

数字政府建设对农民工就业质量的影响研究*

张明志 郇馥莹 史新杰 李 实

【摘 要】提高农民工就业质量是实现共同富裕的必然要求。数字政府作为一种新型政府治理模式,对区域就业环境产生了深远影响。文章通过匹配中国劳动力动态调查数据和国脉电子政务网发布的省级政府网站绩效评估数据,探讨了数字政府建设对农民工就业质量的影响及作用机制。研究发现:数字政府建设显著提高了农民工就业质量,且对工资收入、福利保障、工作稳定性的提升效应更为明显。作用机制分析结果表明,数字政府建设可以通过强化信息传递、规范企业用工行为、加速市场一体化进程对农民工就业质量产生正向影响。异质性分析表明,数字政府建设具有一定程度的“扶弱”效应,其就业质量提升效应对年龄较大、个人能力较低、收入较低的农民工更加明显。时变性分析表明,随着数字政府建设的持续推进,其对农民工就业质量的提升效应不断增强。文章为数字经济时代深入实施就业优先战略、健全困难群体就业促进机制提供了有益借鉴。

【关键词】数字政府 农民工 就业质量 工资收入 福利保障 工作稳定性

【作 者】张明志 山东财经大学经济学院,教授;郇馥莹(通讯作者) 山东财经大学经济学院,硕士研究生;史新杰 浙江大学中国农村发展研究院,研究员;李 实 浙江大学公共管理学院,教授。

一、引 言

党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》,再次强调要“完善高校毕业生、农民工、退役军人等重点群体就业支持体系”^①。在就业支持的重点群体中,农民工规模庞大。2023年,全国农民工总量达29 753

* 本文为国家社会科学基金项目“人工智能提升服务业全要素生产率的作用机理及实现路径研究”(编号:24CJL058)的阶段性成果。本文写作过程中得到上海财经大学博士生李兆丞和山东财经大学刘传明、周谔竹、李文芳等老师的帮助,专此致谢。感谢编辑部老师的辛勤编校和外审专家的宝贵意见,当然文责自负。

① 资料来源:https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

万人^①,与2013年相比增加了2 859万人;在全国总人口中,农民工、外出农民工的占比已分别超过21%、12.5%。庞大的农民工队伍在城市建设和乡村振兴中发挥了重要作用,但由于受教育水平低、社会网络单一等劣势,这一群体在就业竞争中往往处于弱势地位。作为就业支持重点群体的典型代表,农民工的就业质量对于巩固拓展脱贫攻坚成果、预防规模性返贫和实现共同富裕十分关键。

长期以来,农民工就业质量的提升面临多重挑战和约束。一方面,农民工普遍学历偏低、社交资源匮乏、流动性高,这些特征决定了农民工的工作搜寻过程往往缺乏效率。有研究发现,农民工主要通过熟人介绍等非正式渠道获得工作,这一过程容易形成摩擦性失业,造成就业不充分(Chen等,2018;邓睿,2020)。加之,以熟人为主的社会网络虽然有助于获取信息,但难以提供高端就业机会信息,一定程度上限制了农民工职业向上流动(许金海等,2023)。另一方面,随着数字经济的发展,行业数字化程度持续提升,相应人事管理体系也呈现数字化趋势,在这一情形下,数字素养较低的农民工竞争劣势进一步凸显。农民工的求职过程高度依赖中介,其后续就业稳定性存在较大风险,就业质量面临较大挑战。

农民工就业面临的传统劣势和新挑战意味着,提高农民工就业质量亟须完善政府的就业支持体系。作为政府治理工作的重要抓手,数字政府建设通过将信息通信技术(ICT)纳入政府核心职能^②,使政务工作更加透明、高效。近年来,各地政府在信息化建设和发展电子政务的基础上,数字政府建设取得了很好的效果,例如2014年“云上贵州”政务数据平台、2016年浙江省“最多跑一次”改革等加快了“互联网+政务”的数字政府建设进程。在全国层面,自2019年党的十九届四中全会首次明确提出“推动数字政府建设”以来^③,2021年“十四五”规划单独设立“提高数字政府建设水平”的篇章,2022年国务院出台《关于加强数字政府建设的指导意见》,数字政府建设已呈现出全面、一体化发展态势^④,成为新时期有为政府建设的重要方向和主要内容。

在理论上,数字政府建设能够为有效化解弱势群体就业信息搜寻成本高、议价能力低等问题提供契机。究其原因,一方面,数字政府的有效建设有助于扩大政府公共服务的范围、提升服务效率,为信息资源相对匮乏的农民工提供信息服务,帮助其化解职业

① 资料来源:国家统计局,《2023年农民工监测调查报告》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202404/t20240430_1948783.html。

② 联合国经济和社会事务部(United Nations Department of Economic and Social Affairs)在2018年发布的《2018年联合国电子政务调查报告》(United Nations E-Government Survey 2018)给出的界定方式。

③ 参见《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度 推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》, https://www.gov.cn/zhengce/2019-11/05/content_5449023.htm。

④ 观点来自中国通信研究院发布的《数字政府一体化建设白皮书》, http://www.caict.ac.cn/sytj/202404/t20240401_474827.htm。

搜寻困境、更快找到合适的就业岗位。另一方面,数字政府建设强化了对用工单位的监督和约束,有助于更好地保障农民工的“五险一金”等就业福利,减少用工单位的违约风险,从而优化农民工就业生态。概言之,数字政府建设通过全方位提升信息搜集和监测能力,有助于解决原先农民工就业面临的政府监管覆盖不足、企业福利低和易违约等问题。在现实中,数字政府建设能否有效提高农民工就业质量还有待系统检验。

本文主要考察数字政府建设对农民工就业质量的影响,以及相应影响的作用机制、潜在异质性和时变性。相较于已有文献,本文的边际贡献可能有以下几点。第一,本文是系统考察政府治理效能对农民工就业质量影响的较早研究。以往文献多关注流动距离、劳动保护等传统劳动力市场特征对农民工就业质量的影响,本文从数字政府建设这一新的政府治理视角切入,拓展了对农民工就业质量的研究视角。第二,本文从信息传递、企业用工行为、市场一体化3个方面深入剖析数字政府建设影响农民工就业质量的机制,拓展了以往主要集中于产业结构升级影响机制的研究发现,深化了对数字化时代农民工就业质量影响机制的理解。第三,本文从农民工的年龄、能力、收入等维度考察其就业质量影响机制的潜在异质性,为数字政府建设提供了进一步完善的思路。

二、理论分析与研究假设

根据搜寻匹配理论,市场机制不健全、地理隔离等因素使得劳动力市场普遍存在搜寻性就业摩擦。农民工由于自身议价能力较弱,通常在就业市场上面临更高的摩擦成本,难以实现与高质量岗位的有效匹配。

