

【农业经济】

# 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

靳卫东<sup>1</sup>, 孙超<sup>1</sup>, 何丽<sup>2</sup>

(1.青岛大学 经济学院, 青岛 266061; 2.山东财经大学 管理科学与工程学院, 济南 250014)

**摘 要:**根据中国劳动力动态调查数据,考察数字经济发展对农民工就业的影响,结果发现:数字经济促使大量农民工参加灵活就业,增加了农民工就业脆弱性,即工资收入水平下降和工作中断概率上升。进一步机制分析表明:数字经济的就业创造和就业替代效应迫使很多农民工转行参加新型灵活就业,一方面导致农民工就业的“去技能化”,降低了其工资收入水平,另一方面增大了农民工健康风险,提升了其工作中断概率。以上两方面因素均增加了农民工就业脆弱性。因此,加强职业技能培训、创新劳动就业政策以及完善社会保险制度等,是保证农民工稳定获得较高收入进而改善其就业状况的关键。

**关键词:**数字经济;农民工;灵活就业;就业脆弱性

**中图分类号:**F323.6   **文献标志码:**A   **文章编号:**1671-7465(2023)06-0163-13

## 一、引言

党的二十大报告提出,“实施就业优先战略,强化就业优先政策”“加强困难群体就业兜底帮扶”“使人人都有通过勤奋劳动实现自身发展的机会”。2021 年我国农民工数量达到 2.9 亿人,他们主要从事收入少、不稳定、无保障的非正规工作,就业脆弱性问题突出。如何降低农民工就业脆弱性<sup>①</sup>,让他们能够稳定地获得较高收入,已成为城镇化和市民化的紧迫任务。近年来,数字经济的快速发展为低技能劳动力创造了大量新型灵活就业岗位,被很多学者视为改善农民工就业的重要机遇<sup>[1-2]</sup>。然而,数字经济在创造新就业岗位的同时,也会替代部分劳动就业,特别是农民工密集就业于重复性、机械性低技能的岗位,更容易被智能机器所替代。因此,数字经济的发展能否改善农民工就业亟需更多论证,以服务于农民工就业和市民化实践。

随着数字经济的发展和就业形势的变化,非标准化、非稳定性灵活就业迅速扩张,激发了学界对就业脆弱性的研究<sup>[3-4]</sup>。有学者认为,数字经济发展增加了劳动就业机会,扩大了劳动收

收稿日期:2022-11-18

基金项目:马克思主义理论研究和建设工程特别委托项目“有效市场和有为政府更好结合研究”(2021MYB014);山东省自然科学基金项目“农业转移人口的就业质量提升与市民化融合对接机制研究”(ZR2019MG035)

作者简介:靳卫东,男,青岛大学经济学院教授,博士生导师;孙超,女,青岛大学经济学院硕士生;何丽,女,山东财经大学管理科学与工程学院副教授。

① 根据早期脆弱就业(Precarious Work)的概念,有学者将就业脆弱性解释为劳动关系弱化、工资收入低和无工会支持等就业状态<sup>[5]</sup>。另外,从风险管理视角,一些学者把就业脆弱性定义为工资、福利等收入不安全以及非永久劳动合同和失业等工作不安全<sup>[6]</sup>,或者定义为就业风险的经济损失以及失业的可能性<sup>[7]</sup>,等等。目前我国市民化和新型城镇化的关键是改善农民工就业状况,让农民工稳定地就业并获得较高工资收入,由此才能保证他们在城镇地区“体面”地生活。所以,借鉴已有研究,本文将农民工就业脆弱性界定为两方面内容,即工资收入水平和工作中断概率。其中,传统的“失业”标准已不适用于灵活就业者<sup>[8]</sup>,本文采用“工作中断概率”来描述农民工的就业稳定性,即能否连续地非农务工。

人来源<sup>[9]</sup>,在总体上有利于劳动者稳定地获得较高收入。首先,数字信息技术缓解了劳动力市场的信息不对称,让劳动者能够在更为广阔的市场上迅速响应劳动需求、匹配到合适的工作<sup>[10]</sup>。其次,通过缓解社会资本、交易成本和融资渠道等约束,数字信息技术催生了更多创新创业活动<sup>[11]</sup>,创造了大量新型灵活就业岗位。最后,新型灵活就业的门槛低、工作方式灵活,不仅可以吸纳无固定工作的劳动者,而且大量有正式工作的劳动者也能参与其中从事兼职<sup>[12]</sup>。显然,上述三方面因素都能缓解劳动就业的脆弱性。而且就业机会和经济收入增长激励更多劳动者参加社会保险,比如通过养老保险平滑一生消费或者依靠医疗保险跨期分摊健康风险等,同样会显著降低就业脆弱性。不过,数字经济对劳动就业的影响并不均衡<sup>[13-14]</sup>。很多中低技能劳动力被智能机器所替代,被迫流入低技能要求的服务业部门,其工资收入水平明显下降<sup>[15]</sup>。尤其是我国大量农民工的技能水平偏低,密集就业于方便采用智能机器的制造业和建筑业,更容易被替代而转行从事更低技能要求的新型灵活就业,其工资收入水平必然降低<sup>[2]</sup>。那么,为了获得更高的经济收入,很多农民工只能“主动”延长工作时间、增加劳动强度<sup>[16-17]</sup>。由此,农民工的健康风险增加,就业更不稳定,他们将更加偏好于参加社会保险。换言之,前文所述的较高经济收入很可能是劳动者延长工作时间的结果,而参加社会保险是劳动者应对健康风险的理性选择,两者都不能否定农民工工资收入和就业稳定性下降的可能,不应被视为就业脆弱性缓解的表现。目前,尚无文献对此进行相应的经验论证,有关农民工就业脆弱性的变化机制学者也较少涉及。为此,本文考察了数字经济发展中农民工就业脆弱性的变化,结果发现:数字经济促使大量农民工参加灵活就业,增加了农民工就业脆弱性。这主要是因为,数字经济下参加灵活就业,一方面降低了农民工的职业技能和工资水平,另一方面也提高了农民工的健康风险和工作中断概率,两者都增加了农民工就业脆弱性。

