

# 数字经济时代个体非正规就业选择研究

陈琳, 于琳慧, 高燕丽

(华东师范大学 经济与管理学院, 上海 200062)

**摘要:** 数字经济已成为驱动全球创新与实现包容性增长的关键动力, 同时也对就业市场造成冲击。现有文献虽探讨了数字经济对就业的影响, 但对非正规就业群体仍缺乏充分关注。非正规就业在我国总就业中占比过半, 是实现高质量就业的重要方面。文章基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 微观数据, 考察了城市层面数字经济发展对个体从事非正规就业的影响。研究发现, 城市数字经济发展显著降低了个体进入非正规就业的概率。具体而言, 城市数字经济发展主要通过缓解信息不对称和提升劳动者技能两条路径, 减少了居民个体的非正规就业。进一步考虑非正规就业的内部异质性发现, 数字经济发展主要抑制了被动型非正规就业, 对主动型非正规就业的影响较小, 且对不同技能水平及不同性别劳动力的影响也存在差异。拓展性分析显示, 数字经济发展提高了个体由非正规就业转向正规就业的概率, 但对劳动者从正规就业转入非正规就业岗位的作用并不明显。因此, 在推进数字经济建设过程中, 我国在关注数字经济发展对劳动力就业影响的同时, 应更加重视非正规就业市场, 以更好实现更加充分、更高质量的就业目标。

**关键词:** 数字经济; 非正规就业; 信息不对称; 劳动者技能

中图分类号: F241.4 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2025)12-0106-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250315.101

## 一、引言

当前, 以信息技术为代表的新一轮科技革命加速演进, 数字经济发展正成为推动经济增长的新引擎。2023 年, 中共中央、国务院印发《数字中国建设整体布局规划》, 明确提出要做强做优做大数字经济, 全面赋能经济社会发展。党的二十届三中全会进一步强调, 要促进实体经济与数字经济深度融合。国家数据局统计数据显示,<sup>①</sup>截至 2023 年底, 数字经济核心产业增加值对 GDP 的贡献率已接近 10%; 与此同时, 中国连续十一年稳居全球网络零售市场规模首位。这些成果有力印证了数字中国战略的赋能成效。数字经济已成为经济增长的新赛道, 其快速发展必将对就业市场产生深远影响。

就业是最大的民生。《“十四五”就业促进规划》将实施就业优先战略和积极就业政策作为推动高质量就业的着力点。2024 年 5 月, 中共中央政治局围绕促进高质量充分就业进行集体学习。2025 年政府工作报告强调, 就业是民生之本, 要完善就业优先政策, 促进高质量充分就业。

收稿日期: 2024-07-24

基金项目: 国家社会科学基金项目“中美经贸摩擦对劳动力市场的影响机理及政策应对研究”(23BJL057)

作者简介: 陈琳(1978—), 女, 浙江义乌人, 华东师范大学经济与管理学院教授, 博士生导师;

于琳慧(1994—), 女, 山东日照人, 华东师范大学经济与管理学院博士研究生;

高燕丽(1995—), 女, 浙江杭州人, 华东师范大学经济与管理学院硕士研究生。

<sup>①</sup> 数据来源于国家数据局发布的《数字中国发展报告(2023 年)》。

然而,受全球经济不确定性加大与国内市场需求不足影响,当前我国就业形势依然严峻。2023年,全国城镇调查失业率为5.2%,<sup>①</sup>同年6月,16—24岁城镇青年调查失业率升至21.3%,<sup>②</sup>创有统计以来新高。作为推动新质生产力发展的关键驱动力,数字经济为缓解就业压力提供了新契机,尤其在平台经济、零工经济等新就业形态中展现出独特影响力。数字经济一方面通过创造新就业机会、优化信息获取渠道等,助力部分劳动者实现高质量正规就业;另一方面,也可能使部分低技能劳动力因技能不匹配、信息获取能力有限等原因而陷入非正规就业。数字经济的双刃剑效应给就业稳定性带来隐忧,尤其对依赖传统岗位的非正规就业者而言,自动化与智能化的推进正削减原有就业机会。因此,探究数字经济对非正规就业的影响,成为推动就业市场稳定与高质量发展的关键议题。

有关数字经济发展对就业的影响,现有文献大多聚焦于就业数量(Giuntella等,2022)、就业结构(Wu和Yang,2022;叶胥等,2021)和就业质量(Guo等,2023;戚聿东等,2020;项升和李豫新,2025)等方面,对非正规就业的关注相对不足。非正规就业是指未被纳入国家正规劳动市场统计、社会保障体系及法律保护框架的就业形式(ILO,2002)。这类就业往往缺乏正式劳动合同,工作条件不稳定,收入不固定,且劳动者通常无法享有正规就业中常见的社会保险、医疗保险、养老金等福利。在许多发展中国家,非正规就业构成劳动力市场的主体,如墨西哥和秘鲁为70%(Cisneros-Acevedo,2022),巴西为43.2%(Arias等,2018)。作为社会总体就业的重要组成部分,非正规就业在缓解就业压力、扩大就业规模方面发挥着关键作用,但在劳动者权益保障、资源获取及技能培训等方面存在明显局限(邢春冰和邱康权,2024)。非正规就业不仅在数量层面举足轻重,更是关乎就业质量的核心议题。非正规就业既影响劳动者个体生活水平,也牵涉社会公平、经济增长可持续性以及社会稳定。数字经济的快速发展通过降低创业门槛、拓宽就业领域、鼓励技能多样性等路径,显著增强了对非正规就业的包容性,为个体提供了突破常规就业框架的可能,尤其为追求灵活就业或自主创业的群体带来了新机遇(邓辛和彭嘉欣,2023)。然而,数字化进程也给劳动力市场带来新挑战,包括劳动保护缺位、收入波动加剧、社会保障缺失等问题,尤其是数字平台工作固有的不稳定性,进一步放大了非正规就业者的脆弱性。此外,技术鸿沟还使部分缺乏必要数字技能的非正规就业者被进一步边缘化,加剧社会经济不均衡(陈佳莹等,2022)。因此,深入探讨数字经济对非正规就业的双重影响及其机制,对促进高质量就业具有重要现实意义。

