

人口与社会

数字经济发展会影响低技能劳动力 职业转换吗？*

原新 王丽晶 方守林

【内容摘要】随着数字经济的就业拉动作用日益增强,低技能劳动力职业转换迎来新的契机。基于中国家庭追踪调查数据(CFPS),采用二元 Logit 模型实证考察数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响及其具体作用机制。研究发现:数字经济发展能够显著促进低技能劳动力职业转换;数字经济发展对农业户籍、东部地区、中部地区的低技能劳动力的职业转换具有明显的促进作用;就业效应和收入效应是数字经济发展促进低技能劳动力职业转换的重要机制;数字经济发展对高能力水平和参加过技能培训的低技能劳动力职业转换的促进作用更加明显;数字经济发展显著提升了低技能劳动力的职业层次,促进其进入高声望和中低声望职业。鉴于此,建议加强就业服务,支持自主创业,开展技能培训。

【关键词】数字经济;低技能劳动力;职业转换;创业;技能培训

【作者简介】原新,南开大学经济学院人口与发展研究所教授;王丽晶(通讯作者)、方守林,南开大学经济学院人口与发展研究所博士研究生。电子邮箱:nataliew@aliyun.com

Can Digital Economy Affect the Career Transition of Low-skilled Workers?

Yuan Xin Wang Lijing Fang Shoulin

Abstract: The digital economy has a profound impact on employment. It provides more opportunities to low-skilled workers. Based on China Family Panel Studies (CFPS) data, this paper empirically analyzes the impact of digital economy on the career transition of low-skilled workers by employing a binary Logit model. The findings indicate that digital economy significantly increases the odds ratio of their career transition of low-skilled workers. Notably, low-skilled workers who are from agricultural households or located in the eastern and central regions experience a substantial boost in the career transition. The study identifies two key mechanisms driving this impact: employment effects and income effects. Moreover, low-skilled workers with higher level of capability or training experiences are more likely to transition to new careers due to the digital economy. Digital economy enhances the occupational reputation of low-skilled workers, and promotes their advancement into high and medium-low prestige occupations. Strengthening employment services, providing entrepreneurship policies, and offering skill trainings are recommended.

Keywords: Digital Economy, Low-skilled Workers, Career Transition, Entrepreneurship, Training

Authors: Yuan Xin is Professor, Wang Lijing and Fang Shoulin are PhD Candidates, Institute of Population and Development, School of Economics, Nankai University. Email:nataliew@aliyun.com

* 本文为研究阐释党的十九届六中全会精神国家社会科学基金重大项目“人口负增长时代的国家人口发展战略研究”(22ZDA098)的阶段性成果。

1 引言

就业是民生之本,是经济社会发展的优先任务。根据技能偏向型技术进步假说,简单的、程序性的、重体力的以及无特殊技能要求的岗位会被机器设备替代,从事此类工作的劳动力,即低技能劳动力,将面临“技术性失业”,从而产生转岗就业需求。虽然中国劳动力市场不断完善,但是大部分企业仍然将学历作为判断劳动者能力的主要标准,未接受过高等教育的劳动者在人-岗匹配过程中常常遭遇学历歧视,这加剧了转岗就业问题。《中国人口和就业统计年鉴 2023》数据显示,我国就业人员中受教育程度为高中及以下的比重为 75.9%。国家高度关注这个庞大群体的就业问题,2023 年印发的《国务院办公厅关于优化调整稳就业政策措施全力促发展惠民生的通知》中提出“加强困难人员就业帮扶”的要求。如何助力低技能劳动力就业、避免发生规模性失业,成为政府和社会各界关注的重要议题。中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展研究报告(2024 年)》^①显示,2023 年中国数字经济规模占 GDP 比重达到 42.8%,数字经济的影响渗透到经济社会各领域,在扩大就业、创造就业等方面发挥了重要作用。可以说,数字经济发展为被机器替代的低技能劳动力提供了转岗就业的新思路和新路径。

在此背景下,本研究尝试分析数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响,以及对不同类型低技能劳动力职业转换的异质性影响,探究就业效应和收入效应在数字经济发展对低技能劳动力职业转换影响中的中介作用,检验内在能力和技能培训在数字经济发展对低技能劳动力职业转换影响中的调节作用,并进一步探讨数字经济发展对低技能劳动力职业层次变化的影响。对这些问题的研究既有助于我们理解数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响,又能够为政府制定促进充分就业和数字经济高质量发展的相关政策提供依据。

2 文献综述

关于低技能劳动力就业的现有研究主要分为两类。一类是从替代效应的角度展开分析。相关研究发现,数字化程度较高的企业投入了大量机器人,机器人能够按照指令完成常规性、程序性任务,降低了企业对低技能劳动力的用工需求(Acemoglu 和 Restrepo, 2020a),并且随着工作岗位技能要求提高,进一步抑制了低技能劳动力就业,被机器替代的劳动力难以找到新的工作。另一类是从创造效应和互补效应的角度展开分析。相关研究发现,创造效应直接促进了低技能劳动力就业,以 5G、大数据、云计算等为代表的数字技术与传统产业深度融合,衍生出新业态和新职业(丁述磊、张抗私, 2021),这些新业态和新职业成为低技能劳动力新的就业“聚集地”;互补效应间接提高了市场对低技能劳动力的用工需求,随着科技进步和经济结构转型升级,市场对高技能劳动力的用工需求日益增加,由于高技能劳动力从事家务劳动的机会成本较高,以家庭外部消费的方式在劳务市场上雇佣低技能劳动力帮助自己完成家务劳动成为高技能劳动力的首选,因此,市场对低技能劳动力的用工需求会随着对高技能劳动力用工需求的增加而增加,Goos 和 Manning(2007)使用英国数据分析发现,低收入的体力劳动者和高收入的脑力劳动者的数量同时增加。

^① 《中国数字经济发展研究报告(2024 年)》获取网址为 http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202408/t20240827_491581.htm。