## 二、理论分析与研究假说

数字经济发展创造了大量新型灵活就业岗位,同时替代了部分中低技能工作岗位,必然对农民工就业产生重要影响,包括工资收入水平下降和工作中断概率上升。

### (一)数字经济发展与农民工工资收入水平的下降

以数据为关键生产要素,数字经济发展推动企业生产组织方式变革,很多中低技能岗位逐步被智能机器所替代<sup>[13]</sup>。农民工技能水平相对较低,密集就业于方便采用智能机器的制造业、建筑业和采矿业,他们将会面临更大的失业风险和转行就业压力<sup>[1]</sup>。那么,数字经济在服务业部门创造的大量新型灵活就业岗位,包括外卖、快递、直播和网约家政等,就成为农民工转行再就业的重要方向。这些新型灵活就业岗位进入和退出门槛低、人员上手快、就业弹性大,与大量转行再就业的低技能农具有很好的适配性<sup>[15,18]</sup>。根据《城市新青年:2021 外卖骑手就业报告》,2021 年“美团”骑手有 380 万人,比 2017 年增加了 110 万人,其中 77%来自农村地区。这些灵活就业岗位的技能要求低,农民工转行再就业普遍是以“去技能化”为代价的,表现出明显的“降薪”趋势<sup>[15]</sup>。比如,很多外卖骑手的小时工资仅为 20 元左右,再考虑到未缴纳社会保险,其收入水平甚至低于最低工资标准<sup>[19]</sup>。

在技能培训方面,由于雇主通过非全日制用工、劳务派遣、外包等方式规避了与灵活就业者直接签订劳动合同<sup>[17,20]</sup>,弱化了与灵活就业者的劳动从属关系,并不把灵活就业者看作“自己人”<sup>[12,17]</sup>,更不会为他们提供高质量的技能培训。而且很多新型灵活就业岗位的进入门槛低、人员上手快,既不利于从业者在工作中积累通用性职业技能,也削弱了他们参加高质量技能培训的积极性。比如,大量新生代农民工在黄金年龄段从事简单、重复的新型灵活就业,以追求“为自己工作”的感觉,在某种程度上丧失了接受高质量技能培训的机会和动力<sup>[12]</sup>。现行职业

技能培训政策如技能培训补贴和津贴等,主要覆盖传统的标准化就业,阶段性忽视了新型灵活就业者<sup>[17]</sup>,同样限制了农民工参加职业技能培训,阻碍了他们的职业技能提升。这就从劳动力供给方面导致农民工就业“去技能化”,进而强化了农民工就业的“降薪”趋势,使农民工在劳动力市场上处于相对弱势的地位。为此,本文提出以下假说。

假说 1a:在数字经济发展中大量农民工参加灵活就业,降低了农民工的劳动技能水平。

假说 1b:在数字经济发展中大量农民工参加灵活就业,降低了农民工的工资收入水平。

### (二) 数字经济发展与农民工工作中断概率的上升

数字经济发展促使大量农民工参加灵活就业,增大了农民工的健康风险。首先,在新型灵活就业中,很多农民工会“主动”延长工作时间。由于职业技能和工资水平相对较低,农民工普遍面临更大的生活压力,一般会选择“主动”延长工作时间以增加经济收入<sup>[21]</sup>。并且,虚拟的劳动过程管理使一些农民工产生了“为自己工作”的错觉,也能激励他们“主动”延长工作时间<sup>[22]</sup>。其次,新型灵活就业为农民工延长工作时间提供了有利条件。一方面,计算机算法和软件模糊了新型灵活就业者的工作与生活界限<sup>[23]</sup>,为农民工延长工作时间提供了技术条件;另一方面,由于新型灵活就业形式“灵活”,加班时间限制、加班工资支付和休息休假制度等劳动管制很难充分发挥作用,也为雇主延长农民工工作时间提供了有利的制度条件<sup>[22]</sup>。最后,计算机算法和软件的精准、严格控制使新型灵活就业的劳动过程具有强烈的赶工色彩<sup>[20]</sup>,明显增加了农民工的劳动强度。这样,工作时间延长和劳动强度增加导致很多农民工过度劳动,必然会增大农民工的健康风险,比如发生更多的疾病和伤害<sup>[24]</sup>以及造成更大的心理健康损失<sup>[16]</sup>。

由于健康风险增大,农民工在灵活就业中将面临更大的工作中断概率。首先,参加社会保险是劳动者抵御健康风险的有效方法,但弱化的劳动关系使现行社会保险很难全面覆盖灵活就业者<sup>[17]</sup>。那么,当面对更大的健康风险时,很多农民工只能事前“主动”或事后“被动”离开劳动力市场。有调查显示,工龄不足 1 年的外卖骑手占 74%,工龄超过 2 年的骑手仅占 10%<sup>[20]</sup>。其次,很多新型灵活就业岗位是由小规模“任务”或“工作”组成的,一般不会签署标准化劳动合同,因此雇主与雇员的劳动从属关系被弱化。由此,当雇主单方面中断灵活就业者的工作任务时,通常不需要承担太多的责任和义务<sup>[17,8]</sup>。最后,很多就业政策是以标准化劳动合同为基础的,非标准化灵活就业并不在其管理范围内,这也在制度设计上强化了农民工就业的弱势地位,比如传统的“失业”标准就不适用于新型灵活就业者<sup>[8]</sup>。总之,在数字经济发展中,农民工参加灵活就业,需要面临更大的工作中断概率,其就业较不稳定。为此,本文提出以下假说。

假说 2a:在数字经济发展中大量农民工参加灵活就业,增大了农民工健康风险。

假说 2b:在数字经济发展中大量农民工参加灵活就业,提高了农民工的工作中断概率。

综上,数字经济发展促使大量农民工参加灵活就业,一方面带来了农民工就业的“去技能化”,降低了农民工工资收入水平;另一方面扩大了农民工健康风险,提高了农民工的工作中断概率。两方面因素都增加了农民工就业脆弱性,使农民工在劳动力市场上处于相对弱势的地位。

