

【农民问题】

# 频繁换工:数字技术助推农民工“短工化”现象吗?

林龙飞,祝仲坤\*

(1.长江大学 湖北农村发展研究中心/经济与管理学院 荆州 434023;  
2. 北京理工大学 人文与社会科学学院,北京 100081)

**摘要:**不同于新古典劳动经济学和制度主义对农民工频繁换工的讨论,本文从信息经济学视角对数字技术影响农民工“短工化”现象进行了考察。对 2019 年中国社会状况综合调查数据进行实证发现,数字技术对农民工“短工化”具有显著正向影响,即数字技术助推农民工“短工化”现象,在加入主要控制变量、地区虚拟变量后,结论仍然成立。为克服实证模型潜在的内生性问题和选择性偏误,运用工具变量条件混合估计法、倾向得分匹配法和多种稳健性检验后,所得结果依然支持数字技术对农民工“短工化”行为的正向效应。进一步异质性分析发现,数字技术对男性、“新生代”“低学历”和本地农民工“短工化”行为的助推作用更大。研究结论不仅为数字技术影响农民工工作转换提供事实依据,而且为引导数字技术助推农民工稳就业提供政策启示。

**关键词:**数字技术;农民工;短工化

**中图分类号:**F323.6      **文献标志码:**A      **文章编号:**1671-7465(2023)03-0141-14

## 一、引言

农民工的一个突出特征就是他们频繁换工,在劳动力市场上反复“跳跃”,难以稳定扎根。2012 年清华大学社会学系发布的《农民工“短工化”就业趋势研究报告》显示,66%的农民工更换过工作,50%的人在近 1.8 年内更换了工作,农民工平均每份工作的持续时间为 2 年,“短工化”呈逐年递增趋势。与农民工“短工化”相伴的事实是,数字技术近年来的飞速发展和广泛普及,以互联网、大数据、通信媒介为核心的数字技术已成为驱动经济增长的新引擎。数字技术日益重要,迫切需要对与之相关的一系列经济社会新形态和新模式加以理论阐释和分析<sup>[1]</sup>,特别是对于总量达 2.85 亿的农民工,他们既是数字技术力图覆盖的重点群体,也是就业优先目标的关键主抓群体,厘清数字技术对农民工“短工化”行为的影响,是把握数字技术发展规律的内在理论新要求,也是着重重视当前农民工稳就业形势的现实新需求。

已有文献对农民工“短工化”现象主要有两种解释视角:一种是新古典劳动经济学视角,强调劳动者个体禀赋、素质能力和社会网络等因素是影响劳动力市场中工作转换的关键变量,关注农民工学历技能、关系资源、个体禀赋对就业的影响,认为以频繁换工为核心的“短工化”现象主要源于劳动者自身的人力资本和社会资本差异<sup>[2-4]</sup>。另一种是制度主义视角,认为中国城乡二元结构以及由二元结构衍生出的歧视性制度是加剧农民工就业不稳定的关键要素,在长期偏城市导向的制度设计下,弱势农民工通常被挤压在次级劳动市场,多从事“不稳定、高风险、低报酬”的工作,是城市中的“工漂”<sup>[5-7]</sup>。

收稿日期:2022-05-21

基金项目:国家自然科学基金青年项目“数字鸿沟对农户福利不平等的影响机理与效应研究——基于 Sen 的可行能力理论”(71903062);湖北省教育厅中青年项目“数字经济对农民工高质量就业的‘双刃剑’效应研究”(Q20221308)

作者简介:林龙飞,男,长江大学湖北农村发展研究中心、长江大学经济与管理学院副教授;祝仲坤(通信作者),男,北京理工大学人文与社会科学学院副教授。

上述文献有助于拓展我们对农民工“短工化”现象的认识,但现有主流解释均未关照到数字技术对农民工“短工化”现象的影响,缺乏数字技术对农民工频繁换工的聚集性讨论。根据信息经济学理论,数字信息在劳动力市场中的作用日趋重要,并在构成就业要素中占据重要地位<sup>[8]</sup>。目前已有部分文献从技术进步的视角讨论了新技术对就业的冲击,特别强调新技术对就业市场的创造效应和破坏效应<sup>[9-10]</sup>。但这部分文献均未直接触及中国情景下农民工独特的“短工化”现象,在当前“数字中国”战略和“就业优先”战略日益凸显的背景下,数字技术对农民工“短工化”究竟有何种影响,还有待深入研究。

鉴于此,本文使用2019年最新中国社会状况综合调查数据,考察数字技术对农民工“短工化”的影响效应。本文可能的创新与贡献主要在于:一是从信息经济学视角为数字技术发展如何影响农民工频繁换工这一重要话题提供了来自中国的最新证据,并将研究对象聚焦于农民工群体;二是现有主流观点多强调“稳”就业的重要性,本文从数字化的视角为“稳”就业提供新的前瞻性启示,有助于矫正当前单纯唯“稳”而“稳”的公共就业政策导向;三是选取“家庭通信支出”作为数字技术的工具变量,利用工具变量条件混合估计法(CMP)和倾向得分匹配法(PSM)控制潜在内生性问题,使得研究结论更具一般性。

## 二、文献综述与研究假说

### (一) 文献综述

改革开放以来,农民工就业经历着频繁的工作更换,这已成为农民工就业市场的普遍表现和重要特征<sup>[11]</sup>。大量研究从“工作转换”“就业不稳定”“工漂族”等学术话语概括农民工“短工化”就业状态<sup>[12-14]</sup>。导致农民工“短工化”的原因是多样的,预期收入差距是决定农民工迁移的经济因素<sup>[15]</sup>,农民工个体性别、健康状况、受教育程度等是影响其就业流动的“非经济因素”<sup>[16]</sup>。农民工就业稳定性受环境的约束,户籍制度将劳动力市场隐性分割为次级劳动力市场,进而加剧农民工就业不稳定<sup>[17]</sup>。周闯<sup>[18]</sup>实证发现,农民工稳定就业比显著低于城镇职工。此外,城市公共服务、住房、社会融合等也是影响农民工频繁换工的因素<sup>[19]</sup>。