本文基于数字经济数据与微观个体数据,检验了城市层面数字经济发展对个体从事非正规就业的影响及其机制。研究发现,城市数字经济发展通过缓解信息不对称和提升劳动者技能两条路径,显著降低了个体选择非正规就业的概率。异质性分析表明,数字经济发展主要抑制了被动型非正规就业,对主动型非正规就业无显著影响;同时,数字经济对不同技能水平和不同性别群体的影响存在明显差异。此外,本文还识别了数字经济冲击下劳动者的岗位转换方向,发现数字经济发展提高了个体从非正规就业转向正规就业的概率,但对劳动者从正规岗位转入非正规就业岗位的作用不显著。

本文的研究贡献主要体现在:第一,研究视角不同。关于数字经济对就业影响的现有研究大多从整体层面切入,而本文聚焦非正规就业这一在发展中国家占比偏高的特定群体;此外,区别于以往省级层面的研究,本文构建城市层面数字经济发展指数并结合个体微观数据,为数字

① 数据来源: [https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202402/content\\_6934935.htm](https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202402/content_6934935.htm)。

② 数据来源: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=A01&z=A0E01&sj=202512>。

经济对非正规就业的影响提供了更细致深入的经验证据。第二,机制与异质性的新探讨。本文从缓解信息不对称和提升劳动者技能两方面进行机制检验,探究了个体如何通过有效利用数字资源来增强信息获取能力与职业技能。除了考察技能、性别、年龄、城乡等异质性外,本文还关注了非正规就业内部的异质性特征,这既拓宽了现有研究边界,也为政策制定提供了新参考。第三,就业双向转换的细化考察。不同于以往多使用宏观统计数据或微观截面数据的做法,本文采用 CFPS 面板数据识别了个体相邻年份就业正规性的转换行为,深入剖析了数字经济对个体跨岗位流动的影响,捕捉了数字经济时代就业市场劳动力选择的动态变迁。

## 二、文献综述与理论假说

### (一)数字经济发展对非正规就业的影响

随着数字经济的快速发展,劳动力市场呈现远程就业、零工经济等新特征,学术界对数字经济与就业关系的研究也逐步深化。数字经济重塑劳动要求与就业形态,对就业同时产生方向相反的创造效应与替代效应,故其对就业规模的最终影响方向具有不确定性。围绕这一主题,学术界已开展大量探讨。部分学者认为数字经济催生更多就业岗位,存在创造效应(戚聿东和褚席, 2021); 另有学者指出数字经济发展会导致部分岗位消失,引发技术性失业(Lederman 和 Zouaidi, 2022; 王军和常虹, 2021); 还有学者同时考察两种效应,发现其在不同产业、群体与岗位间的影响存在显著分化(Jin 和 Lyu, 2024; 仇化和尹志超, 2023)。

有关数字经济对非正规就业的影响,一方面,数字经济催生了自由职业、兼职、零工经济等多种灵活就业模式(吕康银等, 2023),为个体拓展了就业选择。数字经济还降低了创业门槛,使更多个体能依托互联网平台开展小生意。电商平台为小微商家打开了广阔市场,社交媒体为内容创作者提供了展示空间。这类低门槛创业虽缺乏稳定性与社会保障,但为大量低技能劳动力提供了收入来源。另一方面,数字经济发展助力劳动者转向正规就业,从而减少非正规就业。首先,数字经济催生了大量新就业机会,电子商务、在线教育、大数据分析等行业劳动力需求显著增加,这些新兴行业提供稳定且有社会保障的正规就业岗位,吸引了众多中高技能劳动力(戚聿东和刘翠花, 2020)。其次,数字经济催生的新就业形态(如快递员、外卖员等)与标准化劳动关系不同,带有非正规就业固有弱点,如缺乏社保福利、就业稳定性差、生存与竞争压力大、社会地位偏低等。不过,尽管新就业形态从业者面临类似非正规就业者的法律与社保问题,但因与平台经济紧密关联,我国正逐步完善政策以保护其权益,故新就业形态与非正规就业虽有部分重叠,但在范围界定上存在明显的不同。基于理性行为理论,有能力的劳动者更倾向于选择正规就业,减少对非正规就业的依赖(吴要武, 2009)。此外,非正规就业者享有的社会保障少甚至完全没有,而社保是获取幸福感与安全感的重要支撑;数字经济发展提升了劳动者的权利诉求与契约意识,强化了其进入正规就业岗位的意愿(宋林和何洋, 2020)。最后,数字经济助力劳动者搜寻匹配更多正规就业岗位。在线招聘平台与应用程序的普及提供了覆盖多行业、多职能的海量职位,求职者还能按技能、职业兴趣和地域偏好进行筛选。这既强化了信息时效性,又满足了个性化需求,使其能在更广范围内搜寻匹配机会,更易获得正规就业岗位(陈奕庭和董志强, 2020)。与非正规就业定义相近,部分学者也从非标准就业、不充分就业等视角展开分析。陈贵富等(2022)研究发现,城市数字经济发展显著降低了劳动力不充分就业概率,主要通过优化劳动者技能结构和推动行业结构升级,缓解不充分就业问题。

基于上述分析,数字经济发展虽对非正规就业具有正向与负向双重影响,但总体来看,无论是初次进入劳动力市场的劳动者,还是此前从事非正规就业的劳动者,在数字经济时代,有能

力的劳动者均表现出更强的正规就业意愿,而数字经济与信息技术的发展也为劳动者搜寻匹配正规就业岗位提供了更多可能。因此,数字经济发展促使劳动者倾向选择正规就业,相应减少对非正规就业的选择。由此,本文提出以下假说:

假说 1:数字经济发展对非正规就业具有双重影响,能够降低个体从事非正规就业的概率,但对不同技能层次劳动力的影响存在异质性。

### (二)数字经济发展缓解信息不对称的作用机制

劳动力市场属于典型的信息不对称市场,雇员比雇主更了解自身知识与技能,雇主仅能依据以往经验定薪,导致市场呈分层态势。劳动力市场可划分为一级与二级市场,其中一级劳动力市场的劳动者通常有较高的学历与专业技能,社会地位高、受尊重,就业条件好,享有良好的社保福利;二级劳动力市场由大量非熟练工人构成,工作条件差,社会地位低,是非正规就业者的集中地。由于企业招聘需支付交易费用,雇主会习惯性地认为一级市场工人优于二级市场工人,从而不愿雇佣后者(Piore, 1983)。数字经济发展可缓解劳动力市场分割,尤其通过改善信息不对称,降低劳动者被迫进入非正规就业岗位的概率。

