答包括“户外、车间、办公室、家里、其他室内、运输工具和和其他”等选项。借鉴已有文献,本文将受访者工作场所在“家里、其他室内工作场所或其他工作场所”的情况,识别为工作场所具有较高的灵活性<sup>[29]</sup>,赋值为“1”,反之为“0”。第三,剩余劳动力兼业。本文将个体在过去 12 个月中无正式工作(或无全职经历),但在调查当年从事了务农以外的兼职工作(实习、临时工、有工资的家庭帮工等)<sup>®</sup>,则识别为“1”,表示该个体非农就业且从事兼业活动,否则识别为“0”。

表 6 列(1)和列(2)的估计结果显示,县域乡村数字化水平显著提高了农村劳动力工作地点灵活性和工作场所灵活性,促使农村劳动力在县域内或家附近务工的可能性明显提高。这表明乡村数字化发展促进了农村劳动力就近务工,提高了其在居住地附近非农就业的可能性,从而一定程度上增加了农村劳动力供给数量。与此同时,表 6 列(3)的估计结果显示,乡村数字化显著提高了农村剩余劳动力兼业的可能性,从而进一步释放了农村剩余劳动力红利。因此,乡村数字化有助于重塑农村劳动力的就业方式,优化农村劳动力市场资源配置,促进农村劳动力灵活就业和兼业,从而增加了劳动力供给规模,假设 2 得到验证。

表 6 县域乡村数字化对个体工作灵活性与剩余劳动力兼业的影响

变量	工作地点	工作场所	剩余劳动力兼业
	(1)	(2)	(3)
乡村数字化	0.026 *** (0.005)	0.020 *** (0.002)	0.165 *** (0.043)
控制变量	是	是	是
县级固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	6416	6160	15009

注:问卷中,样本中的工作地点与工作场所信息存在较多缺失值,但以上缺失存在随机性,并不会对整体估计结果产生实质性影响。

### (五)劳动时间配置效应

为了探究农村劳动力供给时间增加的原因,检验假设 3,本文进一步分析了乡村数字化对农村劳动力时间分配的影响。表 7 列(1)采用个体每天的睡眠时长(小时)作为劳动者工作—闲暇时间配置的替代指标,这是因为每日睡眠时间越短,用于劳动的时间可能就越长。此外,列(2)和(3)进一步采用个体午休时间和每日做家务时间识别劳动者闲暇的时间分配情况。

表 7 列(1)结果显示,县域乡村数字化发展显著降低了农村劳动力的睡眠时长,因此可用于劳动



的时间相对更多了。列(2)和列(3)估计结果显示,县域乡村数字化对农村劳动力家务时长的影响不显著,但显著降低了农村劳动者白天午休的睡眠时长。可以推断,乡村数字化一定程度上改变了农村劳动力在闲暇与劳动时间上的配置,通过增加工作时间以延长农村劳动力的供给时长。并且,农村劳动力劳动时间的增加并非挤占了家务时长,而是通过减少日常休闲睡眠时长,尤其是中午的休闲时间实现,因此假设3得到验证,即乡村数字化优化了劳动力在闲暇与工作之间的时间配置,通过减少休息时间、延长工作时间增加了农村劳动者的劳动供给时长,促进了农村劳动力充分就业。

表 7 县域乡村数字化对个体劳动者工作时间分配的影响

变量	睡眠时长	午休睡眠时长	每日家务时长
	(1)	(2)	(3)
乡村数字化	-1.214 *** (0.450)	-1.461 *** (0.451)	0.308 (0.358)
控制变量	是	是	是
县级固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	8262	8716	11068

### 五、进一步探讨:县域乡村数字化发展的异质性效应

乡村数字化对农村劳动力供给的影响可能存在个体差异,尤其是个体劳动力时间分配上的差异。这是因为,一方面,在传统“男主外、女主内”的家庭分工模式下,农村女性劳动力供给受到家庭与工作权衡取舍的影响<sup>[30]</sup>,家庭女性承担了更重的家务劳动,用于非农就业的时间相对更少。另一方面,由于不同个体对数字技术或数字软件的熟练程度不同,不同年龄的个体间出现了明显的“数字鸿沟”<sup>[31]</sup>,从而影响了不同出生队列人口的劳动力供给决策与劳动时间配置。此外,由偏向性技术进步理论可知,数字经济会对不同技能的劳动力产生异质性影响,尤其会挤占“低学历、低技能”劳动者的有效工作时长<sup>[32]</sup>。为此,本文试图从性别差异、出生队列和技能水平等三个方面展开比较分析,深入探讨乡村数字化对劳动力供给时间的异质性效应。