## 三、模型构建与数据说明

### (一) 模型构建

为了检验数字经济发展对农民工就业脆弱性的影响,本文采用双向固定效应模型进行相关估计,具体方程为:

$$Y_{irt} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \omega Z_{irt} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{irt} \tag{1}$$

其中, $Y_{irt}$ 为第  $t$  年  $r$  地区农民工  $i$  的就业脆弱性,包括工资收入水平和工作中断概率;



$Digital_{it}$ 表示第 $t$ 年 $r$ 地区的数字经济发展情况; $Z_{it}$ 表示个体特征、家庭特征和地区特征等控制变量; $\theta_i$ 为个体固定效应, $\mu_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

数字信息技术创新及应用与劳动力就业共同受到地区经济发展、基础设施建设和人才集聚程度等因素影响,估计方程中很可能存在内生性问题。另外,数字经济发展的测度不可避免地会遗漏很多可见与不可见因素,由此产生的测度误差也会造成内生性。为此,本文采用工具变量法进行相关估计。借鉴黄群慧等<sup>[25]</sup>以及赵涛等<sup>[26]</sup>的研究,本文选择省级层面1996年每百人固定电话机数量作为数字经济发展的工具变量。

一般认为,工具变量应该满足两项要求,即相关性要求和外生性要求。一方面,数字经济发展以互联网技术为前提,而早期互联网技术又是从电话线拨号接入(PSTN)开始的,所以固定电话机是数字经济发展的路径基础。并且1996年每百人固定电话机数量不仅体现了历史上通信基础设施建设情况,而且从技术获得和习惯养成等方面对现代数字信息技术进步以及数字经济发展产生重要影响。因此,1996年每百人固定电话机数量满足工具变量的相关性要求。另一方面,1996年每百人固定电话机数量只能通过数字经济发展作用于农民工就业。这是因为,随着信息技术进步和互联网发展,固定电话机逐渐被手机和网络取代,不可能对当前农民工就业产生直接的重要影响。而且,历史上固定电话机数量是前定的宏观变量,也不会被当前微观层面农民工个体就业状况所影响。换言之,1996年每百人固定电话机数量具有很好的外生性,只能通过解释变量影响被解释变量。

还需要指出的是,1996年每百人固定电话机数量是一个横截面数据,不能直接用于面板数据的计量分析。参照Nunn和Qian<sup>[27]</sup>的处理方法,本文引入随时间变化的变量——上一年全国互联网用户数,构造出一个面板工具变量,即上一年全国互联网用户数与1996年各地每百人固定电话机数量的交互项。互联网用户数(即互联网普及率)反映了数字基础设施建设情况,与数字经济发展紧密相关。而上一年全国互联网用户数属于前定宏观变量,不可能被当前农民工个体就业状况所影响。另外,大多数农民工缺少数字技能,很少能通过互联网技术实现就业<sup>[28]</sup>。所以,上一年全国互联网用户数同样满足了工具变量的相关性和外生性要求。在后文实证分析中,上述交互项也通过了针对工具变量的不可识别和弱工具变量检验<sup>①</sup>。

## (二)数据来源

本文数据来源于2014、2016和2018年中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamic Survey, CLDS)。该数据库包括了劳动力个体、家庭和社区三个层面的追踪调查数据,涵盖了就业、人口、教育及经济活动等多个领域。为了考察数字经济发展对农民工就业脆弱性的影响,本文筛选出年龄在16~64岁、拥有农村户籍、从事非农务工的农民工样本作为研究对象。其中,工资收入只限于非农务工的工资性收入,不包括经营性收入及其他收入来源。本文剔除了周工作时长大于110小时的样本,并对工资收入水平、工作中断概率、教育和户均耕地面积等重要变量进行两端缩尾2%处理,以提高数据信度。剔除部分数据缺失样本后,本文共得到农民工样本12892个。此外,数字经济发展的衡量指标主要来源于中国工业和信息化部、国家统计局、《中国统计年鉴》以及各省区市统计年鉴。

## (三)指标设置

### 1. 被解释变量

本文选择农民工就业脆弱性作为被解释变量,包括农民工的工资收入水平和工作中断概

① 另外,本文进行了内生性检验,Hausman检验和DWH检验结果均显示,估计方程存在内生性问题。然后,本文采用两阶段最小二乘法,第一阶段估计结果表明,数字经济发展与工具变量之间存在正相关关系,且在1%的置信水平上显著。还有,第一阶段估计结果的联合显著性检验F统计量均大于10,也说明不存在弱工具变量问题。最后,本文对估计方程进行外生性检验,发现工具变量法很好地解决了内生性问题,证明了后文实证分析的可靠性。

率。其中,考虑到农民工普遍加班和超时工作,本文采用小时工资数作为农民工工资收入水平的衡量指标,核算方法是:首先,根据 CLDS 调查问卷,把农民工每周工作小时数乘以 4,再乘以年工作时长(月),得到农民工的年工作小时数;然后,把年工资收入除以年工作小时数,得到农民工的小时工资数。为了保持统计口径一致,以 2014 年为基期,本文采用各地消费者物价指数对农民工年工资收入进行平减处理。另外,根据 CLDS 调查问卷,本文采用跳槽频次作为农民工工作中断概率的衡量指标。跳槽频次既能够反映农民工源于灵活就业的低工资或健康风险而“主动”离职,又可以体现灵活就业中劳动关系弱化和雇主单方面中断劳动者工作任务的情景,即农民工“被动”离职。核算方法是:统计每个农民工更换工作的总次数,除以其工作年限,得到农民工跳槽次数的年均值。