从就业者角度看,数字经济发展让求职者可通过各类招聘平台或人工智能系统,更便捷高效地查找岗位、接触更多信息,提升就业匹配效率(陈奕庭和董志强, 2020)。同时,数字经济发展降低了劳动者甄别就业信息的难度,帮助其更全面了解招聘岗位的稳定性、社会保障等情况,有利于进入正规就业岗位。此外,数字经济还帮助劳动者更好展现自身能力,展现越充分,找到正规就业岗位的概率越高。从招聘者角度看,企业可以借助云计算、大数据等数字工具建立人才信息库,招聘时通过算法精准匹配,更高效找到岗位所需人才(Kellogg 等, 2020)。数字经济环境下,企业与劳动者的雇佣关系更透明,依托电子合同、数字签名等工具,每份雇佣协议都可被精准记录追踪。这会增加企业违规成本,倒逼其重视劳动合同规范性与社保完善,助推劳动力市场正规化(宋林和何洋, 2020)。

从整体劳动力市场看,首先,数字经济发展能提升劳动者流动性,缓解信息不对称,减少非正规就业。具体而言,互联网与数据共享平台普及让劳动者突破地域限制,便捷获取多元就业信息。这既提升了个人择业自主权,又促进了全国范围人才流动,增加了就业选择机会。其次,劳动力市场可借助数字技术建立更完善的政策咨询与服务投诉平台,提升就业质量。依托数字劳动力市场信息平台,求职者更易获取正规企业招聘信息,更有机会获得有合同保障、待遇明确的工作,降低非正规就业概率。此外,高质量信息服务能规范招聘流程,提升市场透明度,推动更多企业遵守劳动法规,从而压缩非正规就业空间,提升整体就业质量。最后,数字生态扩展能扩大信息传播范围,加快信息流动速度,提升企业与劳动者的匹配效率。这意味着求职者能更快找到契合技能与期望的正规工作,减少求职时间成本,降低选择非正规就业作为临时岗位的可能性。由此,本文提出以下假说:

假说 2:数字经济发展能够缓解信息不对称,提升就业匹配质量,从而降低劳动者进入非正规就业岗位的概率。

### (三)数字经济发展提升劳动者技能的作用机制

数字经济发展为劳动力结构优化调整带来新机遇,表现为中高技能劳动力收入水平提升、高质量岗位数量增长(沈梓鑫和江飞涛, 2022)。数字经济高度依赖创新、技术与专业知识,高技能劳动者更能适应技术革新,劳动力市场对其需求增加,工资报酬随之提高。在自动化与智能化趋势下,诸多基础性和重复性工作由机器或软件替代,社会对低技能人力需求减少,低技能劳动者在承受数字经济冲击后收入降低、岗位缩减,因而有现实动力提升自身技能(柏培文和张



云, 2021)。中技能劳动者同样面临被替代风险, 也有动力参与培训学习以提升技能, 获取更优质岗位。劳动者接受技能培训后, 更易获得长期稳定工作, 从事自我雇佣或临时性工作的可能性随之下降。非正规就业者大多为中低技能劳动者, 如前所述, 在数字经济背景下, 中低技能劳动者可通过提升技能与竞争力进入正规就业岗位。

数字经济为劳动者拓宽技能提升的多维渠道, 降低非正规就业比例, 推动劳动力市场正规化与高质量发展。首先, 数字经济时代, 劳动者可依托互联网海量学习资源与在线培训课程提升人力资本水平(Hjort 和 Poulsen, 2019)。这种自主学习增强了其市场竞争力, 使其更易获得正规且有保障的岗位, 减少了非正规就业发生。其次, 在数字经济推动下, 信息快速传播与高透明度成为劳动力市场新常态, 极大提升了就业转换便利性(乔小乐等, 2023)。这种便利性削弱了流动阻碍, 降低了外部人转为内部人的门槛, 为劳动者创造了积累多元工作经验的契机。劳动者通过跨行业、跨岗位转换, 可以接触多样工作场景, 快速提升适应能力与解决复杂问题的技能。而这些正是正规就业市场所看重的, 经多部门多岗位历练的劳动者更易进入正规就业市场。最后, 企业为引才留才, 倾向签订长期劳动合同并提供良好的社会保障(Deming 和 Kahn, 2018), 这能增强正规就业吸引力, 引导劳动者远离不稳定、缺保障的非正规就业, 转向正规市场。由此, 本文提出以下假说:

假说 3: 数字经济发展能够提升中高技能劳动者的就业比重, 并通过提升劳动者技能, 减少非正规就业。

### 三、研究设计与实证分析

#### (一) 研究设计

1. 模型设定。为检验数字经济发展对个体非正规就业的影响, 本文采用线性概率模型进行回归分析, 模型设定如下:

$$INE_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 DIG_{it} + \beta_2 Controls + \lambda_t + \lambda_i + \lambda_h + \lambda_t \times \lambda_s + \lambda_t \times \lambda_h + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中,  $i$  表示城市,  $j$  表示家庭,  $k$  表示个体,  $t$  表示年份。 $INE_{ijkt}$  为城市  $i$  的家庭  $j$  中个体  $k$  在年份  $t$  的就业选择虚拟变量, 若个体从事非正规就业则取值为 1, 从事正规就业则取值为 0。 $DIG_{it}$  为城市  $i$  在年份  $t$  的数字经济发展指数。 $Controls$  表示控制变量,  $\lambda_t$ 、 $\lambda_i$  和  $\lambda_h$  分别为年份、省份和行业固定效应,  $\varepsilon_{ijkt}$  为随机扰动项。

2. 样本选取。本文数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据库, 采用该项目最新四期调查成果, 即 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年四轮调查数据。基于关键变量可得性原则, 本文剔除了个人特征缺失值较多的样本, 以及个体年龄小于 16 周岁或大于 64 周岁、就业状态为退出劳动力市场、就业类型为自家农业生产经营劳动者的样本。本文构建数字经济发展指数的变量与城市层面控制变量主要来自中国城市数据库, 数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心。经匹配处理后, 本文最终得到有效样本 14 244 个。

#### 3. 变量定义

(1) 被解释变量: 个体是否从事非正规就业的虚拟变量( $INE$ )。借鉴 Wang 等(2021)以及陈佳莹等(2022)的研究, 本文将非正规就业界定为两类情形: 一是劳动者未与雇主签订正式劳动合同; 二是虽已签订正式劳动合同, 但尚未能享受基本社会保障福利。<sup>①</sup>正规就业是指同时签订

<sup>①</sup> 部分文献将虽与雇主签订劳动合同但合同期限不足六个月的情况归入非正规就业, 然而 CFPS 数据缺失个体劳动合同期限信息, 本文未对此类情形进行考察。