数字政府建设通过增强政府公共服务能力、解决服务碎片化问题,有助于降低农民工的就业信息搜寻成本、提高其获取信息的及时性和精准性,也能够为其提升技能水平和工作能力提供机会和服务。相较于一般招聘软件,数字化政务平台具有更好的公信力,能够降低农民工收集和甄别信息的难度,减少信息失真或错配风险,从而帮助其优化就业决策。此外,数字政府建设通过优化政府内部组织结构,能够有效化解政府管理职能缺位问题(张军、倪星,2020),从而更好地保障农民工的各项权益。数字政府建设通过提升政务服务效能,有助于改善营商环境、激励企业创新,从而驱动投资和就业岗位增加,为农民工提供更多就业机会(李磊、马欢,2020)。总之,数字政府建设有可能助推农民工高质量就业。据此,本文提出研究假设1:数字政府建设能够促进农民工就业质量提升。

数字政府建设对农民工就业质量的影响机制,大致体现在以下几个方面。

其一,数字政府建设有助于提升信息传递效率。信息不对称给农民工和用工单位带来了较高的搜寻成本,造成企业招工难与农民工就业难并存、劳动力与就业岗位匹配效率低下的局面(周先波等,2016)。公共就业服务机构作为劳动力市场的重要中介组织,

对农民工等弱势群体寻找合适的就业机会尤为重要。传统的公共就业服务大多存在时效性不足、精准度不高的问题,使得劳企匹配效率较低(罗楚亮、刘盼,2022)。数字政府建设通过搭建数字化就业平台,将大数据技术运用于农民工就业匹配场景中,充分发挥共享、互通、便利等优势,有助于提高农民工对招聘、职业技能培训等活动的知晓度,降低其搜寻高质量空缺岗位信息的成本,从而提高人岗匹配度。据此,本文提出研究假设 2:数字政府建设通过提升信息传递效率提高农民工就业质量。

其二,数字政府建设有助于规范企业用工行为。企业劳动用工制度的规范性会影响农民工的权益保障(程名望、韦昕宇,2024)。传统治理模式下,政府往往难以有效监管庞大的市场主体。数字政府建设畅通了市场主体、就业者与政府的沟通渠道,各地开展的“农民工实名制登记二维码”“农民工工资支付监控预警平台”等监管方式创新,极大地提升了政府对用工行为监管的效率,有助于对企业形成有效约束,从而保障农民工的合法权益。据此,本文提出研究假设 3:数字政府建设通过规范企业用工行为提高农民工就业质量。

其三,数字政府建设有助于加速市场一体化。数字政府建设通过破除要素流动壁垒,在构建有为政府的过程中推进市场一体化建设,为农民工实现高质量就业营造了良好的外部环境。提升市场一体化有助于消除劳动力市场分割,降低农民工流动、在流入地居住和寻找工作的成本(毛其淋、许家云,2015;王春超等,2014),增加其非农就业机会、扩大其就业选择空间。同时,市场一体化能促进劳动力市场的发育完善,提高农民工与用人单位签订劳动合同的比例,从而改善农民工的社会保障状况、提升其工资水平和工作稳定性(陈鹏程等,2019;张世伟、张娟,2018)。据此,本文提出研究假设 4:数字政府建设通过加速市场一体化进程提高农民工就业质量。

综上所述,本文认为数字政府建设可以通过提升信息传递效率、规范企业用工行为和加速市场一体化 3 条路径,提升农民工就业质量(如图 1 所示)。信

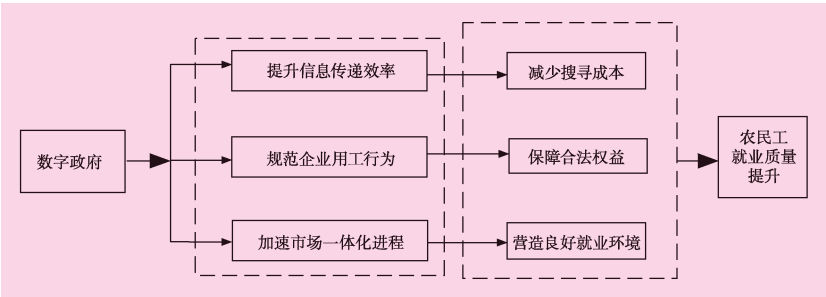


图 1 数字政府建设影响农民工就业质量的作用机制

息传递效率的提升,主要通过减少搜寻成本,缓解农民工就业信息匮乏和不对称困境,提高人职匹配度;数字政府对用工单位监管效率的提升,有助于更好地规范企业用工行为,保障农民工合法权益;推动市场一体化进程则有助于促进有效市场和有为政府的融合,为拓宽农民工就业渠道、提升工资收入营造良好的制度环境。

三、研究设计

(一) 数据来源及样本选取

围绕上文介绍的问题与研究假设,本文综合使用微观劳动力调查数据和地区层面的数字政府建设及其他统计信息进行实证检验。具体而言,本文使用的微观数据来自中山大学社会科学调查中心组织实施的中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey,简称CLDS)。该调查采用多阶段、分层、与劳动力规模成比例的概率抽样设计,通过对中国除港澳台、西藏、海南之外的29个省级行政单位的城乡劳动年龄人口进行抽样,并实施两年一次的追踪调查,建立了包含劳动力个人、家庭和社区3个层次丰富信息的追踪数据库。该项目的调查对象为样本家庭中的全部劳动年龄人口,即15~64岁的家庭成员。追踪过程采取轮换样本的追踪方式,将样本随机分成4份,每个样本连续追踪四轮(6年),然后退出调查;同时,一个新的轮换样本将产生并替代退出的轮换样本,新产生的轮换样本连续不断地加入调查样本中,使得调查样本能很好地反映总体变化。CLDS 2012年的调查样本包括303个村居的10 612个家庭,完成16 253份个人问卷。此后,2014年共访问了401个村居的14 214个家庭,完成23 594份个人问卷;2016年共访问了404个村居的14 191个家庭,完成21 086份个人调查数据;2018年访问了368个村居的13 501个家庭,完成16 537份个人调查数据。历次调查收集的信息涵盖劳动力的个人基本情况、就业特征、医疗卫生状况、城市落户和融入意愿等议题。

本文主要关注农民工的就业质量,因而将研究对象限定为调查样本中农业户口或由农业户口转为居民户口^①、从事非农工作、大专及以下学历的劳动年龄被访者。考虑到60岁以上农民工较少,本文参考以往研究的做法(张广胜、王若男,2023),将分析样本的年龄范围进一步限定为16~60岁。鉴于CLDS历次追踪调查的样本轮换比例较大,农民工样本的实际追踪比例更低,本文在分析过程中将2012、2014、2016和2018年调查数据合并为混合截面数据^②。在剔除样本中核心变量信息缺失(拒答、不适用、不清楚等)的调查记录后,本文最终有效分析样本包括6 871个农民工的8 378个观测记录。