目前,在重体力高强度职业和低技能重复性职业(比如驾驶、物流分拣和仓库管理等职业)中纷纷出现“机器替代人工”的现象(Acemoglu 等,2023),这些被机器替代的低技能劳动力面临转岗就业的问题。在传统就业模式下,低技能劳动力由于受教育程度有限,通常只能从事简单的重复性工作,这类工作稳定性差、替代性强,低技能劳动力需要频繁在不同地区或雇主间切换。在这个过程中,由于人力资本积累相对较低且缺乏技能培训,低技能劳动力的就业上升通道并不顺畅,并且随着低技能岗位缩减,从事社会底层工作的低技能劳动力向下兼容的就业空间所剩无几(Belan 等,2010)。可见,关注低技能劳动力职业转换至关重要。

2017年,中国首次将数字经济写入政府工作报告,提出“促进数字经济加快成长”。中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展与就业白皮书(2019年)》显示,我国数字经济吸纳就业能力显著提升,2018年数字经济领域的就业岗位为1.9亿个,这些岗位的就业人数占当年总就业人数的24.6%,同比增长11.5%,显著高于同期全国总就业规模的增速^①。《2022年美团骑手权益保障社会责任报告》显示,2022年全国有624万骑手通过美团平台获得收入^②,其中超七成为高中及以下学历^③;2023年10月,全国各地网约车平台共发放网约车驾驶员证633.4万本^④,超六成网约车司机为高中及以下学历^⑤。学界对数字经济就业拉动作用的认识基本达成一致,基于此,本研究聚焦低技能劳动力,探究数字经济发展对其职业转换的影响。

综上所述,已有文献为本文提供了充分的研究基础,但仍存在进一步探索的空间:一是已有研究尚未考虑被机器替代的低技能劳动力“何去何从”;二是已有研究未直接分析数字经济发展能否促进低技能劳动力职业转换以及职业层次提升。鉴于此,本文可能的边际贡献:一是基于中国家庭追踪调查数据,从微观视角深入分析并实证检验数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响及其具体作用机制;二是基于职业声望分类,进一步探讨数字经济发展对低技能劳动力职业层次变化的影响。

3 理论分析与研究假设

3.1 数字经济发展与低技能劳动力职业转换

劳动力迁移理论认为,劳动力迁移的目的是改善现有生活状态(蔡昉,2015)。随着数字经济与传统产业深度融合,大量“人类主导、技术辅助”的新兴就业岗位纷纷涌现,低技能劳动力会通过进入这些新的就业岗位来改善原有生活状态。推拉理论认为,工作机会的增加和

① 数据来源于人民网发布的“《中国数字经济发展与就业白皮书(2019年)》显示:我国数字经济规模占GDP比重超三成”,获取网址为<http://finance.people.com.cn/n1/2019/0418/c1004-31037803.html>。

② 数据来源于凤凰网科技发布的“美团发布2022年骑手权益保障社会责任报告:624万骑手通过美团获得收入”,获取网址为<https://tech.ifeng.com/c/8NmK5vuzXCq>。

③ 数据来源于自媒体平台“网易号”用户上传并发布的“美团公布外卖员学历标准,数据令人咂舌,已经不配送外卖了吗?”,获取网址为<https://www.163.com/dy/article/H9OKH7IN0536SQ1R.html>。

④ 数据来源于中国新闻网发布的“截至10月31日各地共发放网约车驾驶员证633.4万本”,获取网址为<https://www.chinanews.com.cn/cj/2023/11-20/10114906.shtml>。

⑤ 数据来源于中央广播电视总台央视新闻发布的“第九次全国职工队伍状况调查:目前全国职工总数4.02亿人左右”,获取网址为<https://news.cctv.com/2023/02/28/ARTI3YJooGiGvn2cjsx4t1RqW230227.shtml>。

效用水平的提升会形成吸引劳动者流入的“拉力”。伴随直播经济、平台经济等新业态的蓬勃发展,工作方式、地点和时间变得更加灵活自主,这些灵活就业岗位用工门槛低、就业吸纳能力强,对低技能劳动力产生了强大的“拉力”。基于2023年中国社会状况综合调查数据的估算结果显示,从事新就业形态的劳动者规模约为6500万人,其中,78.53%的就业者没有专业职称或技术等级(李培林等,2023)。可见,数字经济发展为低技能劳动力提供了就业新模式。此外,成本收益理论认为,劳动者会在充分权衡成本和收益后做出职业转换决策。数字经济发展能够通过提高收益和降低成本来促进低技能劳动力职业转换:一是云计算、大数据等新兴技术的应用优化了就业市场的供需路径,提升了人-岗匹配效率,增加了劳动者找到工作的机会,从而提高了劳动者收入;二是互联网信息平台增加了信息供给量,提高了信息获取时效性,从而降低了劳动者职业转换的信息获取成本。基于此,本研究提出以下研究假设:

假设1:数字经济发展能够促进低技能劳动力职业转换。

3.2 就业效应和收入效应的中介作用

劳动力迁移理论认为,获得工作的概率和收入水平是劳动力迁移的重要影响因素。数字经济发展无论是通过创造效应和互补效应增加用工需求,还是通过提高边际生产效率影响社会工资水平,都会促进低技能劳动力职业转换。鉴于此,本研究探讨就业效应和收入效应在数字经济发展对低技能劳动力职业转换影响中的具体作用机制。

首先探讨就业效应的作用机制。创业是就业的一种重要方式,数字经济发展可以通过提供信息共享平台、“互联网+”就业新模式以及新型融资渠道等方式助力低技能劳动力创业。通常来讲,创业行为受信息资源和融资渠道制约。一方面,数字经济降低了信息的不对称性,低技能劳动力可以通过互联网平台、自媒体、朋友圈等媒介获得大量创业信息,极大地缓解了信息约束;另一方面,数字金融有效缓解了融资约束,在数字经济时代,智能风控技术的加入降低了传统风控技术对人工审批的依赖,通过大数据和云计算提升了风险把控能力,从而有效支持了个人或者小微企业贷款,例如“贷免扶补”创业担保贷款,资金支持对于低技能劳动力创业至关重要,马光荣和杨恩艳(2011)发现,农民创业与获得金融支持息息相关。基于此,本研究提出以下研究假设:

假设2a:数字经济发展通过就业效应促进低技能劳动力职业转换。

其次探讨收入效应的作用机制。学界在数字经济发展对工资水平的影响方面尚未达成一致。有学者认为,技能偏向型技术进步降低了企业对低技能劳动力的用工需求,而短期内低技能劳动力供给缺乏弹性会导致劳动者收入降低(Acemoglu和Restrepo,2020b)。也有学者持相反观点,认为数字经济发展会增加劳动者收入(杨飞、范从来,2020):一是数字经济通过机器辅助人力提升劳动生产效率和产出规模,从而提高劳动者名义收入水平;二是数字经济通过资本-劳动再配置提升生产效率,降低商品成本,从而提高劳动者实际收入水平;三是数字经济下的灵活就业方式打破了传统就业模式对时间和地点的限制,直播平台为劳动者提供了足不出户赚取收入的机会,多渠道增加了劳动者收入,从而缩小了不同人力资本劳动者之间的收入差距。长期来看,数字经济发展能够提高劳动者收益,从而促进低技能劳动力职业转换。基于此,本研究提出以下研究假设:

假设2b:数字经济发展通过收入效应促进低技能劳动力职业转换。

3.3 内在能力和技能培训的调节作用

在数字经济时代,信息技术与生产活动紧密结合,生产流程被细化分解,许多工作任务得到极大简化,劳动者只需简单培训即可快速上岗,借助机器设备完成工作,部分岗位的技能门槛有所降低(Downey,2021),为低技能劳动力职业转换提供了可能。然而,数字化、智能化生产场景需要劳动者熟练操作机器实现“人机交互”,无论是使用互联网平台提供服务,还是配合机器设备完成流水线作业,都需要劳动者具备一定的学习能力和操作能力。这些企业在招聘时更加重视人-岗适配度,会抛开学历滤镜关注应聘者的内在能力和技能水平,此时应聘者的教育背景和工作经验不再是仅有的两个筛选指标。Lukasz 等(2023)发现,企业招聘要求开始朝着个人内在能力(包括认知能力)方向调整。招聘要求的调整提高了低技能劳动力职业转换的可能性,内在能力较强或拥有技能培训经历的低技能劳动力可以借助数字经济发展获得更多职业转换机会。基于此,本研究提出以下研究假设:

假设 3a:内在能力在数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响中具有正向调节作用。

假设 3b:技能培训在数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响中具有正向调节作用。

4 研究设计

4.1 数据来源和变量定义

本研究使用的低技能劳动力数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心实施,采用计算机辅助调查技术开展访问,重点关注中国居民的经济和非经济福利,样本覆盖 25 个省(自治区、直辖市),反映了中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁情况。本文选取 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的 CFPS 数据展开分析,分别将 2014 年、2016 年和 2018 年作为基期(2016 年、2018 年和 2020 年为与之对应的下一期),构建 2014~2016 年、2016~2018 年和 2018~2020 年 3 期数据。根据研究需要,本文选择 16~59 岁受教育程度为高中及以下的劳动者作为研究对象,在剔除无效样本与缺失值后,最终共获得有效样本 33220 个。本研究使用的城市数字经济发展数据来自 2014 年、2016 年和 2018 年的《中国城市统计年鉴》以及北京大学数字金融研究中心编制的《北京大学数字普惠金融指数(2011-2020 年)》^①。

本研究的被解释变量为低技能劳动力职业转换,在 CFPS 问卷中对应题项为“您在这份工作中具体做什么事情?”,根据受访者的回答比较其在基期和下一期所属职业是否发生变化。在基准回归中,本研究通过比较受访者在基期和下一期的职业类型来表征低技能劳动力职业转换变量:如果两期所属职业类型不同,则认为发生职业转换并赋值为 1;反之,则认为未发生职业转换并赋值为 0。在进一步探讨低技能劳动力的职业层次变化时,本研究首先依据职业声望将所有职业划分为高声望职业、中高声望职业、中低声望职业和低声望职业 4 类^②,然后通过比较受

① 《北京大学数字普惠金融指数(2011-2020 年)》获取网址为 <https://idf.pku.edu.cn/yjcg/zsbg/513800.htm>。

② 高声望职业为党政机关、群众团体和社会组织、企事业单位负责人;中高声望职业为专业技术人员、办事人员和有关人员;中低声望职业为社会生产服务和生活服务人员、生产制造及有关人员;低声望职业为农、林、牧、渔业生产及辅助人员;职业代码中“其他”按照缺失值处理。

访者在基期和下一期所属职业声望类型,将样本划分为职业声望提高、职业声望不变和职业声望降低3类,如果职业声望提高则认为受访者实现了职业层次提升,本研究将其界定为“向上流动”并赋值为1,其他情况则赋值为0。

本研究将基期的城市数字经济发展作为核心解释变量,探究基期的城市数字经济发展对下一期的低技能劳动力职业转换的影响,这样能够在一定程度上缓解二者之间可能存在的反向因果问题。城市数字经济发展涵盖的内容较为丰富,难以用单一指标表征。参考已有研究,通过构建指标体系来度量城市数字经济发展是较为科学和规范的做法。本研究选用地级市层面的数据,采用主成分分析法从数字技术、数字创新和数字金融3个维度构建城市数字经济发展指数,数值越大代表城市数字经济发展水平越高。其中,数字技术使用互联网用户数、移动电话用户数、人均电信业务量和人均邮政业务量度量;数字创新使用研发(R&D)经费、专利申请数、专利授权数和发明数度量;数字金融使用数字普惠金融指数度量,该数据来源于《北京大学数字普惠金融指数(2011-2020年)》。

与核心解释变量一样,本研究的控制变量也都使用基期数据。参考低技能劳动力职业转换影响因素的相关理论和实证研究,本研究从个体特征、人力资本、工作特征、城市特征4个层面选取控制变量(见表1)。