正式劳动合同且享受基本社会保障的就业。这里的基本社会保障是指劳动者享有养老保险或医疗保险。

(2)解释变量。根据国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》对数字经济的界定,数字经济可分为数字产业化与产业数字化两部分。基于此定义,借鉴黄群慧等(2019)的研究,并综合考虑城市层面数据的可得性,本文从数字基础设施、数字产业化与产业数字化三个维度构建数字经济指标体系。具体而言,以每百人中互联网宽带接入用户数、每百人中移动电话用户数、人均电信业务总量来衡量城市数字基础设施水平;以信息传输、软件和信息技术服务业的城镇单位就业人数占城镇单位就业总人数的比重来表征数字产业化水平;数字普惠金融指数能较好反映数字交易活动的广泛参与度与包容性增长特征,可作为产业数字化指标,体现数字经济与实体经济的融合程度。本文采用主成分分析法,对上述五个经标准化处理的指标进行降维处理,计算得到数字经济发展综合指数(*DIG*)。

(3)控制变量。个体对非正规就业的选择受自身、家庭以及所在地区等多重因素影响,因此本文选取的控制变量包括个体、家庭和地区三个维度。本文变量定义见表1。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	是否非正规就业	<i>INE</i>	非正规就业取1,正规就业取0
解释变量	数字经济	<i>DIG</i>	城市层面数字经济发展指标
个人层面控制变量	年龄	<i>age</i>	个体被调查时的年龄
	性别	<i>gender</i>	男性取1,女性取0
	户籍状况	<i>register</i>	非农业户籍取1,农业户籍取0
	城乡分类	<i>urban</i>	城镇取1,乡村取0
	学历	<i>edu</i>	受教育年限
	婚姻状况	<i>marriage</i>	在婚或同居取1,未婚、独身(离婚或丧偶)取0
	政治面貌	<i>party</i>	党员取1,其他取0
	健康状况	<i>health</i>	不健康取1,一般健康取2,比较健康取3,很健康取4,非常健康取5
家庭层面控制变量	家庭规模	<i>fsize</i>	家庭总人口数
	家庭相对收入	<i>rfincome</i>	参照全社会家庭收入的总排名赋值
城市层面控制变量	经济发展水平	<i>lnGDP</i>	所在地区GDP的自然对数
	产业结构升级	<i>industry</i>	第三产业增加值占GDP的比重
	贸易开放程度	<i>trade</i>	进出口额占GDP的比重
	城乡收入差距	<i>gap</i>	城镇居民与农村居民人均可支配收入的比值
	人力资本投资水平	<i>hcapital</i>	科学教育支出占GDP的比重

## (二)基准回归分析

表2报告了数字经济发展水平对个体非正规就业影响的基准回归结果。列(1)控制了年份、省份、行业固定效应以及年份与省份、行业的交互固定效应。列(2)至列(4)依次加入个体、家庭和城市层面的控制变量,结果显示数字经济发展指数的系数均显著为负,数字经济发展水平每上升1%,劳动者从事非正规就业的概率下降约3%。对于个体特征,年龄越大、女性、农村户籍、居住在乡村地区、受教育程度较低、未婚的人群更易从事非正规就业。对于家庭特征,家庭相对收入的系数显著为负,表明家庭相对收入越高,家庭成员越不易从事非正规就业。对于地区特征,城乡收入差距越大,选择非正规就业的概率越高,这可能与城镇化推进、大量剩余劳动力向城市转移有关。

(三)稳健性检验

1. 替换为 Probit 模型。本文的被解释变量为个体是否从事非正规就业,属于二值变量。虽然有研究表明对二值因变量采用经典 OLS 模型回归与 Logit、Probit 模型相比差异不大,但为验证结论稳健性,本文采用 Probit 模型再次进行回归。结果如表 3 列(1)所示,对比基准回归可知,结果稳健。

2. 构建新的数字经济发展指标。借鉴魏丽莉和侯宇琦(2022)的研究,本文采用熵值法测度数字经济发展指数。熵值法属于客观赋权法,依据各指标信息量确定权重,可有效规避主观赋权的偏差。这里沿用与上文主成分分析法一致的指标体系,以保证结果的一致性与可比性。回归结果如表 3 列(2)所示,结果稳健。

为进一步从微观个体层面探究劳动者数字技术应用与就业选择的关系,本文选取个体层面的解释变量进行回归分析。有研究指出,作为数字技术应用最核心且普及最广的工具,互联网对就业质量与结构均有重要影响。本文采用 CFPS 问卷中“您是否上网”指标,替换城市层面的数字经济发展指数进行回归。结果如表 3 列(3)所示,回归结果稳健。这进一步表明,劳动者通过互联网等数字资源可增强信息获取能力与职业技能,助力劳动者获得更高质量的正规工作机会。

3. 调整样本范围。由于直辖市享受的经济政策与其他城市存在差异,本文剔除直辖市样本后再次进行回归。回归结果如表 3 列(4)所示,数字经济发展对非正规就业仍具显著的抑制作用,会降低非正规就业的概率,结果依然稳健。

4. 倾向得分匹配。尽管上文的线性概率模型已量化数字经济发展对个体非正规就业选择的平均处理效应,但由于非正规就业个体间特征差异较大,可能引发样本选择偏误,本文进一步采用倾向得分匹配以增强因果推断的有效性。表 3 列(5)报告了倾向得分匹配后的估计结果,与基准回归结果一致。这表明即使控制样本选择偏误,基准回归结果依然具有稳健性。

表 2 基准回归分析

	(1)INE	(2)INE	(3)INE	(4)INE
DIG	-0.059*** (0.009)	-0.044*** (0.008)	-0.039*** (0.008)	-0.030*** (0.009)
age		0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
gender		-0.016* (0.008)	-0.015* (0.008)	-0.013* (0.008)
register		-0.090*** (0.015)	-0.083*** (0.014)	-0.085*** (0.014)
urban		-0.036*** (0.010)	-0.033*** (0.010)	-0.031*** (0.010)
edu		-0.029*** (0.001)	-0.027*** (0.001)	-0.027*** (0.001)
marriage		-0.030** (0.014)	-0.037*** (0.013)	-0.036*** (0.013)
party		-0.026 (0.016)	-0.022 (0.016)	-0.023 (0.016)
health		-0.000 (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)
fsize			0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
rfincome			-0.043*** (0.004)	-0.042*** (0.004)
lnGDP				-0.010 (0.011)
industry				0.001 (0.001)
trade				-0.061** (0.026)
gap				-0.042** (0.020)
hcapital				0.041 (0.225)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制
N	16205	16205	16205	15962
R <sup>2</sup>	0.221	0.302	0.309	0.310