除微观劳动力调查数据外,本文还选取了2011~2017年国脉电子政务网发布的评

① 资料来源:《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》(国发〔2014〕25号)提出,建立城乡统一的户口登记制度,取消农业户口与非农业户口性质区分和由此衍生的蓝印户口等户口类型,统一登记为居民户口, https://www.gov.cn/zhengce/content/2014-07/30/content_894。
② 若使用面板数据会使样本丢失较多,借鉴宁光杰等(2022)的做法,在混合截面回归的基础上加入固定效应,并使用个体层面的聚类稳健标准误进行估计。

估数据,以衡量各省市数字政府建设水平^①;此外,本文使用了地区层面的其他经济社会统计信息,这些数据的来源为考察期间历年各省市统计年鉴。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量是农民工就业质量。借鉴目前学术界常见的做法(李礼连等,2022;张广胜、王若男,2023),并结合 CLDS 数据中信息的可得性,本文选取工资收入、福利保障、工作稳定性和工作时长 4 项指标综合测度农民工就业质量。其中,工资收入用月工资收入的自然对数表示;福利保障根据被访农民工参加基本医疗保险、基本养老保险、工伤保险、生育保险、失业保险和住房公积金(即“五险一金”)的情况来衡量,每参加一类计 1 分,累加所得总分代理衡量福利保障水平,分值越高表示福利保障情况越好;工作稳定性使用被访农民工是否与雇主签订书面劳动合同来衡量;工作时长用调查前一周工作小时数表示。本文将上述 4 项指标分别进行标准化处理,在此基础上构建“就业质量”综合指数。标准化公式如下:

$$x_{ij}^{nor} = \frac{x_{ij} - x_{\min,j}}{x_{\max,j} - x_{\min,j}}, j=1,2,3,4 \tag{1}$$

其中,下标 i 代表农民工个体, j 为上述就业质量的分项指标, $x_{\min,j}$ 和 $x_{\max,j}$ 分别为农民工就业质量分项指标 j 的最小值和最大值, x_{ij}^{nor} 为标准化后的取值。由于工作时长是负向指标,在计算综合指数时对该项指标的标准化结果进行反向赋值(使用 1 减去 x_{ij}^{nor} 求得)。本文的就业质量综合指数采用等权平均法构建,即将上述标准化处理后的分项指标加总,以综合反映被访农民工的就业质量(Eurofound,2012;邓睿,2020;李礼连等,2022)。为检验相应测量方式对结果的影响,本文还利用熵值法和 CRITIC 法构建农民工就业质量综合指数,用于稳健性分析。这些综合指数可统一表示为:

$$Quality_i = \sum_{j=1}^4 w_j x_{ij}^{nor} \tag{2}$$

式(2)中, $Quality_i$ 代表农民工 i 的就业质量, w_j 为指标 j 的权重。表 1 展示了上述就业质量的具体测量及综合指标^②的描述性统计结果。具体来看,分析样本中农民工平均月收入为 2 560.535 元,取对数后均值为 7.623;福利保障均值为 1.230,表明被访农民工参加的“五险一金”种类平均不到 2 类;样本中,与用人单位签订了劳动合同的农民工占比为 43.6%,调查前一周其平均工作时长约 52.429 小时。综合来看,农民工就业质量

① 国脉网、中央党校及清华大学国家治理研究院均开展了有关政府网站电子政务发展水平的评估,但考虑到样本数据的时间跨度,本文使用国脉网的相关信息。
② 本文分析过程中,连续变量均进行上下 1%的缩尾处理以矫正变量分布对分析结果的影响。

表 1 就业质量指标的描述性统计(N=8378)

变 量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
工资收入	月工资(元),取对数	7.623	0.704	5.340	9.364
福利保障	计数变量,取值范围 0~6	1.230	1.891	0	6
工作稳定性	虚拟变量,是=1,否=0	0.436	/	0	1
工作时长	周工作时长(小时)	52.429	17.481	7	98
农民工就业质量	综合指数	0.427	0.208	0	0.956

指数的均值为 0.427,就业质量总体较低。

图 2 进一步展示了各年份被访农民工

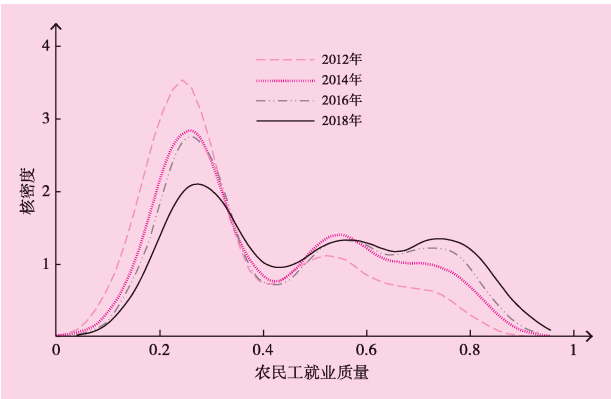


图 2 2012~2018 年农民工就业质量核密度图

就业质量的核密度图,以直观反映考察期间农民工就业质量的变动特征。可以看出,在样本期内,核密度曲线的位置随时间不断右移,表明农民工就业质量整体呈上升趋势;但分布延展性显示,在中等偏下就业质量的占比下降的同时,农民工就业质量呈不断分化趋势。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是数字政府建设水平。参考王晓晓等(2021)的研究,本文使用国脉电子政务网发布的省(自治区、直辖市)政府网站绩效评估数据来衡量各省的数字政府建设水平。该指数的初始取值在 0~100 之间,取值越高表示数字政府建设水平越高。为便于比较,本文对数字政府建设指数除以 100 来调整量纲。

3. 控制变量

参考已有研究(张广胜、王若男,2023;李梦娜等,2023)的主要发现,本文选取了一系列可能影响数字政府建设和农民工就业质量的人口及经济社会变量作为控制变量。个体层面的控制变量包括被访农民工的年龄(及平方项)、性别(男性赋值为 1,女性为 0)、政治面貌(中共党员赋值为 1,其他为 0)、受教育年限、健康状况(1 表示自评健康为非常健康/健康,0 表示一般/比较不健康/非常不健康)、普通话水平(1 表示非常流利/流利,0 表示不太流利/听懂但不会讲/不会)。

地区层面的控制变量主要反映被访农民工务工所在地区的基本经济特征,包括:(1)经济发展水平,用人均地区生产总值(元)取对数来衡量;(2)产业结构,用第三产业增加值与第二产业增加值之比衡量;(3)城镇化率,用城镇常住人口占地区常住人口的比重来表征;(4)外商投资,用务工所在地当年实际使用外资占地区生产总值的比重来衡量;(5)固定资产投资,用务工所在地固定资产投资占地区生产总值的比重来表征;(6)财政支出占比,用务工所在地财政支出占地区生产总值的比重来表征。