表1 变量定义与描述性统计

Table 1 Descriptive Statistics

变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
低技能劳动力职业转换	两期所属职业类型不同=1;两期所属职业类型相同=0	0.45	0.50
核心解释变量			
城市数字经济发展	地级市层面数字经济发展指数	1.61	0.62
控制变量			
年龄	受访者在调查年份的年龄(岁)	41.63	10.90
性别	男性=1;女性=0	0.52	0.50
婚姻状况	有配偶(包括已婚和同居)=1;无配偶(包括未婚、离婚和丧偶)=0	0.88	0.33
户籍性质	非农户籍=1;农业户籍=0	0.16	0.37
受教育年限	未上过学=0;小学=6;初中=9;高中/中专=12	7.41	4.03
医疗保险	参加医疗保险=1;没有=0	0.67	0.47
养老保险	参加养老保险=1;没有=0	0.92	0.27
人口密度	所在城市人口密度(百人/平方公里)	4.72	3.52
一般公共预算支出	所在城市一般公共预算支出(万元),取对数	14.95	0.66
房地产投资	所在城市房地产投资占固定资产投资比重(%)	13.10	10.37
城市夜间灯光	所在城市夜间灯光亮度均值($nWcm^{-2}sr^{-1}$)	0.94	1.63
第三产业产值	所在城市第三产业产值(万亿元)	0.07	0.15

资料来源:根据2014年、2016年、2018年和2020年CFPS,2014年、2016年和2018年《中国城市统计年鉴》,以及《北京大学数字普惠金融指数(2011-2020年)》中相关数据计算整理得到。后文表格资料来源同表1。

具体来说,个体特征包括低技能劳动力基期的年龄、性别、婚姻状况和户籍性质。人力资本使用低技能劳动力基期的受教育年限作为操作化指标。工作特征使用低技能劳动力基期的参保情况予以表征,包括医疗保险和养老保险的参保情况:医疗保险对应题项为“您是否享有以下医疗保险?”,回答“公费医疗、城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险(含一老一小保险)、补充医疗保险、新型乡村合作医疗”赋值为1,回答“以上都没有”赋值为0;养老保险对应题项为“您是否参保了以下一种或几种养老保险项目?”,回答“离退休后从所在机关或事业单位领取离退休金、基本养老保险、企业补充养老保险、商业养老保险、农村养老保险(老农保)、新型农村社会养老保险(新农保)、城镇居民养老保险”赋值为1,回答“以上都没有”赋值为0。城市特征包括低技能劳动力基期所在城市的人口密度、一般公共预算支出、房地产投资、城市夜间灯光和第三产业产值。主要变量的定义与描述性统计如表1所示。

4.2 模型选择

由于低技能劳动力职业转换为二分类变量,故本研究采用二元 Logit 回归模型分析城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响,模型设定如公式(1)所示:

$$\text{Logit}(Y) = \ln \left[\frac{p}{1-p} \right] = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z + \mu \quad (1)$$

其中, Y 为被解释变量,即低技能劳动力职业转换; p 表示低技能劳动力发生职业转换的概率, $1-p$ 表示低技能劳动力未发生职业转换的概率; β_0 为截距项, β_1 和 β_2 为待估参数; X 为核心解释变量,即城市数字经济发展; Z 为控制变量; μ 为残差项。

为探究就业效应和收入效应在城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换影响中的作用机制,本研究参考江艇(2022)文章中提到的中介效应检验方法,运用公式(2)、公式(3)和公式(4)开展中介效应分析:

$$Y = cX + e_1 \quad (2)$$

$$M = aX + e_2 \quad (3)$$

$$Y = c'X + bM + e_3 \quad (4)$$

其中, M 为中介变量,即就业效应和收入效应,其对应变量的具体操作化方法详见后文“6.1 基于就业效应和收入效应的机制检验”部分; a 、 b 、 c 、 c' 为待估参数,其中, c 和 c' 分别为城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换的总效应和直接效应; e_1 、 e_2 、 e_3 为残差项。

为探究内在能力和技能培训在城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换影响中的作用机制,本研究参考江艇(2022)文章中提到的调节效应检验方法进行分析,模型设定如公式(5)所示:

$$Y = \lambda_0 + \lambda_1 X + \lambda_2 D + \lambda_3 XD + \varepsilon \quad (5)$$

其中, D 为调节变量,即内在能力和技能培训,其对应变量的具体操作化方法详见后文“6.2 基于内在能力和技能培训的机制检验”部分; λ_0 为截距项, λ_1 、 λ_2 、 λ_3 为待估参数; ε 为残差项。

5 实证检验与结果分析

5.1 全样本回归:数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响

本研究使用二元 Logit 回归模型估计城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换的影响。如表2所示,在逐步纳入一系列控制变量后,城市数字经济发展的几率比虽略有下降但

始终大于1且在1%的统计水平上显著,说明城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换的正向影响较为稳定。这是因为:第一,数字经济发展能够促进生产效率提升,刺激企业扩大生产规模,从而增加用工需求,促进低技能劳动力职业转换;第二,数字经济能够突破传统就业模式和固定办公场所对人的束缚,改变传统雇佣理念和就业观念,创新就业模式,从而使低技能劳动力通过灵活就业模式和互联网平台获得就业机会;第三,数字经济发展能够产生关联带动作用,高技能劳动力与低技能劳动力之间具有互补关系,伴随数字经济发展过程中高技能岗位需求的增加,消费型服务业岗位对低技能劳动力的需求也会相应增加。上述结果表明,城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换具有显著的促进作用,假设1通过检验。