### 2. 解释变量

结合 G20 杭州峰会对数字经济的概念界定,本文着眼于数字经济条件及应用,从数字基础设施、数字产业化和产业数字化三个维度构建数字经济综合发展指数,作为数字经济发展的衡量指标。首先,数字基础设施是数字经济的重要组成部分,是支撑数字经济运行和发展的基础,形式多样的数字产业以及广泛的产业数字化都需构筑于良好的数字基础设施之上。借鉴盛斌等<sup>[29]</sup>的研究,考虑到数据的可得性,本文选择光缆线路长度、互联网普及率以及 IPV4 地址数作为数字基础设施的评价指标。其次,数字产业化是指依靠数字技术革命推进市场创新,并将创新成果转化为数字产业,从而催生出新产业、新业态和新模式。借鉴陆建栖等<sup>[30]</sup>的研究,本文选择电子信息制造业主营业务收入、软件业务收入、信息通信产业就业人员占比、ICT 行业固定资产投资占全社会总投资比例作为数字产业化的评价指标。最后,产业数字化是指以现代数字信息技术为基础,推动数字技术和实体经济深度融合,对传统产业进行数字化转型升级和价值再造。借鉴陆建栖等<sup>[30]</sup>和陈建等<sup>[31]</sup>的研究,本文选择每百家企业拥有网站数、电子商务企业占比、电子商务销售额作为产业数字化的评价指标。然后,针对上述评价指标体系,通过主成分分析法确定主成分的个数,并计算其权重,核算得出数字经济综合发展指数。

### 3. 中介变量

为了检验数字经济影响农民工就业脆弱性的机制,本文选择灵活就业作为中介变量。根据已有研究以及 2020 年《国务院办公厅关于支持多渠道灵活就业的意见》,本文认为,灵活就业者主要是指个体经营、无固定雇主、非正规就业和非全日制工作的从业人员。由此,本文构造了农民工灵活就业综合评价指数,具体方法是:首先,在职业类型方面,根据调查问卷“您的职业类型是什么”,将自雇劳动视为灵活就业,赋值为 1,其他样本赋值为 0;其次,在雇佣关系方面,根据调查问卷“您的工作是否有固定的雇主”,将回答为“否”的样本视为灵活就业者,赋值为 1,其他样本赋值为 0;再次,在正规就业方面,根据调查问卷“您签订的是哪种类型的劳动合同”,将无固定时段、短期合同或者无合同的样本视为灵活就业者,赋值为 1,其他样本赋值为 0;最后,在工作时长方面,根据调查问卷“您的工作是不是一份全职工作”,将回答为“否”的样本视为灵活就业者,赋值为 1,其他样本赋值为 0。那么,对四项指标进行相关性检验,然后采用主成分分析法确定主成分的个数,并计算其权重,由此核算得到灵活就业综合评价指数,以反映农民工灵活就业情况<sup>①</sup>。

### 4. 控制变量

除了数字经济发展,农民工就业还会受到很多其他因素影响,本文在估计方程中加入一些控制变量,包括个体特征、家庭特征和地区特征。其中,个体特征包括性别、年龄、政治面貌、婚

① 为了提高灵活就业综合评价指数的科学性,本文针对四项指标,分别采用熵权法、CRITIC 法、组合赋权法、独立性权重法、信息量权重法进行相关测算和机制检验,同样得到了基本相似的研究结论。

姻状况、受教育年限和农业劳动经历;家庭特征包括家庭人口数、社会资本、家庭耕地面积以及家庭经济状况;地区特征包括产业结构、对外开放程度和地区经济发展。具体衡量指标如表 1 所示。

表 1 核心变量的描述性统计

核心变量	衡量指标	均值	标准差	最小值	最大值
工资收入水平	年工资收入/年工作小时数	20.71	13.74	0	44.13
工作中断概率	年均跳槽次数	0.162	0.270	0	4
数字经济发展	数字经济综合发展指数	0.493	0.235	0.105	0.944
灵活就业	灵活就业综合评价指数	0.035	1.287	-1.903	2.345
性别	男 = 1, 女 = 0	0.450	0.497	0	1
年龄	调查年份 - 被调查者出生年份	38.04	14.02	16	64
政治面貌	中共党员 = 1, 其他 = 0	0.044	0.205	0	1
婚姻状况	已婚 = 1, 未婚、丧偶、离异 = 0	0.785	0.410	0	1
受教育年限	未上过学 = 0, 小学或私塾 = 6, 初中 = 9, 普通高中/职业高中/技校/中专 = 12, 大专 = 15, 本科 = 16, 硕士 = 19, 博士 = 22	9.028	3.956	0	19
农业劳动经历	有多少年农业生产经历	7.377	7.169	0	22
家庭人口数	家庭共同居住的人口数	4.358	1.731	1	9
社会资本	礼品和礼金支出总额的对数值	3.914	3.812	0	8.922
家庭耕地面积	家里一共有多少亩耕地	4.156	5.626	0	42
家庭经济状况	家庭月收入的对数值	7.876	1.833	0.815	10.81
产业结构	第三产业产值占 GDP 的比重	0.318	0.155	0.027	0.598
对外开放程度	进出口贸易总额占 GDP 的比重	0.264	0.196	0.018	1.975
地区经济发展	省级人均 GDP 的对数值	10.19	0.696	8.521	11.12

四、实证结果分析

(一) 基准回归

如表 2 所示,在第(1)列至第(3)列中,以数字经济发展作为解释变量,以农民工工资收入水平作为被解释变量,本文采用双向固定效应模型,逐步加入控制变量,估计结果显示:数字经济发展对农民工工资收入水平具有显著的负向影响。在第(4)列中考虑到有可能存在内生性,本文采用工具变量法重新进行相关估计,数字经济发展依然显著降低了农民工工资收入水平。另外,在第(5)列至第(8)列中,以农民工工作中断概率作为被解释变量,本文同样采用双向固定效应模型和工具变量法进行估计,估计结果均显示数字经济发展显著提高了农民工跳槽频次,即抬升了农民工工作中断概率。这就初步验证了前文理论分析,说明数字经济发展明显增加了农民工就业脆弱性。

在控制变量方面,首先,对于已婚和受教育年限较长的农民工来说,其工资收入水平相对较高,而工作中断概率较低。这符合传统劳动经济学研究的主要结论。其次,如果从事农业劳动时间较长,那么考虑到非农就业岗位竞争,农民工的工作中断概率相对较大<sup>[32]</sup>。同时,当家庭经济状况较好和家庭耕地面积较大时,农民工需要更多时间从事家庭生产,其非农务工参与程度和工资收入水平也相对较低<sup>[32]</sup>。最后,地区经济发展水平越高或者进出口贸易越发达,灵活就业岗位和就业机会理应越多,但农民工工资收入水平反而越低,工作中断概率也越大。这也