此外,考虑到农民工的劳动供给存在地区差异,本文将调查涉及的 29 个省份划分为东、中、西和东北 4 个地区,使用地区虚拟变量控制未观测的地区差异。同时,本文对行业特征和年份进行了统计控制,以排除与之相关的未观测异质性。

本文主要解释变量和控制变量的描述性统计如表 2 所示。分析样本中,农民工务工所在地的数字政府建设水平平均值为 0.709,该变量的最大值、最小值表明,各省数字政府建设水平存在明显差异。被访农民工的年龄均值约 39 岁,男性占比(约为 59%)明显高于女性;政治面貌为中共党员的农民工较少,约占 8.3%;被访农民工受教育年限均值为 9.370,约相当于初中毕业;多数农民工身体较为健康,可以流利地讲普通话。从地区特征来看,经济发展水平平均值为 10.895,产业结构均值为 1.003,城镇化率均值为 0.609。这些控制变量的取值范围与同类研究的样本取值范围接近,支持了本文数据的可靠性。

表 2 主要变量的描述性统计(N=8378)

变 量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
数字政府建设水平	综合指数	0.709	0.119	0.375	0.879
年龄	调查年份 - 出生年份	39.038	10.937	16	60
性别	男性 =1,女性 =0	0.590	/	0	1
政治面貌	中共党员 =1,其他 =0	0.083	/	0	1
受教育水平	实际受教育年限(年)	9.370	3.269	0	15
健康水平	非常健康、健康 =1,其他 =0	0.717	/	0	1
普通话水平	非常流利、流利 =1,其他 =0	0.740	/	0	1
经济发展水平	人均地区生产总值(元),取对数	10.895	0.367	9.706	11.768
产业结构	第三产业增加值与第二产业增加值之比	1.003	0.350	0.518	4.237
城镇化率	城镇常住人口与地区常住人口之比	0.609	0.102	0.350	0.896
外商投资	实际使用外资与地区生产总值之比	0.022	0.012	0.001	0.080
固定资产投资	固定资产投资与地区生产总值之比	0.623	0.259	0.142	1.480
财政支出占比	财政支出与地区生产总值之比	0.186	0.076	0.110	0.627

(三) 模型设定

1. 基准回归

为了估计数字政府对农民工就业质量的影响,本文采用最小二乘法(OLS)拟合线性回归模型,具体设定如下:

$$Quality_{ickt} = \alpha_0 + \alpha_1 DGov_{c,t-1} + \alpha_2 Controls_{ickt} + \sigma_c + v_k + \gamma_t + \varepsilon_{ickt} \quad (3)$$

其中, $Quality_{ickt}$ 为 t 年农民工 i 在 c 省份 k 行业的就业质量, $DGov_{c,t-1}$ 为滞后一年的数字政府建设水平, $Controls_{ickt}$ 为控制变量,模型还纳入了地区、行业及年份固定效应 σ_c 、 v_k 及 γ_t , ε_{ickt} 为随机扰动项。本文重点关注系数 α_1 ,若 α_1 显著为正,意味着数字政府建

设能够提高农民工就业质量。

2. 就业质量分项指标的回归模型结果

除基准模型中关于就业质量综合指数的分析外,本文对就业质量的各分项指标分别拟合模型,进一步探讨数字政府建设对农民工就业状况的具体影响。在各分项指标中,由于工作稳定性为二分变量,本文使用如下 Probit 模型进行分析:

$$\Pr(Job_stability_{ickt}=1)=\Phi(\varphi_0+\varphi_1 DGov_{c,t-1}+\varphi_2 Controls_{ickt}+\sigma_c+v_k+\gamma_t) \quad (4)$$

其中, $Job_stability_{ickt}$ 代表工作稳定性, φ_0 为常数项, φ_1 为核心解释变量的待估计系数。其余分项指标使用的模型同式(1)。

3. 内生性问题处理

尽管在基准回归模型中已将数字政府建设水平进行滞后一期处理,在一定程度上避免了反向因果可能产生的内生性问题;但农民工就业质量受多方面因素的影响,模型中依然可能存在遗漏变量。因此,本文使用两阶段最小二乘法(2SLS)估计,以缓解遗漏变量导致的内生性偏误。参考郭峰等(2023)的做法,本文选取各地区 1984 年的邮局数量作为数字政府建设水平的工具变量。这一做法的合理性在于,一方面,各地早期的电信基础设施会从技术水平和使用习惯等方面影响后续互联网技术的应用,从而影响以网络信息技术为支撑的数字政府建设,由此,本文的工具变量满足相关性条件。另一方面,1984 年的邮局数量并不直接影响目前当地农民工的就业质量,由此保证了工具变量的外生性。考虑到各地区 1984 年的邮局数量并不随时间变化,本文参考孙伟增和郭冬梅(2021)的做法,将该指标与上一年全国信息服务技术收入分别取对数然后相乘,求得用于本文回归分析的时变性工具变量。

本文的两阶段最小二乘法估计模型设定如下:

$$DGov_{c,t-1}=\beta_0+\beta_1 IV_{ickt}+\beta_2 Controls_{ickt}+\sigma_c+v_k+\gamma_t+\varepsilon_{ickt} \quad (5)$$

$$Quality_{ickt}=\eta_0+\eta_1 \widehat{DGov_{c,t-1}}+\eta_2 Controls_{ickt}+\sigma_c+v_k+\gamma_t+\varepsilon_{ickt} \quad (6)$$

式(5)中, IV_{ickt} 表示工具变量, β_0 为截距项, β_1 和 β_2 为工具变量和控制变量的估计系数。式(6)中, $\widehat{DGov_{c,t-1}}$ 表示 $DGov_{c,t-1}$ 在第一阶段的估计量。本文工具变量的有效性可以从以下步骤进行检验:一是使用 2SLS 回归中第一阶段回归结果,检验工具变量的“相关性”;二是针对工具变量的“外生性”,借鉴 Conley 等(2012)提出的置信区间集合方法(UCI),在放松排他性假定约束的条件下,通过构建如下回归模型检验工具变量非完全外生对估计结果稳健性的影响:

$$Quality_{ickt}-\phi IV_{ickt}=\theta_0+\theta_1 DGov_{c,t-1}+\theta_2 Controls_{ickt}+\sigma_c+v_k+\gamma_t+\varepsilon_{ickt} \quad (7)$$