表2 基准回归结果

Table 2 Results of Baseline Regressions

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
城市数字经济发展	1.24*** (0.07)	1.23*** (0.07)	1.22*** (0.06)	1.17*** (0.06)
年龄	0.92*** (0.02)	0.92*** (0.02)	0.93*** (0.02)	0.93*** (0.02)
年龄平方	1.00*** (0.00)	1.00*** (0.00)	1.00*** (0.00)	1.00*** (0.00)
性别	1.17*** (0.06)	1.14*** (0.05)	1.14*** (0.05)	1.14*** (0.05)
婚姻状况	0.82*** (0.06)	0.80*** (0.06)	0.81*** (0.06)	0.81*** (0.06)
户籍性质	1.46*** (0.05)	1.40*** (0.04)	1.39*** (0.04)	1.38*** (0.04)
受教育年限		1.02*** (0.00)	1.02*** (0.00)	1.02*** (0.00)
医疗保险			0.94 (0.05)	0.93 (0.05)
养老保险			0.84*** (0.03)	0.84*** (0.03)
人口密度				1.00*** (0.00)
一般公共预算支出				1.02 (0.02)
房地产投资				1.00 (0.00)
城市夜间灯光				0.98 (0.01)
第三产业产值				1.00** (0.00)
常数项	4.52*** (0.92)	3.84*** (0.75)	3.78*** (0.63)	2.88* (1.23)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	33220	33220	33220	33220
Pseudo R ²	0.04	0.04	0.04	0.04

注:①表中汇报的是各变量的OR值。②括号内数据为聚类稳健标准误。

③***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著,后表同。

5.2 稳健性检验

为了检验基准回归结果的稳健性,本文采用3种方法进行稳健性检验。第一,更换研究对象界定标准。已有文献对于低技能劳动力的受教育程度并未形成统一的界定标准,部分文献将初中及以下学历的劳动者界定为低技能劳动力,本文据此更换研究对象的界定标准,筛选出初中及以下学历的群体重新进行回归分析,结果如表3列(1)所示。第二,更换核心解释变量测度方法。考虑到核心解释变量测度方法会对回归结果产生影响,本文采用熵值法重新测度城市数字经济发展并进行回归分析,结果如表3列(2)所示。第三,更换估计模型。为避免计量模型带来的结果偏误,本文使用 OLS 模型和 Probit 模型重新进行回归分析,结果如表3列(3)和列(4)所示。上述检验结果均显示,城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换具有显著的正向影响,验证了基准回归结果的稳健性。

表3 稳健性检验结果

Table 3 Empirical Results of Robustness Tests

变量	更换研究对象	更换核心解释变量	更换估计模型	
	界定标准	测度方法	OLS	Probit
	Logit	Logit	(3)	(4)
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市数字经济发展	1.18** (0.09)	1.78*** (0.31)	0.04*** (0.01)	0.10*** (0.02)
常数项	4.08*** (1.60)	3.09** (1.42)	0.75*** (0.09)	0.64** (0.24)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	25526	33220	33220	33220
Pseudo R ²	0.04	0.04		0.04
R ²			0.06	

注:①列(1)和列(2)汇报的是各变量的 OR 值,列(3)和列(4)汇报的是各变量的回归系数。②列(1)和列(2)括号内数据为聚类稳健标准误,列(3)和列(4)括号内数据为稳健标准误。

5.3 内生性处理

在基准回归中,本研究通过考察基期的城市数字经济发展对下一期的低技能劳动力职业转换的影响,在一定程度上缓解了二者之间可能存在的反向因果问题。但是,因数据可得性而导致的遗漏变量和测量误差问题也不容忽视。为解决这一问题,本研究使用工具变量法展开进一步分析,选取各城市 1984 年每百万人邮电所数量作为城市数字经济发展的工具变量。一方面,历史上邮电所曾是人们进行信息沟通的主要途径,其通过提供通信服务培养了人们的信息沟通习惯,邮电所数量较多的城市可能是数字经济发展水平较高的城市,从这个意义上讲,选取每百万人邮电所数量作为城市数字经济发展的工具变量满足了相关性条件;另一方面,随着信息和通信技术的发展,人们的信息沟通不再局限于邮电所,历史上的每百万人邮电所数量对低技能劳动力职业转换的影响微乎其微,从这个意义上讲,选取每百万人邮电所数量作为城市数字经济发展的工具变量满足了排他性条件。

由于本研究所用数据为3期混合截面数据,只选用历史上单一年份的每百万人邮电所数量作为工具变量难以进行检验,因此需要对现有工具变量进行调整。本研究通过引入一个随时间变化的变量来调整工具变量,即构造各城市1984年每百万人邮电所数量与互联网宽带接入用户数(与时间有关)的交互项作为城市数字经济发展的工具变量。本研究使用IV-Probit模型进行检验,具体估计结果如表4所示。其中,列(1)结果表明,工具变量对城市数字经济发展具有显著影响,说明工具变量满足相关性条件;列(2)结果表明在处理内生性问题后,核心解释变量城市数字经济发展的系数依然显著为正,再次证明了本研究基准回归结果的稳健性。

表4 内生性检验结果

Table 4 Empirical Results of Endogeneity Test

变量	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)
城市数字经济发展		0.52** (0.11)
1984年每百万人邮电所数量× 互联网宽带接入用户数	0.10*** (0.00)	
常数项	2.20*** (0.09)	-0.44 (0.33)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	26364	26364
第一阶段F值	1927.47***	
WALD检验		17.02***

注:①表中汇报的是各变量的回归系数。②括号内数据为标准误。

5.4 分样本回归:数字经济发展对不同类型低技能劳动力职业转换的影响

分析城市数字经济发展对不同类型低技能劳动力职业转换的影响,能够为政策制定提供更有针对性、建设性的实证依据。为此,本研究按照年龄^①、性别、婚姻状况、户籍性质和地理分区^②对样本进行分组,并分别进行回归分析。其中,表5列(1)~列(6)结果显示,城市数字经济发展对不同年龄、性别和婚姻状况的低技能劳动力的职业转换均有显著促进作用。由于各分组均显著,故本研究进一步计算经验p值^③以检验组间系数的差异。结果显示,年龄组