对于出生队列的划分,本文参照国家统计局的界定方式,以1980年为界限将农村劳动力分为“新生代”(80年代后)与“非新生代”(60/70年代)。用个体受教育水平对劳动力技能进行界定,通常将本科及以上学历水平的个体界定为高技能劳动者,而将本科以下水平的个体定义为低技能劳动者<sup>[33]</sup>。然而,农村地区居民受教育水平相对较低,本科及以上学历人口相对较少。为此,我们参照田鸽和张勋的做法<sup>[14]</sup>,将受教育水平在高中(含职高)及以上的农村劳动力界定为中高技能劳动者,而将受教育水平在高中以下(含中专)的农村劳动力界定为低技能劳动者,以此分析乡村数字化对不同技能劳动力的供给效应。由于不同分组回归中数据的分布可能存在差异,通常无法直接对不同组别的系数进行比较。为了更准确地对组间回归系数差异进行分析,我们采用了似无相关检验,报告了差异性检验的P值。

表8列(1)和列(2)的结果表明,县域乡村数字化对男性劳动力和女性劳动力供给时间的影响均显著为正,且对农村女性劳动力的影响更大。可能的原因是,乡村数字化发展增加了灵活就业机会,并且增加了工作地点、工作场所的灵活性,这极大地缓解了女性劳动力兼顾家庭和工作的矛盾。列(3)和列(4)的结果表明,乡村数字化对“非新生代”与“新生代”劳动者的工作时长均有显著促进作用,且对“新生代”劳动者工作时间的促进作用更明显。这是因为,农村20世纪60年代和70年代群体目前为高龄劳动力,对数字技术的学习能力和适应性相对较弱,他们从乡村数字化中的获益相对更少。因此,乡村数字化发展有效赋能了年轻的“新生代”群体,使农村年轻一代从业者在数字化时代更加追求职业的灵活性和多元化,更大幅度地延长劳动力供给时间。列(5)和列(6)的结果表明,乡村数字化发展对不同技能劳动者非农就业时间的影响存在显著的差异。乡村数字化显著增加了农村低技能劳动者的非农就业时长,但对中高技能劳动者非农就业时间的影响不显著。这是因为农村“低学历、低

技能”劳动者增收渠道单一,且通过寻求正规稳定工作增加收入的可能性相对较小。在乡村数字化时代,低技能劳动者增加非农就业收入,主要依靠调整日常休闲与劳作时间来实现,从而呈现明显的技能异质性效应。

表 8 县域乡村数字化对劳动力供给时间的异质性分析

变量	女性	男性	非新生代	新生代	低技能	中高技能
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
乡村数字化	3.690 *** (1.088)	0.015 * (0.008)	0.330 *** (0.105)	0.426 *** (0.131)	0.379 *** (0.118)	0.070 (0.225)
控制变量	是	是	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
差异性检验 P 值	0.033 **		0.000 ***		0.073 *	
样本量	6996	8013	4551	10458	12396	2613

注:采用似无相关检验判断组间差异,报告了差异性检验的 P 值。

## 六、结论与启示

随着数字化时代的发展,以数字技术为依托的数字乡村建设发挥了资源配置的集成和优化作用,对乡村劳动力供给产生了重要影响,从而助力农村共同富裕。本文匹配了 2018—2020 年县级层面的中国数字乡村指数与中国家庭追踪调查数据,从劳动力供给数量和供给时间的双重视角实证研究了乡村数字化对农村劳动力供给的影响,以及不同性别、出生队列和劳动力技能等方面的异质性。

研究发现,第一,县域乡村数字化显著增加了农村劳动力供给,不仅增加了家庭劳动力供给数量,而且延长了个体工作时间。第二,对劳动力供给数量的作用机制分析发现,一方面乡村数字化发展提高了农村劳动力在工作地点和工作场所等方面的灵活性,另一方面,乡村数字化促进了剩余劳动力的兼业行为,进一步释放了剩余劳动力红利。第三,对劳动力供给时间的作用机制分析发现,乡村数字化发展主要通过减少日常的休闲睡眠时间而延长了非农就业时间,从而增加了整体的劳动力工作时长。可见,县域乡村数字化发展不仅增加了劳动力供给数量,而且使农村劳动力在“工作—闲暇”时间上重新进行了配置,进一步释放了单位劳动要素的工作时间红利。第四,乡村数字化主要通过乡村基础设施建设、乡村经济数字化与乡村生活数字化影响了家庭劳动力供给数量和个体劳动力供给时长。第五,异质性分析发现,乡村数字化对农村女性劳动力、“新生代”劳动力和低技能劳动力工作时长的影响更大。