若系数 $\phi=0$,说明工具变量严格外生,即工具变量满足严格外生性条件;若 $\phi \approx 0$,表明工具变量近似外生。

4. 机制检验模型

为了进一步探讨数字政府建设影响农民工就业质量的机制,本文借鉴江艇(2022)的机制检验方法,设定如下机制检验模型:

$$Channel_{i\text{c}k\text{t}}=\lambda_0+\lambda_1DGov_{c,t-1}+\lambda_2Controls_{i\text{c}k\text{t}}+\sigma_c+v_k+\gamma_t+\varepsilon_{i\text{c}k\text{t}} \tag{8}$$

式(8)中, $Channel_{i\text{c}k\text{t}}$ 为机制变量,表示数字政府建设影响农民工就业质量的传导渠道。 λ_1 表示数字政府建设对机制变量的影响程度,反映数字政府建设对机制变量影响的显著性。若该系数不显著,则说明假设的作用机制不成立;若该系数显著,在本文假设部分提出的作用机制有可能成立,本文将结合既有理论和经验发现进一步探讨其机制链条。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

利用上文介绍的模型和数据,表3展示了数字政府建设影响农民工就业质量的基准回归估计结果。模型1仅纳入核心解释变量,未考虑控制变量及固定效应。结果显示,数字政府建设的估计系数显著为正,意味着数字政府建设对农民工就业质量具有显著的提升作用。模型2在模型1的基础上加入控制变量,模型3进一步控制地区、年份及行

表3 数字政府建设对农民工就业质量的回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
数字政府建设水平	0.171*** (0.030)	0.126*** (0.032)	0.140*** (0.039)	0.132* (0.075)
年龄		0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.016*** (0.001)
年龄平方		-0.024*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.020*** (0.002)
性别		0.009 (0.007)	0.019** (0.008)	0.021*** (0.007)
政治面貌		-0.021 (0.018)	-0.022 (0.021)	-0.001 (0.011)
受教育水平		0.023*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.019*** (0.001)
健康水平		-0.005 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.001 (0.006)
普通话水平		0.037*** (0.009)	0.029*** (0.009)	0.004 (0.09)
经济发展水平		0.184*** (0.027)	0.131*** (0.029)	0.002 (0.014)
产业结构		0.021** (0.010)	0.008 (0.010)	-0.046 (0.030)
城镇化率		-0.270*** (0.098)	-0.243** (0.101)	-0.184 (0.301)
外商投资		-0.775*** (0.249)	-0.125 (0.333)	0.321 (0.544)
固定资产投资		-0.065** (0.029)	-0.094*** (0.036)	0.012 (0.047)
财政支出占比		0.321*** (0.089)	0.325*** (0.094)	0.010 (0.014)
常数项	0.306*** (0.020)	-2.096*** (0.245)	-1.571*** (0.272)	0.143 (0.332)
观测值	8378	8378	8378	6300

注:模型1和模型2未控制地区固定效应、年份固定效应及行业固定效应,模型3和模型4均控制了地区固定效应、年份固定效应及行业固定效应。括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;如无其他说明,下表同。

业固定效应。结果显示,核心解释变量的估计系数依然显著为正,印证了数字政府对农民工就业质量提升效应的稳健性,为研究假设 1 提供了经验支持。

本文控制变量的拟合结果与预期相符。以模型 3 为例,年龄对农民工就业质量的效应呈先增后减的“倒 U 形”态势,男性、受教育水平较高、普通话熟练的农民工就业质量显著更高。地区经济发展水平、财政支出等因素对农民工就业质量的影响显著为正,其余控制变量对农民工就业质量的影响也基本符合预期。

考虑到同一省份中不同城市的数字政府建设水平往往存在较大差异,本文进一步使用地级市层面的数字政府建设水平,考察其对农民工就业质量的影响。由于 CLDS2018 中尚未公布被访劳动者所在城市的区划代码^①,本文参照乔小乐等(2023)的做法,仅保留 2012~2016 年的数据进行回归,结果如模型 4 所示。可以发现,考察期间地级市层面的数字政府建设对农民工就业质量具有显著的促进作用,核心解释变量的测量层次并未影响结果的稳健性。考虑到数字政府建设是一个不断优化、动态发展的过程,为更好地揭示数字政府建设成果对农民工就业质量的动态影响及其作用机制,本文在后续回归分析中仍使用 2012、2014、2016 和 2018 年省级层面解释变量的测量。

(二) 数字政府建设对农民工就业质量分项指标的影响

本文进一步拟合了数字政府建设对农民工就业质量分项指标的影响,结果如表 4 所示。模型 5 显示,数字政府建设显著提升了农民工工资收入。可能的原因是,数字政府建设有助于督促用人单位规范工资支付,使农民工工资被拖欠的风险降低、收入水平提高。模型 6 显示,数字政府建设对农民工福利保障产生了显著的正向影响。数字政府建设能够倒逼企业完善福利保障体系,从而提高农民工在务工地的社会保障覆盖率。模型 7 显示,在其他特征不变的情况下,数字政府建设使农民工工作稳定的概率提升 20.4%,究其原因,数字政府建设能够帮助农民工获得正规就业机会,提高其签署劳动合同的概率,从而提高了工作稳定性。模型 8 的回归结果显示,数字政府建设对农民工工作

时长的影响不显著。

综合上述回归结果,数字政府建设对农民工的工资

表 4 数字政府建设对农民工就业质量分项指标影响的估计结果(N=8378)

变 量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	工资收入	福利保障	工作稳定性	工作时长
数字政府建设水平	0.449*** (0.113)	1.263*** (0.300)	0.204** (0.093)	-3.800 (3.087)

注:各模型均控制了个人及地区层面控制变量、地区固定效应、年份固定效应和行业固定效应;表中模型 7 的估计结果为边际效应。

① 本文尝试根据 2012、2014 和 2016 年数据集中社区编码与城市编码的对照关系,对 2018 年的城市编码进行匹配,在匹配过程中 CLDS2018 年数据中存在部分个体所在城市的编码无法识别,导致 2018 年农民工样本损失较多。

收入、福利保障和工作稳定性具有显著的提升作用,从而在总体上改善了农民工就业质量。

（三）稳健性检验

基准回归结果表明,数字政府建设提高了农民工就业质量。为保证这一研究结论的可靠性,本文对基准结果进行一系列稳健性检验。

1. 更换就业质量测度

在基准回归中,本文采用等权平均法构建农民工就业质量的综合指数。尽管等权平均法是现有文献中使用较为广泛的一种综合指数构建方法,但考虑到该方法对权重的选取可能存在一定的主观性,本文进一步使用熵值法和 CRITIC 法对农民工就业质量各项指标进行赋权,构建新的就业质量指数。使用新构建的就业质量综合指数重新拟合回归模型,结果如表 5 模型 9 和模型 10 所示,更换就业质量测度后,数字政府建设对农民工就业质量的影响仍显著为正,印证了基准回归结果的稳健性。