① 本研究参考舒伯的职业发展理论(Super,1980),将45岁作为年龄组的划分界限。该理论认为劳动者在45岁时进入职业生涯的维持阶段,此时,劳动者已经相对稳定于合适的职业发展领域,能够凭借长久积累的技能持续在某个领域进行深耕,维持已经获得的成就、巩固现有的地位并力争在本领域内继续提升。

② 东部地区包括北京、天津、河北、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南;中部地区包括山西、河南、湖北、安徽、湖南、江西;西部地区包括内蒙古、新疆、宁夏、陕西、甘肃、青海、重庆、四川、西藏、广西、贵州、云南;东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁。

③ 本研究通过自抽样(Bootstrap)1000次计算组间系数差异检验的经验p值。为节省篇幅,此处没有呈现经验p值,感兴趣的读者可联系作者获取。

的经验 p 值并不显著,表明不同年龄组的组间系数不存在显著差异;性别组和婚姻状况组的经验 p 值显著,表明不同性别组和婚姻状况组的组间系数存在显著差异。表 5 列(7)~列(12)结果显示,城市数字经济发展对不同户籍性质和地理分区的低技能劳动力职业转换的影响存在差异,其仅对农业户籍、东部地区、中部地区的低技能劳动力的职业转换具有显著促进作用。

表 5 异质性检验结果

Table 5 Empirical Results of Heterogeneity Tests

变量	年龄		性别		婚姻状况	
	45 岁及以下 (1)	45 岁以上 (2)	男性 (3)	女性 (4)	有配偶 (5)	无配偶 (6)
城市数字经济发展	1.15** (0.07)	1.19*** (0.07)	1.12*** (0.04)	1.23** (0.10)	1.15** (0.07)	1.30*** (0.11)
常数项	3.01 (2.72)	13.33 (51.19)	4.04** (2.82)	2.21** (0.80)	3.31*** (1.14)	0.86 (1.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	18794	14426	17376	15844	29112	4108
Pseudo R ²	0.04	0.03	0.04	0.05	0.03	0.05
变量	户籍性质		地理分区			
	非农户籍 (7)	农业户籍 (8)	东部地区 (9)	中部地区 (10)	西部地区 (11)	东北地区 (12)
城市数字经济发展	0.96 (0.09)	1.25*** (0.06)	1.10** (0.05)	1.43*** (0.13)	1.04 (0.13)	0.91 (0.46)
常数项	5.28 (6.37)	2.55** (1.12)	4.05* (3.30)	1.36 (1.59)	4.94*** (2.33)	7.52 (14.89)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5333	27887	8431	9982	9944	4863
Pseudo R ²	0.01	0.05	0.03	0.04	0.06	0.03

注:①表中汇报的是各变量的 OR 值,后表同。②括号内数据为聚类稳健标准误,后表同。

6 进一步研究

6.1 基于就业效应和收入效应的机制检验

为考察就业效应和收入效应在城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换影响中的具体作用机制,本研究使用 Baron 和 Kenny(1986)的方法进行检验。对于就业效应,本研究构造“创业”变量,具体使用劳动者是否创业来衡量,对应题项为 CFPS 问卷中的“您的这份工作是为自己/自家干活还是受雇于他人/他家/组织/单位/公司?”,回答“自雇”认定为创业,回答“农业打工、受雇和其他”认定为打工,若基期为打工、下一期为创业则赋值为 1,其他情况赋值为 0。对于收入效应,本研究构造“收入增加”变量,具体使用劳动者月收入是否增加来衡量,对应题项为 CFPS 问卷中的“过去 12 个月,把工资、奖金、现金福利、实物补贴都算在内,并扣除税和五险一金,您这份工作一般每月的收入是多少?”,通过比较基期和下一期的收入水平,将样本划分为

收入增加、收入不变和收入减少3类,若收入增加则赋值为1,其他情况赋值为0。

表6列(1)结果显示,城市数字经济发展水平越高,越能促进低技能劳动力职业转换;列(2)结果显示,城市数字经济发展水平与创业活动之间存在显著正向关系;列(3)结果显示,创业在城市数字经济发展影响低技能劳动力职业转换的过程中发挥了显著的中介效应,即城市数字经济发展通过推动劳动者创业促进了低技能劳动力职业转换。究其原因:一是数字技术的广泛应用推动了电商平台和直播行业的发展,同时也降低了金融机构的服务成本,从而为低技能劳动力提供了良好的创业基础;二是数字经济具有较强的社会互动性,能够形成创业成功示范效应,其影响可以辐射至周边人群,进而促进低技能劳动力通过创业实现职业转换。表6列(1)、列(4)和列(5)结果显示,收入增加在城市数字经济发展影响低技能劳动力职业转换的过程中发挥了显著的中介效应,即城市数字经济发展通过提升劳动者收入促进了低技能劳动力职业转换。究其原因:一是数字经济加速了企业管理扁平化,通过减少中间环节实现降本增收,使低技能劳动力进行职业转换有利可图;二是数字经济有助于“信息红利”分享,能够降低低技能劳动力获取信息的成本和职业转换的代价,从而加速劳动要素流动。综上,假设2a和假设2b通过检验。

表6 就业效应和收入效应的中介效应检验结果

Table 6 Empirical Results of Mediating Effects

变量	低技能劳动力 职业转换	创业	低技能劳动力 职业转换	收入增加	低技能劳动力 职业转换
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市数字经济发展	1.17*** (0.06)	1.08* (0.05)	1.16*** (0.06)	1.14*** (0.04)	1.13** (0.06)
创业			1.87*** (0.19)		
收入增加					15.26*** (3.46)
常数项	2.88* (1.23)	0.002*** (0.001)	3.44** (1.43)	1.61 (0.57)	0.78 (0.55)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	33220	33220	33220	33220	33220
Pseudo R ²	0.04	0.04	0.05	0.08	0.25