数字技术与就业密切相关,多数文献从宏观视野聚焦技术进步对就业的影响。一部分文献认为,外生的技术进步有利于劳动力市场的发育,技术要素不仅提高劳动生产率,而且繁荣中小企业发展,有助于增加就业岗位和稳定就业<sup>[20]</sup>。如徐思雨和杨悦<sup>[21]</sup>实证发现,智能化发展整体上促进了中国就业。另一部分文献则认为,技术进步摧毁了大量就业岗位,不利于劳动者稳定就业,将加剧劳动力市场上的就业难<sup>[9]</sup>。还有文献强调,从短期看,技术进步会给技能工人和资本所有者带来好处,有助于创造和稳定就业;但从长期看,数字技术会给缺技能和少资本的劳动者带来威胁,将加剧就业不稳定和工作更换频率<sup>[22]</sup>。

在微观层面数字技术对个体就业状况的影响集中体现在就业质量和就业方式上。数字技术会赋予个体数字信息,丰富的数字信息有助于劳动者获得高质量就业。石郑<sup>[23]</sup>基于CFPS数据实证发现,信息技术有助于劳动力高质量就业。林龙飞和祝仲坤<sup>[24]</sup>发现,数字经济尽管正向影响农民工高质量就业,但在影响效应上呈现“先上升后下降”的“倒U型”。数字信息使就业方式发生巨大变化,信息化条件下就业不再以工作岗位为特质,传统意义上的固定工作属性将面临冲击<sup>[25]</sup>。对于微观劳动者而言,数字信息下的就业方式灵活,工作流动性强,不稳定就业可能成为常态<sup>[26]</sup>。

上述文献极具启发性,但现有研究仍然有进一步推进的空间:一方面,已有文献多从劳动者自身人力资本、社会资本以及二元结构视角讨论农民工频繁换工的原因,缺乏信息化视角下数字技术对农民工“短工化”现象的聚焦性讨论;另一方面,数字技术对就业的影响尽管已有部分

文献予以关注,但明确聚焦中国情景下数字技术对农民工“短工化”的研究较少,多数研究侧重数字技术对宏观就业市场的影响,数字技术对微观农民工个体“短工化”现象的影响缺乏经验证据。

(二) 研究假说

信息经济学强调信息对经济行为的重要影响。一方面,劳动力市场中不稳定的就业属性会让农民工更加关注数字信息的获取和掌握,而有效数字信息的获取和掌握则需通过接触更多数字技术手段才能实现,因而“短工化”的行为会让农民工在一定程度上主动接触数字技术手段。但另一方面,更为重要的是,由于传统城乡数字基础发展的不同步,农民工群体长期处于“数字洼地”,以致通过不稳定就业倒逼农民工主动接触数字技术的情境要小于日益迅猛发展的数字技术本身对农民工就业状态的影响,在现实经济生活中,关注数字技术对农民工就业稳定性的影响更具现实意义。

数字技术作为信息资源的关键要素具有普惠性、共享性和外溢性。掌握数字技术的农民工依托数字技术可以拓展自身信息获取渠道,降低信息捕获成本,提升个人信息处理率<sup>[27]</sup>,而且数字信息技术也被认为是一种“数字人力资本”,在数字化的过程中占据信息优势的农民工通常会累积更多的数字化技能。苏岚岚和彭艳玲<sup>[28]</sup>实证发现,数字化发展显著促进农民数字素养的积累。同时,数字信息与技能又是劳动者就业的关键。就业匹配理论强调,劳动者不仅需要适宜岗位的个体禀赋,更需要有获取与岗位对称的信息知识与技术能力<sup>[29]</sup>。

信息充分的农民工通常可以依托信息和技能优势广泛搜寻适合自己的工作岗位,依据自身禀赋与信息反馈在劳动力市场中反复搜寻与“跳跃”,以获取匹配性的就业岗位,这一频繁的匹配与搜寻过程也被认为是一种“转换者-停留者”就业状态<sup>[30]</sup>,特别是在中国城乡二元结构的强约束下,不稳定就业是次级劳动力市场的典型特征,数字技术很可能进一步加剧弱势农民工运用数字化知识与技能作用于就业搜寻的偏向。Stevenson<sup>[31]</sup>实证发现,弱势群体更倾向于使用互联网搜寻工作。

基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 1:数字技术助推农民工“短工化”现象。

数字资源与其他经济层面因素相互作用时会因禀赋差异而对个体就业产生不同影响。这意味着,数字技术对农民工“短工化”行为的影响存在异质性。根据 Mincer<sup>[32]</sup>提出的“技术偏向理论”,在技术变革中,高禀赋的劳动者更能适应新的数字环境,更能有效率地利用新技术和新方法。男性农民工是次级劳动力市场中就业转换的主体,相比女性寻求稳定工作的倾向,男性农民工在数字技术的赋能下频繁换工的概率更大。与老一代农民工相比,新生代农民工禀赋通常更高,更容易接受新技术,他们利用数字技术作用于“短工化”的倾向会更加明显。同时,学历水平也是影响数字技术采纳以及应用程度的关键变量,对于平均学历水平仅为初中程度的农民工而言,高学历农民工利用数字技术作用于就业的效应通常更大。李天成等<sup>[33]</sup>实证发现,技术进步影响低技能农民工就业“降级”,中等学历农民工就业“极化”,高技能农民工就业“升级”。此外,农民工流动是一种“用脚投票”行为,其在不同区域内流动会存在数字素养累积差异,通常在熟人关系网络影响下,数字技术对本地农民工“短工化”影响更大。