2. 替换数字政府建设的衡量指标

核心被解释变量的测量方式可能意味着不同的测量误差,由此影响模型分析结果。为排除测量偏误的可能影响,本文改用《中国政府网站绩效评估报告》^①中的省级政府网站评估数据除以 100 作为数字政府建设指标,进行稳健性检验。由于 2013 年以后的评估报告仅汇报省级政府网站评估结果的前 20 名,这一处理方式导致替换测量后有效样本量下降。不过,表 5 模型 11 的回归结果表明,即使使用较小的有效样本,数字政府建设对农民工就业质量的效应仍显著为正,进一步支持了基准回归结论的稳健性。

3. 剔除直辖市样本

考虑到直辖市可能更易得到国家政策、资金倾斜,从而与其他省份呈现系统性差异,本文将观测值中直辖市的样本剔除后重新进行回归。具体回归结果如表 5 模型 12 所示。与基准回归结果相比,数字政府建设对农民工就业质量的影响仍在 1%的水平上显著。

表 5 数字政府建设影响农民工就业质量的稳健性检验

变 量	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
	就业质量熵值法	就业质量 CRITIC 法	更换数字政府指标	剔除直辖市
数字政府建设水平	0.196*** (0.059)	0.155*** (0.050)	0.178*** (0.058)	0.134*** (0.041)
观测值	8378	8378	7562	8106

（四）内生性讨论

为排除基准模型中可能因遗漏变量而存在内生性问题,本文使用工具变量法进行内生性检验,结果如表 6 所示。模型 13 第一阶段工具变量的估计系数在 1%的水平上显

① 工业和信息化部计算机与微电子发展中心(中国软件测评中心)发布。

著为正,检验统计量 F 值为 217.01,支持了工具变量的“相关性”;第二阶段的估计结果表明,数字政府建设促进了农民工就业质量的提升。同时,弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 247.135,远大于 10%显著性水平对应的临界值(16.38),说明本文的工具变量不存在弱工具变量问题。在考虑内生性问题之后,数字政府建设对农民工就业质量的提升效应真实有效。

为进一步论证工具变量的外生性,排除工具变量通过其他直接或者间接渠道影响农民工就业质量的可能性,本文借鉴李树和于文超(2020)的做法,将工具变量引入主回归模型重新进行估计。表 6 模型 14 的估计结果显示,工具变量的估计系数并不显著,即

表 6 数字经济影响农民工就业质量的工具变量估计结果(N=8378)

变 量	模型 13		模型 14
	第一阶段估计	第二阶段估计	就业质量
数字政府建设水平		0.152*(0.089)	0.138*** (0.038)
工具变量	0.014*** (0.001)		0.0002(0.01)

与被解释变量(农民工就业质量)并无直接关系;进一步使用置信区间集合方法(UCI)得

到数字政府建设水平的置信区间为[-0.037,0.340],表明即使工具变量并非完全外生,数字政府建设水平依然显著提升了农民工就业质量,支持了工具变量选择的合理性和有效性。

五、进一步分析:作用机制、异质性和时变性检验

(一) 数字政府建设影响农民工就业质量的作用机制

1. 强化信息传递

本文选取人职匹配度来反映数字政府建设中信息传递的有效性,参照王若男和张广胜(2024)的做法,以“省份—年度—职业”的分类方式构建“教育—职业”适配区间。若农民工实际教育年限在适配区间内,则视为人职匹配度高,赋值为 1,否则赋值为 0。使用该变量拟合式(8)所示的机制检验模型,结果如表 7 模型 15 所示,数字政府建设对人职匹配度的影响在 1%的水平上显著为正。这可能反映了数字政府建设通过打通信息壁垒、实现精准的政策推送,从而提高就业信息传递效率。结合已有文献的发现,人职匹配效率的提升有助于提高农民工就业质量(邓睿,2020;王若男、张广胜,2024),由此,研究假设 2 得证。

表 7 数字政府建设影响农民工就业质量的作用机制检验

变 量	模型 15	模型 16	模型 17
	信息传递效率	企业用工行为	市场一体化程度
数字政府建设水平	0.340*** (0.077)	0.380*(0.208)	2.787*** (0.107)
观测值	8378	1691	8378

各地的实践案例也为上述机制提供了例证,例如,湖南省搭建“湘就业”小程序,方便农民工等蓝领群体高效便捷地

获取就业信息,小程序上线两个月以来共上线 1 511 家企业,发布 3 219 个岗位,可招聘人数达 11.05 万人;7.53 万求职者在平台注册求职,5.17 万求职者通过平台提交简历,5.05 万求职者通过平台电话求职^①。江西省“农民工地图”利用大数据技术,联通其他政府部门政务数据,及时掌握企业用工需求,搭建起覆盖 1 289 万名农民工的实名制数据库,为农民工就业监测提供支撑并进行精准就业帮扶^②。

2. 规范企业用工行为

数字政府建设能够有效规范企业用工行为,约束不合法用工现象,如通过数字赋能治理欠薪等问题。除拖欠工资现象外,农民工就业中比较容易出现加班工资制度执行差、难以获得全额加班工资的情况,由此损害农民工的合法权益(郭凤鸣、张世伟,2020)。为检验数字政府建设通过约束企业违约行为提高农民工就业质量的机制,本文综合利用 CLDS 问卷中“您过去一个月是否加班?”“上个月共加班多少个小时?其中有报酬的加班时长是多少小时?”“上个月获得的加班工资是多少?”的信息,计算农民工加班小时工资率,以代理反映企业用工行为。这一机制检验的模型结果如表 7 模型 16 所示,数字政府建设有助于保障农民工有偿加班,规范企业用工行为,从而有助于提高农民工就业质量(仇化、尹志超,2023;程名望、韦昕宇,2024),支持了研究假设 3。

3. 加速市场一体化进程

根据前文理论分析,数字政府建设作为政府治理的一种新型模式,能够推进市场化改革,进而加速市场一体化进程。市场一体化是影响农民工就业质量的重要因素,有助于消除户籍管制、促进劳动力的自由流动、增强对弱势群体的必要保护、促进劳动生产率与劳动报酬同步增长(韩雷等,2023)。这些变化为改善农民工就业环境、提升其就业质量提供了重要外部条件。因此,本文选用王小鲁等(2019)编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》衡量市场一体化程度,检验该机制的显著性。如表 7 模型 17 所示,数字政府建设对市场化指数具有显著的正向影响,支持了数字政府建设通过加速市场一体化进程,继而促进农民工就业质量提升的作用机制,即研究假设 4 得以验证。