6.2 基于内在能力和技能培训的机制检验

本研究进一步考察内在能力和技能培训在城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换影响中的具体作用机制(见表7)。内在能力方面,本研究参照美国职业信息网络O*NET的能力划分以及宁光杰等(2023)的研究,使用CFPS数据,构建能力评价指标体系,测度低技能劳动力的能力水平,包括认知能力和非认知能力。其中,认知能力采用字词、数学、“记住主要事情”等问题的测试结果来衡量;非认知能力采用“社会地位自评”“做任何事都很费劲”“感到情绪低落”“对未来信心程度”等问题的回答来衡量。本研究对客观指标和自评主观指标进行统一处理,全部转化为正向指标,使之具有可比性。每级指标权重与该级指标个数相关,

平均赋权于每个指标。以一级指标为例,其包含认知能力和非认知能力两个指标,故二者的权重各为 50%,二级指标以此类推,最终采用简单线性加权方法计算低技能劳动力的能力水平,并将其划分为高能力水平、中等能力水平和低能力水平 3 个等级^①,进而相应生成 3 个虚拟变量。技能培训方面,2016 年的 CFPS 中包含技能培训经历调查,对应题项为“是否参加过技术技能培训”“是否拥有专业技术证书”“是否参加过非学历教育”,本研究据此生成“技能培训”变量,将受访者曾参加过技术技能培训或拥有专业技术证书或参加过非学历教育赋值为 1,其他情况赋值为 0。

表 7 内在能力和技能培训的调节效应检验结果

Table 7 Empirical Results of Moderating Effects

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
城市数字经济发展	1.17*** (0.06)	1.11 (0.10)	1.18*** (0.07)	1.15*** (0.04)
高能力水平	0.64 (0.32)			
中等能力水平		0.76** (0.09)		
低能力水平			1.32** (0.16)	
技能培训				0.69*** (0.10)
高能力水平×城市数字经济发展	1.48*** (0.19)			
中等能力水平×城市数字经济发展		1.06 (0.08)		
低能力水平×城市数字经济发展			0.94 (0.07)	
技能培训×城市数字经济发展				1.12** (0.06)
常数项	2.87** (1.23)	3.38** (1.52)	2.52** (1.12)	2.34** (0.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	33220	33220	33220	13706
Pseudo R ²	0.04	0.04	0.04	0.04

表 7 列(1)中交互项“高能力水平×城市数字经济发展”的几率比大于 1 且在 1% 的统计水平上显著,表明城市数字经济发展对高能力水平的低技能劳动力的职业转换具有显著促进作用。列(2)中交互项“中等能力水平×城市数字经济发展”的几率比虽不显著,但仍可以看

① 本研究依据能力水平的三分位数将全样本划分为高、中、低 3 个等级。

出城市数字经济发展促进中等能力水平低技能劳动力职业转换的趋势。列(3)中交互项“低能力水平×城市数字经济发展”的几率比不仅不显著而且小于1,呈现出城市数字经济发展阻碍低能力水平低技能劳动力职业转换的趋势。上述估计结果表明,城市数字经济发展对低技能劳动力职业转换的促进作用在能力水平相对更高的劳动力群体中表现得更加明显,这是因为具有更高能力水平的劳动力通常从事非程式化工作,这类工作有利于人力资本积累,从而能够增强劳动力在职业转换过程中的竞争力。此外,列(4)结果显示,交互项“技能培训×城市数字经济发展”的几率比大于1且在5%的统计水平上显著,表明城市数字经济发展对拥有技能培训经历的低技能劳动力的职业转换具有更明显的促进作用。以上实证结果表明,提升内在能力和参加技能培训的低技能劳动力会因为城市数字经济发展而得到更多的职业转换机会,假设3a和假设3b通过检验。

6.3 基于职业声望分析低技能劳动力职业层次变化

前文分析结果表明,城市数字经济发展能够促进低技能劳动力职业转换。那么,城市数字经济发展能否促进低技能劳动力进入更高层次的职业呢?本部分将进一步探究这一问题。当低技能劳动力的生理需求和安全需求得到满足后,通过职业转换提升社会声望进而获得认同和尊重便成为他们的新需求,恰如马斯洛需求层次理论所揭示的那样。鉴于此,本研究基于职业声望检验城市数字经济发展对低技能劳动力职业层次变化的影响(见表8)。

表8 数字经济发展对低技能劳动力职业层次变化的影响

Table 8 The Impact of the Digital Economy on Changing Occupational Reputation

变量	向上流动 (1)	高声望职业 (2)	中高声望职业 (3)	中低声望职业 (4)
城市数字经济发展	1.17*** (0.06)	1.14*** (0.06)	0.87 (0.09)	1.07*** (0.02)
常数项	3.62*** (0.91)	0.0003*** (0.0004)	0.001*** (0.001)	0.02*** (0.01)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	33220	33220	33220	33220
Pseudo R ²	0.03	0.04	0.07	0.03

本研究分别检验了城市数字经济发展对低技能劳动力职业层次提升(向上流动)的影响,以及对低技能劳动力进入不同声望职业的影响。表8列(1)结果显示,城市数字经济发展能够显著促进低技能劳动力提升职业层次,即实现“向上流动”;列(2)和列(4)结果显示,城市数字经济发展对低技能劳动力进入高声望职业和中低声望职业具有显著促进作用;列(3)结果显示,城市数字经济发展对低技能劳动力进入中高声望职业并无显著影响。这是因为:第一,高声望职业中包含企业负责人,低技能劳动力可以通过数字经济提供的金融信贷、交易平台等数字化便利实现自主创业,成为企业负责人并进入高声望职业;第二,中高声望职业主要由专业技术人员组成,由于知识壁垒的存在,低技能劳动力难以在短期内达到这类职业的技能要求,故进入这类职业的可能性较小;第三,中低声望职业中包含提供“接触型”服务(例

如育婴员、护理员等)的职业,这类职业具有门槛低、上手快的特点,数字经济发展使这类职业的供需双方在网络平台上便可实现快速对接和精准匹配,而且这类职业需要人与人之间亲密接触,短期内难以被机器取代,因而非常适合技能水平相对较低的劳动者进入。