基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 2a:数字技术对女性农民工“短工化”影响更小。

假说 2b:数字技术对新生代农民工“短工化”影响更大。

假说 2c:数字技术对高学历农民工“短工化”影响更小。

假说 2d:数字技术对本地农民工“短工化”影响更大。

基于以上分析,本文构建了数字技术影响农民工“短工化”的逻辑框架图(图 1)。





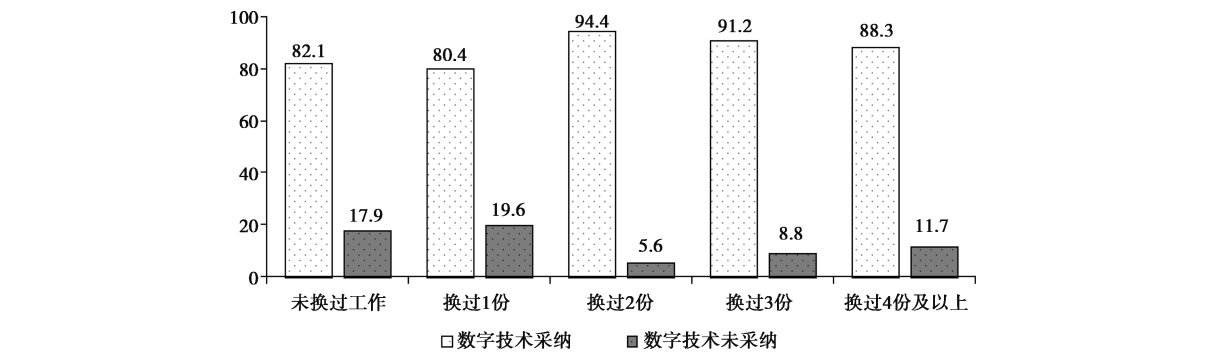


图 2  数字技术与农民工“短工化”的相关关系

3.主要控制变量:影响被解释变量的其他变量

性别会影响工作转换倾向,男性通常更倾向频繁换工;年龄越大“短工化”的倾向通常越低;教育水平越高通常越会寻求稳定性高的工作;与未婚状况相比,已婚状态的农民工更倾向稳定工作;党员身份的农民工可能更具人力资本素质,通常更倾向选择稳定性高的工作;家属随迁和老人抚养越多,意味着农民工需要负担的责任也越重,越会对就业稳定性产生影响;农民工是否拥有自有住房会影响工作倾向;社交网络是农民工频繁换工的重要影响渠道;农民工在就业市场中工作状态受政府宏观调控的影响,实证中我们用“您对政府向老百姓提供的就业保障满意状况评价”来测度就业市场中政府对农民工换工状况的约束影响。此外,考虑到不同省份地区会对农民工就业状态产生显著影响,本文以虚拟变量的形式对 31 个省份地区进行控制,以弱化回归分析中可能引致的偏误。表 1 列出了变量的描述性统计结果。

表 1  变量描述性统计					
变量名称	变量解释	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
“短工化”现象	“您三年内换过多少份工作?” 没有换过工作 = 0; 换过 1 份 = 1; 换过 2 份 = 2; 换过 3 份 = 3; 换过 4 份及以上 = 4	1.012	1.237	0	4
自变量					
数字技术	“您平时上网(包括用电脑、手机、微信等活动)吗?” 上 = 1; 不上 = 0	0.851	0.356	0	1
协变量					
性别	男 = 1; 女 = 0	0.387	0.487	0	1
年龄	受访者实际年龄(岁)	34.38	10.03	18	65
年龄 * 年龄/100	关注年龄可能的非线性影响	14.849	10.241	3.24	47.61
受教育年限	未上学 = 0 年; 小学 = 6 年; 初中 = 9 年; 高中 = 12 年; 大学(专科) = 15 年; 大学(本科) = 16 年; 研究生 = 19 年	10.217	4.065	0	19
婚姻状况	同居 = 3; 已婚 = 2; 未婚 = 1	1.813	0.488	1	3
党员身份	是否党员? 是 = 1; 否 = 0	0.057	0.232	0	1
随迁状况	家庭随迁人数占家庭总人数比	0.339	0.363	0	0.87
老人赡养	父母是否健在? 是 = 1; 否 = 0	0.512	0.500	0	1
社交网络	“您的社交生活满意度评价” 1(非常不满意) ~ 10(非常满意)	6.032	2.492	1	10
住房状况	是否有自有住房? 有 = 1; 无 = 0	0.896	0.305	0	1
政府就业保障	“您对政府向老百姓提供的就业保障满意状况评价” 1 ~ 10 分 自评打分	6.335	3.064	1	10

(三)模型设定

1.基准模型:Oprobit 模型

被解释变量“短工化”是离散排序数据,我们采用 Oprobit 模型分析数字技术对农民工“短工

化”行为的影响,构建实证分析模型如下:

$$Short-term = \alpha + \beta Digital + \phi Z + \varepsilon \quad (1)$$

(1)式中, $Short-term$  为“短工化”行为; $Digital$  为数字技术采纳状况; $Z$  为控制变量,主要包括影响被解释变量的其他变量; $\alpha$  为截距项, $\beta$ 、 $\phi$  代表解释变量和控制变量的影响系数, $\varepsilon$  为随机干扰项。

## 2. 自选偏误:倾向得分匹配(PSM)

采纳数字技术的农民工“短工化”现象突出很可能是自选择的结果,即采纳数字技术的农民工可能并不满足随机抽样,如果直接回归可能因非随机抽样而使估计结果产生选择性偏误。本文利用 Rosenbaum<sup>[35]</sup>提出的解决自选择的倾向匹配法,通过构造反事实框架来纠正因样本自选择而产生的内生性偏误问题,进而获得样本平均值(Average Treatment Effect on Treated, ATT)。

$$\begin{aligned} ATT &= E[(Short-term_1 - Short-term_0) | Digital = 1] \\ &= E\{[(Short-term_1 - Short-term_0) | Digital = 1], P(Z)\} \\ &= E\{E[Short-term_1 | Digital = 1, P(Z)] - E[Short-term_0 | Digital = 0, P(Z)]\} \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式中, $Digital$  为二分类变量,当  $Digital$  取值 1 时为处理组,当  $Digital$  取值 0 时为控制组; $P(Z)$  为消除样本差异后的倾向得分值。