基于以上研究结论,本文的政策启示如下:第一,政府应加大各地区乡村数字化建设的投入,不断完善农村基础设施建设,特别是信息通信技术基础设施,为盘活农村劳动力要素市场,提升农村劳动力资源的配置效率创造必要的基础条件;第二,地方政府应与农村企业或者工厂等用人单位合作,实时发布季节性和临时性的工作岗位信息,同时也要确保兼业劳动者的权益,要求村镇企业对临时工作者也要签订短期劳动合同,以确保劳动者在工作时间、薪资和社会保障等方面的权益受到保护;第三,完善与乡村数字化发展相适应的公共就业服务,为农村劳动力提供就业咨询、职业介绍和技能培训,帮助低技能劳动者的就业能力提升,从而实现农村地区人才振兴与乡村振兴的协同发展。

### 注释:

①数据来源于中国政府网 2021 年 3 月 25 日转发的人民日报发布的《去年返乡入乡创业创新人员超千万》([https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/25/content\\_5595514.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/25/content_5595514.htm))。

②数据来源于 2020 年 9 月 15 日美团研究院发布的《生活服务业新就业形态和灵活就业的发展特征和发展趋势》(<https://mri.meituan.com/research/report>)。

③县域数字乡村指数报告(2020)指出,相较于 2018 年的县域数字乡村指数(2018 年指数),2020 年县域数字乡村指标体系(2020 年指数)在一级指标、二级指标和指标权重赋值方法等方面并未发生改变,但在具体的三级指标中,2020 年引入 4 项新的指标。描述性统计分析显示,两年各项一级指标和二级指标的描述性统计结果并未呈现明显差异,并且我们分别通过采用 2018 年的数据和 2020 年的数据、选用未调整过的乡村生活数字化指数进行稳健性检验,发现分析结果并不会受到测算误差的影响。限于篇幅,并未展示相关估计结果,如有需要可向作者索取。

④在计算样本县同一地级市其他县互联网接入率时,采用了CEIC经济数据库中县级层面的数据,在全样本数据库中测算出“样本县同一地级市内的其他县互联网接入率均值”作为本县互联网接入率的替代变量。这样做的合理性在于,一方面,相邻县互联网接入率与本县互联网接入率有一定程度的关系,另一方面相邻县互联网发展水平又不直接影响本县乡村数字化指数。

⑤在具体指标识别时,考察了个体是否有实习或兼职经历,如果个体回答有实习、帮工、临时工或兼职经历,则将以上情况均识别为农村劳动者“兼业”,同时排除了过去12个月有正式工作的情况,其目的在于识别农村剩余劳动力兼业的可能性。

⑥采用的是极大似然估计,并假设因变量符合泊松分布,即使因变量不满足泊松分布,只要样本量足够大也能得到渐进一致的估计量。

## 参考文献:

[1] 程名望,贾晓佳,俞宁. 农村劳动力转移对中国经济增长的贡献(1978~2015年):模型与实证[J]. 管理世界, 2018(10):161-172.

[2] 罗楚亮. 提高人力资源利用效率促进人口与社会经济协调发展[J]. 中国人口科学,2023(4):9-13.

[3] 吴方卫,康姣姣. 中国农村外出劳动力回流与再外出研究[J]. 中国人口科学,2020(3):47-60.

[4] 曾亿武,宋逸香,林夏珍,等. 中国数字乡村建设若干问题刍议[J]. 中国农村经济,2021(4):21-35.

[5] 刘春莲,陈扬扬,李茂林. 数字乡村建设赋能农村高质量发展:理论与实证[J]. 当代经济研究,2024(3):80-93.

[6] 毛军,梁沐哈,谢嘉豪. 中国数字乡村发展统计测度与时空异质性研究[J]. 中国软科学,2024(5):80-89.

[7] 朱红根,陈晖. 中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径[J]. 农业经济问题,2023(3):21-33.

[8] 李晓慧,李谷成. 数字乡村建设与城乡收入差距:一个U型关系[J]. 华中农业大学学报(社会科学),2024(4):1-13.

[9] 毕达宇,初升. 数字乡村建设、农村消费升级与经济高质量发展[J]. 中南民族大学学报(人文社会科学版), 2024(1):1-9.