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和10%水平上显著,下表同。

5. 处理内生性问题。本文解释变量为城市层面的数字经济发展水平,被解释变量为劳动者就业选择,不同层级数据在一定程度上缓解了反向因果问题,但非正规就业仍可能通过影响失业率作用于数字经济发展。非正规就业是发展中国家的主要就业形式,其繁荣会降低失业率,而失业率下降会影响城市经济,经济发展向好又促使政府加大对数字基础设施的投资,进而推动数字经济发展。因此,本文尝试寻找合适的工具变量以缓解这一内生性问题。参照黄群慧等(2019)的做法,本文利用1984年每百万人邮政局所数量来构造城市数字经济发展指数的工具变量。从相关性看,在电话和网络普及之前,邮政局所是人们满足沟通需求的主要渠道,其建设对后期数字基础设施发展有影响,而数字基础设施又影响互联网发展。从排他性看,历史上的邮政局所数量难以影响当今个体劳动者的就业选择。由于这一历史变量为截面数据,引入随时间变化的全国互联网用户数构造交互项,为工具变量增加时间维度。因此,本文选取1984年每百万人邮政局所数量与对应年份上一年全国互联网用户数的交互项作为工具变量。检验结果显示,第一阶段回归中弱工具变量检验的F值远大于10,表明不存在弱工具变量问题;Kleibergen-Paap rk LM 统计量p值为0.000,强烈拒绝识别不足的原假设,表明所用工具变量具有良好的识别效力。两阶段最小二乘估计结果如表3列(6)所示,数字经济发展指数的系数显著为负,表明经内生性处理后,数字经济发展依然会降低劳动者选择非正规就业的概率。

表3 稳健性检验

	(1)INE	(2)INE	(3)INE	(4)INE	(5)INE	(6)INE
	Probit模型	替换解释变量		调整样本范围	倾向得分匹配	IV回归
		熵值法	是否上网			
<i>DIG</i>	-0.095*** (0.030)	-0.480*** (0.146)	-0.039*** (0.011)	-0.030*** (0.009)	-0.042*** (-6.230)	-0.074** (-2.780)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份×省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15959	15962	15962	13995	10210	11402
<i>R</i> <sup>2</sup>		0.310	0.310	0.260	0.311	0.267

#### 四、机制分析

根据上文理论分析,本文从缓解信息不对称和提升劳动者技能两条路径出发,检验数字经济发展对非正规就业的影响机制。

##### (一)缓解信息不对称

数字经济发展缓解了劳动力市场信息不对称,推动劳动者与岗位有效匹配,助力各技能层级劳动者在适配岗位中发挥最大潜力,从而提升整体就业质量。为检验这一机制,本文借鉴王俊(2021)的研究,选取劳动者个人受教育年限与所在行业平均受教育年限之差的绝对值来衡量就业匹配质量(*Match Quality*),以量化劳动力市场匹配效率。该指标既可规避教育水平超出岗位实际需求的情况,也能识别因教育不足而难以胜任岗位的情形,实现更优匹配。本文对该指标取负数,意味着指标数值越大,个体受教育程度与岗位需求匹配度越高。回归结果如表4列(1)所示,就业匹配质量与数字经济发展的交互项系数显著为负,表明数字经济发展会提升个



体与岗位匹配质量，从而强化数字经济对个体选择非正规就业的抑制作用。具体而言，数字技术应用极大丰富了劳动力市场的信息流，提升了信息透明度与可得性，使求职者与雇主的信息交流更便捷高效。这既助力求职者精准匹配技能与教育背景适配的岗位，也帮助雇主高效定位合适人才，从而提高双方匹配效率。数字经济发展通过提升就业匹配质量，能够更好促进劳动力市场高效运转，有效降低非正规就业的概率。

本文还依据 CFPS 问卷，选取互联网作为信息渠道的重要程度(*Internet Importance*)和使用互联网社交的频率(*Internet Social*)作为代理变量。这两个变量均为程度变量，前者赋值 1—5(1=非常不重要，5=非常重要)，后者赋值 1—7(问卷中 1=几乎每天，7=从不，为与前者方向一致，本文调整为 1=从不，7=几乎每天，即数值越大频率越高)。互联网作为信息渠道的重要程度越高，个体越易接触广泛且准确的就业信息，越能准确评估机会，从而选择合同明确、福利齐全的正规就业；使用互联网社交的频率越高，个体社会网络越广，越易获得社会支持，降低寻找正规岗位的成本。数字时代，个人社交网络突破物理空间与熟人圈局限，形成跨文化全球性虚拟社区。这种网络效应既能加快信息流动，拓宽

覆盖范围，又可强化个体间信任与合作，为求职者提供来自亲友乃至陌生人的关键就业信息与建议。尤其在复杂的就业市场中，社交网络的信息分享与经验交流能帮助个体做出更理性精准的决策，避免因信息缺失而转向非正规就业。回归结果如表 4 列(2)和列(3)所示，两个指标与数字经济发展的交互项系数均显著为负，且数字经济发展指数的系数也为负。这表明随着数字经济发展，互联网在信息获取与社交中的作用凸显，能降低求职者因信息不对称而被迫从事非正规就业的风险，个体从事非正规就业的可能性随之下降。上述结果验证了数字经济发展通过缓解信息不对称来降低劳动者从事非正规就业概率的假说。

(二)提升劳动者技能

本文基于 CFPS 问卷，选取利用互联网学习的频率(*Internet Learning*)，检验数字经济发展是否会通过提升劳动者技能来影响非正规就业。问卷将该频率量化为 1—7 的连续等级(1=几乎每天使用互联网学习，7=从不使用)，为与上文保持一致，本文对其量化等级取倒数，数值越大，代表个体利用互联网学习的频率越高。回归结果如表 4 列(4)所示，数字经济发展水平与个体互联网学习频率的交互项系数显著为负，数字经济发展指数的系数也为负。随着数字经济发展，劳动者使用互联网学习的频率显著提升；互联网技术的广泛应用深刻改变知识传播与获取方式，