## 3. 内生性处理:工具变量条件混合估计法(CMP)

除选择性偏误之外,本文还可能面临遗漏变量、反向因果等潜在的内生性问题。一方面农民工个体的一些经历难以完全被测度,从而产生遗漏变量问题;另一方面“短工化”行为也可能反向引致农民工技术采纳行为,从而产生反向因果问题。针对这类内生性问题的干扰,常用的解决方法是两阶段工具变量回归,但是本文的核心解释变量数字技术是二分类变量,基于连续变量的两阶段回归等工具变量方法不再有效。而 Roodman<sup>[36]</sup>提出的工具变量条件混合过程估计(Conditional Mixed Process, CMP)可以有效克服常规两阶段方法是分类变量不适用的问题,该方法采用极大似然估计法,将联立方程当作一个系统进行估计,第一阶段寻找核心解释变量的工具变量,第二阶段将工具变量代入模型检验核心解释变量参数的外生性,进而获得联立方程后的一致估计。

# 四、实证结果与分析

## (一) 基准回归

表 2 报告了基于 Oprobit 模型的回归结果。方程(1)纳入核心解释变量和其他主要控制变量,结果在 5%水平上显著,表明数字技术对农民工“短工化”具有显著正向影响。方程(2)在方程(1)的基础上,继续控制地区效应,结果仍然显示数字技术对农民工“短工化”的正向效应。具体从拟合度最优( $R^2 = 0.0369$ )的完整方程(2)来看,数字技术对农民工“短工化”的影响系数为 0.336,说明数字技术确实助推农民工“短工化”现象。这为当前数字技术影响农民工频繁换工提供了直接的经验证据。

模型中各方程的主要控制变量的影响方向与预期基本一致。具体而言,男性要比女性“短工化”倾向更突出;年龄对“短工化”的影响呈现“倒 U”型分布态势;受教育水平越高的农民工越倾向于稳定工作;与未婚相比,已婚和同居状态的农民工更倾向于稳定工作;党员身份的农民工更倾向于“短工化”;家属随迁规模越大、需要赡养老人越多的农民工“短工化”倾向越明显,但在统计上并不显著;社交网络越广泛,农民工“短工化”越突出;拥有自有住房的农民工频繁换工作的概率更低,但在统计上并不显著;政府就业保障越健全,农民工“短工化”的概率越低。需要说明的是,由于上述控制变量并不是本文的核心关切,同时考虑到控制变量可能具有潜在

的内生性问题,我们不对这些控制变量的结果做过多引申探讨。

表 2 数字技术对农民工“短工化”的影响

变量	“短工化”	
	(1)	(2)
数字技术	0.312 ** (0.138)	0.336 *** (0.128)
性别	0.253 ** (0.105)	0.281 ** (0.125)
年龄	-0.018(0.017)	-0.006(0.019)
年龄平方项	0.011(0.019)	0.002(0.021)
受教育年限	-0.031 ** (0.015)	-0.045 *** (0.017)
婚姻状况(以未婚为参照)		
已婚	-0.131(0.113)	-0.183 *(0.110)
同居	-0.232(0.269)	-0.246(0.304)
党员身份	0.269 *(0.160)	0.353 ** (0.174)
随迁状况	0.034(0.120)	0.072(0.125)
老人赡养	0.043(0.099)	0.043(0.109)
社交网络	0.017 *(0.010)	0.018 *(0.010)
住房状况	-0.038(0.132)	-0.028(0.132)
政府就业保障	-0.037 ** (0.014)	-0.035 ** (0.014)
地区效应	未控制	控制
R <sup>2</sup>	0.0176	0.0369
样本量	578	578

注:括号内为聚类稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

Oprobit 模型的估计系数只能从显著性和参数符号方面给出有限的信息,为了便于解释,本文还汇报了核心解释变量对农民工“短工化”影响的边际效应。如表 3 所示,相比未采纳数字技术的农民工,采纳数字技术的农民工在“未换过工作”选项中具有显著负向影响,边际效应值为负的 0.126,表明采纳数字技术的农民工比未采纳数字技术的农民工在“未换过工作”的汇报中发生概率降低 12.6%;而在“换过 1 份”“换过 2 份”“换过 3 份”“换过 4 份及以上”的工作汇报中发生概率分别提高 1.2%、4.4%、3.2%和 3.6%。说明相比未采纳数字技术的农民工,采纳数字技术的农民工频繁换工的倾向更明显。上述边际效应的汇报结果与表 2 汇报的核心解释变量的估计系数结果均一致,共同证实了数字技术助推农民工“短工化”的核心结论。

表 3 数字技术对农民工“短工化”影响的边际效应

变量	“短工化”				
	未换过工作	换过 1 份	换过 2 份	换过 3 份	换过 4 份及以上
数字技术	-0.126 *** (0.047)	0.012 *** (0.004)	0.044 ** (0.017)	0.032 ** (0.012)	0.036 ** (0.014)

注:已控制与表 2 完整模型相同的解释变量;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为聚类稳健标准误。

(二) 自选偏误纠正

将采纳数字技术和非采纳数字技术农民工进行混合回归可能并不满足随机抽样,容易造成非随机自选偏误。本文利用 Rosenbaum<sup>[35]</sup>提出的倾向匹配法构建“反事实框架”来纠正自选偏误。具体将研究对象分为数字技术采纳组和非数字技术采纳组,并用“倾向得分”代表个体在给定可测协变量的情况下进入“处理组”的条件概率,然后在“采纳数字技术对照组”中找到与“非采纳数字技术处理组”相似特征的个体进行多样匹配,最终弱化匹配前样本间的显著性差异,进而获取匹配后的平均处理效应。