(二) 异质性分析

1. 与年龄相关的异质性

一般而言,年龄较大的农民工因体能、学习能力等方面相对较差,在就业市场中更有可能面临竞争劣势,从而影响就业质量。为了考察数字政府建设对不同年龄农民工就

① 资料来源:《“湘就业”,线上“春风”暖融融——“湘就业”微信小程序线上招聘见闻》, http://www.hunan.gov.cn/hnszf/hnyw/zwdt/202004/t20200428_12013794.html。

② 资料来源:《江西推进公共就业领域数字化改革——“农民工地图”实现岗位找人》, http://rst.jiangxi.gov.cn/art/2023/2/6/art_47957_4351566.html。

业质量的影响是否存在差异,本文参考宋扬(2019)的研究,将农民工划分为40岁以下和40岁及以上两组,分别拟合模型。表8的模型18和模型19的回归结果显示,数字政府建设对不同年龄组农民工就业质量的提升效应均显著。对两组样本利用费舍尔检验抽样500次获得的组间系数差异p值为0.074,二者在10%的水平上存在显著差异。这表明,数字政府建设对较高年龄组(40岁及以上)农民工就业质量的正向作用要高于对较低年龄组(40岁以下)农民工就业质量的影响。

2. 与个人能力相关的异质性

农民工个人能力的强弱对其求职成功概率、就业稳定性等有较大影响,由此可能产生就业质量分化。为此,有必要考虑数字政府建设对不同能力农民工就业影响的潜在差异。本文在传统人力资本理论上,借鉴李梦娜等(2023)的做法,根据被访者对自我能力评估的回答情况^①来综合反映农民工的个人能力,并将农民工分为高个人能力组和低个人能力组进行分组回归。模型20和模型21的回归结果表明,在高个人能力的农民工样本中,数字政府建设水平的回归系数不显著。在低个人能力农民工样本中,数字政府建设水平的回归系数在5%的水平上显著为正,表明数字政府建设对低个人能力农民工的就业质量有显著的提升作用。

3. 按收入分组的异质性

不同收入水平的农民工在工作经验、家庭背景、社会关系网络等方面存在较大差异,可能形成较为明显的就业质量差距(李礼连等,2022)。本文根据月收入的均值将农民工分为高收入组(不低于均值)和低收入组(低于均值)进行分组回归。模型22和模型23的结果表明,在高收入农民工样本中,数字政府建设水平的回归系数不显著,在低收入农民工样本中,数字政府建设水平的回归系数在5%的水平上显著为正,表明数字政府建设能够显著提升低收入农民工的就业质量。

表8 数字政府建设影响农民工就业质量的异质性结果

变 量	按年龄分组		按个人能力分组		按收入分组	
	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23
	40 岁以下	40 岁及以上	高个人能力	低个人能力	高收入	低收入
数字政府建设水平	0.103**(0.043)	0.136**(0.056)	0.075(0.063)	0.151**(0.061)	0.092(0.057)	0.103**(0.042)
观测值	4139	4239	1311	3646	2763	5615

① CLDS 问卷中设计了6个与个人能力评估有关的问题,如“请您评估一下您在阅读报刊方面的能力”“请您评估一下您在写信方面的能力”等,初始选项包括:0=完全没问题、1=还可以、2=不太行、3=完全不会。将全部回答为“完全没问题”的样本视为高个人能力,否则为低个人能力,因该指标只存在于2014年和2016年的调查问卷中,因而对应分析(模型20和模型21)中有效样本量有所下降。

综上所述,数字政府建设对于农民工就业质量的提升效应存在内部差异,主要表现为在年龄较大、个人能力较低和收入较低的农民工群体中相应效应更加明显。产生这一结果的原因可能在于,年龄较大、个人能力较低、收入较低的农民工在劳动力市场中竞争力相对更弱,获取就业信息的来源往往更加单一,更有可能面临短期失业、福利保障不完善等风险,他们对数字政府的依赖性更强,因而数字政府建设产生的积极效应会使这些群体明显受益。由此可见,数字政府建设能产生比较明显的“扶弱”效应,具有较强的兜底帮扶功能,对于农民工中相对弱勢的群体具有更加重要的作用。

（三）时变性分析

数字政府建设是一个不断发展和演进的过程,各阶段的侧重点不同,效应可能会因此而呈现动态变化。为检验其效应的动态变化特征,本文通过分段回归进一步考察不同时期数字政府建设对农民工就业质量的影响。本文将样本期划分为 2012~2014 年和 2016~2018 年两个时间段,这一处理主要基于以下考虑:2015 年,《政府工作报告》提出“互联网+”行动计划,并在 2016 年提出大力推行“互联网+政务服务”,数字政府建设进入到“互联网+政务服务”的新发展阶段^①。“互联网+政务服务”阶段更侧重于政府内部的数据共享、政务数据的挖掘利用和分析研判,这与“电子政务”阶段主要着眼于利用数字信息途径实现政府行政管理信息化的特征有着重要差异(刘文革等,2024)。数字政府建设的核心要素是数据,“互联网+政务服务”阶段进一步契合政府数字化治理的内在特性。

本文对上述两个阶段分别进行回归,结果如表 9 所示。数字政府建设水平的系数在两个阶段均显著为正。跨模型比较结果显示,两组系数之间的差异在 5%的水平上显著,2016~2018 年数字政府建设对农民工就业质量的提升效应大于 2012~2014 年,表明数字政府建设对农民工就业质量的影响存在一定时变性。可见,随着数字政府建设向纵深推进,数字政府的各项功能不断完善,对农民工就业质量的效应也在持续提升。这从数字政府建设效应的发展性视角,再次印证了其对农民工就业质量的重要提升作用。

表 9 时变性分析结果

变 量	模型 24	模型 25
	2012~2014 年	2016~2018 年
数字政府建设水平	0.127*** (0.038)	0.168*** (0.060)
观测值	4420	3958
组间系数差异 p 值	0.026	

注:组间系数差异 p 值由费舍尔组合检验获得,抽样次数为 500。

① 根据中国信息通信研究院发布的《数字时代治理现代化研究报告——数字政府的实践与创新》,将数字化政府建设划分为 3 个阶段,依次为:“电子政务”阶段(2000~2014 年)、“互联网+政务服务”阶段(2015~2018 年)、“数字政府顶层设计”阶段(2019 至今),<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/ztbg/202103/P020210302513072095209.pdf>。

六、结论与政策建议

本文将中国劳动力动态调查数据和省级政府网站绩效评价得分相匹配,实证检验了数字政府建设对农民工就业质量的影响。研究发现:数字政府建设能够提升农民工就业质量,这一结论经过一系列稳健性检验和内生性处理后仍然成立。就业质量分项测量的回归结果表明,数字政府建设有助于提高农民工工资收入、福利保障及工作稳定性,但对工作时长影响并不显著。数字政府建设主要通过强化信息传递、规范企业用工行为和加速市场一体化进程3个作用机制影响农民工就业质量。异质性分析表明,数字政府建设对年龄较大、个人能力较低、收入水平较低的农民工就业质量的提升效应更为显著,具有一定“扶弱”效应。综上可见,数字政府建设是提高农民工就业质量的重要举措,对新时期高质量农民工就业体系建设意义重大。