表 4 机制分析

	(1)INE	(2)INE	(3)INE	(4)INE
<i>DIG</i>	−0.028*** (0.009)	−0.026*** (0.009)	−0.031*** (0.009)	−0.029*** (0.009)
<i>Match Quality</i> × <i>DIG</i>	−0.004*** (0.002)			
<i>Internet Importance</i> × <i>DIG</i>		−0.008*** (0.002)		
<i>Internet Social</i> × <i>DIG</i>			−0.003* (0.002)	
<i>Internet Learning</i> × <i>DIG</i>				−0.006*** (0.002)
<i>Match Quality</i>	0.021*** (0.002)			
<i>Internet Importance</i>		−0.015*** (0.003)		
<i>Internet Social</i>			−0.001 (0.002)	
<i>Internet Learning</i>				0.002 (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 962	15 960	11 186	11 194
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.321	0.312	0.312	0.312

大幅降低接触和学习新知识、新技术的成本。劳动者得以跨越时空限制,随时随地获取所需专业技能与信息,实现自我提升与持续成长。戚聿东和刘翠花(2020)证实,借助网络平台开展职业技能培训已成为越来越多劳动者提升就业竞争力的重要途径。在数字经济环境下,熟练掌握并运用互联网学习手段的劳动者能迅速适应市场需求变化,持续更新与拓展技能组合,从而有效提升就业能力与稳定性。上述结果表明,数字经济发展通过提升劳动者技能,显著降低了其从事非正规就业的可能性,助力其寻求并维持正规就业岗位。

## 五、异质性分析

由上文分析可知,数字经济发展降低了个体从事非正规就业的概率,主要通过缓解信息不对称和提升劳动者技能,促进其更多参与正规就业。那么在数字经济快速发展的背景下,哪些群体更可能因数字经济发展而非正规就业转向正规就业?这些群体又具有哪些特征?本文将非正规就业内部差异、劳动者技能差异以及性别差异三个角度进行分析。

### (一)非正规就业内部差异

数字经济的快速发展催生出诸多新就业形态,这些就业形态具有灵活用工特征,非正规就业也不再局限于劳动者无法获得正规就业的被动选择,一部分非正规就业者是其自愿选择的结果。正如 Fields(2020)所述,非正规就业在工作时间与地点方面的自由性和灵活性可提升劳动者效用,他将自愿选择的非正规就业定义为上层非正规就业,其他被正规就业排斥的非正规就业定义为可自由进入非正规就业。Williams 和 Kayaoglu(2023)也指出,非正规就业既可能是部分劳动者面临正规就业部门准入障碍的选择,也可能是具有就业比较优势的劳动者主动选择的结果。为甄别数字经济发展对非正规就业内部的异质性影响,借鉴国家发展和改革委员会的定义,本文将非正规就业划分为主动型非正规就业和被动型非正规就业两类。

关于两类非正规就业的划分标准,本文借鉴 Danquah 等(2021)的方法,并结合 CFPS 数据特点,从职业类别、教育程度以及是否有直接下属三个方面界定。在职业类别方面,本文利用 CFPS 项目网站提供的国际标准职业分类代码(ISCO-88)与中国标准职业分类代码(CSCO)对应表,筛选出 CFPS 中 CSCO 分类对应 ISCO-88 前 3 类的职业,从事这些职业的劳动者大多具有一定的教育水平与技术能力,有进入正规就业的基础。在教育程度方面,高教育程度意味着劳动者具有进入正规就业的高人力资本,所以本文将非正规就业中本科及以上学历者定义为主动型非正规就业者。在是否有直接下属方面,有直接下属的劳动者通常担任管理角色,所以本文将有直接下属的非正规就业者归为主动型。满足上述任一条件的非正规就业视为主动型,其他则为被动型。

回归结果如表 5 列(1)和列(2)所示,数字经济发展显著降低了被动型非正规就业的概率,对主动型非正规就业个体则无显著影响。本文认为,这是因为数字经济发展通过缓解信息不对称,使寻找正规就业机会更加便捷,尤其对因信息不足而从事被动型非正规就业的个体而言,其更易找到合适的正规工作;而主动选择非正规就业的个体(如自由职业者)更看重其灵活性等优势,故未受影响。

### (二)劳动者技能差异

参照文献中的通用做法,本文按劳动力教育水平将样本划分为低技能、中技能和高技能三类。结合 CFPS 的受教育水平数据描述,低技能劳动者涵盖不必读书、文盲、半文盲、小学、初中,中技能劳动者包括高中、中专、技校、职高、大专,高技能劳动者包括大学本科、硕士、博

表 5 异质性分析

	主动型非正规就业	被动型非正规就业	低技能劳动者	中技能劳动者	高技能劳动者	男性	女性
	(1)INE	(2)INE	(3)INE	(4)INE	(5)INE	(6)INE	(7)INE
DIG	-0.011 (0.008)	-0.019** (0.006)	-0.025 (0.016)	-0.025** (0.010)	-0.042*** (0.012)	-0.022** (0.010)	-0.040*** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份×省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	15 962	15 962	6 356	6 555	2 848	9 103	6 858
R <sup>2</sup>	0.184	0.495	0.218	0.251	0.239	0.321	0.320

士。回归结果如表 5 列(3)至列(5)所示,数字经济降低非正规就业概率的作用在中高技能劳动者中显著,对低技能劳动者则不显著,且从回归系数看,劳动者技能越高,上述作用越强。这表明数字经济降低非正规就业概率的红利偏向受教育程度较高群体,其原因在于数字经济往往伴随对高技能劳动者需求的增加。随着数字经济发展,更多与技术相关的培训和教育资源变得可及,这有助于中高技能劳动者进一步提升能力并获取更优正规工作机会;而低技能劳动者因缺乏利用这些新的学习与发展机会的必要基础或资源,受益有限。

(三)性别差异

性别差异在就业领域历来备受关注,尤其在数字经济发展背景下,其对不同性别人群就业的影响差异值得探讨。表 5 列(6)和列(7)报告了数字经济发展对男性和女性非正规就业异质性影响的回归结果,可以看到,数字经济发展在降低男性和女性从事非正规就业概率上均发挥了积极作用,且对女性非正规就业的抑制作用尤为显著。本文认为这一现象可从以下两个方面解释:第一,女性在不少情形下可能面临更多社会与家庭责任约束(Li 和 Liang, 2016),导致其信息获取渠道更有限,因而更易处于非正规就业状态。随着数字经济发展,信息获取更加便捷,为女性提供了更多了解正规就业市场的机会,从而有利于其转向正规就业。第二,数字经济所催生的远程办公等新型工作模式也为女性平衡工作与家庭提供了便利,增加了其进入正规就业市场的机会。