为保证倾向匹配的估计质量,本文进行了平衡性检验。如表 4 所示,匹配后各统计量均有不同程度的下降,其中 PS R<sup>2</sup>和 LR Chi2 分别下降 0.309 和 92.45,平均标准化偏差(Mean Bias)由匹配前的 57.1 下降到匹配后的 20,B 值也下降了 115.2,表明匹配后的变量标准化偏差均大幅缩小,经过匹配后处理组和对照组的系统性差异已得到明显纠正。

表 4 匹配前与匹配后平衡性检验结果

平衡性检验	p>chi2	PS R <sup>2</sup>	LR Chi2	Mean Bias	B
匹配前	0.000	0.470	228.55	57.1	213.6
匹配后	0.000	0.161	136.10	20.0	98.4

如表 5 所示,本文进一步估算了处理组(数字技术采纳)与对照组(数字技术未采纳)两组样本的 ATT,不论采取何种匹配方法,ATT 结果均显示,在消除与弱化样本间异质性之后,数字技术采纳的农民工比未采纳数字技术的农民工“短工化”现象更突出。具体来看,临近匹配得出的 ATT 数值最大,为 0.514;其次为半径匹配,ATT 数值为 0.466;最小的马氏匹配,ATT 数值为 0.436。各匹配方法得出的 ATT 数值虽略有差异,但总体差异度不大,这与基准回归结论一致,进一步证实了数字技术助推农民工“短工化”现象的结论。

表 5 不同匹配方法 ATT 结果

匹配方法	ATT	标准误	T/Z 统计量
临近匹配	0.514 *	0.274	1.88
半径匹配	0.466 *	0.273	1.71
马氏匹配	0.436 **	0.189	2.31

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;临近匹配采用 1 对 1 有放回式匹配;匹配中卡尺范围为 0.01。

(三) 内生性问题讨论

除上述自选偏误外,本文还可能面临遗漏变量、反向因果等潜在的内生性问题。具体来看,内生性主要来源于两个方面:一方面,基准模型可能存在遗漏变量的问题。尽管本文基于数据的可得性控制了部分变量,但要控制所有的变量则面临很大的困难,这并不能排除有遗漏的变量与数字技术相关;另一方面,“短工化”行为的农民工也可能反向影响数字技术采纳倾向,进而产生反向因果问题。

为克服上述潜在内生性问题,本文参照罗明忠和刘子玉<sup>[34]</sup>的做法,选取“家庭通信支出”作为数字技术的工具变量。从相关性来看,家庭通信支出反映家庭层面数字化发展程度,与家庭中微观农民工个体数字信息技术使用密切相关;但从外生性来看,家庭层面的通信支出与农民工在劳动力市场中频繁换工并无直接关系。具体而言,本文依据受访者对问卷中“您家通信支出(如固话、手机、电脑上网费等)?”的回答来度量,在实际回归中将家庭通信支出取对数形式。

由表 6 可知,CMP 方法的第一阶段回归结果显示,家庭通信支出对数字技术在 10% 的统计水平上具有统计显著性,且为正向显著,说明与逻辑推论一致,家庭通信支出越多,农民工个体数字技术采纳越明显,满足工具变量相关性条件。进一步,CMP 方法的第二阶段回归结果显示,在控制了潜在内生性偏误后,数字技术对农民工“短工化”在 5% 的统计水平上有显著的正向影响。这一结论与基准回归显著为正的结论一致,再次证实了数字技术助推农民工“短工化”现象的结论。同时,基于 CMP 方法得出的内生性检验参数(atanhrho-12)在 10% 的统计水平上具有统计显著性。这表明,本文的基准回归确实存在内生性问题的干扰,基于 CMP 方法得出的结论更为稳健。



表 6 内生性讨论: CMP 估计结果

变量	工具变量条件混合估计法( CMP)	
	第一阶段	第二阶段
数字技术		0.851 * *( 0.337)
家庭通信支出	0.098 * ( 0.058)	
控制变量	控制	控制
地区效应	控制	控制
Atanhrho- 12	-0.384 * ( 0.231)	
Wald 卡方值	261.53	
样本量	578	

注:括号内为标准误; \* \* \*、\* \*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

为进一步减少工具变量外生性争议,本文还做了如下工作:参照张晨等<sup>[37]</sup>的做法,将工具变量纳入回归方程进行外生性估计,以检验选取工具变量是否满足外生性要求。根据表 7 回归结果可知,在分别控制了核心解释变量、其他解释变量、地区效应后,数字技术对农民工“短工化”的回归系数的大小与显著性与基准回归基本一致,而工具变量(家庭通信支出)对农民工“短工化”的影响不具备统计上的显著性。这说明本文所选取的工具变量不会直接影响农民工“短工化”,而仅仅通过数字技术影响农民工“短工化”,满足工具变量外生性选取要求。

表 7 工具变量有效性(外生性)检验

变量	“短工化”
家庭通信支出	-0.002( 0.007)
数字技术	0.314 * *( 0.124)
其他解释变量	控制
地区效应	控制
R <sup>2</sup>	0.0391
样本量	578

注:括号内为聚类标准误; \* \* \*、\* \*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

(四) 稳健性检验

考虑到 CSS 数据筛选出的实证样本量较少和核心解释变量较为单一的情况,本文利用 2018 年中国劳动力动态调查( CLDS) 数据进行样本更换和变量调整,以进一步检验本文核心结论的稳健性。具体而言,因变量“短工化”用问卷中“现在这份工作,是不是您的第一份工作?”表征,被访答案如果回答“否”,则被认定为“短工化”行为,回答“是”,则被认定为非“短工化”行为;核心自变量数字技术由“您使用手机微信、QQ 等网络社交工具的频率是?”和“您的工作有没有被高度自动化、机器人、人工智能等新的技术而改变?”两个问题表征,被访答案分别是“经常使用、偶尔使用、很少使用、不使用”4 分类答案( 分别赋值 4、3、2、1) 和“是、否”2 分类答案( 分别赋值 1、0)。