[10] 刘运青,戴泽坤,武亦婷. 中国数字乡村高质量建设实现路径与地区差异性——来自数字乡村百强县的组态分析[J]. 现代财经,2024(4):20-35.

[11] 赵佳佳,魏娟,刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济,2023(5):61-80.

[12] 邹美凤,高云凤,马华,等. 数字乡村建设影响农户创业吗? [J]. 中国软科学,2024(2):201-211.

[13] 张琛,马彪,彭超. 农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗[J]. 中国农村经济,2023(4):90-107.

[14] 田鸽,张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界,2022(5):72-84.

[15] 张广胜,王若男. 数字经济发展何以赋能农民工高质量就业[J]. 中国农村经济,2023(1):58-76.

[16] 齐秀琳,江求川. 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[J]. 中国农村观察,2023(1):59-77.

[17] 曾晶,余泳泽,缪言. 数据要素对劳动和资本的配置效应:机理分析与实证检验[J]. 中南财经政法大学学报, 2024(1):148-160.

[18] 林龙飞,祝仲坤. 频繁换工:数字技术助推农民工“短工化”现象吗? [J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023(3):141-154.

[19] 齐文浩,李明杰,李景波. 数字乡村赋能与农民收入增长:作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2021(2):116-125.

[20] 丁述磊,戚聿东,刘翠花,等. 劳动形态演进、人机关系变革与劳动关系重构[J]. 经济学家,2024(4):45-55.

[21] Giuntella, O., Lu, Y., Wang, T. Y. How do Workers and Households Adjust to Robots? Evidence from China[Z]. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 2022, No.30707.

[22] 蔡禾,李超海. 农民工工资增长背后的不平等现象研究[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2015(3):111-120.

[23] 周广肃,李力行,孟岭生. 智能化对中国劳动力市场的影响——基于就业广度和强度的分析[J]. 金融研究, 2021(6):39-58.

[24] 郭正模. 中国特色的企业超时用工能算“体面劳动”吗——超时用工及企业内部劳动力市场交易双方的行为分析[J]. 社会科学研究,2015(4):35-40.

[25] 翁凝,王震. 疾病冲击降低了农村家庭非患病成员的劳动力供给吗? ——基于中国劳动力动态调查追踪数据的经验分析[J]. 劳动经济研究,2021(5):78-97.

[26] 吴贾,张俊森. 随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给[J]. 经济研究,2020(11):138-155.

[27] Kolko, J. Broadland and Local Growth[J]. Journal of Urban Economic, 2012, 7(1): 100-113.

- [28] Nunn, N., Qian, N. U.S. Food Aid and Civil Conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630—1666.
- [29] 周烁, 张文韬. 互联网使用的主观福利效应分析[J]. *经济研究*, 2021(9): 158—174.
- [30] 陈华帅, 谢可琴. 数字经济与女性就业——基于性别就业差异视角[J]. *劳动经济研究*, 2023(2): 84—103.
- [31] Shahiri, H., Osman, Z. Internet Job Search and Labor Market Outcome[J]. *International Economic Journal*, 2015, 29(1): 161—173.
- [32] Goos, M., Manning, A. Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2007, 89(1): 118—133.
- [33] Akerman, A., Gaarder, I., Mogstad, M. The Skill Complementarity of Broadband Internet[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, 130(4): 1781—1824.

## The Impact of Digitalization in Rural Counties on Rural Labor Supply

ZHOU Qiang<sup>1, 2</sup> LI Yang<sup>1</sup>

(1. *School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;*

2. *School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China*)

**Abstract:** This study investigates the impact of rural digital development on rural labor supply in Chinese counties, drawing on data from the 2018—2020 County Digital Rural Index, China Family Panel Studies, and CEIC Economic Database. Employing a fixed-effects model, the analysis explores changes in rural labor supply, focusing on the dual perspective of the quantity of labor supply and the timing of labor supply. Key findings reveal that firstly, rural digitalization significantly enhances the rural labor supply by increasing flexibility in work location and workplace, and has effectively increased the probability of part-time conversion of surplus rural labor. Secondly, digital development reallocates work-leisure time, increasing working hours by converting leisure into non-farm employment time. Furthermore, heterogeneity analysis reveals that rural digitization has a greater impact on the time of labor supply for women, new generation and low-skilled rural laborers. These insights emphasize the potential of digital initiatives to foster the coordinated growth of common wealth and digital rural infrastructure.

**Key words:** Rural Digitalization; Labor Supply; Flexible Employment; Allocation of Labor Factor

(责任编辑: 易会文)