从侧面印证了前文分析,即农民工参加灵活就业增加了就业脆弱性。

表 2

数字经济发展对农民工就业脆弱性的影响

(N = 11621)

变量	工资收入水平				工作中断概率			
	FE	FE	FE	IV	FE	FE	FE	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字经济发展	-0.1030 ** (0.0493)	-0.0962 ** (0.0428)	-0.1369 *** (0.0524)	-0.1378 *** (0.0534)	0.0773 *** (0.0297)	0.0791 *** (0.0302)	0.0996 ** (0.0336)	0.1116 *** (0.0396)
性别	0.6750 (0.5872)	0.8055 (0.5093)	0.6812 (0.5878)	0.7964 (0.5118)	-0.4869 (0.3606)	-0.5193 (0.3657)	-0.5216 (0.3660)	-0.5368 (0.3654)
婚姻状况	0.3125 *** (0.1048)	0.3136 *** (0.1049)	0.3139 *** (0.1049)	0.3148 *** (0.1049)	-0.3384 *** (0.1053)	-0.3396 *** (0.1074)	-0.3408 *** (0.1077)	-0.3474 *** (0.1074)
年龄	-0.0266 (0.0253)	-0.0047 (0.0218)	-0.0222 (0.0251)	-0.0039 (0.0219)	0.0099 (0.0141)	0.0111 (0.0142)	0.0111 (0.0142)	0.0119 (0.0142)
受教育年限	0.0038 ** (0.0158)	0.0039 ** (0.0137)	0.0038 ** (0.0157)	0.0039 ** (0.0138)	-0.0195 ** (0.0077)	-0.0186 ** (0.0078)	-0.0185 ** (0.0078)	-0.0180 ** (0.0078)
政治面貌	-0.1529 (0.2181)	-0.2190 (0.1911)	-0.3180 (0.2208)	-0.2298 (0.1923)	-0.0093 (0.1275)	-0.0158 (0.1305)	-0.0179 (0.1308)	-0.0059 (0.1306)
农业劳动经历	0.2349 (0.2280)	0.0359 (0.1964)	0.2419 (0.2262)	0.0227 (0.2012)	0.0040 ** (0.0019)	0.0041 ** (0.0019)	0.0041 ** (0.0019)	0.0038 ** (0.0019)
家庭人口数		-0.0179 (0.0371)	-0.0674 (0.0427)	-0.0205 (0.0374)		-0.0005 (0.0264)	-0.0005 (0.0264)	-0.0062 (0.0264)
社会资本		0.0037 (0.0053)	0.0077 (0.0062)	0.0033 (0.0054)		0.0008 (0.0037)	0.0008 (0.0037)	0.0003 (0.0037)
家庭经济状况		-0.1646 *** (0.0077)	-0.1638 *** (0.0330)	-0.1633 *** (0.0079)		-0.0130 (0.0055)	-0.0131 (0.0055)	-0.0135 (0.0055)
家庭耕地面积		-0.0014 ** (0.0041)	-0.0019 ** (0.0048)	-0.0017 ** (0.0041)		0.0018 (0.0028)	0.0018 (0.0028)	0.0025 (0.0028)
产业结构			-0.7099 (0.5554)	-0.2472 (0.4951)			0.0841 (0.3006)	0.2557 (0.3355)
对外开放程度			-0.0044 ** (0.0020)	-0.0028 * (0.0017)			0.0029 ** (0.0012)	0.0022 * (0.0012)
地区经济发展			0.0169 (0.6716)	0.1341 (0.5992)			0.9549 * (0.4031)	0.7386 * (0.4082)
个体固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
截距项	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.107	0.264	0.023	0.262	0.192	0.195	0.198	0.199

注:①括号内是个体所在地区层面的稳健聚类标准误;②\*\*\*代表 p<0.01,\*\*代表 p<0.05,\*代表 p<0.1;下同。

(二) 稳健性检验

通过替换衡量指标、调整研究样本和改变研究方法,本文重新估计了数字经济发展对农民工就业脆弱性的影响。

1. 替换衡量指标

(1) 替换解释变量——数字经济发展的衡量指标。借鉴已有研究,本文重新构造了数字经济综合发展指数,将数字普惠金融纳入评价指标体系,进而从互联网发展和数字普惠金融两个



方面来测度数字经济发展水平<sup>[25-26]</sup>。其中,互联网发展的衡量指标是省级互联网普及率、人均电信业务总量、每百人移动电话用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重;数字普惠金融的衡量指标采用的是北京大学数字普惠金融指数。由此,本文使用主成分分析法重新核算得出数字经济综合发展指数。

(2) 替换被解释变量——工作中断概率的衡量指标。类似于农民工跳槽频次,根据 CLDS 调查问卷,“上一份工作的持续时间”也能反映农民工的工作中断概率。上一份工作持续时间越长,说明农民工就业稳定性越强;相反,上一份工作持续时间越短,意味着农民工就业稳定性越弱。这尤其能够反映农民工的就业类型,即无固定时段、短期合同或者无合同型就业。借此,本文重新衡量农民工工作中断概率,并进行了相关估计。

(3) 替换被解释变量——就业脆弱性的衡量指标。如前文所述,农民工只有获得与城镇居民基本相似的就业和收入,才能建立起稳定的城镇生计,并逐步缩小与城镇居民在生存、交往和价值观上的差距。因此,根据调查问卷“未来 5 年您是否计划到城镇定居”,本文选择农民工城镇居留意愿来衡量农民工市民化水平进而从侧面反映农民工就业脆弱性变化。具体赋值方法是:回答“计划”的样本为 1,回答“没想好”和“不计划”的样本为 0。

如表 3 所示,在第(1)列和第(2)列中替换数字经济发展的衡量指标后,数字经济发展仍然降低了农民工工资收入水平,并抬升了农民工工作中断概率。同样,在第(3)列和第(4)列中替换工作中断概率和就业脆弱性的衡量指标后,数字经济发展也增加了农民工就业脆弱性。这验证了前文实证分析的稳健性。