基于以往相关研究并结合问卷指标的可得性,本文选取了相应的控制变量,主要包括个体层面的性别、年龄、年龄平方项、婚姻状况、健康状况、受教育程度及工作经历( 是否工作过)、社会网络( 您和本社区的邻里、街坊及其他居民互动之间的熟悉程度)、技能培训( 是否接受过由政府提供的职业技能培训)、普通话熟练程度、往年收入情况( 2017 年的收入取对数)。农民工就业稳定性与个体性别、年龄、教育等禀赋密切相关;工作经历、社会网络、技能培训对农民工就业状态影响较大;普通话反映求职“敲门砖”,普通话越熟练的农民工就业稳定的可能性越大;往年收入状况会影响农民工换工决策。此外,考虑到不同省份地区会对农民工就业状态产生显

著影响,故本文还以虚拟变量的形式对 28 个省份地区进行控制,以弱化回归分析中可能引致的偏误。

如表 8 所示,在列(3)中,核心解释变量数字技术(微信、QQ 等网络工具使用频率)对农民工“短工化”具有显著正向影响;同理,在列(4)中,核心解释变量数字技术(工作中被自动化、机器人、人工智能等新技术改变)对农民工“短工化”也具有显著正向影响。上述结论共同表明,在更换样本的情况下,不论是采用哪种方式定义数字技术,均与基准回归得出的结论一致,即数字技术助推农民工“短工化”。模型中各方程的主要控制变量的影响方向与预期基本一致,同时与部分基准回归方程中所选控制变量影响方向基本一致,因为本部分仅作为核心解释变量对被解释变量的补充性稳健结果检验,我们不对这些控制变量的结果做过多引申探讨。

表 8 稳健性检验结果:更换样本与变量替换

变量	“短工化”	
	(3)	(4)
数字技术(微信、QQ 等网络工具使用频率)	0.034 * *(0.013)	
数字技术(工作中被自动化、机器人、人工智能等新技术改变)		0.071 *(0.040)
性别	0.009 (0.026)	0.001 (0.028)
健康状况	0.104 * *(0.018)	0.100 * *(0.017)
年龄	-0.008 (0.007)	-0.004 (0.006)
年龄平方项	0.006 (0.008)	0.003 (0.008)
婚姻状况	-0.061 (0.046)	-0.061 (0.046)
受教育水平	-0.013 * *(0.003)	-0.011 * *(0.003)
工作经历	0.519 * *(0.173)	0.516 * *(0.171)
社会网络	0.019 (0.036)	0.023 (0.036)
技能培训	0.012 (0.042)	0.011 (0.042)
普通话水平	0.130 *(0.073)	0.083 (0.070)
往年收入	-0.027 *(0.015)	-0.026 *(0.014)
地区效应	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.0611	0.0592
样本量	1181	1181

注:汇报的结果为采用 Probit 模型得出的边际效应,括号内为聚类标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

五、扩展性分析:群体分化与流动异质

前文分析已经证实,数字技术助推农民工“短工化”现象,但上述分析只是全样本的平均效应,并未考虑数字技术对农民工“短工化”的异质影响。接下来,依据前文假说 2,本文将从性别差异、年龄代际、学历水平和流动范围四个维度对农民工群体进行异质考察,以期得到更为细致和深入的研究结论。具体而言,年龄代际以 1980 年出生为界划分为“新生代”农民工和“老一代”农民工;学历水平以学历年限的中位数为基准,划分为“高学历”农民工和“低学历”农民工;流动范围以户籍所在乡镇地域内外为基准,划分为本地农民工和外出农民工。

如表 9 所示,从列(5)和列(6)中可以看出,数字技术对男性农民工和女性农民工均具有显著正向影响,说明数字技术对不同性别农民工“短工化”均有助推作用,但进一步对比二者影响

系数的大小则发现,数字技术对男性农民工的影响系数要比女性农民工高 0.03 个百分点,说明相较女性农民工,男性农民工在数字技术的赋能下频繁换工的倾向更突出。这一结论符合劳动力市场中“女性求稳、男性求变”的经验直觉。

在年龄代际中,从列(7)和列(8)中可以看出,数字技术对新生代和老一代农民工“短工化”行为均有显著正向影响,但在影响系数上前者要比后者高 0.490 个百分点,说明相较老一代农民工,数字技术助推新生代农民工“短工化”行为更加突出。可能的原因是,新生代农民工更具年龄优势,更倾向于采纳或捕获最新数字技术,更容易将数字技术应用于就业场域,进而增加劳动力市场中就业转换概率。

在学历水平中,从列(9)和列(10)中可以看出,数字技术对低学历农民工“短工化”行为的影响更突出,相比之下,数字技术对高学历农民工“短工化”行为不具备统计上的显著性,可能的原因是,高学历农民工更具丰富的人力资本,而已有文献发现具备丰富人力资本的农民工更倾向于稳定就业<sup>[4]</sup>,而低学历农民工因人力资本匮乏,可能更依赖于数字技术作用于就业搜寻与工作转换。

在流动范围中,农民工流动是一种“用脚投票”行为,从列(11)和列(12)中可以看出,数字技术对本地农民工和外出农民工“短工化”均有正向影响,但数字技术对外出农民工“短工化”行为在统计水平上并不显著。可能的原因是,在乡土社会中,本地农民工借助数字技术更能谋求多样化工作,即在熟人网络背景下数字技术赋能本地农民工寻求工作转换的空间和弹性更大。相反,相对本地农民工,外出农民工已脱离乡土社会,单纯借助数字技术在非熟人网络场域寻求工作转换的空间和弹性较小,以致多数情况下只能锚定相对稳定的工作。