7 结论与政策启示

本文聚焦低技能劳动力,理论分析并借助 CFPS 数据实证检验了数字经济发展对其职业转换的影响。研究结果显示:第一,数字经济发展对低技能劳动力职业转换具有显著促进作用,并且在经过一系列稳健性检验后,该结论仍然成立;第二,数字经济发展对农业户籍、东部地区、中部地区的低技能劳动力的职业转换具有更明显的促进作用;第三,就业效应和收入效应是数字经济发展促进低技能劳动力职业转换的重要机制,数字经济发展通过激发大众创业、提高劳动者收入促进了低技能劳动力职业转换;第四,提升内在能力和参加技能培训的低技能劳动力会因为数字经济发展而得到更多的职业转换机会;第五,数字经济发展能够促进低技能劳动力提升职业层次,进入更高声望的职业,尤其是高声望和中低声望职业。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:

第一,加强就业服务。应大力发展数字经济,降低信息的不对称性,破除劳动力市场的信息障碍,整合就业信息资源,弥补低技能劳动力在获取信息、整合信息方面的欠缺,拓宽其就业信息搜索渠道。建议使用大数据绘制劳动力“数字画像”,通过数据比对为其提供精准化就业信息推送,提高职业匹配效率。建议完善新就业形态的公共就业服务,提高平台劳动规则透明度,保障新就业形态劳动者权益。

第二,支持自主创业。数字经济发展能够有效缓解个体和中小微企业的融资约束,充分提升金融服务的可触达性,通过提供更低成本和更加便捷的金融服务来满足低技能劳动力自主创业的资金需求。具体来说,可以为符合条件的特定群体提供专门的金融服务项目,例如初创个人贷款、小微企业贷款等,助力其实现自主创业;对于首次创办小微企业或从事个体经营的人员,可以适当予以政策倾斜,降低创业门槛,例如实施定向减税、普遍性降费政策,或提供创业经营场所租金补贴、一次性开办补贴等。

第三,开展技能培训。建议推动各类教育、科技、文化机构在线上共享教育培训资源,使有技能提升需要的劳动者可以随时随地在线参与职业技能培训。建议结合产业发展情况、企业用工需求以及当前社会需求定向开展技能培训,例如开展网约配送、直播销售等培训项目,减少低技能劳动力职业转换的适应时间,增强其职业转换信心。建议提升劳动者数字素养,以农民为例,建议持续推进农民手机应用技能培训,通过开展智慧农业应用系列专题培训活动,让移动终端成为新型“农业工具”,数据要素成为新型“农业生产资料”,“互联网+”成为新型“农业活动”。

参考文献/References:

- 1 蔡昉.劳动经济学.北京:中国社会科学出版社,2015:222
Cai Fang. 2015. Labour Economics. Beijing: China Social Sciences Press:222.
- 2 丁述磊,张抗私.数字经济时代新职业与经济循环.中国人口科学,2021;5:102-113+128

- Ding Shulei and Zhang Kangsi. 2021. New Occupations and Economic Cycle in the Digital Economy Era. *Chinese Journal of Population Science* 5:102-113+128.
- 3 江艇. 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*, 2022; 5: 100-120
Jiang Ting. 2022. Mediating Effects and Moderating Effects in Causal Inference. *China Industrial Economics* 5:100-120.
- 4 李培林, 陈光金, 王春光. 2024 年中国社会形势分析与预测. 北京: 社会科学文献出版社, 2023: 182-200
Li Peilin, Chen Guangjin, and Wang Chunguang. 2023. *Society of China Analysis and Forecast 2024*. Beijing: Social Sciences Academic Press: 182-200.
- 5 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业. *经济研究*, 2011; 3: 83-94
Ma Guangrong and Yang Enyan. 2011. Social Networks, Informal Finance and Entrepreneurship. *Economic Research Journal* 3:83-94.
- 6 宁光杰, 崔慧敏, 付伟豪. 信息技术发展如何影响劳动力跨行业流动? ——基于工作任务与技能类型的实证研究. *管理世界*, 2023; 8: 1-21
Ning Guangjie, Cui Huimin, and Fu Weihao. 2023. How does Information Technology Development Affect Labor Mobility across Industries? An Empirical Study Based on Job Tasks and Skill Types. *Journal of Management World* 8:1-21.
- 7 杨飞, 范从来. 产业智能化是否有利于中国益贫式发展? *经济研究*, 2020; 5: 150-165
Yang Fei and Fan Conglai. 2020. Is Industrial Intelligence Beneficial to China's Pro-poor Development? *Economic Research Journal* 5:150-165.
- 8 Acemoglu D., Koster H.R.A., and Ozgen C. 2023. Robots and Workers: Evidence from the Netherlands. *IZA Discussion Papers*, No.15997. <https://www.iza.org/en/publications/dp/15997/privacy-policy>.
- 9 Acemoglu D. and Restrepo P. 2020a. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy* 6:2188-2244.
- 10 Acemoglu D. and Restrepo P. 2020b. The Wrong Kind of AI? Artificial Intelligence and the Future of Labour Demand. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society* 1:25-35.
- 11 Baron R.M. and Kenny D.A. 1986. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology* 6:1173-1182.
- 12 Belan P., Carré M., and Gregoir S. 2010. Subsidizing Low-skilled Jobs in a Dual Labour Market. *Labour Economics* 5:776-788.
- 13 Downey M. 2021. Partial Automation and the Technology-Enabled Deskilling of Routine Jobs. *Labour Economics* 69:101973.
- 14 Goos M. and Manning A. 2007. Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *The Review of Economics and Statistics* 1:118-133.
- 15 Lukasz A., Ewa G.B., Fernando N., Robert P., and Carlos U. 2023. Skills Requirements across Task-Content Groups in Poland: What Online Job Offers Tell Us. *Technological Forecasting and Social Change* 187: 122245.
- 16 Super D.E. 1980. A Life-span, Life-space Approach to Career Development. *Journal of Vocational Behavior* 3: 282-298.

(责任编辑: 陈佳鞠)