表 3 替换衡量指标的稳健性检验

变量	替换解释变量		替换被解释变量	
	工资收入水平	工作中断概率	上一份工作持续时间	就业脆弱性
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字经济发展	-0.1733*** (0.0671)	0.1264*** (0.0424)	-0.1461** (0.0663)	-0.1011* (0.0608)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制
截距项	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	11540	11540	11621	11621
R <sup>2</sup>	0.261	0.359	0.098	0.038

2. 调整研究样本

(1) 以受雇农民工为研究样本。为了进一步提高估计精度,从工资收入水平和工作中断概率两个方面来考察农民工就业脆弱性变化,特别是考察农民工工资收入水平下降和“被动”离职情况,本文将研究样本限定为受雇农民工。按照劳动者的就业类型,剔除雇主、自营劳动等自我雇佣样本,本文共得到 6148 个受雇农民工样本。由此,重新进行相关估计,结果如表 4 中第(1)列和第(2)列所示。

(2) 剔除高中以上学历的农民工样本。由于农民工的受教育年限不同,其就业决策和就业脆弱性存在明显差别。一般认为,受教育年限越长,农民工的工资收入水平和就业稳定性越高。为了提高估计精度,本文剔除了高中以上学历的农民工样本,由此共得到 9663 个研究样本,估计结果如表 4 中第(3)列和第(4)列所示。

(3) 消除数据样本的测度误差。在 CLDS 数据库中,由于被调查者的认知能力、合作程度不同,数据样本有可能存在测度误差。为了提高估计精度,本文删除了不合作、不可靠、应付调查、未取得信任的样本:首先,根据“被访者合作程度如何”,删除“很不合作”和“不合作”的样本;



其次,根据“这份问卷访问所得的可靠程度如何”,删除“很不可靠”和“不可靠”的样本;再次,根据“是否存在应付调查的行为”,删除“大多数时候”和“有些时候”的样本;最后,根据“对访问员的信任程度”,删除信任程度“很低”和“低”的样本。这样,本文共得到 4408 个农民工样本,估计结果如表 4 中第(5)列和第(6)列所示。显然,三次调整研究样本以后,数字经济发展仍然显著增加了农民工就业脆弱性。

表 4 调整研究样本的稳健性检验

变量	以受雇农民工为研究样本		剔除高中以上学历的样本		消除测度误差	
	工资收入水平	工作中断概率	工资收入水平	工作中断概率	工资收入水平	工作中断概率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济发展	-0.1356** (0.0599)	0.1237*** (0.0467)	-0.1186** (0.0602)	0.1101*** (0.0310)	-0.2339** (0.1012)	0.1019** (0.0495)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
截距项	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	6148	6148	9663	9663	4408	4408
R <sup>2</sup>	0.262	0.188	0.284	0.239	0.410	0.337

3. 改变研究方法

(1) *Heckman* 模型。数字经济下农民工参加灵活就业并非随机,就业能力、年龄、受教育年限、性格特点等因素都会影响农民工就业决策,进而作用于其工资收入水平和工作中断概率。为此,本文采用 *Heckman* 模型,重新进行相关估计,以解决样本选择偏差问题。在第一阶段,本文以农民工是否参加灵活就业作为被解释变量,赋值标准为:灵活就业样本为 1,否则为 0。然后,采用二元选择模型估计农民工参加灵活就业的概率,同时测算得出逆米尔斯比率(*IMR*)。在第二阶段,本文把逆米尔斯比率(*IMR*)作为控制变量引入估计方程,结果如表 5 第(1)列和第(2)列所示。显然,数字经济发展对农民工就业脆弱性的增进作用依然显著。

表 5 改变研究方法的稳健性检验

变量	Heckman 模型		Hausman-Taylor 模型		GMM 方法	
	工资收入水平	工作中断概率	工资收入水平	工作中断概率	工资收入水平	工作中断概率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济发展	-0.1972*** (0.0674)	0.0891** (0.0359)	-0.0858** (0.0428)	0.0511** (0.0232)	-0.1569*** (0.0207)	0.1494*** (0.0260)
<i>IMR</i>	1.8449** (0.8555)	-1.1894*** (0.4556)				
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定	已控制	已控制	未控制	未控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定	未控制	未控制	已控制	已控制	未控制	未控制
截距项	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	8631	8631	11621	11621	11621	11621
R <sup>2</sup>	0.234	0.422	-	-	0.072	0.130

(2) *Hausman-Taylor* 模型。数字信息技术创新及应用与劳动就业共同受到地区经济发展和人才集聚程度等因素影响,再加上数字经济发展测度不可避免地会存在误差,因此,前文估计方

程很可能存在内生性问题。另外,考虑到不随时间变化的个体特征和家庭特征等非时变因素,为了充分利用面板数据信息,本文采用 *Hausman-Taylor* 模型重新进行相关分析,结果如表 5 中第(3)列和第(4)列所示,进一步印证了前文实证分析结果。

(3)*GMM* 方法。为了解决内生性问题,前文选择省级层面 1996 年每百人固定电话机数量与上一年全国互联网用户数的交互项作为工具变量。另外,进一步考虑到基准模型有可能存在异方差问题,为了提高估计精度,本文采用异方差条件下更有效的广义矩估计法(*GMM*)重新进行实证分析,结果如表 5 第(5)列和第(6)列所示。数字经济发展依然显著降低了农民工工资收入水平,并增加了农民工工作中断概率。

五、机制检验

根据前文理论分析,数字经济发展促使大量农民工参加灵活就业,一方面导致农民工就业“去技能化”,进而降低了其工资收入水平,另一方面扩大了农民工健康风险,从而提高了其工作中断概率。为此,本文检验了数字经济发展影响农民工就业脆弱性的机制。