本文的研究发现为通过建设有为政府,提高农民工就业质量、实现共同富裕目标提供了一定启示。第一,数字政府建设应不断精细化。一方面,搭建符合农民工使用习惯的“数字就业服务平台”,使尽可能多的农民工可以通过数字平台享受就业服务;另一方面,建立农民工信息库,动态监测农民工就业状况,及时推送就业信息及相关政策。数字政府建设和运营过程中,适当向年龄偏大、个人能力较低、收入较低的农民工倾斜,积极引导其利用就业公共服务,从而真正实现数字政府的精准“帮扶”效应,促进共同富裕目标的实现。第二,进一步发挥数字政府建设的监管作用。通过整合数字政府平台数据,建立农民工就业质量监测体系,设置社保风险防护、农民工欠薪预警等板块,增强农民工抵御风险的能力。通过数字政府建设,引导企业依法依规用工,推动农民工工资收入增长、福利保障改善、工作稳定性提升,让农民工充分共享经济发展成果。此外,重视畅通政府与农民工的沟通反馈渠道,借助大数据等技术使劳动纠纷处理过程透明化,以便农民工实时了解处理进度,提高农民工与政府互动的效率和质量。第三,有效激发数字政府建设破除市场分割的效应。通过统一数据标准和接口,加速推进各省就业服务平台的互联互通,实现政务服务“全程网办”和“跨省通办”,既有助于开展跨地区农民工劳务对接和协作,方便农民工跨地区就业,也为返乡创业农民工了解创业政策、参与指导培训搭建平台,在更大范围内推进农民工等劳动力的优化配置。

参考文献:

1. 陈鹏程等(2019):《市场发育、劳动合同异质性与农民工工资的溢价效应——基于CHIP数据的实证研究》,《农业技术经济》,第6期。
2. 程名望、韦昕宇(2024):《合同约束力、劳动保护制度与农民工福祉——以上海市为例》,《管理世界》,第3期。

3. 邓睿(2020):《社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量?》,《经济学动态》,第1期。
4. 郭峰等(2023):《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》,《管理世界》,第4期。
5. 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》,第4期。
6. 韩雷等(2023):《共同富裕目标下劳动生产率与劳动报酬同步提高的实现——市场化改革抑或劳动保护?》,《财经研究》,第1期。
7. 江艇(2022):《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》,第5期。
8. 李礼连等(2022):《公共就业服务提高了农民工就业质量吗?》,《中国农村观察》,第4期。
9. 李磊、马欢(2020):《数字政府能否留住外资?》,《中山大学学报(社会科学版)》,第4期。
10. 李梦娜等(2023):《数字经济能否缓解农民工相对贫困——基于城市规模视角》,《中国农村经济》,第9期。
11. 李树、于文超(2020):《幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究》,《经济研究》,第6期。
12. 刘文革等(2024):《数“政”强贸:数字化政府建设与中国出口产品质量升级》,《数量经济技术经济研究》,第6期。
13. 罗楚亮、刘盼(2022):《公共就业服务机构匹配效率及其地区差异》,《管理世界》,第7期。
14. 毛其淋、许家云(2015):《市场化转型、就业动态与中国地区生产率增长》,《管理世界》,第10期。
15. 宁光杰等(2022):《大城市的工作经验在中小城市有价值吗?——劳动力回流视角的分析》,《经济评论》,第5期。
16. 乔小乐等(2023):《数字经济背景下劳动者职业流动及其收入效应研究》,《中国人口科学》,第1期。
17. 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》,第7期。
18. 宋扬(2019):《户籍制度改革的成本收益研究——基于劳动力市场模型的模拟分析》,《经济学(季刊)》,第3期。
19. 孙伟增、郭冬梅(2021):《信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响:需求规模、结构变化及影响路径》,《中国工业经济》,第11期。
20. 王春超、叶琴(2014):《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》,《经济研究》,第12期。
21. 王若男、张广胜(2024):《数字经济与农业转移人口就业质量:促进或抑制》,《农业技术经济》,第2期。
22. 王小鲁等(2019):《中国分省份市场化指数报告(2018)》,北京:社会科学文献出版社,1-223。
23. 王晓晓等(2021):《数字化政府建设与企业创新》,《财经科学》,第11期。
24. 许金海等(2023):《社会网络求职渠道如何影响职业晋升?——基于CFPS数据的经验证据》,《南方经济》,第6期。
25. 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》,第1期。
26. 张军、倪星(2020):《控权问责、服务提升与电子政务的清廉效应——基于中国282个地级市调查数据的实证分析》,《中国行政管理》,第3期。
27. 张世伟、张娟(2018):《市场化、劳动合同与农民工劳动报酬》,《财经科学》,第6期。

28. 周先波等(2016):《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全过程度的测度》,《经济学(季刊)》,第1期。
29. Chen Y., Wang L., Zhang M. (2018), Informal Search, Bad Search?: The Effects of Job Search Method on Wages among Rural Migrants in Urban China. *Journal of Population Economics*. 31:837-876.
30. Conley T.G., Hansen C.B., Rossi P.E. (2012), Plausibly Exogenous. *Review of Economics and Statistics*. 94(1):260-272.
31. Eurofound(2012), *Trends in Job Quality in Europe*. Luxembourg: Publications Office of the European Union: 20-27.

Impact of Digital Government Construction on the Employment Quality of Migrant Workers

Zhang Mingzhi Huan Fuying Shi Xinjie Li Shi

Abstract: Improving the employment quality of migrant workers is an intrinsic requirement for achieving common prosperity. As a new model of government governance, digital government has profound impacts on the regional employment environment. Using the matched data from the China Labor-force Dynamics Survey and the Provincial Government Website Performance Evaluation Program published by the GUOMAI E-Government Network, this study explores the impact of digital government construction on the employment quality of migrant workers and its mechanisms. We find that digital government construction significantly improves the employment quality of migrant workers, particularly their wage income, welfare benefits, and job stability. The impacts are realized mainly through strengthening information transmission, regulating enterprise employment practices, and accelerating market integration. Our analyses also suggest significant heterogeneity in the effects, with greater improvement effects on the older migrant workers with lower personal ability and lower income levels, indicating an impact of "supporting the weak". The digital government construction progress also shows an enhancing positive impact on migrant workers' employment quality. This study provides insights for improving the employment promotion strategy for the disadvantaged workforce in the era of digital economy.

Keywords: Digital Government; Migrant Workers; Employment Quality; Wage Income; Welfare Benefits; Job Stability

(责任编辑:牛建林)