六、拓展性分析

为深入考察数字经济发展对个体职业选择的动态影响,本文利用相邻年份追踪数据,聚焦个体在非正规就业与正规就业间的双向转换。CFPS 数据显示,随时间推移,劳动者由非正规就业转向正规就业的比重呈上升趋势。参考朱峰等(2024)的研究,本文构建被解释变量就业转换 *Switch*(0—1 虚拟变量),以标识样本个体在调查期内是否发生就业状态转换。具体而言,变量 *Switch* 在不同的研究目标下有两层含义:*Switch*1=1 表示个体在前一期处于正规就业状态,后一期转向非正规就业;*Switch*1=0 则表示个体在两期均保持正规就业状态。*Switch*2=1 表示个体在前一期为非正规就业,后一期转向正规就业;*Switch*2=0 则表示个体在两期均保持非正规就业状态。简言之,*Switch*1 和 *Switch*2 分别刻画了样本个体在相邻调查期由正规就业转向非正规就业及反向转换的情况。

表6列(1)和列(2)报告了城市数字经济发展对个体就业转换影响的回归结果。可以看到,数字经济发展显著提升了个体由非正规就业转向正规就业的概率,但对劳动者由正规就业转向非正规就业的影响不显著。这与上文基准回归中“数字经济发展降低个体从事非正规就业概率”的结论相呼应,表明随着数字经济发展,更多非正规就业个体能获得正规就业岗位。数字经济发展推动就业向正规化转型,而正规就业通常提供更优的工资待遇、福利保障与社会保险,从而提升劳动者整体生活水平与工作满意度。这也说明数字经济发展对促进高质量充分就业具有积极作用。实现高质量充分就业目标不仅需要足够的工作岗位,还需要劳动者在岗位上享有良好的工作条件与福利,实现国际劳工组织所倡导的“体面劳动”。数字经济为高质量充分就业提供了有力支撑,既惠及居民个人福祉,也推动经济社会可持续与包容性发展。

表6 数字经济对个体就业转换的影响

	城市数字经济发展		个人互联网使用频率	
	正规就业转向非正规就业	非正规就业转向正规就业	正规就业转向非正规就业	非正规就业转向正规就业
	(1)Switch1	(2)Switch2	(3)Switch1	(4)Switch2
<i>DIG</i>	-0.011 (0.017)	0.022** (0.010)		
<i>Internet Learning</i>			-0.005 (0.012)	0.005* (0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1029	3084	933	2273
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.410	0.226	0.374	0.240

为深入考察劳动者就业状态的动态性,本文还选取个体层面互联网学习频率(*Internet Learning*)作为核心解释变量进行检验,被解释变量就业转换指标定义同上。个体互联网学习频率为程度变量,赋值1为“从不”,2为“几个月一次”,3为“一月一次”,4为“一月2—3次”,5为“一周1—2次”,6为“一周3—4次”,7为“几乎每天”,数值越大表示使用互联网学习的频率越高。回归结果如表6列(3)和列(4)所示,使用互联网学习对个体由正规就业转向非正规就业(*Switch1*)无显著影响,这意味着无论个体使用互联网学习的频率如何,均不会显著改变其由正规工作转向非正规工作的可能性。对于由非正规就业转向正规就业(*Switch2*),使用互联网学习对该转变具有显著的正向影响,这表明随着互联网学习频率的增加,个体由非正规工作转向正规工作的可能性增加。

## 七、研究结论与政策建议

本文基于2014—2020年CFPS微观个体数据,构建地级市层面数字经济发展指数,探究了城市数字经济发展对个体劳动者非正规就业选择的影响及其机制,并分析了这一影响在不同群体间的差异化表现。研究发现,总体来看,城市数字经济发展水平的提升显著降低了个体劳动者选择非正规就业的概率,凸显了数字经济对正规就业选择的正向促进作用,从而印证了数字经



济对于提升劳动者就业质量的重要性。这一结论经过一系列稳健性检验后依然成立。从影响机制看,数字经济发展通过缓解信息不对称和提升劳动者技能,对个体非正规就业产生负向影响。异质性分析表明,数字经济对非正规就业内部、不同技能水平以及不同性别劳动者的影响存在显著差异。拓展性分析发现,数字经济发展显著提升了个体由非正规就业转向正规就业的可能性,但对劳动者由正规就业转向非正规就业则无显著影响。当然,本文研究未涵盖 2020 年之后数据,疫情后快速发展起来的平台经济、零工经济等新就业形态呈现新特征,有待后续开展专题研究。

基于上述研究结论,本文提出以下四点政策建议:第一,总体来看,随着城市数字经济发展水平的提升,劳动者从事非正规就业的概率降低,且数字经济发展能促使其由非正规就业转向正规就业,从而提升劳动者的就业质量。因此,政府应持续推动数字经济快速发展,着力提升和完善数字经济相关基础设施建设,加大资金投入,积极培育与数字经济紧密关联的产业链和产业集群;同时,加快构建并优化数字普惠金融体系,以充分释放数字经济潜能,推动更高质量就业。第二,数字经济及数字技术通过在线培训和在线信息获取有助于提升劳动者技能水平,而技能水平提升进一步减少非正规就业。因此,政府应倡导并推行数字技能教育培训项目,满足就业市场对中高技能劳动者的需求,促进人才供需在技能层面良好匹配。第三,为应对数字经济发展对低技能劳动者等弱势群体的冲击,防止“数字鸿沟”扩大,政府应打造面向弱势群体的就业支持体系,提供职业咨询、岗位匹配、实习实训机会以及针对正规就业市场所需技能的专业培训,帮助其更好融入数字经济,共享发展红利。第四,鉴于非正规就业者普遍缺乏社会保障,政府应建立健全与数字经济时代相适应的社会保障体系。随着数字经济发展,新兴产业形态不断涌现,企业用工责任与劳动者权益发生变化,政府应完善零工经济下的社会保障体系,构建智能经济收入分配政策体系。

#### 主要参考文献:

- [1]柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021,(5):91-108.
- [2]陈贵富,韩静,韩恺明.城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业[J].中国工业经济,2022,(8):118-136.
- [3]陈佳莹,赵佩玉,赵勇.机器人与非正规就业[J].经济学动态,2022,(12):67-83.
- [4]陈奕庭,董志强.工作搜寻范围扩大对劳动力市场的影响[J].财经研究,2020,(9):78-91.
- [5]邓辛,彭嘉欣.基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗?——来自码商的微观证据[J].管理世界,2023,(6):16-33.
- [6]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.
- [7]吕康银,陈思,贾利雯.数字经济如何影响就业选择?——基于工作动机的作用机制[J].经济与管理研究,2023,(12):24-43.
- [8]戚聿东,褚席.数字生活的就业效应:内在机制与微观证据[J].财贸经济,2021,(4):98-114.
- [9]戚聿东,刘翠花.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[J].经济理论与经济管理,2020,(9):70-87.
- [10]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.
- [11]乔小乐,杜强,何洋.数字经济背景下劳动者职业流动及其收入效应研究[J].中国人口科学,2023,(1):86-100.