表 9 拓展性分析结果

变量	性别差异		年龄代际	
	男性	女性	新生代	老一代
	(5)	(6)	(7)	(8)
数字技术	0.459 * (0.264)	0.429 * (0.257)	0.840 * (0.486)	0.350 * (0.203)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0756	0.0513	0.0416	0.0974
样本量	224	354	358	220
变量	学历水平		流动范围	
	高学历	低学历	本地	外出
	(9)	(10)	(11)	(12)
数字技术	0.158 (0.606)	0.393 * (0.204)	0.634 * * (0.275)	-0.017 (0.257)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0659	0.0700	0.0785	0.0370
样本量	248	330	251	327

注:括号内为聚类标准误;\* \* \*、\* \*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

六、简要结论、延伸讨论与政策启示

随着信息化的蓬勃发展,数字技术广泛普及,大大拓宽了“数字就业”的应用场景,为劳动力市场带来了深刻的变革<sup>[38]</sup>,其中,在中国情景下数字技术对亿万农民工稳就业的冲击尤为令人

瞩目。但目前为止,文献对数字技术影响农民工“短工化”行为提供的证据还比较缺乏。本文利用2019年中国社会状况综合调查数据,考察了数字技术对农民工“短工化”行为的影响。研究发展,数字技术对农民工“短工化”行为具有显著正向影响,即数字技术助推农民工“短工化”现象,在加入主要控制变量、地区虚拟变量后,结论仍然成立。为克服实证模型潜在的内生性问题和选择性偏误,本文运用CMP方法进行回归,并结合倾向得分匹配方法(PSM)构造反事实框架纠正可能的选择性偏误,所得结果依然支持数字技术对农民工“短工化”行为的正向效应。进一步异质性分析发现,数字技术对男性、新生代、低学历和本地农民工“短工化”行为的助推作用更大。

作为对我国数字技术影响农民工“短工化”现象的探索性讨论,本文的研究结果也引发对数字技术冲击农民工群体就业状态的进一步思考与研究。现有政策设计和主流观点多强调农民工就业“稳”的重要性,认为“不稳定”就业是一种挑战<sup>[4]</sup>。但事实上,在以大数据、互联网、云计算为核心的信息化背景下,数字技术引致的农民工“短就业”很可能是一种“长”趋势,数字技术通过降低信息搜寻、提升供需匹配、创新就业模式等途径,正在加速就业要素变革与重组,特别是对于长期处于城乡钟摆的农民工而言,数字技术的广泛普及和应用将进一步放大就业要素的转换与流动,加速长期稳定雇佣关系的减少,助推就业市场“零工经济”“弹性工作”“灵活就业”的兴起。更为重要的是,数字技术支撑的就业流动与转换很可能符合农民工的理性预期,涌入劳动力市场的农民工普遍学历较低、人力资本不足,他们很难单纯依托人力资本的累积增加收入<sup>[3]</sup>,而多数是需要通过流动实现,必须不断地在劳动力市场内进行职业搜寻,通过就业流动搜寻到与自身匹配效果更好的工作,进而实现收入增长<sup>[11]</sup>。而当前数字技术的广泛普及和应用则为这种流动和转换注入了新能量,数字技术释放数字红利拓展农民工就业选择集,提升农民工优质岗位转换机遇,赋能农民工在劳动力市场更多向上流动的潜力。

本文的政策启示是,决策部门针对数字技术助推农民工“短工化”现象需做出前瞻性的预判和政策上的积极引导。我国长期将“稳就业”居于“六稳”“六保”之首。2021年国务院印发的《“十四五”就业促进规划》强调“把稳定和扩大就业作为宏观调控的优先目标”,2022年人社部印发的《关于开展人力资源服务机构稳就业促就业行动的通知》进一步部署“稳就业”的一揽子措施。然而,随着“数字中国”战略的推进,新一轮科技革命深入发展,数字技术大大拓宽了“数字就业”的应用场景,为农民工就业带来深刻变化。这种变化的核心就是日益普及的数字技术正在加速农民工就业转换频率,数字技术对农民工“短工化”具有助推作用。这启示现行就业政策设计要矫正以往唯“稳就业”而“稳就业”的惯性设计思路,要看到数字技术引致的就业频繁转换趋势,需将数字技术引发的就业转换纳入“稳就业”的政策设计框架,在平衡农民工就业流动性和稳定性之间的关系上,应以日益普及的数字技术为抓手,建立以流动性为基础的实现稳定性模式,核心的政策举措包括:一方面就宏观公共政策而言,就业政策顶层设计需纳入数字化要素,关注数字技术普及对稳就业的影响。例如近期发改委颁布的《关于发展数字经济稳定并扩大就业的指导意见》就从数字技术和信息化视角对“稳就业”进行了战略部署,强调稳就业的具体实施举措需考虑数字信息技术的深远影响。另一方面从微观农民工个体来看,要将数字化变革与农民工就业转换统一协调起来,提升农民工数字素养与技能,并针对不同年龄代际、不同学历水平和不同流动范围的农民工实施差别化数字引导策略,例如针对老年农民工群体可以实行数字应用适老化改造,针对低学历农民工可以实施数字学习计划,针对外出农民工可以实施数字远程培训工程等。

作为一项探索性研究,尽管本文对数字包容与就业转换的关联性文献进行了拓展,并提出了启发性的实践建议,但仍存在如下局限和不足,需在未来作进一步研究。一方面,受限于数据和指标的可得性,数字技术助推农民工“短工化”的传导机理有待揭示,未来随着微观数据库的



进一步丰富,揭示数字技术助推农民工“短工化”的机制应被聚集性讨论;另一方面,日益普及的数字技术根植于中国就业情景中,深化数字技术对农民工频繁换工的认识,还需基于一手材料的定性访谈,通过饱和式经验调查,打开数字技术作用于农民工“短工化”的更多细节脉络。