(一)数字经济发展对农民工工资收入水平的影响

数字经济发展导致大量农民工参加灵活就业,造成农民工就业“去技能化”,必然带来农民工工资收入水平的下降。这样,灵活就业就成为数字经济发展影响农民工职业技能和工资收入水平的重要中介。本文检验了数字经济发展对农民工灵活就业的影响,然后估计了数字经济发展和灵活就业共同对农民工职业技能的影响及共同对农民工工资收入水平的影响。其中,根据 CLDS 调查问卷“掌握目前的工作技能所需要的时间”,本文构造了农民工职业技能的衡量指标,赋值标准为:“一天”为 1,“几天”为 2,“大约一周”为 3,“不到一个月”为 4,“一个月到三个月”为 5,“超过三个月、不到一年”为 6,“一年以上”为 7,“三年以上”为 8。

估计结果如表 6 所示。首先,在第(2)列中数字经济发展与农民工职业技能显著负相关,说明数字经济发展降低了农民工职业技能。在第(3)列中,农民工灵活就业与其职业技能显著负相关。结合第(1)列估计结果,这就验证了假说 1a,说明灵活就业在数字经济发展降低农民工职业技能中发挥了中介作用。其次,同理,在第(5)列中,灵活就业对于数字经济发展降低农民工工资收入水平也发挥了中介作用,从而验证了假说 1b。最后,根据职业技能与工资收入水平的正向因果关系,上述两方面估计结果验证了前文理论分析,即数字经济发展促使大量农民工参加灵活就业,降低了他们的职业技能水平,进而带来了其工资收入水平下降。

表 6 数字经济发展影响农民工工资收入水平的机制检验 (N=11621)

变量	灵活就业 (1)	职业技能 (2)	职业技能 (3)	工资收入水平 (4)	工资收入水平 (5)
数字经济发展	0.2723*** (0.0437)	-0.0995** (0.0500)	-0.0593 (0.0541)	-0.1378*** (0.0534)	-0.0889 (0.0569)
灵活就业			-0.0521* (0.0298)		-0.1477*** (0.0356)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
截距项	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.630	0.121	0.083	0.262	0.275
Sobel 检验	-	-	Z <sub>1</sub> = -2.072, p<0.05	-	Z <sub>2</sub> = 3.343, p<0.001

(二) 数字经济发展对农民工工作中断概率的影响

如前文分析,灵活就业也是数字经济发展影响农民工健康风险和工作中断概率的重要中介。所以,本文检验了数字经济发展对农民工灵活就业的影响,并估计了数字经济发展和灵活就业共同对农民工健康风险的影响,以及它们共同对农民工工作中断概率的影响。其中,根据CLDS 调查问卷,健康风险的衡量指标采用的是农民工自评健康状况,赋值标准为:“非常健康”为 1,“健康”为 2,“一般健康”为 3,“比较不健康”为 4,“非常不健康”为 5。

估计结果如表 7 所示,首先,在第(2)列中,数字经济发展与农民工健康风险呈显著正相关,说明数字经济发展扩大了农民工健康风险。在第(3)列中,灵活就业也显著扩大了农民工健康风险。结合第(1)列估计结果,验证了假说 2a,说明灵活就业在数字经济发展扩大农民工健康风险中发挥了中介作用。其次,在第(5)列中,灵活就业对于数字经济发展提高农民工工作中断概率也发挥了部分中介作用,从而验证了假说 2b。最后,根据健康风险与工作中断概率的正向因果关系,验证了前文理论分析,即数字经济发展促使大量农民工参加灵活就业,扩大了其健康风险,从而提高了农民工工作中断概率。

表 7 数字经济发展影响农民工工作中断概率的机制检验 (N = 11621)

变量	灵活就业 (1)	健康风险 (2)	健康风险 (3)	工作中断概率 (4)	工作中断概率 (5)
数字经济发展	0.2723 *** (0.0437)	0.1154 ** (0.0533)	0.0562 (0.0568)	0.1116 *** (0.0396)	0.0699 * (0.0397)
灵活就业			0.0534 * (0.0309)		0.1519 *** (0.0247)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
截距项	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.630	0.103	0.137	0.199	0.222
Sobel 检验	-	-	Z <sub>1</sub> = 2.872, p<0.05	-	Z <sub>2</sub> = 5.363, p<0.001

六、结论与建议

当前大量农民工集中从事收入少、不稳定、无保障的非正规工作,就业脆弱性问题突出。如何让农民工稳定地获得较高收入,即降低农民工就业脆弱性,已成为我国城镇化和市民化的关键问题。有学者认为,数字经济的快速发展创造了大量新型灵活就业岗位,为农民工就业提供了重要机遇。可是,数字经济在创造就业岗位的同时,也会替代部分就业岗位,并不必然降低农民工就业脆弱性。本文研究数字经济发展对农民工就业脆弱性的影响,既有利于识别数字经济发展的就业效应,又能服务于农民工就业和市民化实践,具有重要的理论和现实意义。

研究表明,数字经济发展增加了农民工就业脆弱性,包括工资收入水平下降和工作中断概率上升。数字经济发展促使大量农民工参加灵活就业,一方面导致农民工就业“去技能化”,降低了农民工工资收入水平;另一方面也扩大了农民工健康风险,从而在社会保障制度不完善、劳动关系相对弱化和劳动管理阶段性缺位的条件下,提高了农民工工作中断概率。两方面因素都体现了在数字经济发展中农民工就业的相对弱势地位,增加了农民工就业脆弱性。

为了改善农民工就业状况,政府可以采取以下措施:第一,加强职业技能培训,提高农民工技能水平。具体包括推广以工代训方式,激励企业为参加灵活就业的农民工提供高质量技能培

训;拓宽灵活就业者的职称评审渠道,提高农民工参加技能培训的积极性;完善财政激励措施,即使没有劳动合同或就业岗位,农民工参加技能培训也能便捷地领取补贴;采用融合阶段学习、送培上门、线上线下结合等灵活培训方式,为农民工提供多种专项培训机会。第二,创新劳动就业政策,强化农民工劳动权益保障。具体包括,改革灵活就业者的劳动关系认定,比如承认口头劳动合同的效力;对于无法适用标准工时的灵活就业岗位,采取补休等方式的劳动权益保护;通过签名入会、扫码入会等方式吸引农民工加入工会,并实施大数据动态管理;在灵活就业的劳动过程管理中充分考虑风险预防和劳动保护,并增加农民工维权意识和维权渠道。第三,完善社会保险制度,增强农民工抵御风险能力。具体包括,改革与雇主责任相关联的参保方式,提高社会保险对灵活就业者的容纳度;增加差异化参保方式,进一步扩大社会保险的包容性和灵活性;加大财政支持力度,激励企业和农民工个体参保;探索数字化社会保险管理,比如将劳动报酬的一部分自动用于参保缴费。