- [12]仇化,尹志超.数字化转型、信息搜寻与女性高质量就业[J].[财贸经济](#),2023,(7):124-141.
- [13]沈梓鑫,江飞涛.释放传统制造业稳就业潜能[N].[经济日报](#),2022-06-08(10).
- [14]宋林,何洋.互联网使用对中国农村劳动力就业选择的影响[J].[中国人口科学](#),2020,(3):61-74.
- [15]王俊.经济集聚、技能匹配与大城市工资溢价[J].[管理世界](#),2021,(4):83-97.
- [16]王军,常红.人工智能对劳动力市场影响研究进展[J].[经济学动态](#),2021,(8):146-160.
- [17]魏丽莉,侯宇琦.数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J].[数量经济技术经济研究](#),2022,(8):60-79.
- [18]吴要武.非正规就业者的未来[J].[经济研究](#),2009,(7):91-106.
- [19]项升,李豫新.数字经济发展与就业福利增进——基于可行能力的视角[J].[劳动经济研究](#),2025,(2):52-76.
- [20]邢春冰,邱康权.非正规就业与工资差距——来自劳动密集型企业员工调查的证据[J].[经济研究](#),2024,(3):74-92.
- [21]叶胥,杜云晗,何文军.数字经济发展的就业结构效应[J].[财贸研究](#),2021,(4):1-13.
- [22]朱峰,李浩然,傅志明.机器人冲击、产业结构转型与就业正规性[J].[中国经济问题](#),2024,(2):182-196.
- [23]Arias J, Artuc E, Lederman D, et al. Trade, informal employment and labor adjustment costs[J]. [Journal of Development Economics](#), 2018, 133: 396-414.
- [24]Cisneros-Acevedo C. Unfolding trade effect in two margins of informality. The Peruvian case[J]. [The World Bank Economic Review](#), 2022, 36(1): 141-170.
- [25]Deming D, Kahn L B. Skill requirements across firms and labor markets: Evidence from job postings for professionals[J]. [Journal of Labor Economics](#), 2018, 36(S1): S337-S369.
- [26]Fields G S. Informality and work status[R]. WIDER Working Paper, 2020.
- [27]Guo B N, Wang Y, Zhang H, et al. Impact of the digital economy on high-quality urban economic development: Evidence from Chinese cities[J]. [Economic Modelling](#), 2023, 120: 106194.
- [28]ILO. Decent work and the informal economy[A]. International labour conference 90th session[C]. Geneva: ILO, 2002.
- [29]Jin X, Lyu K Y. The impact of digital economy on emerging employment trends: Insights from the China Family Panel Survey (CFPS)[J]. [Finance Research Letters](#), 2024, 64: 105418.
- [30]Kellogg K C, Valentine M A, Christin A. Algorithms at work: The new contested terrain of control[J]. [Academy of Management Annals](#), 2020, 14(1): 366-410.
- [31]Lederman D, Zouaidi M. Incidence of the digital economy and frictional unemployment: International evidence[J]. [Applied Economics](#), 2022, 54(51): 5873-5888.
- [32]Li Z, Liang Z. Gender and job mobility among rural to urban temporary migrants in the Pearl River Delta in China[J]. [Urban Studies](#), 2016, 53(16): 3455-3471.
- [33]Piore M J. Labor market segmentation: To what paradigm does it belong?[J]. [The American Economic Review](#), 1983, 73(2): 249-253.
- [34]Wang F C, Liang Z, Lehmann H. Import competition and informal employment: Empirical evidence from China[J]. Available at SSRN 3903140, 2021.
- [35]Williams C C, Kayaoglu A. Revisiting the undeclared service economy as a dual labour market: Lessons from a 2019 Eurobarometer survey[J]. [The Service Industries Journal](#), 2023, 43(13-14): 940-961.
- [36]Wu B Z, Yang W G. Empirical test of the impact of the digital economy on China's employment structure[J]. [Finance Research Letters](#), 2022, 49: 103047.

## A Research on the Individual Choice of Informal Employment in the Era of the Digital Economy

Chen Lin, Yu Linhui, Gao Yanli

(School of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200062, China)

**Summary:** As a novel economic paradigm, the digital economy has become a key driver of innovation and inclusive growth worldwide, and has given rise to new forms and modes of employment. While existing literature has addressed the impact of the digital economy on employment, insufficient attention has been given to its effect on informal employment. Informal employment accounts for more than half of the total in China, which is an important aspect of high-quality employment.

Based on the micro data from the China Family Panel Studies (CFPS), this paper empirically investigates the impact of the prefecture-level digital economy on the individual choice of informal employment. The results show that the prefecture-level digital economy significantly reduces the probability of individuals engaging in informal employment. More specifically, this decline primarily occurs through two mechanisms: reducing information asymmetry and enhancing worker skills, both of which contribute to a reduced inclination toward informal employment options. Furthermore, after considering the heterogeneity within informal employment, the study finds that the digital economy notably inhibits passive informal employment and has little impact on active informal employment. Additionally, the impact of the digital economy on labor forces with different skills and genders varies. Extended analysis shows that the digital economy increases the probability of individuals moving from informal to formal employment, but it does not have a significant effect on the movement of workers from formal to informal employment.

The contributions of this paper are as follows: First, unlike previous studies at the provincial level, it constructs a digital economy development index at the prefectural level and combines it with individual micro datasets, providing a more subtle and in-depth study of the impact of the digital economy on informal employment. Second, it analyzes the mechanism from the two aspects of reducing information asymmetry and enhancing worker skills, and further examines the heterogeneity within informal employment, broadening the boundaries of existing research. Third, it identifies the formal employment transition behavior of individuals in adjacent years, and deeply examines the impact of the digital economy on individual mobility between different employment positions, capturing the dynamic changes of labor choices in the job market in the era of the digital economy.

**Key words:** digital economy; informal employment; information asymmetry; worker skills

(责任编辑 康健)