### 参考文献:

- [1] 陈晓红,李杨扬,宋丽洁,等.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022,38(2):208-224.
- [2] 白南生,李靖.农民工就业流动性研究[J].管理世界,2008(7):70-76.
- [3] 石智雷,刘思辰,赵颖.不稳定就业与农民工市民化悖论:基于劳动过程的视角[J].社会,2022,42(1):88-123.
- [4] 张艳华,沈琴琴.农民工就业稳定性及其影响因素——基于4个城市调查基础上的实证研究[J].管理世界,2013(3):176-177.
- [5] 樊纲,郑鑫.“农民工早退”与新型城镇化——基于刘易斯模型对中国当前一些经济问题及对策的系统分析[J].劳动经济研究,2014,2(3):3-16.
- [6] 邹一南.农民工落户悖论与市民化政策转型[J].中国农村经济,2021(6):15-27.
- [7] 黄宗智.中国被忽视的非正规经济:现实与理论[J].开放时代,2009(2):51-73.
- [8] Autor D H, Levy F, Murnane R J. The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(4):1279-1333.
- [9] Susskind D. A Model of Technological Unemployment[R].Oxford Working Paper, 2017:819.
- [10] Acemoglu D, Restrepo P. The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment[J]. American Economic Review, 2018, 108(6):1488-1542.
- [11] 黄乾.工作转换对城市农民工收入增长的影响[J].中国农村经济,2010(9):28-37.
- [12] 明娟,曾湘泉.工作转换与受雇农民工就业质量:影响效应及传导机制[J].经济学动态,2015(12):22-33.
- [13] 石智雷,刘思辰,赵颖.不稳定就业与农民工市民化悖论:基于劳动过程的视角[J].社会,2022,42(1):88-123.
- [14] 汪润泉,赵广川,刘玉萍.农民工跨城市流动就业的工资溢价效应——对农民工频繁流动的一个解释[J].农业技术经济,2021(7):131-144.
- [15] Todaro M P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in less Developed Countries[J]. The American Economic Review, 1969, 59(1):138-148.
- [16] 吴江,陈运广.新生代农民工流动就业影响因素分层研究——基于珠江三角洲农民工的调查分析[J].中国劳动,2015(8):12-18.
- [17] 曲玥.户籍身份对工作转换及就业状况的影响[J].经济与管理评论,2022,38(2):5-17.
- [18] 周闯.农民工与城镇职工的就业稳定性差异——兼论女性农民工就业稳定性的双重负效应[J].人口与经济,2014(6):69-78.
- [19] 谢勇.就业稳定性与新生代农民工的城市融合研究——以江苏省为例[J].农业经济问题,2015,36(9):54-62.
- [20] Rosenthal S S, Strange W C. Female Entrepreneurship, Agglomeration, and a New Spatial Mismatch[J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(3):764-788.
- [21] 徐思雨,杨悦.智能化发展对就业结构的影响研究[J].工业技术经济,2022,41(2):121-128.
- [22] Sachs D, Kotlikoff L J. Smart Machines and Long-term Misery[R].NBER Working Paper, 2012, 18629.
- [23] 石郑.信息技术的应用促进了劳动力高质量就业吗?[J].科学学研究,2022,40(11):1947-1956.
- [24] 林龙飞,祝仲坤.“稳就业”还是“毁就业”?数字经济对农民工高质量就业的影响[J].南方经济,2022(12):99-114.
- [25] 杨伟国,曹艳苗.信息技术对就业影响的微观透视[J].中州学刊,2006(3):124-127.
- [26] 张顺.数字经济转型中的就业群体分化及多维治理[J].人民论坛,2022(3):36-39.
- [27] Suvankulov F, Chi Keung Lau M, Ho Chi Chau F. Job Search on the Internet and Its Outcome[J]. Internet Research, 2012, 22(3):298-317.

- [28] 苏岚岚, 彭艳玲. 数字化教育、数字素养与农民数字生活[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(3):27-40.
- [29] Johnson W R. A Theory of Job Shopping[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1978, 92(2):261-277.
- [30] Blumen I, Kogan M, McCarthy P J. The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process[M]. Ithaca N Y: Cornell University Press, 1955:123.
- [31] Stevenson B. The Internet and Job Search[R]. NBER Working Paper, 2009, 13836.
- [32] Mincer J. Human Capital, Technology, and the Wage Structure: What do Time Series Show[R]. Working Paper, 1991, 3581.
- [33] 李天成, 孟繁邨, 李世杰, 等. 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[J]. 农业技术经济, 2022(3):100-116.
- [34] 罗明忠, 刘子玉. 数字技术采纳、社会网络拓展与农户共同富裕[J]. 南方经济, 2022(3):1-16.
- [35] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score[J]. The American Statistician, 1985, 39(1):33-38.
- [36] Roodman D M. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP[J]. Stata Journal, 2011, 11(2):159-206.
- [37] 张晨, 马彪, 仇焕广. 信息通信技术使用可以促进易地扶贫搬迁户的社会融入吗? [J]. 中国农村经济, 2022(2):56-75.
- [38] 莫怡青, 李力行. 零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例[J]. 管理世界, 2022, 38(2):31-45.

(责任编辑: 刘浩)

## Frequent Job Changes: Is Digital Technology Contributing to Migrant Workers' Shortage of Jobs?

LIN Longfei, ZHU Zhongkun

**Abstract:** Unlike discussions on the frequent change of migrant workers from the perspectives of the neoclassical labour economics and institutionalism, this paper, based on the data of the 2019 China Integrated Social Survey, finds that digital technology has a significant positive impact on migrant workers' shortage of work. To overcome the potential endogeneity and selectivity bias of the empirical model, the results of this paper still support the positive effect of digital technology on the shortening of migrant workers' labour force after applying the conditional mixed estimation of instrumental variables, the propensity score matching method and various robustness tests. Further heterogeneity analysis reveals that digital technology contributes more to the 'new generation', 'low-skilled' and local migrant workers 'short-timing' behaviour. The findings of this study not only provide a factual basis for the impact of digital technology on migrant workers' job transitions, but also provide policy implications for guiding digital technology to promote stable employment of migrant workers.

**Keywords:** Digital Technology; Migrant Workers; Short-termism