### 参考文献:

- [1] 戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020(11):17-35.
- [2] 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.
- [3] 李骏.非稳定就业与劳动力市场分割——对内地与香港的比较研究[J].社会学研究,2018,33(5):164-190.
- [4] Sutherland W, Jarrahi M H, Dunn M, et al. Work Precarity and Gig Literacies in Online Freelancing[J]. Work, Employment and Society, 2020, 34(3):457-475.
- [5] McKay S. Employer Motivations for Using Agency Labour: Hard Work, Hidden Lives: The Full Report of the TUC Commission on Vulnerable Employment[J]. Industrial Law Journal, 2008, 37(3):296-299.
- [6] Olsthoorn M. Measuring Precarious Employment: A Proposal for Two Indicators of Precarious Employment Based on Set-theory and Tested with Dutch Labor Market-data[J]. Social Indicators Research, 2014, 119(1):421-441.
- [7] Bazillier R, Boboc C, Calavrezo O. Measuring Employment Vulnerability in Europe [J]. International Labour Review, 2016, 155(2):265-280.
- [8] 吴清军,张艺园,周广肃.互联网平台用工与劳动政策未来发展趋势——以劳动者身份判定为基础的分析[J].中国行政管理,2019(4):116-123.
- [9] 王宁,胡乐明.数字经济对收入分配的影响:文献述评与研究展望[J].经济与管理评论,2022,38(5):20-35.
- [10] 宁光杰,杨馥萍.互联网使用与劳动力产业流动——对低技能劳动者的考察[J].中国人口科学,2021(2):88-100.
- [11] 杨宜勇,蔡潇彬.新时代创业带动就业活力充分释放[J].经济与管理评论,2021,37(2):64-71.
- [12] 魏国学.灵活就业兴起的动因及其对宏观经济运行的影响研究[J].经济学家,2021(8):22-30.
- [13] Lordan G, Neumark D. People Versus Machines: The Impact of Minimum Wages on Automatable Jobs[J]. Labour Economics, 2018(52):40-53.
- [14] Acemoglu D, Restrepo P. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6):2188-2244.
- [15] Rodrik D. An African Growth Miracle[J]. Journal of African Economies, 2018, 27(1):10-27.
- [16] 郭凤鸣,张世伟.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[J].劳动经济研究,2020,8(4):75-94.
- [17] 汪敏.新业态下劳动与社会保险政策的检视与选择[J].社会保障评论,2021,5(3):23-38.
- [18] 杨伟国,王琦.数字平台工作参与群体:劳动供给及影响因素——基于U平台网约车司机的证据[J].人口研究,2018,42(4):78-90.
- [19] 蓝定香,朱琦,王晋.平台型灵活就业的劳动关系研究——以外卖骑手为例[J].重庆社会科学,2021(10):60-69.



- [20] 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.
- [21] 孔庆洋,赵杰,郭斌,等.农民工加班意愿、劳动供给与人口红利[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2014,46(3):113-122,155.
- [22] 吴清军,李贞.分享经济下的劳动控制与工作自主性——关于网约车司机工作的混合研究[J].社会学研究,2018,33(4):137-162.
- [23] Bauernschuster S, Falck O, Woessmann L. Surfing Alone? The Internet and Social Capital: Evidence from an Unforeseeable Technological Mistake[J]. Journal of Public Economics,2014(117):73-89.
- [24] Christie N, Ward H. The Health and Safety Risks for People Who Drive for Work in the Gig Economy[J]. Journal of Transport & Health,2019(13):115-127.
- [25] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [26] 赵涛,张智,梁上坤.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[J].管理世界,2020,36(10):65-75.
- [27] Nunn N, Qian N. US Food Aid and Civil Conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6):1630-1666.
- [28] 朱建华,李荣强.信息贫困视角下数字技能对农村居民收入增长的影响研究——基于县级横截面数据的实证分析[J].图书与情报,2022(1):91-100.
- [29] 盛斌,刘宇英.中国数字经济发展指数的测度与空间分异特征研究[J].南京社会科学,2022(1):43-54.
- [30] 陆建栖,任文龙.数字经济推动文化产业高质量发展的机制与路径——基于省级面板数据的实证检验[J].南京社会科学,2022(5):142-151.
- [31] 陈建,邹红,张俊英.数字经济对中国居民消费升级时空格局的影响[J].经济地理,2022,42(9):129-137.
- [32] 邓睿.社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量?[J].经济学动态,2020(1):52-68.

(责任编辑:刘浩)

Does the Digital Economy Increase the Employment Vulnerability of  
Migrant Workers: Empirical Evidence from Three-period Data of  
China Labor-force Dynamics Survey

JIN Weidong, SUN Chao, HE Li

**Abstract:** This study employs data from the China Labor-force Dynamics Survey to investigate the effects of the digital economy on the employment of migrant workers. The findings reveal that the digital economy has led to a significant increase in flexible employment among migrant workers, resulting in heightened employment vulnerability. This is characterized by decreased wages and an elevated probability of work interruptions. Through a detailed mechanism analysis, we discover that the job creation and substitution effects of the digital economy compel many migrant workers to transition to new flexible employment opportunities. Consequently, this leads to the “de-skilling” of migrant workers and decreased wage levels, while also increasing their health risks and the likelihood of work interruptions. Both factors contribute to the increased employment vulnerability of migrant workers. As such, our study emphasizes the importance of strengthening digital skills training, innovating labor and employment policies, and improving the social security system to ensure that migrant workers can achieve stable, higher incomes and improved employment conditions.

**Keywords:** Digital Economy; Migrant Workers; Flexible Employment; Employment Vulnerability